

جامعة الجزائر 03

كلية العلوم الاقتصادية، العلوم التجارية وعلوم التسيير

قسم العلوم الاقتصادية

مذكرة مقدمة ضمن متطلبات نيل شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية

- فرع اقتصاد كمي -

تحت عنوان:

أثر صدمات أسعار النفط على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية
(عرض النقد، الإنفاق الحكومي، البطالة، و التضخم) في الجزائر

دراسة اقتصادية قياسية باستخدام تقنية "VAR"

للفترة (1970-2010)

تحت إشراف الأستاذ:

د. لعلاي علاوة

من إعداد الطالب:

بن سبع حمزة

لجنة المناقشة:

د. صالح محمد.....رئيساً

د. لعلاي علاوة.....مقرراً

د. مزار منصف.....عضواً

د. غريس عبد النور.....عضواً

د. هاشم جمال.....عضواً

السنة الجامعية

2012/2011

بِسْمِ اللّٰهِ الرَّحْمٰنِ الرَّحِیْمِ

﴿... رَبَّنَا لَا تُغْرِغْ قُلُوبَنَا بَعْدَ إِذْ هَدَيْتَنَا وَهَبْ لَنَا مِنْ

لَدُنْكَ رَحْمَةً إِنَّكَ أَنْتَ الْوَهَّابُ...﴾

(آل عمران: الآية 08)

إهداء

... إلى أمي الحبيبة حفظها الله

... إلى روح والدي وجدتي تغمدهما الله برحمته الواسعة

... إلى خالي العزيز "عبود" وزوجته

... إلى إخوتي الأعزاء وخاصة أختي عفاف

... إلى كل الأهل والأصدقاء وخاصة إخوتي جمال، ياسين وأحمد

... إلى كل طالب علم

... إلى كل الشرفاء والخيرين في هذا العالم

إلى كل هؤلاء: أهدي ثمرة هذا الجهد المتواضع

شكر و عرفان

يقول تعالى: ﴿وَإِذْ تَأَذَّنَ رَبُّكُمْ لَئِن شَكَرْتُمْ لَأَزِيدَنَّكُمْ﴾ (إبراهيم: الآية 7).

﴿رَبِّ أَوْزِعْنِي أَنْ أَشْكُرَ نِعْمَتَكَ الَّتِي أَنْعَمْتَ عَلَيَّ وَعَلَىٰ وَالِدَيَّ وَأَنْ أَعْمَلَ صَالِحًا تَرْضَاهُ
وَأُدْخِلْنِي بِرَحْمَتِكَ فِي عِبَادِكَ الصَّالِحِينَ﴾ (النحل: الآية 19).

الحمد لله رب العالمين والصلاة والسلام على سيدنا محمد أشرف المرسلين وسيّد الخلق أجمعين وعلى صحابته الأكرمين ومن تبعهم بإحسان إلى يوم الدين .

بعد شكر الله العليّ القدير وحمده على ما أنعم به علينا من نعم وعلى ما وهبنا من عقل وحسن تدبير، لا يسعني في هذه العجالة إلا أن أتقدم بجزيل الشكر وعظيم ووافر الامتنان إلى الأستاذ الدكتور: علاوة لعلاي الذي لم يخل عليّ بنصائحه القيّمة وإرشاداته المفيدة وتوجيهاته الصّائبة وتشجيعه المحفّز .

كما لا يفوتني أن أتقدم بشكرٍ خاصٍ إلى الأستاذ محمد صالح، وإلى الأستاذ والأخ آيت سيدهم جمال على دعمه وتشجيعه المتواصلين، وإلى الزميل العزيز بن جدو سامي، وإلى كل الأساتذة الذين رافقوني طيلة مشواري الدّراسي .

وفي الأخير لا أنسى أن أتقدم بأسمى معاني الشكر وأجل معاني التقدير لكل من علمني حرفاً، وكل من قدّم لي يد المساعدة من قريب أو من بعيد ولو حتى بكلمة طيبة .

والحمد لله من قبل ومن بعد، فهو وليّ كلّ توفيق .

الفهرس

فهرس المحتويات

	إهداء
	شكر وعرفان
I.	الفهرس.....
VI.	قائمة الجداول والأشكال البيانية.....
أ-ح	مقدمة عامة.....
01.	الفصل الأول: تقلبات أسعار النفط في الأسواق العالمية وآثارها الاقتصادية الكلية...
02.	مقدمة الفصل الأول.....
03.	المبحث 01: مسح تاريخي لتطور سعر النفط الخام.....
03.	1. تطورات أسعار الخام حتى بداية عقد خمسينات القرن العشرين.....
04.	1.1. أسعار الخام في بدايات الصناعة البترولية (1859-1899).....
04.	2.1. تطور الأسعار إلى غاية إقرار نظام نقطة الأساس الأحادية.....
05.	3.1. هيكل أسعار النفط الخام في ظل نظام نقطة الأساس الأحادية.....
06.	4.1. هيكل أسعار النفط الخام في ظل نظام نقطة الأساس المزدوجة.....
08.	2. أسعار الخام خلال فترة انحسار السيطرة الاحتكارية للشركات الكبرى.....
08.	1.2. تطور الأسعار خلال عقد الخمسينات.....
09.	2.2. تطور الأسعار خلال عقد الستينات.....
10.	3. أسعار الخام خلال فترة زوال السيطرة الاحتكارية للشركات الكبرى.....
10.	1.3. السبعينات.. تحولات تاريخية في موازين القوى.....
12.	2.3. تطور الأسعار خلال عقدي الثمانينات والتسعينات.....
14.	3.3. تطور الأسعار خلال العشر سنوات الأولى للألفية الثالثة.....
17.	المبحث 02: الآثار الاقتصادية الكلية لصدّات أسعار النفط.....
17.	1. عرض مختلف الأدبيات التطبيقية: (Review of the Empirical Literature).....
18.	1.1. الدراسات المطبقة على الاقتصاديات المستوردة للنفط.....
23.	2.1. الدراسات المطبقة على الاقتصاديات المصدّرة للنفط.....
26.	2. أثر سعر النفط على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية.....
27.	1.2. أثر سعر النفط على الناتج الداخلي الخام (GDP).....
27.	2.2. أثر سعر النفط على المستوى العام للأسعار والتضخم.....
28.	3.2. أثر سعر النفط على الشغل والبطالة.....

29.	4.2. الاستجابات اللّامتناظرة: (Asymmetric Responses).....
30.	المبحث 03: انعكاسات تطورات أسعار النفط على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية الجزائرية..
30.	1. انعكاسات حركة أسعار النفط على تطورات الإنفاق الحكومي خلال الفترة (1970-2010).....
31.	1.1. تطور الإنفاق الحكومي خلال فترة التّخطيط (1970-1990).....
32.	2.1. تطور الإنفاق الحكومي خلال الفترة الانتقالية (1991-1999).....
33.	3.1. تطور الإنفاق الحكومي خلال فترة الإنعاش الاقتصادي (2000-2010).....
34.	2. انعكاسات حركة أسعار النفط على تطورات الكتلة النقدية والتضخم.....
34.	1.2. انعكاسات حركة أسعار النفط على تطورات الكتلة النقدية ومقابلاتها.....
40.	2.2. انعكاسات حركة أسعار النفط على تطورات معدّلات التضخم خلال الفترة (1970-2010).....
45.	3. انعكاسات حركة أسعار النفط على التّشغيل ومعدّلات البطالة خلال الفترة (1970-2010).....
46.	1.3. تطور التشغيل والبطالة قبل عام 1990.....
48.	2.3. البطالة والتشغيل في ظل الإصلاحات الاقتصادية (1990-2000).....
49.	3.3. البطالة والتشغيل في عصر نهضة الاقتصاد الجزائري (2000-2010).....
51.	خلاصة الفصل الأول.....
52.	الفصل الثاني: مبادئ وأساسيات النّمذجة باستخدام أشعة الإنحدار الذاتي "VAR" ..
53.	مقدّمة الفصل الثّاني.....
54.	المبحث 01: السّلاسل الزّمنية العشوائية واختبارات اللّاستقرارية.....
54.	1. السّلاسل الزّمنية العشوائية المستقرّة.....
55.	1.1. الإستقرارية المشدّدة (Strict Stationarity).....
55.	2.1. الإستقرارية الضّعيفة (Weak Stationarity).....
56.	3.1. دالة الإرتباط الذاتي (ACF).....
58.	2. السّلاسل الزّمنية العشوائية غير المستقرّة.....
59.	1.2. السّلاسل الزّمنية المستقرّة حول إتجاه عام (TS).....
59.	2.2. السّلاسل الزّمنية المستقرّة الفروقات (DS).....
61.	3. إختبارات اللّاستقراريّة.....
61.	1.3. التحليل البياني.....
61.	2.3. إختبارات الجذر الأحادي (Unit Root Test).....
64.	المبحث 02: نماذج أشعة الإنحدار الذاتي "VAR" ..
65.	1. تقديم النّموذج "VAR" ..

65.	1.1. مثال تمهيدي: (الشكل البدائي لنماذج VAR).....
67.	2.1. الشكل العام لنماذج "VAR".....
68.	3.1. شروط الإستقرارية (Conditions For Stationarity)
69.	4.1. الصيغة (∞) VMA القانونية لنموذج VAR(P)
70.	2. تقدير نماذج "VAR".....
70.	1.2. تقدير النموذج "VAR" غير المقيد باستخدام OLS.....
71.	2.2. تقدير النموذج "VAR" المقيد.....
72.	3.2. تحديد درجة التأخير المثلى لنموذج "VAR" (lag length determination)
73.	4.2. التنبؤ باستخدام نماذج "VAR".....
75.	3. إستخدامات نماذج "VAR".....
75.	1.3. إختبار السببية -حسب مفهوم "Granger"-.....
78.	2.3. تحليل الصدمات ودوال الإستجابة الدفعية.....
81.	3.3. تفكيك التباين.....
82.	المبحث 03: نماذج تصحيح الخطأ الشعاعية "VECM".....
83.	1. التكامل المتزامن (Cointegration).....
84.	1.1. خصائص السلاسل الزمنية المتكاملة.....
84.	2.1. مفهوم التكامل المتزامن.....
85.	2. آلية تصحيح الخطأ (ECM).....
86.	1.2. الشكل العام لنموذج تصحيح الخطأ.....
87.	2.2. نظرية التمثيل لـ Granger (1983).....
88.	3. التكامل المتزامن ونماذج تصحيح الخطأ: عملية التقدير والإختبار.....
89.	1.3. مقارنة Engle و Granger (1987)
93.	2.3. مقارنة Johansen (1988-1991).....
97.	خلاصة الفصل الثاني.....
98.	الفصل الثالث: تطبيق مباشر: أثر سعر النفط على مختلف المتغيرات.....
99.	مقدمة الفصل الثالث.....
100.	المبحث 01: دراسة وصفية، تحليلية، وبيانية للبيانات.....
100.	1. عرض وتحليل وصفي للمعطيات: البيانات وخصائصها الإحصائية.....
100.	1.1. تقديم وتعريف المتغيرات.....

101.	2.1. تحليل وصفي للمتغيرات.....
105.	2. دراسة الإستقرارية وتحديد درجة تكامل المتغيرات.....
106.	1.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LP".....
109.	2.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LDEP".....
111.	3.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LM2".....
113.	4.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LCH".....
115.	5.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LINF".....
117.	6.2. خلاصة تحليل الإستقرارية.....
118.	3. تحليل التكامل المتزامن للمتغيرات (Cointegration Analysis).....
118.	1.3. الإستنباط البياني.....
119.	2.3. إختبارات التكامل المتزامن لـ "Johansen".....
121.	المبحث 02: تحديد النموذج: (Model Specification).....
122.	1. بناء نموذج "VAR" غير مقيد للمتغيرات في شكل مستويات.....
122.	1.1. تحديد درجة التأخير وتقدير النموذج.....
124.	2.1. إختبارات ضبط وتشخيص النموذج: (Diagnostic Checking Tests).....
127.	2. نمذجة النظام على شكل نموذج "VEC".....
127.	1.2. تقدير علاقة التكامل المتزامن ونموذج "VEC".....
128.	2.2. إختبارات تشخيص النموذج.....
130.	3.2. خلاصة.....
130.	المبحث 03: تحليل ديناميكية النموذج المقدر.....
131.	1. إختبار علاقات السببية -حسب مفهوم Granger- بين المتغيرات.....
134.	2. آثار الصدمات وتحليل دوال الاستجابة الدفعية.....
137.	1.2. استجابة الإنفاق الحكومي لمختلف التّجديدات (Response of LDEP).....
138.	2.2. استجابة عرض النقد لمختلف التّجديدات (Response of LM2).....
138.	3.2. استجابة معدلات التضخم لمختلف التّجديدات (Response of LINF).....
139.	4.2. استجابة معدلات البطالة لمختلف التّجديدات (Response of LCH).....
140.	5.2. تعليق.....
140.	3. تحليل تفكيك التباين.....
142.	1.3. تحليل تفكيك تباين متغيرة الإنفاق الحكومي (Variance Decomposition of LDEP).....
143.	2.3. تحليل تفكيك تباين متغيرة عرض النقد (Variance Decomposition of LM2).....

المحتويات

143.(Variance Decomposition of LINF) تحليل تفكيك تباين متغيرة معدّل التضخم
144.(Variance Decomposition of LCH) تحليل تفكيك تباين متغيرة معدّل البطالة
144.5.3. تعليق
145. خلاصة الفصل الثالث
146. خاتمة عامة
153. قائمة المراجع
170. الملاحق

قائمة الجداول:

رقم الصفحة	عنوان الجدول	رقم الجدول
106	القيم النظرية للحد الثابت والإتجاه العام عند مستوى معنوية 1% و 5%.	(1.3)
108	نتائج اختبارات ديكي-فولر للسلسلة "DLP"	(2.3)
110	نتائج اختبارات ديكي-فولر للسلسلة "LDEP"	(3.3)
110	نتائج اختبارات ديكي-فولر للسلسلة "DLDEP"	(4.3)
112	نتائج اختبارات ديكي-فولر للسلسلتين "LM2" و "DLM2"	(5.3)
114	نتائج اختبارات ديكي-فولر للسلسلتين "LCH" و "DLCH"	(6.3)
116	نتائج اختبارات ديكي-فولر للسلسلتين "LINF" و "DLINF"	(7.3)
117	أهم الخصائص المميزة لمتغيرات الدراسة	(8.3)
119	معايير اختيار درجة تأخير النموذج "VAR"	(9.3)
120	نتائج اختبار الأثر للتكامل المتزامن	(10.3)
120	نتائج اختبار القيمة الذاتية العظمى للتكامل المتزامن	(11.3)
123	نتائج تقدير النموذج VAR(1) باستخدام طريقة "OLS"	(12.3)
125	نتائج اختبار "Wald" لمعنوية التأخير الأول في معادلات النموذج "VAR(1)"	(13.3)
126	نتائج اختبار مضاعف لاقرانج للإرتباط الذاتي لأخطاء النموذج "VAR(1)"	(14.3)
127-128	نتائج تقدير علاقة التكامل المتزامن ونموذج تصحيح الخطأ الشعاعي "VECM"	(15.3)
129	نتائج اختبار "Wald" لمعنوية التأخير الأول في معادلات النموذج "VEC(1)"	(16.3)
130	نتائج اختبار مضاعف لاقرانج للإرتباط الذاتي لأخطاء النموذج "VEC(1)"	(17.3)
131-132	نتائج اختبار سببية "Granger" بين متغيرات الدراسة	(18.3)
135	مصفوفة الارتباطات الفورية لتجديدات معادلات النموذج "VAR(1)"	(19.3)
136-137	نتائج تقدير ومحاكاة دوال الاستجابة الدفعية	(20.3)
141-142	نتائج تفكيك التباين	(21.3)

قائمة الأشكال البيانية:

رقم الصفحة	عنوان الشكل	رقم الشكل
16	الأزمة المالية العالمية وأسعار النفط الخام	(1.1)
31	تطور كل من: الإيرادات العمومية، الإنفاق الحكومي، وأسعار النفط للفترة (1970-2010).	(2.1)
36	تطورات سعر النفط، الكتلة النقدية ومقابلاتها خلال الفترة (1970-2010).	(3.1)
42	تطور سعر النفط، مؤشر أسعار الاستهلاك، ومعدلات التضخم خلال الفترة (1970-2010).	(4.1)
46	تطور معدلات البطالة وأسعار النفط خلال الفترة (1970-2010).	(5.1)
102	التمثيل البياني للسلسلتين "P" و "LP"	(1.3)
103	التمثيل البياني للسلسلتين "DEP" و "LDEP"	(2.3)
103	التمثيل البياني للسلسلتين "M2" و "LM2"	(3.3)
104	التمثيل البياني للسلسلتين "CH" و "LCH"	(4.3)
105	التمثيل البياني للسلسلتين "INF" و "LINF"	(5.3)
107	دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة "LP"	(6.3)
109	دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة "LDEP"	(7.3)
111	دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة "LM2"	(8.3)
113	دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة "LCH"	(9.3)
115	دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة "LINF"	(10.3)
117	التمثيل البياني للفروقات الأولى لمتغيرات الدراسة	(11.3)
118	التمثيل البياني لمتغيرات الدراسة	(12.3)
125	نتائج اختبار إستقرارية النموذج "VAR(1)"	(13.3)
129	نتائج اختبار إستقرارية النموذج "VEC(1)"	(14.3)
132	مخطط تفصيلي لاتجاهات علاقات السببية الثنائية بين متغيرات الدراسة	(15.3)

المقدّمة العامّة

مقدمة عامة:

ارتبطت الحضارة الماديّة للقرن العشرين ارتباطاً وثيقاً بالنفط، بل هي -إذا جاز التعبير- صنّعة هذه المعجزة السوداء. لقد أصبح النفط في عصرنا هذا بمثابة العمود الفقري لمختلف قطاعات الإنتاج في المجتمع الصناعي الحديث. بدونهُ تتوقف عجلة الحياة الاقتصادية، وتصبح "الطائرات والسيارات والمدركات كتلاً حديدية، وتغلق الكثير من المصانع أبوابها، وينخفض الإنتاج الزراعي إلى معدّلاتٍ مخيفة وتُسلُّ القدرة العسكرية لأي دولة مهما عظمت". فالنفط يشكل مادة حيوية وسلعة إستراتيجية، تمتد أهميتها لتشمل كل أبعاد النشاط الاقتصادي والاجتماعي والسياسي والعسكري، إلى حد أنه يمكننا قياس درجة ازدهار وتطور أي مجتمع، بمقدار ما يستهلكه من النفط ومشتقاته. فالحصول على النفط، كما يقول "جان جاك سرفان شرايبر" في كتابه "التحدي العالمي": «يشكّل -وسيظلّ يشكّل في السنوات القادمة- الفارق بين اضمحلال مجتمع إنساني وازدهاره. وذلك أن النفط في المجتمع الصناعي الذي عشنا في كنفه، هو في مقام المركز في كلّ شيء»¹.

انطلاقاً من هذه المعطيات، لا عجب أن نرى دول العالم اليوم، وبالأخص الدول الصناعية الكبرى تولي هذه المادة الحيوية الأهمية القصوى، وتجعل قضية تأمينها المنتظم وبالأسعار المناسبة، من أولويات إستراتيجياتها القومية. وتجدر الإشارة في هذا السياق، إلى التوزيع الجغرافي غير المتساوي للثروة النفطية بين مختلف دول العالم، فهناك دولٌ تمتلك منه ثروةً هائلةً (كدول منطقة الشرق الأوسط، فنزويلا وروسيا)، وأخرى محرومة منه (كاليابان ودول أوروبا الشرقية والغربية). وهناك دولٌ تستهلك منه أكثر ممّا تُنتج، وأخرى تُنتج أكثر ممّا تستهلك. وقد أوجد هذا التفاوت في الاحتياطي والإنتاج والاستهلاك نوعاً من العلاقات اتّسم بالتهب والاستغلال من قبل الدول المستهلكة، وبالتحرك والنّضال من قبل الدول المنتجة لتحقيق سيطرتها على ثرواتها القومية النّاضبة، وهو ما كان له عظيم الأثر على حركة أسعار هذه المادة الحيوية التي باتت تشكّل هاجساً لكلا الفريقين من الدول وأخذت النصيب الأوفر من الاهتمام.

مما لا شك فيه ولا ريب، فإن للنفط اليوم آثاراً مباشرة -وغير مباشرة- على مجمل الأوضاع الاقتصادية والسياسية والاجتماعية في مختلف البلدان، حيث يُرجعُ العديد من الخبراء ذلك التأثير إلى اللّائسقرار وحدّة التقلّب التي تميز أسعاره في الأسواق العالمية، أين ينشُبُ الجدل بين الدول المستهلكة للنفط التي تشكو من ارتفاع الأسعار، وبين الدول المنتجة له وعلى رأسها دول أوبك التي عبّرت عن موقفها على لسان الرئيس الفنزويلي "هوغو تشافيز" الذي قال قبل قمة أوبك المُنعقدة في سبتمبر 2000 "بأن المسألة ليست مسألة أسعارًا مرتفعة، إنها مسألة أسعارٍ عادلة"، ليُردف تشافيز قائلاً: "لقد شعرت الدول المستهلكة بالاستياء لمّا بلغت الأسعار 30 دولارًا لكنها لم تتخيّل ما حلّ بدول منظمة أوبك عندما هبط سعر البرميل إلى ثمانية

¹ جان جاك سرفان شرايبر، «التحدي العالمي»، ترجمة: فكتور سحاب و ابراهيم العريس، المؤسسة العربية للدراسات و النشر، بيروت، 1980 ص. 52.

دولارات"¹. وتتضح قوة هذا الموقف خاصة إذا عرفنا أن البترول هو سلعة غير قابلة للإحلال والتجديد وإعادة الإنتاج، وفي معظم الحالات يشكل القاعدة الأساسية والمورد الاقتصادي الأهم الذي تتشكل منه موازنات الدول المنتجة واحتياطياتها من العملات الصعبة، وتقوم عليه آمال شعوبها في تحقيق على الأقل حد أدنى من التنمية الاقتصادية، حيث تمثل عائداته مصدرًا حيويًا من مصادر الرأس مال الضروري لتحقيقها.

تمتلك الجزائر إمكانات نفطية معتبرة (خاصة من الغاز الطبيعي)، أهلتها لاحتلال مكانة أساسية ومميّزة بين مجموعة الدول المنتجة والمصدّرة للنفط، حيث تعزّزت هذه المكانة أكثر بعد انضمامها إلى منظمة "أوبك" في يوليو 1969. وكما هو الحال في عديد الدول النفطية، يُعتبر قطاع المحروقات بمثابة العمود الفقري للاقتصاد الجزائري، وذلك أنه ظلّ طيلة أكثر من أربعة عقود بعد الاستقلال القطاع المهيمن على النشاط الاقتصادي، إذ أن نسبة مساهمته في: الصادرات لا تقل عن (95%)، وفي إيرادات الميزانية، وصلت إلى (75%)، وفي الناتج الداخلي الخام بلغت حد الـ (45%)².

كما تعتبر الجزائر من بين الدول المنتجة والمصدّرة للنفط التي ارتبطت سياستها الاقتصادية بشكل كبير بوضعية السوق العالمية للنفط، حيث أدى تراكم الفوائض المالية الناتج عن ارتفاع أسعار النفط في الأسواق العالمية خلال فترة السبعينات وبداية الثمانينات إلى انتهاج سياسة إنفاقية توسّعية، قادت إلى مستويات عالية من الإنفاق العام كان من الصعب خفضها حين ظهر أن الطفرة لم تكن سوى طفرة مؤقتة، كما عبّرت عنه بوضوح صدمة النفط العكسية لسنة 1986، التي أدت إلى انخفاض الإيرادات المتأتية من الجباية البترولية، وكانت ميلادًا لمجموعة من الإصلاحات الاقتصادية والمالية - بقيادة المؤسسات المالية الدولية - لغرض تصحيح الإختلالات الهيكلية، والتخفيف من حدة الآثار السلبية الناتجة عن هذه الأزمة، والمتمثلة أساسًا في عجز الميزانية العامة، ارتفاع حجم الدين العمومي نتيجة تراكم الديون الخارجية، تدهور حجم الاستثمار العمومي، تراجع الناتج المحلي الخام ومعدّلات النمو الاقتصادي، وارتفاع معدّلات البطالة والتضخم.

انطلاقًا من سنة 1999 عرفت أسعار النفط ارتفاعًا تدريجيًا، فانّسّمت السياسة الاقتصادية الجزائرية بالحذر خلال الفترة الممتدة بين عامي 1999 و2001، وبعد أن اتّضحت الرؤية الإيجابية لسوق النفط العالمية قامت الحكومة بتسطير المخطط الثلاثي للإنعاش الاقتصادي للفترة (2001-2004)، وبرنامج دعم النمو الاقتصادي للفترة (2005-2009)، التي أدت إلى ارتفاع الإنفاق الحكومي (خاصةً في شقه الاستثماري)، وهو ما أدى بدوره إلى تحسن كبير في بعض المؤشرات الاقتصادية الكلية، لعلّ من أهمها انخفاض حجم الدين العمومي نتيجة لانخفاض حجم المديونية الخارجية، انخفاض معدّلات البطالة، وارتفاع معدّلات النمو الاقتصادي.

¹ عدنان جابر، «العرب و عصر ما بعد النفط»، الطبعة الأولى، دار علاء الدين للنشر و التوزيع و الترجمة، دمشق، سورية، 2004، ص. 20.
² Mouloud Hedir، «L'économie algérienne à l'épreuve de l'OMC»، Anep, Alger, 2003, P.335.

هكذا تبدو جلياً هشاشة تركيبة الاقتصاد الجزائري وارتباطه الوثيق بقطاع النفط - خاصة في ظل فشل مختلف السياسات الاقتصادية المنتهجة خلال ما عُرف بفترة الإصلاحات في تقليص درجة تبعية الاقتصاد الوطني لهذا القطاع- مما أدى إلى مروره بعدة تقلبات، أسهمت في ظهور أوضاع تتراوح بين الضغوط التضخمية، وحالات البطالة، وانخفاض معدلات النمو الاقتصادي. وفي هذا الإطار جاءت هذه الدراسة لإلقاء الضوء على آثار تقلبات أسعار النفط على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية (الإنفاق الحكومي، عرض النقد، البطالة والتضخم) في الجزائر. وقد تم التركيز على الفترة (1970-2010)، باعتبار أنها تتضمن كل من فترات الرخاء المتزامنة مع ارتفاع أسعار النفط، وفترات الضيق متمثلة في فترات انهيار أسعاره، حيث عرفت هذه الفترة تذبذبات كبيرة في الأسعار، وبالمقابل شهدت مرور الاقتصاد الجزائري بمراحل متعددة تماشياً مع تطور الظروف الدولية والمحلية.

تتجلى أهمية هذه الدراسة في كونها تعالج موضوعاً يحتل أهمية ومكانة مميزة بين المواضيع التي تهتم بمعالجة ودراسة قضايا التنمية الاقتصادية والاجتماعية الشاملة في مختلف بلدان العالم عامةً، وفي البلدان النفطية خاصةً، وتسلط الضوء على أهم الآثار التي يمكن أن تُخلفها تقلبات أسعار النفط على واحدٍ من بين أهم هذه الاقتصاديات، متمثلاً في الاقتصاد الجزائري. إذ أن المعرفة المسبقة بالآثار المترتبة عن صدمات أسعار النفط، سوف تساهم بلا شك في توجيه السياسات الاقتصادية للدولة بما يتوافق مع توفير الظروف الملائمة لكبح الآثار السلبية، وتحقيق أهداف التنمية المستدامة.

في الواقع، هناك العديد من الدراسات التي تناولت موضوع تأثير صدمات أسعار النفط على مختلف المتغيرات الاقتصادية الكلية، حيث ركزت معظم هذه الدراسات على التفاعلات قصيرة المدى التي تحدث بين أسعار النفط والنشاط الاقتصادي في الولايات المتحدة الأمريكية، واهتمت أساساً بالنتائج، البطالة والتضخم¹، فمنذ الأعمال الأساسية لكلٍ من Hamilton (1983) و Burbidge و Harrison (1984) تم تعريف علاقة سببية -حسب مفهوم Granger- بين تقلبات أسعار النفط والتغيرات التي تطرأ على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية الأمريكية مثل: إجمالي الناتج المحلي "GDP"، البطالة والتضخم² (حيث أن هذه العلاقة السببية تتجه من الأولى نحو الأخيرة). لكن بالنسبة للبلدان الأخرى تم إجراء عدد أقل من الدراسات مقارنةً بعدد الدراسات المتعلقة بالاقتصاد الأمريكي. من أهم تلك الدراسات نجد أعمال Mork et al (1994)، Jimensz-Rodriguez و Papapetrou (2001) و Jimensz-Rodriguez و Sanchez (2005). Mork et al و Jimensz-Rodriguez و Sanchez أثبتوا أن النتائج المُتحصل عليها بالنسبة للولايات المتحدة الأمريكية كانت تنطبق أيضاً على كل من: اليابان، ألمانيا، فرنسا، كندا، المملكة المتحدة، والنرويج (مع تأثير إيجابي لتغيرات أسعار النفط على

¹ D.W. Jones, and P.N. Leiby, «The macroeconomic impacts of oil price shocks: A review of literature and issues», Oak Ridge National Laboratory, September 1996, 33 p.

² لتقديم أكثر تفصيلاً، أنظر: سلسلة العروض (Series of Reviews) المقّمة من طرف، Jones و Leiby (1996) و Jones et al (1997)، (2002، 2004).

مستوى الناتج بالنسبة للنرويج)¹، أما Papapetrou (2001) فقد قام بتحليل أثر مؤشر أسعار الاستهلاك الخاص بالمنتجات البترولية على الاقتصاد اليوناني، وتوصل إلى وجود علاقة سببية تتجه من أسعار البترول نحو كلٍّ من: أسعار المُنتجات الصناعية، العمالة وأسعار الأسهم المالية².

لتحليل واختبار العلاقة "أسعار النفط- نشاط اقتصادي كلي"، اعتمدت مختلف الأدبيات التطبيقية التي اهتمت بهذا الموضوع على العديد من أساليب وأدوات القياس والتحليل الكمي التي تقدّمها مختلف المقاربات القياس اقتصادية. ونجد في مقدمة هذه المقاربات ما يسمى بمقاربة "نماذج أشعة الانحدار الذاتي (VAR)"، التي شكّلت منذ أن تم تقديمها لأول مرة من طرف الباحث والاقتصادي الشهير "C. A. Sims" عام 1980³- أداة ملائمة لتحليل وتفسير العديد من العلاقات والتفاعلات التي تحدث بين مختلف الظواهر الاقتصادية، نظرًا لما تقدمه من وسائل وطرق فريدة وفعالة، تساعد على استيعاب التشابك والتداخل المميز لهذه الظواهر.

وعليه واستنادًا على ما سبق تظهر ملامح إشكالية الدراسة، التي يمكن صياغتها في السؤال الجوهرية التالي:

"بالاعتماد على تقنية أشعة الانحدار الذاتي "VAR"، ما مدى تأثير تقلّبات أسعار النفط في الأسواق العالمية على كلٍّ من الإنفاق الحكومي، عرض النقد، البطالة والتضخم في الجزائر؟".

وبُغية الإحاطة والإلمام بحديثيات الموضوع، حاولنا تجزئة الإشكالية الأساسية إلى الأسئلة الفرعية التالية:

1. ما هي مختلف التطورات التي شهدتها أسعار النفط؟، وما هي الآثار الاقتصادية الكلية التي خلفتها هذه التطورات على مختلف الاقتصاديات العالمية عامّةً، وعلى الاقتصاد الجزائري خاصّةً؟.
2. ما هي مبادئ وأساسيات النّمدجة باستخدام تقنية أشعة الانحدار الذاتي "VAR"؟، وما هي مختلف أدوات التحليل التي تقدّمها هذه التقنية؟.
3. بالاعتماد على أدوات التقنية الأخيرة، ما هو نوع ومقدار التأثير الذي يمكن أن تمارسه صدمات أسعار النفط على المتغيّرات المختارة؟، وما هي مختلف العلاقات الديناميكية السائدة بين هذه المتغيّرات؟.

وكإجاباتٍ مبدئية على هذه الأسئلة المطروحة، نقدّم الفرضيات التالية:

¹ K. A. Mork, Ø. Olsen, and H.T. Mysen «Macroeconomic responses to oil price increases and decreases in seven OECD countries», The Energy Journal, Vol. 15, No. 4, 1994, PP.19-35; and R. Jimenez-Rodriguez, and M. Sanchez «Oil price shocks and real GDP growth: Empirical evidence for some OECD countries», Applied Economics, Vol 37, 2005, PP. 201-228.

كما أن Bjørnland (2000) وجد أن الصدمات الناتجة عن ارتفاع أسعار النفط تترك تأثيرًا إيجابيًا على الاقتصاد النرويجي، أنظر:

H.C. Bjørnland, «The Dynamic Effects of Aggregate Demand, Supply and Oil Price Shocks—A Comparative Study», The Manchester School, Vol. 68, 2000, pp. 578-607.

² E. Papapetrou, «Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece», Energy Economics, Vol. 23, No. 5, 2001, PP. 511-532.

³ C. A. Sims, « Macroeconomics and Reality », Econometrica, Vol.48, January 1980, PP.1-48.

1. لطالما تميزت أسعار النفط بالاستقرار وحدّة الثقل، وهو ما كان له عظيم الأثر على مختلف الاقتصاديات العالمية.
2. يرتبط السلوك الاقتصادي الكلي في الجزائر ارتباطاً وثيقاً بتغيّرات وتقلّبات الأسعار العالمية للنفط، حيث تتعكس حركات أسعار النفط مباشرةً على سلوك مختلف المتغيّرات الاقتصادية الكلية.
3. لأسعار النفط أثراً مباشراً على سلوك كل من متغيّرتي الإنفاق الحكومي وعرض النقد، بينما تمارس تأثيراً غير مباشر على سلوك معدّلات البطالة والتضخم في الجزائر.
4. في ظل حيادية ومصادقية البيانات الإحصائية المستخدمة، نفترض أنه يمكن تقديم وصف شامل ودقيق لمختلف العلاقات السائدة بين نظام المتغيّرات المدروسة، من خلال محاكاة الهيكل الديناميكي للنموذج "VAR" المعبر عن هذه المتغيّرات.

نتطلّع من خلال هذه الدّراسة إلى تحقيق جملةً من الأهداف نورد بعضها فيما يلي:

1. محاولة إدراك وفهم ميكانيزمات وآليات تسعير السلعة النفطية في الأسواق العالمية، ومعرفة مختلف التطورات التي شهدتها هذه العملية منذ الاكتشاف التجاري للنفط.
2. محاولة إظهار المكانة الأساسية التي يحتلها النفط في الاقتصاد الجزائري، وما يمكن أن يؤدي إليه استمرار هذا الوضع من عواقب وخيمة على مستقبل أداء الاقتصاد الوطني، خاصّة في ظل تذبذب مستويات أسعار هذه المادة وعدم استقرار أسواقها.
3. محاولة الكشف عن شبكة العلاقات الموجودة بين متغيّرات النظام المدروس، وتحديد اتجاهات علاقات السببية فيما بينها (في حالة وجودها).
4. محاولة تحديد نسبة مساهمة صدمات أسعار النفط في تفسير التغيّرات التي تحدث في مختلف المتغيّرات المختارة.

لقد تم اختيارنا لهذا الموضوع بناءً على مجموعة من الإعتبارات الموضوعية، التي يأتي في مقدّمتها الارتباط الكبير للاقتصاد الجزائري بقطاع النفط، باعتباره يمثل المصدر الأساسي للدخل الوطني والإيرادات العامة. بالإضافة إلى عدم وجود دراسات محلية تهتم بدراسة آثار أسعار النفط على المتغيّرات الاقتصادية الكلية الأساسية (البطالة والتضخم في حالتنا) في وجود متغيّرات تعبر عن السياسة الاقتصادية (الإنفاق الحكومي وعرض النقد في حالتنا)، أين يُعتبر الجمع والمزج بين هذه التوليفة من المتغيّرات في نظام واحد مع متغيّرة أسعار النفط ضرورياً لرصد وإظهار مختلف الآثار المباشرة وغير المباشرة لصدمات أسعار النفط¹، كما تعبر عنه حقيقة نماذج أشعة الانحدار الذاتي "VAR".

¹ Husain و Martirosyan (2008) أثبتنا أن أسعار النفط تمارس تأثيراً على الأداء الاقتصادي الكلي للدول المصدرة من خلال قناة السياسة الجبائية، أنظر: T. Husain, and Ter-Martirosyan, «Fiscal Policy and Economic Cycles in Oil-Exporting Countries», IMF working Paper. WP/08/253, 2008.

نظرًا للطابع التطبيقي للدراسة، ولغرض الإحاطة بمختلف جوانب الموضوع، فقد تعمّدنا المزج بين المنهج الوصفي التحليلي الذي يعتمد سرد الوقائع التاريخية ومحاولة تفسيرها من خلال محاولة ربط الأسباب بالنتائج، والمنهج الإستقرائي التحليلي الموظف لأدوات القياس الكمي -متمثلةً في أدوات القياس الاقتصادي- لغرض إعطاء تصوّر لهيكل العلاقات السائدة بين المتغيرات، ومحاولة قياس وتكميم حجم الآثار -المباشرة وغير المباشرة- المترتبة عن صدمات أسعار النفط.

لغرض الوصول إلى تحقيق الأهداف المنشودة من وراء هذه الدراسة واختبار مدى صحة وتحقيق فرضياتها جاء هيكل البحث مُقسّمًا إلى ثلاث فصول كما يلي:

يتناول الفصل الأول قواعد تسعير النفط الخام ويستعرض مختلف التطورات التي عرفتتها أسعار النفط منذ اكتشافه تجاريًا إلى غاية العام 2010، مع التركيز على أهم الأحداث في كل عقدٍ من الزمن، مثل إنشاء أوبك، وأزمة السبعينات واستخدام النفط كسلاح سياسي، وأزمة الثمانينات والتسعينات والأزمة المالية العالمية الأخيرة، و كل هذا من أجل الخروج بفكرة عامة عن تطور العوامل المؤثرة على عملية تسعير النفط الخام وبالتالي على أسعاره. كما يتم من خلاله التعرض إلى آثار التذبذب المميز لأسعار النفط على الاقتصاديات العالمية من خلال عرض نتائج أهم الأدبيات التطبيقية، لنقوم في الأخير بتحليل علاقة تطورات أسعار النفط وانعكاساتها على سلوك بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية الجزائرية.

بينما حُصّص الفصل الثاني لاستعراض أهم مبادئ وأساسيات النمذجة باستخدام تقنية أشعة الانحدار الذاتي "VAR"، بدايةً بتقديم أهم وسائل تحليل السلاسل الزمنية والتي تساعد على استخلاص الخصائص الجوهرية لها، مرورًا بتقديم الشكّل العام لهذا النوع من النماذج وكذا طرق تقديرها ومختلف أدوات التحليل التي تقدّمها، وصولاً إلى تقديم واحدًا من الأشكال المقيدة لهذه النماذج أو ما يُسمى بنماذج تصحيح الخطأ الشعاعية "VECM"، وهي المرحلة التي تتضمن شرح وتحليل مفهوم التكامل المتزامن (Cointegration) بين المتغيرات.

أمّا الفصل الثالث فقد حُصّص لتقديم تحليل اقتصادي قياسي لأثر سعر النفط على مختلف المتغيرات الاقتصادية المختارة، انطلاقًا من تقديم دراسة وصفية، تحليلية وبيانية للبيانات، تتضمن تعريف المتغيرات المدروسة وتحليلها بالاعتماد على مختلف الأدوات الإحصائية المناسبة، لنقوم بعد ذلك بمحاولة إيجاد النموذج الديناميكي الأكثر تعبيرًا عن شبكة العلاقات والتفاعلات التي تحدث بين متغيرات النظام المدروس باستخدام منهجية "VAR"، حيث يتم استخدام النموذج الناتج عن هذه المرحلة لتحليل ديناميكية هذا النظام، ودراسة مختلف العلاقات الموجودة بين متغيراته.

لنهي هذه الدراسة بخاتمة عامة تُحوصل أهم النتائج المتوصل إليها، وتتضمن الإجابة على مختلف التساؤلات والانشغالات المطروحة، وتطرح أهم الآفاق التي يمكن من خلالها توسيع نطاق البحث.

الفصل الأول:

تقلبات أسعار النفط في
الأسواق العالمية وآثارها
الاقتصادية الكلية

مقدمة الفصل الأول:

إن توفر الطاقة يشكل المحور الأساسي للرقى الاقتصادي وازدهار الحضارة الإنسانية. فالمنتبّع لأنماط واستخدامات الطّاقة تاريخياً يجد أن لكل درجة تطور حضاري إنساني، استعمالاً لنوع وشكل معين من أشكال الطاقة يعبر عن مستوى الرقى الحضاري السائد. في هذا السياق نجد أن البترول -ومعناه عن اللاتينية "زيت الصّخر" أو "النفط كما سمّاه العرب"- قد عُرف منذ أقدم العصور، بيد أن أهميته كمصدر للطاقة لم تُدرك إلاّ مع إطلالة القرن العشرين، عندما اشتد الإقبال عليه مع زحف موجة الاختراعات العلمية وتطور التكنولوجيا الحديثة، التي جعلت منه أهم مصدر للطاقة -على الإطلاق- نظراً لما يتمتع به من خصائص ومزايا فريدة ساعدته على مواكبة ومسايرة التقدم في القطاعات الصناعية والخدماتية الأساسية.

لقد غدا استخدام النفط ومشتقاته لا يقتصر على مجتمعٍ دون الآخر، أو على دولةٍ دون غيرها، فالنفط هو عماد النهضة الصناعية، وعصب الاقتصاد في عالم اليوم - بكل ما تحمل الكلمة من معنى- وكل دول العالم بحاجة إلى هذه المادة الحيوية، كحاجة الإنسان إلى الدم. فالدول المتقدّمة تحتاج إلى النفط، لأنه ببساطة كان وما زال يشكّل قاعدة نموّها الاقتصادي، وتفوقها الصناعي والتكنولوجي، في حين تحتاجه الدول النامية -وخاصةً منها تلك التي تتوفر على ثرواتٍ معتبرة منه- من أجل تحقيق تقدّمها وتنميتها الاقتصادية، واللحاق بركب الحضارة المعاصرة.

في ظل هذه الأهمية التي اكتسبها النفط كمادةٍ وسلعةٍ إستراتيجية متعددة الاستخدامات لا يمكن الاستغناء عنها، تطلّ أسعاره تمثّل المحرّك والمحدّد الأساسي للأداء الاقتصادي العالمي، كما تمت الإشارة إليه من طرف عديد الباحثين والاقتصاديين الذين خصّصوا جزءاً كبيراً من أبحاثهم لدراسة وتحليل علاقة تقلّبات أسعار النفط بالتقلّبات التي تطرأ على مختلف المتغيّرات الاقتصادية الكلية في مختلف الاقتصاديات.

من خلال هذا الفصل سنسعى إلى إبراز الآثار الاقتصادية الكلية التي يمكن أن تخلفها تقلّبات أسعار النفط على مختلف الاقتصاديات العالمية عامّة، وعلى الاقتصاد الجزائري بصفة خاصّة، وذلك من خلال معالجة ثلاثة محاور أساسية موزّعة على ثلاثة مباحث كما يلي:

في المبحث الأول سنقوم بتقديم مسح تاريخي لتطور سعر النفط الخام منذ الاكتشاف التجاري للسلعة النفطية وإلى غاية العام 2010، لغرض الوقوف على أهم الأحداث والتطورات التي شهدتها السّاحة النفطية خلال هذه الفترة، وتحليل كيفية تأثيرها على مسار الصّناعة النفطية العالمية عامّة، وأسعار الخام خاصّةً.

أما المبحث الثاني فسنخصّصه لاستعراض مختلف الآثار الاقتصادية الكلية لتقلّبات أسعار النفط من خلال عرض نتائج أهم الأدبيات التطبيقية المتضمنة لمختلف الدّراسات التجريبية التي تم إجراؤها على كلّ من الاقتصاديات المستوردة وكذا المصدرّة للسلعة النفطية.

بينما سنعمد من خلال المبحث الثالث إلى توضيح انعكاسات حركة أسعار النفط على تطور بعض المتغيّرات والمؤشّرات الاقتصادية الكلية الأساسية في الجزائر خلال الفترة (1970-2010).

المبحث 01: مسح تاريخي لتطور سعر النفط الخام¹:

اقتصادياً يُعرّف السّعر على أنه تعبير عن قيمة شيء مادي (سلعة)، أو معنوي (خدمة) بوحدة نقدية محدّدة في فترة زمنية معيّنة. لهذا فإنّ السعر قد يكون معادلاً للقيمة كما أنه قد يكون غير ذلك، حيث نجد أن العلاقة بين قيمة الشيء وسعره هي علاقة غير ثابتة، إذ أنها تتغير تبعاً لتفاعل وتداخل عدّة عوامل (اقتصادية، سياسية اجتماعية، ...) ².

بناءً على ذلك يمكن القول أن سعر النفط ما هو إلا تعبير عن قيمة السلعة النفطية بوحدة نقدية معيّنة، وفي فترة زمنية معيّنة. لكن جدير بالملاحظة أن العلاقة بين سعر النفط وقيّمته كانت في الغالب علاقة غير متكافئة، حيث ظل هذا الأخير لفترات طويلة أقل بكثير من قيمة النفط الحقيقية -كمورد ناضب وكمصدر مهم وحيوي- نظراً لتكاثف عدة عوامل يأتي ذكرها لاحقاً.

من المعروف أن عملية تسعير النفط الخام والكيفية التي يتحدد بموجبها السعر قد شهدت تطورات عديدة منذ الاكتشاف التجاري للسلعة النفطية، حيث يعتبر هذا الموضوع من أكثر المواضيع إثارةً للجدل وإحاطة بالغموض والسريّة. فبغض النظر عن أي اعتبارات اقتصادية قد تشير بسعر أو بأخر، نجد أن هناك عدة اعتبارات أخرى تلعب دوراً هاماً للغاية في تحديد القيمة النهائية لسعر البترول، إلى حد أن فهم عملية التسعير وإدراك المغزى من وراء سعر معين أو غيره كانا دائماً أمران يصعب فهمهما على الكثيرين من خارج الصناعة النفطية، بل وحتى من داخلها.

إن جوهر الاختلاف والتباين بين الفرقاء النّفطيين حول السعر والتسعير النفطي يتركز حول: أيّ من الاعتبارات، الاقتصادية، السياسية، أم الاجتماعية لها الأولوية؟. فالعديد من الاقتصاديين والعارفين بالشؤون النفطية (كالإقتصادي "Adeilman" وكذلك "P. Frankel" و "E. Benrose") حاولوا استعمال مؤشرات اقتصادية بحتة لشرح الأسعار، متناسين بذلك العوامل الأخرى غير الاقتصادية، كالعوامل السياسية والعسكرية، وما يمكن أن تخلفه من آثار مهمة قد تفوق تلك المترتبة عن العوامل الاقتصادية³.

في الواقع، فإنّ تسعير النفط الخام - وبالتالي سعر النفط الخام- قد مرّ بمراحل عديدة اختلفت ظروفها السياسية والاقتصادية، وتماشياً مع تطور السوق النفطية من سوق تنافسية (مباشرة مع بداية الصناعة البترولية) إلى سوق احتكارية، ثم سوق شبه احتكارية (احتكار قلّة) وصولاً إلى سوقاً أكثر تنافسية⁴.

1. تطورات أسعار الخام حتى بداية عقد خمسينات القرن العشرين:

لتسهيل وتبسيط عملية البحث خلال هذه المرحلة قمنا بتقسيمها إلى مراحل جزئية تعكس أهم الأحداث الرئيسية (السياسية والاقتصادية) التي كان لها الأثر الواضح والجلي على مسيرة الصناعة النفطية عامة وعلى السوق والسعر النفطي خاصّة.

¹ أنظر الشكل(02) من الملحق(01).

² محمد أحمد الدوري، « مبادئ اقتصاد النفط »، الطبعة الأولى، دار شموع الثقافة، ليبيا، 2003، ص.347-348.

³ محمد أحمد الدوري، (نفس المرجع)، ص، 370-371.

⁴ لتفاصيل أدق حول مراحل تطور السوق النفطية، أنظر: محمد أحمد الدوري(نفس المرجع)، ص. 150-161.

1.1. أسعار الخام في بدايات الصناعة البترولية (1859-1899):

في يوم 27 أوت من العام 1859 كان أول اكتشاف للنفط الخام في النصف الغربي للكرة الأرضية، وبالضبط في الولايات المتحدة الأمريكية، حيث عثر الجنرال "A. Drake" على النفط قرب مدينة "Titusville" بولاية بنسلفانيا، أين بدأ الإنتاج بمعدل 30 برميل يومياً (ب/ي) وتم بيع البرميل الخام منه بما يقارب الـ 20 دولار (\$/ب) وذلك لفترة قصيرة جداً¹، إذ أن أول ظهور لسعر النفط الخام على نطاق تجاري كان عام 1960 - في ولاية بنسلفانيا- عند فوهة البئر (Well-Head) حيث بلغ السعر آنذاك مقدار (9,59) \$/ب، لينخفض في العام الموالي إلى (0,49) \$/ب! بسبب كثرة عدد المنتجين ومحدودية استعمالات النفط الذي لم يكن يساهم بأكثر من (1%) ضمن المنظومة الطاقوية للولايات المتحدة² في ذلك الوقت³. في ظل هذه الظروف ظهرت إلى الوجود شركة "Standard Oil of New Jersey Company"⁴ (10 يناير 1870)⁵ في ولاية نيوجرسي الأمريكية، وبفضل الإمكانيات الهائلة التي كانت تتمتع بها هذه الشركة -التي كان يملكها الملياردير الأمريكي "J. Rockefeller"- وبسبب عدم قدرة باقي المنتجين على منافستها فقد سيطرت على جميع أطوار الصناعة النفطية - بما فيها التسعير- لهذا فقد استمرت الأسعار المعلنة للنفط الأمريكي الخام بالتذبذب بين (0,95) \$/ب و (1,29) \$/ب من عام 1880⁶ إلى غاية العام 1900⁷.

2.1. تطور الأسعار إلى غاية إقرار نظام نقطة الأساس الأحادية:

في نهاية العام 1900 أدى اكتشاف النفط في ولاية تكساس الأمريكية إلى بروز شركات جديدة منافسة لشركة ستاندرد أويل، أهمها شركة نفط الخليج (Gulf Oil Co) وشركة تكساس (Texaco Co) اللتان قامتا بإنتاج النفط بكميات كبيرة، وحددتا أسعاراً جديدة له. هذه الوضعية أرغمت شركة ستاندرد أويل على الاتفاق مع هاتين الشركتين لتوحيد الأسعار مما أسفر على بروز سعر جديد يعتمد على المتوسط العام لأسعار الشركات الثلاث، حيث بلغ هذا السعر مقدار (1,19) \$/ب في نهاية العام 1900، لكنه أخذ في الانخفاض بعد ذلك حتى وصل إلى مستوى (0,61) \$/ب عام 1911⁸، ليعود بعدها إلى الارتفاع إلى أن بلغ مستوى (0,95) \$/ب في العام 1913. لكن هذا المنحى التصاعدي لم يدم طويلاً، فقد شهدت السنوات الأولى للحرب العالمية الأولى حدوث انخفاضاً في الأسعار (بلغت 0,81 دولار عام 1914 و 0,64 دولار عام 1915)، قبل

¹ E. Dalemont et J. Carrié, « Histoire du Pétrole ... Que sais-Je? », 1^{re} édition, Presses Universitaires de France, Paris, 1993, PP. 7-12.

² نواف الرومي، « منظمة الأوبك و أسعار النفط العربي الخام»، الطبعة الأولى، الدار الجماهيرية للنشر و التوزيع، مصراتة- ليبيا، 2000 ص. 27.
³ لم يقتصر الإنتاج على الولايات المتحدة فحسب، فقد أنتج النفط كل من رومانيا، الإتحاد السوفييتي، كندا وبلدان أخرى. لتفاصيل أوفى حول الموضوع أنظر: هارفي أوكونور، « الأزمة العالمية في البترول»، ترجمة عمر مكاي، دار الكاتب العربي للطباعة والنشر، القاهرة، 1967، ص. 31-130.
⁴ تعرف هذه الشركة حالياً باسم (Exxon) أو (Esso).

⁵ E. Dalemont et J. Carrié (1993), P.14.

⁶ هذا العام شهد بداية نظام "الأسعار المعلنة" (Posted Prices) الذي ظل - وإلى غاية أواخر خمسينات القرن العشرين- السعر الوحيد المعبر و المُجسّد لقيمة السلعة النفطية (يعرّف هذا السعر على أنه السعر المحدد من قبل الطرف العارض للسلعة النفطية الخام في السوق في فترة زمنية معينة) لتفاصيل أدق عن هذا النوع من الأسعار، أنظر: محمد أحمد الدوري، 2003، ص. 359-360 و نواف الرومي، 2000، ص. 18-20.

⁷ أنظر الجدول (01) من الملحق (01).

⁸ كان من بين أسباب انخفاض الأسعار في هذا العام، دخول العديد من الشركات إلى الصناعة النفطية، و التدخل الحكومي من أجل حل الإحتكار النفطي "ترست ستاندرد أويل".

أن تعود للإرتفاع مجدداً، حيث سُجل مع نهاية الحرب - إرتفاعاً وصل إلى (244%) عن المستوى الذي كان سائداً مع بدايتها (بلغ سعر الخام الأمريكي 1,98 دولار سنة 1918، ووصل إلى مستوى 3,07 دولار مع نهاية عام 1920)¹، وهذا بسبب تزايد حجم الطلب العالمي على النفط الخام الذي أصبح سلعةً إستراتيجية لا يُستغنى عنها، حلت محل الفحم الحجري في عديد الإستخدامات اليومية².

خلال الفترة الممتدة بين عام 1921 وإلى غاية العام 1929 -الذي عرف أعظم أزمة كساد في التاريخ- حافظ متوسط أسعار النفط الخام الأمريكي على مستوى متقارب، إذ أنه بلغ (1,73) \$/ب سنة 1921 ليعرف بعدها مستوى متذبذباً إلى أن وصل إلى حد (1,19) \$/ب مع مطلع العام 1930، لكنه سرعان ما انخفض إلى مستوى (0,65) \$/ب في العام الموالي كنتيجة حتمية للأزمة التي أثرت سلباً على جميع مجالات الإنتاج والإستهلاك بشكل عام وعلى تسعير النفط الخام بشكل خاص³.

3.1. هيكل أسعار النفط الخام في ظل نظام نقطة الأساس الأحادية:

في قلعة "Achnacary" باسكتلندا إجتمع رؤساء ثلاث شركات نفطية كبرى (ستاندرد نيوجرسي، الأنجلو إيرانية وروبال داتش-شل الهولندية)، ليصدروا قرارهم في 17 سبتمبر 1927، أين اتفقوا على العديد من المبادئ التي تخص صناعة النفط العالمية⁴ التي إحتكروها مع بقية الشركات الكبرى⁵. وهو الإتفاق الذي غطى العالم بأسره، باستثناء البلدان الإشتراكية -والإتحاد السوفييتي بالذات- حيث وافقت عليه بقية الشركات فيما بعد مشكّلة بذلك كارتيلاً نفطياً عالمياً عُرف بكارتل الشقيقات السبع (Seven) (Sisters's Cartel)⁶.

لقد تركز هذا الإتفاق في مجال تسعير مختلف النفوط الخام وتقسيم الأسواق لصالح الشركات وحكوماتها الأم في الوقت نفسه⁷، وأسفر عن ولادة نظام تسعير جديد مُجسداً في إقرار قاعدة تسعيرية موحدة، يُحدد بموجبها سعر النفط في أي مكان في العالم (وفي أي منطقة نفطية في العالم). عُرف هذا النظام بـ "نظام نقطة الأساس الأحادية" (The Single Basing-Point System) أو نظام "الخليج زائد" (Gulf Plus). بموجب هذا النظام كان يتم تسعير البترول الخام المنتج في أي منطقة بالعالم كما لو كان منتجاً في منطقة خليج المكسيك⁸، حيث يقوم هذا النظام على منطقتي تساوي أسعار الخام عالمياً في موانئ التسليم (C.I.F)⁹، إذ أن

¹ أنظر الجدول (02) من الملحق (01).

² نواف الرومي، 2000، ص. 28-30.

³ نواف الرومي، 2000، ص. 31-36.

⁴ للمزيد من التفاصيل عن قرارات مؤتمر أكناكاري، أنظر: هارفي أوكونور (ترجمة عمر مكاي)، 1967، ص. 494-495.

⁵ هذه الشركات هي: شركة "Standard oil of California"، شركة "Texaco"، شركة "Mobil Oil or Socony"، شركة "Gulf oil".

⁶ يعرف الكارتل بأنه "اصطلاح يدل على تنظيم يشمل مشروعات مستقلة، أو أفراد مستقلين بغرض ممارسة شكل من التأثير الإحتكاري على إنتاج أو بيع سلعة أو مجموعة من السلع. أنظر نواف الرومي، 2000، ص. 34-35.

⁷ مايكل لينش، «البحث عن الإستقرار في سوق النفط»، في كتاب "مستقبل النفط كمصدر للطاقة"، الطبعة الأولى، مركز الإمارات للدراسات والبحوث والبحوث الإستراتيجية، الإمارات العربية المتحدة، 2005، ص. 245.

⁸ لقد وقع الإختيار على منطقة خليج المكسيك، باعتبار أن هذا الأخير "هو المكان الوحيد في العالم آنذاك، الذي كان يبلغ فيه عدد الصفقات قدرًا من الأهمية، يكفي لتشكيل سوق حقيقي" (كما قال ج. ملسبرون)، حيث كان ثلثا صفقات العالم عام 1929، يجري على ساحل تكساس (بسبب سيطرة الإنتاج الأمريكي)، بينما لم يكن إنتاج الشرق الأوسط يشكل أكثر من 2,9% من الإنتاج العالمي لعام 1928.

⁹ أنظر: بيار ترزيان، (ترجمة فكتور سحاب) «الأسعار و العائدات و العقود النفطية في البلاد العربية و إيران»، الطبعة الأولى، المؤسسة العربية للدراسات و النشر، بيروت، 1982، ص. 27.

⁹ (Cost. Insurance. Freight): يعني أن السعر يتضمن كل من تكاليف "النقل، التأمين، وباقي مصاريف الشحن".

أن أسعار النفط في أي نقطة بالعالم تتحدّد على أساس الأسعار المعلنة (F.O.B)¹ في خليج المكسيك، مضافاً مضافاً إليها كلفة الشّحن المعياريّة من هذا الخليج إلى منطقة الإسترداد (وذلك بغض النظر عن المصدر الذي ورد منه البترول، وكذا تكاليف الإنتاج المميّزة له، أو تكاليف النقل منه)².

لقد بدأ العمل بهذا النّظام وتطبيقه في العام 1936 بسعرٍ معلن لبرميل الخام الأمريكي بلغ (1,09) دولار، وإلى غاية نهاية الحرب العالمية الثانية، كان مؤشر أسعار النفط الخام (أنظر الجدول (03) من الملحق (01)) يتراوح بين (1,02) \$/ب كحد أدنى (سُجّل عامي 1939 و 1940)، و(1,21) \$/ب كحد أعلى تحقق عام 1944 (بسبب ظروف نهاية الحرب)، لكن تجدر الإشارة إلى أن بروز سيطرة كارتل الشركات النفطية الكبرى على السوق العالمية للنفط عمومًا، وعلى الأسعار بشكل خاص -خلال هذه المرحلة- كان من بين الأسباب الأساسية، لاتخاذ أسعار الخام المسار المذكور³.

4.1. هيكل أسعار النفط الخام في ظل نظام نقطة الأساس المزدوجة⁴:

استمر نظام نقطة الأساس الأحاديّة مقبولاً كواحدةً من حقائق الحياة العادية التي لا يناقشها أحد، حيث حققت الشركات البترولية من ورائه أرباحاً خيالية من خلال ربط أسعار النفوط غير الأمريكية (خاصة نفط الشّرق الأوسط ذو التكاليف المنخفضة) بالسّعر المُعلن في خليج المكسيك، وبالتالي تحميلها تكاليف نقل وتأمين (وهيّة) من هذا الخليج إلى المناطق المُستوردة، دون مراعاة بعد أو قرب المسافة. غير أن هذا الوضع لم يستمرّ طويلاً، وخاصة بعد احتجاج البحرين الأمريكية والبريطانية خلال الحرب العالمية الثانية (في العام 1943 بالضبط) بسبب الفروقات في الأسعار الناتجة عن هذه التكاليف الوهمية، حيث اضطرت هاتين الدولتين إلى الاعتماد على نفط منطقة الشّرق الأوسط والخليج العربي -التي باتت تتمتع باحتياجات نفطية ضخمة، قدّرت بحولي (18) ألف مليون برميل في أوائل العام 1944، مما رفع نسبة مساهمتها ضمن الإحتياطي العالمي من (17%) قبل الحرب العالمية الثانية إلى (37%) مع حلول سنة 1944- نظراً لانقطاع إمدادات النفط الأمريكي بسبب العمليّات الحربية المستمرة⁵، وهو ما دفع بالشركات الاحتكارية إلى الاعتراف بمنطقة الخليج العربي كنقطة أساس ثانية لتسعير البترول الخام في أواخر عام 1944، أين حدّد السّعر المعلن للخام (F.O.B) في ميناء عبادان (إيران)⁶ في نفس مستوى السّعر المعلن في خليج المكسيك، ولم يمض وقت طويل حتى حدّد هذا السعر في رأس تنورة (السعودية) في نفس مستوى السعر في خليج المكسيك⁷. ومنذ ذلك الوقت أصبح للأسعار نقطتا أساس (الخليجين المكسيكي والعربي).

¹ (Free On Board): تعني سعر تسلّم النفط على ظهر الناقل، دون أن يتضمن التكاليف المذكورة أعلاه.

² كامل بكري وآخرون، «الموارد واقتصادياتها»، دار النهضة العربية للطباعة والنشر، بيروت، 1986، ص. 185-186.

³ نواف الرومي، 2000، ص. 37-42.

⁴ The dual Basing-Point System of the POSted Prices.

⁵ محمد أحمد الدوري، 2003، ص. 378-380، و نواف الرومي، 2000، ص. 42-43.

⁶ يقول ن. رفاعي: "إن مفهوم السعر المعلن لم يكن ولا حتى موجوداً قبل عام 1944 خارج الولايات المتحدة، ذلك أن الخامات النفطية كانت تُسعر كما لو كانت واردة من خليج المكسيك، وليس على أساس سعرها (F.O.B)"، أنظر: بيار ترزيان (ترجمة فكتور سحاب)، 1982، ص. 28.

⁷ صديق محمد عفيفي، «تسويق البترول»، الطبعة التاسعة، مكتبة عين شمس، القاهرة، 2003، ص. 252-253.

بدأ تطبيق نظام نقطة الأساس المزدوجة في العام 1945، حيث برز سعر النفط العربي الخام الخفيف (34°) A.P.I-¹ (Arabian Light) في ميناء رأس تنورة السعودي بالخليج العربي (F.O.B) كأول سعر عربي معلن في السوق العالمية للنفط، إذ حُدّد عند مستوى (1,05) \$/ب، وحُدّد خط تساوي الأسعار (C.I.F) -حسب شروط النقل القائمة آنذاك وفقاً لمقياس القوات البحرية الأمريكية- على الساحل الإيطالي الجنوبي وبالضبط في ميناء "Napoli"، لكن السعر المعلن للخام الأمريكي (خام غرب تكساس (34°)) في خليج المكسيك (F.O.B) لنفس العام سجل زيادة قدرها (31) سنتاً، حيث بلغ (1,36) \$/ب، وهو ما ينفي إدعاءات الشركات - وبصورة مستمرة- بتساوي الأسعار المعلنة في كلا الخليجين، إذ أن التطورات السعرية التي حصلت - خلال هذه الفترة التي تلت الحرب العالمية الثانية- على مقدار ومستوى السعر المعلن للخام من قبل الشركات الإحتكارية الأجنبية أدت إلى انفصال تدريجي بين الأسعار المعلنة في الخليجين.

مع أواخر عام 1946 عمدت شركات النفط الأمريكية إلى رفع سعر الخام الأمريكي إلى مستوى (1,70) \$/ب لتقوم شركة "ARAMCO" العاملة على الأراضي السعودية برفع سعر الخام العربي الخفيف إلى مستوى (1,20) \$/ب مع مطلع العام 1947². في ذات الوقت، ظهرت على الساحل الشرقي للولايات المتحدة الأمريكية موجة إسترداد، وتحولت هذه الأخيرة من مصدرٍ للنفط إلى مستوردٍ كبيرٍ له. هذا التطور رافقه إرتفاع تدريجي في الأسعار المعلنة للخام الأمريكي -التي وصلت إلى (2,68) \$/ب في ديسمبر 1947- مقابل إرتفاع -بنسبة أقل- في الأسعار المعلنة للخام العربي التي بلغت حد (2,18) \$/ب في مارس 1948³، أين وصل خط تعادل الأسعار (C.I.F) إلى ميناء "Southampton" غرب بريطانيا العظمى.

في يوليو 1948 -وسبب تلاشي إمدادات النفط الأمريكي إلى الأسواق العالمية- أصبحت معادلة مساواة الأسعار تتخذ الخامات الفينيزويلية (وبالضبط خام أوفيسينا) التي تصدرها الشركات الأمريكية إلى أوروبا مقياساً للمقارنة، حيث كانت هذه الشركات تتصرف كما لو أن الخام الفينيزويلي يُشحن من الولايات المتحدة الأمريكية، وبالضبط من ميناء "New York" على الساحل الشرقي، وبذلك -وفي مرحلةٍ أولى- عُوّدت أسعار الخام الفينيزويلي بأسعار الخام الأمريكي في ميناء نيويورك، وفي مرحلةٍ ثانية أصبحت نقطة تساوي سعر نفط أوفيسينا (في الخليج الكاريبي)، وسعر النفط العربي الخفيف (في الخليج العربي) هي ميناء ساوثمبتون الإنجليزي (وذلك مع اعتبار نفط أوفيسينا وكأن مصدره نيويورك)⁴. لكن خلال العام 1949، تعرض السعر المعلن للخام العربي إلى موجة إنخفاض مستمر (قُدّر بـ \$2,03/ب في شهر أبريل و \$1,88/ب في شهر يوليو، ليصل إلى \$1,75/ب في ديسمبر)، بسبب ركود أصاب السوق العالمية للنفط -حسب إدعاء الشركات النفطية الكبرى- في الوقت الذي حافظ فيه سعر الخام الأمريكي (الخام الفينيزويلي) على مستواه

¹ لغرض توحيد قياس النفط الخام، أتفق على مقياس خاص وضعه معهد البترول الأمريكي (American petroleum institute-A.P.I)، يعبر عن تباين كثافات النفط بموجب درجات تتراوح بين (0°-60°)، وحسب هذا المقياس يُعتبر أخف أنواع النفط الخام أعلاها درجة.

² نواف الرومي، 2000، ص. 43-48.

³ أنظر الجدول (04)، من الملحق (01).

⁴ بيار ترزيان (ترجمة فكتور سحاب)، 1982، ص. 28-31، و نواف الرومي، 2000، ص. 48-51.

(2,68\$/ب) خلال النصف الأول من نفس العام، قبل أن يرتفع إلى مستوى (2,76\$/ب) في أواخره، وفي نفس الوقت انتقلت نقطة التّعادل إلى ميناء نيويورك في الولايات المتّحدة الأمريكية.

2. أسعار الخام خلال فترة إنحسار السيطرة الإحتكارية للشركات الكبرى:

تميزت هذه المرحلة من مراحل تطور سعر النفط الخام بأنها كانت البداية الفعلية لانحسار تدريجي في قوة ونفوذ وهيمنة الشركات الإحتكارية النفطية (الشقيقات السبع)، مع تناقص تأثيرها على صناعة النفط العالمية، وخاصة في المناطق النفطية الرئيسية في العالم (منطقة الشرق الأوسط، وأمريكا اللاتينية)، وبالتالي تناقص تأثيرها على السوق النفطية العالمية والسعر النفطي، حيث سجلت الفترة الممتدة بين نهاية عقد الأربعينات وبداية عقد الخمسينات - من القرن الماضي - مرحلة مهمة في تزايد الوعي لدى شعوب البلدان النفطية من أجل حماية ثرواتها النفطية الناضبة من استغلال شركات النفط الكبرى¹. وقد شهدت المرحلة الممتدة بين بداية الخمسينات وإلى غاية أوائل السبعينات من القرن الماضي تطورات عديدة ومختلفة، أثرت بصورة مباشرة وقوية على كيفية تسعير النفط وبالتالي على سعر النفط ومقداره.

1.2. تطور الأسعار خلال عقد الخمسينات:

منذ العام 1950 حدث انخفاض في إمدادات النفط الخام المتّجهة إلى بلدان أوروبا الغربية²، حيث اضطرت هذه البلدان إلى إستيراد كميات كبيرة من النفط الخام المُنتج في بلدان نصف الكرة الغربي، وبذلك إنتقلت نقطة التّعادل من نيويورك إلى سواحل شمال غرب أوروبا، لكن أسعار الخامات الأمريكية و العربية حافظت على المستوى الذي كانت عليه في نهاية العام 1949 ((2,76\$/) لبرميل الخام الأمريكي، في خليج المكسيك (F.O.B) و(1,75\$) لبرميل الخام العربي، في الخليج العربي (F.O.B))، وذلك إلى غاية أوائل العام 1953، حيث أُعتبر ذلك التّجميد في الأسعار آنذاك تصرفاً غريباً من قبل الشركات، التي نشطت في هذه الفترة من أجل زيادة إنتاج النفط العربي لتغطية العجز الذي حصل في المعروض العالمي من النفط الخام الناتج عن الحرب الكورية، وتوقّف صادرات الخام الإيراني، في الوقت الذي كان فيه النفط المُصدّر إلى بلدان نصف الكرة الغربي خلال الفترة (1950-1952) يشكل نسبة (12,5%) من إجمالي إنتاج الشرق الأوسط والخليج العربي من النفط الخام.

إعتباراً من يونيو 1953 -وبسبب زوال الرّقابة على الأسعار النفطية خلال الفترة السابقة، بالإضافة إلى ارتفاع تكاليف إنتاج برميل الخام الأمريكي- قررت الشركات الكبرى رفع مستوى أسعار الخام الأمريكي إلى (3,00\$/ب) بزيادة قدرها (25 سنناً)، مقابل رفع أسعار الخام العربي إلى (1,97\$/ب) بزيادة كانت تتراوح بين (12 و 15 سنناً) فقط! وقد بقي هذا المستوى السعري سائداً إلى غاية نهاية العام 1956³ (أنظر

¹ تجلّى ذلك من خلال تطبيق مبدأ مناصفة الأرباح -الذي حل محل نظام العائد المقطوع- في العديد من الدول النفطية تباعاً، و ذلك بموجب نمط الإستثمار النفطي الإمتيازي القديم. أنظر: إيان سيمور، (ترجمة عبد الوهاب الأمين) «الأوبك أداة تغيير»، م.أ.ع.م.ب، الكويت، 1983، ص.30-33.

² كان من بين الأسباب المؤدية لذلك: إندلاع الحرب الكورية في العام المذكور، توقف صادرات إيران في أعقاب إتخاذ حكومة الرئيس "مصدق" إجراءات تأمين النفط الإيراني في مارس 1951، و ارتفاع أجور الشحن كنتيجة للأسباب السابقة. أنظر: نواف الرومي، 2000، ص. 56.

³ إبتداءً من هذه السنة، أدى دخول الشركات النفطية المستقلة لبلدان الشرق الأوسط إلى ظهور أسعار جديدة في السوق النفطية سُميت بالأسعار المتحققة (Realized Prices) أو الفعلية (Actual Prices)، عندما قامت هذه الشركات بمنح حسومات على الأسعار المعلنة تراوحت بين (10 و 35) . لتفاصيل أدق حول الموضوع، أنظر: محمد أحمد الدوري، 2003، ص. 360-362.

الجدول (05) من الملحق (01))، وذلك رغم التطورات الهامة التي عرفتتها الصناعة النفطية لبلدان الشرق الأوسط والخليج العربي في ذلك الوقت، والتي كان أبرزها إعادة ضخ البترول الإيراني إلى الأسواق العالمية (بعد تغيير حكومة محمد مصدق)، وعودة صادرات الخام السوفييتي إلى بلدان أوروبا الغربية¹.

لكن ابتداءً من العام 1957، وبسبب غلق قناة السويس في أعقاب العدوان الثلاثي على مصر سنة 1956، وما ترتب عنه من آثارٍ - مباشرة وغير مباشرة- على أوضاع السوق العالمية للنفط الخام، وعلى الإمدادات النفطية، فقد ارتفع سعر الخام الأمريكي إلى (3,25) \$/ب، وسعر الخام الفنزويلي إلى (3,07) \$/ب بزيادة تُقدَّر بـ (0,25) \$ عن مستواه في 1955، في حين سجل سعر الخام العربي زيادة قدرها (0,15) \$ ليصل إلى مستوى (2,12) \$/ب². وكانت هذه الزيادة آخر زيادة في سعر النفط الخام نفذتها شركات النفط الكبرى، حيث قامت الشركات العاملة في فنزويلا - في أوائل العام 1959 - بتخفيض السعر إلى مستوى (2,92) \$/ب، ردًا على الخطوات التي اتخذتها الحكومة الفنزويلية في مجال تعديل ضريبة الدخل مع الشركات نفسها، لرفع حصتها من العوائد النفطية، وقد تجاوزت الأسعار المعلنة للخامات الأمريكية والعربية مع هذا الإنخفاض حيث انخفض سعر الخام الأمريكي بمقدار (0,11) \$ ليصل إلى مستوى (3,14) \$/ب، فيما انخفض سعر الخام العربي بمقدار (0,18) \$ ليصل إلى مستوى (1,94) \$/ب³.

2.2. تطور الأسعار خلال عقد الستينات:

في آب/أغسطس 1960 أقدمت الشركات الاحتكارية على إجراء تخفيضات منفردة لأسعار نفوط الخليج العربي⁴ - تراوحت بين (10 و 14) سنتًا، حيث تراوح سعر العربي الخفيف بين (1,80 و 1,84) \$/ب- متحدثًا بذلك جملة القرارات الصادرة عن المؤتمر العربي الأول (القاهرة، أبريل 1959)، والتي كان أهمها ذلك القرار المتعلق بأسعار الخام والذي جاء على شكل توصية موجّهة للشركات، تقضي بضرورة التشاور مع الحكومات العربية المعنية قبل إجراء أي تعديل في هيكل الأسعار المعلنة⁵.

أعتبر الإجراء الأخير بمثابة آخر تخفيض تقوم به الشركات خلال وجودها في بلدان الشرق الأوسط حيث عجلت هذه التخفيضات باتخاذ حكومات هذه البلدان موقفًا موحدًا، أسفر عن تأسيس منظمة البلدان المنتجة والمصدرة للنفط⁶ (Organization of Petroleum Exporting Countries-OPEC) في 14 سبتمبر 1960 حيث كان الهدف المعلن لهذه المنظمة⁷ هو منع انخفاض أسعار خامات بلدانها مجددًا والمحافظة على استقرارها

¹ أيان سيمور (ترجمة عبد الوهاب الأمين)، 1983، ص. 26-29، و نواف الرومي، 2000، ص. 56-59.

² باستثناء الخام السعودي المُصدَّر إلى ميناء صيد اللباني، على الساحل الشرقي للبحر المتوسط، والذي ارتفع سعره بمقدار، (0,23) \$ كانت تمثل أجور الشحن للنفط المُصدَّر من موانئ البحر الكاريبي إلى بلدان أوروبا الغربية، وقد جاءت هذه الزيادة بعد توقف ضخ نفط كركوك العراقي إلى موانئ شرق البحر المتوسط، نتيجة لتدمير خطوط الأنابيب النفطية بينهما أثناء العدوان المذكور. أنظر: نواف الرومي، ص. 60-61.

³ أيان سيمور (ترجمة عبد الوهاب الأمين)، 1983، ص. 38-43، و نواف الرومي، 2000، ص. 62-63.

⁴ أنظر الجدول (05) من الملحق (01).

⁵ في هذا الوقت أصبحت الأسعار بين نصف الكرة الغربي و الشرق الأوسط غير متوازنة تمامًا، إذ أن التخفيض الأخير لم يمكن تبريره حتى من الناحية التجارية، بصرف النظر عن أهميته على المدى الطويل، باعتباره مؤشرًا على إنتهاء الرابطة التقليدية بين أسعار الولايات المتحدة، البحر الكاريبي، والشرق الأوسط، التي كانت تحت الضغط حتى قبل أزمة السويس. أنظر: أيان سيمور (ترجمة عبد الوهاب الأمين)، 1983، ص. 49-51.

⁶ تكونت هذه المنظمة في البداية من طرف: فنزويلا، العراق، السعودية، الكويت، و إيران، لينظم إليها فيما بعد كل من: الجزائر، ليبيا، الإمارات العربية المتحدة، نيجيريا، أندونيسيا، و أخيرًا الإكوادور، و الغابون، ليلعب عدد أعضائها (13) دولة في عام 1975.

⁷ للمزيد من التفاصيل عن الأهداف المعلنة لأوبك، أنظر: محمد أحمد الدوري، 2003، ص. 399.

في الأسواق العالمية. وهو ما تمكنت المنظمة من تحقيقه، حيث استطاعت أن تثبت الأسعار المعلنة للبترول العربي عند مستواها الذي بلغته في أغسطس 1960 (1,80\$/ب) لأكثر من عشر سنوات، في الوقت الذي عرفت فيه أسعار نفوط الولايات المتحدة الأمريكية إرتفاعاً خلال سنوات، 1965، 1967، 1969، حيث كانت هناك زيادة سعرية بحدود (10-20) سنناً أمريكياً¹.

3. أسعار الخام خلال فترة زوال السيطرة الإحتكارية للشركات الكبرى:

بالرغم من أن إنشاء أوبك عام 1960 كان كفيلاً بتحقيق جانب من آمال دولها الأعضاء -التي هي في الغالب دول عربية- إلا أن الخلافات التي سادت بين الأنظمة الحاكمة في المنطقة العربية منذ منتصف الخمسينات، والتي انتهت بهزيمة 1967، لم توفر لها المساندة السياسية والعسكرية الكافية لتحقيق تلك الآمال. ففي الحقيقة، لم يكن تثبيت السعر عند المستوى الذي بلغه عام 1960 -ولعشر سنوات بعد ذلك²- في حد ذاته غاية ما تطمح إليه الدول المنتجة، لأنه مستوى منخفض أساساً، كما أنه لا يرتفع بما يجاري ويلات ارتفاع أسعار السلع المُستوردة من البلدان الصناعية المستهلكة للنفط.

1.3. السببونات.. تحولات تاريخية في موازين القوى:

منذ هزيمة 1967 ساد الاعتقاد بأن شوكة العرب قد انكسرت إلى الأبد، وأن ثروتهم النفطية سوف تستمر في التدفق إلى الدول الصناعية، وبالأسعار التي تراها تلك الدول مناسبة، في المقابل كانت الدول المنتجة يغمرها إحساس بأن السعر السائد غير عادل، وأن ثرواتها النَّاضبة ستنفذ بغير عائدٍ مجزٍ أو عادل فكان المطلوب هو رفع السعر، وهو ما تطلّب إيجاد الوقت المناسب لذلك، ورسم الإستراتيجية والتكتيك الملائمين لتحقيق هذا الرفع. فبعد مرحلة الستينات التي كانت بمثابة مرحلة الدِّفاع عن مصالح البلدان النفطية، جاءت مرحلة الهجوم من أجل استرداد الحقوق المسلوبة من قبل الشركات الإحتكارية، وذلك إمّا عن طريق التفاوض مع هذه الشركات، أو عن طريق التشريع القانوني (التأميم). فقد نجحت الثورة الليبية -بالإضافة إلى ظروف أخرى لا مجال لشرحها³- في إبرام إتفاقية طرابلس الأولى، بين الحكومة الليبية الجديدة وشركة أكسدنتال المستقلّة (سبتمبر 1970)، والتي أعقبتها إتفاقية طهران -التي أبرمت بين دول الخليج النفطية والشركات العاملة على أراضيها في 14 فبراير 1971 (نافذة المفعول منذ تاريخ 15 يناير 1971)- أين تقرر إجراء زيادة فورية في سعرالنفط في الخليج العربي بنحو (0,35\$/ب)، كما تقررت زيادة سنوية -لمدّة خمس سنوات- بمقدار (0,5\$/ب)، وزيادة أخرى بنسبة (2,5%) -سنوياً- للتعويض عن انخفاض القدرة الشرائية للعوائد النفطية للبلدان المعنية، بسبب التضخم وانخفاض قيمة الدولار⁴.

مكملّة لاتفاقية طهران جاءت إتفاقية طرابلس (الثّانية)، بتاريخ 2 فبراير 1971 (نافذة المفعول إعتباراً من 20 مارس 1971) بين نفس المجموعة من الشركات والحكومة الليبية -التي اختارتها البلدان المنتجة للنفط

¹ محمد أحمد الدوري، 2003، ص. 398-400، نواف الرومي، 2000، ص. 64-72، وأبان سيمور (ترجمة عبد الوهاب الأمين)، 1983، ص. 89-91.

² أنظر الجدول (06) من الملحق (01).

³ لتفاصيل أكثر حول الموضوع، أنظر: صديق محمد عفيفي، 2003، ص. 257-259.

⁴ حسين عبد الله، «مستقبل النفط العربي»، الطبعة الأولى، مركز دراسات الوحدة العربيّة، بيروت، نوفمبر 2000، ص. 19.

المطلّة على البحر المتوسط- حيث ورد في إحدى فقرات الإتفاقية: "تحديد سعر معن أدنى لبرميل الخام العربي ذو كثافة (40°API) بمقدار \$ 3,45". لكن تخفيض قيمة الدولار رسمياً مع أواخر 1971 دفع دول أوبك إلى المطالبة بتعويض النقص في القيمة الحقيقية للأسعار، وهو ما تحقق من خلال إتفاقية جنيف (الأولى، 20 يناير 1972)، التي جاءت معززةً لسابقتها في معالجة الخسارة في القدرة الشرائية للعوائد المالية النفطية لبلدان أوبك، والتي زادت بمقتضاها الأسعار بنسبة (8,5%)، ليصل سعر برميل الخام العربي الخفيف-خام القياس (34°)- إلى حدود (\$ 2,47)¹، (أنظر الجدول (07) من الملحق (01)).

مع تخفيض قيمة الدولار للمرة الثانية في 12 فبراير 1973، جاءت إتفاقية جنيف (الثانية، يونيو 1973) متضمنة الإبقاء على الإطار العام للإتفاقية الأولى، مع إدخال تعديلاتٍ طفيفة تتضمن تصحيح الأسعار شهرياً تبعاً لتقلب العملات، وبذلك زادت الأسعار بنسبة (11,9%) محققةً مستوى قدره (\$ 2,898/ب).

نظراً لعدم استجابة الشركات إلى مطالب أوبك التي طُرحت على طاولة المفاوضات في فيينا (8 أكتوبر 1973)، وما صاحبه من إفرزات الحرب العربية-الإسرائيلية آنذاك، فقد اتخذ ممثلو بلدان الخليج العربي (الأعضاء في أوبك)، المجتمعون في الكويت يوم 16 أكتوبر 1973 قرارهم برفع أسعار خامات أوبك -من جانب واحد- بمقدار (70%)، ليصل سعر برميل الخام العربي إلى (\$ 5,119)²، وبسبب قرار حضر النفط العربي، وما تبعه من تخفيضٍ في معدّلات الإنتاج فإن الأسعار المتحققة في السوق فاقت الأسعار المعلنة³.

هذا الواقع دفع بمنظمة أوبك إلى إعادة النظر في مواقفها السابقة، حيث تمخض عن اجتماع مجلس وزراء بلدان الخليج الست في طهران يومي 23/22 ديسمبر 1973، ظهور هيكل جديد للأسعار يعتمد تحديد عائد الحكومة كنقطة البداية في عملية التسعير، حيث حُدّد هذا الأخير عند مستوى (\$ 7) لبرميل الخام العربي الخفيف، ليصل بذلك السعر المعلن إلى مستوى (\$ 11,651/ب) إعتباراً من يناير 1974، حيث استمر سريان هذا السعر إلى غاية 8 أبريل 1974 تاريخ صدور قرار إجتماع أبوضبي لوزراء نفط، السعودية، الإمارات وقطر-بصورةٍ منفردة- بتخفيض سعر برميل خام الإشارة (Marker Crude) إلى مستوى (11,251 \$)، مع تحديد سعر البيع الرسمي بـ (93%) من هذا السعر⁴ (أي \$ 10,46/ب).

في ديسمبر 1976، ظهر نظام السّعرين بموجب مؤتمر أوبك المنعقد في الدوحة، حيث تقرّر في هذا المؤتمر زيادة أسعار الخام لكل من السعودية والإمارات بنسبة (5%) ابتداءً من الفاتح يناير 1977، في حين تكون هذه الزيادة لبقية أعضاء أوبك، بنسبة (10%) كمرحلةٍ أولى بدايةً من 1 يناير 1977، تليها زيادة أخرى بنسبة (5%) في مرحلة ثانية ابتداءً من 1 يوليو 1977⁵. وقد أدى استمرار الخلافات بين أعضاء أوبك حول

¹ حسين عبد الله، 2000، ص. 20، نواف الرومي، 2000، ص. 92-95.

² حسين عبد الله، 2000، ص. 20-22، نواف الرومي، 2000، ص. 96-98، و أيان سيمور (ترجمة عبد الوهاب الأمين)، 1983، ص. 159.

³ باعت تونس نفطها الخام بسعر وصل إلى (\$ 12,22/ب) في نوفمبر 1973، وإيران باعت نفطها الخام بمزايدة علنية بأكثر من (\$ 17/ب).

⁴ في 13 ديسمبر 1974، في فيينا إتخذ المجلس الوزاري لأوبك قراره بسريان مفعول قرار البلدان الخليجية الثلاث على بقية البلدان الأعضاء، مع مراعاة موضوع تكلفة إنتاج برميل الخام في كل بلد عضو. وهو السّعر الذي ساد إلى غاية سبتمبر 1975، أين قرّر وزراء نفط أوبك المجتمعون في فيينا زيادة الأسعار بنسبة (10%)، ليصل السعر الرسمي لبرميل خام القياس إلى مستوى (\$ 11,51).

أنظر: نواف الرومي، 2000، ص. 99-103، محمد أحمد الدوري، 2003، ص. 414-416.

⁵ لكن بسبب الآثار السلبية للقرار الأخير، سارعت أوبك إلى عقد مؤتمرها في ستوكهولم (يوليو 1977)، والذي أسفر في الأخير على توحيد الزيادة عند (10%) لكل الأعضاء، ليصل بعدها السعر الرسمي لخام الإشارة إلى مستوى (\$ 12,70/ب). أنظر: نواف الرومي، 2000، ص. 105-106.

مسألة الأسعار إلى ظهور نظام الزيادات المتدرّجة في أسعار خامات بلدانها من خلال مؤتمر أبوضبي (16 ديسمبر 1978) - أين تقرّر إحداث زيادات جزئية وتدرجية في الأسعار على أربعة مراحل فصلية، بدايةً بزيادة قدرها (5%) في الفاتح من يناير 1979، ووصولاً إلى (14,54%) مع مطلع أكتوبر 1979، ليصل سعر برميل خام الإشارة إلى (\$ 14,542) في أكتوبر 1979 حسب هذه الزيادات¹.

لكن التطورات الهامة التي شهدتها السوق النفطية في أعقاب صدور قرار أبوضبي مباشرةً (والتي كان أبرزها إنقطاع إمدادات النفط الإيراني عن الأسواق العالمية منذ 26 ديسمبر 1978، وما تبعه ارتفاع لأسعار السوق الفورية (Spot Market)، التي وصلت إلى ما يقارب الـ (20 \$/ب)، مقارنةً (13,34 \$/ب) قيمة السعر الرسمي (لأوبك) أدت إلى عقد هذه الأخيرة لمؤتمرٍ إستثنائيٍّ (جنيف، 26 مارس 1979)، كان من بين قراراته تصحيح سعر خام القياس بنسبة (8,7%) ليصل إلى مستوى (14,54 \$/ب) كحد أدنى، مع إضافة علاوات على هذه الأسعار، تراوحت بين (2 و4 \$)، ليتراوح سعر برميل الخام لدى 12 دولة بالأوبك بين (17,5 و18,5). ولم يتوقف الأمر عند هذا الحد، إذ أن أوبك قرّرت زيادة أخرى في الأسعار - بمعدّل (35%) - من خلال مؤتمرها نصف السنوي (جنيف 26 يونيو 1979) ابتداءً من 1 يوليو 1979 حيث تراوحت بذلك أسعار برميل خام قياس أوبك، بين حدّ أدنى قدره (18 \$) وحدّ أعلى قدره (23,5 \$)، وقبل أن تعقد المنظمة مؤتمرها نصف السنوي المقرّر في كركاس نهاية العام 1979، قامت دولها برفع أسعار خاماتها - بصورة منفردة ومتعاقبة - عن المستويات المقرّرة في المؤتمر السابق، بحيث أصبح الحد الأدنى للأسعار عند مستوى (24 \$/ب) - بالنسبة لبرميل خام القياس - بينما وصل الحد الأعلى لها إلى مستوى (30 \$/ب) - بالنسبة لبرميل خام كلٍّ من الجزائر، ليبيا، ونيجيريا - خلال شهر ديسمبر 1979.

2.3. تطور الأسعار خلال عقدي الثمانينات والتسعينات:

إن التطورات التي شهدتها الساحة النفطية - وأسعار خامات أوبك - خلال مرحلة السبعينات وإن كانت عظيمة في إجراءاتها وقراراتها التاريخية، وكبيرة في تأثيراتها ومنافعها لصالح بلدان أوبك بشكل خاص إلا أنّها من الجانب الآخر لم تؤدّ بشكل سليم وقاطع إلى وحدانية أوبك وانفرادها بتسعير النفط الخام في الأسواق العالمية، وكذا استقرار وثبات هيكل الأسعار، إذ أن مرحلة الثمانينات ومنذ بدايتها جسّدت مرحلة اضطراب السوق النفطية العالمية وعدم استقرارها مع تراجع مكانة أوبك في هذه السوق، وذلك بتناقص تأثيرها مع محدودية فاعليتها في تحديد اتجاه تطور الأسعار. فقد ساد السوق النفطية خلال الفترة الممتدة بين نهاية السبعينات وبداية الثمانينات بلبلةً وذهرٌ كبيرين (بسبب الثورة الإيرانية وبعدها الحرب العراقية الإيرانية 1980) أدت إلى تهافت البلدان المستهلكة والشركات البترولية لبناء مخزوناتهما من النفط إلى جانب تزايد دور المضاربين، لتجد أوبك نفسها أمام فجوة كبيرة بين أسعارها الرسمية وأسعار السوق الفورية التي تراوحت بين (40-44 \$/ب)، ممّا أفضى إلى رفع الأسعار الرسمية حتى بلغت (34 \$/ب) في يوليو 1980، حيث استمرّ سريان هذا السعر إلى غاية أواسط 1983 - بالرغم من استمرار حالة اضطراب السوق وعدم استقرارها طيلة

¹ نواف الرومي، 2000، ص. 108-111، محمد أحمد الدوري، 2003، ص. 417.

الفترة المذكورة- أين كان تخفيضه إلى (29) \$/ب يمثل إجراءً إحترازياً لجأت إليه أوبك للحيلولة دون انهيار الأسعار كنتيجة لتزايد العرض النفطي الذي شهدته تلك الفترة.

في الواقع فإن استمرار ارتفاع الأسعار خلال الفترة المذكورة أفرز عوامل سلبية عديدة (تمثلت أساساً بتراجع الطلب العالمي على النفط وتزايد الإمدادات النفطية من خارج أوبك) أدت بأوبك إلى خفض إنتاجها من 31,5 مليون ب/ي عام 1979 إلى نحو 17,5 مليون ب/ي مع مطلع عام 1985 (وبالتالي انخفضت مساهمتها في الإنتاج العالمي إلى (30%) عام 1985 بعد أن كانت بلغت (53,5%) عام 1979)¹. ومن أجل الدفاع عن هيكل أسعارها، ونتيجة لهذا التدهور الكبير في إنتاج أوبك جاء قرار مؤتمرها السادس والسبعون المنعقد في ديسمبر 1985 بالتخلي عن سياسة الدفاع عن هيكل الأسعار الرسمية واستبدالها بسياسة تحديد كميات الإنتاج التي ترمي إلى تثبيت حصة سوقية عادلة لصادرات أوبك - حيث اعتمدت العديد من بلدان أوبك بصورة متزايدة في سنة 1986 على نظام السعر الترجيعي² (Net Back Arrangement Price) الذي يربط سعر الخام مع أسعار المنتجات النفطية- وهو ما أدى إلى استمرار وزيادة فائض العرض في ظل استمرار حالة التنافس والتناقض بين الأطراف النفطية عامّةً وداخل أوبك خاصةً. وتلا ذلك الصدمة الثالثة - لكن هذه المرة في الإتجاه المعاكس- بانهيار الأسعار إلى أقل من (10) \$/ب في يوليو 1986³ ترتب عنها تكبد دول أوبك لخسائر مالية كبيرة وتحمل أعباء إقتصادية باهظة. وإزاء ذلك الوضع المضطرب ومع استمرار الضغوطات على الأسعار للانخفاض قرّرت أوبك في اجتماعها المنعقد في 20 ديسمبر 1986 العودة للأسعار الرسمية، عند إقرار المؤتمر سعراً مستهدفاً (18\$/ب) يمثل متوسط أسعار سلّة تتكون من سبعة أنواع نفطية في السوق الفورية⁴ (سعر الإشارة لسلّة أوبك)، وبذلك تحولت أوبك إلى الإعتماد على تطورات السوق النفطية لتحديد أسعارها وفقدت دورها القيادي في هذه العملية. حيث ظلّ سعر الإشارة لسلّة أوبك في حالة من عدم الاستقرار حتى بلغ مستوى (17) \$/ب في المتوسط سنة 1989⁵.

وفي ظل تسارع الأحداث والمتغيرات المؤثرة على العرض والطلب، وعدم وضوح الرؤية، سادت حالة الترقب الأوضاع النفطية خلال السنوات الأولى من التسعينات، فقد شهدت هذه الفترة العديد من الأحداث والتطورات الهامة في مختلف المجالات السياسية والعسكرية والاقتصادية، والتي أدت إلى تغيير موازين القوى العالمية والعلاقات الدولية بصورة كبيرة وأثّرت بهذا القدر أو بذاك على قوى السوق النفطية العالمية وبالتالي على مقدار السعر النفطي. وقد كان من أبرز تلك التطورات انهيار المنظومة الإشتراكية في أوروبا الشرقية بزعامة الإتحاد السوفييتي في العام 1990/1991 وما صاحبه من فوضى سياسية واقتصادية في مختلف جمهوريات الإتحاد المتفكك، ألقت بظلالها على السوق النفطية من خلال تذبذب الإنتاج النفطي لهذه

¹ سيد فتحي أحمد الخولي، « اقتصاد النفط »، الطبعة الخامسة، دار زهران للنشر والتوزيع، جدة، 1997، ص. 337.

² لتفاصيل أدق حول هذا النوع من الأسعار، أنظر: محمد أحمد الدوري، 2003، ص. 368.

³ J. D. Hamilton, « Historical Oil Shocks », Working Paper UCSD, February 2011, P. 18.

⁴ تتكونت هذه السلّة من: صحاري بلنّد (الجزائر) 44°، مينايس (أندونيسيا) 33°، بوني الخفيف (نيجيريا) 36°، عربي خفيف (السعودية) 34°، دبي (الإمارات) 32°، ت.ج (فنزويلا) 32°، إيسثومس (المكسيك) 32°. عن محمد أحمد الدوري، 2003، ص. 444.

⁵ أنظر الجدول (08) من الملحق (01).

البلدان، نشوب حرب الخليج الثانية بقيادة الولايات المتحدة الأمريكية مع تحالف دولي عسكري-ضم 33 دولة- ضد العراق وما أدى إليه ذلك من اضطراب ساد السوق النفطية لفترة ليست بالقصيرة¹. أما سعر النفط (معيّراً عنه بسعر سلة أوبك) فقد استمر في التآكل، بحيث انخفض من (22,26) \$/ب عام 1990 إلى (19,33) \$/ب عام 1991، وواصل إتجاهه التنازلي حتى بلغ (15,53) \$/ب عام 1994، وإن كان قد ارتفع إلى حدود (17) \$/ب عام 1995، ثم قفز إلى نحو (20) \$/ب في المتوسط عام 1996².

لقد شهدت الفترة الممتدة بين عامي 1997/2000 تذبذباً شديداً في الأسعار فقد كان التحسن الملحوظ الذي عرفته هذه الأخيرة خلال العام 1996، والذي امتد إلى عام 1997 (أين بلغت الأسعار ذروتها في الأسبوع الثاني من شهر يناير لذات العام مسجلة مستوى قدره (24,4) \$/ب، لتأخذ بعدها اتجاهاً تنازلياً حيث بقيت بحدود (17) \$/ب خلال الفترة الممتدة بين أبريل وسبتمبر، قبل أن تعود للارتفاع مجدداً في أكتوبر إلى مستوى (19) \$/ب) بمثابة الفخ الكبير الذي وقعت فيه دول أوبك التي قرّرت بموجب مؤتمرها المنعقد في جاكرتا (نوفمبر 1997) زيادة سقف الإنتاج، بالرغم من أن كافة المؤشرات وعوامل السوق كانت تتجه بعكس ما قرّره أوبك (ومن ذلك، تطوّر الأزمة الاقتصادية في آسيا وانخفاض معدلات النمو في الدول المعروفة بالنمو الآسيوية، وبالتالي انخفاض طلبها على النفط، بالإضافة إلى زيادة الإنتاج العراقي ضمن برنامج "النفط مقابل الغذاء" وزيادة الإمدادات النفطية من خارج أوبك)، لتأتي نتيجة ذلك القرار سريعاً حيث بلغ معدّل الأسعار في يناير 1998 (14,5) \$/ب، قبل أن ينخفض إلى (13,5) \$/ب في الشهر الموالي ويستمرّ في الهبوط حتى بلغ (9,7) \$/ب في ديسمبر 1998³. ولم تملك دول أوبك الشجاعة لمعالجة الموقف إلاّ مع حلول مارس 1999، عندما نجحت المنظمة وبالتعاون مع الدول النفطية غير الأعضاء في تخفيض الإنتاج بمقدار 1,5 مليون ب/ي عن المستوى السابق، بينما كانت بوادر الانتعاش الاقتصادي في دول جنوب شرق آسيا وأوروبا والولايات المتحدة تدفع بالطلب إلى الزيادة بنحو 1,3 مليون ب/ي، لتبدأ الأسعار بالتحسن تدريجياً منذ ذلك التاريخ حتى وصلت إلى (29) \$/ب في يونيو 2000⁴.

3.3 تطور الأسعار خلال العشر سنوات الأولى للألفية الثالثة:

مع بداية الألفية الثالثة (عام 2000) شهدت الساحة العالمية للبترول تحولات مهمة، ليس فقط لأن متوسط الأسعار المتحققة كان يُعدّ الأعلى منذ منتصف الثمانينات، ولكن أيضاً لأن سوق البترول قد اعتراه تغييراً أساسياً نتيجة عودة منظمة أوبك باعتبارها لاعباً رئيسياً في هذه السوق بعد فترة غياب طويلة جسّدت تقلص قوتها، وذلك رغم كل الضغوط التي فُرِضت عليها في تلك الفترة. فبعد الإتجاه المتصاعد الذي اتخذته

¹ للمزيد من التفاصيل، أنظر: سمير التنير، «التطورات النفطية في الوطن العربي والعالم، ماضياً وحاضراً»، الطبعة الأولى، دار المنهل اللبناني، بيروت، 2007، ص. 13-23.

² حسين عبد الله، «النفط العربي خلال مستقبل المنظور.. معالم محورية على الطريق»، الطبعة الأولى، دراسات استراتيجية، العدد 14، مركز الإمارات للدراسات والبحوث الاستراتيجية، الإمارات العربية المتحدة، 1998، ص. 15.

³ عصام الجبلي، «واقع وأفاق أسواق النفط الدولية وأثرها على اقتصاديات الدول العربية»، ورقة مقدّمة خلال ندوة "أسواق النفط والمال ... إلى أين؟" المنعقدة في فبراير 1999، إصدار منتدى الفكر العربي، سلسلة الحوارات العربية 2000/4، الطبعة الأولى، عمان-الأردن 2001، ص. 17-23.

⁴ عبد الخالق فاروق، «النفط و الأموال العربية في الخارج: خمس دراسات في الاقتصاد الدولي المعاصر»، الطبعة الأولى، مركز المحروسة للنشر والخدمات الصحفية والمعلومات، القاهرة، 2001، ص. 57-58.

الأسعار منذ مارس 1999، رافق اجتماع دول أوبك في مارس 2000 تهديداتٍ أمريكية واضحة ضد أيّ اتجاهٍ لخفض الإنتاج بهدف زيادة الأسعار عن المستوى السائد، ف جاء قرار الاجتماع بزيادة الإنتاج بنحو (1,7) م ب/ي استجابةً للطلب الأمريكي. لكن رغم هذه الزيادة في العرض والمدعّمة بتزايد ضخ النفط العراقي في إطار برنامج "النفط مقابل الغذاء" ظلّ السعر يتراوح بين (25-29) \$/ب خلال الفترة الممتدة بين (يونيو 2000/سبتمبر 2001)، لتأتي آثار الهجوم الإنتحاري ضد الولايات المتحدة يوم 11 سبتمبر سلبيةً على الأسعار التي سجلت انخفاضاتٍ متتالية حتى وصلت إلى (18,2) \$/ب في يناير 2002 كنتيجةً لتدهور معدّلات النمو الإقتصادي، وما تبعه من انخفاضٍ حاد في الطلب من جهة وزيادة العرض من جهة أخرى¹. لتعود بعد ذلك الأسعار للارتفاع مجددًا بعد قرار أوبك في 14 نوفمبر بخفض الإنتاج ابتداءً من يناير 2002 حيث بلغ متوسط أسعار سلة أوبك للعام المذكور ما يقارب (24,36) \$/ب.

ابتداءً من العام 2003 دخل العالم مرحلةً جديدة، حيث حصل تغييرًا هيكليًا في الطلب على النفط وبلغت الزيادات في الطلب ما يقارب (1,5) م ب/ي، وقد تزامن ذلك مع إختلالاتٍ كبيرة في العرض نتيجة الاضطرابات السياسية في عددٍ من دول أوبك. فقد أدى إضرابٌ شامل في فنزويلا في بداية 2003 إلى إيقاف معظم الصادرات النفطية الفنزويلية، تبع ذلك إضرابات قبلية في نيجيريا، لتأتي بعدها حرب العراق التي أوقفت تصدير نفطه لأشهرٍ عديدة. في ظل هذه الظروف ارتفع متوسط أسعار سلة أوبك لسنة 2003 إلى (28,20) \$/ب، ليتواصل الاتجاه التصاعدي للأسعار خلال العام 2004 إلى أن بلغت حاجز (45) \$/ب في الربع الأخير من العام نفسه². واستمرارًا لديناميكية العام 2004، شهدت أسعار النفط تصاعدًا مستمرًا خلال السنوات 2005، 2006 و 2007 (باستثناء الانخفاض الذي حدث خلال الأشهر الأخيرة للعام 2006 (أنظر الشكل (01) من الملحق (01)) لتصل في مستوياتها الاسمية إلى أرقام غير مسبوقه، حيث بلغ معدّل سعر سلة أوبك (50,6، 61,6، 69,1) \$/ب خلال سنوات 2005، 2006 و 2007 على التوالي. أمّا عن الأسباب الكامنة وراء هذا الإرتفاع المستمر فقد كانت مرتبطة أساسًا باستمرار زيادة الطلب المدعّمة بارتفاع معدّلات النمو الاقتصادي العالمي، بالإضافة إلى الإختناقات في طاقات التكرير العالمية المصحوبة بانخفاض الطاقات الإنتاجية، ناهيك عن المشاكل السياسية في منطقة الشرق الأوسط والعراق وإيران (الملف التّووي الإيراني) ونيجيريا وفنزويلا، دون إغفال دور الكوارث الطبيعية التي سببتها الأعاصير وما رافقها من تطور في مستوى المضاربات في الأسواق الآجلة³.

مع حلول العام 2008 شهدت أسعار سلة أوبك ارتفاعًا ولمستويات قياسية، وقد اتسمت بالتباين في معدّلاتها الفصلية، حيث بلغ متوسط الأسعار خلال الربع الأول حوالي (93) \$/ب، وارتفع إلى (118) \$/ب خلال الربع الثاني، قبل أن يتراجع إلى ما يقارب (114) \$/ب خلال الربع الثالث، ليواصل التدهور إلى (53)

¹ عبد الخالق فاروق، (نفس المرجع)، ص، 59-61.

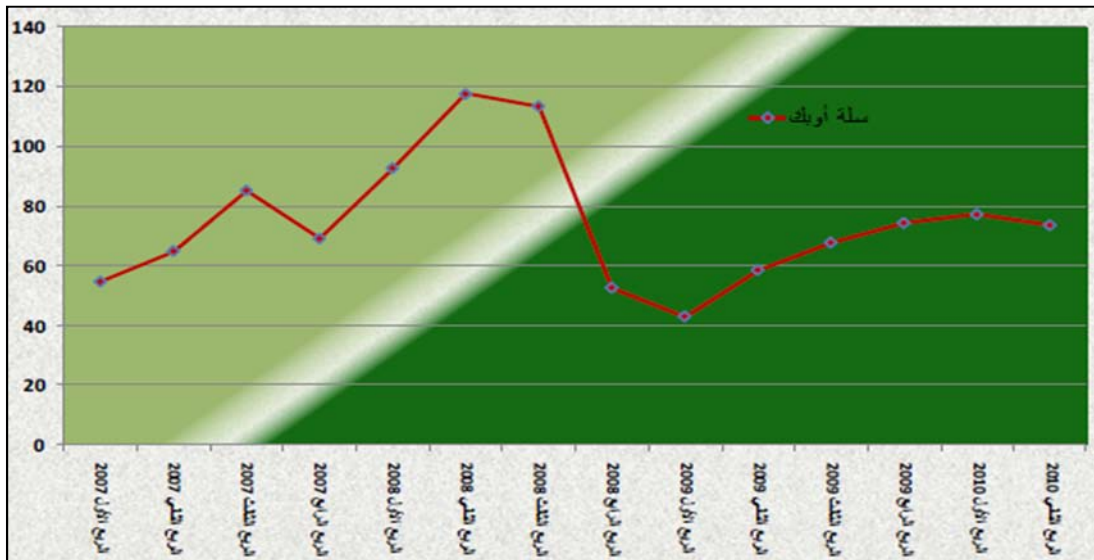
² للمزيد من التفاصيل، أنظر: ضياء مجيد الموسوي، « ثورة أسعار النفط 2004 »، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2005، ص. 17-25. و فوزي درويش، « التنافس الدولي على الطاقة في قزوين »، الطبعة الأولى، جانفي 2005، ص. 198-204.

³ للمزيد من التفاصيل أنظر: التقارير السنوية لأمين العام لمنظمة الأقطار العربية المصدرة للبترو (أوبك) : 2005، 2006، 2007.

\$/ب خلال الربع الرابع. وبهذا بلغ معدّل الأسعار السنة مقدار (94,1) \$/ب، لينخفض هذا المعدل خلال 2009 إلى (61) \$/ب (أي بنسبة (35,4%) مقارنةً بسنة 2008)، وذلك رغم الإتجاه التّصاعدي الذي شهدته الأسعار منذ شهر مارس لذات العام. أمّا العام 2010 فقد شهد استقرارًا نسبيًا لأسعار النفط العالمية حيث استقرّ معدل أسعار سلة خامات أوبك ليتحرّك ما بين (70-85) \$/ب في أغلب الأوقات، ليبلغ المعدّل السنوي للأسعار حوالي (77,4) \$/ب بارتفاع قدره (27%) بالمقارنة مع عام 2009¹.

لقد ألفت الأزمة المالية العالمية بضلالها على تحولات أسعار الخام خلال الفترة(2008-2010) حيث انخفضت تأثيرات قوى السوق التقليدية (العرض والطلب)، لتفسح المجال أمام العوامل الأخرى (المضاربة أساسًا) للتحكم في مسار الأسعار. فالمنحى التّصاعدي الذي انتهجته الأسعار منذ بداية العام 2008 إلى غاية شهر يوليو من نفس العام لم يكن لأساسيات السوق من عرضٍ وطلبٍ ومستوى للمخزون أي دورٍ فيه (حيث لم يكن هناك أي شحّ في الإمدادات، كما أن مستويات المخزون ظلّت مرتفعةً عند معدّلها المسجل خلال السنوات الخمس الماضية)، كما أنه وفي ظل أسوأ ركود اقتصادي عرفه العالم منذ ثلاثينات القرن الماضي أخذت الأسعار اتجاهًا تصاعديًا منذ مارس 2009، وذلك بشكلٍ معاكسٍ لما تُملّيه ظروف أساسيات السوق التي تمثّلت بانخفاضٍ في الطلب، وتراكمٍ في المخزون العالمي النفطي، حيث لم يعد من غير المألوف تصاعد أسعار النفط بالتزامن مع الارتفاع في المخزون، والشكل الموالي يوضّح حركة أسعار سلة خامات أوبك خلال مرحلة الأزمة².

الشكل(1.1): الأزمة المالية العالمية وأسعار النفط الخام.



المصدر: تم إعداد الشكل بالاعتماد معطيات التقارير السنوية للأمين العام لأوبك (2007-2010)

¹ التقارير السنوية للأمين العام لمنظمة الأقطار العربية المصدرة للبترول (أوابك) : 2008، 2009، 2010.
² للمزيد من التفاصيل، أنظر: الطاهر الزيتوني، «انعكاس الأزمة المالية على أسواق النفط العالمية وتدابيرها على الاقتصاد العربي»، ورقة مقدّمة ضمن فعاليات ندوة حول الأزمة المالية العالمية و انعكاساتها على قطاع النفط و الغاز الطبيعي في الدول العربية، أوابك، 24/22 نوفمبر 2010، دمشق، سوريا. و كرواط ج. س. ، ف. أ. عقيل «الأزمة المالية العالمية وانعكاساتها على اقتصاديات الدول العربية و الإحاطة بآثارها على الاقتصاد الليبي»، ورقة مقدّمة ضمن فعاليات ندوة حول الأزمة المالية العالمية و انعكاساتها على قطاع النفط و الغاز الطبيعي في الدول العربية، أوابك، 24/22 نوفمبر 2010، دمشق، سوريا. من خلال الموقع الإلكتروني: www.oapecorg.org.

المبحث 02: الآثار الاقتصادية الكلية لصدّات أسعار النفط:

إن السمة البارزة التي يمكن استخلاصها من خلال التحليل السابق فيما يتعلّق بتطورات أسعار النفط هي التذبذب الكبير وعدم الاستقرار الذي لزم حركة هذه الأخيرة خاصةً منذ بداية سبعينات القرن الماضي. وبدون شك فإن هذا التقلّب في أسعار النفط الخام لا يمكن أن يمرّ دون أن يترك آثاره السلبية (أو الإيجابية) على مختلف الاقتصاديات العالمية، سواءً تعلّق الأمر بالبلدان المنتجة والمصدّرة للنفط أو البلدان المُستهلكة والمُستورد له.

1. عرض مختلف الأدبيات التّطبيقية: (Review of the Empirical Literature)

منذ منتصف سبعينات القرن الماضي تم تسجيل ارتباطات مُلفتة للنظر بين تقلّبات أسعار النفط والنشاط الاقتصادي في مختلف بلدان العالم، حيث أصبح عديد الاقتصاديين والاقتصاديين القياسيين ينظرون إلى حركات هذه الأسعار على أنها المصدر الأساسي والأهم للتقلّبات الدورية (business cycle fluctuations)، وعديد الدّراسات التّجريبية أثبتت أن صدّات أسعار النفط كانت تُتبع دائماً بأزماتٍ اقتصادية عالمية عنيفة. ومنذ ذلك الحين بُذلت الكثير من الجهود من أجل دراسة وتحليل الآليات والميكانيزمات التي يمكن لصدّات أسعار النفط أن تؤثر من خلالها على الأداء الاقتصادي الكلي، وقياس وتكميم الأثر الذي يمكن أن تخلّفه هذه الصّدّات على النشاط الاقتصادي. حيث ركّزت أولى الدّراسات النظرية على قنوات صدّات العرض وتعديلات الطلب التقليدية¹، بينما قامت أولى الدّراسات التّجريبية عموماً على تقدير اندحارات الناتج المحلي الخام "GDP" على متغيّرة سعر النفط والعديد من المتغيّرات الأخرى².

بعد دراسة آلية انتقال وانتشار الصّدّات الناتجة عن أسعار النفط عبر مختلف المتغيّرات الاقتصادية الكلية، وبعد أن أثبتت الدّراسات النظرية الأوليّة وجود علاقات قويّة تربط تقلّبات أسعار النفط بهذه المتغيّرات، جاءت العديد من الدّراسات التّجريبية مُعتمدةً على العديد من طرق وأساليب القياس الاقتصادي لتطبيق واختبار هذه العلاقات النظرية بين الاقتصاد الكلي وتطور أسعار النفط في مختلف بلدان العالم وخاصةً بالنسبة للاقتصاد الأمريكي وباقي اقتصاديات بلدان منظمة التعاون والتنمية الاقتصادية (OECD) في حين بقي عدد هذه الدّراسات محدوداً فيما يتعلّق بالبلدان النامية، وخاصةً منها المصدّرة للنفط.

في هذا الصّدّد نجد أن عملية تحليل أثر تذبذبات أسعار النفط على المتغيّرات الاقتصادية الكلية هي عملية معقدة جدّاً، نظراً لصعوبة عزل الأثر الصّافي لصدّات أسعار النفط عن آثار باقي أنواع الصّدّات والأحداث القاهرة التي تفرضها طبيعة البيانات الاقتصادية التي غالباً ما تتسم باللااستقرار وحدّة التقلّب. وهذه

¹ من بين هذه الدّراسات نذكر: J. L. Pierce, and J. J. Enzler, «The Effects of External Inflationary Shocks», Brookings Papers on Economic Activity 1, 1974, PP. 13-61; and M. Bruno, and J. Sachs, «Input Price Shocks and the Slowdown in Economic Growth: The Case of U.K. Manufacturing», Review of Economic Studies, Vol. 49, 1982, PP. 679-705.

² من بين هذه الدّراسات نذكر: R. H. Rasche, and J. A. Tatom, «The Effects of the New Energy Regime on Economic Capacity, Production, and Prices», Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol. 59, No. 4, 1977(a), PP. 2-12; and «Energy Resources and Potential GNP», Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol. 59, No. 6, 1977(b), PP. 10-24.

الوضعية تطرح تساؤلاً أساسياً ومهماً، لكنه صعب المعالجة في نفس الوقت، والذي يتعلّق أساساً بمعرفة "كيف يمكن النظر إلى العلاقات الموجودة بين اضطرابات أسعار النفط والمؤشرات/المجمّعات الاقتصادية الكلية الأساسية على أنها علاقات سببية؟". هذا السؤال طُرح بكثرة خلال سنوات السبعينات وبداية الثمانينات، لكن عملية معالجته جاءت عبر مراحل متدرّجة، تماشياً مع تطور التقنيات المُستعملة والتي بلغت -مع مرور الزمن- درجةً من الدقة والتعقيد، بما يتلاءم ويستوعب التشابك والتعقيد المتنامي، المميّز لمختلف الظواهر والأوضاع الاقتصادية.

1.1. الدراسات المُطبقة على الاقْتصاديات المستوردة للنفط:

Darby (1982) أشار إلى أن الصدمة البترولية التي عرفها العام (1973/1974) لم تكن "تجربةً خاليةً من الشوائب" ("was not a 'clean experiment'")، وذلك أنها جاءت في مرحلةٍ تزامنت مع تغيير النّظام النقدي الدولي بعد انهيار النّظام الذي وضعته اتفاقية بريتّن وودز (the Bretton Woods agreement)، كما أنها -وبصفةٍ خاصة- تزامنت مع نهاية عهد مراقبة وضبط الأسعار بالنسبة للاقتصاد الأمريكي. حيث قام Darby ضمن إطار منهجية "VAR"- بإجراء مقارناتٍ دولية لآثار الصدمة المذكورة على الدخل الحقيقي بالنسبة لثمانية بلدان أعضاء في (OECD)، ووجد أنه بالنسبة للاقتصاد الأمريكي، آثار الصّدّامات النفطية المُقدّرة تنخفض كثيراً في حالة أخذ مراقبة الأسعار خلال فترة السبعينات بعين الاعتبار¹.

وفي ذات السّياق، انطلق Hamilton (1983) من نفس الفكرة -تقريباً- التي توصل إليها Darby، إذ أنه بناً دراسته على الفرضية القائلة بأنه "على الرغم من أن الاتجاهات المتصاعدة لأسعار الطاقة والاضطرابات المتعلّقة بعرض المنتجات البترولية في الاقتصاد الأمريكي كانت تسبق معظم حالات الركود (باستثناء الحالة التي شهدها العام (1960-1961)) التي تعرض لها هذا الاقتصاد منذ نهاية الحرب العالمية الثانية، إلّا أن هذا لا يعني إطلاقاً أن الصّدّامات النفطية هي أصل هذه الإختلالات الاقتصادية الكلية". وعلى ضوء هذه الفرضية قام Hamilton بوضع ثلاث فرضيّات من أجل شرح وتفسير العلاقة بين الصّدّامات النفطية والإنتاج كما يلي²:

- أ- الإرتباط يمثّل تزامناً وتوافقاً تاريخياً (Historical Coincidence): أي أن العامل الحقيقي المسؤول عن حالة الركود تزامن وقوعه مع ارتفاع أسعار النفط الخام.
- ب- خاصيّة المنشأ الداخلي لمتغيّرة سعرالنفط الخام: ممّا يعني أن الارتباط نتج عن متغيّرة مفسّرة داخلية أي أنه توجد مجموعة ثالثة من المؤثّرات تُسبب كلُّ من ارتفاع أسعار النفط والركود الاقتصادي معاً.
- ت- الأثر السببي لارتفاع خارجي في أسعار النفط الخام: أي أنه توجد على الأقل بعض حالات الركود في الولايات المتحدة الأمريكية، كان سببها ارتفاع خارجي في أسعار النفط الخام.

¹ M. R. Darby, «The Price of Oil and World Inflation and Recession», American Economic Review, Vol. 72, 1982, PP. 738-751.

² J. D. Hamilton, «Oil and the Macroeconomy Since World War II», Journal of Political Economy, Vol. 91, No. 2, Apr 1983, PP. 228-248.

لكن نتائج التحليل الاقتصادي القياسي أظهرت أنه توجد دلائل وإثباتات قوية تبين بأن الارتباط ليس مجرد تزامن بسيط (رفض الفرضية الأولى)، ولا نتيجة سلسلة من التأثيرات أدت إلى تفجير الصدمات النفطية والأزمات الاقتصادية (رفض الفرضية الثانية). إذ أن التفسير السببي -من خلال اختبارات السببية حسب مفهوم Granger- قاد "Hamilton" إلى نتيجة مفادها أن خصائص الأزمات الاقتصادية التي حدثت قبل العام 1973 كانت ستكون مختلفة في غياب مثل تلك الصدمات والاضطرابات الطاقوية، حيث ظهر أن هناك علاقة سببية -حسب مفهوم Granger- تتجه من أسعار النفط نحو المتغيرات الاقتصادية الكلية مثل الناتج المحلي الخام والبطالة.

Harrison و Burbidge (1984)، قاما باختبار الآثار الناتجة عن صدمات ارتفاع أسعار النفط باستخدام نموذج شعاع انحدار ذاتي "VAR" لسبع متغيرات (سعر النفط، الناتج المحلي الخام، الإنتاج الصناعي، سعر الفائدة قصير المدى، عرض النقد "M1"، مؤشر أسعار الاستهلاك ومتوسط الدخل الساعي الصناعي) بالنسبة لخمسة بلدان (الولايات المتحدة الأمريكية، اليابان، ألمانيا، المملكة المتحدة وكندا) من منظمة التعاون والتنمية الاقتصادية (OECD). بالاعتماد على قاعدة بيانات شهرية تغطي الفترة: يناير 1961-يونيو 1982، توصل الباحثان إلى خلاصة مفادها أن صدمات أسعار النفط تمارس آثاراً معتبرة على سلوك الإنتاج الصناعي والمستوى العام للأسعار بالنسبة للاقتصاد الأمريكي، الكندي، الألماني واقتصاد المملكة المتحدة، كما أن الباحثين أشارا إلى أن الصدمة النفطية لسنة 1973/1974 لم تزد الوضعية الاقتصادية العالمية إلا سوءاً، إذ أنها عجلت بدخول الاقتصاد العالمي في أزمة اقتصادية كانت وشيكة الحدوث¹.

Goodwin و Gisser (1986)، قاما بدراسة العلاقة بين أسعار النفط وأربع مؤشرات اقتصادية كلية (إجمالي الناتج الوطني الحقيقي "GNP"، المستوى العام للأسعار، معدل البطالة والاستثمار الحقيقي)، حيث قام الباحثان بتحديد كل متغيرة من هذه المتغيرات -بصفة مستقلة- على القيم الحالية والمؤخرة (أربع تأخيرات) لكل من: متغيرة عرض النقد "M1"، متغيرة الإنفاق العام المعبرة عن السياسة المالية ومتغيرة السعر الاسمي للنفط الخام، وذلك بالاعتماد على قاعدة بيانات رابعة تغطي الفترة (1961:1-1982:4). نتائج التقدير، أظهرت أن معاملات القيمة الحالية، التأخير الثالث والتأخير الرابع كانت ذات معنوية عالية -رسالة الإشارة- في معادلة "GNP"، بالإضافة إلى أنها ذات أثر متراكم يفوق ذلك المرافق لمعاملات السياسة المالية وعرض النقد. كما أن متغيرات سعر النفط كانت قد رافقتها معاملات موجبة بمعنوية في معادلتها كل من المستوى العام للأسعار والبطالة، ومعاملات سالبة بمعنوية في معادلة الاستثمار².

Mork (1989)، قام بتعميق الدراسة التي أجراها "Hamilton" (1983) باستخدام عينة معطيات أكبر حجماً، مع الأخذ بعين الاعتبار فترة مراقبة وضبط الأسعار في مطلع عشرية السبعينات، فضلاً عن قيام

¹J. Burbidge and A. Harrison, «Testing for the Effects of Oil Price Rises using Vector Autoregression», International Economic Review, Vol. 25, No. 2, 1984, PP. 459-484.

² M. Gisser, and T. H. Goodwin. «Crude Oil and the Macroeconomy: Tests of Some Popular Notions», Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 18, 1986, PP. 95-103.

الباحث بدراسة إمكانية تولّد استجاباتٍ غير متناظرة عن انخفاض وارتفاع أسعار النفط. النموذج المُقدّر من طرف "Mork" تضمن أربع تأخيرات لكلّ من: معدّل نمو الناتج الوطني الحقيقي، سعر سندات الخزينة (التي تستحق التسديد بعد 3 أشهر)، معدّل البطالة، مؤشر تضخم الأجور، مكمّش أسعار الواردات ومؤشر أسعار النفط. نتائج التقدير أظهرت أن معاملات ثلاثة تأخيرات من بين الأربعة الخاصة بمتغيّرة سعر النفط كانت سالبة، لكن تأخير واحد منها - فقط - كان معنوياً إحصائياً. من ناحيةٍ أخرى، قام الباحث بتقسيم فترة الدّراسة إلى قسمين، قبل وبعد الانهيار الذي عرفته أسعار النفط عام 1986 (الفترة الثانية تبدأ من 1986:2) فوجد أن نفس النموذج لا يتلائم مع كلا الفترتين معاً، وهي النتيجة التي دفعته إلى عزل متغيّرة ارتفاع سعر النفط عن متغيّرة انخفاضه، ليجد باستخدام نفس النموذج أن معاملات التأخير الثالث والرّابع لمتغيّرة ارتفاع سعر النفط كانت سالبة وعالية المعنوية الإحصائية، في حين لم تكن هناك أية معلمة معنوية من معاملات متغيّرة انخفاض سعر النفط¹.

في حين يؤكد بعض الباحثين أن استجابات السياسات النقدية للصّدّات الناتجة عن أسعار النفط تُشكّل أساس التقلّبات الاقتصادية، نجد أن Brown و Yücel (2002) قاما باختبار هذه الفرضية بالاستعانة بنموذج "VAR" لسبعة (7) متغيّرات خاصّة بالاقتصاد الأمريكي، ليتوصّلا في الأخير إلى خلاصة مفادها أن الحفاظ على معدّل ثابت للمخزون الفدرالي خلال حدوث صدمة نفطية يمثّل سياسةً نقديةً تكييفية، ومن جهةٍ أخرى فإن المحافظة على مستوى ثابت للناتج المحلي الخام الاسمي يتوافق مع سياسة نقدية معتدلة².

وبينما اهتم السّواد الأعظم من الباحثين بدراسة آثار أسعار النفط على المتغيّرات الاقتصادية الكلية الأساسية، نجد أن Ferderer (1996) قام بتقدير تطوّرات الإنتاج الكلي الأمريكي الناتجة عن تقلّبات أسعار النفط. كما أن الباحث قام بتحديد السياسة النقدية المُنتهجة في غضون الصّدّات النفطية انطلاقاً من آليّة نقدية مناسبة، النتائج أثبتت أن الانكماش والتّكشف كرد فعل من السياسة النقدية تُجاه ارتفاع أسعار النفط يُفسّر جزءاً من الارتباط الموجود بين النفط والإنتاج. إلّا أن الصّدّات القطاعيّة، وميكانيزمات التّردّد وعدم التّأكد -وليس ميكانيزمات السياسة النقدية- تفسّر جزءاً من العلاقة غير المتناظرة الموجودة بين تطوّرات أسعار النفط ونمو الإنتاج³.

حسب Cororaton (2000) -من المعهد الفلّيبيني للدراسات والتنمية "PIDS"- فإن ارتفاع الأسعار العالمية للنفط وانخفاض أسعار صرف العملة الوطنية، يشكّلان السببين الرئيسيين لارتفاع أسعار النفط على المستوى المحلي. نتائج المحاكاة وفقاً لنموذج التوازن العام القابل للحساب للاقتصاد الفلّيبيني "PCGEM"، أظهرت أن الآثار الاقتصادية الكلية الناجمة عن ارتفاع الأسعار العالمية للنفط تُترجم بانخفاض في الناتج المحلي الخام

¹ K.A. Mork, «Oil and the macroeconomy when prices goes up and down: An extension of Hamilton's results», Journal of Political Economy, Vol. 97, No. 3, 1989, PP.740-744.

² S.P.A. Brown, and M.K. Yücel, «Oil Prices and Aggregate Economic Activity: A Question of Neutrality», Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Review Second Quarter, 1999, PP. 16-53.

³ J.P. Ferderer, «Oil price volatility and the macroeconomy», Journal of Macroeconomics, Vol. 18, No.1, 1996 PP. 1-26.

الحقيقي بنسبة (2,3%)، مع تحسنٍ في الميزان التجاري، ناتج أساسًا عن تخفيض الواردات من المنتجات النفطية، بالإضافة إلى انخفاض وتراجع مستويات المداخيل الفردية وما يرافقها من انخفاضٍ في مستوى الرفاهية الاجتماعية¹. أما Cristina et al (2005)، فقد اختبروا آثار صدمات أسعار النفط على الاقتصاد الفلبيني خلال الفترة (1981-2003). نتائج تحليل دوال الإستجابة الدفعية للتحويل الخطّي لأسعار النفط، أظهرت أن حدوث صدمة في أسعار النفط يؤدي إلى تمديد وإطالة فترات الانخفاض في الناتج المحلي الخام للفلبين، أما في حالة الصياغة غير الخطية للنموذج "VAR" فإن النتائج دلّت على أن انخفاضات أسعار النفط تلعب دورًا أهم من ذلك الذي تلعبه ارتفاعات هذه الأسعار في التأثير على تقلبات كل متغيرة من المتغيرات².

Kumar (2009)، قام بتقييم العلاقة (أسعار النفط-اقتصاد كلي) بالنسبة للاقتصاد الهندي من خلال تقدير العلاقة بين أسعار النفط ونمو الإنتاج الصناعي، بالاعتماد على نموذج "VAR" متعدّد المتغيرات (مع اعتماد كلٍّ من الصياغتين الخطية وغير الخطية للنموذج في نفس الوقت)، وباستخدام قاعدة بيانات رباعية تمتد على طول الفترة (1975:Q1-2004:Q3). النتائج المتوصّل إليها دلّت على أن هناك علاقات سببية - حسب Granger - تتّجه من أسعار النفط نحو المتغيرات الاقتصادية الكلية، كما أن هذه النتائج أكّدت اللاتناظر المميّز للعلاقة بين أسعار النفط ونمو الإنتاج الصناعي، ومن جهةٍ أخرى أظهرت أن أسعار النفط تؤثر سلبًا على نمو الإنتاج الصناعي. وفضلاً عن ذلك وُجد أن معدلات التضخم وأسعار الفائدة قصيرة الأجل تتأثر إيجابياً بارتفاع الأسعار الحقيقية للنفط. نتائج تحليل تفكيك التباين أظهرت أن صدمات أسعار النفط والصدمات النقدية تشكّل المصدر الأهم للتقلبات التي تحدث في معدّل نمو الإنتاج الصناعي³.

الدراسات التي أجراها Abeyasinghe (2001)، بيّنت أن الاقتصاديات المفتوحة تتأثر بصفةٍ مباشرة وغير مباشرة بالارتفاعات التي تحدث في أسعار النفط الخام، إذ أن آثار ارتفاع أسعار النفط تتعكس على مستوى نمو الناتج المحلي في هذه الاقتصاديات، سواءً تعلق الأمر ببلد مستوردٍ أو مصدرٍ للنفط (حيث أظهرت النتائج أنه حتى البلدان المصدّرة مثل ماليزيا وإندونيسيا، لا يمكنها تجنب الآثار السلبية لارتفاع أسعار النفط على المدى البعيد). Abeyasinghe توصل إلى خلاصةٍ تفيد بأن تأثير أسعار النفط على نمو الإنتاج يكون ذو أهميةٍ وسعةٍ أكبر إذا تعلق الأمر بالاقتصاديات الصغيرة المفتوحة بدلاً من الاقتصاديات الكبيرة كالإقتصاد الأمريكي، كما أن هذه الأعمال أظهرت أن الأثر الحقيقي لصدمة نفطية ما يرتبط أساسًا بالكيفية التي تؤثر بها هذه الصدمة على مستوى ثقة كلٍّ من المستهلك والمستثمر⁴.

¹ C.B. Cororaton, «Philippine Computable General Equilibrium Model (PCGEM)», PIDS Discussion Paper Series, No. 2000-33, August 2000.

² M. Cristina, E. Raguindin and R. G. Reyes, «The effects of oil price shocks on the Philippine economy: A VAR approach», Social Science Research Network (SSRN), vol. 50, 2005, pp. 3-59.

³ S. Kumar, «The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Empirical Evidence for India», Economics Bulletin, Vol. 29, No. 1 2009, PP. 15-37.

⁴ T. Abeyasinghe, «Estimation of Direct and Indirect Impact of Oil Price on Growth», Economic Letters, Vol. 73, 2001, pp. 147-153.

Sanchez و Jimenez-Rodriguez (2005)، حاولا تقدير الآثار التي يمكن أن تُخلفها تقلبات أسعار النفط على النشاط الاقتصادي الحقيقي في البلدان المصنّعة الأساسية الأعضاء في منظمة التعاون والتنمية الاقتصادية "OECD" (مجموعة السبعة "G-7"، النرويج ومنطقة اليورو إجمالاً)، بالاعتماد على مقارنة "VAR" متعدّد الأبعاد، ومع اعتماد كلٍّ من الصياغات الخطيّة وغير الخطيّة. على غرار Abeysinghe (2001)، الباحثان قاما بإجراء الدراسة مع الأخذ بعين الاعتبار -في نفس الوقت- المعطيات المتعلّقة بالبلدان المستوردة والبلدان المصدّرة للنفط، وأثبتا أن الناتج المحلي الخام الحقيقي لكلا الصنّفين من البلدان يتغيّر استجابة للصدمات النفطية، حيث أظهرت النتائج أن استجابة نمو الناتج لصدمات أسعار النفط تكون متشابهة تماماً بين البلدان المستوردة (أين يُخلف ارتفاع أسعار النفط آثاراً سلبية على نمو الناتج في هذه البلدان)، أمّا بالنسبة للبلدان المصدّرة فإن الآثار تختلف بين النرويج والمملكة المتّحدة (فبينما تستفيد الأولى من ارتفاع أسعار النفط وُجد أن الأخيرة تتأثر سلبياً من جراء هذا الارتفاع). الصياغات غير الخطيّة أثبتت أن انخفاض أسعار النفط لا يكون ذو أهميّة إلا في بعض البلدان المدروسة (لم يكن له أثر معنوي إلا في بلدين أو ثلاثة)، ومن جهةٍ أخرى فإن النماذج غير الخطيّة أعطت نتائج أكثر دقة ومعنويّة فيما يتعلّق بالاستجابات الفورية، والآثار الحقيقية للصدمات النفطية. وأخيراً خلّص الباحثان إلى أن صدمات أسعار النفط والصدمات النقدية تشكّل الأسباب الرئيسية لتقلّبات الإنتاج الحقيقي في مجموعة البلدان المدروسة¹.

حسب نتائج أعمال de Gracia و Cunado (2004)، فإن آثار الصدمات المتعلّقة بأسعار النفط على النشاط الاقتصادي والتضخم تكون معنويّة فقط في المدى القصير بالنسبة لكلٍّ من: اليابان، سنغافورة، كوريا الجنوبية، تايلاند، الفلبين وماليزيا، كما أن التعبير عن صدمات أسعار النفط بالعمّلات المحليّة للبلد محل الدراسة، يتضمّن إثباتات أكثر معنوية فيما يتعلّق بنتائج هذه الصدمات. وعلاوةً على ذلك فقد تم إثبات اللاتناظر المميّز للعلاقة بين أسعار النفط والتضخم في حالات: ماليزيا، كوريا الجنوبية، تايلاند واليابان، وبالنسبة لكوريا الجنوبية فقط فيما يخص العلاقة بين أسعار النفط والنمو الاقتصادي².

بعض الباحثين مالوا إلى دراسة الآثار التضخمية لصدمات أسعار النفط، على غرار Hooker (2002) الذي قام بتقدير مساهمة تطورات أسعار النفط في التضخم في الاقتصاد الأمريكي، بالاعتماد على الإطار النظري لمنحنى "Phillips" ومع مراعاة اللاتناظر، الخصائص غير الخطيّة والانكسارات الهيكلية التي تحدّثت عنها مختلف الأدبيات الاقتصادية ذات الصّلة بالعلاقة بين أسعار النفط والمتغيّرات الاقتصادية الكلية الأساسية. الباحث خلّص إلى نتيجةٍ تقضي بوجود انكسارٍ هيكلي، حيث ظهر أن تقلّبات أسعار النفط كان لها أثرٌ معنويّاً على التضخم قبل عام 1980، لكن هذا الأثر ضعّف بعد ذلك³.

¹ R. Jimenez-Rodriguez, and M. Sanchez, «Oil price shocks and real GDP growth: Empirical evidence for some OECD countries», Applied Economics, Vol 37, 2005, PP. 201-228.

² J. Cunado, and F.P. de Garcia, «Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries», Universidad de Navarra Working Paper. 06/04, 2004.

³ M.A. Hooker, «Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime», Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 34, No. 2, 2002, PP.540-561.

2.1. الدراسات المطبقة على الاقتصاديات المصدرة للنفط:

على الرغم من تركيز أغلب الدراسات والأبحاث على تحليل آثار صدمات أسعار النفط على الاقتصاديات المتطورة والمستوردة للنفط، إلا أنه حديثاً ظهرت بعض الدراسات التي اهتمت باختبار آثار تغيرات أسعار النفط على الاقتصاد الكلي للبلدان المنتجة والمصدرة لهذه السلعة.

Mehrara (2006)، وجد أن أسعار النفط تمثل أهم مصدر للتقلبات الاقتصادية الكلية في كل من إيران والسعودية، وبدرجة أقل بالنسبة للكويت وإندونيسيا. وقد فسّر الباحث هذه النتيجة بقدرة الاقتصاد الكويتي على التأقلم مع صدمات أسعار النفط، من خلال اللجوء إلى صناديق الادخار والاستقرار، والإصلاحات الهيكلية المناسبة، بينما تساعد السياسات الجبائية الملائمة في إندونيسيا على تفادي الاختلالات الاقتصادية الهيكلية وتسمح بتحقيق نمو اقتصادي أسرع وأوسع، بعيداً عن قطاع الصناعات الإستخراجية الذي يتضمن الصناعة النفطية¹. في حين أظهر Eltony و Al-Awadi (2002) أن تقلبات أسعار النفط تساهم بنسبة كبيرة في تفسير تقلبات المتغيرات الاقتصادية الكويتية، كما أن نتائج دراستهما أثبتت أهمية صدمات أسعار النفط في التأثير على متغيرة الإنفاق الحكومي التي تمثل المحدد الأهم لمستوى النشاط الاقتصادي، إذ بين الباحثان في هذا الصدد أن السياسة المالية تكون أكثر فعالية من السياسة النقدية في تحفيز النشاط الاقتصادي الكلي عقب الصدمات النفطية².

Markwardt و Farzanegan (2007)، استخدموا مقاربة "VAR" لتحليل العلاقة الديناميكية بين الصدمات غير المتناظرة لأسعار النفط وأهم المتغيرات الاقتصادية الكلية الإيرانية. نتائج الدراسة أثبتت أن ارتفاع (انخفاض) أسعار النفط يؤدي إلى ارتفاع (انخفاض) الناتج الصناعي، مع وجود استجابة معنوية لكلّ الواردات الحقيقية وسعر الصرف الفعلي الحقيقي للصدمات غير المتناظرة لأسعار النفط، كما أن استجابة معدل التضخم لأي نوع من صدمات أسعار النفط تكون إيجابية ومعنوية. أمّا النتيجة التي اعتبرها الباحثان نتيجة مفاجئة فهي عدم وجود استجابة معنوية من طرف الإنفاق الحكومي الحقيقي لتقلبات أسعار النفط³.

Anashasy et al (2005)، اختبروا آثار صدمات أسعار النفط على سلوك الاقتصاد الفنزويلي خلال الفترة (1950-2001)، حيث قام الباحثون بدراسة العلاقة بين أسعار النفط، الإيرادات الحكومية، الإنفاق الاستهلاكي الحكومي، الناتج المحلي الخام "GDP" والاستثمار معتمدين على نماذج "VAR" و "VECM". النتائج أظهرت وجود علاقات في المدى الطويل وحتى في المدى القصير - بين أسعار النفط والنمو الاقتصادي والميزان المالي⁴.

¹ K.O. Mehrara, «The sources of macroeconomic fluctuations in oil exporting countries: A comparative study», Economic Modeling, vol. 29, 2006, pp. 365-379.

² M.N. Eltony, and M. Al-Awadi, «Oil price fluctuations and their impact on the macroeconomic variables of Kuwait: a case study using a VAR model», International Journal of Energy Research, 25(11), 2001, PP. 939-959.

³ M. Farzanegan, and G. Markwardt, «The effects of oil price shocks on the Iranian economy», Energy Economics, vol. 31, 2007, PP. 134-151.

⁴ E-A. Anashasy, et. al, «Evidence on the Role of Oil Prices in Venezuelas Economic Performance: 1950-2001», Working Paper, Univesity of Washington, 2005.

Adejumo و Olomola (2006)، قاما باختبار أثر صدمات أسعار النفط الخام على كل من الناتج، التضخم، عرض النقد، وسعر الصرف الحقيقي في نيجيريا، باستعمال قاعدة بيانات رباعية للفترة (1970:Q1-2003:Q4)، وبيننا -بالاعتماد على منهجية "VAR"- أن صدمات أسعار النفط لا تُخلف أي تأثيراً معنوياً على متغيرتي الناتج والتضخم، بينما تؤثر هذه الصدمات فقط على سعر الصرف الحقيقي وعلى عرض النقد في المدى الطويل¹. أما Omisakin (2008)، فقد وجد أن أسعار النفط تمارس تأثيراً مستمراً على كل من متغيرات: عرض النقد، الإنفاق الحكومي ومؤشر أسعار الاستهلاك في الاقتصاد النيجيري، وفضلاً عن ذلك فإن الباحث وجد أن أسعار النفط ليس لها تأثيراً سلبياً على مستوى التضخم².

Ito (2008) قام بدراسة آثار أسعار النفط والصدمات النقدية على الاقتصاد الروسي. بالاعتماد على قاعدة بيانات رباعية تغطي الفترة (1997:Q1-2007:Q4)، وباستخدام نموذج "VEC". نتائج التحليل جاءت بنتيجة أساسية مفادها أن ارتفاع قدره (1%) في أسعار النفط يؤدي إلى ارتفاع معدل نمو الناتج الحقيقي بـ(0,25%) خلال الإثني عشر (12) ربعي التي تلي الصدمة، في حين يؤدي إلى ارتفاع معدلات التضخم بنسبة (0,36%) خلال نفس الفترة، كما وجد الباحث أن الصدمات النقدية تؤثر -عبر قناة معدل الفائدة- على كل من متغيرتي التضخم والناتج المحلي الخام، حيث دلت النتائج على أن آثار الصدمات النقدية على الاقتصاد تفوق تلك الآثار المترتبة عن صدمات أسعار النفط³.

Bekhet و Yusop (2009)، قاما بدراسة وتحليل العلاقات طويلة المدى وعلاقات السببية بين أسعار النفط، استهلاك الطاقة، معدل العمالة والنمو الاقتصادي في ماليزيا، بالاعتماد على تقنيات التكامل المتزامن ونماذج تصحيح الخطأ الشعاعية "VECM"، وباستخدام قاعدة بيانات سنوية تمتد على طول الفترة (1980-2005). النتائج كشفت عن وجود علاقة مستقرة في المدى الطويل (علاقة تكامل متزامن) بين كل من أسعار النفط، العمالة، النمو الاقتصادي، ومعدل نمو استهلاك الطاقة، بالإضافة إلى وجود تفاعلات - حقيقية - قصيرة المدى فيما بينها، كما تبين أن التغيرات في الأسعار العالمية للنفط تؤثر على الاستهلاك الكلي للطاقة في ماليزيا، لكن العكس ليس صحيحاً⁴.

Lescaroux و Mignon (2008)، قاما بدراسة واختبار التفاعلات والعلاقات -قصيرة وطويلة المدى- بين أسعار النفط وعدة متغيرات اقتصادية كلية ومالية (الناتج المحلي الخام، مؤشر أسعار الاستهلاك، الاستهلاك العائلي، معدل البطالة وأسعار الأسهم) لثلاث مجموعات من البلدان (مجموعة البلدان الأعضاء في أوبك، مجموعة البلدان المصدرة للنفط خارج أوبك، ومجموعة البلدان المستوردة للنفط)، حيث اعتمد الباحثان على

¹ P. A. Olomola and A. V. Adejumo, «Oil Price Shock and Macroeconomic Activities in Nigeria», International Research Journal of Finance and Economics ISSN 1450-2887 Issue 3 (2006), PP. 28-34.

² A. Omisakin, «Oil price shocks and the Nigerian economy», Med Well Journal, vol. 42, 2008, pp.1-7.

³ Katsuya Ito, «Oil Price and the Russian Economy: A VEC Model Approach», International Research Journal of Finance and Economics ISSN 1450-2887 Issue 17 (2008), PP. 68-74.

⁴ H.A. Bekhet and N.Y.M. Yusop, «Assessing the Relationship between Oil Prices, Energy Consumption and Macroeconomic Performance in Malaysia: Co-integration and Vector Error Correction Model, (VECM) Approach», Journal of International Business Research, Vol. 2, No.3, July 2009.

اختبارات السببية -حسب مفهوم Granger- وعلى حسابات الارتباطات التقاطعية بين المركبات الدورية للسلاسل الزمنية من أجل اختبار العلاقات قصيرة المدى، بينما اعتمدا على تحليل التكامل المتزامن في إطار بيانات السلاسل الزمنية وبيانات البانل (Panel Data Framework) لدراسة العلاقات طويلة المدى بين المتغيرات المعنية، وكذا إظهار السلوكيات المشتركة لمختلف الاقتصاديات المدروسة. نتائج التحليل قصير المدى أثبتت أنه في حالة وجود علاقات سببية فإنها على العموم تتجه من أسعار النفط نحو باقي المتغيرات المعنية بالدراسة، وهي النتيجة التي تأكدت من خلال حساب الارتباطات الدورية (cyclical correlations). أما فيما يتعلق بالتحليل طويل المدى فإن أغلب علاقات التكامل المتزامن التي تم اكتشافها كانت تخص كل من الناتج المحلي الخام، معدّل البطالة وأسعار الأسهم، حيث أظهرت النتائج أن الناتج المحلي وأسعار النفط يُبديان سلوكاً متشابهاً (بتغيران معاً) في المدى الطويل بالنسبة لـ(12) بلد من البلدان المدروسة، أما العلاقات طويلة المدى المتعلقة بمعدلات البطالة وأسعار الأسهم فكانت تخص فقط الدول غير الأعضاء في أوبك¹.

Berument et al (2010) قاموا باختبار كيفية تأثير صدمات أسعار النفط على نمو الناتج المحلي لمجموعة مختارة تتكون من ستة عشر (16) بلداً من بلدان منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا (MENA) وتشمل كل من البلدان المصدرة وكذا المستوردة للسلعة النفطية. نتائج تحليل دوال الاستجابة لنموذج شعاع انحدار ذاتي هيكلي "SVAR" أظهرت أن حدوث صدمة -مقدارها انحراف معياري واحد- في أسعار النفط يُخلف تأثيراً إيجابياً ومعنوي إحصائياً على مستوى النمو الاقتصادي في معظم الاقتصاديات المصدرة للنفط: الجزائر، إيران، العراق، الكويت، ليبيا، عُمان، قطر، سوريا والإمارات العربية المتحدة. بينما لم تظهر أي تأثيرات معنوية إحصائية على اقتصاديات البلدان المتبقية: البحرين، جيبوتي، مصر، إسرائيل، الأردن المغرب وتونس².

بوعويّنة مولود(2009)، قام بدراسة وتحليل العلاقة بين أسعارالنفط وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية (الناتج المحلي الخام، الإيرادات الكلية، الواردات) في الجزائر بالاعتماد على تقنية أشعة الانحدار الذاتي "VAR"، وباستخدام عينة بيانات تتكون من (39) مشاهدة تمتد على طول الفترة (1970-2008). نتائج اختبارات السببية -حسب مفهوم Granger- وتحليل دوال الاستجابة أظهرت أن أسعار النفط تؤثر بصفة غير مباشرة -عبر متغيرة الواردات- على الناتج المحلي الخام (علاقة طردية)، بينما تمارس تأثيرات مباشرة وغير مباشرة على متغيرة الإيرادات الكلية (علاقة طردية)، أما النتيجة التي اعتبرها الباحث غير منطقيّة -في حالة الاقتصاد الجزائري- فتتعلق بالعلاقة العكسية المثبتة بين أسعار النفط وقيمة الواردات³.

¹ F. Lescaroux and V. Mignon, «On the Influence of Oil Prices on Economic Activity and Other Macroeconomic and Financial Variables», CEPII, Working Paper. No. 2008-05, April 2008.

² M.H. Berument, N.B. Ceylan, and N. Dogan, «The Impact of Oil Price Shocks on the Economic Growth of Selected MENA Countries», The Energy Journal, Vol. 31, No. 1, 2010, PP. 149-176.

³ بوعويّنة مولود، «العلاقة بين سعر البترول وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في الجزائر باستخدام منهجية "VAR"»، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2009-2010.

وقبل ذلك كان جمعة رضوان (2006)، قد حاول تقدير حجم وكيفية تأثير تطورات الأسعار العالمية للنفط على الواردات الجزائرية خلال الفترة (1970-2004)، ليتوصل في الأخير إلى نتيجة تفيد بوجود علاقة طردية بين أسعار النفط والواردات (ارتفاع أسعار النفط بدولار واحد يؤدي إلى ارتفاع قدره (0,14) مليار دولار)¹. أما العمري علي (2007)، فقد اهتم بتقدير تأثيرات تطورات أسعار الخام على النمو الاقتصادي في الجزائر، وقد توصل -هو الآخر- إلى وجود علاقة طردية بين تغيرات أسعار النفط الخام والتغيرات التي تحدث في الناتج المحلي الخام الجزائري (ارتفاع أسعار النفط بمقدار (0,016) دولار يؤدي إلى ارتفاع في الناتج المحلي الحقيقي بدولار واحد)².

لباني يسمينة (2010)، اهتمت بدراسة وتقدير آثار وانعكاسات تغيرات أسعار النفط على الاقتصاد الجزائري. نتائج المحاكاة باستخدام نموذج التوازن العام القابل للحساب -باعتبار السنة (2002) كسنة مرجعية- أثبتت أن ارتفاع حجم الإيرادات الجبائية الناتج عن ارتفاع الأسعار العالمية للنفط أدى إلى التبعية التامة لقطاع المحروقات وعدم تشجيع الإنتاج في باقي القطاعات، كقطاع الفلاحة الذي كان من بين القطاعات المتضررة بانخفاض إنتاجه وقيمه المضافة وهجرة اليد العاملة منه. كما أثبتت النتائج أن ارتفاع أسعار النفط يؤدي إلى تراجع معدلات البطالة، مع ارتفاع الدخل والادخار للوحدات الاقتصادية، مما يؤدي إلى زيادة الاستهلاك والطلب الاستثماري الذي يؤدي بدوره إلى زيادة قيمة الواردات وانخفاض الصادرات من جميع أنواع المنتجات، ليؤدي كل هذا إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار. من جهة أخرى أظهرت نتائج المحاكاة أن انخفاض أسعار النفط -في ظل فرضية عدم إمكانية الاقتراض من الخارج- يؤدي إلى نتائج معاكسة تمامًا للنتائج المتحصّل عليها في حالة ارتفاع الأسعار³. وقبلها، قويدري قوشيح بوجمعة (2008)، حاول تقييم درجة تأثير تقلبات أسعار النفط على التوازنات الاقتصادية الكلية في الجزائر (ومنها على وجه الخصوص الميزان التجاري، الميزانية العامة للدولة والناتج المحلي الخام) خلال الفترة (1986-2007). نتائج التحليل الاقتصادي القياسي أثبتت أن هناك ارتباطات قوية بين أسعار النفط وكلّ من رصيد الميزان التجاري، رصيد الميزانية العامة والناتج المحلي الخام⁴.

2. أثر سعر النفط على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية:

مثلما تمت الإشارة إليه من طرف Brown و Yücel (2002)، Jones و Leiby، Paik و Lardic (2004) أو Mignon (2006) وآخرون، فإن أسعار النفط يمكن أن تمارس تأثيرًا على النشاط الاقتصادي عبر العديد من القنوات. فارتفاع سعر النفط الخام يؤدي إلى ارتفاع أسعار المنتجات النفطية، وهو ما يؤدي بدوره إلى ارتفاع فاتورة الطاقة بالنسبة للمستهلكين (عائلات، مؤسسات، حكومات)، أما بالنسبة للمنتجين فإن المؤسسات

¹ جمعة رضوان، «تطورات أسعار النفط وتأثيراتها على الواردات: دراسة حالة الجزائر (1970-2004)»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2006-2007.

² العمري علي، «دراسة تأثير تطورات أسعار النفط الخام على النمو الاقتصادي»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2007-2008.

³ لباني يسمينة، «انعكاسات تغير أسعار البترول العالمية على الاقتصاد الجزائري: دراسة تحليلية باستخدام نموذج التوازن العام القابل للحساب للسنة 2002»، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2008-2009.

⁴ قويدري قوشيح بوجمعة، «انعكاسات تقلبات أسعار البترول على التوازنات الاقتصادية الكلية في الجزائر»، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة حسيبة بن بوعلي-الشلف، 2008-2009.

تتكيف مع ارتفاع تكلفة الوحدة المنتجة، وبالتالي فإن ارتفاع أسعار الطاقة (ومن بينها أسعار النفط) يؤدي إلى انخفاض الإنتاجية، مما ينعكس على: الأجور الحقيقية والعمالة، أسعار البيع والتضخم، والأرباح والإستثمار.

1.2. أثر سعر النفط على الناتج الداخلي الخام (GDP):

يمكن توضيح العلاقة بين سعر النفط والناتج الداخلي الخام عن طريق أثر جانب العرض الكلاسيكي (supply-side effect)، والذي حسبه فإن أي ارتفاع في أسعار النفط هو دليل على نقص وندرة المدخلات الضرورية للإنتاج، مما يؤدي بدوره إلى انخفاض الناتج الكامن (potential output). وبالنتيجة يكون هناك ارتفاع في تكلفة الإنتاج يقابله انخفاض في الإنتاجية وتباطؤ نمو الناتج¹.

لقد تم تناول هذه العلاقة بين أسعار النفط والناتج بكثرة من طرف العديد من الأدبيات التطبيقية². عموماً هذه الدراسات توصلت إلى نتيجة أساسية مفادها أن ارتفاع أسعار النفط يخلف أثراً سلبياً على مستوى الناتج، بينما وُجد أن هذا الأثر ضعُف مع مرور الزمن، وخاصةً منذ أواخر تسعينات القرن الماضي، ومن بين التفسيرات المطروحة، نجد ذلك التفسير القائل بأنه بالرغم من أن الاقتصاد العالمي عرف -منذ أواخر التسعينات- صدمتين بتروليتين لا تقلان أهميةً وشدةً عن أزمة السبعينات، إلا أن نمو الناتج الداخلي الخام ومعدلات التضخم حافظت على ثباتها في أغلب البلدان الصناعية الكبرى. حسب Gali و Blanchard (2007)³، فإن هناك تفسير معقول لهذا الأثر المتناقص، وهو أن آثار صدمات ارتفاع أسعار النفط تكون متشابهة بين الفترات التي تشهد هذا الارتفاع في الأسعار، لكن ما يمكن أن يؤدي إلى اختلاف آثار هذه الصدمات، هو إمكانية تزامنها مع صدمات كثيرة من عدة أنواع، فمثلاً تزامنت الصدمات النفطية لسنوات السبعينات مع ارتفاعات كبيرة في أسعار السلع الأخرى، بينما تزامن ارتفاع أسعار النفط خلال السنوات الأولى من الألفية الثالثة مع نموً عالي للإنتاجية والطلب العالمي على النفط⁴.

2.2. أثر سعر النفط على المستوى العام للأسعار والتضخم:

يُعرف التضخم على أنه ارتفاع دائم ومستمر في المستوى العام للأسعار، ومعدل التضخم هو معدل نمو مستوى الأسعار⁵. أما عن علاقة سعر النفط بالتضخم، فنجد أن ارتفاع سعر النفط يمثل صدمة تضخمية (inflationary shock)، والتي يمكن أن تُرفق بآثار الدور الثاني (Second round effects) من خلال حلقة

¹ للمزيد من التفاصيل أنظر: S.P.A. Brown, and M.K. Yücel, (1999), and A.B. Abel, and B.S. Bernanke, «Macroeconomics» Addison Wesley Longman Inc, 2001.

² أنظر، على سبيل المثال: J. D. Hamilton, «Oil and the Macroeconomy», Working Paper UCSD, August 2005, and S.P.A. Brown, and M.K. Yücel, «Energy Prices and Aggregate Economic Activity: An Interpretative Survey», Quarterly Review of Economics and Finance, Vol. 42, 2002, PP. 193-208.

³ O. J. Blanchard, and J. Gali, «The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s? », NBER Working Paper 13368, 2007.

⁴ لتفاصيل أكثر حول الأثر المتغير لصدمات أسعار النفط، أنظر: Hooker (1996a, 1996b, 1996c, 1999, 2002), Hamilton (1996a), De Gregorio et al. (2007), Herrera and Pesavento (2007) and Edelstein and Kilian (2007).

⁵ عموماً يتم قياس مستوى الأسعار باستخدام نوعين من مؤشرات الأسعار هما، مكمش الناتج الداخلي الخام (GDP) ومؤشر أسعار الاستهلاك (CPI) O. Blanchard et D. Cohen, «Macroeconomie», 3^e édition, Pearson Education France, Paris, 2004, PP. 28-29.

الأسعار-أجور¹ (The Price-Wage loop). فارتفاع أسعار النفط من شأنه أن يؤدي إلى ارتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك (CPI)، وهذا يتوقف -طبعًا- على مدى أهمية المنتجات النفطية ضمن سلة الاستهلاك (consumption basket). وبالإضافة إلى هذا الأثر المباشر يوجد ما يسمّى بآثار الدور الثاني، فبسبب انخفاض القدرة الشرائية -الناتج عن ارتفاع أسعار الاستهلاك- قد يطالب العمال برفع الأجور، ممّا يؤدي إلى حلقات الأسعار-أجور. أمّا المؤسسات فإنها بدورها تُحوّل ارتفاع تكاليف الإنتاج الناتج عن ارتفاع أسعار النفط إلى ارتفاع في أسعار البيع، وهو ما يؤدي إلى تغذية حلقة الأسعار-أجور، إذ أنه يولّد مراجعات تصاعدية للتضخم المُتوقع.

لقد تمّت دراسة ردة فعل أسعار الاستهلاك والتضخم تجاه تقلبات أسعار النفط من طرف عدّة باحثين على غرار: Hooker (1999، 2002)²، Barsky و Kilian (2002، 2004)³ أو LeBlanc و Chinn (2004). فبينما بين توصل Barsky و Kilian (2004) إلى نتيجة مفادها أن ارتفاعات أسعار النفط تولّد معدّلات تضخم عالية، نجد أن LeBlanc و Chinn (2004) قد وجدا أن تأثير أسعار النفط على التضخم هو فقط تأثير متوسط ومعتدل (Moderate) وليس قويًا⁴.

3.2. أثر سعر النفط على الشغل والبطالة:

إن ارتفاع أسعار النفط يمكن أن يكون له أثرًا سلبيًا على الإستهلاك، الإستثمار والبطالة. فالإستهلاك يتأثر من خلال علاقته الطردية مع الدّخل المتاح (Disposable income)، أمّا الإستثمار فيتأثر من خلال ارتفاع تكاليف المشاريع، وكذا من خلال ارتفاع حجم المخاطرة وعدم التأكّد (Uncertainty) التي تؤدي إلى تأجيل قرارات الإستثمار⁵.

إن حدوث ارتفاع دائم ومستمر في أسعار النفط (long-lasting) قد يكون سببًا في تغيير الهيكل الإنتاجي ويؤدي بذلك إلى آثار عميقة على البطالة. ففي الواقع نجد أن ارتفاع أسعار النفط يُخفّض عائداً القطاعات ذات الكثافة في استخدام النفط (oil-intensive)، وهو ما يمكن أن يحثّ المؤسسات على اتخاذ وتبني طرق إنتاج جديدة أقل استخدامًا وكثافةً (less intensive) للمُدخلات البترولية. هذا التغيير في هيكل الإنتاج ينجّر عنه إعادة توزيع (reallocations) لعنصري العمل ورأس المال بين مختلف القطاعات، ما من شأنه أن يكون له تأثير على البطالة في المدى الطويل⁶.

¹ J.C. Fuhrer, «The Phillips Curve is alive and well», New England Economic Review of the Federal Reserve Bank of Boston, March/April 1995, PP. 41-56 ; R.J. Gordon, «The time-varying NAIRU and its implications for economic policy», Journal of Economic Perspectives, Vol.11, No.1, 1997, PP. 11-32, and M.A. Hooker, (2002).

² M.A. Hooker, «Oil and the Macroeconomy Revisited.», Mimeo, Federal Reserve Board, Washington, D.C. 1999.

³ R. B. Barsky, and L. Kilian, «Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Approach» NBER Macroeconomics Annual, 2001 16/1, 2002, PP. 137-183; and R. Barsky and L. Kilian, «Oil and the Macroeconomy Since the 1970s», NBER Working Paper 10855, October 2004.

⁴ M. LeBlanc and M.D. Chinn, «Do high oil prices presage inflation? The evidence from G5 countries», Business Economics, Vol. 34, 2004, PP. 38-48.

⁵ J.P. Ferderer, (1996).

⁶ P. Loungani, «Oil Price Shocks and the Dispersion Hypothesis», Review of Economics and Statistics, Vol. 58, 1986, P. 536-539.

في ذات السياق، قام كلٌّ من Caruth و Hooker و Oswald (1998) بدراسة أثر تقلبات أسعار النفط على سوق العمل¹، بينما قام Davis و Haltiwanger (2001) بتحليل أثر ديناميكيات أسعار النفط على المعدل الطبيعي للبطالة² (Natural Rate of Unemployment). في حين أشار Bjørnland (2008) إلى أن الأسعار المرتفعة للنفط الخام من شأنها أن تؤدي إلى ارتفاع ربحية قطاع الطاقة في الاقتصاديات المصدرة للسلعة النفطية، وهو الأمر الذي يساهم في توفير فرصاً أكثر للاستثمار في مختلف القطاعات الإنتاجية، ويؤدي بذلك إلى ارتفاع حجم الطلب على العمل ورأس المال³.

إن آثار حركات أسعار النفط على سوق العمل يمكن أن تختلف باختلاف الأفاق الزمنية المدروسة. حيث بين Keane و Prasad (1996) أن ارتفاع أسعار النفط يؤدي إلى تخفيض حجم العمالة في المدى القصير بينما يؤدي إلى زيادتها في المدى الطويل. هذه العلاقة المعكوسة في المدى الطويل يمكن إرجاعها إلى علاقات التكامل (Complementarities) والإحلال (Substitutabilities) بين مختلف فئات سوق العمل⁴.

4.2. الاستجابات اللامتناظرة: (Asymmetric Responses)

هناك مجال لتعريف الاستجابات اللامتناظرة بين أسعار النفط ومختلف المتغيرات الاقتصادية، وخاصةً استجابة الناتج المحلي الخام "GDP" والعمالة (أوالبطالة)، إذ أن عديد الباحثين ناقشوا الطرح القائل بأن الأثر الاقتصادي السلبي الناتج عن ارتفاع أسعار النفط إلى مستوياتٍ عليا يمكن أن يكون أكبر بكثير من النتائج الاقتصادية الإيجابية المترتبة عن انخفاض هذه الأسعار⁵. فكل اضطراب في سعر النفط الخام يمكن أن يؤدي إلى إعادة تعيينات قطاعية، ويخلق نوعاً من الشك وعدم اليقين فيما يتعلق بمرودية الاستثمارات، بينما يترتب عن كل انخفاض في هذه الأسعار أثراً إيجابياً على مستوى الدخل الحقيقي، يؤدي إلى تعويض الآثار السلبية الناتجة عن ارتفاع الأسعار. لغرض مواجهة هذا المشكل تم استخدام عدة أنواع من نماذج السلاسل الزمنية التي تتضمن صيغاً غير خطية وغير متناظرة لدراسة آثار تقلبات أسعار النفط⁶.

Hamilton (2000) أشار إلى أن الدراسات السابقة التي ارتكزت على الفرضية التي تُقيد بأنه توجد علاقة خطية بين إجمالي الناتج المحلي الحقيقي والأسعار الحقيقية للبتروكيمياويات كانت تتضمن الافتراض ضمناً بأنه إذا كان ارتفاع أسعار البترول يؤدي إلى حالة ركود اقتصادي، فإن انخفاض هذه الأسعار يجب أن يؤدي إلى حالة انتعاش وتوسع اقتصادي بنفس الحجم، ولكن في الاتجاه المعاكس.

¹ A.A. Caruth, M.A. Hooker, and A.J. Oswald «Unemployment equilibria and input prices: Theory and evidence from the United States», Review of Economics and Statistics, Vol. 80, 1998, PP. 621-628.

² S.J. Davis, and J. Haltiwanger «Sectoral job creation and destruction responses to oil price changes», Journal of Monetary Economics, Vol. 48, 2001, PP. 645-512.

³ H.C. Bjørnland, «Oil Price Shocks and Stock Market Booms in an Oil Exporting Country», Working Paper from Norges Bank. 16, 2008.

⁴ M.P. Keane, and E.S. Prasad, «The employment and wage effects of oil price changes: A sectoral analysis», Review of Economics and Statistics, Vol. 78, 1996, PP. 389-400.

⁵ أنظر، على سبيل المثال: S.J. Davis, and J. Haltiwanger (2001)

⁶ على سبيل المثال، أنظر: J. D. Hamilton, «Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy», Working Paper UCSD, August 2000.

Mork (1989) قدّم الفرضية القائلة بأن آثار انخفاض أسعار البترول على النشاط الاقتصادي تكون أقل نسبيًا من آثار ارتفاعها، وقد توصل هذا الأخير إلى إثبات هذه الفرضية من خلال إدراج -في نفس الوقت- متغيّرة "ارتفاع سعر النفط" ومتغيّرة "انخفاض سعر النفط" ضمن النموذج المستخدم، حيث أثبتت النتائج أن انخفاض أسعار النفط لا يكون ذو أهمية -على المستوى الإحصائي- كما هو الحال بالنسبة لارتفاعها¹. كما أن Mory (1993) بين -من خلال تقدير اندحارات بسيطة بالاعتماد على بيانات سنوية- أن ارتفاعات وانخفاضات أسعار النفط تمارس تأثيرات غير متناظرة على كلّ من الناتج والبطالة خلال الفترة (1951-1990)، وعلى الدخل الفردي ومداخل معظم الصناعات خلال الفترة (1959-1989)².

المبحث 03: انعكاسات تطورات أسعار النفط على بعض المتغيّرات الاقتصادية الكلية الجزائرية:

يعتبر الاقتصاد الجزائري اقتصادًا نفطيًا بالدرجة الأولى. حيث يعد قطاع النفط -أو المحروقات بصفة عامة- بمثابة العمود الفقري لهذا الاقتصاد، إذ أنه يُنتج أكثر من ثلثي (2/3) الثروة الوطنية. بينما تُعد صادرات المحروقات المحرك الأساسي لدواليب الاقتصاد الوطني، إذ أنها تمثّل أكثر من (95%) من إجمالي الصادرات الكلية، في حين تمثّل الإيرادات المتأتية من الجباية البترولية ما يزيد عن (75%) من الإيرادات الجبائية³. وعلاوة على ذلك يمثل قطاع المحروقات المصدر الأهم للاحتياجات الوطنية من العملة الصعبة، كما أنه يُعد مصدرًا مهمًا للدخار الوطني الذي يسمح بتحقيق معدّلات استثمار معتبرة⁴.

لذا تتعكس التطورات الحاصلة في أسعار النفط على أداء وسلوك مختلف المتغيّرات الاقتصادية الكلية الأساسية في الاقتصاد الجزائري، حيث يكون لحركات وتقلبات أسعار النفط تطورات وتغيّرات مقابلة في الإيرادات المتأتية من صادرات المحروقات التي ساهمت منذ الاستقلال في تحديد استراتيجيات التنمية وتمويلها. كما أن الاعتماد المتزايد على هذه الإيرادات في تمويل خزينة الدولة كان سببًا في معانات الاقتصاد الجزائري من أزمات حادة رافقت انخفاض أسعار النفط في الأسواق العالمية.

1. انعكاسات حركة أسعار النفط على تطورات الإنفاق الحكومي خلال الفترة (1970-2010):

يمكن تعريف النفقات العامة -أو الإنفاق الحكومي- على أنها المبالغ المالية التي تصرفها الدولة إشباعًا للحاجات العامة، وتحقيقًا لتدخلها الاقتصادي والاجتماعي في إدارة مجتمعها الإنساني. كما تُعتبر النفقات العامة إحدى أدوات السياسة المالية التي تقوم السلطات المالية بتنفيذها من خلال الموازنة العامة للدولة، من أجل تحقيق الأهداف الاقتصادية والاجتماعية التي يرمي المجتمع إلى تحقيقها خلال فترة زمنية معينة، إذ يُمثّل الإنفاق العام الصورة التي تعكس نشاط الدولة، وأداة تحقيق أهدافها وتوجيه اقتصادها وضمان

¹ للمزيد من التفاصيل أنظر: K.A. Mork (1989).

² J. F. Mory, «Oil Prices and Economic Activity: Is the Relationship Symmetric?», Energy Journal, Vol. 14, No. 4, 1993, PP. 151-161.

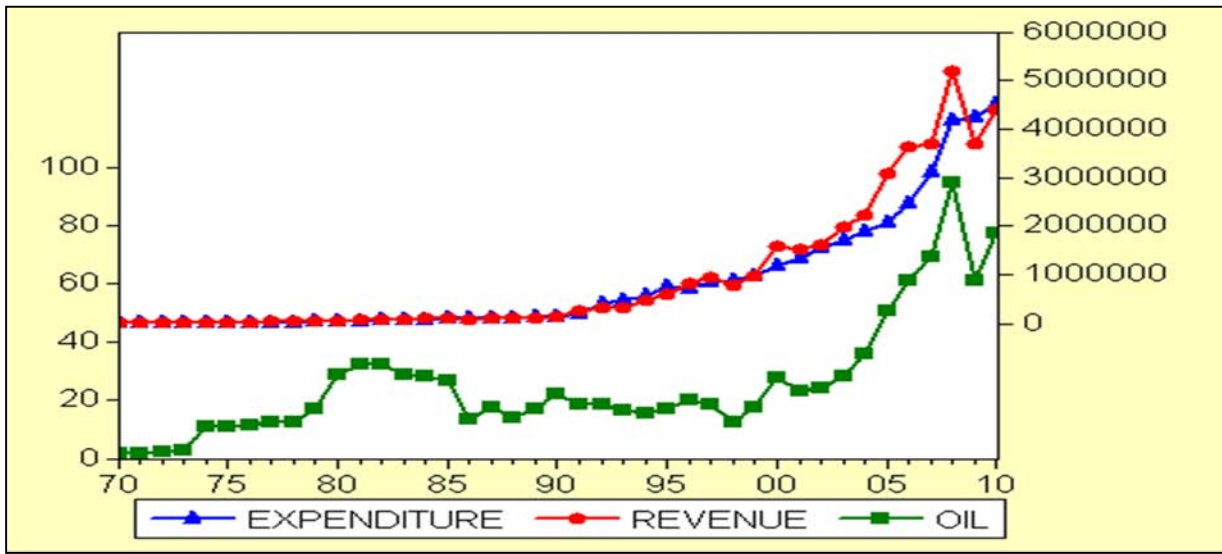
³ Ben Bitour Ahmed, «L'expérience Algérienne de développement 1962-1991, Leçon Pour l'avenir», Collection carrefour d'échanges, Edition technique de l'entreprise, ISGP Edition, Alger, 1999, P. 81.

⁴ يمكن أن تُدرك أهمية قطاع المحروقات في الاقتصاد الجزائري من خلال ملاحظة، وقراءة المعطيات الواردة ضمن الجداول (12)، (13) و(14) من الملحق (01) التي توضح مساهمة قطاع المحروقات في كلّ من إجمالي الناتج المحلي (GDP)، الإيرادات العامة، والصادرات على التوالي.

الاستقرار الاقتصادي في البلاد¹.

إن المُتنبِّع لمسيرة وأوضاع الاقتصاد الجزائري يجد أن السير الحسن للسياسة المالية، واستقرار معدّلات الدين العمومي، والعجز الموازي كان دائماً مرهوناً إلى حدٍّ بعيد بالإيرادات العامّة، وخاصة منها إيرادات المحروقات (الجباية البترولية). وبالتالي فإن القدرة على تحمل السياسة المالية والعجز الموازي (sustainability of fiscal policy and deficit) تبقى بدورها مرهونةً بتقلّبات أسعار النفط في الأسواق العالمية، وهذا ما يضيف ميزة الضعف على السياسة المالية بالجزائر. ومن أجل توضيح أكثر لهذه الوضعية لا ضير أن نستعين في تحليلنا هذا بالشكل التّالي:

الشكل (2.1): تطور كلٍّ من: الإيرادات العمومية، الإنفاق الحكومي، وسعر النفط للفترة (1970-2010).



المصدر: تم إعداد الشكل بالاعتماد على معطيات الجداول (15) و(19)، من الملحق(01).

من خلال الشكل (2.1) نجد أنه يمكن تحليل تطور النفقات العامة حسب الفترات التالية:

1.1. تطور الإنفاق الحكومي خلال فترة التّخطيط (1970-1990):

قامت الجزائر خلال هذه الفترة بتبني الخيار الاشتراكي كمنهجٍ للتنمية الاقتصادية، حيث ركزت على القطاع الصناعي بغرض إحداث تنمية شاملة، وهذا ما استدعى تدخلاً قوياً للدولة في الحياة الاقتصادية عبر عنه ارتفاع مستمر في حصيللة الإنفاق الحكومي خلال هذه الفترة، إذ انتقلت قيمته من (5876) مليون دج (م دج) عام 1970 إلى (99841) م دج عام 1985 محققاً بذلك معدل نمو سنوي متوسط يقارب الـ (21,21%). وهذا ما يتأكد من خلال تحليل تطور نسبة الإنفاق العام إلى إجمالي الناتج المحلي -التي تمثل مؤشراً حقيقياً لقياس مدى تطور النفقات العمومية- أين يبدو بوضوح أن هذه النسبة قد شهدت ارتفاعاً ملحوظاً خلال الفترة المذكورة، حيث انتقلت من (24,40%) سنة 1970 إلى أكثر من (34%) سنة 1985.

هذا التّوسع في الإنفاق أعتد في تمويله على القيمة العالية للإيرادات العامة (بلغ معدّل تغطية

¹ دراوسي مسعود، «السياسة المالية ودورها في تحقيق التوازن الاقتصادي: حالة الجزائر (1990-2004)»، أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة الجزائر، 2005-2006، ص347.

الإيرادات العامة للإنفاق العام قيماً عالية تراوحت ما بين (107,31 و 170,80) %¹ التي عرفت بدورها ارتفاعاتٍ مستمرة خلال ذات الفترة²، كانت ناتجة أساساً عن الزيادة الحاصلة في مداخيل الجباية البترولية التي رافقت الارتفاع المُسجَّل في أسعار النفط خلال تلك الفترة، حيث اكتسبت الجباية البترولية أهميةً متنامية في تمويل خزينة الدولة مع مرور الوقت كما تعبَّر عنه أرقام الجدول (13) من الملحق (01).

لقد كان للأزمة النفطية العكسية التي عرفها العام 1986 الوقع الكبير في الاقتصاد الجزائري، حيث ظهرت بوادر الانهيار مباشرةً بعد التراجع الرهيب الذي شهدته أسعار النفط، والذي أظهر ضعف وهشاشة تركيبة النظام الاقتصادي الجزائري، خاصة فيما يتعلق بالحصول على الموارد المالية الموجَّهة لتمويل الاقتصاد. وحيال هذا الوضع العسير سجَّلت نسب الإنفاق العام إلى إجمالي الناتج المحلي تراجعاً ملحوظاً ابتداءً من العام 1986 وإلى غاية العام 1989، بينما بلغت معدَّلات النمو السنوية للإنفاق العام أدنى قيم لها خلال هذه الفترة، حيث وصلت إلى (1,97%) سنة 1987³. ورغم هذا التراجع في معدَّلات الإنفاق العام، لم تستطع الإيرادات العامة تغطية النفقات الجارية، وبلغ العجز الموازي أعلى مستوياته، إذ أنه وصل إلى (26200-) م دج - أو ما يعادل (10%-) من قيمة إجمالي الناتج المحلي - عام 1988⁴.

2.1. تطور الإنفاق الحكومي خلال الفترة الانتقالية (1991-1999):

امتدَّت آثار الأزمة الاقتصادية التي عرفتها الجزائر نتيجة انهيار أسعار النفط عام 1986 إلى سنوات التسعينات، فمع بداية العام 1990 كان الاقتصاد الجزائري يخنتق من جزاء تسديد الديون الخارجية التي استحوذت على ما يقارب الـ (67%) من مداخيل الصادرات⁵. وأمام هذه الوضعية المزرية والمعقدة أُجبرت الجزائر على التوجه نحو القيام بإصلاحاتٍ جذرية في كافة الميادين، وذلك استعداداً للانتقال إلى اقتصاد السوق. وفي غمار هذه التطورات تميزت السياسة الإنفاقية بالانكماش، بالرغم من تزايد قيم الإنفاق العام التي انتقلت من (136500) م دج عام 1990 إلى (212100) م دج سنة 1991، محققةً بذلك معدل نمو سنوي قدره (55,38%). غير أن تحليل تطور نسبة الإنفاق الحكومي إلى إجمالي الناتج المحلي يُظهر تراجع هذه النسبة، إذ أنها انخفضت من (48,32%) سنة 1988 إلى (24,60%) سنة 1991، ويرجع هذا بالدرجة الأولى إلى التخلي التدريجي للدولة عن التدخل في الاقتصاد خاصة فيما يتعلق بموضوع دعم الأسعار، الذي شكل محوراً أساسياً للإصلاحات التي شُرع في تطبيقها آنذاك. غير أن سنتي 1992، 1993 عرفتا نوعاً من الارتفاع في نسب الإنفاق العام (بحيث أنها وصلت إلى حدود الـ (40%) من إجمالي الناتج المحلي خلال العام الأخير) نتيجة عوامل عديدة، يأتي في مقدِّمتها رفع الأجور والرواتب وكذلك نفقات الشبكة الاجتماعية ابتداءً من فبراير 1992 (بحيث انتقلت من 71 مليار دج سنة 1991 إلى 114,9 مليار دج سنة 1993)،

¹ لقد شهد معدَّل تغطية الإيرادات العامة للإنفاق العام معدَّلات متدنية، وحتى سالبة خلال السنوات 1982، 1983، 1984، وذلك بسبب التراجع في أسعار النفط.

² أنظر الجدول (15) من الملحق (01).

³ أنظر الجدول (15) من الملحق (01).

⁴ أنظر الجدول (16) من الملحق (01).

⁵ دراوسي مسعود (مرجع سابق)، ص: 357.

ضف إلى ذلك ارتفاع نفقات التطهير المالي للمؤسسات العمومية¹.

ابتداءً من العام 1993، ومع توقيع اتفاق الاستعداد الائتماني الثالث، وتطبيق مخطط التعديل الهيكلي شرعت الجزائر -وفي إطار إصلاح السياسة المالية في شقها الإنفاقي- بإتباع سياسة ترشيد الإنفاق العام، حيث ركزت معظم برامج التعديل الهيكلي المتعلقة بالسياسة الإنفاقية (75% من هذه البرامج)² على ضرورة ترشيد عملية تخطيط النفقات العامة، وهذا ما عملت السلطات الوصية على تطبيقه من خلال رفع كل أشكال الدعم المُقدّم من طرف الدولة، وإتباع سياسة الدُخول المتشدّدة، وتحرير الأسعار، وترتيب الأولويات لمشاريع الاستثمارات العامة. وفي ظل هذه الظروف سجّلت نسبة الإنفاق الحكومي إلى إجمالي الناتج المحلي تراجعاً مُستمرّاً خلال فترة التّعديل الهيكلي (خسرت ما يقارب الـ (10) نقاط)، بحيث انخفضت هذه النّسبة من (38%) سنة 1994 إلى ما يقارب الـ (29,60%) سنة 1999.

3.1. تطور الإنفاق الحكومي خلال فترة الإنعاش الاقتصادي (2000-2010):

أضفت عودة أسعار النفط للارتفاع ابتداءً من الثلاثي الأخير للعام 1999 -كما سبق وأن رأينا- نوعاً من الراحة المالية على الفترة التي أعقبها، تم استغلالها في بعث النشاط الاقتصادي من خلال سياسة مالية توسعية تنموية، عبّر عنها ارتفاع حجم الإنفاق العام ضمن ما سُمّي ببرنامج دعم الإنعاش الاقتصادي (2001-2004)، بحيث ارتفعت نسبة الإنفاق الحكومي إلى إجمالي الناتج المحلي من (28,57%) سنة 2000 إلى حوالي (34,28) عام 2002، قبل أن تتراجع إلى (32,18%) عام 2003. فمبلغ 155 مليار دولار³ الذي تم اعتماده خارج ميزانية الدولة لتمويل هذا البرنامج يُعبّر بوضوح عن رغبة الدولة في انتهاج سياسة مالية تنموية ذات طابع كينزي تهدف إلى تنشيط الطلب الكلي من خلال تحفيز المشاريع الاستثمارية العمومية الكبرى. ولهذا فإن السياسة الإنفاقية للأربع سنوات الأولى من الألفية الثالثة (2000-2004) شهدت تطوّرات هامة، ميّزها نمو النفقات العامة بوتيرة سريعة، حيث انتقلت قيمتها من (1178122) م دج سنة 2000 لتبلغ (1891800) م دج سنة 2004، أي بمعدّل زيادة قدره (60,57%)⁴.

في ظل تواصل واستمرار تحسن الوضعية المالية للجزائر بعد تواصل ارتفاع أسعار النفط منذ بداية الألفية الجديدة، تم الإعلان مع حلول العام 2005 عن برنامج خماسي ضخم، كبرنامج تكميلي لدعم النمو والإنعاش الاقتصادي امتدّ على مدار خمس سنوات (2005-2009)، رُصد له مبلغ (4203) مليار دج⁵ (أو ما يعادل 55 مليار دولار)، وذلك في إطار مواصلة وتيرة البرامج والمشاريع التي سبق إقرارها وتنفيذها في إطار برنامج مخطط دعم الإنعاش الاقتصادي. وقد كان لهذا البرنامج الأثر البالغ في السياسة الإنفاقية،

¹ شبيبي، ع، بن بوزيان، م، و شكوري، س، «الأثار الاقتصادية الكلية لصدّات السياسة الماليّة بالجزائر: دراسة تطبيقية»، منتدى البحوث الاقتصادية، ورقة عمل رقم. 536، أوت 2010، ص. 07.

² بحة سعدي، «أثر وانعكاسات برامج صندوق النقد الدولي على النفقات العامة في الجزائر خلال (1990-2005)»، رسالة ماجستير غير منشورة، المعهد الوطني للتخطيط والإحصاء، الجزائر، 2005، ص. 40.

³ شبيبي، ع، بن بوزيان، م، و شكوري، س، (2010)، ص. 07.

⁴ إضافة إلى تأثير برنامج الإنعاش الاقتصادي يعود هذا الارتفاع في النفقات إلى تكفل التولة بتعويض الخسائر والأضرار الناجمة عن الكوارث الطبيعية. أنظر: محمد لكساني، «التطورات الاقتصادية والنقدية في الجزائر سنة 2003»، تدخل أمام المجلس الشعبي الوطني، بنك الجزائر، 24 أكتوبر 2004، ص. 07.

⁵ بودخدخ كريم، «أثر سياسة الإنفاق العام على النمو الاقتصادي: دراسة حالة الجزائر (2001-2009)»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2009-2010، ص. 203.

حيث استمرت النفقات العامة في التزايد والارتفاع، إذ بلغت قيمتها (2052000) م دج سنة 2005، لترتفع بعدها إلى (2453000) م دج سنة 2006، ثم إلى (4191000) م دج سنة 2008 أي بمعدل زيادة قدره (104%) مقارنةً بسنة 2005. كما أن نسبة النفقات العامة إلى إجمالي الناتج المحلي عرفت بدورها ارتفاعاً مستمراً خلال ذات الفترة، حيث وصلت هذه النسبة إلى (42,31%) عام 2009، بعدما كانت في حدود الـ (27%) سنة 2005.

من خلال هذا التحليل، يتجلى أن سياسة الإنفاق العام للفترة (2000-2010) كانت سياسةً توسعية، تهدف إلى التخفيف من حدة الآثار والنتائج السلبية لبرنامج التعديل الهيكلي، وقد نجحت هذه السياسة إلى حدٍّ ما في مساعها، حيث أدت إلى تحسن بعض المؤشرات الاقتصادية الكلية، لعلّ من أهمّها ارتفاع معدّلات النمو الاقتصادي، وانخفاض معدّلات البطالة والتضخم إلى مستويات غير مسبوقّة.

2. انعكاسات حركة أسعار النفط على تطورات الكتلة النقدية والتضخم:

لتبسيط الطرح، سنعمد إلى تناول تطورات كل متغيّرة على حِدّاء، كما يلي.

1.2.1. انعكاسات حركة أسعار النفط على تطورات الكتلة النقدية ومقابلاتها:

قبل التعرض، لأهم التطورات التي عرفها مخزون النقود (أو الكتلة النقدية) في الاقتصاد الجزائري، سنبدأ أولاً بتوضيح، وشرح بعض المفاهيم المتعلقة، بمفهوم هذه الكتلة، مكوناتها، ومقابلاتها، والذي من شأنه أن يساعدنا على تناول الموضوع بسهولة ووضوح أكثر.

1.1.2. مفهوم الكتلة النقدية، مكوناتها، ومقابلاتها في الاقتصاد الجزائري:

تُمثّل الكتلة النقدية مجموع وسائل الدّفع المتاحة في الاقتصاد خلال فترة زمنية معينة، وقد عرف هذا المفهوم عدة تعديلات بسبب الاختلاف في النُظُم الاقتصادية من جهة، والتغيّرات في وسائل الدّفع النقدية والمالية من جهةٍ أخرى. ومهما يكن من اختلاف فإن الاقتصاديين عمدوا إلى استحداث مؤشراتٍ عديدة من أجل تحديد مختلف الوسائل التي يمكن اعتبارها نقوداً، وقاموا بتجميع مختلف وسائل الدفع الموجودة بحوزة المتعاملين غير الماليين ضمن مجموعاتٍ غير متجانسة تُعرف بالمجاميع النقدية، كما يلي¹:

- الكتلة النقدية بالمعنى الضيق (المجموع "M1"): تشمل العُملة الورقية والمعدنية الموجودة خارج البنوك، والتي يتداولها الأفراد في معظم معاملاتهم اليومية، مضافاً إليها حجم النقود المُحتفظ بها لدى البنوك التجارية على شكل حساباتٍ جارية (أو ودائع تحت الطلب).
- الكتلة النقدية بالمعنى الواسع (المجموع "M2"): تشمل عناصر المُجمّع "M1" مضافاً إليها الودائع الادخارية، والودائع لأجل والتي تُستحق خلال فترةٍ قصيرة.
- الكتلة النقدية الأكثر اتساعاً (المجموع "M3"): والتي تسمى بسيولة الاقتصاد وتشمل بالإضافة إلى عناصر "M2"، الودائع لأجل التي تُستحق بعد مدة طويلة، وهي قليلة الاستعمال كما أنها تتميز بسيولةٍ منخفضة مقارنةً مع أشباه النقود.

¹ محمود حميدات، «النظريات والسياسات النقدية»، الطبعة الأولى، دار الملكية للطباعة والإعلام و النشر والتوزيع، الجزائر، 1996، ص. 11-13.

أما في الجزائر فالكتلة النقدية تتكون من ثلاثة أصناف كما يلي¹:

- النقود القانونية (الائتمانية): وتشمل الأوراق النقدية والنقود المساعدة الصادرة عن بنك الجزائر.
- الودائع تحت الطلب (النقود الكتابية أو الخطية): وتشمل الودائع الجارية عند البنوك التجارية، والودائع الجارية على مستوى مراكز البريد وصناديق الادخار، والأموال الخاصة لدى الخزينة.
- الودائع لأجل (أشباه النقود): وتشمل الودائع لأجل لدى البنوك التجارية، والودائع لأجل لدى صندوق التوفير والاحتياط (CNEP).

كما يمكن تصنيفها وفق المُجمّعات النقدية كالتالي:

مُجمّع المتاحات النقدية "M1": وتشمل الأوراق النقدية والنقود المساعدة، والودائع الجارية.

مُجمّع الكتلة النقدية (M2)²: وتشتمل على مجموع المتاحات النقدية (M1)، مضافاً إليها أشباه النقود.

أما مقابلات الكتلة النقدية، فتمثّل مُستحقات الجهات المُصدرة للنقود على الغير. أي أنها تمثل الأصول والديون التي تقابل عملية إصدار العُلة من طرف النظام المصرفي³، إذ أن هذه المُقابلات هي عبارة عن حقوق تظهر من جانب الأصول في ميزانية خالقي النقود. وتتكون من ثلاثة عناصر هي: صافي الأصول الخارجية (NFA)، صافي القروض المُقدّمة للحكومة (NCG)، والقروض المُقدّمة للاقتصاد (CE)⁴.

2.1.2. تطور حجم الكتلة النقدية ومقابلاتها في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970-2010):

نظرياً، من المعروف أن التغيرات الحاصلة في العرض النقدي تُعتبر من المؤشرات الرئيسية للسياسة النقدية، وأن مقياس النقود بالمعنى الواسع "M2" هو الذي يعطي الصورة الأوسع والأشمل لدور النقود في النشاط الاقتصادي⁵، بحيث تأخذ به المؤسسات المالية والنقدية الدولية (مثل صندوق النقد الدولي "IMF")، كما تعتمد عليه معظم الدراسات النقدية في تفسيرها للتضخم⁶. لذا سوف نقنصر في دراستنا هذه وفي إطار شرح تطور الكتلة النقدية في الجزائر على عرض تطور الكتلة النقدية بالمفهوم الواسع "M2".

لتوضيح مختلف التطورات التي طرأت على الكتلة النقدية ومقابلاتها خلال الفترة المعنية بالدراسة، تماشياً مع تطور الأوضاع الاقتصادية للجزائر-والتي لطالما خضعت بدرجة كبيرة لتطورات وتقلبات أسعار النفط في الأسواق العالمية- يمكننا الاستعانة بالشكل التالي:

¹ معيزي قويدر، «فعالية السياسة النقدية في تحقيق التوازن الاقتصادي: حالة الجزائر»، أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة الجزائر، 2007-2008، ص. 298.

² في السابق كان من الممكن تعريف الكتلة النقدية في الجزائر بمفهوم المجمع "M3" كتالي: "تشمل الكتلة النقدية "M2"، مضافاً إليها الودائع أو التوظيفات الادخارية لدى الصندوق الوطني للتوفير والاحتياط (CNEP)". إلا أن تحول هذا الأخير إلى بنك تجاري متخصص - بحيث أصبحت ودائعه بمثابة ودائع لأجل- جعل من المُجمّع "M2" معادلاً للمُجمّع "M3".

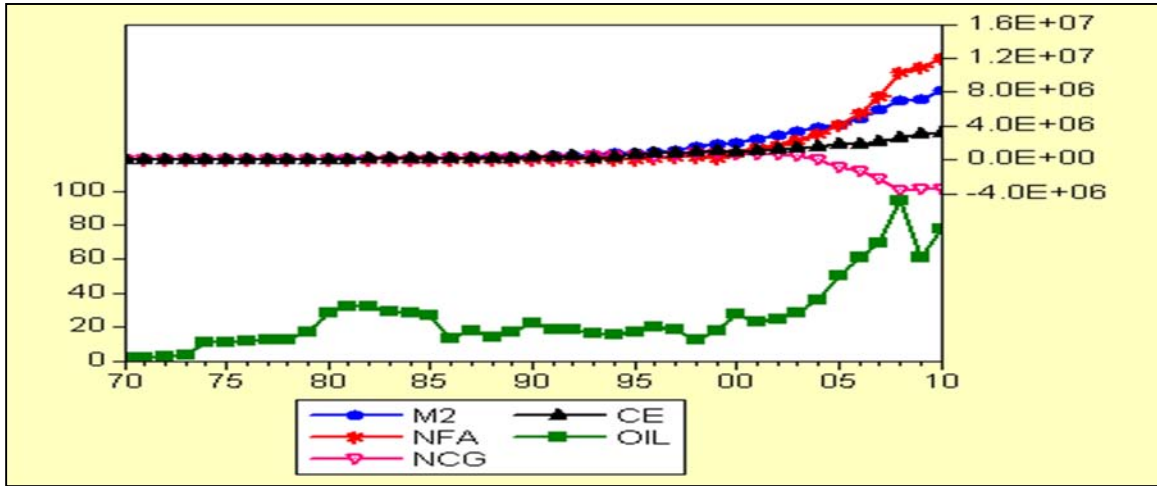
³ قويدر عياش، «إصلاح السياسة النقدية في الجزائر»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 1999، ص. 123.

⁴ شمولول حسينية، «أثر استقلالية البنك المركزي على فعالية السياسة النقدية: دراسة حالة بنك الجزائر»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2001، ص. 143.

⁵ نزار العيسى، «تأثير التحديد المالي على السياسة النقدية والمضاعف النقدي»، مجلة جامعة النجاح للأبحاث، جامعة جرش الأهلية، الأردن، المجلد 21، 2007، ص. 118.

⁶ صبحي تادريس قريضة، «العوامل المحددة للتغير في كمية النقود مع الإشارة الخاصة إلى الجمهورية العربية المتحدة»، (القاهرة: البنك المركزي المصري، معهد الدراسات المصرفية)، 1964، ص. 6.

الشكل (3.1): تطورات سعر النفط، الكتلة النقدية ومقابلتها خلال الفترة (1970-2010).



المصدر: تم إعداد الشكل انطلاقاً من معطيات الجداول (17)، (18) و (19) من الملحق (01).

1.2.1.2. تطور حجم الكتلة النقدية خلال الفترة (1970-2010):

من خلال الشكل (3.1) أعلاه يبدو أن عرض النقد (الكتلة النقدية) -معبّرًا عنه بالمجموع "M2"- قد عرف نموًا وتزايدًا مستمرًا طيلة فترة الدراسة (1970-2010)، إلا أن وتيرة هذا النمو قد اختلفت حسب عامل الزمن من جهة، وعامل مكونات الكتلة النقدية ومقابلتها من جهة أخرى. فقد عرفت الكتلة النقدية تطورًا متسارعًا خاصة خلال سنوات السبعينيات من القرن الماضي أين تضاعفت قيمتها حوالي (8) مرات خلال الفترة (1970-1980) بانتقال حجمها من (13076) م دج في بداية الفترة، إلى (93538) م دج في نهايتها، محققةً بذلك معدل نمو متوسط بلغ حوالي (615%). ويرجع هذا الإفراط في نمو الكتلة النقدية إلى صيغة النهج الاقتصادي المتبع إبان تلك الفترة، والذي اعتمد على مخططات تنمية تطلب إنجازها أموالاً طائلة. هذه الأخيرة كانت الدولة تعتمد في تدبيرها على القروض المصرفية، خاصة إذا علمنا أن البنك المركزي كان مجرد أداة في يد الخزينة العمومية. وقد استمر هذا الإفراط في التوسع النقدي طيلة سنوات الثمانينيات، حيث تضاعفت الكتلة النقدية -بمفهوم "M2" خلال الفترة (1980-1989) حوالي (3,5) مرة، وذلك بانتقال قيمتها من (93538) م دج سنة 1980 إلى (343005) م دج سنة 1990، ليبلغ بذلك معدل نموها خلال هذه الفترة ما يقارب الـ (267%). ويعود هذا التوسع الكبير للكتلة النقدية للإصلاحات الخاصة التي شرعت فيها الجزائر مع مطلع الثمانينيات، وذلك بإعادة هيكلة المؤسسات العمومية.

أما خلال الفترة التي سبقت تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي (الفترة 1990-1994)، فقد كانت التطورات النقدية تعكس مباشرة التوجهات التوسعية للسياسة النقدية، والتي كانت تهدف بصفة أساسية إلى تمويل عجز الميزانية، حيث بلغ متوسط معدل نمو الكتلة النقدية خلال هذه الفترة ما يقارب (18,70%)، لكن هذا المعدل عرف تباطؤًا ملحوظًا خلال السنوات الأولى لبرنامج التعديل الهيكلي (السنوات 1994، 1995، 1996)¹ -التي رافقتها سياسة نقدية انكماشية صارمة، بهدف تخفيض معدلات التضخم التي بلغت أعلى

¹ انظر الجدول (17) من الملحق (01).

مستوياتها خلال السنوات الأولى لعشرية التسعينات¹ نتيجة التوسع النقدي المفرط² - حيث بلغ متوسط معدل النمو السنوي للكتلة النقدية خلال هذه الفترة ما يقارب الـ (13,5%). وإلى غاية العام 2000، شكّلت سنة 1998 الاستثناء، إذ أن عملية تنقيد موارد إعادة الجدولة³ أدت إلى بلوغ متوسط معدل نمو الكتلة النقدية خلال هذه السنة حدود الـ (47,24%)، بعد أن بلغت قيمتها حد (1592461) م دج، عوضاً عن (1081518) م دج التي سُجّلت سنة 1997.

الارتفاع الكبير الذي حصل في صافي الأصول الخارجية مع بداية الألفية الثالثة نتيجة الارتفاع المُسجّل في أسعار النفط (بلغ معدل نمو هذه الأصول خلال العام 2000، ما يقارب الـ (357,5%))، بالإضافة إلى ظهور برنامج الإنعاش الاقتصادي -الذي خُصّص له مبلغ 520 مليار دج⁴- صحبه توسعاً نقدياً كبيراً، حيث انتقلت قيمة الكتلة النقدية "M2" من (2022534) سنة 2000 إلى (2473516) م دج سنة 2001، محققةً بذلك معدل نمو سنوي قدره (22,29%). إلا أن وتيرة نمو الكتلة النقدية "M2" عرفت تباطؤاً ملحوظاً خلال الفترة الممتدة بين العام 2002 وإلى غاية العام 2005، عكس الاستقرار النقدي المحقق المُحقّق خلال هذه الفترة، إذ استمر معدل النمو السنوي للكتلة النقدية في التراجع خلال الفترة المذكورة إلى أن بلغ أدنى مستوياته المسجّلة منذ عقود (10,93) خلال العام 2005.

هذا الاستقرار النقدي المُحقّق خلال الفترة (2001-2005)، لم يستمرّ خلال السنوات الموالية، إذ أنه سرعان ما أخذ في الزوال ابتداءً من العام 2006، حيث شهد هذا العام عودة معدل نمو الكتلة النقدية "M2" للارتفاع -ببلوغه حد الـ (19%) - نتيجة ارتفاع صافي الموجودات الخارجية لبنك الجزائر، المُصاحب لارتفاع أسعار النفط في الأسواق العالمية (حيث بلغت قيمة هذه الأخيرة خلال نفس السنة (5515000) م دج، متجاوزتاً بذلك قيمة الكتلة النقدية "M2" التي لم تتجاوز الـ (4933700) م دج)⁵. هذا التوسع في صافي الأصول الخارجية واصل تطوره جازاً معه الكتلة النقدية نحو التوسع حيث حققت نسبة الموجودات الخارجية الصافية إلى "M2" رقماً قياسياً تاريخياً ببلوغها حد الـ (147%) عند نهاية العام 2008، ليبلغ معدل نمو الكتلة النقدية خلال هذه السنة ما يقارب الـ (16%)⁶. وبعد أن سجّل العام 2009 معدل نمو نقدي منخفض تاريخياً (3,1%) تحت الأثر الكبير للصدمة الخارجية متمثلةً في الأزمة المالية العالمية، وما صحبها من انخفاض في أسعار النفط، عاد التوسع النقدي ليظهر من جديد مع حلول العام 2010، أين بلغ معدل نمو الكتلة النقدية "M2" حد الـ (13,8%)، وإن كان هذا المعدل يبقى أقل من المعدلات الكبيرة نسبياً المسجّلة خلال السنوات 2006، 2007 و2008⁷.

¹ أنظر الجدول (19) من الملحق (01).

² كريم النشاشبي وآخرون، «الجزائر، تحقيق الإستقرار والتحول نحو إقتصاد السوق»، صندوق النقد الدولي، واشنطن، 1998، ص. 50.

³ معيزي فويدير (مرجع سابق)، ص. 298.

⁴ Banque d'Algérie، «Evolution économique et Monétaire en Algérie 2002»، 2003، P. 111.

⁵ أنظر الشكل (3.1) أعلاه.

⁶ للمزيد أنظر: بنك الجزائر، التقارير السنوية 2006-2007-2008، التطور الإقتصادي والنقدي للجزائر.

⁷ Banque d'Algérie، «Evolution Economique et Monétaire En Algérie 2010»، Rapports Annuels, Juillrie 2011, P. 126.

2.2.1.2. تطور حجم مقابلات الكتلة النقدية خلال الفترة (1970-2010):

في الواقع، فإن التغيرات التي تطرأ على مستوى الكتلة النقدية لا تحدث بصفة عشوائية، إذ أن هذه التغيرات يرجع سببها إلى تغيير الأجزاء المكونة والمقابلة لهذه الكتلة النقدية¹. تُمثل الأصول الخارجية المقابل الخارجي للكتلة النقدية من ذهب وعملة أجنبية، ونظرًا للأهمية البالغة التي تحتلها صادرات المحروقات ضمن هيكل صادرات الاقتصاد الجزائري²، فإن تطور حجم هذه الأصول بقي مرهونًا ومرتبطة بتطورات أسعار النفط في الأسواق العالمية، إذ أنه لطالما تميز بالتذبذب واللااستقرار نتيجة عدم استقرار هذه الأسعار. فتماشيًا مع حركة أسعار النفط، نجد أن حجم الأصول الخارجية عرف نموًا متسارعًا خلال فترة السبعينات³ - التي شهدت ارتفاعات غير مسبوقه في هذه الأسعار - إذ أنه تضاعف حوالي (13) مرة بين عامي 1970 و 1981، بارتفاعه من (1511) م دج إلى (18818) م دج، ليبلغ متوسط معدل نموّه السنوي خلال هذه الفترة مقدار (29,57%).

أما خلال الفترة الممتدة بين عامي 1982 و 1990، فقد أدى التدهور الكبير الذي مس أسعار النفط في الأسواق العالمية، إلى تراجع حجم الأصول الأجنبية خلال هذه الفترة، بانخفاضه من (13959) م دج عام 1982، إلى (6535) م دج سنة 1990، محققًا بذلك معدل نمو سنوي متوسط قدره (-7,77%). وبالرغم من الارتفاع الكبير المشهود في حجم هذه الأصول خلال العام 1991، بتسجيلها لمعدل نمو سنوي فاق الـ (271%) إلا أنها عادت للانخفاض عامي 1992 و 1993 نتيجة الإصلاحات التي شرع في تطبيقها آنذاك. وذلك قبل أن تؤدي عملية إعادة ترمين أصول البنوك التجارية والبنك المركزي على إثر خفض قيمة العملة الوطنية عام 1994 إلى ارتفاع آخر في حجم هذه الأصول الذي حقق معدل نمو سنوي قدره (208%). وبعد انخفاض سجل عام 1995، عرف العام 1996 ارتفاعًا كبيرًا في حجم الأصول الخارجية، أين قُدرت قيمتها بـ (133949) م دج، مقابل (26298) م دج التي سُجلت سنة 1995، بزيادة قدرها حوالي (5) مرات، لتستمر في الارتفاع خلال العام 1997، قبل أن تعرف تراجعًا ملحوظًا خلال عامي 1998 و 1999 - نتيجة انخفاض أسعار النفط - لتبلغ (169618) م دج في العام الأخير⁴. ومع عودة أسعار النفط للارتفاع عاد حجم هذه الأصول هو الآخر للارتفاع مع مطلع الألفية الثالثة مسجلًا معدل نمو سنوي قدره (357,46%) عام 2000، ليتواصل في الارتفاع طيلة سنوات الألفية الجديدة وإلى غاية العام 2010⁵، مشكلاً بذلك المصدر الأساسي للإصدار النقدي⁶، ومتجاوزًا حجم السيولة النقدية وشبه النقدية في الاقتصاد الوطني في بعض الأحيان⁷.

¹ عمروش شريف، «السياسة النقدية ومعالجة إختلال ميزان المدفوعات»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة سعد دحلب، البلدة، 2005، ص. 168.

² أنظر الجدول (14) من الملحق (01).

³ أنظر الجدول (18) من الملحق (01).

⁴ أنظر الجدول (18) من الملحق (01).

⁵ أنظر الشكل (3.1) في الأعلى.

⁶ محمد لكصاسي (مرجع سابق)، ص. 3.

⁷ بنك الجزائر، التقرير السنوي، 2008 (مرجع سابق)، ص: 184.

أما فيما يتعلق بالقروض المقدمة للاقتصاد¹، فقد عرفت نمواً وتزايداً مستمراً خلال سنوات السبعينات نتيجةً لتكفل الجهاز المصرفي بتمويل المخططات التنموية المقررة خلال تلك الفترة، حيث انتقلت قيمة هذه القروض من (6925) م دج سنة 1970 إلى (112817) م دج سنة 1982، لتنتقل بذلك نسبة مساهمتها ضمن مجموع مقابلات الكتلة النقدية من (48,07%) إلى (69,24%). وقد شهدت فترة الثمانينات تواصل ارتفاع هذا النوع من القروض بسبب التكاليف العالية التي تطلبتها عملية إعادة هيكلة المؤسسات العمومية الاقتصادية. ومع حلول العام 1990 كانت القروض المقدمة للاقتصاد قد بلغت حد (246979) م دج، لتواصل الارتفاع إلى حدود الـ (412310) عام 1992، قبل تتراجع إلى حدود (220249) م دج سنة 1993 نتيجة الأوضاع الاقتصادية الصعبة التي عاشتها الجزائر آنذاك. ومع تحسن الأوضاع عادت هذه القروض للارتفاع من جديد حتى بلغت (1150733) م دج سنة 1999، لتواصل الارتفاع طوال سنوات العشرية الأولى للألفية الجديدة - باستثناء الانخفاض الذي حدث في بداية هذه الألفية - إلى أن وصلت إلى حدود (3268100) م دج خلال العام 2010².

أما القروض المقدمة إلى الدولة³، فإن تحليلنا لهيكلها من شأنه أن يظهر الدور الهام الذي لعبته في قيادة قيادة الإصدار النقدي من أجل تمويل الاستثمارات العمومية. ففي عام 1970 كانت نسبة هذه القروض إلى مجموع مقابلات الكتلة النقدية قد بلغت حد (41,43%)، وذلك بعد أن تضاعفت عدة مرات منذ الاستقلال نتيجة التدخل المهم للخرينة العمومية في تدعيم الاقتصاد، بينما أدى الإصلاح المالي لسنة 1971 - والذي منح الأهمية للقطاع المالي في عملية تمويل التنمية⁴ - إلى انخفاض حجم هذا النوع من القروض خلال الفترة (1971-1974)، حيث تراجعت قيمتها من (5974) م دج عام 1971، إلى (3841) سنة 1974. لكن ومع العودة القوية للخرينة العمومية للمساهمة في تمويل الاستثمارات المخططة، عاد حجم القروض المقدمة للدولة ليشهد ارتفاعاً ملحوظاً خلال الفترة (1975-1980)، محققاً بذلك معدل نمو متوسط قدره (46,30%). ورغم الانخفاض الذي شهدته سنة 1981 في حجم هذه القروض، إلا أنها عادت لتسجل ارتفاعاً مستمراً، بدايةً من العام 1982 - الذي شهد اتخاذ قرار إعادة هيكلة المؤسسات العمومية - وإلى غاية العام 1991، الذي شهد انخفاضاً بمعدل (-4,83%)، نتيجة الصرامة في تطبيق القوانين الجديدة، وتخلى الدولة عن التمويل من خلال الإصدار النقدي⁵، قبل أن تعرف هذه القروض ارتفاعاً جديداً خلال العام 1993 بسبب تحويل الدين المصرفي المصرفي على المؤسسات العمومية إلى سندات حكومية في إطار برنامج إعادة الهيكلة. لتعود هذه القروض إلى سلوك اتجاهها التنازلي خلال السنوات الموالية، وإلى غاية العام 1996، أين عرفت انخفاضاً كبيراً

¹ تتمثل القروض المقدمة للاقتصاد في القروض الممنوحة من طرف الجهاز المصرفي للمتعاملين الاقتصاديين غير الماليين، وتشمل نوعين من القروض، هما: القروض الصادرة عن البنوك التجارية لصالح الأعوان الاقتصاديين، والقروض المقدمة من طرف البنك المركزي إلى البنوك التجارية.

² أنظر الجدول (18) من الملحق (01).

³ تتمثل القروض المقدمة للدولة في تسبيقات البنك المركزي للاكتتاب في سندات الخزينة من طرف المصارف التجارية، وودائع المؤسسات في حسابات حسابات الخزينة العمومية.

⁴ عمروش شريف (مرجع سابق)، ص. 171.

⁵ عمروش شريف (مرجع سابق)، ص. 171.

بوصولها إلى حد (280548) م دج -نتيجة تسجيل الخزينة العمومية فائضاً قدره 343 مليار دج¹- بعد أن كانت في حدود (527835) م دج عام 1993. ونتيجة تضافر عديد العوامل -من بينها انخفاض إيرادات الجباية البترولية بسبب تدهور أسعار النفط- التي أدت بالخزينة العمومية إلى استخدام موارد إعادة الجدولة الباقية لدى البنك المركزي² -على شكل تسبيقات في الحساب الجاري، أو عن طريق الاقتراض من السوق النقدية- عاد حجم القروض المقدّمة إلى الدولة للارتفاع مجدّداً بدايةً من العام 1997 وإلى غاية العام 1999، باننتقاله من (423650) م دج إلى (847899) م دج.

مع تحسن الأوضاع الاقتصادية نتيجة الارتفاع المسجّل في أسعار النفط شهدت السنوات الأولى للألفية الثالثة -وباستثناء الارتفاع الطفيف الذي شهده العام 2002- انخفاضاً مستمراً في حجم القروض المقدّمة للدولة. وبالرغم من أن هذه القروض -وباستثناء الانخفاض المسجّل عام 2009- سجّلت ارتفاعاتٍ متتالية خلال الفترة (2005-2010)، إلا أنها أخذت قيماً سالبة طوال هذه الفترة، وهو ما يعطي الانطباع عن مدى التحسن الذي عرفته وضعية الخزينة العمومية خلال العشرية الأولى للألفية الثالثة.

2.2. انعكاسات حركة أسعار النفط على تطورات معدّلات التضخم خلال الفترة (1970-2010):

يتم الاعتماد في أغلب البلدان على مؤشر أسعار الاستهلاك لتقييم الاتجاهات العامة للتضخم، إذ يتفق المحلّلون على أهمية هذا المؤشر باعتباره مقياساً لمعدّل التضخم، وذلك نظراً لتوفره -في العادة- أغلب الموارد الإحصائية حوله، كما أنه يعبر عن تكلفة المعيشة، ويصور التدهور الذي يطرأ على القوة الشرائية للنقود، إذ أنه يُستعمل في أهداف تقييس الأجور والرواتب³.

إن مؤشر أسعار الاستهلاك هو الوسيلة الأساسية لقياس التضخم في الجزائر نظراً لانعكاساته على العائلات، إذ يتم حسابه شهرياً من طرف الديوان الوطني للإحصائيات (NOS)، باعتماد سلّة تتكون من (260) سلعة وخدمة، مركّزة بشكل قوي باتجاه المواد الغذائية والمشروبات غير الكحولية، التي تشكل أكثر من (44%) من سلّة الاستهلاك. ويُحسب هذا المؤشر وفقاً لصيغة لاسبير، باتخاذ سنة 1989 كسنة مرجعية، أمّا الأوزان فتعتمد على تحقيقات الإنفاق العائلي على المستوى الوطني. لذا فإن العوامل المؤثرة على أسعار الغذاء تطغى على حركات مؤشر أسعار الاستهلاك، وتشمل هذه العوامل الظروف الجوية، حركات أسعار الصرف، أسعار الواردات وغيرها⁴.

1.2.2. تطور نظام الأسعار خلال الفترة (1970-2010):

قبل تناول مختلف التطورات التي عرفها مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر، تجدر الإشارة إلى تطور نظام الأسعار المطبق خلال كل مرحلة من مراحل تطور الاقتصاد الجزائري. وفي هذا الصدد نجد أنه يمكننا

¹ عمروش شريف (مرجع سابق)، ص. 172.

² شملول حسينة (مرجع سابق)، ص. 146.

³ عبد الفضيل محمود، «مشكلة التضخم في الاقتصاد العربي- الجذور والمسببات والأبعاد والسياسات»، مركز دراسات الوحدة العربية، بيروت، 1982، ص. 18.

⁴ صالح تومي، «دور المؤشرات السابقة والموجهة في تحديد المسار التضخمي في الجزائر»، مجلة علوم الاقتصاد والتسيير والتجارة (جامعة الجزائر)، العدد. 2005-13، 2005، ص. 9-28.

التمييز بين ثلاثة مراحل أساسية:

المرحلة الأولى (1970-1979): خلال هذه المرحلة، عُوّضت سياسة تثبيت الأسعار بالسياسة الانتقالية للأسعار، وقد ارتكزت هذه الأخيرة على مبدئين أساسيين لغرض المحافظة على استقرار الأسعار، وتقادي وكبح الضغوط التضخمية. يتمثل أولهما في مراقبة ظروف تكوين الأسعار من طرف السلطات العمومية، بينما يركز ثانيهما على استعمال هذا النظام في خدمة الأهداف الإجمالية للنمو. ولتنفيذ هذه السياسة حُدّدت أربعة أنظمة للأسعار تمت المصادقة عليها في 29 أبريل 1975¹، بدءًا بنظام الأسعار المحددة (الثابتة)، والذي تتحدد بموجبه أسعار المنتجات الفلاحية ذات التكاليف الثابتة نسبيًا عبر كافة التراب الوطني لفترة زمنية معينة من طرف وزارة التجارة. بالإضافة إلى نظام الأسعار الخاصة والمتعلق بالمنتجات الزراعية ذات التكاليف المرتفعة نسبيًا، وبعض المنتجات الصناعية التي تُستعمل في الإنتاج الزراعي، والذي تكون بموجبه الأسعار مستقلة عن سعر التكلفة. كما شملت هذه المرحلة نظام الأسعار المستقرة (أو المثبتة) الذي مس قطاع البناء والأشغال العمومية، والصناعات المعدنية والحديدية بغية المحافظة على تكلفة المشاريع المخططة. وفي الأخير تضمنت هذه المرحلة نظام الأسعار المراقبة، الذي شمل كل السلع والخدمات التي لم يشملها أي من الأنظمة السابقة، أما عن عملية المراقبة التي تضمنتها هذا النظام فكانت تتم عن طريق فرض الضرائب والتعريفات، وتحديد هوامش الأرباح.

أما المرحلة الثانية، فامتدت من عام 1980 إلى العام 1989. في بداية هذه المرحلة لم يكن هنالك استبدال لنظام الأسعار، بينما أدخلت بعض التوجّهات الجديدة على هذه الأخيرة، من خلال ربطها بتكاليف الإنتاج، لكن هذه التوجّهات لم تأت بنتائج مرضية، إذ أنها لم تحدّد نظام أسعار متجانس، يسهل التحكم فيه. ليتم بعد ذلك (ابتداءً من أكتوبر 1983)، وضع نظام جديد للأسعار (نظام حقيقة الأسعار)، الذي تم تجسيده من خلال نظامين أساسيين للأسعار²، تمثل الأول في نظام الأسعار المثبتة مركزياً، الذي حُصّص للسلع والخدمات الإستراتيجية الأساسية وذات الاستهلاك الواسع في نفس الوقت. بينما تمثل الثاني في نظام الأسعار المراقبة، الذي شمل السلع والخدمات غير الخاضعة للنظام الأول، والتي لا تُحدث آثاراً اقتصادية واجتماعية من شأنها الإخلال بالأهداف الكبرى للاقتصاد الوطني.

المرحلة الثالثة (بعد 1990): خلال هذه المرحلة -وفي إطار الإصلاحات الاقتصادية التي عرفتها الجزائر، والتي تهدف إلى التحول إلى اقتصاد السوق- كان من الضروري وضع سياسة أسعار متطابقة مع متطلبات هذا الاقتصاد، وفي هذا الإطار تم تحرير أسعار أغلب المنتجات والخدمات، حيث تم رفع الدعم عن الأسعار تدريجياً، من خلال وضع نظاماً للأسعار، بحيث تكون كل أسعار السلع والخدمات مربوطة بأحد النظامين³: نظام الأسعار المقننة، الذي قام على تحديد سقف سعري، وضمنان الأسعار عند مرحلة

¹ Youcef Deboud, «le nouveau mécanisme économique en Algérie», OPU, Alger, 1995, P. 85-86.

² Bali Hamid, Inflation et mal développement en Algérie, OPU, Alger, 1993, PP. 100-101.

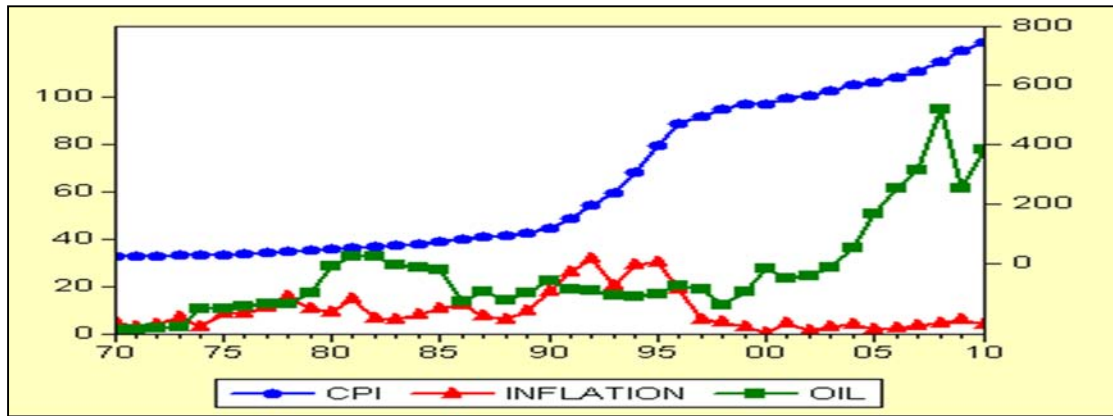
³ Youcef Deboud, 1995, P87.

الإنتاج، بالإضافة إلى نظام الأسعار الحرّة، الذي شمل السلع التي لا تخضع للنظام السابق، والتي لها أولوية اقتصادية واجتماعية، ويهدف هذا النظام الأخير إلى تمكين ميكانيزمات السوق من تنظيم أسعار السلع والخدمات عن طريق نظام العرض والطلب.

2.2.2. تطور مؤشر أسعار الاستهلاك ومعدّلات التضخم خلال الفترة (1970-2010):

يُعدُّ البحث في تحركات الأسعار أمرًا شديد الأهمية للوقوف على الاتجاهات التضخمية لأي اقتصاد. فإذا اتضحت الحركة الصّعودية في مستويات الأسعار بالمعنى الذي عرفناه، دلّ ذلك على وجود قوى تضخمية في هذا الاقتصاد، وذلك على اعتبار أن ارتفاع الأسعار مظهرًا من مظاهر التضخم. وكما أشرنا سابقًا فإنه، وفي الجزائر -وكما هو شائع- فإن الارتفاع المستمر في أسعار الاستهلاك يعدُّ مظهرًا هامًا من مظاهر التضخم. ويمكن توضيح مختلف التطورات التي عرفها مؤشر أسعار الاستهلاك، معدّلات التضخم، وسعر النفط خلال الفترة المذكورة من خلال الشكل التّالي:

الشكل(4.1): تطور سعر النفط، مؤشر أسعار الاستهلاك ومعدّلات التضخم خلال الفترة (1970-2010).



المصدر: تم إعداد الشكل بالاعتماد على معطيات الجدول(19) من الملحق(01).

من خلال الشّكل يظهر بوضوح أن هناك اختلاف في وتيرة الزيادة في الأسعار، حيث كانت هذه الوتيرة، انطلاقًا من العام 1970 وإلى غاية العام 1990، تسير بصورة بطيئة، قبل أن تتحول إلى التزايد بصورة عنيفة بعد هذه السنة. ومن هنا ارتأينا أن يتم تحّليل تطور اتجاهات الأسعار على مرحلتين أساسيتين. تمتد الأولى من العام 1970 إلى غاية 1989، وتُعرف بمرحلة التضخم المكبوت، أمّا التّانية فتتمتد من العام 1990 إلى غاية العام 2010، وتُعرف بمرحلة التضخم الصّريح.

1.2.22. فترة التضخم المكبوت (1970-1990):

تميزت هذه الفترة -وبالضّبط عُشرية السّبعينات- بالتحديد الصّارم للأسعار، إذ يظهر جليًا من خلال الجدول(19) المُدرج في الملحق(01)، أن الزيادة في المستوى العام للأسعار -المعبّر عنها بالزيادة في مؤشر أسعار الاستهلاك- كانت تتم ببطء، حيث انتقلت قيمة هذا الأخير من (21,7%) سنة 1970 إلى (27,7%) سنة 1975، أي بزيادة لا تتعدّى (6) نقاط. وبالرغم من ارتفاع وتيرة هذه الزيادة خلال النّصف الثّاني من

عشرية السبعينات (حيث ارتفع هذا المؤشر بمقدار (12,5) نقطة خلال الفترة (1976-1979)، إلا أنها عادت للاستقرار مع بداية الثمانينات، حيث لم تتعدى الزيادة في المستوى العام للأسعار حد (3,3) نقطة ما بين عامي (1981-1982). هذا الاستقرار في المستوى العام للأسعار الذي ساد فترة الثمانينات، شهد استثناءً واحدًا، خلال العام 1986 بسبب تبعات الأزمة النفطية، حيث بلغت الزيادة في مؤشر أسعار الاستهلاك ما بين سنتي (1985-1986) ما يقارب (8,8) نقطة، وهي نسبة مرتفعة مقارنة بالسنوات السابقة.

بالرغم من ذلك، إلا أنه وعلى العموم خلال الفترة (1970-1989) كان استقرار الأسعار واضحًا، وهذا ما انعكس على مستويات التضخم التي لم تتجاوز معدل (9%) في المتوسط خلال هذه الفترة. لكن تجدر الإشارة إلى أن تحليل مستوى التضخم بالاعتماد على مؤشر أسعار الاستهلاك خلال هذه الفترة بالذات عانى من بعض النقائص، والمتعلقة أساسًا بعدم مراعاة أسعار السوق الموازية، مضافًا إليها المشاكل الناجمة عن الإجراءات الإدارية التي عمدت السلطات الوصية إلى وضعها، خاصة فيما يتعلق بتثبيت الأسعار، مما أدى إلى كبت الضغوط التضخمية، والذي تجلّى من خلال ارتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك بالنسبة لمجموعة السلع الغذائية (اللحوم، السمك، الخضار) باستثناء تلك الضرورية والمدعمة (كالحبوب، والحليب، ...) التي بقيت أسعارها مستقرة إلى حد ما. كما تجسدت ملامح هذا الكبت التضخمي من خلال الارتفاع المفرط للادخار العائلي كمنفذ من أجل التحكم، ومن ثم الضغط على الفائض الحاصل في القدرة الشرائية أمام العجز الفادح في عرض السلع، وهي كلها مؤشرات تعكس مظاهر "التضخم المكبوت"¹. ومنه يمكن القول أنه إذا أخذنا بعين الاعتبار - عند حساب الرّم القياسي للأسعار - كل من أسعار السوق السوداء بالنسبة لمختلف السلع، وكذا رغبات الإنفاق المكبوت، كان لبد أن يرتفع هذا الرّم بصورة أكبر، ذلك أن الرقابة المباشرة على الأسعار والإعانات قد كبتت الأسعار ومنعتها من الارتفاع، تحت ضغط التوسع الكبير في الإصدار النقدي، نتيجة التوجهات الاقتصادية الهادفة إلى رفع معدلات النمو الاقتصادي ومستويات التشغيل في الاقتصاد، والتي كثيرًا ما كانت تحتاج إلى تمويلات نقدية ضخمة²، لم تواكبها معدلات نمو مماثلة في الإنتاجية، مما جعل منها المحرّض الرئيسي للتضخم. ضف إلى ذلك الغياب شبه الكلي لمعالم السياسة النقدية، حيث أنه - خلال هذه الفترة - لم تُمنح للبنك المركزي أية استقلالية، لتحديد أهداف وأدوات هذه السياسة، والأمر الأهم من هذا أن تكوين الاحتياطي النقدي كان مرتبط إلى حد بعيد بمداخل صادرات المحروقات، وليس بالادخار.

2.2.2.2 فترة التضخم الصريح (1990-2010):

ابتداءً من العام 1990، دخل الاقتصاد الجزائري مرحلة انتقالية من الاقتصاد الاشتراكي الموجه نحو اقتصاد لبرالي يقوم على مبادئ وأسس اقتصاد السوق، وذلك بعد أزمة 1986 التي بينت بوضوح هشاشة

¹ Stan Standaert, «Inflation réprimée et demande d'encaisse: une illustration économétrique pour l'Algérie», cahier de l'Institut des Sciences Economiques, n°04, Université d'Alger, juin 1984, PP. 37-38.

² تجدر الإشارة إلى أنه من بين أهم العوامل المحرّضة على التضخم، نجد تلك المتعلقة بهيكل الكتلة النقدية، وبالضبط تلك المتعلقة بنسبة النقود خارج القطاع المصرفي إلى الكتلة النقدية، حيث بلغت نسبة هذه الأخيرة حد (95%) عام 1975، وهي نسبة بعيدة عن المعايير الصحيحة المتعارف عليها في الاقتصاديات المتطورة، والتي يجب أن لا تتعدى نسبة الـ (20%) في أسوأ الأحوال.

التوازنات الاقتصادية الكلية، الأمر الذي تطلب في البداية القيام بإصلاحات ذاتية، نتج عنها تفاقم الأوضاع الاقتصادية، التي تجسدت من خلال انخفاض قيمة العملة الوطنية، تفاقم المديونية الخارجية، وارتفاع مستويات التضخم. ففيما يتعلق بهذا الأخير وكما يبدو من خلال الشكل (4.1) أعلاه- نجد أن مؤشر أسعار الاستهلاك ارتفع بنسبة كبيرة خلال الفترة (1990-1994)، حيث انتقل من (117,90%) في بداية هذه الفترة إلى (303,87%) في نهايتها، محققاً بذلك معدل زيادة سنوية قدرها (46,50) نقطة في المتوسط، وكثيراً ما كان يرجع الارتفاع الكبير في الأسعار خلال هذه المرحلة إلى رفع الدعم عن الأسعار، وكذا تحريرها، بالنسبة لمجموع السلع والخدمات، وذلك بغية جعل الأسعار ترتفع بصورة مستمرة وبحريّة مطلقة، استجابةً لتغيرات العرض والطلب، دون أيّ تدخل غير طبيعي من طرف السلطات. هذا الوضع انعكس على معدلات التضخم التي بلغت أعلى معدل لها منذ عقود خلال العام 1992، بوصولها إلى حد (31,71%). وبالرغم من الانخفاض الذي شهده العام 1993 في معدلات التضخم، إلا أن هذه المعدلات عاودت الارتفاع خلال السنتين التاليتين، لتصل إلى (29%) و(29,8%) على التوالي، ويمكن إرجاع ذلك إلى رفع الدعم عن السلع المحددة في إطار اتفاق الاستعداد الائتماني الثالث (أبريل 1994)، لتصل نسبة السلع المحررة أسعارها إلى (84%) من إجمالي السلع المدرجة في مؤشر أسعار الاستهلاك¹.

ابتداءً من العام 1995، وفي إطار برنامج التعديل الهيكلي (أيار 1995-أيار 1998)، تمت إزالة كل التشوّهات السعرية، وذلك حتى تصبح الأسعار المحلية دالةً في الأسعار الدولية. وفي هذا الإطار تم خلال الفترة (1994-1996) تحرير أسعار منتجات القطاع العام إلى ما يقارب (200%)، تماشيًا مع الأسعار العالمية². وبالرغم من ذلك نجد أن معدلات التضخم (معدلات نمو مؤشر أسعار الاستهلاك) تراجعت بشكل محسوس، حيث انتقلت من (29,8%) عام 1995 إلى (5%) عام 1998، قبل أن تصل إلى (0,3%) عام 2000، وهو أدنى معدل تضخم عرفه الاقتصاد الجزائري منذ الاستقلال. ويمكن تفسير ذلك بالإجراءات التي اتخذتها الحكومة -وذلك دائماً في إطار برنامج التعديل الهيكلي- كالععمل على تقليص الموازنة العامة، الصرامة في إدارة الكتلة النقدية، رفع أسعار الفائدة إلى مستويات قياسية، إضافةً إلى العمل على زيادة احتياطات الصرف لغرض تدعيم قيمة العملة الوطنية، ممّا أدى إلى التحكم في أخطار التضخم. وتجدر الإشارة إلى أن هذا الأداء كان مدهشاً بوجه خاص، لأنه جاء في خضم عمليات تحرير الأسعار، حيث عززت هذه النتائج من قدرة السلطة النقدية -ممثلة في مجلس النقد والقرض- على إدارة السياسة النقدية³.

انطلاقاً من العام 2001، عاد معدل التضخم إلى الارتفاع، بصوله إلى مستوى (4,2%)، نتيجة ضخ المزيد من الكتلة النقدية في إطار برنامج الإنعاش الاقتصادي المقرّر ابتداءً من هذه السنة. وباستثناء هذا العام، فإن معدلات التضخم بقيت في حدود مقبولة تتماشى مع نمو اقتصادي سليم خلال الفترة (2001-

¹ خالد الهادي، «المرأة الكاشفة لصندوق النقد الدولي»، دار الهومة للنشر، الجزائر، أفريل 1996، ص. 209.
² مدني بن شهرة، «الإصلاح الاقتصادي وسياسة التشغيل (التجربة الجزائرية)»، الطبعة الأولى، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان-الأردن، 2009، ص. 146.
³ يحيات مليكة، «إشكالية البطالة والتضخم في الجزائر خلال الفترة (1970-2005)»، أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة الجزائر، 2006-2007، ص. 214.

(2006)، هذا التراجع في الضغوط التضخمية كان مصدره، كل من تقليص المديونية الخارجية وخدماتها، وتحسن ميزان المدفوعات والميزان التجاري -نتيجة ارتفاع أسعار النفط في الأسواق العالمية- مما انعكس في شكل وفرة في أغلب السلع بمختلف أنواعها، ناهيك عن تقلص الفجوة بين سعر الصرف الرسمي والموازي في هذا المجال.

بعد الاستقرار الذي شهدته الفترة (2002-2006) في الأسعار، والذي تجلى في النمو الضعيف للمستوى العام لأسعار الاستهلاك، وكذا تقلص معدلات التضخم، تميز العام 2007 بعودة قوية للاتجاه التصاعدي لمعدلات التضخم¹، والذي تسارعت وتيرته خلال العامين 2008 و2009، رغم بقائها في حدود التحمل وإن كان الاتجاه يبدو تصاعدياً بشكل واضح. هذا التزايد في معدلات التضخم تصافرت ظاهرتين لدفعه. تمثلت الأولى في ارتفاع أسعار المنتجات الغذائية بقوة (لإسبما أسعار المنتجات الفلاحية)، أما الثانية فتمثلت في ارتفاع أسعار المنتجات ذات الصلة بالواردات، والتي كانت عرضة للصدمة القوية في الأسعار العالمية، والمدفوعة بارتفاع أسعار النفط². هذه الضغوط التضخمية تواصلت خلال العام 2010، وإن كانت أقل حدة من ذي قبل، فلأول مرة منذ خمس سنوات عاد معدل التضخم للانخفاض، حيث انتقل من (7,05) سنة 2009 إلى (9,03) سنة 2010، وتجدر الإشارة إلى أنه وعلى عكس السنوات السابقة كان التضخم في سنة 2010 متولداً أساساً عن ارتفاع أسعار الخدمات والسلع المصنعة³.

3. انعكاسات حركة أسعار النفط على التشغيل ومعدلات البطالة خلال الفترة (1970-2010):

لم تعد مشكلة البطالة في بلادنا اليوم في حاجة إلى تقديم أو إثبات تطوراتها على الاستقرار، فالبطالة في الجزائر بحجمها وعنفها أصبحت الشغل الشاغل، إذ أنها تأخذ النصيب الأكبر من الاهتمام، سواء من طرف المواطن العادي، المفكر والباحث، أو النقابات والمنظمات المهنية والشبابية، حيث تم تسجيلها في أعلى سلم الأولويات. فقد ساهمت الظروف الاقتصادية الصعبة التي عانى منها الاقتصاد الوطني عبر مختلف مراحل تطوره والتي ارتبطت بشكل وثيق بقيود خارجية ناتجة عن التبعية الكبيرة لقطاع المحروقات - في تعميق واستفحال هذه المشكلة، إذ أنه وبالرغم من عدم وجود اتفاق أو إجماع واضح حول تاريخ بداية هذه العوامل والظروف، إلا أنه هناك شبه اتفاق على أن فترة الثمانينيات - وبالضبط سنة 1986 - شكلت نقطة الانطلاق الفعلية في ظهور نتائج هذه الأوضاع الصعبة على ظاهرة البطالة، أين كان الانخفاض المسجل في عدد مناصب الشغل المستحدثة في منتصف الثمانينيات (انخفض عدد مناصب العمل المستحدثة من (140000) منصب خلال الفترة (1980-1984)، إلى (75000) منصب خلال الفترة (1985-1989))⁴، أول مظاهر هذه الانعكاسات. والشكل أدناه يوضح تطور معدلات البطالة وتطور أسعار النفط خلال الفترة (1970-2010).

¹ أنظر الجدول (19) من الملحق (01).

² Banque d'Algérie, «Evolution Economique et Monétaire En Algérie 2008», Rapports Annuels, Septembre 2009, P. 42-58.

³ Banque d'Algérie, «Evolution Economique et Monétaire En Algérie 2010», Rapports Annuels, juillet 2011, PP. 26-37.

⁴ ناصر دادي عدون، وعبد الرحمن العايب، «البطالة وإشكالية التشغيل ضمن برامج التعديل الهيكلي للاقتصاد من خلال حالة الجزائر»، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2010، ص. 338.

الشكل (5.1): تطور معدّلات البطالة وأسعار النفط خلال الفترة (1970-2010).



المصدر: تم إعداد الشكل بالاعتماد على معطيات الجدول (20) من الملحق (01).

1.3. تطور التشغيل والبطالة قبل عام 1990:

على غرار باقي الدول النامية الغنية بالثروات الطبيعية، ظلّت إستراتيجيات التنمية في الجزائر تعاني من التبعية الكلية لإيرادات المحروقات، إذ ارتكزت كل السياسات التنموية على ما تُدره إيرادات هذا القطاع - خاصةً بعد عملية تأميمه عام 1971- لتمويل المشاريع الاستثمارية الكبرى، والتي تمحورت حول إستراتيجية الصناعات المصنعة¹، التي تم انتهاجها كنموذج للتنمية، حيث نُفّدت استثمارات ضخمة، اعتماداً على توجه مخططات تنموية، كانت تهدف إلى بناء المجتمع، وتمكين المواطن من الاستفادة من ثمار التنمية الاجتماعية من خلال إستراتيجيات طويلة المدى². وقد تجسّدت هذه النظرة من خلال المخططات الثلاثة الأولى (الثلاثي والرباعيين)، حيث ميّز الفترة (1967-1979) تطوراً متزايداً لحجم الاستثمارات (أكثر من 300) مليار دج، منها (91) مليار دج لقطاع المحروقات، وأكثر من (209) مليار دج لباقي القطاعات). هذا المستوى العالي من الاستثمارات مُوّل عن طريق مدا خيل المحروقات والتي أُعتبرت كافيةً لتغطية الاحتياجات من الموارد التجهيزية المستوردة الضرورية لتشغيل الجهاز الإنتاجي³. وقد انعكس المستوى العالي من الاستثمارات العمومية المحققة خلال الفترة الممتدة بين الثلث الأخير لعشرية الستينات ونهاية السبعينات بالإيجاب على التشغيل والبطالة، إذ ارتفعت نسبة التشغيل بمتوسط (4,40%)، من جرّاء إحداث أكثر من (1,2) مليون منصب شغل خلال الفترة كلها، بمتوسط (100000) منصب شغل سنوياً⁴. لتسمح هذه الوتيرة المتسارعة في إنشاء مناصب العمل بتراجع مستمر لمعدّلات البطالة، بانتقالها من (33%) سنة 1966 (بمخزون عاطلين قدره (821000) نسمة) إلى (22,40%) سنة 1970 (مع انخفاض مخزون العاطلين إلى (587000) ن)، لتصل مع نهاية عُشرية السبعينات إلى أدنى مستوياتها المسجّلة منذ الاستقلال، ببلوغها حد (11,10%) عند العام 1979 (بمخزون عاطلين قدره (337000) ن)⁵.

¹ تم اقتراح هذه الإستراتيجية من طرف الاقتصادي الفرنسي "G. Debernis" على الدول النامية لتحقيق التنمية الشاملة في مختلف القطاعات الاقتصادية، وإحداث التشابك فيما بينها. أنظر: لباني يسمينة (مرجع سابق)، ص. 70.

² A. Bouzidi, «Emploi et Chômage en Algérie (1967-1983)», les Cahiers du CREAD, N° 02, 2° Tri 1984, P. 57.

³ ANDE, «Essai de Positionnement de L'emploi par rapport à d'autres facteurs», Alger, 1996, P. 35.

⁴ مندي بن شهره، 2009، ص. 174.

⁵ أنظر الجدول (20) من الملحق (01).

هذا التحسن في مستوى التشغيل لم يكن يعكس النمو الحقيقي للاقتصاد الجزائري، إذ أنه كان قائماً على نوع من الاستثمارات، تميز باعتماده الكلي على مداخيل المحروقات. ممّا جعل الاقتصاد الجزائري عموماً، ونظام التشغيل بشكلٍ خاص نظاماً هشاً، و عُرضةً لأيّ صدمةٍ خارجية في أسعار النفط. لذا شكّلت مرحلة الثمانينات منعرجاً حاسماً في مسيرة تطور الاقتصاد الجزائري، حيث تم التخلي عن إستراتيجية التنمية المتعددة التي تم انتهاجها خلال المرحلة السابقة لصالح مجموعة من السياسات الاقتصادية بدون أفق واضح، ومع هذه التطورات شهدت هذه المرحلة انخفاضاً ملحوظاً في وتيرة الاستثمارات، التي لم تعد تُمثّل سوى (37%) من إجمالي الناتج الوطني¹. فبالرغم من ارتفاع مداخيل المحروقات سجّلت الفترة (1980-1984) - والتي تزامنت مع تنفيذ خطة المخطط الخماسي الأول- تراجعاً نسبياً في الاستثمار، إلا أن عدم اكتمال المشاريع المقررة في الفترة السابقة، والتي حضيت بالأولوية أعطى نوعاً من الفعالية للاستثمارات التي تم تنفيذها خلال هذه الفترة، خاصّةً في مجال التشغيل حيث تم إنشاء أكثر من (718000) منصب شغل، بمعدل سنوي متوسط قدره (140000) منصب شغل سنوياً، من بينها (621900) -أو (86%) من المناصب المنشأة- ووظيفة خاصة بالقطاع العام. وفي ظل هذا الحجم الهائل من التشغيل سجّل مخزون البطالة انخفاضاً محسوساً، بانتقاله من (429000) بطّال -بمعدّل بطالة قدره (12%) - سنة 1980 إلى (380000) بطّال - بمعدّل بطالة قدره (8,70%) سنة 1984.

على عكس ما حدث خلال الفترة السابقة، شهدت الفترة (1985-1989) -والتي تزامنت مع تنفيذ خطة المخطط الخماسي الثاني- تدهوراً كبيراً في مجال التشغيل، نتيجة الضائقة المالية التي عرفها الاقتصاد الوطني خلال هذه الفترة، والتي ظهرت بوادرها مع حلول العام (1986)، بعد التراجع الرهيب الذي شهدته أسعار النفط في الأسواق العالمية، إضافةً إلى انخفاض قيمة الدولار الأمريكي الذي كان يمثّل العملة الرئيسة في المعاملات التجارية مع الخارج. ومع ظهور العجز في الميزانية العامة للدولة، واضطرار السلطات إلى اللجوء للاقتراض الخارجي، وما رافقه من ارتفاع في نسبة خدمة الدين (حيث انتقلت نسبة خدمة الدين إلى مجموع مداخيل العملة الصعبة من (35%) سنة 1985 إلى (75,25%) سنة 1989)، وانخفاض في حجم الواردات (حيث انتقلت من (2,2) مليار دولار سنة 1986 إلى (1) مليار دولار سنة 1987)²، تقلص حجم الإنتاج الوطني نتيجة ندرة موارد التجهيز والسلع الاستهلاكية، ليصاحبه انخفاض هام في حجم الاستثمارات، إذ أن الاستثمار الفعلي لم يتجاوز حد الـ (370) مليار دج، بالرغم من أن الاعتماد المالي لهذا المخطط كان في حدود (550) مليار دج.

في ظل هذه الوضعية المعقّدة لم يتجاوز عدد مناصب الشغل التي تم إنشاؤها خلال هذه الفترة حد (380000) منصب شغل -بدل (946000) منصب المخطّطة- بمعدّل سنويّ متوسط قدره (76000) وظيفة سنوياً، وهي نسبة منخفضة إذا ما قورنت بالفترة (1980-1984)، كما أن الأوضاع ازدادت تأزّماً بعد عمليات

¹ أحمين شفير، «التحولات الاقتصادية والاجتماعية وأثارها على البطالة والتشغيل في بلدان المغرب العربي»، منظمة العمل العربية، المعهد العربي للثقافة العمالية وبحوث العمل بالجزائر، الجزائر، 1999، ص. 133.
² أحمين شفير (نفس المرجع)، ص. 135.

تسريح العمال التي شُرع في تطبيقها خلال هذه الفترة، بعد ظهور بوادر النقاش حول فائض العمال في المؤسسات نتيجة الظروف الاقتصادية الصعبة، ليلعب عدد العمال المُسرحين خلال الفترة (1984-1987) حوالي (88000) عامل¹. أمّا محزون البطالين فقد ارتفع ليتجاوز عتبة المليون شخص عام 1987 -بمعدل بطالة قدره (21,40%) - بعدما كان في حدود (435000) نسمة سنة 1985، ليصل بعدها إلى 1150000 نسمة سنة 1990، بمعدل بطالة قدره (19,7%).

2.3. البطالة والتشغيل في ظل الإصلاحات الاقتصادية (1990-2000):

استمرت عواقب السياسات الاقتصادية السابقة -والتي كانت قائمة على عوامل خارجية لا يمكن ضبطها، مثل أسعار النفط، والإعانات والقروض الخارجية- خلال مرحلة التسعينات، حيث عرفت هذه الفترة وضعاً اقتصادياً صعباً، تجلّى في اختلال التوازنات الاقتصادية الكبرى، متمثلة أساساً في اختلال ميزان المدفوعات، ونشوب أزمة المديونية الناتجة عن تضخم الديون الخارجية وارتفاع خدماتها. إذ أنه وبمجرد انهيار أسعار النفط سنة (1986) حتى انهيارت معها فُدرات الاقتصاد الجزائري في تمويل الاستثمارات المُخططة، وكذا شراء التجهيزات الأولية اللازمة لتنفيذ المخططات التنموية المُتنبّاة، مما أدى إلى تراجع معدلات النمو الاقتصادي وظهور الإختلالات في مختلف التوازنات الداخلية والخارجية، ليدخل الاقتصاد الجزائري مرحلة من الانكماش، تعددت انعكاساته على الجانبين الاجتماعي والاقتصادي²، وأظهرت بوضوح عدم إمكانية تحمل اقتصادٍ موجه يعتمد على إيراداتٍ نفطية تتحكّم فيها عوامل خارجية.

لمحاولة معالجة هذا الوضع المتردّي، شرعت السلطات الجزائرية منذ العام 1990 في تنفيذ مجموعة من الإصلاحات الاقتصادية والمالية -التي تدخل في محتواها النظري والتطبيقي ضمن الفلسفة العامة لبرامج مؤسسات "بريتن وودز"³ - والتي جاءت ببرنامج تصحيح اقتصادي يهدف إلى إعادة توجيه الإطار العام للاقتصاد الجزائري نحو اتجاهٍ أكثر توافقاً مع اقتصاد السوق. لكن افتقار هذه الإصلاحات إلى الرؤية الشاملة، إضافةً إلى الضائقة المالية التي رافقتها، وسَمّها بانعكاساتٍ سلبية على مستوى النمو الاقتصادي، وكذا على التشغيل والبطالة، حيث لم يتم خلق سوى (459000) منصب شغل -بزيادة سنوية قدرها (1,2%)⁴ - خلال الفترة (1990-1994)، ليتواصل ارتفاع معدلات البطالة طوال هذه الفترة إلى أن بلغ حد الـ (24,40%) سنة 1994.

مع حلول العام 1994 كان الاقتصاد الجزائري قد وصل إلى حد الاختناق، حيث بلغ ثقل المديونية حد الـ (84%) من إجمالي مداخل الصادرات، إضافةً إلى تجاوز عجز الميزانية العامة حد الـ (100) مليار دج عام

¹ محمّد بلقاسم حسن بهلول، «سياسة تخطيط التنمية وإعادة تنظيم مسارها في الجزائر»، الجزء الثاني، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، مارس 1999، ص. 312.

² A. Brahimi، «les réformes économiques: implication sociales»، revue Algérienne du travail، N° 24/1999، P. 38.

³ كانت هذه الإصلاحات بمثابة تمهيد لاتفاقيات إعادة الدولة مع هذه المؤسسات، وتطبيق برامج التعديل الهيكلي ابتداءً من سنة 1994، حيث يمكن النظر إلى سنة 1990 على أنها سنة التطبيق الفعلي لبرنامج التعديل الهيكلي -رغم أن الجزائر لم تستفد من إعادة جدولة الديون إلا بعد أن وصل الاقتصاد الجزائري إلى حد الاختناق سنوات 1993 و1994- وذلك لكون الإصلاحات التي شرع فيها منذ تلك السنة يمكن اعتبارها كإشارات من السلطات الجزائرية لهذه المؤسسات للإعراب عن نواياها الحسنة في الشروع بتطبيق برامجها. لذا فإن تقييمنا لمرحلة ما بعد 1990 هو تقييم لنتائج السياسات التي حملتها برامج التعديل الهيكلي ككل.

⁴ ناصر دادي عدون، وعبد الرّحمان العايب، 2010، ص. 185-186.

1993، كما أن إجمالي الناتج المحلي عرف معدّل نمو سلبي قُدّر بـ (-0,9%) سنة 1994¹. لذا كان لزاماً على الجزائر قبول برنامج التعديل الهيكلي المفروض عليها من طرف صندوق النقد الدولي كوصفةٍ لعلاج الإختلالات الهيكلية للاقتصاد الجزائري². لكن وبالرغم من النتائج المهمة لهذا البرنامج، خصوصاً فيما يتعلق بمسألة الديون وكذا التوازنات المالية³، إلا أنه -وعلى غرار كل برامج الإصلاحات التي تسعى إلى إقامة التوازنات المالية بعيداً عن التوازنات الاقتصادية- أثار بشكل سلبي على التشغيل، وذلك أن هذا النوع من البرامج يعتمد على سياسة نقشف، تهدف إلى التحكم في الطلب الكلي، ممّا يؤدي إلى انكماش اقتصادي وتقليص في فرص العمل. وهذا ما حدث فعلاً في الجزائر، حيث عرف معدّل البطالة ارتفاعاً ملحوظاً خلال فترة تنفيذ البرنامج، إذ أنه انتقل من (23%) عام 1993 إلى (30%) عام 1999 بما يقارب (2,5) مليون عاطل⁴. فقد كان لإجراءات الإصلاح الهيكلي دوراً كبيراً في تكوين هذا المخزون الهائل لعدد البطالين، ليس من خلال تقليص فرص إنشاء مناصب الشغل فحسب، بل كذلك من خلال التسبب في فقدان مناصب عمل كانت موجودة أصلاً، على إثر غلق عديد المؤسسات. فالأرقام -ورغم تضاربها- تحدثت عن فقدان مئات الآلاف من العمال لمناصب شغلهم، إذ أن أرقام المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي أقرت بفقدان (300000) عامل لمناصب عملهم بين العامين (1994-1996)⁵، بينما كشفت أرقام الصندوق الوطني للضمان الإجتماعي عن فقدان أكثر من (480000) عامل لمناصب عملهم خلال الفترة ما بين (1994-1998)⁶.

3.3. البطالة والتشغيل في عصر نهضة الاقتصاد الجزائري (2000-2010):

لقد كان الهدف الأساسي لبرنامج التعديل الهيكلي التي طبقت خلال فترة التسعينات هو استرجاع التوازنات الاقتصادية الكبرى، حيث شملت الإصلاحات جميع الجوانب الاجتماعية والاقتصادية، وركّزت على تحرير الاقتصاد الوطني، وكذا تمكين المؤسسة الجزائرية من أن تصبح المصدر الرئيسي للثروة. وبالنظر إلى النتائج الفعلية لهذه الإصلاحات، نجد أنها حققت نتائج معتبرة ومهمّة، خاصّةً على مستوى التوازنات الاقتصادية، سواءً تعلق الأمر بالداخلية منها أو الخارجية، حيث انخفضت نسبة خدمة الديون من (47,5%) سنة 1998، إلى (19,8%) سنة 2000، ضيف إلى ذلك النمو الإيجابي الذي حقّقه ميزان المدفوعات، بانتقاله من فائض قدره (300) مليون دولار سنة 1993، إلى (1,48) مليار دولار سنة 1996، كما أن معدّلات نمو الناتج تزايدت بشكل كبير، إذ أنها وصلت إلى حدود (2,5%) عام 2000⁷. لكن، بالرغم من هذه النتائج الإيجابية، إلا أن هذه الإصلاحات -وكما سبق وأن رأينا- أثرت بشكل

¹ بحيات مليكة (مرجع سابق)، ص. 169.

² للإطلاع على المحتوى التطبيقي لبرنامج التعديل الهيكلي، أنظر: مدني بن شهرة، 2009، ص. 130-160.

³ للمزيد حول نتائج برنامج التعديل الهيكلي على مستوى الاقتصاد الجزائري ومؤشراته، أنظر: أحمين شفير 1999، ص. 138-156، و ناصر دادى عدّون، عبد الرحمان العايب، 2010، ص. 200-250.

⁴ أنظر الجدول (20) من الملحق (01).

⁵ المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، «مشروع التقرير حول الطرف الاقتصادي والاجتماعي لسنة 1997، السادس الثاني»، الجزائر، 1997، ص. 240.

⁶ أحمين شفير، 1999، ص. 158.

⁷ المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، «تقرير حول تقويم أجهزة الشغل»، الجزائر، جوان 2002، ص. 67-68.

سلبياً على مستوى المعيشة، من خلال تأثيرها السلبى على التشغيل والبطالة، إذ أنها لم تمنح الأولوية لحل هذه المشكلة. وهو ما أكدته دراسة أنجزت عام 2002 من طرف المكتب الدولي للعمل بعنوان: "سوق العمل والتشغيل في الجزائر"، من خلال تأكيدها على أن السياسات الاقتصادية المنتهجة خلال المرحلة الانتقالية للاقتصاد الجزائري لم تركز على التشغيل باعتباره هدفاً أساسياً¹.

هذا الوضع السيئ، بدأ في التغير بدايةً من العام 2001، إذ أنه وبعد سنوات متتالية كرّست ركود الاقتصاد الوطني، عاد هذا الاقتصاد ليعرف ازدهاراً منقطع النظير طيلة السنوات اللاحقة لسنة 2001، إذ سمح التحسن الكبير الذي شهدته أسعار النفط في الأسواق العالمية، بارتفاع حجم الاستثمارات ضمن برنامج دعم الإنعاش الاقتصادي خلال الفترة (2001-2004)²، حيث كان الهدف العملي الذي تضمنه هذا البرنامج هو إعادة تنشيط الطلب، ودعم النشاطات التي تُنتج أو توفر القيمة المضافة ومناصب الشغل. في حين يمكن اعتبار هدف إنشاء (713150) منصب شغل الذي تم تسطيره خلال هذا البرنامج كدليل واضح على الإهتمام والأولوية الكبيرتين اللتان أولتهما السلطات الجزائرية لحل مشكل البطالة خلال هذه الفترة³. وبالفعل فقد كان لهذا البرنامج الوقع الإيجابي على مستوى التشغيل، حيث تجسدت هذه النظرة من خلال الزيادة المُعتبرة في عدد مناصب الشغل المُحدثة خلال فترة تنفيذه، والتي وصلت إلى حدود (850000) منصب شغل تقريباً، ليمثل الانخفاض المستمر لمعدلات البطالة، الحصيلة النهائية لهذا البرنامج، بانتقالها من (28,90%) عام 2000، إلى (17,70%) عام 2004⁴.

مع حلول العام 2005، وفي إطار دعم البرنامج السابق، وإعطائه صبغة الفعالية والاستمرارية، وكذا من أجل حشد الموارد المالية المتاحة -في ظل تواصل ارتفاع أسعار النفط- لخدمة التنمية الاقتصادية والاجتماعية، تم الإعلان بتاريخ 17 أبريل 2005- عن برنامج تكميلي خماسي ضخم يمتد على مدار خمس سنوات المقبلة (2005-2009)، ضمن مشروع يهدف إلى دعم النمو الاقتصادي. وعلى غرار البرنامج الذي سبقه، منح هذا البرنامج أهميةً فُصوى لتحسين أوضاع سوق العمل، حيث نصّ الإلزام الحكومي المُرافق له على إنشاء مليوني (2) منصب شغل، من أجل امتصاص العرض الزائد من القوة العاملة في هذه السوق⁵، لتأتي نتائج هذا البرنامج إيجابيةً على التشغيل والبطالة. حيث تُبرز المعطيات أن معدلات البطالة استمرت في التراجع والانخفاض خلال فترة تنفيذه⁶، إذ أنها انتقلت من (15,3%) سنة 2005 إلى (10,20%) سنة 2009، بمخزون عاطلين قدره (1072000)، قبل أن تصل إلى (10,00%) خلال العام 2010.

¹ المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، «مشروع تقرير حول عناصر مطروحة للنقاش من أجل عقد النمو»، الجزائر، 2005، ص. 55.

² بلغ حجم الغلاف المالي المُخصّص لهذا البرنامج مبلغ (525) مليار دج. أنظر: المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، «مشروع تقرير حول الظرف الاقتصادي والاجتماعي لسنة 2004، السداسي الثاني»، الجزائر، 2004، ص. 120.

³ يحيات مليكة (مرجع سابق)، ص. 174.

⁴ أنظر الجدول (20) من الملحق (01).

⁵ صالح تومي، ومليكة يحيات، «مشكلة البطالة في الجزائر: دراسة استطلاعية عن أبعادها وأسبابها»، مجلة علوم الاقتصاد والتسيير والتجارة، جامعة الجزائر، العدد. 14، 2006، ص. 37-9.

⁶ أنظر الجدول (20) من الملحق (01).

خلاصة الفصل الأول:

تميّزت الخمسين سنة الأولى من عمر النفط بالسيطرة الأمريكية شبه التامة، كما تميزت بتكوين احتكار "Standard Oil" قبل فترة تدويل الصناعة النفطية، حيث اشتدت المنافسة بين الشركات السبع الكبار (الشقيقات السبع) من أجل السيطرة على السوق العالمية للنفط. وما لبث النفط أن اتخذ دورًا مباشرًا في تحريك وقائع الصراعات العالمية، وبنود الأجندة الاقتصادية منذ العام 1914، الذي شهد اندلاع الحرب العالمية الأولى، إذ أنه ومع نهاية هذه الحرب شهدت أسعار الطاقة ارتفاعاتٍ غير مسبوقة، وتنامت الحاجة إلى تأمين مصادر الطاقة للعمليات العسكرية والإنتاج الصناعي، وأصبح النفط من أهم الأهداف العسكرية وأحد المعايير الرئيسية في رسم الخرائط السياسية والاقتصادية.

خلال عقدي السبعينات والثمانينات من القرن الماضي، شهدت صناعة النفط العالمية تحولات جذرية، ميّزها انتقال السيطرة من أيدي الشركات الاحتكارية إلى أيدي الدول المالكة للثروة النفطية، كما هزّت الصدمتين النفطيتين (الأولى عقب حرب أكتوبر 1973، والثانية عقب الثورة الإيرانية 1979)، والصدمة العكسية 1986، الاقتصاد العالمي هزّت عنيفة.

إن توقف نمو الإحتياطات العالمية للنفط، لمقابلة النمو المتواصل في الطلب والاستهلاك يضع أطراف الصناعة النفطية من دولٍ منتجة ومستهلكة أمام العديد من التّحديات، ويُعجّل بانتقال العالم إلى مرحلة ما بعد النفط. لكن يبقى الأمر المؤكد أن هذا الانتقال لن يتم في المدى القصير، مما يعني أن السنوات القادمة ستحمل معها أزمةً جديدةً في سوق النفط العالمية، تستدعي البحث عن سياساتٍ وآلياتٍ جديدةٍ للتعامل معها، إذ أن التأثير في جانبي العرض والطلب -كما كان يحدث طوال السنوات الماضية- لن يُجدي نفعًا، لأن الطلب يتزايد رغم استمرار ارتفاع الأسعار، ولن تُجدي سياسات أوبك لتهدئة السوق عن طريق زيادة المعروض، على خلاف قانون العرض والطلب الذي لم يعد يحكم سوق النفط العالمية خلال السنوات الأخيرة.

لقد اتضح في هذا الفصل الأهمية البالغة التي ينفرد بها النفط كأهم مصدر من مصادر الطاقة في العالم وكمادة أساسية وسلعة إستراتيجية لا غنى عنها في مختلف النشاطات الاقتصادية. كما اتضح جليًا الارتباط الوثيق بين أسعار النفط والأداء الاقتصادي الكلي العالمي، حيث أثبتت مختلف الدراسات التجريبية والميدانية التي تم إجرائها على مختلف الاقتصاديات العالمية، الارتباط الكبير بين تقلبات أسعار النفط وتقلبات النشاط الاقتصادي في مختلف البلدان.

كما برزت من خلال هذا الفصل العلاقة الكبيرة بين قطاع النفط والأداء الاقتصادي الجزائري، حيث اتضح جليًا ارتباط تغيرات المؤشرات الاقتصادية الكلية بتغيرات وتقلبات أسعار النفط. فاعتماد الاقتصاد الجزائري على الموارد البترولية كمصدر رئيسي للدخل الوطني والعملة الصعبة ترتب عنه آثارًا عميقة على الاقتصاد الكلي، جعلت من نمو إجمالي الناتج المحلي الحقيقي مرهونًا بتقلبات أسعار النفط الدولية، التي كان لها فروقات مقابلة لقيمة الصادرات والإيرادات العمومية ومدى توفر النقد الأجنبي.

الفصل الثاني:

مبادئ وأساسيات النمذجة
باستخدام أشعة الإنحدار
الذاتي "VAR"

مقدمة الفصل الثاني:

لقد عرف علم القياس الاقتصادي (Econometrics) تطورات مهمة على مر الأربعين سنة المنقضية، خاصة على مستوى فرعي علم القياس الاقتصادي الجزئي (Microeconometrics) -الذي نشأ وتطور خلال هذه الفترة- وعلم الاقتصاد القياسي للسلاسل الزمنية (time series econometrics). فعلى الرغم من أن الاقتصاديين والاقتصاديين القياسيين دأبوا على استخدام السلاسل الزمنية في مختلف أعمالهم التطبيقية منذ ظهور منهج وموضوع علم الاقتصاد القياسي مع مطلع ثلاثينات القرن الماضي، إلا أن هؤلاء لم يولوا اهتمامًا كبيرًا لخصائصها الإحصائية إلا مع مطلع عشرينات السبعينات¹، وبالضبط بعد نشر الكاتبين "G.E.P. Box" و "G.M. Jenkins" لكتابهما الشهير: (Time Series Analysis, Forecasting and Control) عام(1970)، حيث قام الباحثين بتعريف منهج جديد للنمذجة القياس اقتصادية سُمي "بالنمذجة غير الهيكلية" ارتكز في البداية على نماذج السلاسل الزمنية وحيدة المتغيرات (Univariate time series models) قبل أن يأتي "C. A. Sims" بعد حوالي عشرية من الزمن (1980)² ليقوم باقتراح إطار إقتصادي كلي قياسي جديد تحت مسمى "مقاربة أنظمة أشعة الانحدار الذاتية" (Vector Autoregressions Systems Approach).

أسفرت أولى استخدامات نماذج "VAR" في مجال الاقتصاد الكلي عن نتائج جد مشجعة، جعلت الحوافز الداعية لاستعمالها في مختلف الدراسات الميدانية الاقتصادية تتعدى الإعتبارات الإحصائية وإشكالية التمييز بين المنشأ الداخلي أو الخارجي للمتغيرات المدروسة، التي تتفادها هذه التقنية. فقد أثبت بعض الباحثين (عل غرار: ³Litterman(1986), Sims(1980)) أن هذه النماذج تتفوق على نماذج المعادلات الهيكلية من حيث القدرة والكفاءة التنبؤية، وهو ما لفت - بدوره- انتباه المختصين إلى مشكل منهجي جوهري، يتعلق أساسًا بكون النماذج الهيكلية الكبيرة التي عرفت النور في الخمسينات والستينات - والتي جاءت في مجملها معبرة عن الأفكار و الطرحات الكينزية - قد تم بناؤها بالإعتماد على مبادئ و أسس نظرية لم تثبت صحتها ومطابقتها للواقع⁴.

من خلال فقرات هذا الفصل، سنعمد إلى التعرض لأهم مبادئ وأسس منهجية "VAR"، بدايةً بعرض أهم الخصائص الجوهرية للسلاسل الزمنية العشوائية (المبحث 01)، مروراً بتقديم الشكل العام لهذه النماذج (المبحث02)، وصولاً إلى تقديم واحدًا من الأشكال المقيدة لها (المبحث03).

¹ لكن التأثير الأساسي صدر من أعمال "C. W. J. Granger" التي بدأت في الستينات.

² C. A. Sims, « Macroeconomics and Reality », Econometrica, Vol.48, January 1980, PP.1-48.

³ R. Litterman, « A Statistical Approach to Economic Forecasting », Journal of Business and Economic Statistics, vol. 4, 1986, PP. 1-4.

⁴ هذا ما يفسر - ربما- فشل هذه النماذج في التنبؤ بالأزمات الاقتصادية التي عرفتها تلك الفترة (خاصة الأزمة النفطية لعام (1973)، وأزمة الكساد التضخمي في السبعينات).

المبحث 01: السلاسل الزمنية العشوائية واختبارات اللاإستقرارية:

من الناحية النظرية فإن السلسلة الزمنية X (Time Series) هي عبارة عن مجموعة من المتغيرات العشوائية. هذه المجموعة من المتغيرات العشوائية المرتبة زمنياً يُطلق عليها اسم: "سيرورة عشوائية"¹ (Stochastic Process). إذا كانت X تعبر عن متغيرة عشوائية مستمرة (مثل: حركة المخطط البياني الكهربائي لعمل القلب (Electrocardiogram))، يُرمز لها بالرمز $X(t)$ ، أما إذا كانت تمثل متغيرة عشوائية منقطعة (مثل: الناتج الداخلي الخام، معدل البطالة....) فإنه يُرمز له بالرمز X . لهذا وبما أن أغلبية البيانات الإحصائية الإقتصادية يتم تجميعها في نقاط زمنية منفصلة فإننا نستعمل الرمز X بدلا من $X(t)$ ، حيث $(t = 1, 2, \dots, T)$.

السؤال الذي يمكن طرحه في هذه الحالة هو: من أي ناحية يمكن النظر إلى المتغيرة الإقتصادية X على أنها سيرورة عشوائية؟، الإجابة على هذا السؤال تكمن في أنه من الناحية النظرية، X يمكن أن تأخذ أي قيمة عددية مرتبطة بالمناخ الإقتصادي والسياسي السائد في اللحظة t . فالقيمة الحقيقية لـ X يمكن أن ننظر إليها على أنها عبارة عن حالة خاصة، متحققة (Particular Realization) من عدة حالات ممكنة. (حيث يمكن تفسير القيمة X على أنها عبارة عن القيمة المتوسطة لكل القيم الممكن أن تأخذها المتغيرة X في الزمن t).² ولهذا فإنه يمكن القول أن X هي عبارة عن سيرورة عشوائية، وأن القيم المشاهدة خلال الفترة: $[T - 1]$ هي عبارة عن حالات متحققة خاصة لهذه السيرورة.

إن التمييز بين السيرورة العشوائية وحالاتها المتحققة (Its Realization) مماثل للتمييز بين المجتمع والعينة بالنسبة للبيانات المقطعية، فمثلا نستعمل المعطيات الخاصة بعينة ما من أجل الخروج بإستنتاجات تخص سلوك المجتمع، فإننا في السلاسل الزمنية نستعمل الحالات المتحققة لاستخلاص نتائج حول السيرورة المدروسة، وخصائص النظام المولد لها.

1. السلاسل الزمنية العشوائية المستقرة:

من بين أهم السلاسل الزمنية العشوائية التي حظيت بعناية واهتمام بالغين من قبل المختصين نجد ما يُسمى ب: السلاسل الزمنية العشوائية المستقرة. وفي هذا السياق قد نتساءل: لماذا كل هذا الإهتمام بهذه الأخيرة؟. الجواب ببساطة يكمن في أن كون السلسلة الزمنية غير مستقرة يجعل عملية دراسة سلوكها خارج إطار الفترة الزمنية المعنوية -وكذا عملية تعميم نتائج الدراسة الخاصة بهذه الفترة على فترات زمنية أخرى-

¹ G.S. Maddala, « introduction to econometrics », second edition, MacMillan publishing company, New York, 1992, P.527.

² D.N. Gujarati, « Basic Econometrics », 4th edition, Mc Graw-Hill / Irwincompanies Inc New York, 2003, P.797.

عملية مستحيلة، إذ أن كل مجموعة من السلاسل تتعلّق بفترة زمنية خاصة. وهنا تبرز أهمية توفر خاصية الإستقرارية لدى السلاسل الزمنية العشوائية التي يتم استعمالها خاصة للأغراض التنبؤية.

1.1. الإستقرارية المشدّدة: (Strict Stationarity)

إذا كان لدينا سلسلة زمنية عشوائية X طولها " T " مشاهدة، فإنه يمكننا تقديم وصف شامل ودقيق لهذه السلسلة عن طريق تحديد دالة التوزيع الإحتمالي المشترك للمتغيرات X^1 . إنطلاقاً من هذه الفكرة، فإنه يمكن القول أنّ السلسلة X مستقرّة إستقرارية مشدّدة إذا كان التوزيع الإحتمالي لـ: X مستقل عن الزمن " t ". أي إذا كان من أجل كل: $(t, t, \dots, t) \in T$ ، حيث: $(m \leq T)$ و من أجل كل: $\tau \in T$ مع: $\tau \in T$ حيث: $(= 1, 2, \dots,)$ التوزيع الإحتمالي المشترك لـ: X, X, \dots, X هو نفسه بالنسبة لـ: X, X, \dots, X أي:

$$(2.1) \dots \dots \dots X, \dots, X = \dots, \dots, X, \dots, X$$

وبذلك فإن السلسلة الزمنية العشوائية المستقرّة إستقرارية مشدّدة هي سلسلة يكون متوسطها، تباينها، وكل عزمها من الدّجات العليا مستقلة عن الزمن " t ". عملياً، فإن تحديد دالة التوزيع الإحتمالي المشترك لمجموعة من المتغيرات تُعدّ عملية معقّدة إلى حدّ بعيد، كما أن، افتراض استقلال هذا التوزيع عن الزمن هو افتراض قوي جداً³، لهذا يتمّ اللجوء إلى ما يُسمّى بالإستقرارية الضعيفة.

2.1. الإستقرارية الضعيفة: (Weak Stationarity)

نقول عن السلسلة الزمنية X ، أنّها مستقرّة -بالمعنى الواسع للإستقرارية- إذا تذبذبت حول وسطٍ ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن " t " (نهائي)، وتباينات مشتركة (تباينات ذاتية مشتركة مرتبطة فقط بالمجال الفاصل بين الفترات الزمنية (مستقلة عن الزمن)، أي⁵:

$$(2.2) \dots \dots \dots \begin{aligned} 1. E(X) &= \mu = cte \quad E(X) = \mu = cte \\ 2. Var(X) &= \mu - \mu = \gamma = \sigma \\ 3. Cov(X X) &= E(X X) - \mu = \gamma ; K = t \pm h \end{aligned}$$

وبالتالي فإنّ السلاسل الزمنية التي تحقّق الخصائص السابقة، يكون لديها ميل للعودة إلى متوسطها، كما أنّ الإنحرافات عن هذا المتوسط (المُعبر عنها بتباين X) تكون ذات بعد ثابت⁶.

¹ G. Kirchgässner, & J. wolters, «introduction to modern time series analysis», Springer-verlag Berlin Heidelberg, New York 2007, P.12.

² G. S. Maddala (1992), P.528.

³ G. S. Maddala (1992), PP.527-528.

⁴ تُسمّى أيضاً: إستقرارية التباين المشترك (Covariance- Stationarity)، الإستقرارية من الدرجة الثانية (Second-Order Stationarity)، الإستقرارية بالمعنى الواسع (Wide-Sens Stationarity)

⁵ G. bresson, & A. pirotte, «économétrie des séries temporelles, théories et applications», Presses Universitaires de France, paris, 1995, P.19.

⁶ D. N. Gujarati (2003), P.798.

ملاحظة (1.2):

كحالة خاصة فإنّه إذا كانت المتغيرات X, X, \dots, X تتبع توزيع طبيعي متعدّد، فإنّه يمكن وصف هذا التوزيع كلياً بالإعتماد على العزمين الأول والثاني، وفي هذه الحالة يتكافئ مفهوم الإستقرارية المشدّدة مع مفهوم الإستقرارية الضعيفة، وهذا لا ينطبق على باقي التوزيعات الإحتمالية¹.

3.1. دالة الارتباط الذاتي (ACF):

إذا أردنا الإهتمام بدراسة الارتباط بين مختلف الثنائيات (X, X) ، فإنّه يمكننا الإعتماد على ما يُسمّى بدالة الارتباط الذاتي²، حيث أنّ معاملات هذه الأخيرة تُعطى بالعبارّة التّالية: (معامل الارتباط الذاتي من الدرجة h لسلسلة زمنيّة مستقرّة X).

$$\rho = \frac{C(h)}{[C(0)]^2} = \dots \dots \dots (2.3) ; h = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \pm T$$

بما أنّه في الواقع يكون لدينا حالة متحقّقة واحدة (عيّنة) للسّيرورة العشوائية، فإنّه لا يمكننا الحصول على أكثر من دالة الارتباط الذاتي للعيّنة (SACF)، والتي تُعطى بمعاملاتها كما يلي:

$$\dots \dots \dots (2.4)$$

حيث:

$$\gamma = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (X_t - \bar{X}) \dots \dots \dots (2.5)$$

$$\gamma = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (X_t - \bar{X})(X_{t+h} - \bar{X}) \dots \dots \dots (2.6)$$

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n X_t \dots \dots \dots (2.7)$$

تتمتّع دالة الارتباط الذاتي بالخصائص التّالية:³

$$\rho(0) = 1$$

$$|\rho(h)| \leq 1$$

$$\rho(h) = \rho(-h) \text{ (دالة زوجية)}$$

(4) من أجل ACF معيّنة، سيكون هناك سلسلة طبيعية واحدة، لكن يمكن أن نجد عدّة سلاسل غير طبيعية لها نفس الـ ACF (Jenkins و watts (1968) قدّموا مثال لسلسلتين زمنيّتين عشوائيتين لهما نفس الـ ACF)⁴.

¹ G. S. Maddala (1992), P.528-529 and G. Kirchgässner, & J.wolsters(2007) , P.13.

² التمثيل البياني لهذه الدالة يُطلق عليه اسم: « Correlogram ».

³ G. bresson, & A. pirotte (1995), P.21.

⁴ G.M. Jenkins and D-G. watts, « Spectral Analysis and Its Applications » San Francisco, Holden-Day, 1968, P.170.

1.3.1. المعنوية الإحصائية الفردية لمعاملات الارتباط الذاتي:

مباشرة بعد تقدير دالة الارتباط الذاتي لسلسلة زمنية X ، فإن السؤال الأساسي الذي ينصبّ عليه الاهتمام هو: أيّ من معاملات هذه الدالة يختلف عن الصفر بمعنوية؟. يمكن الإجابة على هذا السؤال عن طريق بناء مجالات ثقة لمقدّرات هذه المعاملات عند مستويات معنوية محدّدة. "M.S. Bartlett" (1946)¹ أثبت أنه إذا كانت السلسلة الزمنية X عشوائيةً بحتة² (تملك سلوك تشويش أبيض)³، فإنّ معاملات الارتباط الذاتي للعينة ρ ، تتبع -تقريباً (Approximately)- توزيعاً طبيعياً، بمتوسط معدوم وتباين قدره $\frac{1}{N}$.

$$\rho \rightarrow N(0, \frac{1}{N}) \quad (2.8)$$

مما يعني أنّه في العينات الكبيرة، معاملات دالة الارتباط الذاتي تكون موزّعة طبيعياً.

وبالتالي فإنّ مجالات الثقة لمقدّرات هذه المعاملات، عند مستوى معنوية (%) تُعطى كما يلي:

$$- (1/\sqrt{N}) \leq \rho \leq (1/\sqrt{N}) = (1 - \alpha) \dots \dots \dots (2.9)$$

حيث: " / " تمثل القيمة الحرجة المستخرجة من جدول التوزيع الطبيعي.

إذا كانت القيمة "صفر" تنتمي إلى مجال الثقة الموضّح في العبارة (9.2)، نقبل الفرضية: $(H_0: \rho = 0)$ ، والتي مفادها أنّ القيمة الحقيقية لمعامل الارتباط الذاتي من الدرجة "h" لا تختلف عن الصفر بمعنوية، وذلك عند مستوى ثقة قدره $(1 - \alpha)$ ، والعكس صحيح.

2.3.1. إختباري: Box-Pierce (1970) و Ljung-Box (1978):⁴

عوضاً عن إختبار المعنوية الإحصائية لمعاملات الارتباط الذاتي كلّ على حدى، كما هو موضّح أعلاه، فإنّه يمكن إختبار فرضيات مجمّعة لإمكانية كون مجموعة من هذه المعاملات " ρ " إلى غاية تأخير معيّن، معدومة في آن واحد. أي إختبار الفرضيات التالية:

$$\begin{cases} \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_h = 0, (h < N) \\ \exists \in 1, 2, \dots, h; \rho_h \neq 0 \end{cases} \dots \dots \dots (2.10)$$

باستخدام الإحصائية Q لكل من D. A. Pierce و G. E. P. Box (1978) المُعرّفة كما يلي⁵:

$$Q = T \cdot \rho \rightarrow \chi^2 \dots \dots \dots (2.11)$$

¹ M. S. Bartlett, «On The Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series», Journal of the Royal Statistical society, series B, vol.27, 1946, PP.27-41.

² Purely random process.

³ نقول عن السلسلة X أنّها عبارة عن تشويش أبيض (Wite Noise) إذا حقّقت الخصائص التالية:

• $(X_t X_{t-h}) = 0, h \neq 0$ • $(X_t) = 0$ • $(X_t) = 0$

⁴ لقد قيل الكثير عن مدى قوة هذا النوع من الإختبارات. لأكثر تفاصيل أنظر: G.S. Maddala (1992), P.540-542, and F. Hayashi, «Econometrics», Princeton University Press, Prnceton, N.J. 2000, PP.142-147.

⁵ G. E. P. Box and D. A. Pierce, «Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models», Journal of the American Statistical Association, vol. 65, 1970, PP.1509-1526.

أو الإحصائية Q^* لكل من G. E. P. Box و G. M. Ijung (1978) المُعرّفة كما يلي²:

$$Q^* = T(T + 2) \quad (T - K) \quad . \rho \rightarrow \chi \quad \dots \dots \dots (2.12)$$

في العينات الكبيرة وفي ظل H ، كلٌّ من الإحصائيتين Q و Q^* تتبع توزيع χ تقاربياً بدرجة حرية قدرها h . لكن في العينات الصغيرة نجد أنّ الإحصائية Q^* تُبدي مميزات أفضل من الإحصائية Q (قوة أكبر بالمعنى الإحصائي).

إذا كانت قيمة Q (أو Q^*) المحسوبة أكبر من القيمة المُجدولة لتوزيع χ عند مستوى معنوية معيّن، فإننا نرفض الفرضية الصّفرية التي مفادها أنّ كل القيم الحقيقية $(h = 1, \dots, h)$ لا تختلف عن الصفر بمعنوية، و العكس صحيح.

2. السلاسل الزمنية العشوائية غير المستقرّة:

إنّ تحليلنا للسلاسل الزمنية العشوائية، لا يجب أن يقتصر على المستقرّة منها فقط، ففي الواقع قد نصادف العديد من المتغيّرات الإقتصادية والمالية التي لا تتوقّر فيها هذه الخاصية، بحيث يكون متوسطها و/أو تباينها مرتبطين بالزمن "t" (بتغيّران مع تغيّر الزمن).

إذا أخذت هذه الحركة مع الزمن إتّجاءاً معيّناً (إلى الأعلى أو إلى الأسفل) فإننا نقول أنّ هذه السلسلة تُبدي إتّجاءاً عامّاً (exhibts a Trend)³، وفي هذا الصّدّد فإننا نميّز بين متقاربتين⁴ أساسيتين⁵ لوصف هذا الإتّجاه العام. ترتكز الأولى على ما يُسمّى بالاتّجاه العام الزمّني المحدّد (Deterministic Time Trend) أمّا الثّانية فتهمّ بالحالة التي يكون فيها هذا الإتّجاه العام ذو طبيعة عشوائية (Stochastic Trend).

إنطلاقاً من هذه الفكرة -وبما أنّ كلاً من التّوعين يحتاج إلى معاملة خاصّة- نجد أنّ Nelson و plosser (1982)⁶، يميّزان بين نوعين أساسيين من السلاسل الزمنية غير المستقرّة -يختلفان في العديد من الخصائص⁷- هما: السلاسل الزمنية المستقرّة حول اتّجاه عام (Trend-Stationary)، والسلاسل الزمنية المستقرّة الفروقات (Difference-Stationary).

¹ هذه الإحصائية هي عبارة عن تعديل للإحصائية Q في العينات المتوسطة والصغيرة الحجم.

² G. M. Ijung and G. P. E. Box, «on the Measure of Lack of Fit in Time Series Models», Biometrika, vol.66, 1978, PP. 66-72.

³ G. S. Maddala (1992), P.258.

⁴ J. D Hamilton, «time series analysis», princeton university press, United Kingdom, 1994, P. 435.

⁵ للتعرّف على مقاربات أخرى، أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP.447-451 and F. Hayashi (2000), PP.563.

⁶ C. R. Nelsson and C. I. Plosser, «Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some evidence and implications», Journal of monetry economics, vol.10, 1982, PP.139-162.

⁷ لتفاصيل أوفى، حول الموضوع، أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP.438-444

1.2. السلاسل الزمنية المستقرة حول اتجاه عام (TS):

إذا افترضنا أنه يمكن كتابة سلسلة زمنية "X" كمجموع دالة محددة للزمن () ، ومركبة عشوائية

مستقرة ، فإن هذه السلسلة الزمنية تكون من النوع (TS) وتكتب كما يلي¹:

$$(2.13) \dots \dots \dots = () +$$

إن أبسط مثال عن هذا النوع من السلاسل الزمنية، هو الحالة التي تكون فيها () عبارة عن دالة كثير

حدود من الدرجة "1"، و عبارة عن تشويش أبيض بمتوسط معدوم وتباين قدره "σ" كما يلي:

$$(2.14) \dots \dots \dots X = \alpha + \beta t +$$

بسُهولة يمكن ملاحظة أن السلسلة X في العبارة (14.2) غير مستقرة حيث أن متوسطها مرتبط بالزمن "t"

كما توضحه العبارة التالية:

$$(2.15) \dots \dots \dots () = (+ +) = +$$

في المقابل، فإنه وبمعرفة قيمة المعلمات α و β -بواسطة تقدير الإنحدار (14.2) باستخدام طريقة تقدير

مناسبة، ولتكن "OLS" في هذه الحالة²- يمكن تحويل X إلى سلسلة مستقرة عن طريق طرح الكمية

(α + βt) من قيمة X في كل لحظة "t"، حيث تكون السلسلة الناتجة عن هذه العملية (Trend-

eliminated series)، والمتمثلة في بواقي المربعات الصغرى العادية- هي عبارة عن سلسلة زمنية مستقرة.

إذ أنها تحقق: $\sum = 0$ و $\sum = 0$.

ما تجدر الإشارة إليه، هو أنه في هذا النوع من السلاسل الزمنية، يكون الأثر المترتب عن حدوث

صدمة عشوائية، عبارة عن أثر مؤقت وعابر (Transient)، حيث أنه يتناقص مع مرور الزمن³.

2.2. السلاسل الزمنية المستقرة الفروقات (DS):⁴

كما ذكرنا أعلاه، فإنه يوجد شكل آخر من أشكال اللا إستقرارية، لا يتعلّق فقط بوجود مركبة الإتجاه

العام المحدد، بل إن مصدر عدم الإستقرارية يكون عشوائي وغير محدد. حسب هذه المقاربة فإن العديد من

السلاسل الزمنية العشوائية، التي لا تحقق شروط الإستقرارية يمكن تحويلها إلى سلاسل مستقرة بمجرد

¹ G. S. Maddala (1992), P. 258

² لتفاصيل أكثر أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP. 454-460

³ للمزيد من التفصيل، أنظر: ⁴ J. D. Hamilton (1994), P. 442; and J. Johnston, J. Dinardo, «Econometric Methods», 4th edition, Mc Graw – Hill, New York, 1997, PP.221-222.

⁴ إن تعريف هذا النوع من السلاسل الزمنية يرتكز على وجود جذور أحادية (على الأقل وجود جذر يساوي 1) ضمن كثير الحدود المرافق لديناميكية الإنحدار الذاتي للسلسلة.

إخضاعها إلى مرشح فروقات من الدرجة الأولى، "d" مرة¹. هذا النوع من السلاسل الزمنية يُسمى بالسلاسل الزمنية مستقرة الفروقات، من الدرجة "d"، والتي يمكن كتابتها كما يلي:

$$(1 - L)^d X_t = \dots \dots \dots (2.16)$$

حيث: L: هو عبارة عن معامل التأخير².

هو عدد مرّات إجراء الفروقات الأولى للحصول على سلسلة مستقرة³، وتُسمى أيضاً درجة التّكامل.

هي عبارة عن سلسلة زمنية مستقرة.

لاستخلاص الخصائص الجوهرية لهذا النوع من السلاسل الزمنية، يُعتبر نموذج السّير العشوائي مع

إنحراف β ("Radom Walke with drift") بمثابة مثال نموذجي لهذا الغرض. هذا الأخير يُكتب كما يلي:

$$X_t = X_{t-1} + \beta + \dots \dots \dots (2.17)$$

حيث: : هو عبارة عن تشويش أبيض بمتوسط قدره "صفر" و تباين قدره σ .

بالتعويض الخلفي والتراجعي نجد أنّه يمكن كتابة (17.2) كما يلي:

$$X_t = X_0 + \beta t + \dots \dots \dots (2.18)$$

إنطلاقاً من (18.2) يمكن بسهولة ملاحظة أنّ كل من متوسط وتباين X يتغيّران مع تغيّر الزمن، وهو

ما يُعتبر خرق واضح لشروط الإستقرارية المُعرّفة أعلاه.

يُعطى متوسط X و تباينها على الترتيب كمايلي:

$$E(X_t) = X_0 + t\beta \dots \dots \dots (2.19)$$

$$\text{var}(X_t) = t\sigma^2 \dots \dots \dots (2.20)$$

يمكن كتابة (17.2) كما يلي:

$$X_t - X_{t-1} = (1 - L)X_t = \Delta X_t = \beta + \dots \dots \dots (2.21)$$

من العبارة الأخيرة (21.2) يمكن بسهولة ملاحظة أنّ السلسلة ΔX_t - والتي هي عبارة عن الفرق الأول

للسلسلة "X" - هي سلسلة مستقرة.

خلاقاً لما هو عليه الحال بالنسبة لحد الخطأ في المعادلة (14.2)، فإنّ هذا الأخير في المعادلة (18.2)

هو عبارة عن تراكم لمجموعة من الصّدّمات العشوائية ($\sum \epsilon_t$)، وهذا ما يُترجم خاصيةً أساسيةً من

¹ تكون السلسلة الزمنية غير المستقرة X متكاملة من الدرجة "d"، إذا كان كثير الحدود المُعرّف بدلالة معامل التأخير "L"، المرافق لمركبة الإنحدار الذاتي للسلسلة X يقبل "d" جذر أحادي.

² إذا كان: L هو عبارة عن معامل التأخير فإن: $L X_t = X_{t-1}$

³ نقول عن السلسلة الناتجة أنها عبارة عن سلسلة متكاملة من الدرجة "d" ونرمز لها بالرمز: $X \sim I(d)$ ، حيث: $d = 1.2$ ، كما تجدر الإشارة إلى أنّ السلاسل الزمنية المستقرة هي سلاسل زمنية متكاملة من الدرجة "صفر"، لتفاصيل أكثر أنظر: D. N. Gujarati (2003), PP. 804-805

خصائص السلاسل (DS)، والمتمثلة في استمرار أثر الصدمات العشوائية¹ (the Persistence of Radom Shocks)، بحيث أنّ الصدمة تكون ذات ذاكرة غير منتهية (Infinite Memory). على حد تعبير "Kerry Patterson": «السيرورة العشوائية تتذكر الصدمة إلى الأبد»².

3. إختبارات اللا إستقرارية:

من الناحية العملية، فإنّ تحديد السلاسل الزمنية غير المستقرة، ومن ثمّ تحويلها إلى سلاسل زمنية مستقرة باستخدام الطريقة المثلى³، يُعدّ أمرًا شديد الأهمية. إذ أنّ نتائج سوء التمييز بين السلاسل الزمنية (DS) و (TS) تتعدّد على المستويين الإحصائي والإقتصادي⁴. وهنا تبرز أهمية إختبارات اللا إستقرارية كأداة فعّالة تساعدنا في عملية اتّخاذ القرار.

1.3. التّحليل البياني:

قبل إخضاع السلسلة الزمنية المدروسة لأيّ إختبار رسمي، يُستحسن تمثيلها بيانيًا بدلالة الزمن، إذ أنّ المنحنى البياني الناتج عن هذه العملية يُعدّ بمثابة إشارة أولية عن الطّبيعة المحتملة للسلسلة الزمنية⁵، فمثلاً، إذا كان هذا المنحنى يُظهر إتّجاهًا عامًا (إلى الأعلى أو إلى الأسفل)، فإنّ ذلك سيترك إنطباع أولي مفادُه أنّ السلسلة الزمنية محلّ الدّراسة، هي سلسلة غير مستقرة، حيث أنّ متوسّطها يكون متغيّر مع الزمن. من جهة أخرى فإنّه يمكن تدعيم هذه الملاحظات، من خلال دراسة التّمثيل البياني لدالة الإرتباط الذاتي المقدّرة (Correlogram)، واختبار المعنوية الإحصائية لمعاملات هذه الأخيرة، فعدد القيم الواقعة خارج مجال النّقة الموضّح في العبارة (9.2)، وكذا شكل تناقص هذه القيم، يمكن أن يعطينا فكرة عن مدى إستقرارية السلسلة الزمنية. فمثلاً إذا كان معامل الإرتباط الذاتي ينطلق من قيمة مرتفعة (تقع خارج مجال النّقة)، ثم يتّجه نحو "الصّفّر" ببطء، فإنّنا يمكننا أن نخلص إلى عدم إستقرارية السلسلة المدروسة.

2.3. إختبارات الجذر الأحادي : (Unit Root Test)

¹ يمكن توضيح هذه النّقطة أكثر باستخدام فكرة المضاعفات الديناميكية، أنظر: J. D. Hamilton (1994), P.443

² D. N. Gujarati (2003), P. 799.

³ إنّ الطّريقة المثلى لمعالجة السلاسل الزمنية من نوع (Ts) هي تقدير إنحدار على الزمن، في حين تُعدّ طريقة الفروقات المتتالعة (successive differencing) أمثل طريقة لمعالجة السلاسل (DS).

⁴ لأكثّر تفاصيل حول هذه النّقطة أنظر: C. R. Nelson, H. Kang, «Pitfalls in The Use Of Time as an Explanatory Variable in Regression», Journal of Business and economic statistics, Vol.2, January 1984, PP.73-82; Sandrine lardic & valérie. Mignon, «Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières», ed, economica, paris, 2002, PP. 126- 128 ; R. Bourbonnais & M. Terraza, «Analyse des séries temporelles en économie», Presses universitaires de France, Paris, 1998, PP.143-146 ; F. Hayashi (2000), PP. 560-562; and G. S. Maddala (1992), PP. 581-582.

⁵ D. N. Gujarati (2003), P. 807.

بالموازاة مع التحاليل البيانية السابقة فإننا نكون بحاجة إلى إختبارات أكثر صرامة، للفصل في موضوع إستقرارية المتغيرات المدروسة، وهو ما يمكن أن تقدّمه لنا إختبارات الجذر الأحادي¹، التي تسمح لنا بتأكيد إستقرارية السلسلة الزمنية من عدمها، و كذا تحديد نوع اللا إستقرارية في حالة وجودها. لقد كانت المواضيع المتعلقة باختبار وجود الجذر الأحادي ضمن السلاسل الزمنية الممتلئة لمختلف المتغيرات الإقتصادية من بين أهمّ المواضيع التي شدّت الكثير من انتباه وعناية المختصين في ثمانينات القرن الماضي، حيث فُرد عدد المقالات الواردة في هذا المجال بالمئات². وفي ظل هذا الإهتمام المتزايد تمّ تطوير العديد من الإختبارات³، إنطلاقاً من الأعمال الأساسية لـ: Fuller (1976) و Dickey-Fuller (1981)- (1979)، والتي أفرزت عن واحدٍ من أهمّ الإختبارات وأكثرها استعمالاً.

1.2.3. إختبار ديكي-فولر البسيط DF (1979):

إنّ نقطة الإنطلاق في إختبارات الجذر الأحادي هي النموذج التالي:

$$X = \rho X + \epsilon \dots \dots \dots (2.22)$$

مع: y : مُتَبَتَّة و $\epsilon \sim i.i.d.(0, \sigma)$

حسب قيمة المعلمة " ρ " نَمَيِّز بين ثلاث حالات ممكنة⁴:

($|\rho| < 1$): السلسلة X مستقرّة، حيث أنّ المشاهدات الحالية لها وزن أكثر أهمية من المشاهدات الماضية.

($\rho = 1$): السلسلة X غير مستقرّة (كما هو الحال بالنسبة للسلسلة الموضحة في العبارة (17.2)) إذ إنّ المشاهدات الحالية والماضية تلعب نفس الدور.

($|\rho| > 1$): السلسلة X غير مستقرّة، حيث أنّ تباينها يرتفع بصفة أسية مع الزمن " t ". والمشاهدات الماضية، يكون لها وزن أكبر من المشاهدات الحالية (في هذه الحالة نتحدّث عن ما يُسمّى بـ: سلسلة متوتّرة (explosive)).

في إطار إختبارات الجذر الأحادي نهتمّ بالحالة التي يكون فيها ($\rho = 1$). إذ أنّ ديكي وفولر قاما باقتراح إختبار أحادي الجانب على اليسار، يركّز على اختبار الفرضية:

$$H : \rho = 1 \text{ (السلسلة تتبع نموذج سيرعشوائي)} \dots \dots \dots (2.23)$$

$$H : |\rho| < 1 \text{ (السلسلة مستقرّة تقاربياً)}$$

¹ مع هذا فإنّ هذه الإختبارات تعاني من بعض النقصان. لأكثر تفاصيل حول الموضوع أنظر: J.H. cochrane, «A critique of the Application of the Unit Root Tests», Journal of Economic Dynamics and control, Vol.15, No.2, 1991, PP.275-284; D.N. Gujarati (2003), PP. 818-820; G.S. Maddala (1992), PP. 581-588; and S. Lardic, & V. Mignon (2002), PP.163-165.

² G. S. Maddala (1992), P. 581

³ أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP.486-532 ; S. Lardic & V. Mignon (2002), PP.131-185 and G. Bresson &

A. Pirotte (1995), PP.418-431.

⁴ G. Bresson, & A. Pirotte (1995), P. 419.

إنطلاقاً من أحد النماذج التالية¹:

$$\Delta = + \dots \dots \dots (2.24) \quad \text{(I)}$$

$$\Delta = + + \dots \dots \dots (2.25) \quad \text{(II)}$$

$$\Delta = + + + \dots \dots \dots (2.26) \quad \text{(III)}$$

حيث: $\epsilon \sim i.i.d. (0, \sigma)$ و $= -1$

فاختبار الفرضية (23.2) يكافئ إختبار الفرضية:

$$\begin{aligned} H : \varphi = 0 \\ H : |\varphi| < 0 \end{aligned} \dots \dots \dots (2.27)$$

في أحد النماذج (24.2)، (25.2) أو (26.2)².

لاختبار الفرضية (27.2)، يقترح ديكي وفولر نوعين من الإختبارات³. يعتمد الأول على التوزيع المقيد (The Limiting Distribution) لمقدر "OLS" لمعاملات النماذج الثلاث السابقة، أما الثاني فإنه يقوم على حساب الإحصائية t -ستودنت. المشكل المطروح في هذه الحالة هو أنه وفي ظل $H (\varphi = 0)$ ، التوزيعات المقيدة لا تكون طبيعية معيارية (ولا حتى تقاربياً)، كما أن الإحصائية "t" لا تتبع توزيع ستودنت العادي⁴ ولهذا قام الباحثان بتشكيل عبارات خاصة لحساب مقدرات "OLS"، لكل معلمة من معاملات النماذج الثلاث وكذا عبارات لحساب الإحصائية "t" لكل منها (النتائج موضحة في الجدول (02) من الملحق (02))، حيث أن Fuller (1976)⁵ و Dickey-Fuller (1979)⁶ قاما بجدولة القيم الحرجة لهذين الإختبارين، لكل نموذج من النماذج الثلاث بالنسبة لعينات ذات أحجام مختلفة. باستخدام النموذج المناسب من بين النماذج الثلاث المقترحة⁷، فإنه إذا كانت قيمة المحسوبة أكبر من قيمتها المجدولة المستخرجة من جداول (Dickey-Fuller)، فإننا نقبل H ونقرّ بعدم إستقرارية السلسلة الزمنية المدروسة، والعكس صحيح.

2.2.3. إختبار ديكي-فولر المطور (1981): (ADF)

في ظل إختبار ديكي-فولر البسيط، يتم تقدير النماذج (24.2)، (25.2) و (26.2) تحت افتراض أساسي يتعلّق بغياب الإرتباط الذاتي للأخطاء في هذه النماذج، وهو الإفتراض الذي قلّمنا يتحقّق عملياً. إذ أن هذه

¹ S. Lardic, & V. mignon (2002), P.136.

² الجدول (01)، في الملحق (02) يوضّح شكل الفرضية H ، والفرضية البديلة H ، في كل نموذج من النماذج الثلاث.

³ يمكن إختبار فرضيات مجمعة من الشكل: $H : (\varphi, \lambda, \delta) = (0,0,0)$ أو $H : (\varphi, \lambda, \delta) = (0, \lambda, 0)$ أو $H : (\varphi, \gamma) = (0,0)$

باستخدام إختبار كسر الإحتمال المقترح من طرف Dickey-Fuller (1981). لتفاصيل أكثر أنظر: D.A. Dikey and W A. Fuller, «Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With a Unit Root», Econometrica, Vol. 49, NO.4, 1981, PP. 1057-1072.

⁴ لإكثر تفاصيل أنظر: G. Evans and N. E. Savin, «Testing for Unit Roots I», Econometrica, Vol.49, 1981, PP.753- 779, and «Testing for Unit Roots II» Econometrica, Vol.52, 1984, PP.1241-1269 and J.D. Hamilton (1994), PP.475-503.

⁵ W. A. Fuller, «Introduction to Statistical Time Series», John Wiley & sons, New York, 1976, Table.8, 5, 2.

⁶ D.A. Dikey and W. A. Fuller, «Distribution of The Estimators For Autoregressive Time Series With a Unit Root», Journal of the American Statistical Association, Vol.74, 1979, PP.427-431.

⁷ يتم إجراء الإختبار باستخدام أحد النماذج الثلاث فقط، لذلك ولتجنّب ما يُسمّى بأخطاء التحديد نتبع الإستراتيجية التتابعية الموضحة في الشكل (01) من الملحق (02).

النماذج لا تحتوي على متغيرات مفسرة عدا X ، مما يضاعف احتمال ارتباط الأخطاء فيما بينها، والذي يكون نتيجة حتمية لإهمال بعض التأخيرات المهمة¹.

لمراعاة إمكانية وجود ارتباط ذاتي للأخطاء، اقترح Dickey-Fuller (1981) توسيع (Augmenting) المعادلات الثلاث السابقة عن طريق إضافة قيم مؤخرة للمتغيرة ΔX ، لتأخذ النماذج المستعملة في الإختبار في هذه الحالة الشكل التالي²:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_1 \Delta X_{t-1} + \beta_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \beta_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \epsilon_t \quad (2.28)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_1 \Delta X_{t-1} + \beta_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \beta_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \epsilon_t \quad (2.29)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_1 \Delta X_{t-1} + \beta_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \beta_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \epsilon_t \quad (2.30)$$

حيث: $\epsilon_t \sim i.i.d. 0, \sigma$ (= $\omega - \sum \theta \cdot \omega$) أين: $\omega \sim AR(p-1)$

$$\phi = (\rho - 1)(1 - \theta - \dots - \theta^{p-1})$$

و:

يبقى أن نشير إلى أنّ عملية تنفيذ إختبار "ADF" لا تختلف كثيراً عن مثلتها بالنسبة لاختبار "DF" البسيط، حيث يتم الإعتماد على نفس الإستراتيجية التتابعية لاختيار النموذج المناسب من بين النماذج (28.2)، (29.2) أو (30.2)، كما أن ديكي وفولر قد أثبتا أنّ قوانين المقدرات في هذه النماذج هي نفسها تلك الخاصة بالنماذج (24.2)، (25.2) و (26.2)³، ولذلك فإنّه يمكننا الإستعانة بنفس الجداول المستعملة في الإختبار السابق لإستخراج القيم الحرجة للإحصائيات المحسوبة.

ملاحظة (2.2):

عند تطبيق إختبار "ADF" نكون بحاجة إلى تحديد عدد التأخيرات الأمتل (إدراج تأخيرات كافية لإزالة الإرتباط الذاتي للأخطاء)⁴، ولتحقيق هذا الغرض يمكننا الإستعانة ببعض الأدوات الإحصائية مثل: معايير المعلومات (Schwarz or Akaike)، أو استخدام إحصائيتي Box-Pierce أو Ijung-Box ، لإختبار الإرتباط الذاتي بعد كل تأخير مُضاف، حيث نتوقف عند أول تأخير نقبل من أجله الفرضية الصفرية التي تفترض غياب الإرتباط الذاتي للأخطاء⁵.

¹ J. Jhonston, and J. Dinardo (1997), P. 226.

² S. Lardic & V.mignon (2002), P.146.

³ F. Hayashi (2000), PP.574-591 and J. D. Hamilton (1994), PP.516-530

⁴ Schwert (1989) بين أنّ أفضل إختبار هو إختبار ADF مع "P" كبيرة بقدر كافي. لتفاصيل أكثر أنظر: G. W. Schwert , «Tests for Unit Roots :A Monte Carlo Investigation» Journal of Business and Economic Statistics, Vol.7, 1989, PP.147-159.

⁵ لأكثر تفاصيل أنظر: F. Hayashi (2000), PP.592-595; and S. Lardic & V. mignon (2002), P.147.

المبحث 02: نماذج أشعة الانحدار الذاتي "VAR":

إذا أردنا إجراء دراسة تتضمن القيام بتحليل أي مجموعة من المتغيرات في شكل سلاسل زمنية، فإننا وفي مرحلة من مراحل هذه الدراسة نكون بحاجة إلى معرفة مدى ترابط هذه المتغيرات فيما بينها (Interdependance). وفي هذا الصدد نجد أن عملية تقدير نموذج معادلات آنية يحتوي على تأخيرات كل المتغيرات¹، يمكن أن تقي بالغرض. لكن المشكل المطروح في هذه الحالة هو أن عملية بناء وتقدير هذا النوع من النماذج تتضمن اتخاذ نوعين من التدابير: أولاً: تقسيم متغيرات الدراسة إلى مجموعتين وهما: مجموعة المتغيرات الداخلية (Endogenous)، ومجموعة المتغيرات الخارجية (Exogenous). ثانياً: اللجوء إلى وضع بعض القيود على الوسائط بغية الحصول على نموذج مميز² (either exactly or over).

حسب «Sims (1980)» فإن كل من التدابير المذكورة أعلاه يتضمن العديد من القرارات الذاتية (Arbitrary)، وهو ما يمكن اعتباره نقطة من نقاط ضعف ما يسمّى بالنمذجة الهيكلية. بالنسبة لـ "Sims" فإن وجود علاقة آنية حقيقية (True Simultaneity) بين مجموعة المتغيرات، يستدعي ضرورة معالجة هذه المتغيرات على قدم المساواة (Treated On An Equal Footing)، ودون تمييز مسبق (A Priori) بين المتغيرات الداخلية والمتغيرات الخارجية³. على هذا الأساس قام "Sims" باقتراح البديل للنماذج الهيكلية من خلال ما يُسمّى بمقاربة نماذج أشعة الانحدار الذاتي⁴ (The Vector Autoregressions Approach). حيث تُعتبر هذه الأخيرة بمثابة تعميم لنماذج الانحدار الذاتي (AR) لـ «Box-Jenkins (1970)»، وهي تنطلق من الفرضية التي مفادها أنه يمكن تقديم وصف شامل ودقيق لتطور النظام (الهيكل) الإقتصادي من خلال وصف السلوك الديناميكي لشعاع يتكون من "N" متغيرة تابعة خطياً للماضي⁵.

1. تقديم النموذج "VAR" : (VAR Model Representation)

1.1. مثال تمهيدي: (الشكل البدائي لنماذج "VAR")⁶:

إذا كان لدينا متغيرتين، في شكل سلسلتين زمنيتين مستقرتين و $t \in \mathbb{Z}$ ، فإن الشكل البدائي (الهيكل) لنموذج الانحدار الذاتي ذو درجة التأخير "p" لهتين المتغيرتين، هو ذلك النموذج الذي يرصد (Captures) آثار التغذية العكسية (Feedback Effects) بينهما من خلال إدراج قيمهما الحالية والماضية في

¹ هذا النوع من النماذج يسمّى بـ: "نماذج المعادلات الآنية الديناميكية" (dynamic simultaneous equations models)

² G. S. Maddala (1992), P.578.

³ D.N. Gujarati (2003), P.848.

⁴ في هذا النوع من النماذج تُعامل كل المتغيرات على أنها متغيرات داخلية، كما يمكن النظر إليها - ببساطة - على أنها عن شكل مختصر لبعض نماذج المعادلات الهيكلية الآنية. أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP. 326-327.

⁵ S. Lardic & V. mignon (2002), P.83.

⁶ Primitive var model

النظام، حيث تُكتب كل متغيرة كدالة لقيمتها الخاصة الماضية (المؤخرة) بالإضافة إلى القيم الحالية والماضية للمتغيرة الأخرى كما يلي¹:

$$\begin{cases} = + + - + \\ \dots \dots \dots (2.31) \\ = + + - + \end{cases}$$

حيث: ε و W هما عبارة عن تشويش أبيض (White Noise) بتباين σ و σ على الترتيب. وهما مستقلين عن بعضهما البعض إذ أن: $\varepsilon_t = 0, \forall t \in \mathbb{Z}$. يمكن كتابة النظام (31.2) في شكله المصفوفي كما يلي:

$$W = + + \dots \dots \dots (2.32)$$

حيث: $W = (\quad)$; $= (\quad)$; $= (\quad)$; $= (\quad)$; $= (\quad)$; $= (\quad)$ و: $(\quad) = \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \\ & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$

في النظام الموضّح بـ (31.2) أو (32.2)، المعلمتين و تمثلان الآثار الفورية (Contemporaneous Effects) التي يخلفها تغيير قدره وحدة واحدة في كل من و على كل من و على التوالي. أما الحدود العشوائية فهي عبارة عن صدمات أو تجديدات (Innovations) في و على التوالي، بحيث نلاحظ أنه إذا كان: $\neq 0$ فإن: يكون له تأثير حالي (فوري) غير مباشر على وإذا كان: $\neq 0$ فإن: يكون له تأثير حالي غير مباشر على . إن ظهور المتغيرات الداخلية في كلا طرفي المعادلتين للنظام (31.2)، يجعل عملية تقدير معالمته عملية غير ممكنة دون اللجوء إلى وضع بعض القيود الإضافية، وهو ما يمكن تفاديه من خلال اللجوء إلى كتابة هذا النظام في شكله المختصر أو المعياري (Reduced or Standard Form).

بافتراض أن المصفوفة W هي مصفوفة غير شاذة فإنه يكفي ضرب طرفي النظام (32.2) بالمصفوفة W من اليسار للحصول على الشكل المختصر له، والذي يُكتب كما يلي:

$$= + \phi + \dots \dots \dots (3.33)$$

حيث: $= W, \forall [0,]$ و $= W, \forall \in \mathbb{Z}$

¹ S. Lardic & V. mignon (2002), P.84.

النظام (33.2) يمكن كتابته كما يلي:

$$\begin{cases} = + + \sim + \\ \dots \dots \dots (2.34) \\ = + + \sim + \end{cases}$$

في النظام (34.2)، التجديدات و هي دالة للتجديدات الهيكلية و ، إذ أنها تُعطى كما يلي:

$$= \dots \dots \dots (2.35); \quad = \dots \dots \dots (2.36)$$

$$() = () = 0 \dots \dots \dots (2.37) \quad \text{نلاحظ أن:}$$

$$= = 0 ; \forall \in \mathbb{Z}^* \dots \dots \dots (2.38) \quad \text{و:}$$

تباينات هذه التجديدات تعطى كما يلي: (تباينات ثابتة ومستقلة عن الزمن)

$$() = \frac{+}{(1 -)} \dots \dots \dots (2.39); \quad () = \frac{+}{(1 -)} \dots \dots \dots (2.40)$$

أما التباينات المشتركة لهاتين التجديديتين فتعطى بالعلاقة التالية:

$$() = \begin{cases} - \frac{+}{(1 -)} ; h = 0 \\ 0 ; h \neq 0 \end{cases} \dots \dots \dots (2.41)$$

من خلال العلاقة الأخيرة يبدو جلياً أن التجديديتين و ، يمكن أن تكونا مرتبطتين فورياً حتى في حالة إستقلالية تجديدات الشكل الهيكلية و عن بعضهما البعض، والحالة الوحيدة التي تكون فيها هاتين التجديديتين مستقلتين، هي حالة عدم وجود أثر حالي متبادل بين و أي: = = 0

2.1. الشكل العام لنماذج "VAR":

إذا أردنا تعميم المثال السابق على الحالة التي تكون فيها X عبارة عن موجه عمود يحتوي على N

متغيرة مختلفة (N مركبة)، فإن نموذج شعاع الانحدار الذاتي من الدرجة "p"، VAR(p) يُعطى كما يلي¹:

$$X = \phi + \phi X + \phi X + \dots + \phi X + \dots \dots \dots (2.42)$$

حيث: ϕ : هو عبارة عن شعاع ثوابت (N × 1).

ϕ : هي عبارة عن مصفوفات (N × N) لمعاملات الانحدار مع: = 1, 2, ...,

: هو شعاع (N × 1) يتكون من N مركبة تملك سلوك تشويش أبيض²، يتمتع بالخصائص التالية³:

$$() = 0, \forall \dots \dots \dots (2.43)$$

¹J. D. Hamilton (1994), P. 257.

² يُطلق على عناصر هذا الشعاع عدة تسميات هي: التّجديدات (innovations)، الصّدّات (Shocks)، الذّوافع (Impulses) وإضطرابات أو تشويشات عشوائية (Random Disturbances).

³ J. D. Hamilton (1994), P. 258.

$$\begin{pmatrix} \Omega \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Omega; s = t \\ 0; \neq \end{pmatrix} \dots \dots \dots (2.44)$$

مع: Ω هي عبارة عن مصفوفة $(N \times N)$ محددة موجبة ومتناظرة.

هذا يعني أنّ التجديدات غير مرتبطة تسلسلياً (Serially)، ولكنها يمكن أن تكون مرتبطة في لحظة ما (Contemporaneously).

باستخدام فكرة معامل التأخير (Lag Operator) يمكن كتابة (42.2) كما يلي¹:

$$\phi(L)X = \phi + \dots \dots \dots (2.45)$$

في حين يُعرّف كثير الحدود $\phi(L)$ كما يلي:

$$\phi(L) = (I - \phi L - \phi L - \dots - \phi L) \dots \dots \dots (2.46)$$

إن: $\phi(L)$ هي عبارة عن مصفوفة $(N \times N)$ لكثيرات حدود لمعامل التأخير "L". حيث يكون العنصر الذي يقع على الصف و العمود لهذه المصفوفة عبارة عن كثير حدود سلمي لـ "L" كما يلي²:

$$\Phi(\) = (- \Phi^{()}L - \Phi^{()}L - \dots - \Phi^{()}L) \dots \dots \dots (2.47)$$

حيث: $= 1$ إذا كان $= 0$ و إذا كان \neq .

3.1 شروط الإستقرارية: (Conditions for Stationarity)³

إن شروط الإستقرارية التي تم إدراجها ضمن تعريف الإستقرارية الضعيفة -أو إستقرارية التباين المشترك (Covariance-Stationarity)- في حالة السلاسل الزمنية أحادية المتغيرات (Series) (Univariate Time)، تبقى صالحة في حالة دراسة السلاسل الزمنية متعددة المتغيرات (Multivariate Time Series)، حيث أن شعاع المتغيرات $X (N \times 1)$ ، يكون مستقر التباين المشترك إذا فقط إذا كان كل من العزم الأول والعزم الثاني لهذا الشعاع مستقلين عن الزمن "t"، أي⁴:

$$\begin{pmatrix} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \end{pmatrix}, \quad \forall, \dots \dots \dots (2.48)$$

$$\begin{pmatrix} \end{pmatrix} = (h), \forall h \in \mathbb{Z} \dots \dots \dots (2.49)$$

إذا كان شعاع المتغيرات X يقبل التمثيل VAR(P) كما هو موضح في العبارة (42.2)، فإنه يمكن

كتابته على شكل نموذج VAR(1) كما يلي⁵:

$$= \phi + \phi + u \dots \dots \dots (2.50)$$

حيث:

¹ J. D. Hamilton (1994), P. 258.

² J. D Hamilton (1994), P.258.

³ يكون النظام "VAR" مستقراً إذا و فقط إذا كان يتكون من متغيرات كلها مستقرة.

⁴ J.D Hamilton (1994), P.258.

⁵ S. Iardic & V. Mignon (2002), P.86.

$$\phi = \begin{pmatrix} \phi & \phi & \dots & \phi \\ I & 0 & \dots & 0 \\ 0 & I & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & I \end{pmatrix} \quad ; \quad \phi = \begin{pmatrix} \phi \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

و:

$$() = 0 ; \text{ غير ذلك } \dots \dots \dots (2.51)$$

$$Q = \begin{pmatrix} \Omega & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \end{pmatrix} \quad \text{أين:}$$

من خلال العبارة (50.2) يمكن أن نلاحظ بوضوح أنّ سلوك مكونات الشعاع (N × 1) يخضع لخصائص المصفوفة φ، ولهذا فإنه يمكن أن نبيّن أنّ تحقق شروط الإستقرارية المذكورة أعلاه، يمكن أن يتم بلوغه من خلال وضع بعض القيود على القيم الذاتية (Eigenvalues) الخاصة بهذه المصفوفة¹.

إنّ القيم الذاتية للمصفوفة φ تحقق العلاقة التالية:

$$I \lambda - \phi \lambda - \phi \lambda - \dots - \phi = 0 \dots \dots \dots (2.52)$$

وبذلك فإنه يمكن القول النّظام "VAR" الممثل للشعاع X هو عبارة عن نظام "مستقر" إذا كانت كل القيم المحقّقة للعلاقة (52.2) تقع داخل دائرة الوحدة² (lie inside The Unit Circle).

ملاحظة (3.2):

بصفة مكافئة، يمكن التعبير عن شرط الإستقرارية أعلاه بدلالة جذور محدّد مصفوفة كثيرات الحدود الموضّحة في العبارة (46.2)، بحيث يمكن القول أنّ النّموذج VAR "مستقر" إذا كانت كل القيم المحقّقة للعلاقة:

$$I - \phi \lambda - \phi \lambda - \dots - \phi \lambda = 0 \dots \dots \dots (2.53)$$

تقع خارج دائرة الوحدة (كلها ذات قيمة أكبر من الواحد الصّحيح)³.

4.1. الصيغة VMA (∞) القانونية⁴ لنموذج VAR(P):

¹ لأكثر تفاصيل أنظر: J. Johnston & J. Dinardo (1997), PP. 287-295, and J. D. Hamilton (1994), PP.259, 285-286.
² يمكن التعبير عن ذلك رياضياً بـ: $|\lambda| < 1$
³ لأكثر تفاصيل أنظر: G. S. Maddala (1992), PP.579-580, 298-303 and J. D. Hamilton (1994), P.259.
⁴ يتعلّق الأمر بتمثيل النّموذج القانوني (canonical) () على شكل (∞) ، وفي هذا الصّدق فإنّ مصطلح "قانوني" يُطلق على نموذج غير مُقيّد مثل ذلك الموضّح في العبارة (2.42).

إذا كانت شروط الإستقرارية المذكورة أعلاه محققة فإنه - وحسب نظرية التّفكيك لـ "H. Wold" (1938)¹ - يمكن كتابة نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR(P) الموضّح بالعبارة (42.2) على شكل شعاع متوسّطات متحرّكة لا نهائي VMA(∞) (يمكن التّعبير عن X كمجموع متقارب (Convergent Sum) لماضي (كما يلي:

$$X = \mu + \Psi u = \mu + \Psi(L) \dots \dots \dots (2.54)$$

$$\mu = E(X_t) = [\phi(1)]^{-1} \cdot \phi_0 = \Psi(1) \cdot \phi_0 \dots \dots \dots (2.55) \quad \text{حيث:}$$

$$\Psi(L) = \sum \Psi L = [\phi(1)] \dots \dots \dots (2.56) \quad \text{و:}$$

بالإضافة إلى ذلك فإن: { Ψ } تحقّق:

$$\Psi = I \dots \dots \dots (2.57)$$

كما أن المجموع المطلق لعناصر هذه المصفوفات هو عبارة عن مجموع منتهي²:

$$\sum (\Psi) < \infty, \forall i \geq 1, \forall (j, k) \in [1,] \dots \dots \dots (2.58)$$

ملاحظة (4.2):

يمكن الحصول على قيمّ المصفوفات Ψ إنطلاقاً من قيمّ المصفوفات ϕ بالإعتماد على العبارة التّالية³:

$$\Psi = \phi \Psi + \phi \Psi + \dots + \phi \Psi, \forall \geq 1 \dots \dots \dots (2.59)$$

حيث:

$$\Psi = 0, \quad \forall < 0 \dots \dots \dots (2.60)$$

2. تقدير نماذج "VAR":

إنّ التّقدير المباشر لنماذج VAR (direct estimation) لا يمكن إجراءه إلاّ إذا كانت كل المتغيّرات المكوّنة للنّظام هي عبارة عن متغيّراتٍ مستقرّة⁴، حيث يتم ذلك باستخدام طريقة المربّعات الصغرى العادية (OLS) -بالنسبة لنموذج VAR غير مقيد- أو باستخدام طرق تقدير أخرى إذا تعلّق الأمر بنموذج VAR مقيد (VAR هيكلي⁵، أو في حالة كون متغيّرات الدّراسة عبارة عن متغيّرات غير مستقرّة المستويات⁶).

1.2. تقدير النموذج VAR غير المقيد باستخدام (OLS)⁷:

¹ لتفاصيل أوفر حول محتوى هذه النظرية أنظر: J. H. Cochran, «Time Series For Macroeconomics and Finance», Graduate School of Business, University of Chicago, 2005, PP.43-47; W. H. Green, «Econometric Analysis», 5th edition, Prentice Hall, New Jersey, 2003. P.619-620; and G. Kirchgässner & J. Wolters. PP.21-22

² توفّر شروط الإستقرارية يضمن تحقّق هذه الخاصية.

³ للبرهان على هذه العلاقة أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP. 260-261.

⁴ J. Jhonston & J. Dinardo (1997), PP.295-296.

⁵ W. H. Green (2003), PP .595-596; and J. D. Hamilton (1994), PP.324-336.

⁶ سنناقش هذه الحالة الأخيرة لدى تناولنا لموضوع التّكامل المتزامن.

⁷ لتفاصيل أكثر حول عملية التّقدير باستخدام هذه الطّريقة أنظر: S. Iardic & V. Mignon (2002), PP. 90-94

إنّ عملية تقدير نموذج VAR(P) مثل ذلك المُعطى في العبارة (42.2) -وفي ظلّ تحقق فرضية الإستقلال الذاتي للأخطاء- هي عملية بسيطة جداً، إذ أنّ هذا النوع من النماذج ليس سوى نظام معادلات غير مرتبطة ظاهرياً (Seemingly Unrelated Regression) تحتوي معادلاته على نفس المُحدّرات¹ (With Identical Regressions). لذلك، وحسب نظرية "Zellner" (1962)²، فإنّه يمكن تقدير كل معادلة من معادلات النظام VAR(P)، على حِدا، باستخدام طريقة المربّعات الصّغرى العادية³ (حتّى في حالة وجود الإرتباط الفوري للأخطاء من معادلة لأخرى)، حيث أنّ المقدّرات المُتحصّل عليها في هذه الحالة تكون مكافئة (من حيث الفعالية)⁴، لتلك الناتجة عن عملية تقدير النظام ككل باستخدام طريقة المربّعات الصّغرى المعمّمة (GLS)⁵، أو باستخدام طريقة أعظم إحتمال (ML)، في حالة تحقّق فرضية التّوزيع الطّبيعي المتعدّد المتعدّد للأخطاء⁶.

ملاحظة (5.2):

في هذه الحالة يمكن الحصول على مقدّر (OLS) لمصفوفة التّباين- تباين مشترك للأخطاء باستخدام مجاميع متوسّطات مربّعات بواقي المربّعات الصّغرى العادية (بالنسبة للعناصر الواقعة على القطر الرّئيسي)، ومجاميع متوسّطات الجداءات النّقاطعية (Cross Products) لهذه البواقي (بالنسبة للعناصر الواقعة خارج القطر الرّئيسي)⁷.

2.2. تقدير النّموذج "VAR" المقيد:

إنّ عملية تقدير نموذج VAR(P) في شكله البدائي (الهيكلية) تستدعي اللّجوء إلى وضع بعض القيود على المعلمات (المعلمات الهيكلية)، بغية الحصول على نموذج قابل للتّقدير (مميّز). هذه القيود غالباً ما تكون عبارة عن قيود إقصاء⁸ (Exclusion Restrictions)، يؤدّي وضعها إلى حذف بعض المُحدّرات من بعض المعادلات.

في ظلّ هذه القيود تكون طريقة (OLS) -المطبّقة على كل معادلة على حِدا- غير فعّالة. ببساطة، لأنّ معادلات النظام "VAR" في هذه الحالة لا تحتوي على نفس المُحدّرات (وبالتّالي فهي لا تحتوي على نفس

¹ W. H. Green (2003), PP.588-589.

² A. Zellner, «An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests For Aggregation Bias», Journal of the American Statistical Association, Vol.57, 1962, PP.348-368.

³ لتفاصيل أكثر أنظر: J. M. Wooldridge, «Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data», The MIT Press, Press, London (England), 2002, PP.164-166; and W. H. Green, P. 343,344.

⁴ G. Kirchgässner & J. Wolters (2007), P.133.

⁵ يتعلّق الأمر بطريقة GLS القابلة للتطبيق (Feasible GLS)، والتي تطبّق بالإعتماد على عملية تكرارية.

⁶ لأكثر تفاصيل حول تطبيق طريقة ML في هذه الحالة، أنظر: Hamilton (1994), PP. 291-302.

⁷ W. H. Green (2003),P. 588.

⁸ هذه القيود قد تفرض على معلمات كل معادلة على حدى، كما أنّها قد تُربط بين معلمات عدّة معادلات

المعلومات)، كما أنّ عملية تقدير كل معادلة على حِدَا قد تؤدي إلى ضياع (إهمال) بعض المعلومات المهمة، والمُجسّدة في القيود التي تربط معادلات النظام، وبالتالي، فإنّ الطُّرق المستعملة لتقدير النظام ككل أنياً تعتبر هي الأكفأ في هذه الحالة.

يمكن النظر لنموذج "VAR" الخاضع لقيود الإقصاء المذكورة أعلاه، على أنّه نظام معادلات غير مرتبطة ظاهرياً¹، وبالتالي فإنّه يمكن تقديره باستخدام طريقة "GLS" القابلة للتطبيق (طريقة Zellner التكرارية)، والتي يؤدي تطبيقها في هذه الحالة إلى الحصول على مقدّر مكافئ لمقدّر ML². كما أنّه -وفي ظل توفّر شرط التوزيع الطبيعي المتعدّد للأخطاء- يمكن استخدام طريقة أعظم احتمال (ML) لتقدير النظام ككل، والتي يؤدي تطبيقها في هذه الحالة إلى الحصول على مقدّر فعّال لمعاملات النظام وكذلك لمصفوفة التباين- تباين مشترك للأخطاء³.

3.2. تحديد درجة التأخير المثلى لنموذج "VAR" : (Lag Length Determination)

من بين الأسئلة التي يمكن طرحها حول كيفية بناء نموذج "VAR" نجد ذلك السؤال المتعلّق بكيفية تحديد عدد التأخيرات الأمثل (كيف يمكننا تحديد عدد التأخيرات الأمثل أو المناسب؟). إنّ الإجابة عن هذا السؤال تُعدّ ضرورة ملحة، وذلك حتى نتفادى عواقب المبالغة في تضخيم (أو تقليل) عدد التأخيرات، وما يمكن أن تؤدي إليه من تشويه لهيكل وديناميكية النموذج (خاصةً إذا علمنا أنّ الافتراض بأنّ الشعاع X يسلك (Follow) سلوك شعاع إنحدار ذاتي، يعني التسليم ضمناً بأنّ "P" تأخير ستكون كافية للتعبير عن كل الارتباطات الديناميكية بين عناصر الشعاع X)⁴. ففي هذا الصدد نجد أنّ استخدام عدد تأخيرات أكثر ممّا يجب (Too Many Laged)، يؤدي إلى إلتهاام درجات الحرية، والذي يؤدي بدوره إلى فقدان معلومات مهمة في النظام، دون أن ننسى المشاكل المتعلّقة بالتعدّد الخطّي التي قد تواجهنا في هذه الحالة. أمّا استخدام عدد تأخيرات أقل ممّا يجب (Too Few Lags) فإنّه يؤدي بنا إلى الوقوع فيما يُسمّى بأخطاء التّحديد (Specification Errors)⁵.

1.3.2. إختبار كسر الاحتمال (LR):

إنّ الإختبارات التي تهتم بتحديد عدد التأخيرات الأمثل، تتركز أساساً على معرفة ما إذا كانت بعض الكتل (Blocks) المكوّنة لمصفوفة معاملات النموذج "VAR" تساوي الصفر (إختبار قيود خطية صفرية

¹ J. D. Hamilton (1994), P.315.

² W.H. Green (2003), PP.344-347.

³ لتفاصيل أكثر حول هذه العملية أنظر: Hamilton (1994), PP. 309-318.

⁴ J. D. Hamilton (1994), P.261.

⁵ D. N. Gujarati (2003), P. 849.

لمعاملات الانحدار). حيث نقوم-حسب مبدأ "من العام إلى البسيط" (general-to-simple)¹ بتقدير نموذج "VAR" من أجل درجة تأخير "q" كبيرة بقدر كافي، ثم نشرع بعد ذلك في إجراء إختبارات تخفيضية لعدد التأخيرات بصفة تنازلية (Down Form) من الدرجة "q" إلى الدرجة "p" التي تعبر عن التأخير الأمثل، حيث يتم ذلك من خلال إختبار قيود خطية من الشكل:

$$\begin{aligned} &= \phi = 0 \Rightarrow (- 1) \\ &= \phi \neq 0 \Rightarrow () \dots \dots \dots (2.61) \end{aligned}$$

نوقف الإختبار إذا تم رفض H ، ليتم إختيار درجة التأخير التي رُفضت من أجلها.

في ظل توفر فرضية التوزيع الطبيعي المتعدّد للأخطاء فإنه يمكن استعمال إحصائية كسر الإحتمال "LR" لاختبار القيود (61.2) الموضحة أعلاه²، حيث تُعطى هذه الإحصائية بالعلاقة التالية³:

$$\chi^2 = (T - m) \log \epsilon \Omega^* - \log \epsilon \Omega \sim \dots \dots \dots (2.62)$$

إذ أن: T : تمثل عدد المشاهدات المتوقّرة حول متغيّرات الشّعاع X.

m: هو عدد وسائط كل معادلة من معادلات النظام غير المقيد.

Ω : مقدر (ML) غير المقيد (في ظل H) لمصفوفة التباين- تباين مشترك للبواقي المقدرّة.

Ω^* : مقدر (ML) المقيد (في ظل H) لمصفوفة التباين- تباين مشترك للبواقي المقدرّة.

في ظل H، فإنّ الإحصائية "χ" تتبع توزيع χ ، بدرجة حرية قدرها "q" تمثل على القيود المُختبرة، والتي تُعطى في هذه الحالة ب: q = N .

يتم قبول H إذا كانت قيمة "χ" المحسوبة أقل من قيمتها الجدولة المُستخرجة من جدول توزيع χ عند درجة حرية معيّنة ومستوى معنويّ معيّن. والعكس صحيح.

2.3.2. معايير المعلومات: (Informations Criteria)

من أجل تحديد عدد التأخيرات الأمثل يمكن أن تكون الطريقة السابقة أقلّ فعاليةً (Less Effective) مقارنةً بطريقةٍ أخرى تعتمد على معايير المعلومات المقترحة لتقدير النماذج الخطية⁴، أين يتم تقدير مجموعة من النماذج (باستخدام نفس العينة)، مع عدد تأخيرات يتراوح بين 1 و q ، حيث "q" تمثل قيمة التأخير الأقصى ليتم بعد ذلك اختيار التأخير "p" الموافق لأصغر قيمة لأحد المعايير التالية⁵:

¹ W. H. Green (2003), P. 589.

² إذا كانت هذه الفرضية غير مُحقّقة فإنه يمكن الإستعانة بإحصائية Wald لاختبار الفرضيات من الشكل (2.61). لأكثر تفاصيل أنظر:

W. H. Green (2003), P.590.

³ Eviews 5 User's Guide, Quantitative Micro Software, USA, 2005, P.709.

⁴ W. H. Green (2003), P.589.

⁵ G. Kirchgässner & J. Wolters (2007), P.133.

$$^1AIC = \log \Omega + \frac{(\dots)}{\dots} \dots \dots \dots (2.63)$$

$$^2SIC = \log \Omega + \frac{(\dots)}{\dots} \log(T) \dots \dots \dots (2.64)$$

4.2. التنبؤ باستخدام نماذج "VAR":

تعد عملية إنتاج التنبؤات (وخاصة قصيرة الأجل منها) واحدة من بين أهم الاستخدامات الأساسية لأنظمة "VAR"، حيث أن هذه الأخيرة هي مقارنة غير نظرية، ولا تستدعي اللجوء إلى أية نظرية اقتصادية لتحديد معادلات هيكلية بين مجموعات مختلفة من المتغيرات. كما أن النظام "VAR" يقوم على الطرح الذي مفاده أن المتغيرات الاقتصادية لديها ميول إلى التغير سوية مع بعضها البعض بمرور الزمن، بالإضافة إلى كون هذه المتغيرات مرتبطة ذاتياً.

لشرح كيفية استخدام أنظمة "VAR" في عملية التنبؤ نأخذ أبسط مثال، وليكن نموذج VAR(1) مركز (بدون ثابت) كما يلي:

$$X_t = \phi X_{t-1} + \dots \dots \dots (2.65)$$

بعد تقدير هذا النموذج باستخدام طريقة مناسبة (تقدير عناصر المصفوفة ϕ ، بالإضافة إلى مصفوفة التباين - تباين مشترك الخاصة بشعاع الأخطاء)، وبعد التأكد من تحقق شروط الإستقرارية المذكورة أعلاه، يمكن استخدامه لإنتاج تنبؤات مستقبلية لعناصر الشعاع X . إذ أن أفضل تنبؤ يمكن الحصول عليه للشعاع X (والموافق لأصغر قيمة لمتوسط مربع خطأ التنبؤ)، هو التوقع الشرطي لـ X المحسوب باستخدام المعلومات المتوفرة إلى غاية الفترة "T"، أي³:

$$X_t = E(X_t / X_{t-1}, \dots, X_1) = \phi X_{t-1} \dots \dots \dots (2.66)$$

حيث: X : يمثل شعاع التنبؤ.

التنبؤ الأمثل لفترتين مستقبليتين يعطى بـ :

$$X_t = E(X_t / X_{t-1}, \dots, X_1) = \phi X_{t-1} \dots \dots \dots (2.67)$$

وبصفة عامة فإن التنبؤ الأمثل لـ "s" فترة في المستقبل يعطى بـ :

$$X_t = E(X_t / X_{t-1}, \dots, X_1) = \phi X_{t-1} \dots \dots \dots (2.68)$$

يُعطى شعاع أخطاء التنبؤ بمختلف مركبات الشعاع X في الأفق "s" بالعلاقة التالية⁴:

$$e_t = X_t - X_t = u_t + \phi u_{t-1} + \dots + \phi u_{t-s} \dots \dots \dots (2.69)$$

أما مصفوفة التباين - تباين مشترك لأخطاء التنبؤ، من أجل "S" فترة في المستقبل، والتي نرسم لها بالرمز () ، فتعطى كما يلي:

¹ Akaike information criterion
² Schwartz (Bayesian) information criterion.
³ J. Jhonston & J. Dinardo (1997), P.297.

⁴ تمثل القيمة الحقيقية المشاهدة للسلسلة في الزمن T + S (the Data generating process).

$$M(S) = \Omega + \phi \Omega \phi + \phi \Omega (\phi) + \dots + \phi \Omega (\phi) \dots \dots \dots (2.70)$$

حيث: Ω : هو مقدّر مصفوفة التباين- تباين مشترك لشعاع البواقي .

في هذه الحالة يُعطى مجال الثقة للتنبؤ بكل متغيرة من متغيرات الشعاع X في الأفق "S"، عند مستوى ثقة قدره "(1 - α)" بالعلاقة التالية:

$$\pm t / . \sigma (S); = 1,2, \dots, N \dots \dots \dots (2.71)$$

حيث: $t /$ هي القيمة المُجدولة لتوزيع "Student" عند مستوى معنوية ($\alpha\%$).

$\sigma (S)$: تمثل الإنحراف المعياري لخطأ التنبؤ بالمتغيرة ، في الأفق "S"، وهي تساوي إلى الجذر التربيعي للعنصر "m" من عناصر القطر الرئيسي للمصفوفة M(S).

يمكن الحصول على عبارات مشابهة لتلك الموضحة في (68.2)،(69.2) و (70.2) من أجل نظام VAR(p) حيث: $1 > 1$.

3. استخدامات نماذج VAR:

بالإضافة إلى القدرة التنبؤية الجيدة التي تميز نماذج أشعة الإنحدار الذاتي VAR (خاصة المقيدة منها)² نجد أنه يمكن الاعتماد على هذه النماذج للقيام باختبار سببية Granger³ (testing Granger causality)، وكذا دراسة وتحليل آثار مختلف السياسات الاقتصادية⁴، من خلال دراسة خصائص دوال الإستجابة الدفعية (Impulse Response Characerisation)، وتفكيك تباين خطأ التنبؤ (Variance Decomposition).

1.3 اختبار السببية -حسب مفهوم "Granger" -:

منذ زمن "Galileo Galilei" و "David Hume" ارتبط مصطلح السببية ارتباطاً وثيقاً مع مصطلحي السبب (العلّة)، والآخر، بحيث أنه يمكن القول أنّ المتغيرة تسبب المتغيرة فقط إذ أمكن تفسير على أنّها سبب حدوث و/أو تفسير على أنّها الأثر الناتج عن⁵ . من جهة أخرى فإنّ فكرة السببية ترتبط ارتباطاً شديداً بفكرة التسلسل الزمني، إذ يقول "David Hume" في هذا السياق أن: «السبب دائماً يسبق الأثر»⁶. كما أنه هناك من يقول بأنّ الزمن لا يرجع إلى الخلف، ممّا يعني أنه إذا وقع الحدث A قبل الحدث

¹ أنظر المعادلات (81.2) ، (82.2) في الأسفل.

² لأكثر تفاصيل حول الموضوع أنظر: R. B. Litterman, «Forecasting with Bayesian Vector Autoregression: Five Years of Experience», Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 4, 1986, PP. 25-38.

³ أنظر: C. A. Sims (1980) ; J. Geweke, R. Meese and W. Dent, «Comparing Alternative Tests of causality in Temporal Systems :Analytic Results and Experimental Evidence», Journal of Econometrics, Vol.21, 1983, PP.161-194; and J. H. Stock and M. W. Watson, «Vector Autoregressions», Journal of Economic Perspectives, Vol.15, 2001, PP.101-115.

⁴ أنظر: C. A. Sims, «Comparing Interwar and Postwar Business Cycles :Monetarism Reconsidered», American Economic Review, Vol.70, 1980, PP.250-257; and «Policy Analysis with Econometric Models», Brooking Papers on Economic Activity,1, 1982,PP.107-164.

⁵ G. Kirchgässner & J. Wolters (2007), P.93.

⁶ G. Kirchgässner & J. Wolters (2007), P.94.

الحدث B، فإنه من الممكن أن يكون A هو سبب حدوث B، لكن من المستحيل أن يكون B هو سبب حدوث A. أي أن الأحداث الماضية يمكن أن تتسبب في وقوع الأحداث الحالية، لكن الأحداث المستقبلية لا يمكنها ذلك¹. وهي الفكرة الأساسية التي يركز عليها تعريف Granger للسببية².

إن مسألة السببية هي مسألة فلسفية، تتضمن العديد من الآراء المتنازعة، فهناك من يرى بأن كل شيء يسبب كل شيء (Everything Causes Everything). في المقابل نجد أنه على الطرف الآخر هناك من يُنكر وجود أية علاقة سببية على الإطلاق. الاقتصادي القياسي "Edward Leamer" يفضل استخدام مصطلح الأسبقية (Precedence) بدلاً من السببية، في حين يفضل "Francis Diebold" استخدام مصطلح السببية التنبؤية (Predictive Causality)، إذ أنه يقول: «القول بأن "تسبب" ما هو إلا إختصار للقول الأدق -ولكن في نفس الوقت الأطول- "تحتوي على معلومات مفيدة للتنبؤ بـ (بالمعنى الخطي للمربعات الصغرى) بالإضافة إلى الماضي التاريخي للمتغيرات الأخرى في النظام" لغرض إقتصاد المساحات، نقول ببساطة أن تسبب»³.

1.1.3 مفهوم سببية Granger⁴:

باختصار فإن "Granger" يعبر عن السببية بقابلية التنبؤ المتزايدة (Incremental Predictability). بعبارة أخرى فإن دراسة العلاقة السببية بين متغيرتين (أو أكثر) تعتمد على دراسة العلاقة التنبؤية (Forecasting Relation) بينهما، بحيث أنه لا يمكننا القول بأن تسبب إلا إذا كان تنبؤ المعتمد على ماضي كل من و معاً أحسن من تنبؤ المعتمد على ماضي فقط.

إذا كانت L عبارة عن سلسلة زمنية عشوائية مستقرة، L_t تمثل مجموعة القيم الماضية $\{L_{t-j}, j = 1, 2, \dots, \infty\}$ و L_t تمثل مجموعة القيم الحالية والماضية، $L_t = \{L_{t-j}, j = 0, 1, \dots, \infty\}$. نرمز لأمثل تنبؤ مربعات صغرى غير متحيز للمتغيرة L باستخدام مجموعة القيم F بالرمز $P(L/F)$ ، كما نرمز لسلسلة أخطاء التنبؤ بالرمز: $(L/F) = L_t - P_t(L/F)$ ، وليكن (L/F) هو تباين (L/F) .

إذا كانت U تمثل كل مجموعة المعلومات التي تم تجميعها منذ الزمن $t-1$ و U_{t-1} تمثل كل هذه المعلومات ما عدا تلك الخاصة بالسلسلة، فإنه يمكن أن نُدرج التعاريف التالية⁵:

¹ D. N. Gujarati (2003), P. 696.

² C. W. J. Granger, «Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods», *Econometrica*, Vol.37, 1969, PP.424-438.

³ D. N. Gujarati (2003), P. 696.

⁴ Sims (1972) اقترح تعريفاً للسببية، وثيق الصلة بتعريف Granger، كما أنه قام باقتراح طريقة لاختبار غياب علاقات السببية حسب Granger C. A. Sims, «Money, income, and Causality», *American Economic Review*, Vol.62, 1972, PP.540-552.

⁵ C. W. J. Granger (1969), PP.428-429.

- إذا كان: $\sigma(\underline{U}) < \sigma(\underline{U} -)$ ، نقول أنّ تسبّب (\rightarrow) أي: نقول أنّ تسبّب إذا كُنّا قادرين على التنبؤ بـ بطريقة أفضل باستخدام كل المعلومة المتاحة بدلاً من استخدام المعلومة المنقوصة من .
- إذا كان: $\sigma(\underline{U}) < \sigma(\underline{U} -)$ و $\sigma(\underline{U}) < \sigma(\underline{U} -)$ ، نقول أنّ هناك تغذية عكسية (feed back) بين و أي أنّ تسبّب و تسبّب في نفس الوقت (\leftrightarrow) .
- إذا كان: $\sigma(\underline{U}, \underline{U}_-) < \sigma(\underline{U})$ ، نقول أنّ هناك سببية فورية (Instantaneous Causality)، ($-$) بعبارةٍ أخرى فإنّ التنبؤ بالقيمة الجارية لـ يكون أفضل إذا تم إدراج القيمة الحالية لـ في التنبؤ منه في حالة عدم إدراجها .
- من خلال هذه التعاريف يظهر جلياً أنّ مفهوم السببية عند "Granger" لا ينفصل عن فكرة الأسبقية. أي أنه إذا كان الحدث هو سبب وقوع حدث آخر ، فإنّ الحدث يجب أن يسبق الحدث .
- لكن بالرغم من أنّ هذا الطرح الفلسفي قد يبدو منطقيّاً إلى حدّ ما، إلا أنّ عملية تطبيق وتنفيذ هذه الفكرة باستخدام بيانات السلاسل الزمنية الإقتصادية قد تعترضها عوائق جمة¹.

2.1.3. منهجية الاختبار:

إذا كانت و عبارة عن سلسلتين زمنيّتين مستقرّتين تملكان متوسطات معدومة فإنّ اختبار وجود علاقة سببية (حسب مفهوم Granger) من نحو (و/أو من نحو) يمكن أن يتم ببساطة عن طريق اختبار معنوية معاملات القيم المؤخّرة لـ (لـ) في إنحدار على القيم المؤخّرة لكل من و (في إنحدار على القيم المؤخّرة لكل من و)، وفي هذا الصّدّد نجد أنّ تمثيل نموذج "VAR" لكل من و يكون مفيداً جدّاً.

من خلال تعريف السببية أعلاه، فإنّه إذا كان لدينا نموذج VAR(P) يُعبّر عن و . تكون لا تسبّب إذا فقط إذا كانت مصفوفات المعلمات ϕ عبارة عن مصفوفات مثلثية من الأسفل²، بالنسبة لكل قيم z ، ($z = 1, 2, \dots$)، حيث يُكتب التّمودج "VAR" المقيد في هذه الحالة كما يلي:

$$= \begin{pmatrix} \phi^{(1)} & 0 \\ \phi^{(2)} & \phi^{(1)} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \phi^{(1)} & 0 \\ \phi^{(2)} & \phi^{(1)} \end{pmatrix} + \dots \dots \dots (2.72)$$

إنّ اختبار غياب علاقة سببية من نحو ، يعني اختبار الفرضية: $H : \Phi^{(z)} = 0, \forall z \in [1, \dots, P]$

¹ لأكثر تفاصيل أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP.303-309.
² إذا كانت المتغيّرتين و مستقلّتين عن بعضهما البعض (لا توجد علاقة سببية في أي اتجاه) فإنّ المصفوفات ϕ تكون عبارة عن مصفوفات قطرية.

ضد الفرضية: $\Phi^{(j)} \neq 0$; $\exists j \in [1, \dots, P]$ ، في النموذج (2.72).

وهي الفرضية التي يمكن إختبارها بالإعتماد على إختبار Fisher (F) الذي يتضمّن إتباع الخطوات التالية:

1- نقدر إنحدار على قيمها الخاصة المؤخرة، والقيم المؤخرة لـ (باستخدام OLS)، ثم نحفظ بمجموع مربعات البواقي، والذي يمثل مجموع مربعات بواقي الإنحدار غير المقيد (RSS_{UR}).

2- نقدر نموذج إنحدار ذاتي بسيط للمتغيرة على قيمها الخاصة المؤخرة فقط، مجموع مربعات البواقي الناتج هو مجموع مربعات بواقي الإنحدار المقيد (RSS_R).

3- تُعطى الإحصائية F للإختبار بالعلاقة التالية:

$$F = \frac{(RSS_{UR} - RSS_R) / P}{RSS_R / (T - 2P - 1)} \sim F(P; T - 2P - 1) \dots \dots \dots (2.72)$$

4- إذا كانت قيمة F المحسوبة تفوق قيمتها المُجدولة عند مستوى معنوية معيّن، نرفض H_0 ، ونقر بوجود علاقة سببية من نحو . والعكس صحيح.

5- يمكن تكرار الخطوات من 1 إلى 4 لإختبار غياب العلاقة السببية من نحو .

الإحصائية (72.2) تملك توزيع F بالضبط، إذا تعلق الأمر بإنحدار مع مُحدّرات مثبتة وأخطاء تملك سلوك تشويش أبيض، وموزعة طبيعياً، ولهذا فإنّ هذا الإختبار في هذه الحالة يكون صالح تقاربياً فقط بسبب وجود المتغيرات التابعة المؤخرة في الإنحدار المستخدم لإجرائه¹.

2.3. تحليل الصدمات و دوال الإستجابة الدّفعية:

تعدّ عملية تحليل الإستجابات الدّفعية (Impulses Responses Analysis) من بين أهم الإستخدامات العملية لنماذج VAR، وفي هذا الإطار التحليلي تمثّل دالة الإستجابة الدّفعية الأثر الذي تُخلّفه صدمة تجديد معين في زمن معيّن "t" (One-Time Shock) على القيم الجارية والمستقبلية للمتغيرات الداخلية²، إذ أنّ حدوث صدمة في المتغيرة "t" يمكن أن يكون له أثر مباشر على هذه المتغيرة، كما أنّ هذا الأثر يمكن أن ينتقل إلى باقي متغيرات النظام من خلال الهيكل الديناميكي للنموذج "VAR".

بعبارة أخرى، إذا كان لدينا نظام "VAR" معيّن، واعتبرنا حدوث نوعين من السيناريوهات بين الزمنين "t" و "t+s"، بحيث يتعرض النظام "VAR" المعني بموجب السيناريو الأول إلى صدمة واحدة في متغيرة واحدة (تحدث هذه الصدمة في الزمن "t")، بينما يقضي السيناريو الثاني بعدم تعرّض هذا النظام لأيّة صدمة

¹ في هذا الصدد نجد أنّه يمكننا الإعتماد على إختبارات أخرى مثل: إحصائية Wald أو إحصائية كسر الإحتمال (LR) (في حالة توفر فرضية التوزيع الطبيعي)، لأكثر تفاصيل أنظر: W. H. Green (2003), PP.592-593 ; J. D. Hamilton (1994), PP.304-305 and G. Kirchgässner & J. wolter (2007), pp.102-118.

² Eviews 5 User's Guide, P.713.

خلال الفترة المذكورة، فإن دالة الإستجابة الدفعية تمثل الفرق بين نتيجتي هاتين الحالتين المتشابهتين إلى غاية الزمن "t-1"¹.

في المعادلة (54.2) قمنا بكتابة النموذج VAR(P) على شكل VMA(∞) كما يلي:

$$= + + \Psi + \Psi + \dots \dots \dots (2.73)$$

في هذه الصيغة الأخيرة يمثل شعاع التّجديدات القانونية (Canonical Innovations) للنموذج، عناصره تعبّر عن الجزء غير المتوقّع لكل متغيّرة من متغيّرات النظام، والذي يأخذ بعين الإعتبار المعلومات المتأتية من الحقائق الماضية لمتغيّرات النموذج الداخلية. هذه التّجديدات يمكن معالجتها على أنّها عبارة عن صدمات أو دوافع تُترجم تقلّبات النظام الديناميكي المدروس، وهو ما يمنحنا إمكانية تتبع سيرورة إنتشار هذه الصدمات بالإعتماد على ديناميكية هذا النظام أو من خلال ما يُسمّى بالمضاعفات الديناميكية (Dynamic Multipliers) Ψ (≥ 0)، التي تترجم كيفية إنعكاس صدمة معيّنة على كل المتغيّرات الداخلية للنظام. فالمصفوفات Ψ يمكن إعطائها التفسير التالي²:

$$\Psi = \text{---} \dots \dots \dots (2.74)$$

وهذا يعني أنّ العنصر: --- = الذي يقع على السطر "i" العمود "j" للمصفوفة Ψ يقيس أثر زيادة (دفعة) قدرها وحدة واحدة (صدمة قيمتها إنحراف معياري واحد) في تجديد المتغيّرة "j" عند الزمن ، () على قيمة المتغيّرة "i" عند الزمن + () ، وذلك مع إعتبار ثبات كل التّجديدات الأخرى خلال كل الأزمنة.

أمّا إذا افترضنا أنّ العنصر الأوّل للشعاع --- تغير بمقدار ، في نفس الوقت الذي تغبّر فيه العنصر الثاني بمقدار ،...، والعنصر N بمقدار ، فإنّ الأثر الموحّد (Combined Effect) لهذه التغيّرات على قيم الشعاع عند الزمن + () ، يُعطى بالعبارّة التالية:

$$= \text{---} + \text{---} + \dots + \text{---} = \Psi \dots \dots \dots (2.75)$$

حيث: $(, , \dots ,)$

إنّ أبسط طريقة يمكن استعمالها لإيجاد القيم العددية لهذه المضاعفات الديناميكية (عناصر المصفوفة Ψ) هي اللّجوء إلى تقنية المحاكاة، حيث يتم عن طريق إجراء محاكاة منفصلة لدوافع كل التّجديدات ($j = 1, 2, \dots, N$) حساب كل أعمدة المصفوفة Ψ ³. وفي هذه الحالة فإنّ التّمثيل البياني لمختلف العناصر

¹ S. Lardic & V. Mignon (2002), P. 103.

² J. D. Hamilton (1994), PP.318-319.

³ لأكثر تفاصيل أنظر: J. D. Hamilton (1994), P. 319.

للمصفوفة Ψ كدالة لـ "S" يؤدي إلى الحصول على ما سميناه سابقاً بدوال الإستجابة الدفعية. عند هذه النقطة فإنّ عملية تفسير هذه الدوال تستدعي غياب الارتباط الفوري بين عناصر الشعاع ، إذ أنّ توفر هذا الشرط يُعد ضرورة ملحة لتفسير مباشرٍ ودقيق لدوال الإستجابة (بحيث يمكن تفسير التّجديد على أنّه ببساطة عبارة عن صدمة تحدث في المتغيّرة الداخليّة ، ()). لكن كما سبق وأن أشرنا فإنّ التّجديدات غالباً ما تكون مرتبطةً فيما بينها عند لحظة زمنية معينة (بحيث يمكن أن النظر إليها على أنّها تملك مركّبة مشتركة (Common Component) لا يمكن إرفاقها بأية متغيّرة داخلية معينة)، ممّا يجعل عملية عزل الصّدّات المترتبة عن هذه التّجديدات -وبالتّالي عملية تفسير دوال الإستجابة- مستحيّة¹. لمواجهة هذا العائق لا بد من إجراء عملية التّحليل بالاعتماد على تجديّدات متعامدة (Orthogonal) وفي هذا السّياق نجد أنّه يمكن الحصول على تحويلات متعامدة لعناصر الشعاع ، من خلال إجراء تحويل خطّي لهذه الصّدّات عن طريق ترجيح شعاع التّجديدات القانونيّة بمصفوفة "P" مُحدّدة مسبقاً، بحيث أنّ مصفوفة التّباين -تباين مشترك للصّدّات المحولة تكون عبارة عن مصفوفة قطريّة. بالنّسبة لكل مصفوفة حقيقيّة، محدّدة موجبة، متناظرة، وغير شاذة Ω يوجد مصفوفة "P" وحيدة، مثلثيّة من الأسفل، حيث²:

$$\Omega = \dots \dots \dots (2.76)$$

العبارة (76.2) تُمثّل تفكيك كولسكي (Cholesky Decomposition) لمصفوفة التباين-تباين مشترك للأخطاء Ω ،

باستخدام المصفوفة "P" المُستخرجة من العبارة (76.2)، يمكن كتابة العبارة (73.2) كما يلي:

$$X = \mu + \Psi \dots \dots \dots (2.77)$$

وهي العبارة التي يمكن أن تُكتب كمايلي:

$$X = \mu + \varepsilon \dots \dots \dots (2.78)$$

حيث: $\varepsilon = \Psi \varepsilon$; $\varepsilon = 0, 1, 2, \dots$

و:

$$\Omega = (\) = P \Omega P = P P P = I \dots \dots \dots (2.79)$$

¹ S. lardic & V. Mignon (2002), P.106.

² J. D. Hamilton (1994), PP.320-323.

وبهذا نكون قد حصلنا على شعاع تجدييدات عناصره -على عكس عناصر الشعاع - غير مرتبطة فورياً، مما يسهل عملية تفسير دوال الإستجابة.

في النموذج (78.2)، العناصر Ξ تمثل ما يُسمى بالمضاعفات الفورية، والتي تقبس الأثر الفوري لصدمةٍ أحادية في المتغيرة على المتغيرة . أما الآثار المتأخرة (Lagged Effects) فيتم قياسها من خلال الـ N إستجابة دفعية متتالية: Ξ (حيث : $\dots = 1, 2, \dots$)، والتي تبين كيف يتم التأثير على كل من الـ N متغيرةٍ داخلية من طرف كل من الـ N تجدييد.

دالة الإستجابة الدفعية التراكمية (cumulation impulse response) تُعبّر عن الآثار المترتبة عن تعرّض النظام لصدمة دائمة (permanent shock)، حيث تُعطي الآثار المتراكمة لصدمةٍ أحاديةٍ إلى غاية الفترة + بالمقدار: Ξ والذي يعبر عن مجموع الإستجابات منذ زمن حدوث الصدمة إلى غاية الزمن . إذا كان النظام المدروس يتوفر على شرط الإستقرارية فإنّ الأثر يتلاشى مع مرور الزمن. أي أنّ معاملات دالة الإستجابة - على الأقل تقاربياً- تقترب من الصفر، وبذلك فإنّ دالة الإستجابة الدفعية التراكمية تؤول إلى قيمة منتهية لما $\leftarrow \infty$ ، وفي هذه الحالة فإنّ إستجابة المدى الطويل تُعطي بالعبارة التالية¹:

$$\lim_{\rightarrow} \Xi = \Xi(1) = \Psi(1).P = \phi(1).P \dots \dots \dots (3.80)$$

يبقى أن نشير في الأخير إلى أنّ عملية التحويل باستخدام المصفوفة "P" الناتجة عن تفكيك "Coleskey" للمصفوفة Ω ، تتضمن ترتيب معين لمتغيرات النظام، وهي العملية التي تتم بالإعتماد على معايير إحصائية بحتة (حيث يتم ترتيب المتغيرات من الأكثر خارجية إلى الأكثر داخلية²)، وفي هذا الصدد نجد أنّ القيم العددية للنتائج المتحصّل عليها تتغير بتغير ترتيب المتغيرات عند إجراء عملية تحويل الصدمات، مما يجعل عملية تفسير دوال الإستجابة لهذه الصدمات محفوفة بالمخاطر، ويفسح المجال لجدل ونقاشٍ حاد حول مغنويتها الإقتصادية³.

3.3 تفكيك التباين: (Variance Decomposition)

بينما توضّح دوال الإستجابة الدفعية آثار صدمة تحدث في متغيرةٍ داخلية على باقي المتغيرات الداخلية الأخرى في النظام VAR، نجد أنّ عملية تحليل تفكيك التباين تساعد على توضيح الأهمية النسبية لكل

¹ G. Kirchgässner & J. Wolters (2007), P.139.

² S. lardic & V. Mignon (2002), P.106.

³ لأكثر تفاصيل حول الموضوع أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP.324-336; W. H. Green (2003), PP.595-602 and S. Lardic & V. Mignon (2002), PP.106-110.

تجديد من التّجديدات، من خلال تقسيم مصدر التّغير الذي يحدث في متغيّرة داخلية ما بين هذه التّجديدات (أي حساب نسبة مساهمة كلّ منها في هذا التّغير)¹.

يمكن كتابة العبارة (69.2) في الحالة التي تكون فيها X تقبل التمثيل VAR(P) أو VMA(∞) كما يلي:

$$= \Psi + \Psi + \dots + \Psi \dots \dots \dots (2.81)$$

وبذلك فإنّ العبارة (70.2) التي تعبر عن تباين خطأ التنبؤ تُعطى في هذه الحالة بالعبارة التالية:

$$(\) = \Omega + \Psi \Omega \Psi + \Psi \Omega \Psi + \dots + \Psi \Omega \Psi \dots \dots \dots (2.82)$$

لنبحث الآن عن نسبة مساهمة كل تجديد من التّجديدات المتعامدة ، (= 1,2, ...,) في هذا التباين حيث أنّ هذه الأخيرة يمكن التعبير عنها كما يلي²:

$$= P \varepsilon = P \varepsilon + P \varepsilon + \dots + P \varepsilon \dots \dots \dots (2.83)$$

مع: (= 1,2, ...,) ، تمثل أعمدة المصفوفة (×)

ضرب العبارة (83.2) بمنقولها من اليسار ثم حساب التوقع الرياضي ينتج عنه:

$$(\) = \text{var}(\varepsilon) + \text{var}(\varepsilon) + \dots + \text{var}(\varepsilon) = \Omega \dots \dots \dots (2.84)$$

بتعويض العبارة (84.2) في (82.2) يمكن كتابة تباين خطأ التنبؤ في الأفق S كما يلي:

$$(\) = \text{var} \quad ' + \Psi \quad ' \Psi + \dots + \Psi \quad ' \Psi \dots \dots \dots (2.85)$$

من خلال هذه العلاقة الأخيرة، نجد أنّ مساهمة التّجديد في تباين خطأ التنبؤ تُعطى بـ:

$$\text{var} \quad . + \Psi \quad \Psi + \dots + \Psi \quad \Psi \dots \dots \dots (2.86)$$

بما أنّ 1 = var ، (= 1,2, ...,) فإنّ العبارة (86.2) يمكن أن تُكتب كما يلي:

$$+ \Psi \quad \Psi + \dots + \Psi \quad \Psi \dots \dots \dots (2.87)$$

كما هو الحال بالنسبة لدوال الإستجابة فإنّ القيم العددية لعملية تفكيك التباين بالإعتماد على معامل colesky "P" يمكن أن تتغير بصفة دراماتيكية مع تغير ترتيب المتغيرات في النظام VAR³، فمثلاً دائماً يكون تباين خطأ التنبؤ للفترة الأولى، الخاص بالمتغيرة ذات الترتيب الأول في النموذج ناتج كلياً التّجديد الخاص بهذه المتغيرة⁴، ممّا يؤدي إلى عدّة تحفّظات حول عملية التفسير الإقتصادي للنتائج في هذه الحالة.

المبحث 03: نماذج تصحيح الخطأ الشعاعية: (VECM)

لزمين ليس بالقصير، ظلّ المختصّين في القياس الاقتصادي يستعملون الطرق والأساليب الإحصائية التقليدية المطوّرة أساساً لدراسة الانحدارات التي تعتمد على السلاسل الزمنية المستقرّة، مُسلمين ضمناً بتحقق

¹ Eviews 5 User's Guide, P.715.

² J. D. Hamilton (1994), PP.323-324.

³ J. Johnston & J. Dinardo (1997), P.301.

⁴ Eviews 5 User's Guide, P.716.

هذه الخاصية الأخيرة، دون مراعاة إمكانية عدم توفرها لدى عديد السلاسل الزمنية الممثلة لمختلف المتغيرات الاقتصادية، وما يمكن أن يؤدي إليه ذلك من نتائج مُغلّطة. ففي هذا الصدد نجد أنه في الانحدارات المتكوّنة من متغيرات غير مستقرّة، تكون الاختبارات الإحصائية المُستعملة عادةً لاختبار معنوية معاملات الانحدار، غير صالحة (إذ أنها في هذه الحالة تملك توزيعات غير معيارية¹ (Standard Distributions) (Non)، بحيث أنّ استعمال الجداول المعيارية في هذه الحالة قد يؤدي -بصفة جدية- إلى إستنتاجات مُضلّلة (Misleading Inferences)، والتي تُؤدّي بدورها إلى قبول واعتماد إنحدارات زائفة (Spurious Regressions) لا معنى لها إقتصاديًا² (Non-Sens Regressions).

لقد تمّ اكتشاف ظاهرة الارتباطات الزائفة لأول مرة من طرف G. U. Yule (1926)³، الذي بيّن أنّه يمكن بسهولة إيجاد إرتباطات "معنوية إحصائية" بين سلاسل زمنية غير مستقرّة، مستقلة عن بعضها البعض. ليتمّ بعد ذلك دراسة المسألة بطريقة أكثر عمقاً -بعد حوالي نصف قرن من الزمن- من طرف Granger و New Bold (1974)⁴، اللذان توصّلا -بالاعتماد على محاكاة Monte Carlo لتوليد (100) زوج من السّيرورات العشوائية المستقلّة- إلى نتيجة أساسية مفادها أنّه في (77) حالة من بين (100)، كانت الإحصائية " " تفوق القيمة "2". ممّا أدّى إلى رفض "خاطي" لفرضية الإستقلالية في أكثر من ثلاثة أرباع الحالات، وهي النتيجة التي تزامنت مع قيم منخفضة لإحصائية "DW".

Phillips (1986)⁵ عالّج المسألة من الناحية النظرية، وبيّن أنّ معاملات الانحدار، في إنحدارات السّيرورات العشوائية المستقلّة لا تتقارب نحو قيم ثابتة مع تزايد حجم العينة، كما هو الحال في الحالة الطبيعية، وأكثر من هذا فإنّ إحصائية t-ستودنت الإعتيادية لا تملك توزيعاً محدّداً، ولكنّها تتباعد (Diverges) مع تزايد عدد المشاهدات، وهو ما يرفع إحتمال الخروج باستنتاجات خاطئة عند استخدام العينات الكبيرة. لكن مع كل هذا يجب أن لا نتفاعل بصفة مبالغ فيها مع هذه النتائج غير المشجّعة، إذ أنّه توجد في بعض الأحيان إستثناءات وحالات شاذة عن هذه القاعدة العامّة، أين يكون بالإمكان إعادة صياغة الوسائط (Reparameterization)، والتعبير عنها كمعاملات لمتغيرات مستقرّة $I(0)$ ، كما سنرى في الفقرات الموالية من هذه الدراسة.

¹ لتفاصيل أكثر أنظر:

J. D Hamilton (1994), PP. 557-561 and J. Jhonston & J. Dinardo (1997), P. 260

² D. N. Gujarati, P. 806.

³ G. U. Yule : «Why Do We Sometimes Get Nonsense Correlations Between Time-Series ? A Study in Sampling and the Nature of Time-Series.», Journal of the royal Statistical Society, Vol.89, 1926, PP. 1-64.

⁴ C. W. J granger and P. Newbold, «Spurions Regression in Economics», Journal of Econometrics, Vol. 2, 1974, PP. 111-120.

⁵ P. C. B. Phillips, «Understanding spurions Regression in Economics», Journal of Econometrics, Vol. 33, 1986, PP. 311-340.

1. التكامل المتزامن: (Cointegration)

إنّ الدّراسات الإقتصادية الميدانية (التّجريبية)، غالبًا ما تتضمّن متغيّرات غير مستقرّة (مثل: الدّخل، الإستهلاك، طلب النّقود، المستوى العام للأسعار...)، وفي هذا الصّدّد نجد أنّ عديد الباحثين ينصحون - بصفة روتينية- بإخضاع المتغيّرات غير المستقرّة إلى مرشّح فروقات قبل تقدير أيّ إنحدار، إذ تُعتبر هذه العملية بمثابة طريقة جيّدة لتجنّب مشاكل الإنحدار الزائف¹، لكنّها مع ذلك، كثيرًا ما تكون غير مناسبة، إذ أنّها لا تسمح بتوضيح العلاقة بين مستويات المتغيّرات، وتؤدي إلى إخفاء الخصائص طويلة المدى (Long-Term Movement) المميزة لهذه المتغيّرات، وهو ما يُؤدّي بدوره إلى إستبعاد معلومات مهمّة (في حالة وجودها) حول العلاقات طويلة الأجل التي تتحدّث عنها مختلف النّظريات الإقتصادية².

من خلال هذا العرض الموجز نصل إلى واحدة من أهمّ المسائل في علم القياس الإقتصادي والمتعلّقة أساسًا بضرورة دمج تقلّبات الأجل القصير (Short-Run Disequilibrium) مع توازنات الأجل الطويل (Long-Run Equilibrium) من أجل رصد، وتوفير معلومات تامّة حول تكيف مختلف العلاقات الإقتصادية بمرور الزمن.

يمكن معالجة هذه المسألة من خلال نظرية التكامل المتزامن المطوّرة من طرف Granger (1981-1986) و Engle و Granger (1987)، J.H. Stock (1987) ثمّ S. Johansen (1988)، إذ أنّ هذه الأخيرة تسمح بإبراز وتوضيح العلاقات المستقرّة (الثابتة) في الأجل الطويل، وتحليل ديناميكية الأجل القصير للمتغيّرات المدروسة في آن واحد³.

1.1 خصائص السّلاسل الزمنية المتكاملة⁴:

إذا كان لدينا: . . . ، عبارة عن ثلاث سلاسل زمنية مختلفة، و . . . ، عبارة عن ثابتين يختلفان عن الصّففر، فإنّه يمكن أن نميّز بين أربع خصائص أساسية للسّلاسل الزمنية المتكاملة كما يلي:

¹ J. D. Hamilton (1994), PP.561-562.

² G. S. Maddala (1992), PP.588-589.

³ C. W. J. Granger, «Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model specification», Journal of Econometrics, Vol.16, No.1, 1981, PP.121-130, and C. W. J. Granger : «Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.48, 1986, PP. 213-228.

- R. F. Engle, and C. W. J. Granger, «Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing», Econometrica, Vol.55, No.2, 1987, 251-276.

- S. H. Stock, «Asymptotic Properties of Least-Squares Estimators of Cointegrating Vectors», Econometrica, Vol.55, 1987, PP.1035-1056.

- S. Johansen, «Statistical Analysis of Cointegrating Vectors», Journal of Economic Dynamics and control, Vol. 12, 1988, PP. 231-254.

⁴ D. N. Gujarati (2003), P.805.

(1) التركيبة الخطية لسلسلة زمنية مستقرة وأخرى غير مستقرة، هي عبارة عن سلسلة زمنية غير مستقرة، أي:

$$\sim I(0) \text{ و } \sim (1) \Rightarrow = (+) \sim (1) \dots \dots \dots (2.88)$$

(2) التركيبة الخطية لسلسلة () هي عبارة عن سلسلة () . أي:

$$\sim I(d) \Rightarrow = (+) \sim () \dots \dots \dots (2.89)$$

$$3) \sim I(d) \text{ و } \sim () \Rightarrow = (+) \sim () ; d < \dots \dots \dots (2.90)$$

$$4) \sim I(d) \text{ و } \sim () \Rightarrow = (+) \sim (*) ; d < \dots \dots \dots (2.91)$$

حيث: * :تساوي عمومًا.

لكن في بعض الحالات تكون: $* <$ ، و هو ما سنتناوله في الجزء الموالي.

2.1. مفهوم التكامل المتزامن:

بصفة عامة، فإنه يمكن تعريف علاقة التكامل المتزامن، باستخدام متغيرات (متغيرتين أو أكثر) متكاملة من الدرجة $I(d)$. تُبدي تطورًا مشتركًا في المدى الطويل، أي أنها لا تتحرف بعيدًا عن بعضها البعض مع مرور الزمن، باستثناء بعض التقلبات العابرة (المؤقتة)، وهو ما يمكن اعتباره بمثابة توازن إحصائي، يمكن تفسيره في عديد التطبيقات الميدانية كعلاقة اقتصادية في المدى الطويل.

حسب Engle و Granger (1987)، فإنّ عناصر الشعاع $(N \times 1) X$ ، تكون متكاملة تكاملاً متزامناً من الدرجة $I(d)$ ، إذا تحققت الشروط التالية¹:

أولاً: أن تكون كل هذه العناصر متكاملة من نفس الدرجة d ، $I(d)$

ثانياً: أن يوجد على الأقل توليفة خطية (1×1) ، لهذه المتغيرات²، متكاملة من درجة أقلّ من d ، أي:

$$0 < \leq \text{حيث: } (= \beta X) \sim I(d - c)$$

الشعاع $(N \times 1) \beta$ يُسمّى شعاع التكامل المتزامن (Cointegrating Vector)، وعناصره تُسمّى وسائط التكامل المتزامن (Cointegrating Parameters).

عملياً يمكن أن يكون هذا الشعاع ليس وحيداً، إذ أننا قد نصادف عدّة أشعة تكامل متزامن مستقلة خطياً³، وفي هذا الصدد تُعرّف رتبة التكامل المتزامن (Cointegrating Rank) "r" على أنها عدد أشعة التكامل المتزامن المستقلة خطياً، والتي تُشكّل أعمدة مصفوفة $(N \times r)B$ ، تُسمّى مصفوفة التكامل المتزامن، حيث:

¹ G. Kirchgässner & J. Wolters (2007), PP.203-204.

² إذا كانت متغيرات الشعاع متكاملة تزامنياً فإنّ مسار سيبقي بجوار متوسطها (الذي يكون متناهي هذه الحالة)، حيث أنّ تقيس سعة إختلال التوازن بين عناصر الشعاع في كل لحظة " " (و الذي يؤول إلى الصفر في المدى الطويل، في هذه الحالة)، Granger (1986) يسمي بـ:"خطأ التوازن" (equilibrium error) في المدى القصير.

³ لمعرفة خصائص شعاع التكامل المتزامن، أنظر: J. D. Hamilton (1994), P. 574.

$$B = \dots\dots\dots(2.92)$$

مع: $0 < \leq -1$ و Z مصفوفة ذات الحجم $(r \times 1)$

من الناحية الإقتصادية فإن علاقة التكامّل المتزامن هي علاقة في الأجل الطويل (أو علاقة توازن في المدى الطويل)، بحيث أنّ التساؤل حول ما إذا كانت عناصر الشعاع X متكاملة تزامنياً، هو تساؤلٌ حول ما إذا كانت هناك علاقة توازن طويلة الأجل بين الإتجاهات العامة لهذه العناصر¹، كما أنّ النظرية الإقتصادية يتمّ التعبير عنها في كثير من الأحيان باستخدام فكرة التوازن، والأمثلة على ذلك كثيرة (النظرية الكمية للنقود ل Fisher، نظرية تعادل القدرة الشرائية (PPP)...) ².

2. آلية تصحيح الخطأ: (ECM):

نهدف عند هذا المستوى من البحث إلى الإجابة على السؤال التالي:

ما هو التمثيل الإحصائي المناسب للتعبير عن مختلف العلاقات التي تحدث داخل الأنظمة المتكاملة تزامنياً (Cointegrated Systems)؟.

الإجابة عن هذا السؤال معقدة نوعاً ما، كما أنّها تتطلب حيزاً وفضاءً أوسع ممّا يمكن توفيره في هذا البحث، إذ أنّنا وفي هذا المجال نميّز بين أربعة مقاربات أساسية لتمثيل السلاسل الزمنية $I(1)$ ، المتكاملة تزامنياً كما يلي³:

مقاربة التمثيل المثلي ل Phillips (1991)⁴ (The Phillips's Triangular Representation)، مقاربة الإتجاهات العامة المشتركة لكل من Stock و Watson (1988)⁵ (The Stock-Watson Common Trend Representation)، مقاربة نماذج أشعة الإنحدار الذاتي (VAR)، ومقاربة نماذج تصحيح الخطأ⁶ (ECM). في إطار هذا البحث سنهتم فقط بالمقاربة الأخيرة، والتي سنحاول شرحها فيما يلي.

1.2. الشكّل العام لنموذج تصحيح الخطأ:

¹ G. S. Maddala (1992), P. 589.

² لأكثر تفاصيل أنظر: W. H. Green (2003), PP.650-653 ; D. N. Gujarati (2003), P.822 ; J. D. Hamilton (1994), PP.572-573 ; F. Hayashi (2000), PP.624 and G. Kirchgässner & J. Wolters (2007), PP.203-204.

³ لتفاصيل أكثر حول هذه المقاربات أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP.574-5823; and F. Hayashi (2000), PP.632-640.

⁴ P. C. B. Phillips : «Optimal Inference in cointegrated systems», Econometrica, Vol.59, 1991, PP.283-306.

⁵ J. H. Stock and M. W. Watson, «Testing for Common Trends», Journal of the American Statistical Association, Vol.83, 1988, PP.1097-1107.

⁶ لقد تمّ استعمال هذا النوع من النماذج لأول مرة لدراسة العلاقة بين الأسعار و الأجور في المملكة المتحدة من طرف "Sargan"، أنظر: J.D.Sargan, «Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology», in: P.E. HART, G.Mills and J.K. WhiTaker (eds.),Econometric Analysis for National Economic Planning, Butterworth, London 1962, pp. 25 – 54.

ليتم تعريفه أكثر من خلال ورقة قُدمت من طرف "Davidson et al" لدراسة دالة الإستهلاك في المملكة المتحدة، أنظر: J. E. H. Davidson, D. F. Hendry, F. Srba and S. yeo, «Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between consumers Expenditure and income in the United Kingdom», Econometric Journal, Vol.88, 1978, PP.661-692.

حيث: B هي مصفوفة التكامَل المتزامن الموضحة في العبارة (92.2) و D هي مصفوفة الأوزان ومعاملاتها تمثل سرعة التَّعديل نحو توازن المدى الطَّويل¹.

في هذه الحالة، الطَّرف الأيمن للمعادلة (94.2) يحتوي على r علاقة تكامل متزامن، وبالتالي فإنَّه يمكن كتابة هذه الأخيرة كما يلي:

$$\Delta X = \xi \Delta X + \xi \Delta X + \dots + \xi \Delta X + m - DB X + u \dots \dots \dots (2.96)$$

بتعويض (92.2) في (96.2) يمكن كتابة ما يلي:

$$\Delta X = \xi \Delta X + \xi \Delta X + \dots + \xi \Delta X + m - DZ + u \dots \dots \dots (2.97)$$

العبارة (97.2) تُعرف بتمثيل تصحيح الخطأ لنظام متكامل تزامنيًا.

إنَّ الاختلاف الأساسي بين النموذج (97.2) و نموذج "VAR" العادي، هو وجود الشَّعاع Z إذ أنَّ عناصر المصفوفة D تمثل قوة الإرجاع نحو توازن الأجل الطَّويل، وفي هذه الحالة يجب أن يكون على الأقل أحد أعمدة المصفوفة D لا يساوي الصفر، وإلاَّ فإنَّه لن تكون هناك آلية لتصحيح الخطأ، ممَّا يؤدي إلى غياب ظاهرة الرُّجوع إلى التوازن. كما أنَّه يبدو جليًّا أنَّ نموذج تصحيح الخطأ يسمح بدمج تقلبات الأجل القصير (المُعبر عنها بالمتغيَّرات في شكل فروقات) مع توازنات الأجل الطَّويل (المُعبر عنها بمستويات r عنصر من عناصر Z).

2.2. نظرية التَّمثيل لـ Granger (1983)²:

إنَّ الهدف الأساسي المُتوخَّى من وراء هذه النظرية هو تحديد العلاقة الوثيقة الموجودة بين نماذج تصحيح الخطأ و خاصية التكامَل المتزامن، فالفكرة الأساسية لهذه النظرية تتمحور حول إمكانية تمثيل كل نظام $X (N \times 1)$ متكامل تزامنيًا (1.1) CI، على شكل نموذج تصحيح الخطأ، والعكس صحيح. وهو ما يمكن صياغته فيما يلي³:

إذا كان لدينا شعاع $X (N \times 1)$ ، حيث ΔX يقبل تمثيل Wold كما يلي:

$$(1 - L)X = \delta + \Psi(L)u \dots \dots \dots (2.98)$$

حيث: : هي عبارة عن تشويش أبيض مع مصفوفة تباين- تباين مشترك محددة موجبة و $\{ \Psi \}$ ذات مجموع مطلق منته (Absolutely Summable).

بافتراض وجود r علاقة تكامل متزامن بين عناصر الشَّعاع X، فإنَّه توجد مصفوفة $B (N \times r)$ أعمدها مستقلة خطيًّا، حيث أنَّ الشَّعاع $(Z = B X)$ ، $(r \times 1)$ يكون مستقرًّا، والمصفوفة B تحقِّق العلاقة:

¹ S. Lardic & V. Mignon (2002), P. 232 and G. Kirchgässner & J. Wolters (2007), P. 219.

² C. W. J. Granger, «Cointegrated Variables and Error-correcting Models», Unpublished University of California, San Diego, Discussion Paper, 1983, PP.83-113.

³ J. D. Hamilton (1994), P.582.

$$B \Psi(1) = 0 \dots \dots \dots (2.99)$$

فضلاً عن ذلك، إذا أمكن تمثيل X على شكل نموذج VAR في شكل مستويات كما في المعادلة (93.2) فإنه توجد مصفوفة $D (N \times r)$ ، حيث: $\phi(1) = DB$ ، كما أنه توجد مصفوفات ξ_1, \dots, ξ_m ، $(N \times N)$ حيث:

$$\Delta X = \xi_1 \Delta X + \xi_2 \Delta X + \dots + \xi_m \Delta X + m - DZ + u \dots \dots \dots (2.97)$$

ملاحظة (6.2):

بما أن تمثيل نماذج تصحيح الخطأ غالباً ما يستدعي وجود علاقات سببية (حسب مفهوم Granger) فإنّ وحسب نص نظرية التمثيل لـ "Granger" - وجود علاقة تكامل متزامن بين متغيرتين (أو أكثر) $I(1)$ ، يعني أنّ تسبّب ، و/أو تسبّب ¹.

3. التكامل المتزامن ونماذج تصحيح الخطأ: عملية التقدير والاختبار.

من الناحية العملية، فإنّ دراسة موضوع التكامل المتزامن، تُجبرنا على التعامل مع مسألة أساسية ومركّبة، تتعلق أساساً بكيفية تأكيد (أو نفي) وجود علاقة التكامل المتزامن بين متغيرات نظام ما X، ومن ثمّ كيفية تقدير واختبار العلاقات (طويلة وقصيرة المدى) بين هذه المتغيرات. على المستوى النظري نجد أنّ هناك عدّة مقاربات تهتمّ بمعالجة هذه المسألة²، لكن أكثر هذه المقاربات إستعمالاً هما مقاربة Engle و Granger (1987)³ و مقاربة Johansen (1988-1991)⁴.

1.3 مقاربة Engle و Granger (1987):

يقترح Engle و Granger طريقة تقدير واختبار تتابعية، تتمّ على مرحلتين متتاليتين (two-stage estimating method)، حيث تتضمن المرحلة الأولى تقدير العلاقات طويلة الأجل بين المتغيرات المدروسة (علاقة التكامل المتزامن) من خلال حساب مقدّر "OLS" لانحدار سناتيكي (لا يحتوي على أية حدود ديناميكية أو تأخيرات)، ليتمّ بعد ذلك خلال المرحلة الثانية تقدير العلاقات قصيرة الأجل عن طريق حساب مقدّر "OLS" لانحدار ديناميكي (نموذج تصحيح الخطأ) يحتوي على تأخيرات الفروقات الأولى للمتغيرات المدروسة و تأخيرات مستوياتها (في شكل توليفة خطية مستقرّة). يتخلّل هاتين المرحلتين، مرحلة وسطية، لاختبار مدى

¹ G. Kirchgässner & J. Wolters (2007), P.204, and D. N. Gujarati (2003), P. 852.

² لأكثر تفاصيل أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP.582-655.

³ الشكل (02) من الملحق (01) يلخص لنا مختلف خطوات تطبيق خوارزمية المرحلتين لـ Granger و Angle.

⁴ S. Johansen, «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models», Econometrica, Vol.59, 1991, PP.1551-1580.

صحة علاقة التكامل المتزامن المقدرة في المرحلة الأولى، حيث يشير Granger (1986) في هذا الصدد إلى أن "اختبار التكامل المتزامن يمكن إعتبره كاختبار مسبق من أجل إستبعاد حالات الانحدار الزائف"¹.

1.1.3. المرحلة الأولى: تقدير العلاقة طويلة الأجل:

إن معالجة علاقات التكامل المتزامن بطريقة سليمة وصحيحة، باستخدام نماذج المعادلات الستاتيكية الوحيدة، تقتضي التسليم ضمناً بوجود علاقة تكامل متزامن واحدة على الأكثر بين $I(1) N$ متغيرة مكوّنة للشعاع $X (N \times 1)$ ، وهو الافتراض الذي يمكن تجسيده عن طريق وضع بعض شروط التسوية (Normalization Conditions) على شعاع التكامل المتزامن β^2 .

إذا، إذا كان لدينا: X عبارة عن متغيرة سلمية (1×1) و $(N - 1) \times 1$ عبارة عن شعاع من الحجم $(N - 1) \times 1$ وافترضنا أن الشعاع (X, \dots) ذو الأبعاد $(N \times 1)$ يمكن أن يشكّل علاقة تكامل متزامن واحدة على الأكثر، فإن، العلاقة المتحملة في الأجل الطويل يمكن التعبير عنها كمايلي:

$$= + X + \dots \dots \dots (2.100)$$

أو:

$$= + \dots \dots \dots (2.101)$$

إذا كانت متغيرات المعادلة (101.2) متكاملة تزامنياً، فإنّ مقدّر "OLS" (b, a) يقترب من قيمته الحقيقية مع تزايد حجم العينة (أي أنّه يكون عبارة عن مقدّر متقارب)، و أكثر من ذلك فإنّ Phillips و Durlauf (1986)³، و Stock (1987) أثبتوا أنّ مقدّر "OLS" في هذه الحالة يكون فوق متقارب (Superconsistent)، إذ أنّه يتقارب بمعدّل قدره "T" بدلاً من T^{-1} ، وذلك حتّى في حالة كون حدود الأخطاء في المعادلة (101.2) مرتبطة ذاتياً، أو وجود علاقات آنية بين متغيرات هذه المعادلة، التي تُسمّى في هذه الحالة بانحدار التكامل المتزامن (Cointegrating Regression). لكن مع ذلك فإنّ تقديرات الانحدار الستاتيكي التي تعتمد على "OLS" تكون متحيّزة في العينات الصّغيرة، حيث أنّ Banerjee et al (1986)⁴ أثبتوا أنّ $(1 - R)$ هو عبارة عن مقياس لهذا التحيز، لهذا فإنهم يفضلون تقدير معاملات المدى الطويل بالإعتماد على نموذج ديناميكي. وأكثر من ذلك فإنّ Phillips و Durlauf (1986) أثبتا أنّ إحصائية t -ستودنت

¹ C. W. J. Granger, 1986, P.226.

² لأكثر تفاصيل أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP.586-590.

³ P. C. B. Phillips and S. N. Durlauf, «Multiple Time Series Regression With Integrated Processes», Review of Economic studies, Vol.53, 1986, PP.473-495.

⁴ A. Banerjee, J. J. Dalado, D. F. Hendry and G. W. Smith, «Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models : Some Monte Carlo Evidence», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.48, 1986, PP.253-277.

المعيارية المرافقة لاختبار المعنوية تكون غير صالحة في هذه الحالة، إذ أنها لا تملك التوزيع الطبيعي التقاربي، وفي ذات السياق نجد أنه قد تم إقتراح عدّة تعديلات من طرف عدّة باحثين¹ - لدراسة العينات الصغيرة تمّ من خلالها مراعاة كل من مشاكل الارتباط الذاتي للأخطاء، ومشاكل التحيز الآني.

وفي الأخير تجدر الإشارة إلى أنه بالرغم من أن مقدر "OLS" للمعادلة (101.2) هو عبارة عن مقدر متقارب، إلا أنه هناك مقدرات أخرى بديلة قد تكون أفضل منه (Superior)، إذ أن تقدير (101.2) باستخدام OLS في هذه الحالة يُعدّ بمثابة طريقة سريعة وفعّالة للحصول على مقدر أولي لشعاع التكامل المتزامن².

2.1.3. إختبارات غياب التكامل المتزامن:

يمكن التمييز بين عدّة طرق مقترحة لاختبار فرضية غياب علاقة التكامل المتزامن في هذه الحالة، لكننا سنكتفي بتقديم طريقتين تُعدّان من بين الأبسط والأكثر استخداماً³.

أ. إختبار Engle و Granger (EG) وإختبار Engle و Granger المطور (AEG):

يتعلّق الأمر بطريقة يتمّ بموجبها إخضاع سلسلة بواقي المربعات الصغرى العادية الناتجة عن تقدير الانحدار السّتاتيكي (= - -) لاختبار DF (أو ADF) من أجل إختبار الفرضية التّالية:

H : تحتوي على جذر أحادي (عبارة عن توليفة خطية I(1) وبالتالي لا توجد علاقة تكامل متزامن).

H : لا تحتوي على جذر أحادي (عبارة عن توليفة خطية I(0) وبالتالي توجد علاقة تكامل متزامن).

لكن تجدر الإشارة إلى أنّ القيم الحرجة لهذا الإختبار تختلف عن تلك المستعملة في اختبارات DF و ADF العادية، إذ أنّ الاختبار يُطبّق على سلسلة مولّدة (Generated) ، وليس على سلسلة مشاهدة ، وفي هذه الحالة فإنّ توزيعات الإحصائيات المستخدمة في الاختبار ترتبط بعدد المحدّرات الموجودة في الانحدار السّتاتيكي، وكذا بطبيعة هذه المحدّرات (مثلاً: هل يوجد إتجاه عام و/أو ثابت). التقدير الصّحيح للقيم الحرجة للاختبار تمّ تقديمه من طرف كل من: Engle و Yoo (1987)، Phillips و Ouliaris (1990) و Mackinnon (1991)⁴.

¹ - P. C. B. Phillips and M. Loretan, «Estimating long-Run Economic Equilibria», Review of Economic studies, Vol.58, 1991, PP.407-436.

- P. saikkonen, «Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regression», Econometric Theory, Vol.7, 1991, PP.1-21.

- J. H. Stock and M. W. Watson, «A Simple Estimator of cointegrating Vectors in Higher Order Integrated systems», Econometrica, Vol.61, 1993, PP.783-820.

J. D. Hamilton (1994), PP.601-618. لأكثر تفاصيل أنظر:

³ هذا النوع من الإختبارات يسمى باختبارات التكامل المتزامن المركّزة على البواقي (residual-based test for cointegration)، إذ أنّها تتمّ بالإعتماد على بواقي المربعات الصغرى الناتجة عن تقدير الانحدار السّتاتيكي (101.2)، وفي هذا الصّدد فإننا نجد أنّ هناك إختبارات أخرى تتمّ بالإعتماد على إندارات ديناميكية، مركّزة على نظرية التمثيل لـ Granger، لأكثر تفاصيل أنظر: G. Bresson & A. Pirotte (1995), PP.445-447 and G. Kirchgässner & J. Wolters (2007), PP.213-218.

⁴ - R. Engle and B. S. Yoo, «Forecasting and Testing in Cointegrated Systems», Journal of Econometrics, Vol.35, 1987, PP.143-159.

ب. إختبار Durbin-Watson لإنحدار التكامل المتزامن: (CRDW)

بالإضافة إلى الاختبار السابق، هناك طريقة بديلة -تُعدّ أكثر سرعة- للتأكد من مدى تكامل متغيرات النظام X تزامنياً، تتمّ بالاعتماد على اختبار (CRDW)، حيث أنّ القيم الحرجة للاختبار قُدّمت لأول مرّة من طرف Bhargava و Sargan (1983)¹.

في هذا الاختبار نستخدم إحصائية DW المحسوبة في الانحدار الستاتيكي (101.2) لاختبار الفرضية²:

$d = 0 : H$) عبارة عن توليفة خطية $I(1)$ وفي هذه الحالة لا توجد علاقة تكامل متزامن).

$d = 2 : H$) عبارة عن توليفة خطية $I(0)$ وفي هذه الحالة توجد علاقة تكامل متزامن).

أين: $d \cong 2(1 - \rho)$

وبالتالي فإنّ كون $(d = 0)$ في حالة يعني وجود جذر أحادي ضمن سلسلة البواقي ، وبالتالي غياب التكامل المتزامن بين المتغيرات المدروسة.

إذا كانت قيمة d المحسوبة أقل من قيمتها المجدولة (من طرف Bhargava و Sargan) عند مستوى معنوية معيّن، فإنّنا نقبل H ، ونقرّ بعدم وجود علاقة تكامل متزامن، أما في حالة عدم تحقق ذلك فإنه يتم رفض فرضية غياب علاقة التكامل المتزامن³.

ملاحظة (7.2):

هناك جدل حقيقي حول تفوق CRDW (Superiority) على ADF، (هذا الجدل دار حول قوة كل من الإختبارين التي يتمّ التعبير عنها باحتمال عدم ارتكاب خطأ من الصنف الثاني (Type II Error))، وفي هذا الصدد فإنّ Engle و Granger (1987) قاما بجدولة القيم الحرجة لكلا الاختبارين عن طريق المحاكاة، وتوصّلا إلى نتيجة مفادها أنّ القيم الحرجة لإحصائية CRDW تكون حساسة جداً لنتائج المحاكاة، وهي النتيجة التي تمّ تأكيدها من طرف Campbell و Perron (1991)⁴. لهذا فإنّ Engle و Granger يفضلان ADF على CRDW.

3.1.3. المرحلة الثانية: تقدير نموذج تصحيح الخطأ:

- P. C. B. Phillips and S. Ouliaris, «Asymptotic Properties of residual Based Tests For Cointegration», Econometrica, Vol.58, 1990, PP.165-193.

- J. G. Mackinnon, «Critical Values For Cointegration Tests», R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds), long-Run Economic Relationships, Oxford University Press, New York, 1991, PP.267-276.

¹ J. D. Sargan and A. S. Bhargava, «Testing Residuals From Least-Squares Regression For Being Generated by the Gaussian Random Walk», Econometrica, Vol.51, 1983, PP.153-174.

² G. bresson & A. pirotte (1995), P.446.

³ D. N. Gujarati (2003), P.824.

⁴J.Y. Campbell and P. Perron, «Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots», in O. J. Blanchard and S. Fischer. (eds) , NBER, Macroeconomics Annual 1991, MIT Press, 1991, PP. 141-219.

إذا كانت الإختبارات السابقة معنوية (إذا كانت H معنوية)، فإننا ننتقل مباشرة إلى تقدير معاملات المدى القصير من خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ الذي يكتب كما يلي:

$$\Delta = + \Delta - \theta(- -) + e \dots\dots\dots(2.102)$$

أو:

$$\Delta = + \Delta - \theta + e \dots\dots\dots(2.103)$$

نلاحظ أنه إذا كانت فرضية التكامل المتزامن محققة، فإن متغيرات النموذج (103.2) تكون كلها عبارة عن متغيرات مستقرة، ولهذا فإن Engle و Granger (1987) أثبتا أن مقدر OLS (, ,) يكون عبارة عن مقدر متقارب ومكافئ لمقدر "ML"، كما أن مقدرات "OLS" للانحرافات المعيارية لمقدرات وسائط "ECM" تقترب من الانحرافات المعيارية الحقيقية. لكن مع هذا تجدر الإشارة إلى التحذير الذي قدمه Hall (1986) كما يلي¹: «بالرغم من أن فكرة التكامل المتزامن تشكل قاعدة نظرية مهمة لنماذج تصحيح الخطأ، إلا أن عديد المشاكل تبقى تحيط بتطبيق هذه الأخيرة على أرض الواقع، فالقيم الحرجة وكفاءة عدّة إختبارات في العينات الصغيرة تكون مجهولة بالنسبة لعدد كبير من النماذج، وفي هذا الإطار فإنّ معاينة التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي للبواقي يمثل أداة مهمة».

2.3. مقارنة Johansen (1988-1991):

بالإضافة إلى مشاكل التقدير والاستدلال الإحصائي (Statistical Inference) التي تعترض تطبيق مقارنة Engle و Granger في العينات الصغيرة، نجد أن هذه الأخيرة لا تسمح بمراعاة التعدد المحتمل لعلاقات التكامل المتزامن (أشعة التكامل المتزامن)، الذي يمكن مواجهته عند دراسة العلاقة بين أكثر من متغيرتين آنياً، إذ أنه يتم تجنب هذا المشكل من خلال اللجوء إلى وضع شروط تسوية، تجعل النتائج المتحصّل عليها مرتبطة ارتباطاً وثيقاً بافتراضات ذاتية (Arbitrary Assumption) في كثير من الأحيان، كما أن النماذج المستخدمة في هذه الحالة قد تكون محدّدة بشكل خاطئ² (Misspecified Models).

1.2.3. التقدير باستخدام طريقة أعظم احتمال "ML":

لتفادي الصعوبات المذكورة أعلاه يقترح Johansen (1988-1991) استخدام طريقة أعظم احتمال الكاملة المعلومات³ (FIML) لتقدير نموذج مثل ذلك الموضّح بالعبارة (94.2) في ظل تحقّق القيد الموضّح بالعبارة

¹ S. G. Hall, «An Application of the Granger and Engle Two-Step Estimation Procedure to The United Kingdom Aggregate Wage Data», Oxford Bulltin of Economics and Statistics, Vol.48, N.03, August 1980, P.238.

² J. D. Hamilton (1994), PP.630.

³ من أهم تطبيقات هذه الطريقة نجد تلك المقدّمة من طرف Johansen و Juselius (1990) و Johansen (1992): S. Johansen and K. Juselius, «Makimum liklihood Estimation and Inference on cointegration-with Applictions to the Demand for Money», Oxford Bulltin of Economics and Statistics, Vol.52, 1990, PP.169-210, and S. Johansen

(95.2)¹، (أي تقدير نموذج "VAR" تحت قيد، وجود "r" علاقة تكامل متزامن). مقدر ML لأشعة التكامل المتزامن المتمثلة في أعمدة المصفوفة B يتم الحصول عليه عن طريق تطبيق تحليل الارتباطات القانونية² (Canonical Correlations) بين ΔX و X، ولهذا الغرض فإنه يتم التخلص من أثر ديناميكيات المدى

القصير على كل من ΔX و X عن طريق حساب مقدر "OLS" للانحدارين المساعدين:

$$\Delta X = \pi + \pi \Delta X + \pi \Delta X + \dots + \pi \Delta X + R \dots \dots \dots (2.104)$$

$$X = \pi + \pi \Delta X + \pi \Delta X + \dots + \pi \Delta X + R \dots \dots \dots (2.105)$$

حيث: $\pi = (-)$ و $\pi =$ ، أين $\pi = 1, 2, \dots, -1$

وفي هذه الحالة فإن الانحدار (96.2) يمكن كتابته كما يلي:

$$R = -DB R + \dots \dots \dots (2.106)$$

إن R هو عبارة عن شعاع مستقر I(0)، أما R فهو عبارة عن شعاع متكامل من الدرجة الأولى I(1) ولهذا فإن الفكرة الأساسية لمقاربة "Johansen" هي إيجاد التوليفات الخطية B R التي تُظهر أعلى إرتباطات مع R في المعادلة (106.2). وعلى هذا الأساس فإن القيم المثلى ل D ومصفوفة التباين - تباين مشترك ل Ω ، الخاصة بـ يمكن الحصول عليها عن طريق تعظيم دالة الكثافة الإحتمالية بالنسبة ل D و Ω

مع قيمة معينة ل B (أو عن طريق تقدير (106.2) باستخدام OLS)، وتُعطى كما يلي³:

$$D(B) = -S B(B S B) \dots \dots \dots (2.107)$$

$$\Omega(B) = S - S B(B S B) B S \dots \dots \dots (2.108)$$

حيث:

$$S = T R R ; , = 0, 1 \dots \dots \dots (2.109)$$

في هذه الحالة يمكن إثبات أن دالة الكثافة المركزة (Concentrated) مع (107.2) و (108.2) تكون متناسبة مع $\Omega(B)$ ، وبذلك فإن القيم المثلى ل B يمكن الحصول عليها عن طريق حل البرنامج التالي:

$$|S - S B(B S B) B S| \dots \dots \dots (2.110)$$

والذي يكافئ إيجاد N قيمة ذاتية للمعادلة التالية⁴:

$$| - | = 0 \dots \dots \dots (2.111)$$

«cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis», Journal of Econometrics Vol.52, 1992, PP.389-402.

¹ هذا القيد يُسمى بـ: شرط الرتبة غير التامة (reduced rank condition)

² لأكثر تفاصيل أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP.630-645, and G. Bresson & A. Pirote (1995), PP.440.

³ G. Kirchgässner & J. wolters (2007), P.222

⁴ S. Johansen, «Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models», Oxford University Press, Oxford, 1995, p.91.

إنّ حل المعادلة (111.2) يؤدي إلى الحصول N قيمة ذاتية مقدّرة $(\zeta_1, \dots, \zeta_N)$ ، $1 > \zeta_1 > \dots > \zeta_N$ ،
بالإضافة إلى N شعاع ذاتي المرافق لها $V = (v_1, \dots, v_N)$ ، والتي تحقق:
$$\zeta_i = \dots \dots \dots ; i = 1, 2, \dots, N \dots \dots \dots (2.12)$$

مع شرط التسوية:

$$V S V = I \dots \dots \dots (2.13)$$

بالنسبة لـ $I(1) N$ متغيّرة مع r علاقة تكامل متزامن يمكن إثبات أنّ r قيمة ذاتية فقط تكون موجبة، أمّا الـ $N - r$ قيمة ذاتية المتبقية فإنّها تكون تقاربياً معدومة. ولهذا فإنّ مقدّر ML لمصفوفة أشعة التّكامل المتزامن B يُعطى بـ "r" شعاع ذاتي الموافق لـ "r" أكبر قيمة ذاتية المجمّعة في مصفوفة $(N \times r)$ معرّفة كما يلي كما يلي:

$$B = (v_1, \dots, v_r) \dots \dots \dots (2.114)$$

أمّا مقدّرات LM لكل من: $\lambda_1, \dots, \lambda_r$ و Ω فيتم الحصول عليها عن طريق حساب مقدّر "OLS" للمعادلة (96.2) بعد تعويض B بقيمتها المقدّرة المعطاة بـ (114.2).

2.2.3. إختبارات تحديد رتبة التّكامل المتزامن:

كما رأينا أعلاه فإنّ رتبة التّكامل المتزامن r تتحدّد بعدد القيم الذاتية الموجبة بمعنوية، ولهذا فإنّ إختبار فرضية وجود r علاقة تكامل متزامن على الأكثر، يكافئ إختبار الفرضية¹:
$$\zeta_i = 0 ; i = r + 1, \dots, N \dots \dots \dots (2.115)$$
 وهي الفرضية التي يمكن إختبارها بالإعتماد على نوعين من إحصائيات كسر الإحتمال (LR)، نتناول كلّ منهما فيما يلي.

أ. إختبار الأثر: (Trace Test)

بموجب هذا الإختبار يتم استخدام الإحصائية²:

$$TR(r) = -T \log(1 - \zeta) \dots \dots \dots (2.116)$$

لإختبار الفرضية (115.2) التي نعبر عنها في هذه الحالة كما يلي:

H: يوجد على الأكثر r قيمة ذاتية موجبة (رتبة $r = \Gamma >$).

H: يوجد أكثر من r قيمة ذاتية موجبة (رتبة $r < \Gamma$).

ب. إختبار القيمة الذاتية العظمى: (Max-eigenvalue Test)

¹ Isabelle Cadoret et al, «Econométrie appliquée, Méthodes. Applications. Corrigés», 1^{re} édition, De Boeck & Larcier s. a, Bruxelles , 2004, p.318.

² Isabelle Cadoret et al (2004), P.318.

تُعطى إحصائية هذا الإختبار بالعلاقة التالية¹:

$$\zeta(r, r+1) = -T \log(1 - \zeta) \dots \dots \dots (2.117)$$

أما الفرضية (115.2) فإنه يمكن التعبير عنها في هذه الحالة كما يلي:

H: يوجد بالضبط r قيمة ذاتية موجبة.

H: يوجد بالضبط (r + 1) قيمة ذاتية موجبة.

ج. كيفية إجراء الإختبار:

إنَّ سيرورة الإختبار تنطلق مع $r = 0$ وتستمر إلى غاية قبول H، وفي هذه الحالة فإنَّ رتبة التكامل المتزامن تُعطى بالقيمة "r" التي يتم قبول H من أجلها (يتم رفض الفرضية H -توجد "r" علاقة تكامل- متزامن إذا كانت القيمة المحسوبة لكل من الإحصائيتين $TR(r)$ و/أو $\zeta(r, r+1)$ أكبر من القيمة المجدولة لهما عند مستوى معنوية معين).

في ظل H، إحصائيتي الإختبار لا تملكان توزيعات تقاربية معيارية² (طبيعية). لذلك فإنَّ الحصول على القيم الحرجة لهذه الإحصائيات يستدعي اللجوء إلى استخدام المحاكاة، وهو ما قام به كل من Johansen و Juselius (1990) ثم Osterwald-Lenum³ (1992).

الشكل (03) من الملحق (01) يوضّح مختلف خطوات العمل المتبّعة في إطار مقارنة "Johansen"، إنطلاقاً من اختبار درجة تكامل المتغيّرات محل الدّراسة، وصولاً إلى تقدير نموذج "VAR"، في شكله المقيد (نموذج "VECM")، أو بدون قيود (نموذج "VAR" للمتغيرات في شكل مستويات أو في شكل فروقات).

ملاحظة (8.2):

يوجد خمس جداول مختلفة للقيم الحرجة، ولهذا فإنه لا بدّ من إختيار الجدول المناسب عند إجراء الإختبارات، إذ أنّ هذه الجداول تختلف تبعاً لإدراج (أو عدم إدراج) الحدّ الثابت و/أو حد الإتجاه العام في كل من معادلات التّموذج VAR (نموذج تصحيح الخطأ) و/أو معادلات التّكامل المتزامن، والذي يتعلّق بدوره بطبيعة البيانات المدروسة وخصائصها، كما يلي⁴:

✓ عدم امتلاك البيانات المدروسة لاتجاهات عامة خطيّة:

¹ Isabelle Cadoret et al (2004), P. 319.

² لأكثر تفاصيل أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP.645-647.

³ M. Osterwald-lenum, «A Note on Quintiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.54, 1992, PP.461-471.

⁴ S. Johansen (1995), PP. 80-84.

- 1) غياب الإتجاه العام المُحدّد (الخطي) ضمن مستويات المتغيّرات¹ (level data)، وغياب الحد الثابت في انحدارات التّكامل المتزامن.
- 2) غياب الإتجاه العام الخطي ضمن مستويات المتغيّرات ، ووجود الحد الثابت ضمن انحدارات التّكامل المتزامن.
- ✓ امتلاك البيانات لاتجاهات عامة خطيّة:
- 3) وجود الإتجاه العام الخطي ضمن مستويات المتغيّرات، لكن انحدارات التّكامل المتزامن تحتوي على الحد الثابت فقط (only intercept).
- 4) وجود الإتجاه العام الخطي ضمن كلّ من مستويات المتغيّرات، وانحدارات التّكامل المتزامن.
- ✓ امتلاك البيانات لاتجاهات عامة تربيعية (quadratic trends):
- 5) وجود اتجاه عام تربيعي ضمن مستويات المتغيّرات ، ووجود اتجاه عام خطّي ضمن انحدارات التّكامل المتزامن.

خلاصة الفصل الثاني:

لقد أصبحت نماذج "VAR"-التي تم تقديمها لأول مرة من طرف "C. A. Sims"(1980)- أداة أساسية لا يمكن الاستغناء عنها، في مختلف الأبحاث التجريبية الاقتصادية التي تهدف إلى: وصف وتحليل البيانات، إنتاج تنبؤات حول ظاهرة معيّنة، أو تحليل السياسات الاقتصادية بمختلف أنواعها، وذلك بفضل وسائل التحليل التي تقدّمها هذه التقنيّة (اختبارات السببية، تحليل دوال الاستجابة و تفكيك التباين)، والتي وفرت إطاراً جديداً لدراسة وتحليل العلاقات الديناميكية التي تحدث بين متغيرات النظام محل الدراسة.

لكن بالرغم من أن مؤيدي هذه المقاربة يشدّدون ويركزون الاهتمام على محاسنها، مُجملةً في: عنصر البساطة (الذي يتجلى من خلال تجنب عناء الحاجة إلى التمييز بين المتغيرات الداخلية والخارجية، إذ تُعامل كل متغيّرات النموذج "VAR" على أنها ذات منشأ داخلي)، سهولة التقدير (حيث يمكن -ببساطة- تقدير كل معادلة من معادلات النظام باستخدام الطريفة الأبسط والأكفأ "OLS")، بالإضافة إلى جودة ودقة التنبؤات الناتجة عن هذه النماذج (والتي غالباً ما تكون أفضل من تلك الناتجة عن استخدام نماذج المعادلات الآتية

¹ أي ضمن نموذج VAR المُستخدم في عمليّة الاختبار.

الهيكلية، التي تعد أكثر تعقيداً). يبقى أن منتقدوها يسمونها بعدد النقائص والسلبيات المُجسدة في: الطابع غير النظري لهذه النماذج -الذي يتجلى من خلال قلة اعتمادها على المعلومات المُسبقة- وما يمكن أن يؤدي إليه من مشاكل، تتعلق خاصة بالاستنباط الهيكلي (Structural Inference).

بالإضافة إلى هذا تبقى قضية تحديد درجة التأخير المناسبة أكبر عائق يواجه تطبيقات نماذج "VAR" حيث أن مشكل أخطاء التّحديد، وفقدان درجات الحرية يُطرح بشدّة، خاصة مع العينات المحدودة. من جهة أخرى، فإنه كثيراً ما يتم الحديث عن ضرورة استقرار كل المتغيرات المكوّنة للنظام "VAR" وفي هذا الصّدّد نجد أن عملية تحويل البيانات غير المستقرّة (إجراء الفروقات الأولى مثلاً) -كما أشار "Harvey"¹- قد تؤدي إلى الحصول على نتائج غير مرضية (unsatisfactory results).

في الأخير نجد أن استخدام تحليل دوال الاستجابة -الذي يتم اللّجوء إليه لمواجهة صعوبة التفسير الفردي للمعلومات في نماذج "VAR"- قد وُضع محل شك من طرف عدة باحثين². من جهتنا، سنقوم -من خلال الفصل الموالي- بتطبيق الأدوات والتقنيات الإحصائية المفصلة في هذا الفصل على البيانات التي بحوزتنا، بهدف الوصول إلى إجابة مقنعة وواضحة للإشكالية الأساسية التي تطرحها هذه الدراسة.

¹ A. Harvey, «The Econometric Analysis of Time Series», The MIT Press, 2nd ed, Cambridge, Mass., 1990, p. 83.
² لتفاصيل أفر حول الموضوع، أنظر: D. E. Runkle, «Vector Autoregression and Reality», Journal of Business and Economic Statistics, vol. 5, 1987, pp. 437-454.

الفصل الثالث:

تطبيق مباشر: أثر سعر النفط
على مختلف المتغيرات

مقدمة الفصل الثالث:

في الواقع، هناك العديد من قنوات الانتقال التي يمكن لأسعار النفط أن تؤثر من خلالها على أداء النشاط الاقتصادي. لذا فإن الهدف الأساسي المتوخى من وراء هذه الدراسة يكمن في تحليل ودراسة الآثار التي يمكن أن تُخلفها صدمات أسعار النفط على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية الأساسية في الجزائر (الإنفاق الحكومي، عرض النقد، البطالة والتضخم)، تحديد اتجاهات علاقات السببية، وقياس أهمية وشدة مثل هذه الآثار. وهو ما يمكن بلوغه عن طريق تمييز كيفية تأثير تقلبات أسعار النفط على هذه المتغيرات وتحديد استجاباتها الديناميكية للصدمات الناتجة عن هذه الأسعار. وفي هذا الصدد نجد أن وجود متغيرات تعبر عن السياسات الاقتصادية (متغيرة الإنفاق الحكومي ومتغيرة عرض النقد) إلى جانب المتغيرات التي تعبر عن النشاط الاقتصادي (البطالة والتضخم) من شأنه أن يساعد على رصد الآثار المباشرة وغير المباشرة التي يمكن أن تمارسها أسعار النفط على متغيرات النشاط الاقتصادي.

من أجل فهم وإدراك طبيعة سير الاقتصاد على المستوى الكلي، على الاقتصادي أن ينظر إلى هذا الأخير على أنه عبارة عن نموذج ديناميكي احتمالي يأخذ بعين الاعتبار الصدمات العشوائية الحالية والماضية. وهذا ما تترجمه حقيقة نماذج أشعة الانحدار الذاتي "VAR" التي تعتبر بمثابة أداة تجريبية مناسبة، تساعد على فهم واستيعاب طبيعة تأثير هذه الصدمات، وذلك نظراً لقدرتها على تقديم وصف شامل ودقيق للهيكل الديناميكي الحقيقي للنظام المدروس، إذ أنها تتجنب افتراض قيود التمييز -المعبّرة عن مختلف النظريات الاقتصادية والتي من شأنها تشويه هذا الهيكل - فاسحة المجال للمعطيات والبيانات الاقتصادية للتعبير عن نفسها بحرية.

في هذا الفصل سنحاول الوصول إلى تقدير العلاقة بين أسعار النفط، الإنفاق الحكومي، عرض النقد، البطالة والتضخم في الجزائر، وذلك من خلال أربعة مراحل أساسية مقسّمة على ثلاث مباحث كما يلي:

المبحث الأول يتضمن دراسة أولية تحليلية للبيانات المستخدمة في الدراسة، حيث سنقوم بتقديم وتعريف كل متغيرة من متغيرات الدراسة، قبل أن نُخضعها إلى مجموعة من الاختبارات الإحصائية، لغرض اكتشاف خصائصها الجوهرية، التي تعتبر ضرورية لمعالجة إحصائية سليمة لهذه المتغيرات.

في المبحث الثاني، سنعمد -في إطار منهجية أشعة الانحدار الذاتي "VAR"- إلى تحديد النموذج الديناميكي الأمثل، والأكثر تمثيلاً واستيعاباً لمختلف التفاعلات التي تحدث بين المتغيرات محل الدراسة.

أما المبحث الثالث فنخصصه لعرض وتفسير نتائج محاكاة الهيكل الديناميكي للنموذج المقدر، من خلال اختبار علاقات السببية -حسب مفهوم Granger- وتحليل دوال الاستجابة الدفعية وتحليل تفكيك التباين.

المبحث 01: دراسة وصفية، تحليلية، وبيانية للبيانات:

قبل استخدام أي مجموعة من البيانات -بيانات السلاسل الزمنية على وجه الخصوص- في أي دراسة كانت، لابد من معالجتها جيداً (Validating Data) من خلال إخضاعها لمختلف الاختبارات البيانية والإحصائية التي تسمح باكتشاف مميزات وخصائصها الإحصائية الجوهرية، وتقديم صورة واضحة عن كيفية تطور سلوك المتغيرات التي تعبر عنها.

1. عرض وتحليل وصفي للمعطيات: البيانات وخصائصها الإحصائية.

1.1. تقديم وتعريف المتغيرات:

لمحاولة استنباط درجة التأثير بين سعر النفط ومختلف المتغيرات ارتأينا الإعتماد على بيانات سلاسل زمنية سنوية تمتد على طول الفترة (1970-2010)، ليتم الحصول على ما قيمته 41 مشاهدة في المجموع. و فيما يلي نقدم تعريف لكل متغيرة من متغيرات الدراسة:

❖ **متغيرة سعر النفط "P":** يمكن اعتبارها كمصدر للصدمات الخارجية (حيث تُعتبر تجديلات هذه المتغيرة كمقياس لهذه الصدمات)، وهي عبارة متوسطات سنوية للأسعار الأسبوعية² (فوب)، مُعبّرًا عنها بالقيمة الاسمية (دولار/البرميل). ابتداءً من 1970 وإلى غاية أكتوبر 1974، المتغيرة "P" تمثل 93% من السعر المعلن للعربي الخفيف (Arab Light)، فوب رأس تنورة. من نوفمبر 1974 حتى ديسمبر 1981 تمثل السعر الرسمي للعربي الخفيف (فوب رأس تنورة). انطلاقاً من 1982 تمثل السعر الفوري (الآني) لسلة أوبك المرجعية.

❖ **متغيرة الإنفاق الحكومي "DEP":** هي عبارة عن أداة من أدوات السياسة الاقتصادية (Policy Variable) وبالضبط هي أداة من أدوات السياسة المالية. المتغيرة "DEP" تشمل نفقات الاستهلاك النهائي للحكومة (نفقات التجهيز)، بالإضافة إلى جميع النفقات الحكومية الجارية على مشتريات السلع والخدمات (بما في ذلك تعويضات العمال)، كما تشمل أيضاً نفقات الدفاع والأمن الوطني، لكنها تستبعد الإنفاق الحكومي العسكري الذي يشكل جزءاً من تكوين رأس المال الحكومي، المعطيات مُعبّر عنها بالقيمة الاسمية وبالعملة المحلية³ (مليون دج).

❖ **متغيرة عرض النقد "M2":** هذه المتغيرة هي الأخرى تعبر عن السياسة الاقتصادية (السياسة النقدية).

¹ Organization of the Petroleum Exporting Countries, « OPEC Annual Statistical Bulletin 2008 », Ueberreuter Print und Digimedia, Austria, 2009, p. 117 and OPEC Annual Statistical Bulletin 2010, 2011, P. 87.

² Annual averages of Weekly fob quotations.

³ Office National Des Statistiques, «Rétrospective Statistique 1970-2002», Edition 2005, et Les Rapports Annuels de La Banque d'Algérie: 2002-2010.

⁴ المعطيات مأخوذة عن مختلف المنشورات الإحصائية، والتقارير السنوية لبنك الجزائر وصندوق النقد الدولي.

وتشمل النقود وأشباه النقود: مجموع العملة خارج البنوك، والودائع تحت الطلب بخلاف ودائع الحكومة المركزية، والودائع لأجل، والمُدخرات، والودائع بالعملة الأجنبية للقطاعات المقيمة بخلاف الحكومة المركزية. البيانات مُعبّر عنها بالقيمة الإسمية للعملة المحلية (مليون دج).

❖ **متغيرة معدّل البطالة "CH":** تعتبر من بين أهم المتغيرات الاقتصادية الكلية، ويتم التعبير عن معدّل البطالة (حسب تعريف المكتب الدولي للعمل) كنسبة مئوية بين إجمالي القوى العاطلة عن العمل إلى إجمالي القوى النشطة. المعطيات مأخوذة عن مختلف منشورات الديوان الوطني للإحصائيات (NOS).

❖ **متغيرة معدّل التضخم "INF":** تُعبّر هذه المتغيرة عن التغير النسبي السنوي في مؤشر أسعار المستهلك الذي تم حسابه باعتبار سنة 1989 كسنة أساس. المعطيات مأخوذة عن البيانات المنشورة من طرف الديوان الوطني للإحصائيات، بالإضافة إلى التقارير السنوية لبنك الجزائر وصندوق النقد الدولي.

2.1. تحليل وصفي للمتغيرات:

سنقوم من خلال هذه الخطوة بحساب مختلف الإحصائيات الوصفية للبيانات (القيمة العظمى، القيمة الدنيا، القيمة الوسطية، القيمة المتوسطة، الانحراف المعياري)، والتي تسمح لنا بتكوين فكرة عن كيفية تطوّر مختلف قيم هذه البيانات أثناء الفترة المدروسة، وكذا درجة تجانس مستوياتها. المعاملين "Skewness"¹ و "Kurtosis"²، بالإضافة إلى إحصائية "Jarque-Bera"³، تسمح لنا باختبار فرضية التوزيع الطبيعي لدى السلاسل المدروسة.

1.2.1. تحليل سلسلة سعر النفط "P":

من بين 41 مشاهدة مكوّنة للسلسلة "P" نجد أن أدنى قيمة شهدتها أسعار البترول خلال الفترة المعنية سُجّلت في بدايتها (1,67000)، بينما سُجّلت أعلى قيمة لها سنة 2008، أين وصلت إلى حدود الـ (94,45000) ، ليلعب متوسط الأسعار للفترة ما قيمته (25,72439).

ينصّف مشاهدات السلسلة قيمة وسطية مقدّرة بـ (18,62000)، في حين يُعبّر عن تباعد هذه المشاهدات بالنسبة إلى متوسطها بانحراف معياري قدره (20,64200)، وهي قيمة تعكس نوع من اللاتجانس لدى مستويات السلسلة "P"، والذي يمكن التخفيف من حدّته عن طريق اللجوء إلى إجراء تحويل لوغاريتمي على

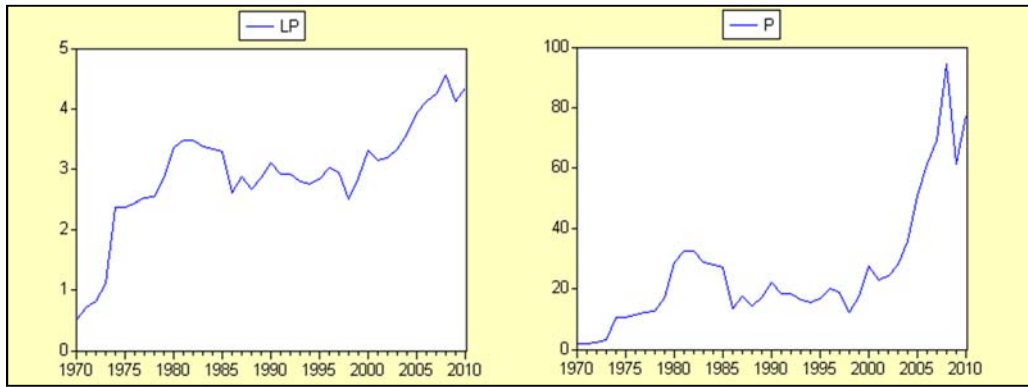
¹ هو عبارة عن معامل لقياس عدم تناظر (asymmetry) توزيع السلسلة حول متوسطها، حيث يكون التوزيع غير متناظر إذا كان هذا المعامل يختلف عن الصفر. لاكثر تفاصيل أنظر: Eviews.5 User's Guide, P.299

² هذا المعامل هو عبارة عن مقياس لتطاول (peakedness) أو تسطح (flatness) توزيع السلسلة، حيث يكون هذا الأخير متطاول (مسطح) إذا كانت قيمة هذا المعامل أكبر (أقل) من 3 (قيمة معامل التسطح للتوزيع الطبيعي)، أنظر: Eviews. 5 User's Guide, P. 300

³ تستخدم هذه الإحصائية لاختبار فرضية التوزيع الطبيعي للمتغيرة المدروسة، حيث أن قيمة مرتفعة لهذه الإحصائية (قيمة محسوبة أكبر من القيمة الجدولة لـ χ عند مستوى معنوية معين) من شأنها أن تقودنا إلى رفض فرضية التوزيع الطبيعي. أنظر: Eviews. 5 User's Guide, P. 300

السلسلة "P"، حيث تكون قيم السلسلة الناتجة عن عملية التحويل -والتي نرسم لها بالرمز "LP"- أكثر تجانساً (أنظر الشكل (1.3) الذي يبدي الاختلاف بين السلسلتين)، بانحراف معياري قدره (0,900088). خلال الفترة المدروسة، معامل التسطح لكلا السلسلتين "P" و "LP" يفوق القيمة (3,00000)، مما يستدعي احتمال عالي مرافق للقيم المتطرفة، بالإضافة إلى ذلك فإن قيمة معامل اللاتناظر غير المعدومة هي دليل على عدم تناظر توزيعي السلسلتين. نتيجة تدعمها إحصائية (J-B) ذات القيمة المرتفعة، المرفوقة بمستوى معنوي ضعيف (خاصة بالنسبة للسلسلة "P")، والتي تدفعنا إلى رفض فرضية التوزيع الطبيعي للسلسلتين¹.

الشكل (1.3)²: التمثيل البياني للسلسلتين "P" و "LP".



2.2.1. تحليل سلسلة الإنفاق الحكومي "DEP":

بالنسبة للمتغيرة "DEP" فإن أدنى مستوى لها خلال الفترة المدروسة سُجّل مع بداية هذه الفترة مقدراً بـ (5876)، ليعرف الإنفاق الحكومي بعد ذلك إتحافاً تصاعدياً إلى أن بلغ أعلى مستوياته -المقدرة بـ (4512800)- في نهاية الفترة (سنة 2010)، في حين سُجّل مستوى متوسط للفترة ككل، مقدراً بـ (859682,7)، ومستوى وسطي مقدراً بـ (136500).

يُعبّر عن تشتت قيم السلسلة "DEP" بانحراف معياري قدره (1244094)، يعكس قدرًا كبيراً من الإختلاف وعدم التجانس السائد بين مختلف مستوياتها. هذا المشكل يمكن معالجته عن طريق إخضاع السلسلة "DEP" إلى تحويل لوغاريتمي يجعل قيمها أقل اختلافاً وأكثر تجانساً (أنظر الشكل (2.3))، وهو ما يبدو جلياً من خلال القيمة المنخفضة نسبياً (2,004930) للانحراف المعياري للسلسلة الناتجة³، التي نرسم لها بالرمز "LDEP".

هذا التحويل أدى أيضاً إلى اقتراب توزيع السلسلة "DEP" من التوزيع الطبيعي، حيث أن مستوى المعنوية

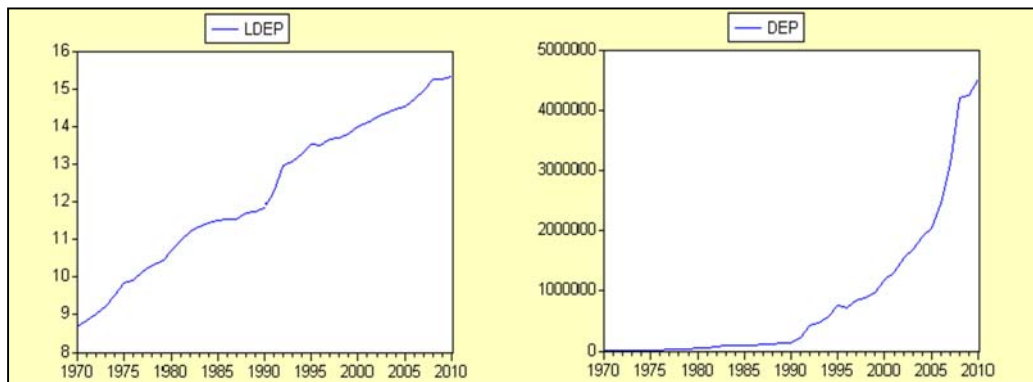
¹ أنظر الشكل (01) من الملحق (03).

² EViews 5.0

³ أنظر الشكل (02) من الملحق (03).

الكبير لإحصائية "J-B" للسلسلة "LDEP" (Prob(J-B)=0,27)، والذي يفوق 0,05 يدفعنا إلى قبول فرضية التوزيع الطبيعي لها، بعد رفضها بالنسبة للمتغيرة "DEP".

الشكل (2.3)¹: التمثيل البياني للسلسلتين "LDEP" و "DEP".

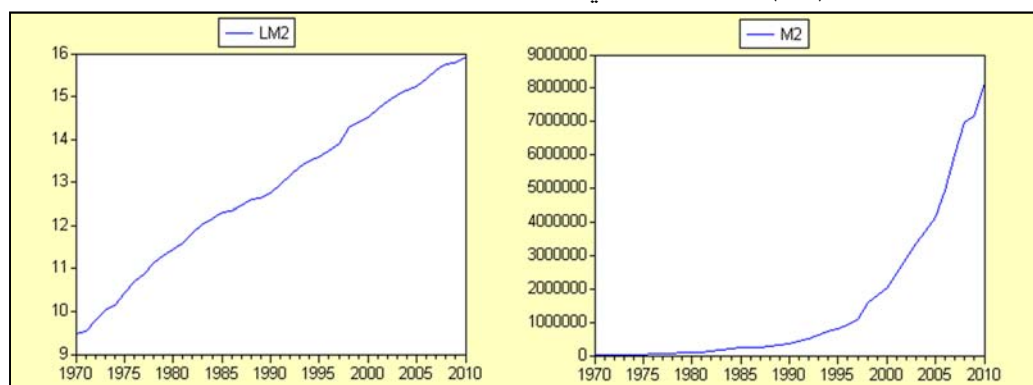


3.2.1. تحليل سلسلة عرض النقد "M2":

خلال الفترة المدروسة بلغ متوسط عرض النقد ما قيمته (1537598)، حيث -وكما هو الحال بالنسبة للإنفاق الحكومي- سُجِّلت أدنى قيمة عند بداية فترة الدراسة (13076)، بينما سُجِّلت أعلى قيمة مشاهدة عند نهاية الفترة (8162800)، في حين سُجِّلت قيمة وسطية قدرها (343005) سنة 1990.

يمكن أن نهتدي إلى التشتت واللاتجانس الكبير الذي يميّز قيم السلسلة "M2" من خلال القيمة المرتفعة (2242727) للانحراف المعياري المحسوب لمختلف مشاهداتها. لكن نلاحظ أن حساب اللوغاريتم الطبيعي للسلسلة "M2" يمكن أن يخفّف من وقع هذا المشكل، حيث تكون قيم السلسلة الناتجة "LM2" أكثر تجانساً (أنظر الشكل (3.3))، كما يبدو من خلال قيمة انحرافها المعياري عن متوسطها (1,920090)، بالإضافة إلى توزّع قيمها -على عكس قيم السلسلة "M2"- توزيعاً طبيعياً، كما تُظهره المعنوية الإحصائية العالية لإحصائية الإختبار "J-B" والمقدّرة بـ (0,37)².

الشكل (3.3): التمثيل البياني للسلسلتين "M2" و "LM2".



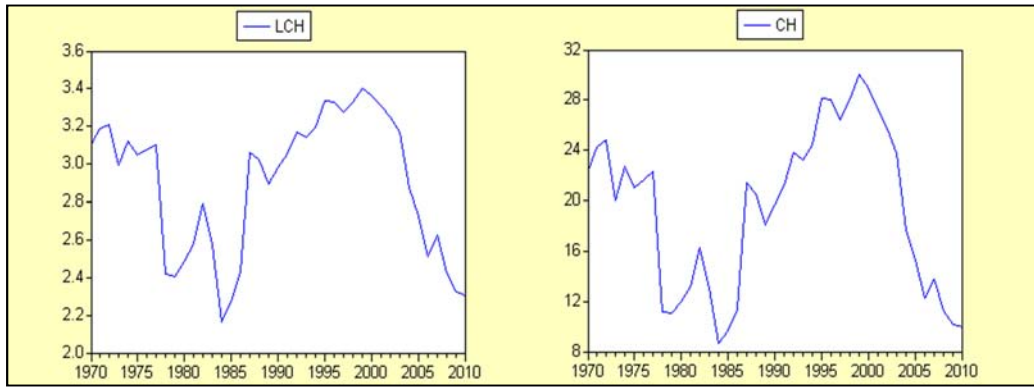
¹ EViews 5.0

² أنظر الشكل (03) من الملحق (03).

4.2.1. تحليل سلسلة معدّل البطالة "CH":

يبلغ متوسط معدّل البطالة للفترة (1970-2010) مقدار (19,38)، حيث سُجل أدنى معدّل بطالة سنة 1984 (8,70) في حين وصل هذا المعدّل إلى أعلى مستوياته مع نهاية عشرينيّة التسعينات، وبالضبط في سنة 1999 أين بلغ حد الـ (30,00)، مع تسجيل قيمة وسطية في حدود الـ (21,00). يُقدّر الإنحراف المعياري لمختلف مشاهدات العينة عن متوسطها بـ (6,411665)، بينما يؤدي حساب اللوغاريتم الطبيعي لهذه المشاهدات إلى انخفاض هذه القيمة إلى (0,367061)، مما يمكن اعتباره كدليل على ارتفاع درجة تجانس قيم السلسلة المُحوّلة "LCH" مقارنة بالسلسلة الأصلية "CH" (أنظر الشكل (4.3)). في المقابل نجد أن قيم كلا السلسلتين تتوزعان توزيعاً طبيعياً كما، يبدو من خلال المعنوية الإحصائية المرتفعة لإحصائية الإختبار "J-B" لكلّ منهما¹.

الشكل (4.3)²: التمثيل البياني للسلسلتين "CH" و "LCH".



5.2.1. تحليل سلسلة معدّل التضخم "INF":

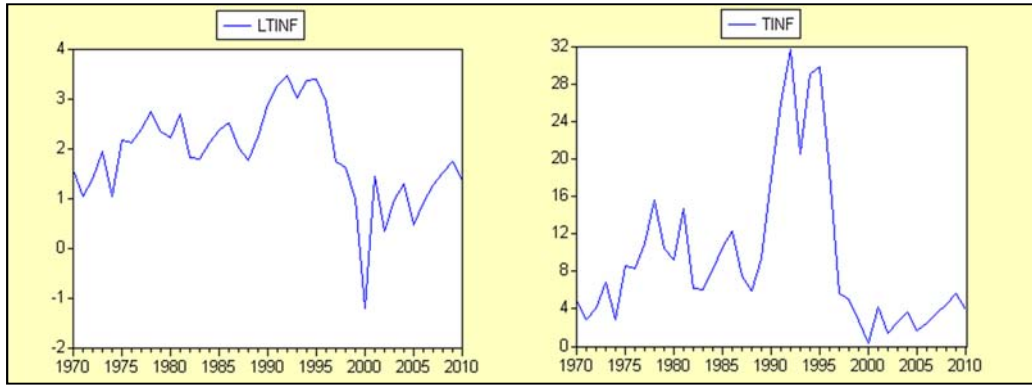
فيما يتعلّق بمعدّل التضخم، نجد أن هذا الأخير -خلال الفترة المعنيّة- بلغ مستوى وصل إلى (9,41) في المتوسط، بعد أن حقّق أعلى مستوياته عام 1992 أين وصل إلى حدود الـ (31,70)، ليأخذ بعدها في التذبذب صعوداً ونزولاً، إلى أن بلغ أدنى مستوياته -المقدّرة بـ (0,30)- مع مطلع الألفية الثالثة. ينصّف السلسلة قيمة وسطية تُقدّر بـ (6,20)، بينما تبلغ درجة تشتت قيم السلسلة معيّراً عنها بالإنحراف المعياري، ما قيمته (8,153355). حساب اللوغاريتم الطبيعي لمختلف مشاهدات السلسلة "INF" من شأنه التّخفيف من حدّة هذا التشتت (أنظر الشكل (5.3))، إذ أن الإنحراف المعياري للسلسلة "LINF" لا يتعدّى (0,934938)³.

¹ أنظر الشكل (04) من الملحق (03).

² EViews 5.0

³ أنظر الشكل (05) من الملحق (03).

الشكل (5.3)¹: التمثيل البياني للسلسلتين "INF" و "LINF".



6.2.1. خلاصة التحليل الوصفي:

من خلال الوصف السابق يتجلى ويتضح أنّ اللاتجانس وحدة التقلب هما صفتان ملازمتان لمختلف البيانات الخاصة بمتغيرات هذه الدراسة. لهذا السبب، ولأسباب أخرى تتعلق بتفادي تأثيرات عدم تجانس وحدات القياس، وكذا التخلص من ضغوطات الإتجاه العام²، سنستخدم هذه البيانات في شكلها اللوغاريتمي، الذي يجعلها أكثر تجانساً، وبالتالي أكثر صلاحية، وملائمة.

2. دراسة الإستقرارية وتحديد درجة تكامل المتغيرات:

لقد سبق وأن أشرنا آنفاً إلى ما تكتسبه خاصية الإستقرارية من أهمية بالغة، وما يمكن أن يؤدي إليه عدم توفرها في مختلف المتغيرات المستخدمة في مختلف الدراسات الميدانية، من استنتاجات مضلّة، ونتائج مزيفة، وغير واقعية. لهذا فإن الاهتمام يجب أن ينصبّ على اختبار مدى استقاء متغيرات الدراسة لهذه الخاصية، وبالتالي ضمان المعالجة الإحصائية السليمة لهذه المتغيرات، والتي تعتبر ضرورة ملحة، للحصول على نتائج تتمتع على الأقل بقدر معين من الثقة، والمصداقية.

باستخدام الأدوات المذكورة في الفصل الثاني من هذه الدراسة، سنحاول معالجة إشكالية الإستقرار لدى المتغيرات المدروسة. باعتماد على التحليل البياني لها أولاً، ثم محاولة الحصول على جواب واضح وصريح للسؤال: ما هي درجة تكامل هذه المتغيرات؟، بالاعتماد على اختبارات Dickey-Fuller (1979-1981).

لإجراء الإختبارات نبدأ أولاً بتطبيق اختبار ديكي-فولر البسيط، بإتباع الإستراتيجية الموضحة في الشكل (01) من الملحق (02)، حيث أننا سنعمد إلى اختبار ملائمة النماذج المستعملة في هذا الإختبار عند كل مرحلة من مراحل الإستراتيجية السابقة الذكر، من خلال اختبار تحقق فرضية غياب الإرتباط الذاتي للأخطاء

¹ EViews 5.0

² علاوة لعلالي، « سياسات الضبط و الإستقرار حسب منظور النمذجة غير الهيكلية - حالة الإقتصاد الجزائري - »، أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة الجزائر، 2006-2007، ص. 125.

في هذه النماذج، لننتقل بعد ذلك إلى إجراء الإختبار باستخدام نماذج ديكي-فولر المطوّرة في حالة رفض هذه الفرضية.

ملاحظة (1.3):

✓ لبد من الإشارة إلى عدم إمكانية الاعتماد على إحصائية Durbin-Watson لاختبار فرضية غياب الارتباط الذاتي للأخطاء في النماذج المستخدمة لإجراء اختبارات ديكي-فولر، فبالإضافة إلى محدودية هذا الإختبار، التي تتعلّق أساساً بمجال عدم الحسم، وعدم إمكانية إختبار الارتباط الذاتي من الدرجات العليا، نجد أنه لا يمكن تطبيقه في النماذج التي تحتوي على متغيرات تابعة مؤخّرة¹. لهذا سنستعين باختبار مضاعف لاقرانج (Lagrange multiplier Test) لكلّ من Godfrey² Breusch³، بالإضافة إلى اختبار Ljung-Box (1978) لاختبار هذه الفرضية.

✓ لاختبار معنوية كلّ من الحد الثابت ومعلمة الإتجاه العام في نماذج ديكي-فولر، تحت فرضية وجود الجذر الأحادي الجذر الأحادي، يتم الرجوع جداول ديكي وفولر (1981) للحصول على القيم الحرجة لإحصائيات الإختبار، والتي نوضّح بعضها في الجدول التالي.

الجدول (1.3): القيم النظرية للحد الثابت والإتجاه العام عند مستوى معنوية (1%) و(5%).

النموذج الثاني		النموذج الثالث				عدد المشاهدات T
الحد الثابت		الحد الثابت		الإتجاه العام		
5%	1%	5%	1%	5%	1%	
2,61	3,41	3,20	4,05	2,85	3,74	25
2,56	3,28	3,14	3,87	2,81	3,60	50

المصدر: D.A. Dikey and W. A. Fuller (1981)

1.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LP":

1.1.2. الإستنباط البياني:

من خلال التمثيل البياني للسلسلة "LP" بدلالة الزّمن (الشكل (1.3) أعلاه)، يبدو أن هذه الأخيرة عرفت إتجاهاً عاماً تصاعدياً، عشوائياً⁴ (Upward Stochastic Trend) خلال الفترة المدروسة، ما يعني أن متوسط

¹ لتفاصيل أكثر حول الموضوع أنظر: M. Nerlove and K. F. Wallis, «Use of DW Statistic in Inappropriate Situations», *Econometrica*, Vol.34, 1966, PP. 235-238 and G. S. Maddala (1992), pp. 230 – 249.

² T. S. Breusch, «Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models», *Australian Economic Papers*, Vol. 17, 1978, PP. 334 – 355.

³ L. G. Godfrey, «Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations When the Regressors Include Lagged Dependent Variables», *Econometrica*, Vol.46, 1978, PP. 1303 – 1310.

⁴ إتجاه متصاعد عموماً، تتخلّله بعض فترات الإنخفاض.

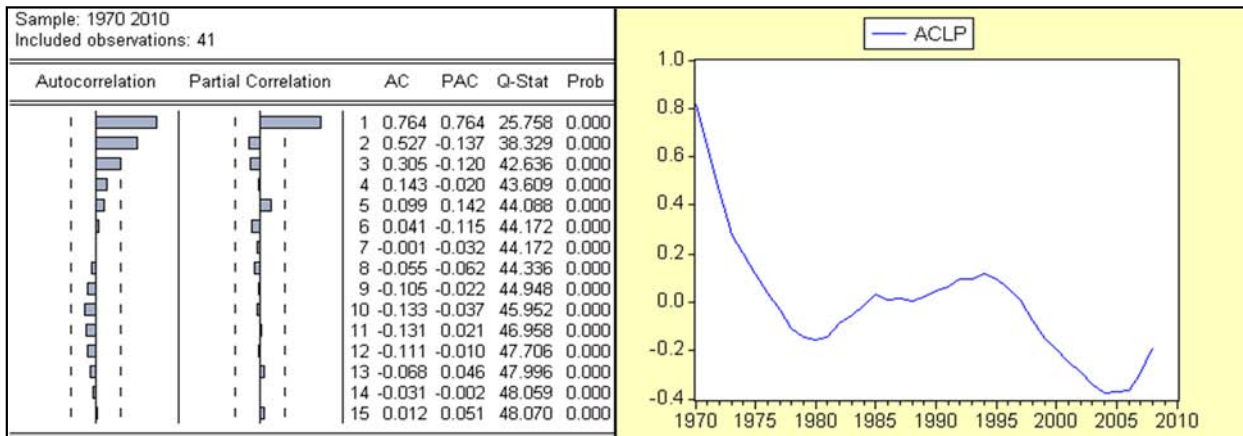
سعر النفط كان في حالة تغير مستمر مع مرور الزمن، كما أن الانحرافات عن خط الاتجاه العام¹ الذي يمثل المتوسط غير المستقر، هي ذات قيمة غير ثابتة، إذ أنها تساهم في التطور طويل المدى للسلسلة.

هذه الخصائص المميزة للمتغيرة "LP"، تتوافق مع مميزات متغيرة غير مستقرة، تتبع نموذج سير عشوائي مع انحراف (أنظر الفصل الثاني)، حيث يكون كل من متوسطها، وتباينها مرتبطين بالزمن²، والتي يمكن تحويلها إلى متغيرة مستقرة بمجرد إخضاعها إلى مرشح فروقات من الدرجة الأولى.

إن نتائج تحليل الارتباط الذاتي لمختلف قيم المتغيرتين "LP" و "DLP"³، وكذا التمثيل البياني للمتغيرة "DLP" مقابل الزمن (الشكل (11.3) أدناه) تدعم هذه الاستنتاجات. فالميزة الأساسية لمعاملات ارتباط مختلف قيم المتغيرة "LP" (والتي تظهر من خلال الشكل (6.3) في الأسفل)، تتعلق أساساً بكون هذه المعاملات تختلف عن الصفر بمعنوية (حتى بالنسبة للتأخيرات التي تزيد عن 15 سنة⁴)، حيث أن قيمة إحصائية (Q-Stat) التي تمثل إحصائية Ljung-Box- عند التأخير 15 تساوي إلى (48,07)، واحتمال الحصول على مثل هذه القيمة لإحصائية Ljung-Box تحت فرضية أن مجموع مربعات 15 معامل ارتباط ذاتي مُقدَّر يساوي الصفر، هو احتمال معدوم⁵، كما يوضحه العمود الأخير للشكل (6.3).

على العكس تماماً، نجد أن كون معاملات ارتباط قيم المتغيرة "DLP" -بالنسبة لمختلف التأخيرات- لا تختلف عن الصفر بمعنوية⁶، يدعم فرضية إستقرارية هذه الأخيرة، التي تدعم أكثر من خلال دراسة الشكل (11.3)، أين يبدو أن كل من متوسط السلسلة "DLP"، وتباينها ثابتين، ومستقلين عن الزمن.

الشكل (6.3): دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة "LP".



¹ هذه الانحرافات يتم قياسها بواسطة التباين، ولذلك يمكننا القول أن تباين قيم متغيرة سعر البترول غير ثابت، ويتغير مع مرور الزمن.

² للإطلاع على أمثلة تطبيقية أنظر: G. Kirchgässner & J. Wolsters, P.157; D.N. Gujarati, P. 801; J.D. Hamilton (1994), P.443.

³ السلسلة DLP تمثل الفروق الأولى لقيم السلسلة LP، وتُعرّف كما يلي: $DLP = LP - LP(-1)$

⁴ إن قضية إختيار عدد التأخيرات هي أساساً عبارة عن مسألة تجريبية، كقاعدة أساسية يتم حساب معاملات الارتباط الذاتي إلى غاية ثلث أو ربع طول السلسلة الزمنية المدروسة. أنظر: D. N. Gujarati (2003), P. 812.

⁵ D. N. Gujarati (2003), P. 813.

⁶ أنظر، الشكل (11) من الملحق (03).

⁷ EViews 5.0

2.1.2. دراسة الجذر الأحادي: إختبارات ديكي-فولر.

لاختبار الفرضية الصفرية التي حسبها: السلسلة "LP" غير مستقرة ("LP" تحوي على الأقل جذراً أحادياً)، نبدأ سيرورة الإختبار من النموذج (III) الذي يكتب في هذه الحالة كما يلي:

$$\Delta LP = LP + + + \dots \dots \dots (3.1)$$

بعد تقدير النموذج (1.3)، نلاحظ أن اختبار Ljung-Box يؤدي إلى قبول فرضية التشويش الأبيض لبواقي النموذج¹، نتيجة تدعمها المعنوية الإحصائية المرتفعة لإحصائية الاختبار "LM" لمختلف درجات الارتباط الذاتي. لكن عدم معنوية معلمة الاتجاه العام ($t = 2,81 < t' = 1,23$)، تجعل هذا النموذج غير ملائم لإجراءات الاختبار، وتدفعنا للانتقال إلى تقدير النموذج (II) الذي يكتب كما يلي:

$$\Delta LP = \phi LP + \gamma + \epsilon \dots \dots \dots (3.2)$$

اختباري Ljung-Box و "LM" يفضيان إلى قبول فرضية غياب الارتباط الذاتي للأخطاء (بمختلف درجاته) في هذا النموذج، كما أن معنوية معلمة الحد الثابت ($t = 2,87 > t' = 2,56$)، تجعله الأنسب لإجراء عملية الاختبار.

نقبل فرضية الجذر الأحادي ($H : \phi = 0$)، لأن: ($t = -2,93 > t' = -2,37$). وبالتالي فإن السلسلة "LP" من النوع "DS"، تتبع نموذج سير عشوائي مع انحراف - كما توصلنا إليه من خلال الاستنباط البياني - وأفضل طريقة لمعالجتها تكمن في إخضاعها إلى مرشح فروقات من الدرجة الأولى. نتائج إختبارات ديكي-فولر للسلسلة "DLP" نلخصها في الجدول التالي²:

الجدول(2.3): نتائج إختبارات ديكي-فولر للسلسلة "DLP".

النموذج المقدر	درجة التأخيرات	الإرتباط الذاتي للأخطاء	قيم معلمات الإنحدار	-t المحسوبة	-t المجدولة (5%)	القرار
(III)	P = 0	لا يوجد	-1,012	-0,82	2,81	النموذج غير ملائم بسبب عدم معنوية الاتجاه العام.
			0,173	1,55	3,14	
			-0,003	-6,03	-3,52	
(II)	P = 0	لا يوجد	0,092	1,75	2,56	النموذج غير ملائم بسبب عدم معنوية الثابت
			-0,988	-6,00	-2,93	
(I)	P = 0	لا يوجد	-0,905	-5,59	-1,95	السلسلة "DLP" مستقرة

بما أن السلسلة "DLP" مستقرة ($t = -1,95 < t' = -5,59$)، فإنه يمكننا القول أن السلسلة "LP" متكاملة من الدرجة الأولى I(1) (السلسلة "LP" مستقرة الفروقات الأولى).

¹ أنظر الشكل(06) من الملحق (03).
² لأكثر تفاصيل أنظر الشكل(06) من الملحق (03).

2.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LDEP":

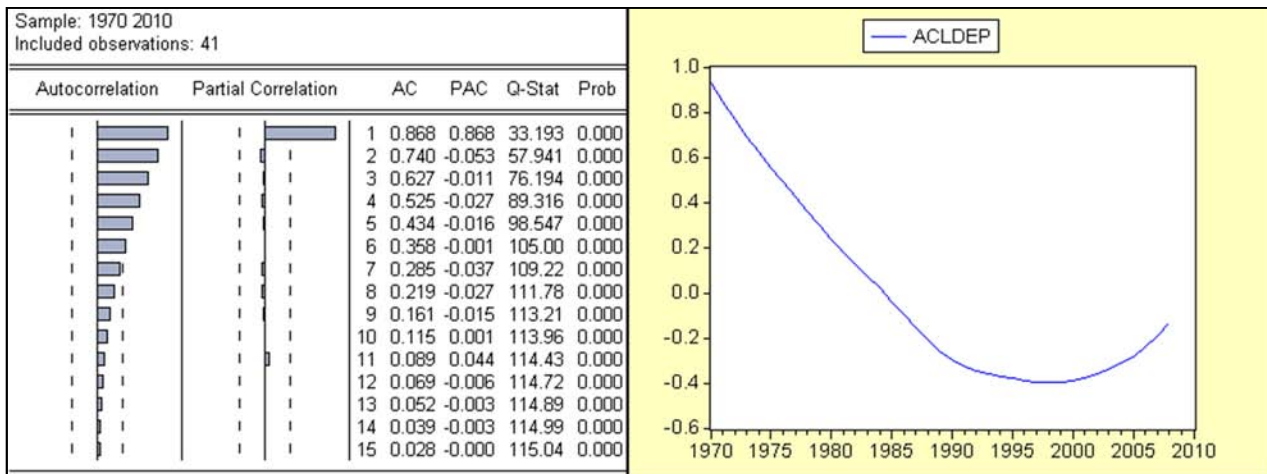
1.2.2. الاستنباط البياني:

الشكل (2.3) أعلاه، يُعبّر عن تغيّرات لوغاريتم الإنفاق الحكومي خلال فترة الدّراسة، ويُظهر أن متوسط هذه المتغيّرة (وربّما حتى تباينها)، هو في تطور وارتفاع مستمرين من سنة لأخرى، كما يبدو أن هذا الارتفاع يتم بمعدّلاتٍ متفاوتة، وغير ثابتة، مما يبرّج كقّة فرضية الطّبيعة العشوائيّة (Nature Stochastic) للاتّجاه العام على حساب فرضيّة الطّبيعة المحدّدة (Deteministic Nature) له، ويستبعد إمكانيّة كون السلسلة "LDEP" مستقرّة حول هذا الاتّجاه العام (TS).

من جهة أخرى نلاحظ من خلال التمثيل البياني لمعاملات الارتباط الذاتي لقيم السلسلة "LDEP" عند مختلف التأخيرات (الشكل (7.3) أدناه)، أن هذه الأخيرة تنطلق من قيمة مرتفعة جدّاً (0,868)، ذات معنويّة إحصائيّة عالية (Prob(Q-Stat)=0,000)، وتبقى مرتفعة المعنويّة الإحصائيّة حتى بالنسبة لدرجات التأخير العليا.

اعتماداً على هذا الوصف يمكننا استخلاص الطّبيعة غير المستقرّة للسيّورة المولّدة للسلسلة "LDEP" حيث أن سبب اللّاستقرار هو عشوائي، وغير معروف، و يمكن معالجته من خلال اللّجوء إلى تحويل يتضمّن إخضاع السلسلة "LDEP" إلى مرشّح فروقات، أين تكون السلسلة الناتجة عن هذه العمليّة (DLDEP=LDEP-LDEP(-1))، هي عبارة عن سلسلة زمنيّة مستقرّة، كما يوضّحه كلّ من التمثيل البياني لها (الشكل (11.3) في الأسفل)، ولمعاملات دالة الارتباط الذاتي بين قيمها المختلفة¹.

الشكل (7.3)²: دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة "LDEP".



¹ أنظر الشكل (12) من الملحق (03).

² EViews 5.0

2.2.2. دراسة الجذر الأحادي: إختبارات ديكي-فولر¹:

لاختبار فرضية الجذر الأحادي لدى السلسلة "LDEP" نتبع نفس الخطوات المذكورة أعلاه، والنتائج المتحصّل عليها نلخصها في الجدول التالي:

الجدول(3.3)²: نتائج اختبارات ديكي-فولر للسلسلة "LDEP".

النموذج المقدر	درجة التأخيرات	الإرتباط الذاتي للأخطاء	قيم معلمات الإنحدار	t المحسوبة	-t الجدولة (5%)	القرار
(III)	P = 0	يوجد ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى	0,029	1,83	2,81	النموذج غير ملائم بسبب وجود الإرتباط الذاتي للأخطاء.
			1,864	2,19	3,14	
			-0,189	-1,95	-3,52	
(VI)	P = 1	لا يوجد	0,043	2,60	2,81	النموذج غير ملائم بسبب عدم معنوية الإتجاه العام.
			2,497	2,91	3,14	
			-0,269	-2,72	-3,52	
(II)	P = 0	لا يوجد	0,329	2,49	2,56	الثابت غير معنوي والنموذج غير ملائم.
			-0,013	-1,25	-2,93	
(I)	P = 0	يوجد	0,012	7,21	-1,95	النموذج غير ملائم.
(IV)	P = 1	لا يوجد	0,008	3,14	-1,95	"LDEP" غير مستقرة.

من خلال نتائج اختبارات ديكي-فولر للسلسلة "LDEP"، الموضحة في الجدول (3.3) أعلاه، توصلنا إلى قبول فرضية اللإستقرار لديها ($t = 3,14 > t' = -1,95$)، بالإضافة إلى عدم معنوية معلمتي كل الإتجاه العام ($t = 2,60 < t' = 2,81$)، والحد الثابت ($t = 2,49 < t' = 2,56$).

بهذا نجد أن السلسلة "LDEP" من النوع "DS"، ويكفي إخضاعها إلى مرشح فروقات من الدرجة الأولى للحصول سلسلة زمنية مستقرة "DLDEP" كما يبدو من خلال الجدول التالي³:

الجدول(4.3): نتائج اختبارات ديكي-فولر للسلسلة "DLDEP".

النموذج المقدر	درجة التأخيرات	الإرتباط الذاتي للأخطاء	قيم معلمات الإنحدار	-t المحسوبة	-t الجدولة (5%)	القرار
(III)	P = 0	لا يوجد	-0,001	-0,88	2,81	النموذج غير ملائم بسبب عدم معنوية الإتجاه العام.
			0,163	2,93	3,14	
			-0,775	-4,75	-3,52	
(II)	P = 0	لا يوجد	0,124	3,62	2,56	الثابت معنوي، و السلسلة "DLDEP" مستقرة.
			-0,754	-4,69	-2,93	

¹ لأكثر تفاصيل، أنظر الشكل(07) من الملحق(03).

² EViews 5.0

³ EViews 5.0

الذي يُظهر معنوية المعلمة $(t = -4,69 < t' = -2,93)$ في النموذج (II) الخاص بالسلسلة "DLDEP"، مما يدفعنا إلى قبول فرضية إستقرار¹ هذه الأخيرة والتسليم بأن السلسلة "LDEP" متكاملة من الدرجة الأولى (1) $(LDEP \sim (1))$.

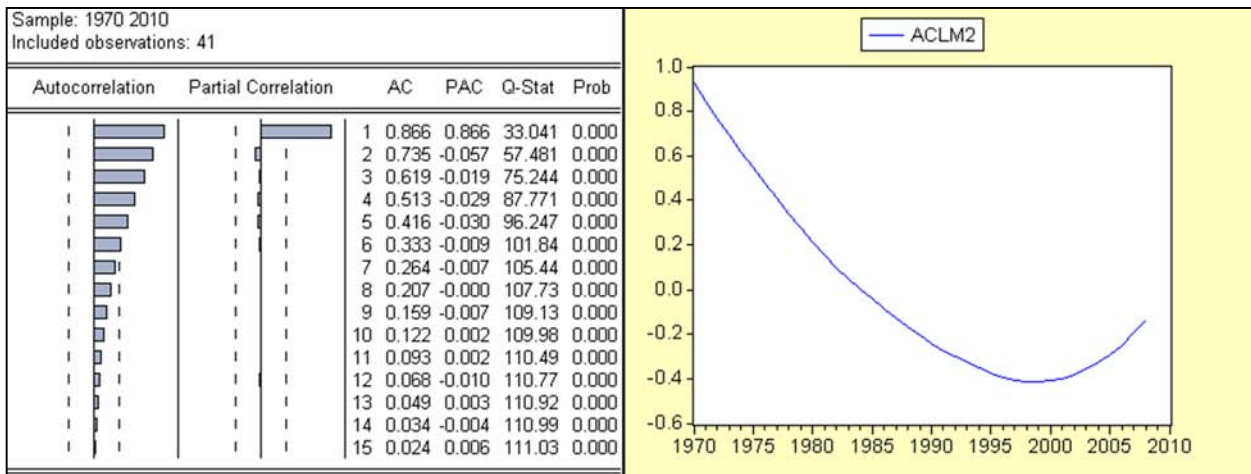
3.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LM2":

1.3.2. الإستنباط البياني:

ما قلناه عن السلسلة "LDEP" ينطبق تقريباً على السلسلة "LM2" (باستثناء بعض الإختلافات الطفيفة)، حيث أن المتغيرتين تسلكان نفس إتجاه التغير خلال الفترة المعنية بالدراسة². فمن خلال الشكل (3.3) أعلاه، تتضح خاصية اللاإستقرارية لدى السيرورة المولدة للسلسلة "LM2"، أين تظهر جلياً العلاقة الطردية التي تربط عنصر الزمن بمتوسط السلسلة، والتي تجعل هذا الأخير في تصاعد مستمر، وتكسبه صفة اللاإستقرار.

حتى دراسة دالة الإرتباط الذاتي لقيم المتغيرة "LM2" تُفضي إلى نفس النتيجة، وتصب في نفس الإتجاه إذ أن جميع معاملاتها تملك معنوية إحصائية عالية، بالإضافة علاقتها الواضحة مع عنصر الزمن، التي تعني عدم استقلال التباين و/أو التباينات المشتركة عن هذا الأخير (أنظر الشكل (8.3) أدناه). من ناحية أخرى، فإن دراسة السلسلة $(DLM2=LM2-LM2(-1))$ ، بالإعتماد على تمثيلها البياني (الشكل (11.3) أدناه)، ودالة الإرتباط الذاتي لمختلف قيمها³، تقودنا إكتشاف إستقرارية هذه الأخيرة، التي ما هي إلا عبارة عن تحويل خطي لقيم السلسلة الأصلية "LM2".

الشكل (8.3)⁴: دالة الإرتباط الذاتي ودالة الإرتباط الذاتي الجزئي للسلسلة "LM2".



¹ أي قبول الفرضية البديلة لفرضية الجذر الأحادي.

² سنعمد إلى توضيح هذه النقطة أكثر عند معالجتنا لمسألة التكامل المترامن بين متغيرات الدراسة.

³ أنظر الشكل (13) من الملحق (03).

⁴ EViews 5.0

2.3.2. دراسة الجذر الأحادي: إختبارات ديكي-فولر:

بعد أن توصلنا من خلال الدراسة البيانية إلى عدم استقرارية السلسلة "LM2"، على عكس السلسلة "DLM2" التي تمثل الفروقات الأولى لها، سنحاول بالاعتماد على إختبارات ديكي-فولر تأكيد صحة هذه النتيجة من عدمها¹، من خلال اختبار فرضية احتواء السلسلة المرافقة لجزء الانحدار الذاتي لكلا السلسلتين على جذر أحادي واحد على الأقل.

سيرورة عملية الاختبار، ونتائجه، نلخصها في الجدول التالي²:

الجدول(5.3): نتائج إختبارات ديكي-فولر للسلسلتين "LM2" و "DLM2".

النموذج المقدر	درجة التأخيرات	الإرتباط الذاتي للأخطاء	قيم معاملات الإنحدار	t المحسوبة	-t المجدولة (5%)	القرار
السلسلة "LM2"						
(III)	P = 0	لا يوجد.	0,021	1,65	2,81	عدم صلاحية النموذج بسبب عدم معنوية معلمة الإتجاه العام.
			1,552	2,01	3,14	
			-0,142	-1,77	-3,52	
(II)	P = 0	لا يوجد.	0,286	3,75	2,56	الثابت معنوي، و السلسلة "LM2" غير مستقرة.
			-0,009	-1,66	-2,93	
السلسلة "DLM2"						
(III)	P = 0	لا يوجد.	-0,001	-1,88	2,81	عدم صلاحية النموذج بسبب عدم معنوية معلمة الإتجاه العام.
			0,191	5,01	3,14	
			-0,928	-5,87	-3,52	
(II)	P = 0	يوجد ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى.	0,140	5,01	2,56	عدم صلاحية النموذج بسبب الإرتباط الذاتي للأخطاء.
			-0,859	-5,40	-2,93	
(V)	P = 1	لا يوجد.	0,145	3,92	2,56	الثابت معنوي، و السلسلة "DLM2" مستقرة.
			-0,909	-4,22	-2,93	

من خلال النتائج الموضحة في الجدول (5.3) أعلاه، تبدو بوضوح عدم استقرارية السلسلة "LM2"،

حيث توصلنا إلى قبول الفرضية: $(H : \varphi = 0)$ ، لكون: $(t = -1,66 > t' = -2,93)$.

في الوقت ذاته، فإن استقرارية السلسلة "DLM2" $(t = -4,22 < t' = -2,93)$ عدم معنوية الإتجاه

العام $(= 2,81 < ' = 1,65 <)$ ، معنوية الثابت $(= 3,75 > ' = 2,56)$ ، بالإضافة إلى غياب

¹ كما أننا سنعمد إلى تحديد نوع اللااستقرارية في حالة تأكيدها.
² لأكثر تفاصيل أنظر الشكل(08) من الملحق(03).

الإرتباط الذاتي للأخطاء في نماذج ديكي-فولر البسيطة، كلّها نتائج تدفعنا للقول بأن السلسلة "LM2" من النوع "DS"، تتبع نموذج سير عشوائي مع انحراف، ومتكاملة من الدرجة الأولى (1) $(LM2 \sim)$.

4.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LCH":

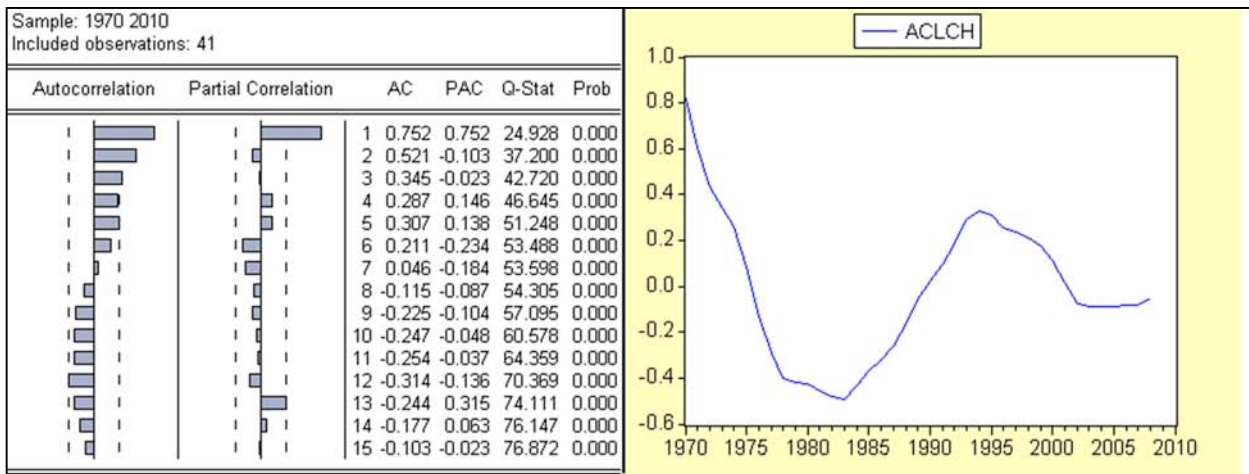
1.4.2. الإستنباط البياني:

بالنسبة لمتغيرة معدّل البطالة "LCH"، نجد أن منحنى تغيّراتها (الشكل 4.3) أعلاه) يُبدي التقلبات الكبيرة التي عرفتتها هذه الأخيرة أثناء الفترة المدروسة، ويترك انطباعاً أساسياً حول عدم ثبات مقاييس تشتت هذه المتغيرة (خاصة منها التباين).

مبدئياً هذا يدعونا إلى التسليم بعدم إستقرارية السلسلة "LCH"، التي تملك سلوكاً مشابهاً لسلوك سلسلة تتبع نموذج سير عشوائي بدون انحراف¹، أين تُعدّ تقنيّة الفروقات أمثل طريقة لمعالجة مشكلة اللاإستقرارية لدى هذا النوع من السلاسل الزمنية.

نتائج تحليل دالة الإرتباط الذاتي لقيم السلسلة LCH (الشكل 9.3) أدناه) لا تخالف هذه الإستنتاجات، حيث يتجلى هذا من خلال المعنوية الإحصائية العالية لمختلف معاملات الإرتباط الذاتي الموافقة لمختلف التأخيرات. كما أن تحليل خصائص السلسلة $(DLCH=LCH-LCH(-1))$ ، يُسفر هو الآخر عن نتائج موافقة لنتائج التحليل السابق، إذ أن الشكل (11.3) في الأسفل يوضّح إستقرار كلّ من متوسط السلسلة "DLCH" وتباينها، في حين تُوضّح دالة الإرتباط الذاتي استقلال مختلف الإرتباطات الذاتية وبالتالي مختلف التباينات المشتركة الذاتية- عن الزمن².

الشكل (9.3)³: دالة الإرتباط الذاتي ودالة الإرتباط الذاتي الجزئي للسلسلة "LCH".



¹ للإطلاع على أمثلة تطبيقية أنظر: J. D. Hamilton (1994), P.443; D. N. Gujarati (2003), P. 801; and G. Kirchgässner & J.wolsters (2007), P.157.

² أنظر الشكل (14) من الملحق (03).

³ EViews 5.0

2.4.2. دراسة الجذر الأحادي: إختبارات ديكي-فولر:

دائمًا، ولغرض تأكيد (أو نفي) نتائج التحليل البياني لخاصية الإستقرارية لدى السلسلة "LCH"، تتم الإستعانة بالإختبارات الإحصائية لديكي-فولر، التي نلخص نتائج تطبيقها على كلٍّ من السلسلتين "LCH" و"DLCH" في الجدول التالي¹:

الجدول(6.3): نتائج اختبارات ديكي-فولر للسلسلتين "LCH" و"DLCH".

النموذج المقدر	درجة التأخيرات	الإرتباط الذاتي للأخطاء	قيم معلمات الإنحدار	t المحسوبة	-t المجدولة (5%)	القرار
"LCH" السلسلة						
(III)	P = 0	يوجد إرتباط ذاتي للأخطاء من عدة درجات ² .	-0,001	-0,52	2,81	عدم صلاحية النموذج بسبب الإرتباط الذاتي للأخطاء.
			0,362	1,36	3,14	
			-0,121	-1,36	-3,52	
(VI)	P = 1	لا يوجد.	0,000	-0,23	2,81	عدم ملائمة النموذج بسبب عدم معنوية معلمة الإتجاه العام.
			0,462	1,62	3,14	
			-0,160	-1,66	-3,52	
(II)	P = 0	يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء.	0,337	1,30	2,56	النموذج غير ملائم بسبب الإرتباط الذاتي للأخطاء.
			-0,122	-1,38	-2,93	
(V)	P = 1	لا يوجد.	0,453	1,62	2,56	النموذج غير ملائم بسبب عدم معنوية الحد الثابت.
			-0,162	-1,71	-2,93	
(I)	P = 0	يوجد.	-0,008	-0,80	-1,95	النموذج غير صالح (إ.ذ).
(IV)	P = 1	لا يوجد.	-0,009	-0,82	-1,95	"LCH" غير مستقرة.
"DLCH" السلسلة						
(III)	P = 0	لا يوجد.	-0,001	-0,37	2,81	عدم ملائمة النموذج بسبب عدم معنوية معلمة الإتجاه العام.
			0,002	0,03	3,14	
			-0,918	-5,53	-3,52	
(II)	P = 0	لا يوجد.	-0,020	-0,63	2,56	النموذج غير ملائم بسبب عدم معنوية الحد الثابت.
			-0,912	-5,59	-2,93	
(I)	P = 0	لا يوجد.	-0,902	-5,59	-1,95	"DLCH" مستقرة.

هكذا نتوصل إلى التأكيد من عدم استقرار السلسلة "LCH"، حيث يبدو جلياً من خلال الجدول (6.3) أعلاه عدم معنوية المعلمة $(t = -1,95 > t' = -0,82)$ ، مما يعني -بعبارة أخرى- معنوية

¹ لتفاصيل أوفى، أنظر الشكل(09) من الملحق(03).
² اختبار مضاعف لاقرانج يؤدي إلى اكتشاف الإرتباط الذاتي للأخطاء من الدرجات (5، 6، 7، 8، 9، 10).

الفرضية ($H_0 : \rho = 0$)، التي تعني بدورها إحتواء السيرورة المرافقة لجزء الإنحدار الذاتي للسلسلة "LCH" على جذرٍ أحاديٍّ واحدٍ على الأقل.

النتائج المرافقة لهذه النتيجة، والمتعلقة أساساً بعدم معنوية معلمي الثابت ($\rho = 1,62 <$

2,56) والإتجاه العام ($\rho = 2,81 < \rho = -0,23$)، بالإضافة إلى عدم استقرارية السلسلة "DLCH" ($t = -1,95 < t = -5,59$)، تؤكّد أن السلسلة "LCH" من النوع "DS"، بالإضافة إلى أنها متكاملة من الدرجة الأولى ($LCH \sim (1)$).

5.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LINF":

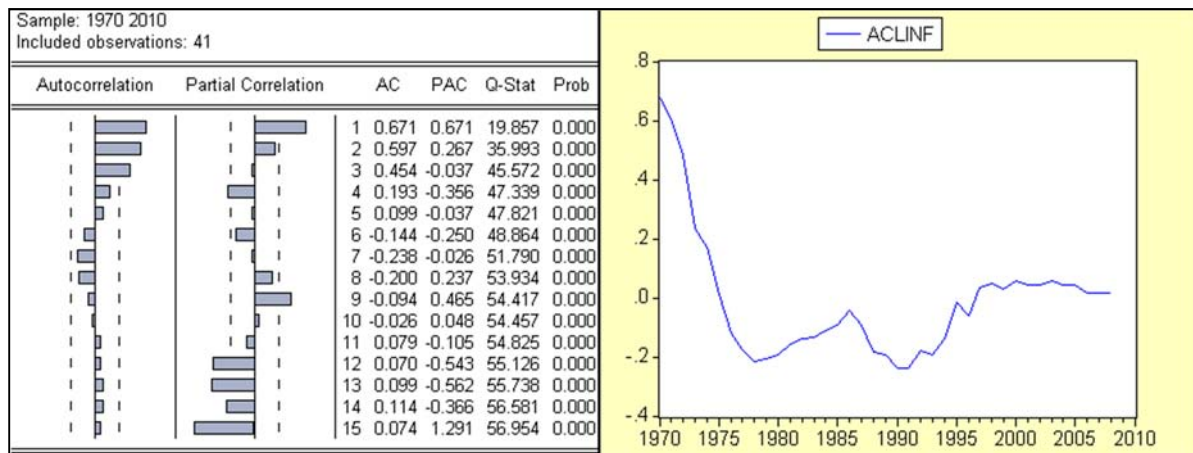
1.5.2. الإستنباط البياني:

فيما يتعلّق بسلسلة معدّل التضخم "LINF"، نلاحظ أن سلوك هذه الأخيرة خلال الفترة المدروسة مشابه نوعاً ما لسلوك المتغيرة "LCH"¹، إذ نلاحظ من خلال الشكل (5.3) أعلاه، أن تباينها يُبدي تغييراً كبيراً مع مرور الزمن، كما أن الشكل (10.3) يبدي المعنوية الإحصائية المرتفعة لمعاملات الارتباط الذاتي لقيم السلسلة "LINF" وكذا علاقة هذه المعاملات بالزمن.

كل هذه الملاحظات تجعلنا نسلّم مسبقاً بعدم استقرارية هذه المتغيرة، ونقترح إخضاعها إلى مرشح فروقات بُغية معالجة مشكلة اللاإستقرار لديها.

هذا الإقتراح تدعمه الدراسة البيانية للسلسلة ($DLINF=LINF-LINF(-1)$)، إذ أن كلٌّ من التمثيل البياني لتغيرات قيم هذه السلسلة مع الزمن (الشكل (11.3) أدناه)، وكذا التمثيل البياني لمعاملات الارتباط الذاتي لمختلف قيمها² -على عكس تلك الخاصة بالسلسلة LINF- يُبيدان خاصية الإستقرار لديها.

الشكل (10.3)³: دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة "LINF".



¹ نتكلم عن التشابه من حيث درجة التغير، دون مراعاة حجم هذا التغير واتجاهه.
² أنظر الشكل (15) من الملحق (03).

³ EViews 5.0

2.5.2. دراسة الجذر الأحادي: إختبارات ديكي-فولر:

على غرار باقي المتغيرات المدروسة، سنحاول تدعيم التحليل البياني لخاصية الإستقرارية لدى السلسلة "LINF" بتحليل إحصائي، يجعل عملية الإختبار أكثر دقة ومصداقية.

نتائج إختبارات ديكي-فولر للسلسلتين "LINF" و "LDINF" نوضحها في الجدول التالي¹:

الجدول (7.3): نتائج إختبارات ديكي-فولر للسلسلتين "LINF" و "DLINF".

النموذج المقدر	درجة التأخيرات	الإرتباط الذاتي للأخطاء	قيم معلمات الإنحدار	t المحسوبة	-t الجدولة (5%)	القرار
"LINF" السلسلة						
(III)	P = 0	يوجد إرتباط ذاتي من الدرجة الأولى.	-0,010	-1,09	2,81	عدم صلاحية النموذج بسبب الإرتباط الذاتي للأخطاء.
			0,897	2,43	3,14	
			-0,358	-2,89	-3,52	
(VI)	P = 1	لا يوجد إرتباط ذاتي للأخطاء.	-0,013	-1,30	2,81	عدم ملائمة النموذج بسبب عدم معنوية معلمة الإتجاه العام.
			0,837	2,13	3,14	
			-0,289	-2,18	-3,52	
(II)	P = 0	يوجد إرتباط ذاتي للأخطاء.	0,602	2,38	2,56	النموذج غير ملائم بسبب الإرتباط الذاتي للأخطاء.
			-0,321	-2,68	-2,93	
(V)	P = 1	لا يوجد إرتباط ذاتي للأخطاء.	0,456	1,72	2,56	النموذج غير ملائم بسبب عدم معنوية الحد الثابت.
			-0,235	-1,84	-2,93	
(I)	P = 0	يوجد.	-0,065	-1,16	-1,95	النموذج غير صالح (إ.ذ).
(IV)	P = 1	لا يوجد.	-0,035	-0,66	-1,95	"LCH" غير مستقرة.
"DLINF" السلسلة						
(III)	P = 0	لا يوجد إرتباط ذاتي للأخطاء.	-0,006	-0,62	2,81	عدم ملائمة النموذج بسبب عدم معنوية معلمة الإتجاه العام.
			0,143	0,59	3,14	
			-1,406	-9,30	-3,52	
(II)	P = 0	لا يوجد إرتباط ذاتي للأخطاء.	0,010	0,09	2,56	النموذج غير ملائم بسبب عدم معنوية الحد الثابت.
			-1,403	-9,37	-2,93	
(I)	P = 0	لا يوجد.	-1,403	-9,49	-1,95	"DLCH" مستقرة.

من خلال الجدول (7.3) نخلص إلى عدم استقرارية السلسلة "LINF" ($t = -0,66 > t' = 2,56$)، بالإضافة إلى عدم معنوية كل من الحد الثابت ($t = -1,95 < t' = 1,72$)، ومعلمة الإتجاه العام ($t = 2,81 < t' = -1,30$) بالنسبة لها.

¹ لمزيد من التفصيل، أنظر الشكل (10) من الملحق (03).

في المقابل نجد أن كون السلسلة "DLINF" مستقرة ($t' = -1,95 < t = -9,49$) يجعل السلسلة الأصلية "LINF" متكاملة من الدرجة الأولى ($LINF \sim (1)$).

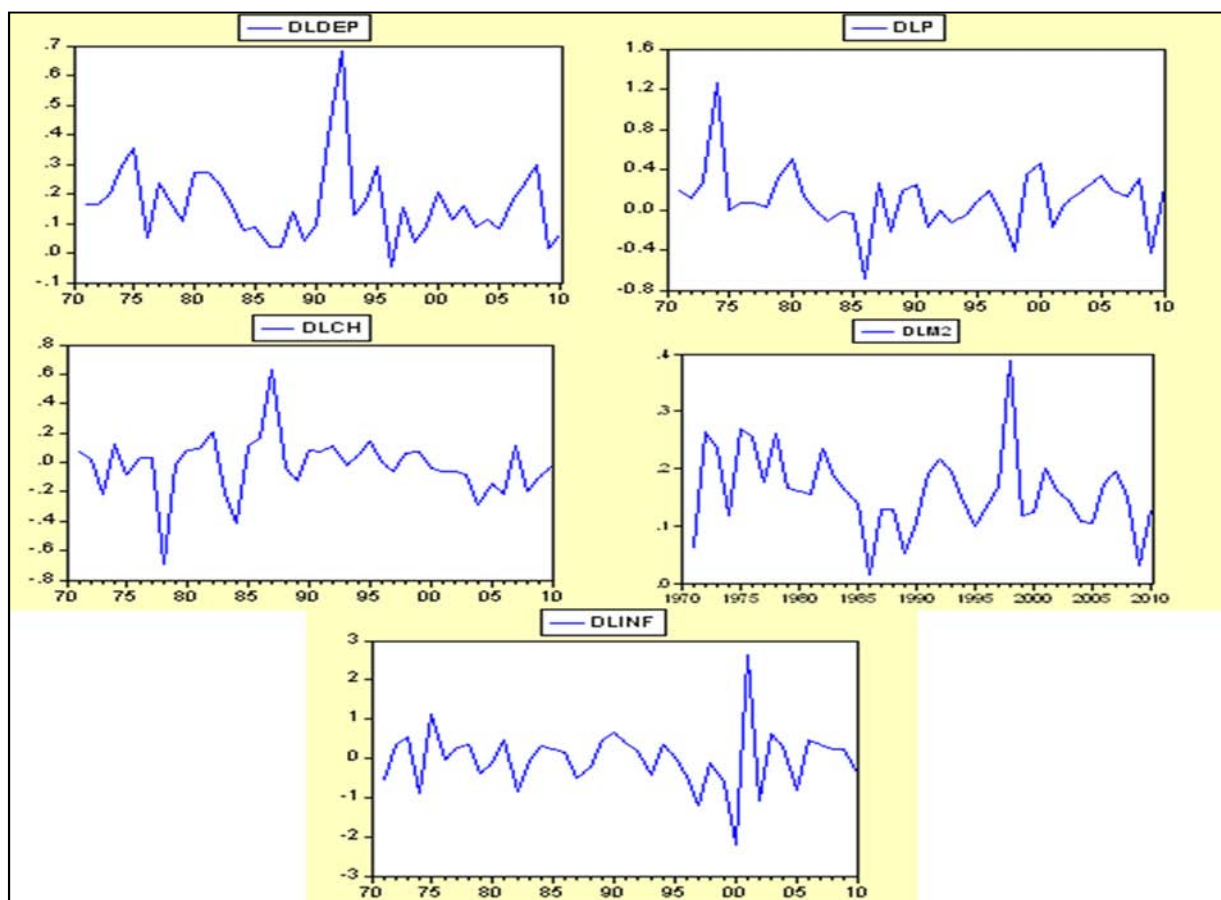
6.2. خلاصة تحليل الإستقرارية:

هكذا توصلنا بالاعتماد على التحليل البياني والإحصائي إلى نتيجة أساسية تفيد بعدم استقرار مستويات المتغيرات المدروسة، مقابل استقرار فروقاتها الأولى. الجدول التالي يلخص أهم مميزات هذه المتغيرات: الجدول(8.3): أهم الخصائص المميزة لمتغيرات الدراسة.

السلسلة	LP	LDEP	LM2	LCH	LINF
الإتجاه العام	غير معنوي	غير معنوي	غير معنوي	غير معنوي	غير معنوي
الحد الثابت	معنوي	غير معنوي	معنوي	غير معنوي	غير معنوي
نوعها	DS	DS	DS	DS	DS
درجة تكاملها	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

في حين يمثل الشكل الموالي، التمثيل البياني للفروقات الأولى لمتغيرات الدراسة.

الشكل(11.3)¹: التمثيل البياني للفروقات الأولى لمتغيرات الدراسة.



¹ EViews 5.0

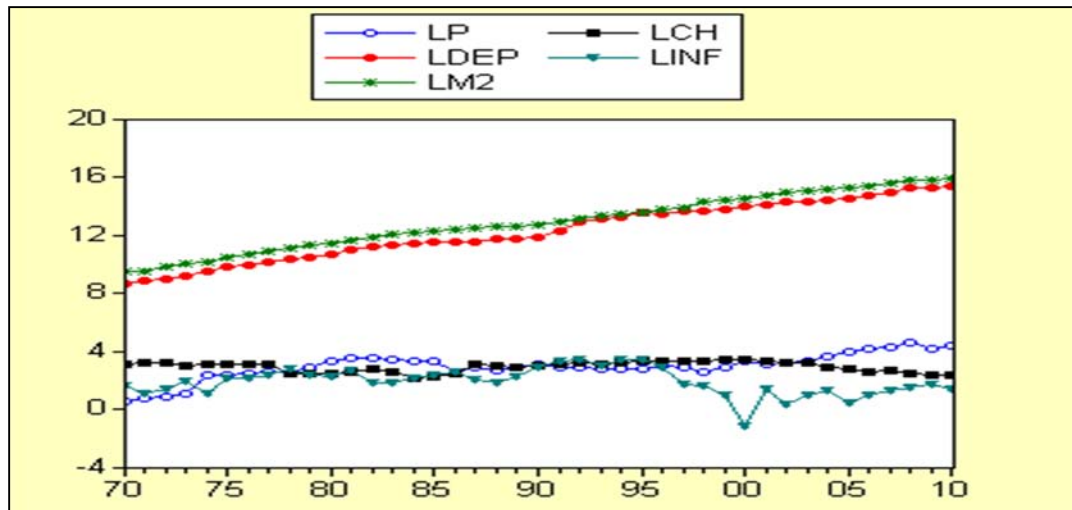
3. تحليل التكامل المتزامن للمتغيرات: (Cointegration Analysis)

إن كون متغيرات الدراسة غير مستقرة المستويات (كل المتغيرات مستقرة الفروقات ومتكاملة من الدرجة الأولى $I(1)$)، يجعل عملية دراسة وتوضيح العلاقات طويلة المدى المحتمل وجودها بين هذه المتغيرات - والتي تستدعي الاعتماد على هذه المتغيرات في شكل مستويات¹ - عملية محفوفة بالمخاطر، ولا تخلو من خطورة الحصول على نتائج مضللة، والتي تتعلق أساساً بمشاكل الارتباطات الزائفة. إذن، السؤال الذي يُطرح في هذه الحالة: هل يمكن توضيح العلاقة -الحقيقية- طويلة الأجل بين هذه المتغيرات؟. والجواب يكون: لا يمكن توضيح هذه العلاقة إلا إذا كانت المتغيرات المدروسة متكاملة تزامنياً (Cointegrated).

كما سبق وأن أسلفنا خلال الفصل الثاني من هذه الدراسة، فإنه يمكن لأي مجموعة سلاسل زمنية متكاملة من نفس الدرجة $I(1)$ أن تتشكل فيما بينها علاقة مستقرة في المدى الطويل (علاقة تكامل متزامن)، لذا سنعمد -بالاعتماد على كل من الإختبارات البيانية والإحصائية- إلى التأكد من إمكانية وجود هذه العلاقة بين المتغيرات التي بحوزتنا.

1.3. الإستنباط البياني:

من خلال الشكل (12.3) يتضح أن بعض المتغيرات تُبدي تطوراً متشابهاً خلال الفترة المدروسة (مع تسجيل بعض الإختلافات من سنة لأخرى)، مما يرفع من احتمال وجود علاقة طويلة المدى فيما بينها، ويدفعنا إلى الإهتمام باختبار إمكانية تحقق هذه العلاقة باستخدام الإختبارات الإحصائية المناسبة. الشكل (12.3)³: التمثيل البياني لمتغيرات الدراسة.



¹ صحيح أن عملية إخضاع المتغيرات إلى مرشحات فروقات تسمح باستعادتها لخاصية الإستقرار، ولكنها تؤدي - في الوقت ذاته - إلى فقدان كل المعلومات المتعلقة بسلوك هذه المتغيرات في المدى الطويل.

² يُعتبر هذا الشرط بمثابة شرط ضروري أو شرط مُسبق (precondition) للحديث عن إمكانية وجود علاقة تكامل متزامن بين أي مجموعة من السلاسل الزمنية.

³ EViews 5.0

2.3. إختبارات التكامل المتزامن لـ "Johansen":

سنتهم بدراسة التكامل المتزامن بين السلاسل الخمس محل الدراسة باستخدام مقاربة "Johansen" التي تعد الأنسب لمعالجة مثل هذه الحالات¹، حيث سنقوم أولاً -وفي إطار هذه المقاربة²- بتحديد درجة التأخير المثلى للنظام "VAR" الذي يعبر عن المتغيرات في شكل مستويات، وذلك بالاعتماد على مختلف الأدوات الإحصائية المذكورة في الفصل الثاني من هذه الدراسة. النتائج المتحصّل عليها -والموضّحة في الجدول (9.3)³ أدناه- تبيّن أن كل المعايير المستخدمة أتت على اختيار درجة تأخير قصوى (maximum lag) قدرها سنة واحدة.

ثانياً، وبسبب عدم إبداء البيانات المدروسة لأي اتجاهات عامة معنوية (أنظر الجدول (8.3) أعلاه)، فإنّه يبقى أماننا إجراء الاختبارات مع افتراض:

(1) غياب الحد الثابت وحد الإتجاه العام ضمن كل من اندحارات التكامل المتزامن ونموذج "VAR" المستخدم لإجراء الاختبار.

(2) وجود الحد الثابت (مع غياب حد الإتجاه العام) في اندحارات التكامل المتزامن، وغياب الحد الثابت في نموذج "VAR" المستخدم لإجراء عملية الاختبار.

الجدول (9.3)⁴: معايير اختيار درجة تأخير النموذج "VAR".

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LP LDEP LM2 LINF LCH						
Exogenous variables: C						
Sample: 1970 2010						
Included observations: 38						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-130,5366	NA	0,000862	7,133504	7,348976	7,210167
1	66,28418	331,4876*	1,03e-07*	-1,909694*	-0,616863*	-1,449714*
2	80,66199	20,43162	1,94e-07	-1,350631	1,019560	-0,507335
3	105,6711	28,95788	2,36e-07	-1,351109	2,096441	-0,124497

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

¹ أنظر المبحث 03 من الفصل الثاني.

² أنظر الشكل (03) من الملحق (02).

³ لم نتعد درجة التأخير المقدّرة بـ 3 سنوات حتى نتفادى المبالغة في تضخيم عدد المعاملات المطروحة للتقدير، وما يمكن أن ينجّر عنه من فقدان للمعلومات (درجات الحرية)، من شأنه أن يؤدي إلى التخفيض من فعالية عملية التقدير، (خاصة إذا نظرنا إلى الطبيعة السنوية للبيانات المستخدمة).

⁴ EViews 5.0

لكننا سننظر إلى عدم اعتماد الافتراض الأول لكون السلاسل المدروسة لا تملك متوسطات معدومة¹.

1.2.3. إختبار الأثر:

حسب نتائج اختبار الأثر الموضحة في الجدول (10.3)²، نرفض الفرضية الصفرية "لا توجد أية علاقة تكامل متزامن بين المتغيرات المدروسة" عند مستوى معنوية قدره "5%" حيث: $TR(0) = 82,12906 >$ $(t_{Tab}^{0,05} = 76,97277)$ ، في المقابل نقبل فرضية "وجود علاقة تكامل متزامن واحدة على الأكثر" حيث: $(TR(1) = 46,44783 < t_{Tab}^{0,05} = 54,07904)$.

الجدول (10.3): نتائج إختبار الأثر للتكامل المتزامن.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hyp. No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value(0,05).	Prob.**
None *	0,599445	82,12906	76,97277	0,0191
At most 1	0,375927	46,44783	54,07904	0,2004
At most 2	0,305569	28,05980	35,19275	0,2386
At most 3	0,222174	13,83799	20,26184	0,3007
At most 4	0,098385	4,039127	9,164546	0,4063

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0,05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0,05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

2.2.3. إختبار القيمة الذاتية العظمى:

نتائج إختبار القيمة الذاتية العظمى الموضحة في الجدول التالي³:

الجدول (11.3): نتائج إختبار القيمة الذاتية العظمى للتكامل المتزامن.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hyp. No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	Critical Value(0,05)	Prob.**
None *	0,599445	35,68122	34,80587	0,0392
At most 1	0,375927	18,38803	28,58808	0,5429
At most 2	0,305569	14,22182	22,29962	0,4419
At most 3	0,222174	9,798859	15,89210	0,3530
At most 4	0,098385	4,039127	9,164546	0,4063

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0,05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0,05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

¹ Eviews. 5 User's Guide, P. 725

² Eviews 5.0

³ Eviews 5.0

هي الأخرى تؤدي إلى نفس القرار، حيث نرفض فرضية الغياب الكلي لعلاقات التكامل المتزامن، لكون: $(34,80587 = t' > 35,68122 = (0, 1) \zeta)$ ، بينما نقبل فرضية وجود علاقة تكامل متزامن واحدة على الأكثر، لكون: $(28,58808 = t' < 18,38803 = (1, 2) \zeta)$.

بهذا نكون قد توصلنا إلى وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل بين المتغيرات المدروسة (أو بين البعض منها)، تعبر عنها علاقة التكامل المتزامن التي تم قبول وجودها عند مستوى معنوية قدره (5%)، ما يعني أن هذه المتغيرات لا تبتعد كثيراً عن بعضها البعض في المدى الطويل، بحيث تُظهر سلوكاً متشابهاً. لكن، لبد من الإشارة إلى مشكل التمييز (Identification Problem) الذي يواجهنا في هذه الحالة، إذ أنه من دون توفر بعض المعلومات الإضافية (extraneous informations) -المتعلقة بقيود النظرية الاقتصادية- يكون من غير الممكن تمييز علاقة التوازن في المدى الطويل، إذ أن شعاع التكامل المتزامن كثيراً ما يكون غير مُميز، فهو ببساطة عبارة عن توليفة خطية مستقرة، لا تملك بالضرورة تفسير اقتصادي واضح ومفهوم¹. في الحقيقة، هذا الأمر غير مفاجئ بتاتاً، لأن "التكامل المتزامن" يبقى مصطلح إحصائي بحت (A-theoretical Econometrics)، يتعلّق أساساً بخصائص السلاسل الزمنية المعنوية، وبالتالي فإن علاقات التكامل المتزامن قد لا تحتاج لأن يكون لها أي تفسير اقتصادي².

المبحث 02: تحديد النموذج: (Model Specification)

بعد تحليل إستقرارية المتغيرات محل الدراسة، وتحديد درجة تكاملها، ثم اختبار وجود علاقة طويلة المدى فيما بينها، سنعمد من خلال هذا الجزء من البحث إلى تحديد نموذج ديناميكي (dynamic model) - يرصد مختلف التفاعلات الديناميكية بين متغيرات النظام المدروس - باستخدام منهجية "VAR". في هذا الصدد نجد أن اختبارات التكامل المتزامن -التي تم إجرائها أعلاه- تلعب دوراً جوهرياً في نمذجة وتحديد النظام "VAR"، هذا الدور يتعلّق أساساً بكيفية استخدام المتغيرات، أو بعبارة أدق يتعلّق بالإجابة عن السؤال: هل يجب أن يتم الإعتماد على المتغيرات في شكل: مستويات، فروقات، أو كلاهما مع بعض القيود³؟.

إذا كانت السلاسل الزمنية المدروسة متكاملة تزامياً -كما في حالتنا- فإنه يمكننا التمييز بين طريقتين مختلفتين لتحديد النظام "VAR"، إذ أن كلُّ من النموذجين: "VAR" غير مقيد للمتغيرات في شكل مستويات، ونموذج شعاعي لتصحيح الخطأ "VECM" يكون مناسب في هذه الحالة. في حين نجد أن تحديد

¹ Do not necessarily have meaningful Economic interpretation.

² G. S. Maddala (1992), P. 596.

³ في هذه الحالة، علاقات التكامل المتزامن لا تحتاج لأي تفسير اقتصادي، إذ أن الدور الأساسي لهذه الأخيرة يكمن في تحديد قيود النظام "VAR". أنظر: G. S. Maddala (1992), P. 597

النموذج باستخدام المتغيرات في شكل فروقات قد يؤدي إلى مشاكل قياسية حقيقية¹.

لكن الجدل يبقى قائماً حول مسألة: أيّ الوصفين يكون أكثر ملائمة؟، فعلى الرغم من أن "VECM" يعكس مختلف العلاقات الموجودة بين المتغيرات بصفة أفضل - إذ أنه يوفّق بطريقة ملائمة بين السلوك طويل المدى للمتغيرات وعلاقتها قصيرة المدى - نجد أنه لا يوجد ما يضمن أن وضع قيد التكامل المتزامن يشكّل أساساً يمكن الاعتماد عليه لإجراء استنتاجات هيكليّة². فضلاً عن ذلك، تبرز مسألة التنازع حول الأداء والقدرة التنبؤيتين لكلا التقنيتين، فبينما توصل Naka و Tufte (1997)³ إلى تشابه نتائج المنهجيتين في الآفاق التنبؤيّة القصيرة، وُجد أنّ التنبؤات باستخدام نماذج "VAR" تتحسن مع القيود الموضوعية من طرف نظريّة التكامل المتزامن⁴. من جهة أخرى نجد أن: Hoffman و Clements و Hendry (1995)⁵ و Anderson و Hoffman و Rasche (2002)⁶، يؤيدون استخدام "VAR" غير مقيد في شكل مستويات.

لهذا، سنقوم -خلال دراستنا هذه- بتقدير نموذج "VAR" باستخدام كلا المقاربتين، حيث سنقوم في المرحلة الأولى بتقدير نموذج "VAR" للمتغيرات في شكل مستويات، ثم نقوم في مرحلة ثانية - بنمذجة النظام على شكل "VAR" مع توليفة مستقرة واحدة ووحيدة، بالإضافة إلى $(1-5 = 4)$ جذور أحادية. ليتم في الأخير اعتماد واختيار النموذج الأكثر ملائمة للمعطيات، بالاعتماد على مختلف المعايير الإحصائية.

1. بناء نموذج "VAR" غير مقيد للمتغيرات في شكل مستويات:

1.1. تحديد درجة التأخير و تقدير النموذج:

لقد سبق وأن رأينا (الجدول (9.3) أعلاه) أن مختلف الأدوات والمعايير المعتمدة لغرض تحديد أفضل درجة تأخير، أفضت إلى اعتماد الدرجة المقدّرة بسنة واحدة كأفضل درجة تأخير يمكن من خلالها تقديم أمثل وصف لمختلف التفاعلات التي تحدث بين عناصر النظام المدروس، لتكون بذلك كل متغيرة من متغيرات هذا النظام مفسّرة بواسطة قيمتها المؤخّرة بفترة واحدة، بالإضافة إلى الحد الثابت والتأخيرات الأولى لباقي

¹ لتفاصيل أوفر حول الموضوع أنظر: C. A. Sims, J. H. Stock, and M. W. Watson, « Inference in Linear Time Series Models With Some Unit Roots », *Econometrica*, Vol. 58, 1990, P.113-144. ; P. C. B. Phillips, and J. Y. Park, « Statistical Inference in Regressions with Integrated Processes: Part 1 », *Econometric Theory*, Vol. 4, 1988, PP. 468-497, and « Statistical Inference in Regressions with Integrated Processes: Part 2 », *Econometric Theory*, Vol. 5, 1989, PP. 95-131; P. C. B. Phillips, (1991) ; J. D. Hamilton (1994), PP. 549-557, 579-580, and F. Hayashi (2000), PP. 636-638.

² J. Faust, and E. Leeper, « When do long-run identifying restrictions give reliable results », *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 15 No. 3, 1997, pp. 345-353.

³ A. Naka, and D. Tufte, « Examining Impulse Response Functions in Cointegrated Systems », *Applied Economics*, Vol. 29, No. 12, 1997, PP. 1593-1603.

⁴ R. F. Engle and B. S. Yoo, (1987).

⁵ M. P. Clements, and D. F. Hendry, « Forecasting in Cointegrated Systems », *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, 1995, PP.127-146.

⁶ R.G. Anderson, D.L. Hoffman and R.H. Rasche, «A vector error correction forecasting model of the US economy» *Journal of Macroeconomics*, No. 24, 2002, PP.569-598; and D.L. Hoffman, and R.H. Rasche, «Assessing Forecast Performance in a Coin-tegrated System», *Journal of Applied Econometrics*, Vol.11, No.5, 1996, PP.495-517.

المتغيرات. في هذه الحالة يمكن استخدام طريقة "OLS" لتقدير النموذج "VAR(1)" (أنظر الفصل الثاني، فيما يتعلق بطرق تقدير نموذج "VAR" غير مقيّد)، والنتائج يوضّحها الجدول التالي¹:
الجدول(12.3): نتائج تقدير النموذج VAR(1) باستخدام طريقة "OLS".

Vector Autoregression Estimates					
Sample (adjusted): 1971 2010					
Included observations: 40 after adjustments					
Standard errors in () & t-statistics in []					
	LP	LDEP	LM2	LINF	LCH
LP(-1)	0,684834 (0,11225) [6,10102]	0,061787 (0,05066) [1,21971]	0,054471 (0,02465) [2,21001]	0,547651 (0,27331) [2,00379]	-0,173264 (0,07466) [-2,32059]
LDEP(-1)	-0,370392 (0,28748) [-1,28841]	0,709183 (0,12974) [5,46629]	0,123545 (0,06312) [1,95719]	0,327973 (0,69997) [0,46856]	0,034101 (0,19122) [0,17833]
LM2(-1)	0,476495 (0,30258) [1,57475]	0,273381 (0,13655) [2,00200]	0,838897 (0,06644) [12,6263]	-0,619926 (0,73674) [-0,84144]	0,025512 (0,20127) [0,12676]
LINF(-1)	0,014470 (0,05735) [0,25230]	0,043765 (0,02588) [1,69083]	-0,022455 (0,01259) [-1,78301]	0,563355 (0,13965) [4,03410]	0,060596 (0,03815) [1,58835]
LCH(-1)	-0,178315 (0,19234) [-0,92706]	0,180608 (0,08680) [2,08065]	0,075227 (0,04223) [1,78117]	0,252052 (0,46833) [0,53820]	0,706686 (0,12794) [5,52355]
C	-0,096001 (0,86361) [-0,11116]	-0,585071 (0,38974) [-1,50118]	0,386523 (0,18963) [2,03832]	2,450415 (2,10275) [1,16534]	0,480527 (0,57444) [0,83651]
R-squared	0,898302	0,996294	0,999044	0,542993	0,777544
Adj. R-squared	0,883346	0,995749	0,998903	0,475786	0,744830
Sum sq. resids	2,687871	0,547422	0,129592	15,93474	1,189231
S.E. equation	0,281167	0,126888	0,061738	0,684594	0,187022
F-statistic	60,06432	1828,271	7106,359	8,079431	23,76784
Log likelihood	-2,754940	29,07077	57,88728	-38,34998	13,55392
Akaike AIC	0,437747	-1,153538	-2,594364	2,217499	-0,377696
Schwarz SC	0,691079	-0,900206	-2,341032	2,470831	-0,124364
Mean dependent	2,987893	12,33748	12,97240	1,883456	2,898090
S.D. dependent	0,823218	1,946259	1,864379	0,945538	0,370236
Akaike information criterion	-1,823466				
Schwarz criterion	-0,556807				

¹ EViews 5.0

يمكن تقسيم الجدول (12.3) إلى ثلاث أجزاء مختلفة. فبينما يوضح كل عمود من أعمدة الجزء الأول نتائج التقدير المنفصل لكل معادلة من معادلات الانحدار للنموذج بالاعتماد على تقنية "OLS"¹، نجد أن الجزء الثاني يقدم الإحصائيات المرافقة لكل انحدار من هذه الانحدارات (standard OLS regression statistics for each equation)، والتي يتم حسابها بصفة مستقلة انطلاقاً من البواقي المقطرة لكل معادلة. أما الجزء الثالث والأخير فهو عبارة عن ملخص لأهم الإحصائيات المحسوبة للنظام "VAR" ككل.

2.1. اختبارات ضبط وتشخيص النموذج: (Diagnostic Checking Tests)

هدفنا الجوهرى خلال هذه المرحلة يكمن في التحقق من ما إذا كان النموذج المقدر يقدم تمثيلاً مناسباً لمختلف مشاهدات متغيرات النظام المدروس²، وذلك عن طريق إخضاعه إلى مجموعة من الاختبارات التشخيصية، تحدد مدى صلاحيته (His Validity) وكذا درجة الاعتماد عليه (His Reliability) لغرض بلوغ الأهداف المنشودة من وراء بنائه.

1.2.1. اختبار جودة التوفيق: (Testing Goodness of Fit)

اختبار المعنوية الفردية لمعاملات كل انحدار من انحدارات النموذج المقدر بالاعتماد على الإحصائية "t" لستودنت (t-statistics) يُفضي إلى نتيجة تُقيد بكون حوالي (70%) من هذه المعاملات لا تختلف عن الصفر بمعنوية، وذلك عند مستوى ثقة قدره (95%)، (و حوالي (50%) منها يساوي الصفر عند مستوى ثقة قدره (90%)، وهي -في الواقع- نتيجة غير مفاجئة، خاصة إذا أخذنا بعين الاعتبار مشكل التعدد الخطي الذي غالباً ما يكون ملازماً لهذا النوع من النماذج³.

في المقابل نلاحظ أن النتائج الموضحة في الجزء الثاني من الجدول (12.3)، تُظهر بوضوح جودة التوفيق العالية التي تميز مختلف معادلات الانحدار للنموذج "VAR(1)" المقدر، إذ يتجلى ذلك من خلال: أولاً: القيم المرتفعة لمعاملات التحديد (R-squared) المحسوبة لهذه المعادلات، والتي تعني -ببساطة- أن النموذج يسمح بتفسير جزءاً كبيراً و مهماً من التغيرات التي تحدث في مختلف المتغيرات الداخلية. ثانياً: القيم العالية لإحصائيات الاختبار "F" (F-statistic) -والتي تفوق القيمة المجدولة عند مستوى معنوية 1%، المقطرة بـ $F(3, 132) = 3,51$ - تؤدي إلى رفض فرضية "انعدام كل معاملات الانحدار، ماعدا معلمة الحد الثابت"، عند مستوى ثقة قدره (99%)، وتؤكد القدرة التفسيرية الكبيرة لمعادلات النموذج. ثالثاً: المعنوية الإحصائية المنخفضة لإحصائية الاختبار χ^2 (Wald) -التي يتم حسابها بالنسبة لكل تأخير

¹ الأرقام بين (.) تمثل الإنحرافات المعيارية لمقدرات المعاملات، أما الأرقام بين [...] فتعبر عن إحصائيات "t-Student" لها.
² أي التؤكد من أن النموذج المقدر غير محدد بشكل خاطئ (misspecified).
³ علاوة لعلاوي، مرجع سابق، ص. 132-134.

من أجل اختبار المعنوية المشتركة لكل المتغيرات الداخلية عند ذلك التأخير، بالنسبة لكل معادلة على حدا وكذا بالنسبة لمعادلات النموذج مجتمعة¹ - تؤدي إلى الإقرار بمعنوية مختلف المتغيرات الداخلية عند درجة التأخير التي قدرها سنة واحدة، وذلك في مختلف معادلات النموذج المقدر منفصلة، وكذا مجتمعة إذ أن: (p - values = 0,0000 < 0,01) كما يوضحه الجدول التالي²:

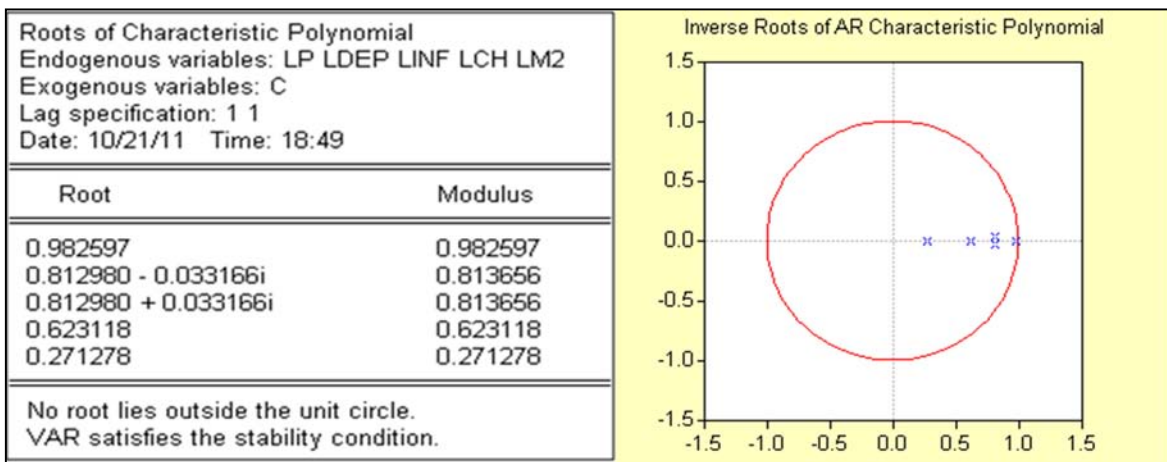
الجدول(13.3): نتائج اختبار "Wald" لمعنوية التأخير الأول في معادلات النموذج "VAR(1)".

VAR Lag Exclusion Wald Tests						
Sample: 1970 2010						
Included observations: 40						
Chi-squared test statistics for lag exclusion:						
Numbers in [] are p-values						
	LP	LDEP	LM2	LINF	LCH	Joint
Lag 1	300,3216 [0,000000]	9141,353 [0,000000]	35531,79 [0,000000]	40,39715 [1,24e-07]	118,8392 [0,000000]	37483,19 [0,000000]
Df	5	5	5	5	5	25

2.2.1. اختبار إستقرارية النموذج:

إن كون النموذج "VAR" غير مستقر يجعل بعض النتائج المتحصّل عليها من جرّاء استخدامه (مثل نتائج تحليل دوال الإستجابة) غير صحيحة، لذلك لبد من التأكد من استيفاء النموذج المقدر أعلاه لهذه الخاصية. من خلال الشكل(13.3)³ أدناه، يبدو أن كل الجذور العكسية "inverse roots" لكثير الحدود المرافق لجزء الانحدار الذاتي هي ذات قيمة تقل عن الواحد الصحيح، بحيث أنها تقع كلّها داخل دائرة الوحدة، وبالتالي فإن النموذج "VAR(1)" المقدر يحقّق شرط الإستقرار (VAR satisfies the stability condition).

الشكل(13.3): نتائج اختبار إستقرارية النموذج "VAR(1)".



¹ EViews. 5 User's Guide, P. 709.

² EViews 5.0

³ EViews 5.0

3.2.1. اختبار غياب الارتباط الذاتي للأخطاء:

كما هو مألوف، فإن غياب الارتباط الذاتي للأخطاء يُعتبر من أهم الشروط الأساسية التي ينبغي توفرها في النماذج المُقدَّرة باستخدام طريقة "OLS"، إذ أن فعالية مُقدَّرات هذه الأخيرة تتوقف بشكل كبير على مدى تحقق هذا الشرط.

انطلاقاً من هذه الفكرة، ولغرض التأكد من أنه قد تم تقدير النموذج بطريقة سليمة¹، سنعمد إلى اختبار فرضية غياب الارتباط الذاتي لأخطاء كل معادلة من معادلاته، بالاعتماد على البواقي الناتجة عن تطبيق طريقة "OLS" على كل معادلة من هذه المعادلات، وذلك باستخدام إحصائية اختبار مضاعف لاقتران متعدد المتغيرات² (multivariate LM test statistic)، أين تكون فرضية "غياب الارتباط الذاتي من الدرجة h" هي الفرضية الصفرية المُختبرة.

نتائج الاختبار³ -الموضحة في الجدول (14.3) أدناه- تُثبت أنه لا يوجد مشكل ارتباط ذاتي واضح لدى بواقي النموذج المقدر، إذ أن المعنوية الإحصائية المرتفعة لإحصائية الاختبار "LM" المرافقة لمختلف درجات التأخير "h = 1,2,...,12" (Prob(LM-Stat) > 0,05)، تقودنا إلى قبول الفرضية الصفرية عند كل من هذه التأخيرات مع مستوى ثقة قدره (95%)، مما يعني أن النموذج محدد بشكل تام (Fully Specified).
الجدول (14.3): نتائج اختبار مضاعف لاقتران للارتباط الذاتي لأخطاء النموذج "VAR(1)".

VAR Residual Serial Correlation LM Tests												
H0: no serial correlation at lag order h												
Sample: 1970 2010												
Included observations: 40												
Lags	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
LM-Stat	25,4	28,6	19,5	28,9	29,1	34,8	18,9	33,5	31,0	17,8	26,4	31,5
Prob	0,43	0,27	0,77	0,26	0,25	0,09	0,79	0,11	0,18	0,84	0,38	0,17
Probs from chi-square with 25 df.												

هذه النتيجة يدعمها التمثيل البياني لمعاملات دوال الارتباط الذاتي لبواقي كل معادلة من معادلات النظام المقدر⁴ إلى غاية الدرجة "h = 12"، حيث يبدو أن كل هذه المعاملات تقع داخل مجال الثقة الممثل بالخطين المتقطعين $(\pm 2 \cdot 1/\sqrt{N})$.

¹ من جهة أخرى فإن غياب الارتباط الذاتي للأخطاء يحمل عدة دلالات، تتعلق أساساً بالتحديد الجيد و التسليم للنموذج، مثل: حسن إختيار المتغيرات المفسرة (والذي يتعلق بحسن اختيار عدد التأخيرات المناسب في هذه الحالة)، الصياغة الرياضية السليمة....

² في ظل الفرضية الصفرية "غياب الارتباط الذاتي من الدرجة h"، الإحصائية "LM" تتبع توزيع χ^2 تقاربياً، مع درجة حرية قدرها: N^2 ، حيث: N تمثل عدد المتغيرات الداخلية. لتفاصيل أوفر حول صيغة هذا الإختبار أنظر: S. Johansen (1995), P. 22.

³ EViews 5.0

⁴ أنظر الشكل (16) من الملحق (03)، أين تظهر دوال الارتباط الذاتي من خلال الأشكال الواقعة على القطر الرئيسي لهذا الشكل.

2. نمذجة النظام على شكل نموذج "VEC":

1.2. تقدير علاقة التكامل المتزامن ونموذج "VEC":

كما سبق وأن أسلفنا، فإن نموذج تصحيح الخطأ الشعاعي "VECM" هو عبارة عن نموذج "VAR" مفيد يُعتمد لنمذجة أنظمة المتغيرات غير المستقرة، المتكاملة تزامنياً. حيث تُستخدم علاقات التكامل المتزامن لتقييد السلوك طويل المدى للمتغيرات الداخلية من أجل ضمان اقترابها من توازنها، في حين يُسمح لآليات التعديل قصيرة المدى بأخذ مجراها الطبيعي.

الجدول (15.3)¹: نتائج تقدير علاقة التكامل المتزامن ونموذج تصحيح الخطأ الشعاعي "VECM".

Vector Error Correction Estimates					
Sample (adjusted): 1972 2010					
Included observations: 39 after adjustments					
Standard errors in () & t-statistics in []					
1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 58,81845					
Normalized cointegrating coefficients (Standard errors in () & t-statistics in [])					
LINF	LM2	LDEP	LP	LCH	C
1,000000	3,848475	-3,098090	-0,505751	-0,814506	-12,26733
	(0,98126)	(0,95105)	(0,47608)	(0,80906)	(2,60951)
	[3,92199]	[-3,25755]	[-1,06232]	[-1,00673]	[-4,70101]
Error Correction:	D(LP)	D(LDEP)	D(LM2)	D(LINF)	D(LCH)
CointEq1	-0,023665	0,005584	-0,050432	-0,074903	-0,003129
	(0,04868)	(0,02077)	(0,00970)	(0,11134)	(0,03213)
	[-0,48613]	[0,26888]	[-5,20003]	[-0,67272]	[-0,09739]
D(LP(-1))	0,087469	0,175058	-0,038175	0,233089	-0,159632
	(0,19281)	(0,08226)	(0,03841)	(0,44100)	(0,12726)
	[0,45366]	[2,12807]	[-0,99382]	[0,52854]	[-1,25439]
D(LDEP(-1))	-0,404943	0,200317	0,114633	0,677522	0,045378
	(0,41070)	(0,17522)	(0,08182)	(0,93938)	(0,27107)
	[-0,98598]	[1,14320]	[1,40098]	[0,72124]	[0,16740]
D(LM2(-1))	0,517444	0,734123	0,075391	-1,864075	-0,213808
	(0,73026)	(0,31157)	(0,14549)	(1,67030)	(0,48200)
	[0,70857]	[2,35624]	[0,51819]	[-1,11601]	[-0,44359]
D(LINF(-1))	0,074775	0,027321	0,007833	-0,327169	0,009527
	(0,07848)	(0,03348)	(0,01564)	(0,17951)	(0,05180)
	[0,95278]	[0,81593]	[0,50098]	[-1,82258]	[0,18392]
D(LCH(-1))	-0,306985	0,147581	0,002873	-0,470659	0,086847
	(0,26031)	(0,11106)	(0,05186)	(0,59541)	(0,17181)
	[-1,17929]	[1,32881]	[0,05540]	[-0,79049]	[0,50547]

¹ EViews 5.0

تابع الجدول (15.3): نتائج تقدير علاقة التكامل المتزامن و نموذج تصحيح الخطأ الشعاعي "VECM".

R-squared	0,114374	0,137343	0,307891	0,235047	0,085150
Adj. R-squared	-0,019812	0,006637	0,203027	0,119145	-0,053464
Sum sq. resids	3,245980	0,590864	0,128841	16,98166	1,414083
S.E. equation	0,313629	0,133809	0,062484	0,717353	0,207005
F-statistic	0,852356	1,050779	2,936077	2,027982	0,614294
Log likelihood	-6,858788	26,36115	56,05977	-39,12577	9,344463
Akaike AIC	0,659425	-1,044161	-2,567168	2,314142	-0,171511
Schwarz SC	0,915358	-0,788229	-2,311235	2,570074	0,084422
Mean dependent	0,093374	0,166083	0,163427	0,008496	-0,022661
S.D. dependent	0,310567	0,134256	0,069992	0,764330	0,201684
Log likelihood	58,81845				
Akaike information criterion	-1,170177				
Schwarz criterion	0,365419				

الجدول (15.3) أعلاه، يوضّح نتائج تقدير نموذج "VAR(2)" (إذا أردنا الحديث عن درجة تأخير المتغيرات في شكل مستويات) تحت قيد "احتواء النظام المدروس على علاقة تكامل متزامن واحدة، مقابل وجود أربعة اتجاهات عامة عشوائية (أربعة جذور أحادية)".

الجزء الأول من هذا الجدول يُظهر نتائج تقدير علاقة التكامل المتزامن باعتبار المتغيرة "LINF" كمتغيرة تابعة ("Normalizing the cointegration vector on "LINF")، وفي هذا الصدد يُطرح مشكل التمييز الذي سبقت الإشارة إليه، فاختبارات التكامل المتزامن تسمح فقط بتحديد رتبة التكامل المتزامن، أما شعاع التكامل المتزامن الذي يعبر عن التوازن الاقتصادي بين متغيرات النظام في المدى الطويل فإن تقديره يستدعي اللجوء إلى وضع قيود اقتصادية قابلة للتفسير. لكننا لن نولي أهمية كبيرة لهذا الموضوع، بما أن الدور الأساسي لعلاقة التكامل المتزامن - في حالتنا - ينحصر في تحديد قيود النموذج "VAR". أما الجزء الثاني من ذات الجدول (Error Correction) فيُظهر نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ الشعاعي "VECM"، الذي هو ببساطة عبارة عن نموذج "VAR(1)" للمتغيرات في شكل فروقات، يحتوي على حد تصحيح الخطأ - المتمثل في بواقي تقدير علاقة التكامل المتزامن - مُعبّرًا عنه بالمتغيرة "CointEq1"، وبالتالي فإن كيفية قراءة هذا الجزء لا تختلف كثيرًا عن كيفية قراءة الجدول (12.3) أعلاه.

2.2. اختبارات تشخيص النموذج:

1.2.2. اختبار جودة التوفيق:

الإحصائيات الموضحة ضمن القسم الثاني الخاص بالجزء الثاني للجدول (15.3) تبين رداءة جودة التوفيق لدى مختلف معادلات النموذج "VEC(1)" المُقدّر. حيث تبدو جليًا القدرة التفسيرية المنخفضة لهذه المعادلات من خلال القيم المتدنية لكل من معاملات التحديد "R-squared" (التي لم تتعدى حد الـ (30%) في أحسن الأحوال)، وكذا إحصائيات الاختبار "F" (التي تقل عن القيمة الحرجة المُستخرجة من جدول

توزيع "Fisher" عند مستوى معنوية 5% ($F(2,45) = 2,45$)، باستثناء معادلة عرض النقد).

نتيجة تدعمها المعنوية الإحصائية المرتفعة ($p - \text{values} > 0,05$) لإحصائية الإختبار χ^2 (Wald) التي تعني قبول فرضية "عدم معنوية مختلف المتغيرات الداخلية عند درجة التأخير المقدرة بسنة واحدة" لدى مختلف معادلات النموذج "VEC(1)" المقدّر (باستثناء معادلة عرض النقد)، كما يوضحه الجدول التالي¹:

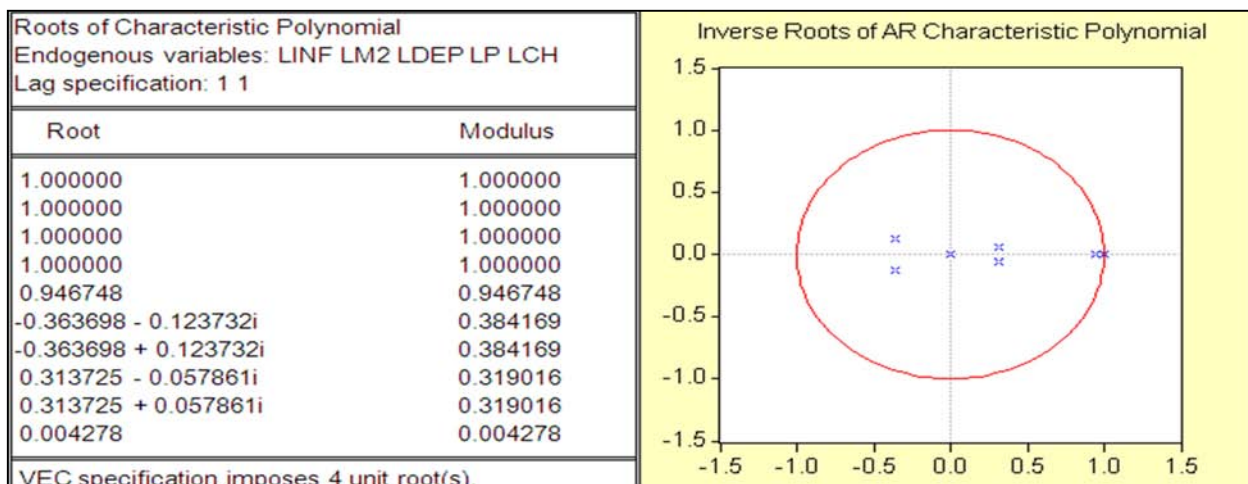
الجدول(16.3): نتائج إختبار "Wald" لمعنوية التأخير الأول في معادلات النموذج "VEC(1)".

VEC Lag Exclusion Wald Tests						
Sample: 1970 2010						
Included observations: 39						
Chi-squared test statistics for lag exclusion:						
Numbers in [] are p-values						
	D(LP)	D(LDEP)	D(LM2)	D(LINF)	D(LCH)	Joint
D Lag 1	4,890014 [0,429450]	6,789539 [0,236769]	16,00871 [0,006819]	9,111679 [0,104692]	1,981784 [0,851660]	44,28585 [0,010073]
Df	5	5	5	5	5	25

2.2.2. إختبار إستقرارية النموذج:

إن نمذجة النظام المدروس -المتكوّن من خمس متغيرات- على شكل نموذج "VEC" مع علاقة تكامل متزامن واحدة، يقتضي التسليم ضمناً بوجود أربعة جذور أحادية. وهو ما تترجمه حقيقة نتائج إختبار إستقرارية النموذج "VEC(1)" الموضحة في الشكل(14.3) أدناه²، أين يدفعا وقوع أربعة جذور على محيط دائرة الوحدة إلى الإقرار بعدم استيفاء هذا النموذج لشروط الإستقرارية. (VEC does not satisfy the stability conditions).

الشكل(14.3): نتائج إختبار إستقرارية النموذج "VEC(1)".



¹ EViews 5.0

² EViews 5.0

3.2.2. إختبار الارتباط الذاتي للأخطاء:

من خلال نتائج الجدول (17.3) في الأسفل¹، يبدو أن بعض درجات التأخير ($h = 4, 6, 11$) ترافقها معنوية إحصائية منخفضة لإحصائية الاختبار "LM" ($Prob(LM-Stat) < 0,05$)، وهو ما يؤدي بنا إلى رفض الفرضية الصفرية "غياب الارتباط التسلسلي للأخطاء" عند كل من هذه التأخيرات، مما يعني أن النموذج قد يكون محدد بشكل خاطئ (Misspecified).

الجدول (17.3): نتائج اختبار مضاعف لاقتران لارتباط الذاتي لأخطاء النموذج "VE(1)".

VEC Residual Serial Correlation LM Tests												
H0: no serial correlation at lag order h												
Sample: 1970 2010												
Included observations: 40												
Lags	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
LM-Stat	20,1	21,4	14,4	35,3	32,8	37,4	22,1	33,0	22,2	23,0	35,7	31,3
Prob	0,74	0,66	0,95	0,08	0,13	0,05	0,62	0,13	0,62	0,57	0,07	0,17
Probs from chi-square with 25 Df.												

3.2.3. خلاصة:

من خلال نتائج اختبارات التشخيص لكل من النموذجين المقدرين أعلاه ("VAR(1)" و "VE(1)") يبدو جلياً أن الأول أكثر ملائمة وقدرةً على إبراز ووصف مختلف العلاقات المتشابكة بين متغيرات النظام. فبغض النظر عن مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء وكذا القيم المنخفضة لمعاملات التّحديد المرافقة لمعادلات النموذج الثاني² -على عكس النموذج الأول- نجد أن تدني قيم إحصائية الاختبار "F" (و كذا قيم الإحصائية χ^2 (Wald))، جاء ليدل على ضعف القدرة التفسيرية الذي يميّز مختلف معادلاته.

المبحث 03: تحليل ديناميكية النموذج المقدر:

من خلال هذا المبحث سنسعى إلى تحديد ودراسة شبكة العلاقات السائدة بين متغيرات النظام المدروس، وذلك عن طريق تحليل ديناميكية النموذج "VAR(1)" المقدر -الذي أثبتت الاختبارات الإحصائية أنه أفضل نموذج يمكن الاعتماد عليه لهذا الغرض- حيث سنقوم أولاً بدراسة علاقات السببية -حسب مفهوم Granger- بين هذه المتغيرات وكذا تحديد اتجاه هذه العلاقات، فإذا وجدت هذه العلاقات فإنه يمكن استخدام تقنية تفكيك تباين خطأ التنبؤ لتحديد الأهمية النسبية لكل متغيرة من متغيرات النظام في تفسير تقلبات

¹ EViews 5.0

² إن معامل التّحديد R^2 غالباً ما يأخذ قيمًا منخفضة نسبياً في حالة التّقدير باستخدام المتغيرات في شكل فروقات مقارنة بالحالة التي يتم فيها استخدام المتغيرات في شكل مستويات، إذ أن هذا الإنخفاض يكون نتيجةً حتميةً لانخفاض تباينات المتغيرات التابعة، الناتج عن أخذ الفروقات الأولى لهذه المتغيرات، أنظر: G. Kirchgässner & J. wolters (2007), P. 132.

المتغيرات الأخرى¹، بينما يمكن استخدام تقنية محاكاة الصدمات وتحليل دوال الاستجابات الدفعية لغرض تحديد إشارة هذه العلاقات.

1. اختبار علاقات السببية - حسب مفهوم Granger - بين المتغيرات:

فيما يلي سنعمد إلى اختبار فرضية "غياب علاقات السببية حسب مفهوم Granger" بين متغيرات الدراسة، حيث سيتم اختبار "إمكانية معالجة كل متغيرة من المتغيرات الداخلية على أنها متغيرة خارجية"². في كل معادلة من معادلات النموذج "VAR(1)"، الجدول (18.3)³ أدناه يوضح نتائج اختبار χ (Wald) لمعنوية كل متغيرة من المتغيرات الداخلية المؤخرة الأخرى في ذات المعادلة⁴.

الجدول (18.3): نتائج اختبار سببية "Granger" بين متغيرات الدراسة.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Sample: 1970 2010			
Included observations: 40			
Dependent variable: LP			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LDEP	1,659999	1	0,1976
LM2	2,479828	1	0,1153
LINF	0,063653	1	0,8008
LCH	0,456365	1	0,4993
All	5,301669	4	0,2577
Dependent variable: LDEP			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LP	4,329122	1	0,0375
LM2	4,008013	1	0,0453
LINF	2,858920	1	0,0909
LCH	1,487687	1	0,2226
All	6,848089	4	0,1441
Dependent variable: LM2			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LP	4,884144	1	0,0271
LDEP	4,276899	1	0,0386
LINF	3,179119	1	0,0746
LCH	2,161299	1	0,1415
All	13,94179	4	0,0075

¹ في هذا الصدد نجد أن "Sims (1982)" يشير إلى أنه يمكن قياس شدة وقوة علاقات السببية عن طريق تقنية تفكيك التباين، فمثلاً يمكن تفسير كون متغيرة ما تساهم في تفسير جزء ضئيل من تباين خطأ التنبؤ الخاص بمتغيرة أخرى على أنه دليل على علاقة سببية ضعيفة (weak Granger-causal relation) بين هاتين المتغيرتين.

² لتفاصيل أدق حول العلاقة بين سببية "Granger" و فرضية المنشأ الداخلي أنظر: W. H. Green (2003), PP. 701-702; D. N. Gujarati (2003), PP. 381-382; and J. D. Hamilton (1994), P. 309.

³ EViews 5.0

⁴ لمعرفة سبب استخدام إحصائية الاختبار "Wald" بدلاً من الإحصائية "F" أنظر: الفصل الثاني من هذه الدراسة.

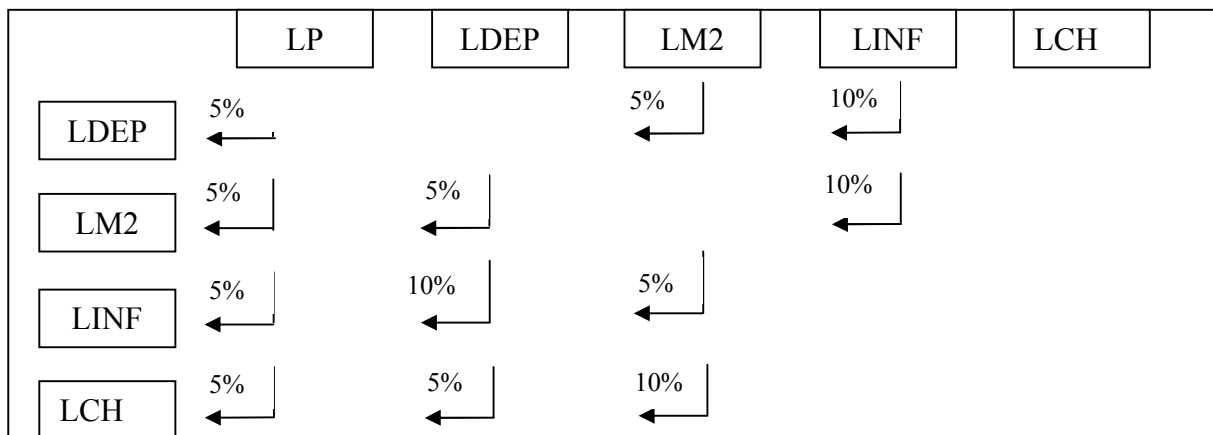
تابع الجدول (18.3): نتائج اختبار سببية "Granger" بين متغيرات الدراسة.

Dependent variable: LINF			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LP	4,015191	1	0,0451
LDEP	3,301355	1	0,0692
LM2	4,008013	1	0,0453
LCH	0,289657	1	0,5904
All	6,502048	4	0,1647
Dependent variable: LCH			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LP	5,385128	1	0,0203
LDEP	4,205616	1	0,0403
LM2	3,021978	1	0,0821
LINF	2,522864	1	0,1122
All	12,96227	4	0,0115

الإحصائية الموضحة في السطر الأخير (All) لكل جزء من أجزاء ذات الجدول تمثل إحصائية "χ²" لاختبار المعنوية المشتركة لكل المتغيرات الداخلية المؤخرة الأخرى¹.

نرفض الفرضية الصفرية "المتغيرة (x) لا تسبب المتغيرة (y) حسب مفهوم Granger" (x, y = LP,) عند مستوى معنوية معين (LDEP, LM2, LCH, LINF) إذا كانت المعنوية الإحصائية لإحصائية الاختبار "χ²" تقل عن مستوى المعنوية المعني أي: (Prob(Chi – sq) < %). على هذا الأساس يمكن توضيح اتجاهات مختلف علاقات السببية – حسب مفهوم "Granger" – بين المتغيرات المدروسة بالمخطط المبين في الشكل التالي (الأرقام الموضوعية فوق الأسهم تعبر عن مستويات المعنوية المعتمدة):

الشكل (15.3): مخطط تفصيلي لاتجاهات علاقات السببية الثنائية بين متغيرات الدراسة.



¹ يتعلّق الأمر باختبار "إمكانية معالجة المتغيرة التابعة (Dependent variable) في كل معادلة من معادلات النموذج "VAR(1)" على أنها متغيرة خارجية بالنسبة للكثلة المتكونة من باقي المتغيرات الداخلية الأخرى المؤخرة في ذات المعادلة"، أي اختبار فرضية " أن هذه المتغيرات مجتمعة (ككثلة) لا تسبب – حسب مفهوم Granger- المتغيرة التي تمثل المتغيرة التابعة في المعادلة". لأكثر تفاصيل حول هذا النوع من الإختبارات أنظر: J. D. Hamilton (1994), P. 309.

من خلال المخطّط الموضّح في الشكل (15.3) أعلاه -الذي ما هو في الحقيقة إلاّ تعبير بياني عن النتائج الموضّحة في الجدول (18.3)- يمكن رصد العديد من علاقات السببية المتشابكة بين متغيرات النظام المدروس كما يلي:

أولى النتائج الملفتة للنظر هي تلك التي تُقرّ بوجود علاقات سببية -حسب مفهوم Granger- تتجه من أسعار النفط نحو كل المتغيرات الاقتصادية الكلية المعنية بالدراسة، وذلك عند مستوى معنوية قدره (5%)، ممّا يعني أنه هناك احتمال قدره (95%) لكون تغيّرات أسعار النفط تسبق التغيّرات التي تحدث في هذه المتغيرات. أو بعبارة أخرى يمكن القول أن أسعار النفط تساهم مساهمةً معنويةً في تحسين القدرة التنبؤية بهذه المتغيرات وذلك عند مستوى ثقة قدره (95%). في المقابل أكدت النتائج غياب علاقات من هذا النوع في الاتجاه المُعكّس (أي غياب التغذية العكسية (Feedback) بين أسعار النفط والمتغيرات الاقتصادية الكلية المُختارة)، وهذه النتيجة الأخيرة تدعّم فرضية المنشأ الخارجي لأسعار النفط بالنسبة لباقي متغيرات النظام المدروس، إذ أنها تتحدد خارج إرادة النظام¹.

من جهةٍ أخرى، نتائج الاختبارات أسفرت عن علاقات وتأثيرات قوية بين المتغيرات الاقتصادية الكلية الأخرى غير متغيّرة سعر النفط. فبالنسبة للإنفاق الحكومي، نجد أن النتائج أظهرت أنه بالإضافة إلى أسعار النفط، يلعب كلٌّ من عرض النقد ودرجةٍ أقلّ التّضخم دورًا كبيرًا في تحديد مستوى الإنفاق الحكومي، وهو ما يمكن اعتباره -ربما- بمثابة دليل قاطع على أهمية الإصدار النقدي في تمويل الإنفاق الحكومي الجزائري خاصةً في حالات العجز الموازي المرافقة لفترات انخفاض أسعار النفط. وجهة النظر هذه تتدعم أكثر في ظل بروز متغيّرة الإنفاق الحكومي -بالإضافة إلى متغيّرتي سعر النفط والتّضخم- كواحدةٍ من أهم المتغيرات المُحدّدة لمستوى عرض النقد، ممّا يعني وجود تغذية عكسية أو تأثيرًا مُتبادلاً بين المتغيّرتين.

أما فيما يتعلّق بمشكلة التّضخم لدى الاقتصاد الجزائري، فيمكن القول أنها ظاهرة نقدية إلى حدّ بعيد، إذ أن النتائج أظهرت الدور المهم الذي تلعبه متغيّرة عرض النقد في التأثير على معدّلات التّضخم، لكن من الجانب الآخر لا يمكن غض النظر عن الدور الذي يلعبه الطلب الكلي -حتى وإن كان أقل من الدور النقدي- في الزيادة من حدّة هذه الظاهرة، خاصةً في ظل بروز الإنفاق الحكومي -إلى جانب عرض النقد وسعر النفط- كمتغيّرة مهمة للتنبؤ بمستوى التّضخم.

¹ في هذا الصّد، نجد أنه بالرغم من أن أغلب الدراسات التّطبيقية تفترض خارجية أسعار النفط بالنسبة للمتغيرات الاقتصادية الكلية والمالية، إلاّ أنه هناك من أثبت أنه يمكن أن توجد علاقة سببية في الاتجاه المُعكّس بحيث يكون اتجاه السببية من المتغيرات الاقتصادية الكلية نحو أسعار النفط. أنظر على سبيل المثال: Barsky and Kilian (2004); and Ewing, B.T. and M.A. Thompson, «Dynamic cyclical components of oil prices with industrial production, consumer prices, unemployment and stock prices», Energy Policy, Vol. 35, 2007, PP. 5535-5540.

أخيراً، بالنسبة للبطالة، نجد أن نتائج الاختبارات أبانت عن الدور الكبير الذي تلعبه كلٌّ من السياسة المالية -من خلال متغيرة الإنفاق الحكومي- وبدرجة أقل السياسة النقدية -من خلال متغيرة عرض النقد- في تحديد مستويات البطالة لدى الاقتصاد الجزائري، حيث أظهرت الاختبارات الإحصائية أن هاتين المتغيرتين تساهمان معنوياً في تحسين القدرة التنبؤية بمعدلات البطالة.

من خلال هذه النتائج، ونظراً للتأثير الكبير الذي تمارسه أسعار النفط على كلٍّ من متغيرتي الإنفاق الحكومي وعرض النقد، فإنه يمكن القول أنه بالإضافة إلى التأثير المباشر الذي تمارسه أسعار النفط على مستويات الأسعار والتضخم من جهة وعلى مستويات البطالة من جهة أخرى، فإنها تمارس تأثيراً غير مباشر عبر قناتي الإنفاق الحكومي وعرض النقد.

2. آثار الصدمات وتحليل دوال الاستجابة الدفعية:

مثلما سبقت الإشارة إليه، فإن دوال الاستجابة الدفعية ترسم وتوضح الأثر الذي تُخلّفه صدمة (تجديد) تحدث في متغيرة داخلية من متغيرات النظام المدروس في زمن معين على القيم الحالية والمستقبلية لتلك المتغيرة وباقي المتغيرات الداخلية في النظام. وبذلك فإن تحليل ودراسة تطورات دوال الاستجابة من شأنه أن يساعد الباحث على الكشف عن مختلف العلاقات المتشابكة والتفاعلات التي تحدث بين المتغيرات المعنوية بالدراسة.

من خلال التعريف السابق يتضح جلياً أن التحليل والتفسير السليم لدوال الاستجابة الدفعية يستدعي غياب الارتباط الفوري (contemporaneous correlation) لتجديدات نظام المتغيرات المدروس، إذ أن توفر هذا الشرط وحده يمنحنا إمكانية عزل الصدمات -وبالتالي آثار هذه الصدمات- الناتجة عن مختلف المتغيرات الداخلية، أما عدم توفره فيعني أن حدوث صدمة في متغيرة ما يمكن أن يؤدي -من خلال الارتباط الفوري للتجديدات- إلى حدوث صدمات في متغيرات أخرى في نفس الوقت، وهو ما يتعارض مع المبدأ الأساسي الذي تقوم عليه تقنية تقدير معاملات دوال الاستجابة التي تعتمد على المحاكاة المنفصلة والمستقلة للصدمات الناتجة عن مختلف المتغيرات الداخلية للنظام، والتي تعني الافتراض ضمنياً بأن النظام لا يمكن يتعرض في آنٍ واحد إلى أكثر من صدمة واحدة في أكثر من متغيرة واحدة. وبالتالي فإنه لا يمكن -في غياب هذا الشرط- توضيح استجابات متغيرة ما للتجديدات التي تحدث في متغيرة أخرى بصفة دقيقة وملائمة.

لذا فإنه وقبل الشروع في تحليل الصدمات وتفسير الآثار المترتبة عنها -باستخدام النموذج المُقدّر-

لبد من التأكد من مدى تحقق فرضية غياب الارتباط الفوري بين تجديديات مختلف متغيرات النظام المدروس، وفي هذا الصدد نجد أنه يمكن الاستعانة بمصفوفة الارتباطات الفورية لتجديديات معادلات النموذج "VAR(1)" -الموضحة في الجدول (19.3) أدناه- لغرض أخذ فكرة عن مدى ترابط هذه التّجديديات.

الجدول (19.3)¹: مصفوفة الارتباطات الفورية لتجديديات معادلات النموذج "VAR(1)".

	LP	LDEP	LM2	LCH	LINF
LP	1,000000	0,194981	0,004971	-0,078485	-0,322489
LDEP	0,194981	1,000000	0,328010	0,132173	0,143440
LM2	0,004971	0,328010	1,000000	0,038135	0,031167
LCH	-0,078485	0,132173	0,038135	1,000000	-0,005513
LINF	-0,322489	0,143440	0,031167	-0,005513	1,000000

من خلال النتائج الموضحة في الجدول (19.3) أعلاه، يبدو أنه ليس هناك ارتباطات قوية بين تجديديات متغيرات النظام "VAR (1)" المقدّر، غير أن هذا لا يعني -بأي شكلٍ من الأشكال- استقلال هذه التّجديديات، إذ نلاحظ أن هناك ارتباط عالي نسبياً -لا يمكن تجاهله- بين تجديدي متغيرتي سعر النفط ومعدّل التضخم من جهة (0,32)، ومتغيرتي الإنفاق الحكومي وعرض النقد من جهةٍ أخرى (-0,32)، ممّا يعني أنه في هذه الحالة لا يمكن عزل وتمييز الصّدّات التي تحدث في هذه المتغيرات والتي تكون صدماتٍ آنية بسبب الارتباط الفوري للتّجديديات.

لذلك ولتفادي هذا الإشكال فإنه لبد من إجراء عملية التّحليل بالاعتماد على تجديديات (صدّات) مستقلة ولا تملك أية مركبة مشتركة فيما بينها. وفي هذا الصّدّد نجد أنه يمكننا الحصول على هذه التّجديديات المستقلة انطلاقاً من تحويل التّجديديات الأصلية باستخدام المعامل (مصفوفة) الناتج عن تفكيك "Cholesky" لمصفوفة البايين-تباين مشترك لهذه التّجديديات، إذ أن هذه الطريقة -وكما تمت الإشارة إليه من قبل (1980) "Sims"- تسمح بالحصول على تجديديات متعامدة.

من جهةٍ أخرى، فإن حساسية النتائج -مثلما أشرنا في الفصل الثّاني- لتغيّر ترتيب المتغيرات في النظام "VAR" عند القيام بعملية التّحويل -حيث يتم إسناد الأثر المشترك لأيّ تجديديتين مرتبطتين إلى تجديديّة المتغيرة التي تُدرج أولاً في النموذج- تستدعي إيجاد معياراً مناسباً يتم وفقه إجراء عملية الترتيب. في هذا الإطار نجد أن الأمر يقتضي ترتيباً سببياً مسبقاً للمتغيرات²، إذ أن "Sims (1980)" اقترح ترتيباً تُراعى فيه خاصية المنشأ الداخلي أو الخارجي لمتغيرات النظام المدروس، باقتراحه ترتيب هذه المتغيرات من الأكثر خارجيّة (the most exogenous) إلى الأكثر داخلية (the most endogenous).

¹ EViews 5.0

² a pre-specified causal ordering of the variables.

على هذا الأساس وحسب اختبارات السببية التي تم إجراؤها أعلاه، وبالاعتماد على الإحصائية (All) التي نختبر إمكانية معاملة كل متغيرة من المتغيرات على أنها متغيرة خارجية بالنسبة للكتلة المتكونة من باقي متغيرات النظام مُجمعة¹ - فإن متغيرة سعر النفط "LP" تأتي في قمة الترتيب، باعتبار أن هذه الأخيرة تؤثر (تُسبب) على كل المتغيرات الأخرى في النظام بينما لا تتأثر بأي منها، بالإضافة إلى كونها ترافق أعلى مستوى معنوية لإحصائية "χ" (All)، تليها متغيرة معدل التضخم "LINF"، وبعدها متغيرة الإنفاق الحكومي "LDEP"، ثم متغيرة معدل البطالة "LCH"، لتأتي في الأخير متغيرة عرض النقد "LM2" المرافقة لأدنى مستوى معنوية لإحصائية الاختبار "χ" (All).

الجدول (20.3)² أدناه - والشكل (18) أو (19) من الملحق (03) - يوضح نتائج محاكاة وتقدير دوال الاستجابة الدفعية حسب تفكيك "Cholesky" - على مدى عشر (10) سنوات - ووفق الترتيب المذكور أعلاه لمتغيرات النموذج "VAR(1)" المقدر.

الجدول (20.3): نتائج تقدير ومحاكاة دوال الاستجابة الدفعية.

Impulse Response to Cholesky (d.f. adjusted) One S.D. Inovation					
Response of LP:					
Period	LP	LDEP	LM2	LINF	LCH
1	0,281167	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,182958	-0,040506	0,027705	0,001237	-0,033217
3	0,140864	-0,051392	0,035541	-0,022440	-0,051215
4	0,115872	-0,051988	0,036976	-0,044337	-0,060820
5	0,097290	-0,048486	0,036110	-0,059235	-0,064804
6	0,082072	-0,043208	0,034337	-0,067412	-0,064784
7	0,069223	-0,037209	0,032215	-0,070310	-0,061948
8	0,058304	-0,031053	0,030005	-0,069395	-0,057228
9	0,049036	-0,025066	0,027840	-0,065890	-0,051353
10	0,041191	-0,019440	0,025793	-0,060750	-0,044881
Response of LDEP:					
Period	LP	LDEP	LM2	LINF	LCH
1	0,027657	0,121341	0,000000	0,024741	0,000000
2	0,047459	0,097152	0,015895	0,022689	0,032963
3	0,053798	0,082062	0,025009	0,022087	0,050417
4	0,053989	0,072303	0,030267	0,021227	0,058902
5	0,051560	0,065868	0,033209	0,019973	0,062412
6	0,048275	0,061567	0,034727	0,018488	0,063298
7	0,044995	0,058653	0,035363	0,016929	0,062905
8	0,042103	0,056640	0,035452	0,015405	0,061972
9	0,039728	0,055212	0,035208	0,013976	0,060883
10	0,037867	0,054156	0,034763	0,012673	0,059822

¹ في هذا الصدد نشير إلى أنه كلما كانت المعنوية الإحصائية لإحصائية الاختبار "χ" (All) أكبر، كلما كانت المتغيرة المرافقة لها أكثر خارجية.

² EViews 5.0

تابع الجدول (20.3): نتائج تقدير ومحاكاة دوال الاستجابة

Response of LM2:					
Period	LP	LDEP	LM2	LINF	LCH
1	0,020627	0,000307	0,058143	-0,000901	0,002137
2	0,034569	0,022483	0,048776	0,013076	-0,009799
3	0,039976	0,025482	0,045312	0,021953	-0,007921
4	0,042939	0,023716	0,043394	0,028538	-0,002931
5	0,045053	0,021044	0,041898	0,033793	0,002365
6	0,046732	0,018464	0,040549	0,038111	0,007267
7	0,048084	0,016202	0,039288	0,041689	0,011627
8	0,049149	0,014274	0,038105	0,044649	0,015441
9	0,049952	0,012649	0,037000	0,047076	0,018740
10	0,050519	0,011285	0,035968	0,049039	0,021562
Response of LINF:					
Period	LP	LDEP	LM2	LINF	LCH
1	-0,220774	0,000000	0,000000	0,648018	0,000000
2	0,033832	0,034629	0,046905	0,371275	-0,036044
3	0,094709	0,014319	0,043684	0,240542	-0,029784
4	0,102056	-0,009955	0,025164	0,158143	-0,018248
5	0,094803	-0,027912	0,004119	0,098139	-0,009245
6	0,084019	-0,039177	-0,014638	0,052843	-0,003452
7	0,072972	-0,045302	-0,029510	0,019007	-0,000126
8	0,062664	-0,047845	-0,040297	-0,005557	0,001532
9	0,053393	-0,048009	-0,047403	-0,022693	0,002129
10	0,045214	-0,046662	-0,051452	-0,034012	0,002077
Response of LCH:					
Period	LP	LDEP	LM2	LINF	LCH
1	-0,014678	0,030230	0,000000	-0,006090	0,183878
2	-0,071616	0,026027	0,001483	0,035961	0,129921
3	-0,078913	0,031705	-0,004150	0,049065	0,101869
4	-0,073031	0,035996	-0,008886	0,054770	0,085789
5	-0,064173	0,037403	-0,011653	0,057736	0,075425
6	-0,055245	0,036537	-0,012850	0,058830	0,067770
7	-0,047068	0,034225	-0,013021	0,058288	0,061361
8	-0,039844	0,031115	-0,012583	0,056357	0,055517
9	-0,033572	0,027655	-0,011817	0,053343	0,049959
10	-0,028187	0,024134	-0,010901	0,049571	0,044608
Cholesky Ordering: LP LINF LDEP LCH LM2					

من خلال النتائج الموضحة في الجدول (20.3) يمكن رصد استجابات كل متغيرة من المتغيرات

المدرسة لمختلف التجديدات كما يلي:

1.2. استجابة الإنفاق الحكومي لمختلف التجديدات: (Response of LDEP)

إن حدوث صدمة إيجابية مقدارها انحراف معياري واحد (28,1%) في سعر النفط سيؤلف أثرًا معنويًا

إيجابيًا على الإنفاق الحكومي على امتداد فترة الاستجابة، إذ سيبلغ حجم هذا الأثر ما مقداره (2,77%)

كاستجابة فورية للصدمة، بينما سيصل إلى مستوى (5,40%) كحد أقصى سيُسجَل عند السنة الرابعة التي تلي الصدمة. من جهةٍ أخرى فإن حدوث صدمة تضخمية (معبّرًا عنها بصدمةٍ إيجابية -مقدارها انحراف معياري واحد (64,8%-) في معدّل التضخم) سيكون له أثرًا مشابهًا لذلك الناتج عن تجديد سعر النفط، باستجابةٍ فورية -تمثل في نفس الوقت الاستجابة القصوى- قدرها (2,47%)، يستمر بعدها حجم الإنفاق الحكومي في التزايد بمعدّلاتٍ متناقصة طوال فترة الاستجابة، حيث سيُسجَل أدنى معدّل زيادة (1,26%) خلال السنة العاشرة التي تلي الصدمة.

في سياقٍ آخر، نجد أن الإنفاق الحكومي سيستجيب استجابةً معنوية إحصائيًا وإيجابية لصدمةٍ إيجابية قدرها انحراف معياري واحد (5,8%) في عرض النقد، إذ ستصل هذه الاستجابة إلى حدود (3,54%) - كحدٍّ أقصى - عند السنة الثامنة التي تلي الصدمة.

2.2. استجابة عرض النقد لمختلف التّجديدات: (Response of LM2)

فيما يتعلّق بمتغيّرة عرض النقد -وكما هو عليه الحال بالنسبة للإنفاق الحكومي- فإن حدوث صدمة إيجابية في سعر النفط من شأنه أن يؤدي إلى استجابةٍ معنوية إيجابية لمتغيّرة عرض النقد خلال فترة الاستجابة الممتدة على مدى عشر سنوات، حيث سُبدي هذه الأخيرة استجابةً فورية قدرها (2%) وتستمر في التزايد بمعدّلاتٍ متزايدة على مر السنوات الممثلة لفترة الاستجابة مسجّلة أعلى معدّل استجابة -مقدّرًا ب (5%-) مع نهاية هذه الفترة والموافقة للسنة العاشرة التي تلي الصدمة. في ذات السياق، فإن حدوث تجديدٍ إيجابي -مقداره انحراف معياري واحد (12,1%-) في الإنفاق الحكومي سيولّد هو الآخر أثرًا معنويًا إيجابيًا على مستوى عرض النقد، الذي يبدأ باستجابةٍ فورية -طفيفة نوعًا ما- قدرها (0,03%) ليستمرّ في التزايد بمعدّلاتٍ متزايدة إلى غاية السنة الثالثة التي تلي الصدمة أين سيُسجَل أعلى معدّل استجابة قدره (2,5%)، قبل أن يشرع بعدها في التزايد بمعدّلاتٍ متناقصة حتى نهاية فترة الاستجابة.

على صعيدٍ آخر، ستولّد صدمةً إيجابية في معدّلات التضخم -قدرها انحراف معياري واحد (64,8%-) نوعًا من الانخفاض الفوري في مستوى عرض النقد ولكن بنسبةٍ ضئيلة جدًا (0,09%-)، قبل أن يتولّد أثرًا إيجابيًا ابتداءً من السنة الثانية التي تلي الصدمة حيث سيعرف عرض النقد ارتفاعاتٍ مستمرة ومتزايدة طوال فترة الاستجابة مسجّلاً أعلى معدّل ارتفاع (4,9%) مع نهاية هذه الفترة.

3.2. استجابة معدّلات التضخم لمختلف التّجديدات: (Response of LINF)

بالنسبة للمستوى العام للأسعار والتضخم، فإن أية صدمة إيجابية في أسعار النفط ستُصحب باستجابةٍ معنوية سلبية فورية لمعدّلات التضخم تقدر بحوالي (22%-)، غير أن هذه الصدمة سرعان ما ستشرع في

توليد نوعاً من الضغوط التضخمية، وذلك ابتداءً من السنة الثانية أين سُجِّلَ معدّلات التضخم استجابةً معنوية إيجابية قدرها (3,3%)، لتستمر في التزايد بمعدّلاتٍ متزايدة إلى غاية السنة الرابعة مسجّلة أعلى نسبة زيادة -قدرها (10,2%) - خلال هذه السنة، قبل أن تأخذ بعدها في التزايد بمعدّلاتٍ متناقصة إلى غاية نهاية فترة الاستجابة.

من جهةٍ أخرى، نجد أن أية صدمة إيجابية في عرض النقد ستكون بمثابة صدمة تضخمية -معنويًا- في المديين القصير والمتوسّط، حيث ستؤدي إلى ارتفاعاتٍ متتالية في معدّلات التضخم -وبنسبٍ متناقصة- خلال السنوات الخمس الأولى التي تلي الصدمة. أمّا على المدى الطويل فسيتموّد تأثيراً سلبياً على معدّلات التضخم، إذ أنها ستشعر في التناقص -بنسبٍ متزايدة- ابتداءً من السنة السادسة التي تلي الصدمة وإلى غاية نهاية فترة الاستجابة. وعلى غرار صدمات عرض النقد، فإن الصدمات الإيجابية في الإنفاق الحكومي ستكون هي الأخرى عبارة عن صدمات تضخمية على المدى القصير، إذ أنها ستؤدي إلى سلوك معدّلات التضخم اتجاهاً تصاعدياً -بمعدّلاتٍ متناقصة- خلال السنوات الثلاث الأولى بعد الصدمة، قبل أن يتولّد تأثيراً سلبياً على هذه المعدّلات في المديين المتوسط والبعيد، وذلك ابتداءً من السنة الرابعة التي تلي الصدمة.

4.2. استجابة معدّلات البطالة لمختلف التّجديدات: (Response of LCH)

فيما يتعلق بآثار صدمات أسعار النفط على سوق الشغل في الجزائر، فإن حدوث صدمة إيجابية في أسعار النفط من شأنه أن يؤدي إلى تخفيض معدّلات البطالة، حيث نلاحظ من خلال نتائج تحليل دوال الاستجابة أن هذه الصدمة تُخلّف تأثيراً معنوياً سلبياً على معدّلات البطالة طوال فترة الاستجابة، إذ أنها تشعّر في الانخفاض منذ سنة حدوث الصدمة مسجّلة استجابةً فورية قدرها (-1,4%)، لتواصل اتجاهاها التنازلي بمعدّلاتٍ متزايدة إلى غاية السنة الثالثة التي تلي الصدمة أين تُسجّل أعلى نسبة انخفاض مقدارها (-7,8%)، تستمر بعدها معدّلات البطالة في الانخفاض بمعدّلاتٍ متناقصة إلى غاية نهاية فترة الاستجابة.

أما عن استجابة معدّلات البطالة لصدمة إيجابية في الإنفاق الحكومي فستأتي معنويةً وإيجابية على مدى فترة الاستجابة المقدّرة بعشر سنوات، حيث سُجِّلَ أعلى نسبة استجابة خلال السنة السادسة التي تلي الصدمة بنسبةٍ قدرها (3,7%). من جهةٍ أخرى نجد أن حدوث تجديد إيجابي في عرض النقد سيُرفق باستجابة معنوية إيجابية لمعدّلات البطالة في المدى القصير وبنسبةٍ ضئيلة جداً مقدّرة بحوالي (0,14%) في الفترة الثانية، في حين ستخفّض هذه الاستجابة إلى مستوياتٍ سالبة على المدى المتوسط والبعيد، إذ ستصل إلى حدود (-1,3%) كحدّ أقصى في الفترة السابعة التي تلي الصدمة.

ملاحظة (2.3):

جديرٌ بالملاحظة أن حدوث صدمة إيجابية قدرها انحراف معياري واحد في أسعار النفط من شأنه يخلف أثراً معنوياً إيجابياً على هذه الأسعار مُستقبلاً وذلك على مدى فترة الاستجابة المُقدّرة بعشر سنوات، حيث سُجِّل استجابةً قدرها (18%) خلال السنة الثّانية التي تلي الصّدمة، لتستمر بعدها الأسعار في التزايد - بمعدّلاتٍ متناقصة- مسجّلةً أدنى معدّل ارتفاع قدره (4,11%) مع حلول السنة العاشرة.

5.2. تعليق:

من خلال هذه النتائج يبدو أن الصّدمات الإيجابية في أسعار النفط (والتي يمكن اعتبارها صدماتٍ إيجابية في الإيرادات العمومية)، تمارس نوعاً من الآثار الكينزية، إذ أن الارتباط الوثيق للإنفاق الحكومي بالإيرادات العمومية (الجباية البترولية) يجعله يستجيب بشكل مباشر لصدّات هذه الأخيرة، غير أن الزيادة في الإنفاق الحكومي سيكون لها تأثير إيجابي على حجم الطلب الكلي (ارتفاع الاستهلاك) والنشاط الاقتصادي في المدى القصير، ممّا سينتج عنه نوع من الضغوط التّضخمية المصحوبة بارتفاع عام في الأسعار. لكن هذا سينعكس إيجابياً مرة أخرى في المدى المتوسط على الإيرادات العمومية من خلال ارتفاع الجباية العادية (خاصة الضرائب على الدّخل والضرائب على الاستهلاك) سامحاً بذلك بظهور فائض في الموازنة العامة. هذا الفائض من شأنه أن يؤدي إلى التخفيف من حدة الضغوط التّضخمية (انخفاض التمويل النقدي للعجز)، وأيضاً تدني معدلات الفائدة من جراء ارتفاع الادخار العمومي. وبذلك ستكون هذه الوضعية ملائمة ومشجعة لمناخ الاستثمار بظهور نوع من آثار الجذب أو التكامل (in crowding)، مما سينعكس إيجابياً مرة أخرى على نمو الناتج الإجمالي الحقيقي، الأمر الذي سيترك آثاره بدون شك على سوق العمل أين سيرتفع الطلب على العمل وتنخفض معدّلات البطالة¹.

3. تحليل تفكيك التباين:

بعد دراسة الاستجابات الديناميكية التي تُبديها المتغيرات المعنية بالدراسة لمختلف التّجديدات (الصّدمات) عامّةً، واستجاباتها لصدّات أسعار النفط بشكلٍ خاص، ننتقل الآن إلى توضيح الأهمية النسبية التي تحتلها كل متغيّرة من هذه المتغيّرات في تفسير بعضها البعض، أو بالأحرى توضيح دور وأهمية كل صدمة في تفسير التّقلبات الظرفية للمتغيّرات من خلال تحليل تفكيك تباين خطأ التنبؤ لهذه المتغيّرات. ونظراً لكون هذه التقنية تستدعي - هي الأخرى- توفر شرط استقلالية التّجديدات فإننا سنعمد على نفس طريقة

¹ مع ذلك، يمكن أن تؤدي ضرورة التّخفيض من عرض النقد للحد من الضغوط التّضخمية إلى ارتفاع معدّلات الفائدة كنتيجة حتمية لتطبيق هذا الإجراء، مما سيؤدي إلى انخفاض في طلب القطاع الخاص وبالتالي ظهور نوع من آثار المزاحمة على الاستثمار الخاص (يتعلّق حجم هذه الآثار بمدى مرونة الاستثمار الخاص تجاه أسعار الفائدة)، هذه الآثار ستمارس تأثيراً على سلبياً على نمو الناتج الإجمالي الحقيقي، مؤديةً إلى ارتفاع معدّلات البطالة من جهة وانخفاض الإيرادات العمومية من جهة أخرى نتيجة لانخفاض حجم الجباية العادية.

التحويل المعتمدة في تحليل دوال الاستجابة الدفعية مع الحفاظ على نفس الترتيب للمتغيرات.

الجدول (21.3)¹ في الأسفل والشكل (20) أو (21) من الملحق (03) يوضحان نتائج تفكيك تباين خطأ التنبؤ لكل متغيرة من المتغيرات المدروسة -بالنسبة لأفق تنبؤي يمتد على مدى عشر سنوات في المستقبل- بالاعتماد تفكيك "Cholesky" لتحويل الصدمات.

الجدول (21.3): نتائج تفكيك التباين

Variance Decomposition						
Variance Decomposition of LP:						
Period	S.E.	LP	LDEP	LM2	LINF	LCH
1	0,281167	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,340649	96,97247	1,413901	0,661448	0,001319	0,950864
3	0,378042	92,62218	2,996078	1,420929	0,353421	2,607396
4	0,407525	87,78944	4,205657	2,046030	1,487787	4,471081
5	0,432325	83,07053	4,994799	2,515657	3,199324	6,219689
6	0,453242	78,85909	5,453221	2,862769	5,123009	7,701911
7	0,470556	75,32657	5,684559	3,124678	6,985516	8,878676
8	0,484539	72,48981	5,771925	3,330397	8,639298	9,768575
9	0,495545	70,28484	5,774257	3,499727	10,02779	10,41338
10	0,503993	68,61613	5,731070	3,645286	11,14732	10,86019
Variance Decomposition of LDEP:						
Period	S.E.	LP	LDEP	LM2	LINF	LCH
1	0,126888	4,750851	91,44741	0,000000	3,801741	0,000000
2	0,172178	10,17779	81,50347	3,665258	3,801221	0,852263
3	0,207193	13,77034	71,97052	8,452204	3,761428	2,045511
4	0,236448	15,78729	64,61363	12,69574	3,694156	3,209181
5	0,261346	16,81478	59,24096	16,09492	3,607870	4,241470
6	0,282802	17,27400	55,33221	18,75508	3,508537	5,130168
7	0,301556	17,41863	52,44704	20,84636	3,400882	5,887083
8	0,318201	17,39481	50,27222	22,51555	3,288780	6,528639
9	0,333196	17,28595	48,59470	23,87325	3,175353	7,070751
10	0,346893	17,13954	47,27048	24,99928	3,063024	7,527680
Variance Decomposition of LM2:						
Period	S.E.	LP	LDEP	LM2	LINF	LCH
1	0,061738	11,16241	0,021307	88,69396	0,002471	0,119849
2	0,090322	19,86321	2,105952	70,60077	6,197024	1,233050
3	0,114033	24,75170	5,027490	60,08304	8,881611	1,256160
4	0,134594	27,94428	8,104322	53,52232	9,479969	0,949109
5	0,153269	30,19028	11,11100	48,74725	9,195740	0,755729
6	0,170779	31,80454	13,92935	44,90073	8,575613	0,789768
7	0,187502	32,96106	16,49913	41,63926	7,860817	1,039734
8	0,203618	33,77625	18,79900	38,81084	7,157153	1,456754
9	0,219207	34,33574	20,83227	36,33589	6,508351	1,987751
10	0,234297	34,70475	22,61622	34,16310	5,929022	2,586905

¹ EViews 5.0

تابع الجدول (21.3): نتائج تفكيك التباين

Variance Decomposition of LINF:						
Period	S.E.	LP	LDEP	LM2	LINF	LCH
1	0,684594	10,39991	0,000000	0,000000	89,60009	0,000000
2	0,782533	8,146509	0,195830	0,359285	91,08621	0,212163
3	0,825947	8,627478	0,205839	0,602241	90,24397	0,320477
4	0,847749	9,638688	0,209178	0,659773	89,14182	0,350540
5	0,859173	10,60161	0,309193	0,644642	88,09170	0,352857
6	0,865905	11,37891	0,509108	0,663236	87,09977	0,348981
7	0,870862	11,95186	0,773936	0,770532	86,15865	0,345021
8	0,875370	12,34151	1,064716	0,974535	85,27746	0,341783
9	0,879884	12,58345	1,351534	1,254811	84,47133	0,338870
10	0,884435	12,71562	1,616012	1,580362	83,75206	0,335943
Variance Decomposition of LCH:						
Period	S.E.	LP	LDEP	LM2	LINF	LCH
1	0,187022	0,615984	0,106039	0,000000	2,612748	96,66523
2	0,242814	9,064482	2,256317	0,003732	2,699017	85,97645
3	0,281056	14,64881	4,731655	0,024585	3,287000	77,30795
4	0,309936	17,59831	7,013717	0,102425	4,051803	71,23374
5	0,332770	18,98501	9,094508	0,211482	4,778192	66,93080
6	0,351200	19,51909	10,97104	0,323752	5,372194	63,81392
7	0,366143	19,61096	12,62816	0,424339	5,816385	61,52016
8	0,378197	19,49070	14,05653	0,508418	6,128393	59,81596
9	0,387822	19,28464	15,25934	0,576339	6,336465	58,54321
10	0,395410	19,05977	16,25099	0,630436	6,468159	57,59064
Cholesky Ordering: LP LINF LDEP LCH LM2						

بالاعتماد على النتائج الموضحة في الجدول (21.3) أعلاه يمكننا تحليل تفكيك تباين كل متغيرة من

المتغيرات المدروسة كما يلي:

1.3. تحليل تفكيك تباين متغيرة الإنفاق الحكومي: (Variance Decomposition of LDEP)

في المدى القصير، يبدو أن معظم التغيرات الظرفية التي تحدث في الإنفاق الحكومي تتعلق بتجديدات المتغيرة نفسها، إذ أن هذا التجديد يسمح بتفسير حوالي (91,44%) من تغيرات الإنفاق الحكومي خلال الفترة التي تشهد حدوثه، لتتراجع هذه النسبة مع مرور الوقت حتى تبلغ حد (47,27%) عند السنة العاشرة التي تلي حدوثه. من جهةٍ أخرى، نجد أنه بالموازاة مع تناقص نسبة مساهمة صدمات الإنفاق الحكومي في تفسير تغيراتها الذاتية تتزايد نسبة مساهمة صدمات باقي متغيرات النظام في تفسير هذه التغيرات، ونخص بالذكر صدمات أسعار النفط، الصدمات النقدية والصدمات التضخمية، حيث تتزايد نسبة مساهمة صدمات أسعار النفط من (4,75%) تسجل خلال الفترة التي تشهد حدوث الصدمة إلى (17,41%) عند السنة السابعة، لتتخفف إلى حدود (17,13%) مع حلول السنة العاشرة. بينما تتزايد نسبة مساهمة صدمات عرض النقد وصددمات الأسعار - مجتمعةً - من (3,80%) خلال السنة الأولى إلى حوالي (28%) تُسجل عند السنة

العاشرة التي تلي حدوث الصدمات.

2.3. تحليل تفكيك تباين متغيرة عرض النقد: (Variance Decomposition of LM2)

على غرار متغيرة الإنفاق الحكومي، فإن جل التقلبات الظرفية التي تطرأ على متغيرة عرض النقد في المدى القصير يكون مصدرها ذاتياً إلى حدٍ بعيد، إذ أن الصدمات الذاتية لهذه المتغيرة تساهم بأكثر من (88,69%) في تفسير تغيراتها خلال السنة الأولى التي تشهد حدوثها، قبل أن تشهد هذه المساهمة تراجعاً مستمراً مع مرور الزمن إلى أن تصل إلى حدود (34,16%) مع حلول السنة العاشرة التي تلي الصدمة. أما عن مساهمة المتغيرات الأخرى في تفسير تقلبات عرض النقد، فنلاحظ أنها تكون في تزايدٍ وتنامي مستمر مع مرور الزمن، وموزاتاً مع انخفاض الأهمية النسبية للصدمات الذاتية للمتغيرة المعنية، حيث نجد -في هذا الصدد- أن صدمات أسعار النفط تلعب دوراً متنامياً في تفسير تقلبات عرض النقد، كما يبدو من خلال ارتفاع نسبة مساهمتها في هذه التقلبات من (11,16%) خلال السنة الأولى إلى (34,70%) خلال السنة العاشرة، بينما نلاحظ أن مساهمة متغيرة النفقات العامة قد ارتفعت من (0,02%) في السنة الأولى إلى (11,11%) في السنة الخامسة وإلى (22,61%) عند السنة العاشرة، في حين ارتفعت حصة التضخم من (0,002%) كنسبة مسجلة عند سنة حدوث الصدمة إلى (9,47%) خلال السنة الرابعة التي تلي الصدمة، قبل أن تشرع في التراجع إلى غاية وصولها إلى (5,92%) خلال الفترة العاشرة.

3.3. تحليل تفكيك تباين متغيرة معدل التضخم: (Variance Decomposition of LINF)

فيما يتعلق بالأسعار، فإننا نلاحظ أن الصدمات التضخمية الذاتية تمثل المصدر الأهم لتغيرات معدلات التضخم في المدى القصير، المتوسط وحتى البعيد، إذ أن تجديرات معدل التضخم -أو بدقة أكثر تجديرات الأسعار- تسمح بتفسير أكثر من (89,60%) من تغيرات معدل التضخم في السنة الأولى بعد الصدمة، قبل أن تعرف هذه النسبة ارتفاعاً إلى حوالي (91%) في السنة الثانية، لتشرع بعدها في التناقص والانخفاض - لكن بمعدلاتٍ صغيرة نوعاً ما- حتى تبلغ (83,75%) مع حلول السنة العاشرة. بالإضافة إلى هذه المساهمة المُعتبرة للتجديرات الذاتية للأسعار، نسجل مساهمةً مهمّةً إلى حدٍّ ما لتجديرات أسعار النفط، حيث تساهم هذه التجديرات في تفسير ما قيمته (10,39%) من تقلبات المستوى العام للأسعار خلال السنة التي تشهد حدوثها، ثم تتراجع هذه النسبة قليلاً في السنة الثانية أين تبلغ (8,14%)، لتأخذ بعدها في التزايد والارتفاع المستمر إلى أن تبلغ حد (12,71%) خلال السنة العاشرة. أما مساهمة باقي المتغيرات فتبقى طفيفة وهامشية -خاصةً في المدى القصير- حيث لا تتعدى نسبة مساهمة تجديرات الإنفاق الحكومي وعرض النقد مُجتمعين حد (0,54%) في السنة الثانية التي تلي حدوثهما، وبالرغم من أن هذه النسبة تشهد ارتفاعاتٍ طفيفة مع

مرور الوقت إلا أنها لا تتجاوز حد (3,19%) عند السنة العاشرة.

4.3. تحليل تفكيك تباين متغيرة معدل البطالة: (Variance Decomposition of LCH)

كما هو عليه الحال بالنسبة لباقي المتغيرات ودون أي اختلاف يُذكر، تُعتبر التّجديدات الذاتية لمتغيرة معدل البطالة هي المسؤول الأهم والأكبر عن تقلّبات معدّلات البطالة في المدى القصير وذلك بنسبةٍ تفوق (96,66%) تُسجّل عند سنة حدوث الصّدمة، لكن هذه النسبة تعرف تراجعاً مستمراً مع مرور السنوات إلى أن تصل إلى حدود (57,59%) عند السنة العاشرة التي تلي الصّدمة. وفي ظل تناقص الأهمية النسبية للصدمات الذاتية لمعدّلات البطالة في تفسير تقلّباتها، نجد أن الصّدمات الناتجة عن باقي المتغيرات تكتسي أهميةً أكبر عبر الزمن، إذ نجد في هذا السياق أن صدمات أسعار النفط تبدأ بمساهمةٍ متواضعةٍ قدرها (0,61%) - خلال السنة الأولى التي تشهد حدوث الصّدمة، ترتفع بعدها هذه النسبة إلى حدود (9,06%) في السنة الثانية التي تلي الصّدمة، لتواصل الارتفاع حتى تبلغ حد (19,49%) كحدّ أقصى مُسجّل عند السنة الثامنة. من جهةٍ أخرى نجد أن صدمات الإنفاق الحكومي وصدمات الأسعار تسمح بتفسير جزءاً هاماً من تقلّبات معدّلات البطالة -خاصةً في المدى الطويل- حيث ترتفع حصة الأولى من (0,10%) كنسبةٍ مسجّلة عند السنة الأولى إلى حدّ أقصى قدره (16,25%) يُسجل خلال السنة العاشرة، بينما ترفع حصة الثانية من (2,61%) في السنة الأولى إلى (6,46%) عند السنة العاشرة التي تلي الصّدمة.

5.3. تعليق:

لقد جاءت نتائج تحليل تفكيك التباين مؤكّدة ومدعّمةً لنتائج اختبارات السببية -حسب مفهوم Geanger- ونتائج تحليل دوال الاستجابة الدّفعية، حيث تتّضح جلياً من خلال هذا التحليل القدرة النسبية لصدمات أسعار النفط في تفسير التقلّبات الظرفية التي تشهدها المتغيرات الاقتصادية الكلية المعنية بالدراسة، كما يبدو بوضوح أن هذه الصدمات تساهم بقدرٍ لا يُستهان به في تفسير تغيّرات وسلوكات هذه المتغيرات.

كما أنه جديرٌ بالملاحظة أن متغيرتي الإنفاق الحكومي وعرض النقد هي أكثر المتغيرات الاقتصادية الكلية تأثراً بصدمات أسعار النفط، وربما يعزى هذا إلى العلاقة الوثيقة بين أسعار النفط وإيرادات الدولة من العملة الصّعبة. كما يبدو أن صدمات أسعار النفط تمارس تأثيراتٍ مباشرةٍ وأخرى غير مباشرةٍ على المتغيرات الدّاخلية في النّموذج إذ يمكن النظر إلى الآثار النّاجمة عن صدمات الإنفاق الحكومي أو صدمات عرض النقد على معدّلات البطالة والتّضخم مثلاً على أنها تتضمن نسبةً معيّنة يمكن إرجاعها إلى صدمات أسعار النفط (وذلك بغض النظر عن الاستقلال الإحصائي للصدمات)، أي أنه وبعبارةٍ أخرى يمكن إضافة نسبة معيّنة إلى نسبة مساهمة صدمات أسعار النفط في مختلف التقلّبات الظرفية التي تشهدها المتغيرات

المدرسة في مختلف الفترات والآفاق الزمنية.

خلاصة الفصل الثالث:

لقد حاولنا من خلال هذا الفصل الإجابة عن الانشغال الأساسي للدراسة عبر محاولة تقييم وتقدير مقدار وشدة وأهمية الأثر الذي يمكن أن تخلفه صدمات أسعار النفط على سلوك المتغيرات الاقتصادية الكلية المُختارة.

ولقد حاولنا - في سبيل بلوغ هذا المسعى - الالتزام قدر الإمكان بمنهجية القياس الاقتصادي عموماً، ومنهجية النمذجة غير الهيكلية على وجه الخصوص، بداية بجمع البيانات المتعلقة بمتغيرات الدراسة، ومن ثم معالجتها باستخدام الأدوات الإحصائية المناسبة، مروراً بعملية التقدير والاختبار التي تسمح بإيجاد النموذج الأكثر تمثيلاً للمتغيرات محل الدراسة، والأكثر استيعاباً للتفاعلات الممكنة الحدوث فيما بينها، ليتم في الأخير استخدام هذا النموذج -الذي يمثل النموذج الأفضل بالمعنى الإحصائي من بين النماذج المُقدّرة- للكشف عن شبكة العلاقات السائدة بين هذه المتغيرات، واختبار التأثيرات المتبادلة فيما بينها، حيث نجد في هذا الصدد أن الطابع الديناميكي للنموذج المستخدم يسمح بتوضيح أفضل لهذه العلاقات بحكم ديناميكية أغلب العلاقات الاقتصادية وتطورها مع الزمن.

نتائج التحليل الاقتصادي القياسي أسفرت عن درجة عالية من التشابك والتداخل بين المتغيرات المدروسة، كما كشفت عن التأثير الكبير الذي تمارسه صدمات أسعار النفط على المتغيرات الاقتصادية الكلية المعنية، إذ أن اختبارات السببية -حسب مفهوم Granger- أظهرت أن متغيرة سعر النفط تساهم مساهمةً معنوية في تحسين القدرة التنبؤية بهذه المتغيرات (مما يعني أن تغيرات أسعار النفط تسبق التغيرات التي تحدث في هذه المتغيرات). كما أن نتائج محاكاة الصدمات وتحليل دوال الاستجابة الدفعية بينت أن كل من هذه المتغيرات تستجيب استجابة معنوية -إحصائياً- لصدمات أسعار النفط. إضافةً إلى ذلك نجد أن نتائج تحليل تفكيك تباين خطأ التنبؤ كشفت هي الأخرى عن مساهمةٍ مُعتبرة لصدمات أسعار النفط في تفسير التغيرات والتقلبات الظرفية -على المديين القصير والبعيد- التي تحدث في كل من الإنفاق الحكومي وعرض النقد، ومعدلات البطالة والنضخم.

وكخلاصةً أساسية، يمكن القول أن المعطيات والبيانات المستخدمة -والتي تم الحصول عليها من مصادر دولية ومحلية- قد عبّرت إلى حدٍ ما عن الاعتقادات والتصورات المُسبقة حول طبيعة الاقتصاد الجزائري وتبعيته وارتباطه الوثيق بقطاع النفط، وتأثر السلوك الاقتصادي الكلي في الجزائر وعلاقته الوثيقة بتطورات وتقلبات الأسعار العالمية للنفط.

الخاتمة العامّة

خاتمة عامة:

لقد كان هدفنا الجوهري من وراء هذا البحث هو تحليل ودراسة الآثار التي يمكن أن تُخلفها تقلبات أسعار النفط في الأسواق العالمية على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية (الإنفاق الحكومي، عرض النقد البطالة والتضخم) في الجزائر بالاعتماد على تقنية أشعة الانحدار الذاتي "VAR"، وذلك انطلاقاً من معرفة مسبقة بوضعية وهيكل الاقتصاد الجزائري -الذي يحتل فيه قطاع النفط (أو المحروقات بصفة عامة) مكانة أساسية، بصفته القطاع المهيمن على التجارة الخارجية الجزائرية من جانب الصادرات، وباعتباره المصدر الأساسي للعملة الصعبة، الدخل الوطني وإيرادات الميزانية- وأسوةً بمختلف الدراسات والأبحاث التي انكبّت على دراسة وتحليل العلاقة بين حركات أسعار النفط والأداء الاقتصادي الكلي بالنسبة لمختلف الاقتصاديات العالمية (سواءً تعلق الأمر بالمتقدمة منها أو النامية، المستوردة منها لهذه السلعة أو المصدرة لها) أين تم إثبات الارتباط الوثيق بين النفط والنشاط الاقتصادي، وتم تعريف العديد من العلاقات -المباشرة وغير المباشرة، وفي المديين القصير والطويل- بين تطورات أسعار النفط والمتغيرات الاقتصادية الكلية الأساسية.

وقد حاولنا جاهدين الإحاطة والإلمام -قدر الإمكان- بمختلف جوانب وحيثيات الموضوع، بالرغم من صعوبة هذا المسعى في ظل تعدّد وتداخل الجوانب والمواضيع المتصلة به، حيث قسمنا بحثنا إلى ثلاث فصول متناسقة. فقد حاولنا في الفصل الأول عرض مختلف المسارات والتطورات التاريخية التي عرفتها أسعار النفط تماشياً مع تطور أوضاع السوق النفطية العالمية، وتغيّر موازين القوى داخل هذه السوق خلال مختلف العقود الزمنية، وكذا تحليل الآثار الاقتصادية الكلية الناتجة عن التغيرات والصدمات المتعلقة بهذه الأسعار على مختلف الاقتصاديات العالمية عامةً -من خلال عرض نتائج مختلف الأدبيات التطبيقية- وعلى الاقتصاد الجزائري بشكل خاص.

أمّا في الفصل الثاني فقد تطرقنا لأهم المبادئ والأسس النظرية التي تقوم عليها عملية التحليل والنمذجة باستخدام تقنية أشعة الانحدار الذاتي "VAR"، مستعرضين مختلف المفاهيم الأساسية المتعلقة بالسلاسل الزمنية، ومختلف أدوات التقدير والاختبار في إطار منهجية التقنية الأخيرة، إضافةً إلى أهم أدوات التحليل التي تتفرد بها هذه التقنية، متمثلة في اختبارات السببية -حسب مفهوم "Granger"- وكذا تحليل دوال الاستجابة الدفعية وتفكيك النبأين، حيث تشكل هذه الأدوات الثلاث نظاماً متكاملًا يساعد الباحث على اكتشاف وتقصي شبكة العلاقات السائدة بين نظام المتغيرات المدروسة.

وبعد كل هذا حاولنا من خلال الفصل الثالث، الخروج بنتيجة وجوابٍ صريحٍ للسؤال الجوهرى لهذه الدراسة، أين قمنا بمعالجة البيانات المتعلقة بالمتغيرات الاقتصادية الكلية المُستهدفة -والخاصة بالاقتصاد الجزائري- باستخدام الأساليب والأدوات التي تم تفصيلها في الفصل الثاني، والتي أفضت إلى بناء نموذج ديناميكي في إطار منهجية "VAR"، قمنا من خلاله باختبار إمكانية وجود علاقة سببية تتجّه من أسعار النفط نحو باقي متغيرات الدراسة، وكذا محاكاة آثار مختلف الصدمات المتأتية من كل متغيرة من متغيرات النموذج، ومن بينها -على وجه الخصوص- الصدمات المتولدة عن متغيرة أسعار النفط، بالإضافة إلى محاولة تحديد نسبة مساهمة صدمات هذه الأسعار في تفسير التقلبات الظرفية للمتغيرات المعنية بالدراسة.

أما عن أهم النتائج التي توصلنا إليها من خلال هذه الدراسة فيمكن عرضها على ثلاث مستويات كما

يلي:

• على المستوى النظري:

1. منذ ظهور السّاعة النفطية، لازمت حركة أسعار النفط ديناميكيةً وعدم استقرار دائمين، وذلك نتيجة تفاعل وتداخل عديد العوامل الاقتصادية، السياسية، العسكرية وغيرها. وقد بلغت هذه الديناميكية ذروتها مع مطلع سبعينات القرن الماضي، حيث شهدت هذه الفترة تحولات تاريخية في موازين القوى داخل السوق النفطية العالمية، نتيجة استلام البلدان النفطية -بقيادة أوبك- زمام عملية تسويق وتسعير ثرواتها النفطية.
2. حتى عام 1960، لم يكن هناك وجود لمصطلح الدول المنتجة والمصدرة للنفط بالمعنى الحقيقي للكلمة، إذ أنه وقبل هذا التاريخ، كانت هذه البلدان مجرد بلدان توجد فيها شركات أجنبية تسيطر على مختلف مراحل الصناعة النفطية، وتتولى إنتاج النفط وتصديره بحريةً مُطلقة، حيث كانت كل حقوق الحكومات المالكة للثروة النفطية تقتصر على تقاضي ما يسمى بـ"العائدات"، التي لم تكن في الحقيقة أكثر من ضريبة دخل تُفرض على جزء من أرباح تلك الشركات العالمية الإحتكارية.
3. حسب معظم الدراسات التطبيقية، هناك علاقة وثيقة تربط بين تقلبات أسعار النفط وتقلبات الأداء الاقتصادي الكلي والمتغيرات الاقتصادية الكلية في مختلف الاقتصاديات العالمية، سواءً كانت منتجةً ومصدرةً لهذه السلعة أو كانت مستوردةً لها.
4. قد تبدي المتغيرات الاقتصادية الكلية استجاباتٍ غير متناظرة تُجاه الصدمات الناتجة عن ارتفاع وانخفاض أسعار النفط، كما قد تتغير هذه الاستجابة مع تغير الزمن.

5. يعتبر قطاع المحروقات، القطاع المهيمن على النشاط الاقتصادي الكلي الجزائري، إذ أنه ورغم الجهود المبذولة خلال فترة الإصلاحات الاقتصادية في الجزائر بغرض التخفيف من تبعية الاقتصاد الجزائري لهذا القطاع، ظلّت العلاقة (أسعار النفط-نشاط إقتصادي) قائمةً وقويةً إلى يومنا هذا، حيث رافق تطورات وحركات أسعار النفط في الأسواق العالمية، حركاتٍ وتقلّباتٍ في مختلف المتغيّرات والمؤشّرات الاقتصادية الكلية الجزائرية، مقابلة لتغيّرات إيرادات الصادرات.

• على مستوى النّمدجة القياس اقتصادية ومنهجية "VAR":

1. تعتبر خاصية الإستقرارية خاصيةً أساسية، لبد من توفرها في مختلف السّلاسل الزّمنية الممثلة لمختلف المتغيّرات الاقتصادية والمالية المستخدمة في مختلف الدّراسات التّطبيقية، وذلك من أجل تفادي مشاكل الارتباط الزّائف. وفي هذا الصّدّد نجد أنه لا يمكن توضيح ودراسة العلاقات طويلة المدى -الحقيقية وغير الزّائفة- المُحتمل وجودها بين المتغيّرات الاقتصادية التي لا تتوفر لديها صفة الإستقرار إلّا في الحالة التي تكون فيها هذه المتغيّرات متكاملة تزامنيا (Cointegrated).

2. الخاصية الأساسية لتقنية أشعة الانحدار الدّاتي "VAR" تتعلّق بكون منهجها الأساسي يسمح ببناء نماذج اقتصادية قياسية مع عددٍ أقل من القيود المفروضة من طرف النظرية الاقتصادية، حيث يظهر هذا النهج جلياً في عدم وجود أيّ تمييزٍ مسبق بين المتغيّرات، أو تقسيمها إلى متغيّرات داخلية وأخرى خارجية.

3. ببساطة يمكن تقدير معاملات نماذج "VAR" في شكلها غير المقيد -أو ما يُسمى بالشكل المختصر- باستخدام تقنية المربعات الصّغرى العادية "OLS"، التي يتم تطبيقها على كل معادلة من معادلات النّظام بصفةٍ مستقلّة، بينما يتم استخدام تقنيات أكثر تعقيداً -كطريقة أعظم احتمال وطريقة Zellner التكرارية- لتقدير هذه النّماذج في شكلها المقيد. من جهةٍ أخرى تبرز مشكلة التّمييز (Identification) لدى الشكل البدائي أو الهيكلي لهذا النوع من النّماذج، أين يستدعي الأمر اللّجوء إلى إضافة بعض المعلومات في شكل قيود -يُعتمد في وضعها على النظرية الاقتصادية- من أجل الوصول إلى حلّ للنّموذج، وهو ما يتعارض مع المبدأ الأساسي الذي اقترح على أساسه الباحث "Sims" منهجية أشعة الانحدار الدّاتي "VAR".

4. بالإضافة إلى مشكل تقدير نماذج "VAR" في شكلها الهيكلي، تعدّ قضية تحديد عدد التأخيرات الأمثل، من بين أهم العوائق التي تواجه تطبيقات هذه النّماذج (بمختلف أشكالها)، حيث تُطرح عدة مشاكل في

هذا الصدد، أهمها مشكل التعدد الخطي، وأخطاء التّحديد، إضافةً إلى مشكل فقدان درجات الحرية الذي يزداد حدّةً عند التّعامل مع العينات المحدودة الحجم.

5. تمثّل نماذج أشعة الانحدار الذاتي "VAR" وسيلةً مهمّةً وفعّالة لإنتاج التنبؤات (خاصّةً قصيرة الأجل منها) حول مختلف الظواهر والمتغيّرات الاقتصادية، وفي هذا الصدد وُجد أن الأشكال المقيدة لهذه النماذج تُنتج تنبؤاتٍ أفضل من تلك التي تُنتجها الأشكال غير المقيدة.

6. تُعتبر اختبارات السببية -حسب مفهوم Granger- من بين أهم استخدامات نماذج "VAR"، كما أنها تمثّل في ذات الوقت أهم أدوات التحليل القياس اقتصادي التي تقدّمها هذه التقنية، خاصّةً في ظل صعوبة -وفي أغلب الأحيان عدم إمكانية- قراءة وتفسير المعلمات المقدّرة مباشرةً، لكن -ومن جهةٍ أخرى- تعترض عملية إجراء وتطبيق هذه الاختبارات على أرض الواقع عديد العوائق والحواجز، أهمّها عدم إستقرارية السلاسل الزمنية الممثلة لمختلف المتغيّرات الاقتصادية والمالية.

7. إضافةً إلى اختبارات السببية -حسب مفهوم Granger- تمثّل تقنيّتي تحليل دوال الاستجابات الدّفعية، وتحليل تفكيك التباين، هي الأخرى أداتين مهمّتين من أدوات التحليل التي تتفرد بها نماذج أشعة الانحدار الذاتي "VAR"، إذ يتم الاستعانة بهاتين التقنيتين لتحليل مختلف العلاقات الديناميكية المميّزة لمختلف المتغيّرات الاقتصادية، كما يتم استخدامهما لتحليل الآثار المُحتملة لمختلف السياسات الاقتصادية.

8. يمكن استخدام تحليل التكامل المترامن وتقنية "VAR" لنمذجة كلٍّ من العلاقات طويلة وقصيرة المدى - في آن واحد- السائدة بين المتغيّرات الاقتصادية غير المستقرّة المتكاملة تزامنيًا، وذلك في إطار ما يُسمى بنماذج تصحيح الخطأ الشعاعية "VECM"، التي ما هي في الحقيقة إلاّ عبارة عن شكل مقيد من أشكال نماذج أشعة الانحدار الذاتي "VAR".

9. إذا كانت المتغيّرات المدروسة، غير مستقرّة المستويات ومتكاملة تكاملاً مترامناً (توجد على الأقل علاقة تكامل مترامن واحدة فيما بينها)، فإنه يمكن نمذجتها إمّا على شكل نموذج "VAR" للمتغيّرات في شكل مستويات، أو على شكل نموذج شعاعي لتصحيح الخطأ "VECM"، حيث تمتلك الاختبارات المُستخدمة في عملية الاستدلال الإحصائي توزيعاتٍ معيارية في كلتا الحالتين. وفي هذا الصدد نجد أن الغرض الكامن من وراء بنائنا للنموذج يلعب دورًا هامًا وجوهريًا في الاختيار بين التقنيتين.

10. من جهةٍ أخرى، تجدر الإشارة إلى أن نمذجة نظام المتغيّرات غير المُستقرّة، والمتكاملة تزامنيًا على شكل نموذج "VAR" للمتغيّرات في شكل فروقات، من شأنه أن يؤدي إلى مشاكل قياسية حقيقية، تتعلّق

أساسًا بمشاكل الاستدلال الإحصائي، الناتجة عن عدم امتلاك إحصائيات الاختبار الإعتيادية لتوزيعاتٍ معيارية في هذه الحالة.

• على المستوى التطبيقي:

نتائج الدراسة القياس اقتصادية التي تم إجراؤها في إطار منهجية أشعة الانحدار الذاتي "VAR" يمكن إجمالها فيما يلي:

1. نتائج اختبارات السببية -حسب مفهوم Granger- كشفت عن تأثيراتٍ قوية من طرف أسعار النفط على باقي المتغيرات الاقتصادية الكلية المعنية بالدراسة، حيث ظهر أن أسعار النفط تساهم بمعنوية في تحسين القدرة التنبؤية بهذه المتغيرات.

2. كما أن نتائج تحليل دوال الاستجابة الدفعية أسفرت عن وجود استجاباتٍ معنوية من طرف المتغيرات الاقتصادية الكلية المعنية تجاه صدمات أسعار النفط، حيث أبانت هذه النتائج عن وجود علاقة طردية بين أسعار النفط ومتغيرتي الإنفاق الحكومي وعرض النقد على المدى القصير، المتوسط والبعيد. إذ أن الصدمات الإيجابية في أسعار النفط تؤدي إلى ارتفاع مستويات الإنفاق الحكومي وكذا مستويات عرض النقد. في حين ظهر أن العلاقة بين سعر النفط والتضخم هي علاقة عكسية في المدى القصير -المُقَدَّر بسنة واحدة فما أقل- قبل أن تتحول إلى علاقة طردية على المدى المتوسط -ابتداءً من السنة الثانية- والبعيد. من جهةٍ أخرى، ظهر أن هناك علاقة عكسية بين أسعار النفط والبطالة في المدى القصير، المتوسط وحتى الطويل، بحيث تؤدي الصدمات الناتجة عن ارتفاع أسعار النفط إلى انخفاض معدلات البطالة.

3. أمّا نتائج تحليل تفكيك التباين فقد صبّت هي الأخرى في نفس الاتجاه، حيث ظهر من خلال هذه النتائج أن أسعار النفط تساهم بنسبٍ مُعتبرة في تفسير التقلبات الطرفية التي تشهدها المتغيرات الاقتصادية الكلية المعنية، خاصة على المديين المتوسط والبعيد.

4. على صعيد التأثيرات المتبادلة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية، أظهرت النتائج العديد من العلاقات المتشابهة بين المتغيرات المدروسة، وأهمها تلك العلاقات التي أُثبت وجودها بين المتغيرات التي تعبر عن السياسات الاقتصادية (متمثلةً في متغيرتي الإنفاق الحكومي "LDEP" وعرض النقد "LM2") والمتغيرات المُعبّرة عن النشاط الاقتصادي (البطالة "LCH" والتضخم "LINF")، حيث ظهر -من خلال اختبارات السببية، تحليل دوال الاستجابة، وكذا تحليل تفكيك التباين- أن متغيرة عرض النقد تساهم إلى حدٍّ ما في تحديد مستويات التضخم، كما ظهر أن متغيرة الإنفاق الحكومي تلعب دورًا مهمًا في تحديد

معدّلات البطالة (حيث ظهر في هذا الصدد أن السّياسة المالية تمارس نوعاً من الآثار اللاكينية من خلال ظهور آثار المزامحة).

5. من جهةٍ أخرى أظهرت النتائج أن هناك تفاعلٌ بين السّياستين المالية والنّقدية في الاقتصاد الجزائري، حيث تبيّن من خلال اختبارات السببية -حسب مفهوم Granger- أن هناك علاقة تغذية عكسية (Feedback) بين متغيّرتي الإنفاق الحكومي "LDEP" وعرض النّقد "LM2".

6. فيما يتعلّق بالسياسات الاقتصادية، يمكن القول -من خلال النتائج المذكورة أعلاه- أن السّياسة المالية -المعبّر عنها بمتغيّرة الإنفاق الحكومي في حالتنا- تكون أكثر فعاليةً لمعالجة أوضاع سوق العمل بعد الصّدّات النفطية، في حين تُعتبر السّياسة النقدية -المعبّر عنها بمتغيّرة عرض النّقد- أكثر كفاءةً لتحقيق استقرار الأسعار والتّخفيف من حدّة الضغوط التّضخمية بعد هذه الصّدّات.

من خلال جميع هذه النتائج تتضح لنا جلياً القدرة النسبية لأسعار النفط في التأثير على المتغيرات الاقتصادية الكلية الخاصة بالاقتصاد الجزائري، سواءً كان ذلك التأثير مباشراً أو غير مباشر، حيث تُعتبر استجابة السّياسات الاقتصادية (المالية والنّقدية) لصدّات أسعار النفط بمثابة قنوات انتقال يمكن لأسعار النفط أن تؤثر من خلالها على الأداء الاقتصادي الكلي في الجزائر، وكمثال واقعي لهذه النظرة التحليلية نجد أن السّياسة المالية ذات الطابع الكينزي التي انتهجتها الدولة بعد الارتفاع الملحوظ المُسجّل في أسعار النفط خلال السنوات الأخيرة، عن طريق رفع الإنفاق العام بهدف الرفع من عرض الإنتاج الوطني لم يكن لها أي أثر يخدم هذا المنظور، ويرجع هذا بكل بساطة إلى ضعف الجهاز الإنتاجي ومحدودية قدراته. فرغم ضخامة الموارد المالية المخصّصة لم تستطع المؤسسات الرفع من إنتاجها، وهذا ما أدى إلى ضعف أثر المضاعف الحكومي، مما استدعى تحويل هذه المبالغ إلى إنشاء الهياكل القاعدية وزيادة واردات السلع فقط. و بالتالي يمكن القول أن هناك فعالية نسبية لمثل هذه السّياسات في تحقيق الأهداف الاقتصادية المرجوة.

كما أن هذه النتائج تطرح أمامنا العديد من التّساؤلات التي تشكل أفاقاً ومحاوّر مهمة يمكن من خلالها توسيع دائرة البحث في هذا المجال، يمكن إيجازها في النقاط التّالية:

- انعكاسات العلاقة بين سعر النفط والدّولار الأمريكي على التّوازنات الاقتصادية الكلية في الجزائر.
- أثر أسعار النفط على الاستقرار الاقتصادي في الجزائر.

تمت بفضل الله

قائمة المراجع

المراجع باللغة العربية:

الكتب و المؤلفات:

- أحمين شفير، «التحولات الاقتصادية والاجتماعية وآثارها على البطالة والتشغيل في بلدان المغرب العربي»، منظمة العمل العربية، المعهد العربي للثقافة العمالية وبحوث العمل بالجزائر، الجزائر، 1999.
- أموري هادي كاظم الحساوي، « طرق القياس الاقتصادي »، دار وائل للنشر، عمان، 2002.
- إيان سيمور، «الأوبك أداة تغيير»، ترجمة: عبد الوهاب الأمين، م.أ.ع.م.ب، الكويت، 1983.
- برجاس حافظ، «الصراع الدولي على النفط العربي، مع تقديم للدكتور محمد المجذوب»، الطبعة الأولى، بيسان للنشر والتوزيع والإعلام، بيروت- لبنان، 2000.
- بكري كامل وآخرون، «الموارد واقتصادياتها»، دار النهضة العربية للطباعة والنشر، بيروت 1986.
- بن شهرة مدني، «الإصلاح الاقتصادي وسياسة التشغيل»، الطبعة الأولى، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان-الأردن، 2009.
- بهلول محمد بلقاسم حسن، «سياسة تخطيط التنمية وإعادة تنظيم مسارها في الجزائر»، الجزء الثاني، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، مارس. 1999.
- تزيان بيار، «الأسعار والعائدات والعقود النفطية في البلاد العربية وإيران» الطبعة الأولى، ترجمة: فكتور سحاب، المؤسسة العربية للدراسات والنشر، بيروت، 1982.
- التتير سمير، «التطورات النفطية في الوطن العربي والعالم، ماضياً وحاضراً»، الطبعة الأولى، دار المنهل اللبناني، بيروت، 2007.
- جان جاك سرفان شرايبر، «التحدي العالمي»، ترجمة: فكتور سحاب وإبراهيم العريس، المؤسسة العربية للدراسات و النشر، بيروت، 1980.
- حسين عبد الله، «النفط العربي خلال مستقبل المنظور.. معالم محورية على الطريق»، الطبعة الأولى، دراسات إستراتيجية، العدد 14، مركز الإمارات للدراسات والبحوث الإستراتيجية، 1998.
- حسين عبد الله، «مستقبل النفط العربي»، الطبعة الأولى، مركز دراسات الوحدة العربية، بيروت، نوفمبر 2000.
- حميدات محمود، «النظريات والسياسات النقدية»، الطبعة الأولى، دار الملكية للطباعة والإعلام والنشر والتوزيع، الجزائر، 1996.
- خالد الهادي، «المرآة الكاشفة لصندوق النقد الدولي»، دار الهومة للنشر، الجزائر، أبريل 1996.
- درويش فوزي، «التنافس الدولي على الطاقة في قزوين»، الطبعة الأولى، نشر خاص، جانفي 2005.
- الدوري محمد أحمد، «مبادئ اقتصاد النفط»، الطبعة الأولى، دار شموع الثقافة، ليبيا، 2003.

قائمة المراجع

- دويدار محمد، «الإقتصاديات العربيّة وتحديات الثمانينات، البترول العربي: نعمة أم نقمة؟»، منشأة المعارف، الإسكندرية، 1982.
- راضي نور الدين، «التشغيل والبطالة في الجزائر»، دار الغرب للنشر والتوزيع، وهران-الجزائر، 2009.
- سيد فتحي أحمد الخولي، «اقتصاد النّفط»، الطبعة 5، دار زهران للنشر والتّوزيع، جده، 1997.
- الشرع منذر، «التحوّلات الإقتصاديّة العربيّة والألفية الثالثة»، الطبعة الأولى، مؤسسة عبد الحميد شومان، المؤسسة العربيّة للدراسات والنشر والتوزيع، دار فارس للنشر والتوزيع، الأردن، 2004.
- ضياء مجيد الموسوي، «ثورة أسعار النفط 2004»، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2005.
- عايب وليد عبد الحميد، «الآثار الإقتصاديّة الكلية لسياسة الإنفاق الحكومي: دراسة تطبيقية قياسية لنماذج التنمية الإقتصاديّة»، الطبعة الأولى، مكتبة حسن العصرية، بيروت-لبنان، 2010.
- عبد الخالق فاروق، «النفط والأموال العربيّة في الخارج .. خمس دراسات في الإقتصاد الدولي المعاصر»، الطبعة الأولى، مركز المحروسة للنشر والخدمات الصحفية و المعلومات، القاهرة، 2001.
- عبد الفضيل محمود، «مشكلة التضخم في الإقتصاد العربي-الجزور والمسببات والأبعاد والسياسات»، مركز دراسات الوحدة العربيّة، بيروت، 1982.
- عتيقة علي أحمد، «الإعتماد المتبادل على جسر النفط .. المخاطر والفرص»، الطبعة الأولى، مركز دراسات الوحدة العربيّة، بيروت، جوان 1991.
- عدنان جابر، «العرب وعصر ما بعد النّفط»، الطبعة الأولى، دار علاء الدين للنشر والتّوزيع والترجمة، دمشق-سورية، 2004.
- عدون ناصر دادي، وعبد الرّحمان العايب، «البطالة وإشكالية التشغيل ضمن برامج التعديل الهيكلي للإقتصاد من خلال حالة الجزائر»، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2010.
- عفيفي صديق محمد، «تسويق البترول»، الطبعة التاسعة، مكتبة عين شمس، القاهرة، 2003.
- علي لطف، «الطاقة والتنمية في الدول العربيّة»، المنظمة العربيّة للتنمية الإداريّة، بحوث ودراسات، القاهرة، 2008.
- قصي عبد الكريم إبراهيم، «أهميّة النّفط في الإقتصاد والتّجارة الدوليّة: النفط السوري نموذجا»، الهيئة العامة السوريّة للكتاب، دمشق، 2010.
- نواف الرومي، «منظمة الأوبك و أسعار النفط العربي الخام»، الطبعة الأولى، الدار الجماهيرية للنشر والتوزيع والإعلان، مصراتة-ليبيا، 2000.
- هارفي أوكونور، «الأزمة العالمية في البترول»، ترجمة: عمر مكاوي، دار الكاتب العربي للطباعة والنّشر، القاهرة، 1967.

قائمة المراجع

- يسري محمد أبو العلا، «مبادئ الإقتصاد البترولي وتطبيقها على التشريع الجزائري»، دار النهضة العربية، القاهرة، 1996.

الرسائل ، المذكرات و الأطروحات العلمية:

- بخة سعدي، «أثر وإنعكاسات برامج صندوق النقد الدولي على النفقات العامة في الجزائر خلال (1990-2005)»، رسالة ماجستير غير منشورة، المعهد الوطني للتخطيط والإحصاء، الجزائر، 2005.
- بودخدخ كريم، «أثر سياسة الإنفاق العام على النمو الإقتصادي: دراسة حالة الجزائر (2001-2009)»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2009-2010.
- بوعوبنة مولود، «العلاقة بين سعر البترول وبعض المتغيرات الإقتصادية الكلية في الجزائر باستخدام منهجية "VAR"»، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2009-2010.
- جمعة رضوان، «تطورات أسعار النفط وتأثيراتها على الواردات: دراسة حالة الجزائر (1970-2004)»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2006-2007.
- حمادي نعيمة، «تقلبات أسعار النفط وانعكاساتها على تمويل التنمية في الدول العربية خلال الفترة (1986-2008)»، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة حسيبة بن بوعلي-الشلف، 2008-2009.
- دراوسي مسعود، «السياسة المالية ودورها في تحقيق التوازن الاقتصادي: حالة الجزائر (1990-2004)»، أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة الجزائر، 2005-2006.
- سرايري بلقاسم، «دور ومكانة قطاع المحروقات الجزائري في ضوء الواقع الإقتصادي الدولي الجديد وفي أفق الإنضمام إلى المنظمة العالمية للتجارة»، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة الحاج لخضر-باتنة، 2007-2008.
- شملول حسينة، «أثر إستقلالية البنك المركزي على فعالية السياسة النقدية: دراسة حالة بنك الجزائر»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2001.
- عمروش شريف، «السياسة النقدية ومعالجة إختلال ميزان المدفوعات»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة سعد دحلب، البليدة، 2005.
- العمري علي، «دراسة تأثير تطورات أسعار النفط الخام على النمو الاقتصادي»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2007-2008.
- قويدر عياش، «إصلاح السياسة النقدية في الجزائر»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 1999.
- قويدري قوشيح بوجمعة، «انعكاسات تقلبات أسعار البترول على التوازنات الاقتصادية الكلية في الجزائر»، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة حسيبة بن بوعلي-الشلف، 2008-2009.

قائمة المراجع

- لباني يسمينة، «إنعكاسات تغيّر أسعار البترول العالمية على الإقتصاد الجزائري: دراسة تحليلية باستخدام نموذج التوازن العام القابل للحساب للسنة 2002»، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2008-2009.
- لعلاي علاوة، «سياسات الضبط والإستقرار حسب منظور النمذجة غير الهيكلية - حالة الإقتصاد الجزائري -»، أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة الجزائر، 2007.
- معيزي قويدر، «فعالية السياسة النقدية في تحقيق التوازن الإقتصادي: حالة الجزائر»، أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة الجزائر، 2007-2008.
- مقلد عيسى، «قطاع المحروقات الجزائرية في ظل التحويلات الإقتصادية»، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة الحاج لخضر - باتنة، 2007-2008.
- الياسري أحمد جاسم جباري، «النّفط ومستقبل التّممية في العراق»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الكوفة، العراق، 2009.
- يحيات مليكة، «إشكالية البطالة والنّضخ في الجزائر خلال الفترة (1970-2005)»، أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة الجزائر، 2006-2007.

التقارير والمستندات الوثائقية:

- التقارير الإحصائية السنوية لمنظمة الأقطار العربية المصدرة للبترول (أوابك): 2001، 2002، 2003، 2004، 2005، 2006، 2007، 2008، 2009، 2010.
- التقارير السنوية للأمين العام لمنظمة الأقطار العربية المصدرة للبترول (أوابك): 2000، 2001، 2002، 2003، 2004، 2005، 2006، 2007، 2008، 2009، 2010.
- قريصة صبحي تادريس، «العوامل المحددة للتغير في كمية النّفود مع الإشارة الخاصة إلى الجمهورية العربية المتحدة»، (القاهرة: البنك المركزي المصري، معهد الدراسات المصرفية)، 1964.
- لكصاسي محمد، «التطورات الاقتصادية والنقدية في الجزائر سنة 2003»، تدخل أمام المجلس الشعبي الوطني، بنك الجزائر، 24 أكتوبر 2004.
- لكصاسي محمد، «الوضعية النقدية وسير السياسة النقدية في الجزائر»، صندوق النقد العربي، أبو ظبي، 2004.
- المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، «تقرير حول تقويم أجهزة الشغل»، جوان 2002.
- المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، «مشروع التقرير حول الظرف الاقتصادي والاجتماعي لسنة 1997، السادس الثاني»، الجزائر، 1997.
- المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، «مشروع تقرير حول الظرف الاقتصادي والاجتماعي لسنة 2004، السادس الثاني»، الجزائر، 2004.

- المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، «مشروع تقرير حول عناصر مطروحة للنقاش من أجل عقد النمو»، الجزائر، 2005.
- التّشّرات الشّهريّة لمنظمة الأقطار العربيّة المصدّرة للبترول (أوبك): السّنة 35(2009) / العدد 8-9، السّنة 37 (2011) / العدد 1.

المجلدات ، المنشورات والدوريات:

- تومي صالح، «دور المؤشّرات السّابقة والموجّهة في تحديد المسار التضخمي في الجزائر»، مجلة علوم الاقتصاد والتسيير والتجارة (جامعة الجزائر)، العدد. 13-2005، 2005، ص. 9-28.
- تومي صالح، ومليكة يحيات، «مشكلة البطالة في الجزائر: دراسة استطلاعية عن أبعادها وأسبابها»، مجلة علوم الاقتصاد والتسيير والتجارة، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير (جامعة الجزائر) العدد. 14، 2006، ص. 9-37.
- جميل طاهر، «النفط والتّمية المستديمة في الأقطار العربيّة: الفرص والتّحدّيات»، مجلة التّمية والسياسات الإقتصاديّة، ديسمبر 1997، إصدار المعهد العربي للتّخطيط بالكويت.
- دحو سهيلة، «الإقتصاد الجزائري في إطار برنامج الإستقرار والتّعديل الهيكلي»، مجلة الإقتصاد والإحصاء التّطبيقي، م.و.ع.إ.ت، العدد 11، 2009، ص. 46-66.
- شيبّي. ع، بن بوزيان. م و شكوري. س، «الآثار الإقتصاديّة الكليّة لصدّات السياسة الماليّة بالجزائر: دراسة تطبيقيّة»، منتدى البحوث الإقتصاديّة، ورقة عمل رقم. 536، أوت 2010.
- العراقي مدحت، «ارتفاع أسعار النفط: الأسباب، التّدايعات والتّوقعات»، دورية دراسات اقتصاديّة (مركز البصيرة للبحوث والاستشارات والخدمات التّعليميّة، الجزائر)، العدد. 08، يوليو 2006، ص. 9-24.
- العيسى نزار، «تأثير التّحديد المالي على السياسة النقديّة والمضاعف النقدي»، مجلة جامعة النجاح للأبحاث، جامعة جرش الأهلية، الأردن، المجلد. 21، 2007، ص.
- مايكل لينش، «البحث عن الإستقرار في سوق النفط»، في كتاب "مستقبل النفط كمصدر للطاقة" الطبعة الأولى، مركز الإمارات للدراسات والبحوث الإستراتيجيّة، الإمارات العربيّة المتّحدة، 2005.
- النشاشبي كريم وآخرون، «الجزائر، تحقيق الإستقرار والتّحول نحو إقتصاد السوق»، صندوق النقد الدولي، واشنطن، 1998.

الملتقيات ، المؤتمرات والندوات العلميّة:

- بودرّامة مصطفى، «التّحدّيات التي تواجه مستقبل النّفط في الجزائر»، مداخلة مقدّمة ضمن فعاليّات المؤتمر العلمي الدولي حول التّمية المستدامة والكفاءة الإستخداميّة للموارد المتاحة، المنعقد يومي 08/08 أفريل 2008 بجامعة فرحات عباس بسطيف.

قائمة المراجع

- بوزيدي عبد المجيد، «الإقتصاد الجزائري في مواجهة الصدمة البتروليّة المضادة»، مداخلة في ندوة "آثار عوائد النفط على التنمية الإقتصادية العربيّة" المنظمة من طرف معهد التخطيط القومي، ورابطة المعاهد والمراكز العربيّة للتنمية الإقتصادية والإجتماعيّة، بين 11 و 13 جانفي 1987، القاهرة.
- الجبلي عصام، «واقع وآفاق أسواق النفط الدولية وأثرها على اقتصاديات الدول العربيّة»، ورقة مقدّمة خلال ندوة "أسواق النفط و المال ... إلى أين؟"، إصدار منتدى الفكر العربي، سلسلة الحوارات العربيّة 2000/4، الطبعة الأولى، عمان- الأردن 2001.
- الزيتوني الطاهر، «إنعكاس الأزمة الماليّة على أسواق النفط العالميّة وتداعياتها على الإقتصاد العربي»، ورقة مقدّمة ضمن فعاليات ندوة حول الأزمة الماليّة العالميّة وانعكاساتها على قطاع النفط والغاز الطبيعي في الدول العربيّة، أوابك، 24/22 نوفمبر 2010، دمشق، سوريا.
- عتيقة علي أحمد، «النفط والتنمية العربيّة»، محاضرة ملقاءة في دورة أساسيات صناعة النفط والغاز التي نظمتها منظمة الأقطار العربيّة المصدّرة للنفط، الكويت، 2 فيفري 1978.
- فرجاني نادر، «أثر التغير في سوق النفط على التشغيل في البلدان العربيّة النّفطية»، مداخلة مقدّمة في ندوة "آثار عوائد النفط على التنمية الإقتصادية العربيّة" المنظمة من طرف معهد التخطيط القومي، ورابطة المعاهد والمراكز العربيّة للتنمية الإقتصادية والإجتماعيّة، بين 13/11 جانفي 1987، القاهرة.
- كرواط جمال سالم وفاضل أحمد عقيل، «الأزمة الماليّة العالميّة وانعكاساتها على اقتصاديات الدول العربيّة والإحاطة بآثارها على الإقتصاد الليبي»، ورقة مقدّمة ضمن فعاليات ندوة حول الأزمة الماليّة العالميّة و انعكاساتها على قطاع النفط والغاز الطبيعي في الدول العربيّة، أوابك، 24/22 نوفمبر 2010، دمشق-سوريا.
- مساعد جاسم ناصر العواد، «نظرة تحليليّة لأهميّة الإقتصادية للبتترول والغاز الطبيعي في منطقة الشرق الأوسط»، بحث فُدم ضمن فعاليات مؤتمر "البتترول والطاقة: هموم عالم واهتمامات أمة"، المنعقد يومي 3/2 أفريل 2008، بجامعة المنصورة، جمهورية مصر العربيّة.

المراجع باللغات الأجنبية:

الكتب و المؤلفات:

- Abel. A.B., and B.S. Bernanke, «Macroeconomics» Addison Wesley Longman Inc, 2001.
- Ayoub. A., «Le Pétrole: Economie et Politique», Bibliothèque des Matières Premières, Economica, Paris, 1996.
- Bali Hamid, «Inflation et mal développement en Algérie», OPU, Alger, 1993.
- Banerjee. A., Dolado. J.J., Galbraith. J.W. and D.F. Hendry, «Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data», Oxford University Press, Oxford, 1993.
- Ben Bitour. A., «L'expérience Algérienne de développement 1962-1991, Leçon Pour l'avenir», Collection carrefour d'échanges, Edition technique de l'entreprise, ISGP Edition, Alger, 1999.

- Blanchard. O., & D. Cohen, «Macroéconomie», 3^e édition, Pearson Education France, Paris, 2004.
- Bourbonais. R., « économétrie », 6^e édition, Dunod, Paris, 2005.
- Bourbonnais. R., et M. Terraza, «Analyse des séries temporelles en économie», Presses universitaires de France, Paris, 1998.
- Bresson. G., et A. pirotte, «économétrie des séries temporelles, théories et applications», Presses Universitaires de France, paris, 1995.
- Cadoret Isabelle., et. Al, «Econométrie appliquée, Méthodes. Applications. Corrigés», 1^{re} édition, De Boeck & Larcier s. a, Bruxelles , 2004.
- Cochran. J.H., «Time Series For Macroeconomics and Finance», Graduate School of Business, University of chicago, 2005.
- Dalemont. E., et J. Carrié, «Histoire du Pétrole ... Que sais-Je?», 1^{re} édition, Presses Universitaires de France, Paris, 1993.
- Deboud Youcef, «le nouveau mécanisme économique en Algérie», OPU, Alger, 1995.
- Evans. J., and L.C. Hunt, «International Handbook on the Economics of Energy», MPG Books Group, UK, 2009.
- Gujarati, D.N., «Basic Econometrics», 4th edition, Mc Graw-Hill / Irwincompanies Inc New York, 2003.
- H. Green. W., «Econometric Analysis», 5th edition, Prentice Hall, New Jersey, 2003.
- Hamilton. J.D., «time series analysis», princeton university press, United Kingdom, 1994.
- Harvey. A., «The Econometric Analysis of Time Series», The MIT Press, 2^{end} ed, Cambridge ,Mass., 1990.
- Hayashi. F., «Econometrics», Princeton University Press, Princeton, N.J. 2000, PP.142-147.
- Hedir Mouloud., «L'économie algérienne à l'épreuve de l'OMC», Anep, Alger, 2003
- Jenkins. G.M., and D.G. watts, «Spectral Analysis and Its Applications» San Francisco, Holden-Day, 1968.
- Johansen. S., «Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models», Oxford University Press, Oxford, 1995.
- Johnston. J., and J. Dinardo, «Econometric Methods», 4th edition, Mc Graw-Hill, New York, 1997.
- Kirchgässner. G., and J. wolters, «introduction to modern time series analysis», Springer-verlag Berlin Heidelberg, New York 2007.
- Lardic. S., et V. Mignon, «Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières», ed, economica, paris, 2002.
- Lütkepohl. H., «Introduction to Multiple Time Series Analysis», Springer-Verlag, Berlin, 1991.
- Maddala. G.S., «introduction to econometrics», second edition, MacMillan publishing company, New York, 1992.
- Nouschi. A., «Pétrole et Relations Internationales depuis 1945 à Nos Jours», Armand Colin, Paris, 1999.
- Wooldridge. J.M., «Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data», The MIT Press, London (England), 2002.

الرسائل ، المذكرات و الأطروحات العلمية:

- Belogbi Zakia, «Adaptation du Modèle Macro-Econométrique de Haque et Alii à l'Economie Algérienne», Thèse de Doctorat, Université d'Alger, 2005.
- Lounaci Ghania, «Les Mutations de L'Economie Mondiale en Contexte d'Emballlement des Prix de Pétrole (1990-2000)», Thèse de Magistere, Université d'Alger, 2001-2002.
- Nakoumdé Ndoumtara, «Boom Pétrolier et Risques d'un Syndrome Hollandais au Tchad: une Approche par la Modelisation en Equilibre General Calculable», Thèse de Doctorat, Université d'Auvergne Clermont - Ferrand I, CERDI, 2007.

التقارير والمستندات الوثائقية:

- ANDE, «Essai de Positionnement de L'emploi par rapport à d'autres facteurs», Alger, 1996.
- BP Statistical Review of World Energy: June 2005; June 2007; June 2008; June 2010; June 2011.
- Bulletin Statistique de La Banque d'Algérie, «Statistiques Monétaires 1964-2005, Statistiques de La Balance des Paiements 1992-2005», Series Retrospectives, Juin 2006.
- EvIEWS 5 User's Guide, Quantitative Micro Software, USA, 2005.
- FMI, «Algérie: Consultation de 2008 au titre de l'article IV—Rapport des services; note d'information au public sur la discussion du Conseil; et déclaration de l'administrateur pour l'Algérie», Rapport sur les économies nationales No. 09/108, April 2009.
- IMF Country Report (Algeria: Selected Issues): No. 04/31, February 2004 ; No. 05/52, February 2005 ; No. 11/41, February 2011.
- IMF Country Report (Algeria: Statistical Appendix): No. 01/163, September 2001 ; No. 03/69, 2003 ; No. 04/31, February 2004 ; No. 05/51, February 2005 ; No. 06/102, March 2006 ; No. 09/111, April 2009 ; No. 11/40, February 2011.
- IMF, «Algeria: 2009 Article IV Consultation—Staff Report; and Public Information Notice», IMF Country Report No. 10/57, March 2010.
- IMF, «Algeria: 2010 Article IV Consultation—Staff Report; Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for Algeria», IMF Country Report No. 11/39, February 2011.
- IMF, «Algeria: Staff Report for 2000 Article IV Consultation», IMF Staff Country Report No. 00/93, July 2000.
- Les Rapports Annuels de La Banque d'Algérie (Evolution Economique et Monétaire En Algérie): 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010.
- Ministère de L'Energie et des Mines, «Bilan des Réalisations du Secteur de L'Energie et des Mines (2000-2008)», Edition. 2009.
- Ministère de L'Energie et des Mines, «Evolution du Secteur de L'Energie et des Mines (1962-2007)», Edition. 2008.
- Office National Des Statistiques, «Rétrospective Statistique 1970-2002», Edition 2005.
- Organization of the Petroleum Exporting Countries, «OPEC Annual Statistical Bulletin 2005», Ueberreuter Print und Digimedia ,Austria, 2006.
- Organization of the Petroleum Exporting Countries, «OPEC Annual Statistical Bulletin 2008», Ueberreuter Print und Digimedia ,Austria, 2009.

- Organization of the Petroleum Exporting Countries, «OPEC Annual Statistical Bulletin 2010», Ueberreuter Print und Digimedia ,Austria, 2011.
- Rapport du FMI No. 07/61, (Algérie: Questions choisies) , Février 2007.
- Rapport sur les effets économéques et sociaux du programme d'ajustement structurel, EDITION-CNES, 12^{ème} Session Plénière, Mai-1997.
- World Bank, World Development Indicators (WDI) Data 2010.

المجلات ، المنشورات و الدوريات:

- Abeysinghe. T., «Estimation of Direct and Indirect Impact of Oil Price on Growth», Economic Letters, Vol. 73, 2001, pp. 147-153.
- Anashasy. E-A., et. al, «Evidence on the Role of Oil Prices in Venezuelas Economic Performance: 1950-2001», Working Paper, Univesity of Washington, 2005.
- Anderson. R.G., Hoffman. D.L., and R.H. Rasche, «A vector error correction forecasting model of the US economy», Journal of Macroeconomics, No. 24, 2002, PP.569-598.
- Banerjee. A., Dalado. J.J., Hendry. D.F., and G.W. Smith, «Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.48, 1986, PP.253-277.
- Barsky, R.B., and L. Kilian, «Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Approach» NBER Macroeconomics Annual, 2001 16/1, 2002, PP. 137-183.
- Barsky. R.B., and L. Kilian, «Oil and the Macroeconomy Since the 1970s», NBER Working Paper 10855, October 2004.
- Bartlett. M.S., «On the Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series», Journal of the Royal Statistical society, series B, vol.27, 1946, PP.27-41.
- Bekhet. H.A., and N.Y.M. Yusop, «Assessing the Relationship between Oil Prices, Energy Consumption and Macroeconomic Performance in Malaysia: Co-integration and Vector Error Correction Model, (VECM) Approach», Journal of International Business Research, Vol.2, No.3, July 2009.
- Berument. M.H., Ceylan.N.B., and N. Dogan, «The Impact of Oil Price Shocks on the Economic Growth of Selected MENA Countries», The Energy Journal, Vol. 31, No. 1, 2010, PP. 149-176.
- Bjørnland. H.C., «Oil Price Shocks and Stock Market Booms in an Oil Exporting Country», Working Paper from Norges Bank. 16, 2008.
- Bjørnland. H.C., «The Dynamic Effects of Aggregate Demand, Supply and Oil Price Shocks—A Comparative Study», The Manchester School, Vol. 68, 2000, pp. 578-607.
- Blanchard. O.J., and J. Gali, «The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s?», NBER Working Paper 13368, 2007.
- Bouzidi Abdelmajid, «Emploi et Chômage en Algérie(1967-1983)», les Cahiers du CREAD, N°02, 2^e Tri 1984.
- Box. G.E.P., and D.A. Pierce, «Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models», Journal of the American Statistical Association, vol. 65, 1970, PP.1509-1526.
- Brahimi. A., «les réformes économiques: implication sociales», revue Algérienne du travail, N⁰. 24/1999.

- Breusch. T.S., «Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models», Australian Economic Papers, Vol. 17, 1978, PP. 334 – 355.
- Brown. S.P.A., and M.K. Yücel, «Energy Prices and Aggregate Economic Activity: An Interpretative Survey», Quarterly Review of Economics and Finance, Vol. 42, 2002, PP. 193-208.
- Brown. S.P.A., and M.K. Yücel, «Oil Prices and Aggregate Economic Activity: A Question of Neutrality», Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Review Second Quarter, 1999, PP. 16-53.
- Bruno. M., and J. Sachs, «Input Price Shocks and the Slowdown in Economic Growth: The Case of U.K. Manufacturing», Review of Economic Studies, Vol. 49, 1982, PP. 679-705.
- Burbidge. J., and A. Harrison, «Testing for the Effects of Oil Price Rises using Vector Autoregression», International Economic Review, Vol. 25, No. 2, 1984, PP. 459-484.
- Campbell. J.Y., and P. Perron, «Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots», in O. J. Blanchard and S. Fischer. (eds) , NBER, Macroeconomics Annual 1991, MIT Press, 1991, PP. 141-219.
- Caruth. A.A., Hooker. M.A., and A.J. Oswald «Unemployment equilibria and input prices: Theory and evidence from the United States», Review of Economics and Statistics, Vol. 80, 1998, PP. 621-628.
- Clements. M. P., and D.F. Hendry, «Forecasting in Cointegrated Systems», Journal of Applied Econometrics, Vol. 10, 1995, PP.127-146.
- Clements. M.P., and D.F. Hendry, «Macro-Economic Forecasting and Modelling», The Economic Journal, Vol. 105, No. 431, 1995, PP. 1001-1013.
- Cochrane. J.H., «A critique of the Application of the Unit Root Tests», Journal of Economic Dynamics and control, Vol.15, No.2, 1991, PP.275-284.
- Cororaton. C.B., «Philippine Computable General Equilibrium Model (PCGEM)», PIDS Discussion Paper Series, No. 2000-33, August 2000.
- Cristina. M., Raguindin. E., and R. G. Reyes, «The effects of oil price shocks on the Philippine economy: A VAR approach», Social Science Research Network (SSRN), vol. 50, 2005, pp. 3-59.
- Cunado. J., and F.P. de Garcia, «Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries», Universidad de Navarra Working Paper. 06/04, 2004.
- Darby. M. R., «The Price of Oil and World Inflation and Recession», American Economic Review, Vol. 72, 1982, PP. 738-751.
- Davidson. J.E.H., Hendry. D.F., Srba. F., and S. yeo, «Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between consumers Expenditure and income in the United Kingdom», Econometric Journal, Vol.88, 1978, PP.661-692.
- Davis. S.J., and J. Haltiwanger «Sectoral job creation and destruction responses to oil price changes», Journal of Monetary Economics, Vol. 48, 2001, PP. 645-512.
- De Gregorio, J., Landerretche. O., and C. Neilson, «Another pass-through bites the dust? Oil prices and inflation», Mimeo, 2007.
- Dikey. D.A., and W.A. Fuller, «Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With a Unit Root», Econometrica, Vol. 49, NO.4, 1981, PP.1057-1072.
- Dikey. D.A., and W.A. Fuller, «Distribution of The Estimators For Autoregressive Time Series With a Unit Root», Journal of the American Statistical Association, Vol.74, 1979, PP.427-431.

- Dolado. J.J., and H. Lütkepohl, «Making Wald Tests Work for Cointegrated VAR Systems», *Econometric Reviews*, Vol. 15 1996, PP. 369 – 386.
- Edelstein. P., and L. Kilian, «Retail energy prices and consumer expenditures», Mimeo, University of Michigan, 2007.
- Eltony. M.N., and M. Al-Awadi, «Oil price fluctuations and their impact on the macroeconomic variables of Kuwait: a case study using a VAR model», *International Journal of Energy Research*, 25(11), 2001, PP. 939-959.
- Engle. R.F., and B.S. Yoo, «Forecasting and Testing in Cointegrated Systems», *Journal of Econometrics*, Vol.35, 1987, PP.143-159.
- Engle. R.F., and C.W.J. Granger, «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, Vol.55, No.2, 1987, 251-276.
- Evans.G., and N.E. Savin, «Testing for Unit Roots II» *Econometrica*, Vol.52, 1984, PP.1241-1269.
- Evans.G., and N.E. Savin, «Testing for Unit Roots I», *Econometrica*, Vol.49, 1981, PP.753- 779.
- Ewing. B.T., and M.A. Thompson, «Dynamic cyclical components of oil prices with industrial production, consumer prices, unemployment and stock prices», *Energy Policy*, Vol. 35, 2007, PP. 5535-5540.
- Farzanegan. M., and G. Markwardt, «The effects of oil price shocks on the Iranian economy», *Energy Economics*, vol. 31, 2007, PP. 134–151.
- Faust. J., and E. Leeper, «When do long-run identifying restrictions give reliable results», *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 15 No. 3, 1997, pp. 345-353.
- Ferderer. J.P., «Oil price volatility and the macroeconomy», *Journal of Macroeconomics*, Vol. 18, No.1, 1996, PP. 1-26.
- Fuhrer. J.C., «The Phillips Curve is alive and well», *New England Economic Review of the Federal Reserve Bank of Boston*, March/April 1995, PP. 41-56.
- Fuller. W.A., «Introduction to Statistical Time Series», John Wiley & sons, New York, 1976.
- Geweke. J., Meese. R., and W. Dent, «Comparing Alternative Tests of causality in Temporal Systems : Analytic Results and Experimental Evidence», *Journal of Econometrics*, Vol.21, 1983, PP.161-194.
- Gisser. M., and T. H. Goodwin. «Crude Oil and the Macroeconomy: Tests of Some Popular Notions», *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 18, 1986, PP. 95-103.
- Godfrey. L.G., «Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations When the Regressors Include Lagged Dependent Variables», *Econometrica*, Vol.46, 1978, PP. 1303 – 1310.
- Gordon. R.J., «The time-varying NAIRU and its implications for economic policy», *Journal of Economic Perspectives*, Vol.11, No.1, 1997, PP. 11-32.
- Granger. C.W.J., «Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods», *Econometrica*, Vol.37, No. 3, 1969, PP.424-438.
- Granger. C.W.J., and A. Weiss, «Time Series Analysis of Error Correction Models», in S. Karlin, T. Amemiya and L. Goodman (eds), *Studies in Economic Time Series and Multivariate statistics*, Academic Press, New York, 1983.
- Granger. C.W.J., and J.L. Lin, «Causality in the Long Run», *Econometric Theory*, Vol. 11 1995, PP. 530 – 536.
- Granger. C.W.J., and P. Newbold, «Spurious Regression in Economics», *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 1974, PP. 111-120.

- Granger. C.W.J., «Cointegrating Variables and Error-correcting Models», Unpublished University of California, San Diego, Discussion Paper, 1983.
- Granger. C.W.J., «Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.48, 1986, PP. 213-228.
- Granger. C.W.J., «Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model specification», Journal of Econometrics, Vol.16, No.1, 1981, PP.121-130.
- Hall. S.G., «An Application of the Granger and Engle Two-Step Estimation Procedure to the United Kingdom Aggregate Wage Data», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.48, N.03, August 1980.
- Hamilton. J.D., « Historical Oil Shocks », Working Paper UCSD, February 2011.
- Hamilton. J.D., «Oil and the Macroeconomy Since World War II», Journal of Political Economy, Vol. 91, No. 2, Apr 1983, PP. 228-248.
- Hamilton. J.D., «Oil and the Macroeconomy», Working Paper UCSD, August 2005.
- Hamilton. J.D., «Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy», Working Paper UCSD, August 2000.
- Hamilton. J.D., «Understanding Crude Oil Prices», Working Paper UCSD, December 2008.
- Hamilton. J.D., «What Is an Oil Shock?», Journal of Econometrics, Vol. 113, 2003, PP. 363-398.
- Hamilton. J.D., «What is Happened to the Oil Price-Macroeconomic Relationship?», Journal of Monetary Economics, Vol. 38, N0. 2, 1996(a), PP.215-220.
- Herrera. A.M., and E. Pesavento, «Oil price shocks, systematic monetary policy, and the great moderation», Michigan State University, Unpublished manuscript, 2007.
- Hoffman. D.L., and R.H. Rasche, «Assessing Forecast Performance in a Coin-tegrated System», Journal of Applied Econometrics, Vol. 11, No.5, 1996, PP.495-517.
- Hooker, M. A., «This is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship: Reply», Journal of Monetary Economics, Vol. 38, 1996 (b), PP. 221-222.
- Hooker, M. A., «What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship? », Journal of Monetary Economics, Vol. 38, 1996 (a), PP. 195-213.
- Hooker. M.A., «Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime», Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 34, No. 2, 2002, PP.540-561.
- Hooker. M.A., «Oil and the Macroeconomy Revisited.», Mimeo, Federal Reserve Board, Washington, D.C. August. 1999.
- Husain. T., and Ter-Martirosyan, «Fiscal Policy and Economic Cycles in Oil-Exporting Countries», IMF working Paper. WP/08/253, 2008.
- Ito Katsuya, «Oil Price and the Russian Economy: A VEC Model Approach», International Research Journal of Finance and Economics ISSN 1450-2887 Issue 17 (2008), PP. 68-74.
- Johansen. S., «cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis», Journal of Econometrics, Vol.52, 1992, PP.389-402.
- Johansen. S., «Modeling of cointegration in the vector autoregressive model», Economic Modelling, No. 17, 2000, PP. 359-373.
- Johansen. S., and K. Juselius, «Makimum liklihood Estimation and Inference on cointegration-with Applictions to the Demand for Money», Oxford Bulltin of Economics and Statistics, Vol.52, 1990, PP.169-210.

- Johansen. S., «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models», *Econometrica*, Vol.59, 1991, PP.1551-1580.
- Johansen. S., «Statistical Analysis of Cointegrating Vectors», *Journal of Economic Dynamics and control*, Vol.12, 1988, PP. 231-254.
- Jones. D. W., Bjornstad, D.J., and P. N. Leiby, «The Findings of the DOE Workshop on Economic Vulnerability to Oil Price Shocks: Summary and Integration with Previous Knowledge», Oak Ridge National Laboratory, September 1998, 36 p.
- Jones. D.W., and P.N. Leiby, «The macroeconomic impacts of oil price shocks: A review of literature and issues», Oak Ridge National Laboratory, September 1996, 33 p.
- Jones. D.W., Leiby, P.N., and I.K. Paik, «Oil price shocks and the macroeconomy: What has been learned since 1996? », *The Energy Journal*, Vol. 25, No. 2, 2004, PP.1-32.
- Juselius. K., «A Structured VAR for Denmark under Changing Monetary Regimes», *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 16, 1998, No. 4, PP. 400-411.
- Keane. M.P., and E.S. Prasad, «The employment and wage effects of oil price changes: A sectoral analysis», *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, 1996, PP. 389-400.
- Kooros. S.K., Sussan. A.P., and M. Semetesy, «The Impact of Oil Prices on Employment» *International Research Journal of Finance and Economics* ISSN1450-2887 Issue 5 (2006), PP. 136-154.
- Kumar. S., «The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Empirical Evidence for India», *Economics Bulletin*, Vol. 29, No. 1 2009, PP. 15-37.
- Lardic. S., and V. Mignon, «Oil prices and economic activity: An asymmetric cointegration approach», *Energy Economics*, Vol. 34, 2006, PP. 3910-3915.
- LeBlanc. M., and M.D. Chinn, «Do high oil prices presage inflation? The evidence from G5 countries», *Business Economics*, Vol. 34, 2004, PP. 38-48.
- Lescaroux. F., and V. Mignon, «On the Influence of Oil Prices on Economic Activity and Other Macroeconomic and Financial Variables», CEPII, Working Paper. No. 2008-05, April 2008.
- Litterman. R.B., «A Statistical Approach to Economic Forecasting», *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 4, 1986, PP. 1-4.
- Litterman. R.B., «Forecasting with Bayesian Vector Autoregression: Five Years of Experience», *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 4, 1986, PP. 25-38.
- Ljung. G.M., and G.P.E. Box, «on the Measure of Lack of Fit in Time Series Models», *Biometrika*, vol.66, 1978, PP. 66-72.
- Loungani. P., «Oil Price Shocks and the Dispersion Hypothesis», *Review of Economics and Statistics*, Vol. 58, 1986, P. 536-539.
- Mackinnon. J.G., «Critical Values For Cointegration Tests», R.F .Engle and C.W.J. Granger (eds), *long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, New York, 1991,PP.267-276.
- Mehrara. K.O., «The sources of macroeconomic fluctuations in oil exporting countries: A comparative study», *Economic Modeling*, vol. 29, 2006, pp. 365-379.
- Mork. K.A., «Oil and the macroeconomy when prices goes up and down: An extension of Hamilton's results», *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 3, 1989, PP.740-744.
- Mork. K.A., Olsen. Ø., and H.T. Mysen «Macroeconomic responses to oil price increases and decreases in seven OECD countries», *The Energy Journal*, Vol. 15, No. 4, 1994, PP.19-35.

- Mory. J.F., «Oil Prices and Economic Activity: Is the Relationship Symmetric?», Energy Journal, Vol. 14, No. 4, 1993, PP. 151-161.
- Naka. A., and D. Tufte, «Examining Impulse Response Functions in Cointegrated Systems» Applied Economics, Vol. 29, No.12, 1997, PP. 1593-1603.
- Nelson. C.R., and H. Kang, «Pitfalls in The Use Of Time as an Explanatory Variable in Regression», Journal of Business and economic statistics, Vol.2, January 1984, PP.73-82.
- Nelsson. C.R., and C.I. Plosser, «Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some evidence and implications», Journal of monetary economics, vol.10, 1982, PP.139-162.
- Nerlove. M. and K. F. Wallis, «Use of DW Statistic in Inappropriate Situations», Econometrica, Vol.34, 1966, PP. 235-238.
- Olomola. P.A., and A.V. Adejumo, «Oil Price Shock and Macroeconomic Activities in Nigeria», International Research Journal of Finance and Economics ISSN 1450-2887 Issue 3 (2006), PP. 28-34.
- Omisakin. A., «Oil price shocks and the Nigerian economy», Med Well Journal, vol. 42, 2008, pp.1-7.
- Osterwald-lenun. M., «A Note on Quintiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.54, 1992, PP.461-471.
- Papapetrou. E., «Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece», Energy Economics, Vol. 23, No. 5, 2001, PP. 511-532.
- Phillips. P.C.B., and J. Y. Park, «Statistical Inference in Regressions with Integrated Processes: Part 2», Econometric Theory, Vol. 5, 1989, PP. 95-131.
- Phillips. P.C.B., and J.Y. Park, «Statistical Inference in Regressions with Integrated Processes: Part 1», Econometric Theory, Vol. 4, 1988, PP. 468-497.
- Phillips. P.C.B., and M. Loretan, «Estimating long-Run Economic Equilibria», Review of Economic studies, Vol.58, 1991, PP.407-436.
- Phillips. P.C.B., and S. Ouliaris, «Asymptotic Properties of residual Based Tests For Cointegration», Econometrica, Vol.58, 1990, PP.165-193.
- Phillips. P.C.B., and S.N. Durlauf, «Multiple Time Series Regression With Integrated Processes», Review of Economic studies, Vol.53, 1986, PP.473-495.
- Phillips. P.C.B., «Optimal Inference in cointegrated systems», Econometrica, Vol.59, 1991, PP.283-306.
- Phillips. P.C.B., «Understanding spurious Regression in Economics», Journal of Econometrics, Vol. 33, 1986, PP. 311-340.
- Pierce. J. L., and J. J. Enzler, «The Effects of External Inflationary Shocks», Brookings Papers on Economic Activity 1, 1974, PP. 13-61.
- R. Jimenez-Rodriguez, and M. Sanchez «Oil price shocks and real GDP growth: Empirical evidence for some OECD countries», Applied Economics, Vol 37, 2005, PP. 201-228.
- Rasche. R.H., and J.A. Tatom, «Energy Resources and Potential GNP», Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol. 59, No. 6, 1977(b), PP. 10-24.
- Rasche. R.H., and J.A. Tatom, «The Effects of the New Energy Regime on Economic Capacity, Production, and Prices», Federal Reserve Bank of St.Louis Review, Vol.59, No.4, 1977(a), PP.2-12.

- Runkle. D.E., «Vector Autoregression and Reality», Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 5, 1987, PP. 437-454.
- S.P.A. Brown., and M.K. Yücel, «Oil Prices and the Economy», Southwest Economy Issue 4, 1999, PP. 1-6.
- Saikkonen. P., «Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regression», Econometric Theory, Vol.7, 1991, PP.1-21.
- Sargan. J.D, «Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology», in: P.E. Hart, G. Mills and J.K. Whitaker (eds.),Econometric Analysis for National Economic Planning, Butterworth, London 1962, PP. 25-54.
- Sargan. J.D., and A.S. Bhargava, «Testing Residuals From Least-Squares Regression For Being Generated by the Gaussian Random Walk», Econometrica, Vol.51, 1983, PP.153-174.
- Schwert, G.W., «Tests for Unit Roots :A Monte Carlo Investigation » Journal of Business and Economic Statistics, Vol.7, 1989, PP.147-159.
- Sims. C.A., «Comparing Interwar and Postwar Business Cycles :Monetarism Reconsidered», American Economic Review, Vol.70, 1980 , PP.250-257.
- Sims. C.A., «Macroeconomics and Reality», Econometrica, Vol.48, January 1980, PP.1-48.
- Sims. C.A., «Money, income, and Causality», American Economic Review, Vol.62, No. 4 1972, PP.540-552.
- Sims. C.A., «Policy Analysis with Econometric Models», Brooking Papers on Economic Activity,1, 1982,PP.107-164.
- Sims. C.A., Stock. J.H., and M. W. Watson, «Inference in Linear Time Series Models With Some Unit Roots», Econometrica, Vol. 58, 1990, P.113-144.
- Stan Standaert, «Inflation réprimée et demande d'encaisse: une illustration économétrique pour l'Algérie»,cahier de l'Institut des Sciences Economiques , n°04, Université d'Alger, juin 1984.
- Stock. J.H., and M.W. Watson, «Vector Autoregressions», Journal of Economic Perspectives, Vol.15, No. 4, 2001, PP.101-115.
- Stock. J.H., and M.W. Watson, «A Simple Estimator of cointegrating Vectors in Higher Order Integrated systems», Econometrica, Vol.61, 1993, PP.783-820.
- Stock. J.H., and M.W. Watson, «Testing for Common Trends», Journal of the American Statistical Association, Vol.83, 1988, PP.1097-1107.
- Stock. S.H., «Asymptotic Properties of Least-Squares Estimators of Cointegrating Vectors», Econometrica, Vol.55, 1987, PP.1035-1056.
- Toda. H.Y., and P.C.B. Phillips,«The Spurious Effect of Unit Roots on Vector Autoregressions: An Analytical Study», Journal of Econometrics, Vol. 59, 1993, PP. 229-255.
- Toda. H.Y., and T.Yamamoto, «Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes», Journal of Econometrics, Vol. 66, 1995, PP. 259 – 285.
- Yamada. H., and H.Y. Toda, «Inference in Possibly Integrated Vector Autoregressive Models: Some Finite Sample Evidence», Journal of Econometrics, Vol. 86, 1998, PP. 55 – 95.
- Yule. G.U., «Why Do We Sometimes Get Nonsense Correlations Between Time-Series? A Study in Sampling and the Nature of Time-Series», Journal of the royal Statistical Society, Vol.89, No. 1, 1926, PP. 1-64.
- Zellner. A., «An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests For Aggregation Bias», Journal of the American Statistical Association, Vol.57, 1962, PP.348-368.

الملتقيات ، المؤتمرات والندوات العلمية:

- Al-Tamimi Bassam, «MENA Macroeconomic Outlook and Energy Investment: Learning from the Recent Economic Crisis for Policy Direction ». OAPEC Conference, International Crisis and Its Impacts on the Arab Oil and Gas Sector, November 22-24, 2010, Damascus, The Syrian Arab Republic.
- B. Yacine., and Z. Abdallah, «Regional employment growth and spatial Dependencies in Algeria (1998-2005)», Economic Research Forum (ERF), 15th Annual Conference: Equity and Economic Development 23rd - 25th November 2008, Cairo, Egypt, 2008.
- Hamilton, J. D. «Analysis of the Transmission of Oil Price Shocks through the Macroeconomy» Paper presented at the DOE Conference, “International Energy Security: Economic Vulnerability to Oil Price Shocks, Washington, D.C., October.1996(b).
- Hooker, M. A., «Exploring the Robustness of the Oil Price-Macroeconomy Relationship: Empirical Specifications and the Role of Monetary Policy», Paper presented at the DOE Conference, “International Energy Security: Economic Vulnerability to Oil Price Shocks, Washington, D.C., October 1996(c).
- Jones. D.W., Leiby. P.N., and I.K. Paik, «Oil price shocks and the macroeconomy: What has been learned since 1996? », Proceedings of the 25th Annual IAEE International Conference, 26-29 June 2002, Aberdeen, Scotland, 10 p, 2002.

المراجع الإلكترونية:

- www.bank-of-algeria.dz
- www.bp.com
- www.eia.gov
- www.eurojournals.com
- www.imf.org
- www.jstor.org
- www.mem-algeria.org
- www.memoireonline.com
- www.mf.gov.dz
- www.oapecorg.org
- www.ons.dz
- www.opec.org
- www.peakoil.net
- www.ukpia.com
- www.wikipedia.org
- www.worldbank.org
- www.wtrg.com

الملاحق

الملحق (01): ملحق إحصائي.

الجدول (01): تطورات الأسعار المعلنة للخام الأمريكي (خام بنسلفانيا) للفترة (1860-1899).

السنوات	السعر المعلن (\$/ب)	نسبة النمو السنوي (%)	السنوات	السعر المعلن (\$/ب)	نسبة النمو السنوي (%)
1860	9,59	-	1880	0,95	10,5
1861	0,49	-94,9	1881	0,86	-9,5
1862	1,05	114,3	1882	0,78	-9,3
1863	3,15	200,0	1883	1,00	28,2
1864	8,006	155,9	1884	0,84	-16,0
1865	6,59	-18,2	1885	0,88	4,8
1866	3,74	-43,2	1886	0,71	-19,3
1867	2,41	-35,6	1887	0,67	-5,6
1868	3,63	50,6	1888	0,88	31,3
1869	3,64	0,3	1889	0,94	6,8
1870	3,86	6,0	1890	0,87	-7,4
1871	4,34	12,4	1891	0,67	-23,0
1872	3,64	-16,1	1892	0,56	-16,4
1873	1,83	-49,7	1893	0,64	14,3
1874	1,17	-36,1	1894	0,84	31,25
1875	1,35	15,4	1895	1,36	61,9
1876	2,56	89,6	1896	1,18	-13,2
1877	2,42	-5,5	1897	0,79	-33,1
1878	1,19	-50,8	1898	0,91	15,2
1879	0,86	-27,7	1899	1,29	41,8

المصدر: نواف الرومي، 2000، ص. 75-76.

الجدول (02): تطورات الأسعار المعلنة للخام الأمريكي (متوسط أسعار خامات الو.م.أ) للفترة (1900-1935).

السنوات	س.م (\$/ب)	نسبة النمو السنوي (%)	السنوات	س.م (\$/ب)	نسبة النمو السنوي (%)
1900	1,19	-	1918	1,98	26,9
1901	0,96	-19,3	1919	2,01	1,5
1902	0,80	-16,7	1920	3,07	52,7
1903	0,94	17,5	1921	1,73	-43,6
1904	0,86	-8,5	1922	1,61	-6,9
1905	0,62	-27,9	1923	1,34	-16,8
1906	0,73	17,7	1924	1,43	6,7
1907	0,72	-1,4	1925	1,68	17,5
1908	0,72	0,0	1926	1,88	11,9
1909	0,70	-2,8	1927	1,30	-30,9
1910	0,61	-12,9	1928	1,17	-10,0
1911	0,61	0,0	1929	1,27	8,5
1912	0,74	21,3	1930	1,19	-6,3
1913	0,95	28,4	1931	0,65	-45,4
1914	0,81	-14,7	1932	0,87	33,8
1915	0,64	-21,0	1933	0,67	-23,0
1916	1,10	71,9	1934	1,00	49,25
1917	1,56	41,8	1935	0,97	-3,0

المصدر: نواف الرومي، 2000، ص. 79-80.

الملاحق

الجدول(03): تطور الأسعار المعلنة للخام الأمريكي في خليج المكسيك (FOB) للفترة (1936-1944).

السنوات	س.م (\$/ب)	نسبة النمو السنوي (%)	السنوات	س.م (\$/ب)	نسبة النمو السنوي (%)
1936	1,09	-	1941	1,14	11,8
1937	1,18	8,2	1942	1,19	4,4
1938	1,13	-4,2	1943	1,20	0,8
1939	1,02	-9,7	1944	1,21	0,8
1940	1,02	0,0			

المصدر: نواف الرومي، 2000، ص. 81.

الجدول(04): تطورات الأسعار المعلنة لكل من الخام العربي والخام الأمريكي في الخليج العربي

والمكسيكي للفترة (1945-1949).

التاريخ	س.م (\$/ب)	نسبة النمو (%)	الخام العربي (34°)، الخليج العربي (FOB)	س.م (\$/ب)	نسبة النمو (%)	الخام الأمريكي (34°)، الخليج المكسيكي (FOB)
1945	1,05	-	الخام العربي (34°)، الخليج العربي (FOB)	1,36	-	الخام الأمريكي (34°)، الخليج المكسيكي (FOB)
1946	1,05	0,0	س.م (\$/ب)	1,70	25,0	نسبة النمو (%)
مارس 1947	1,20	14,3	نسبة النمو (%)	2,68	57,6	س.م (\$/ب)
ديسمبر 1947	1,60	32,1	س.م (\$/ب)	2,68	0,0	نسبة النمو (%)
يناير 1948	2,06	28,7	نسبة النمو (%)	2,68	0,0	س.م (\$/ب)
مارس 1948	2,18	5,8	س.م (\$/ب)	2,68	0,0	نسبة النمو (%)
أبريل 1949	2,03	-6,9	نسبة النمو (%)	2,68	0,0	س.م (\$/ب)
يوليو 1949	1,88	-7,4	س.م (\$/ب)	2,68	0,0	نسبة النمو (%)
ديسمبر 1949	1,75	-6,9	نسبة النمو (%)	2,76	3,0	س.م (\$/ب)

المصدر: نواف الرومي، 2000، ص. 82.

الجدول(05): تطورات الأسعار المعلنة لكل من الخام: العربي، الأمريكي والفرنزويلي للفترة (1949-1960).

التاريخ	س.م (\$/ب)	نسبة النمو (%)	الخام العربي	س.م (\$/ب)	نسبة النمو (%)	الخام الفنزويلي	س.م (\$/ب)	نسبة النمو (%)	الخام الأمريكي
1949	1,75	-	الخام العربي	2,65	-	الخام الفنزويلي	2,76	-	الخام الأمريكي
1950	1,75	0,00	س.م (\$/ب)	2,65	0,00	نسبة النمو (%)	2,76	0,00	س.م (\$/ب)
1951	1,75	0,00	نسبة النمو (%)	2,65	0,00	س.م (\$/ب)	2,76	0,00	نسبة النمو (%)
1952	1,75	0,00	س.م (\$/ب)	2,65	0,00	نسبة النمو (%)	2,76	0,00	س.م (\$/ب)
أبريل 1953	1,75	0,00	نسبة النمو (%)	2,65	0,00	س.م (\$/ب)	2,76	0,00	نسبة النمو (%)
يونيو 1953	1,97	12,57	س.م (\$/ب)	2,90	9,43	نسبة النمو (%)	3,00	8,69	س.م (\$/ب)
1955	1,97	0,00	نسبة النمو (%)	2,82	-2,75	س.م (\$/ب)	3,00	0,00	نسبة النمو (%)
يناير- يونيو 1957	2,12	7,61	س.م (\$/ب)	3,07	8,86	نسبة النمو (%)	3,25	8,3	س.م (\$/ب)
فبراير 1959	1,94	-8,49	س.م (\$/ب)	2,92	-4,88	نسبة النمو (%)	3,14	-3,4	س.م (\$/ب)
أبريل 1959	1,94	0,00	نسبة النمو (%)	2,82	-3,42	س.م (\$/ب)	3,14	0,00	نسبة النمو (%)
أغسطس 1960	1,84	-5,15	س.م (\$/ب)	2,82	0,00	نسبة النمو (%)	3,14	0,00	س.م (\$/ب)

المصادر: - محمد أحمد الدوري، 2003، ص. 397.

- نواف الرومي، 2000، ص. 83.

- قام الباحث بحساب النسب الواردة في الجدول.

الملاحق

الجدول(06): تطورات الأسعار المعلنة لبرميل خام القياس -العربي الخفيف (34°)- للفترة (1960-1970).

التاريخ	السعر المعلن (ب/\$)	نسبة النمو (%)	التاريخ	السعر المعلن (ب/\$)	نسبة النمو (%)
1960	1,80	0,00	1969-1968	1,80	0,00
1961	1,80	0,00	1970/1/1	1,80	0,00
1965-1962	1,80	0,00	1970/11/14	1,80	0,00
1967-1966	1,80	0,00			

المصادر: - نواف الرومي، 2000، ص. 84.

- قام الباحث باستخراج النسب الواردة في الجدول.

الجدول(07): تطورات الأسعار المعلنة (والأسعار الرسمية) لبرميل خام القياس - العربي الخفيف (34°)- للفترة (1971-1979).

التاريخ	السعر المعلن أو الرسمي (ب/\$)	نسبة النمو (%)	التاريخ	السعر المعلن أو الرسمي (ب/\$)	نسبة النمو (%)
1971/2/14	1,800	-	1974/1/1	11,651	131,8
1971/2/15	2,180	21,1	1974/4/8	11,251	-3,4
1971/6/1	2,290	5,0	1975/1/1	11,251	0,0
1972/1/20	2,479	8,2	1975/10/1	11,510	2,3
1973/1/1	2,590	4,5	1975/11/1	11,510	0,0
1973/4/1	2,740	5,8	1977/1/1	12,090	5,0
1973/6/1	2,898	5,8	1977/7/1	12,700	5,0
1973/7/1	2,960	2,1	1979/1/1	13,335	5,0
1973/8/1	3,070	3,7	1979/4/1	14,546	9,1
1973/10/15	3,010	-1,9	1979/7/1	18,00	23,7
1973/10/16	5,119	70,1	1979/10/1	24,00	33,3
1973/11/1	5,180	1,2	1980/1/1	24,00	0,0
1973/12/1	5,036	-2,8	1980/1/15	24,00	0,0

المصدر: محمد أحمد الدوري، 2003، ص. 416-417، ونواف الرومي، 2000، ص. 154.

الجدول(08): تطورات الأسعار الرسمية لأوبك - لبرميل خام القياس (العربي الخفيف (34°))- للفترة (1980-1989).

السنوات	السعر الرسمي (ب/\$)	نسبة النمو السنوي (%)	السنوات	السعر الرسمي (ب/\$)	نسبة النمو السنوي (%)
1980	30,5/24,0	-	1985	27,9	-0,03
1981	34,0	0,11/0,41	1986	21,2	-0,24
1982	34,0	0,00	1987	17,2	-0,18
1983	29,0/34,0	-0,14 /0,00	1988	13,4	-0,22
1984	29,0	0,00/-0,14	1989	16,2	0,20

المصادر: - محمد أحمد الدوري، 2003، ص. 441-442.

- قام الباحث بحساب النسب الواردة في الجدول.

* بدأ سريان السعر الرسمي للنفط العربي الخام بمقدار يساوي (93%) من السعر المعلن.
** بدأ سريان سعر الإشارة لسلة خامات أوبك.

الملاحق

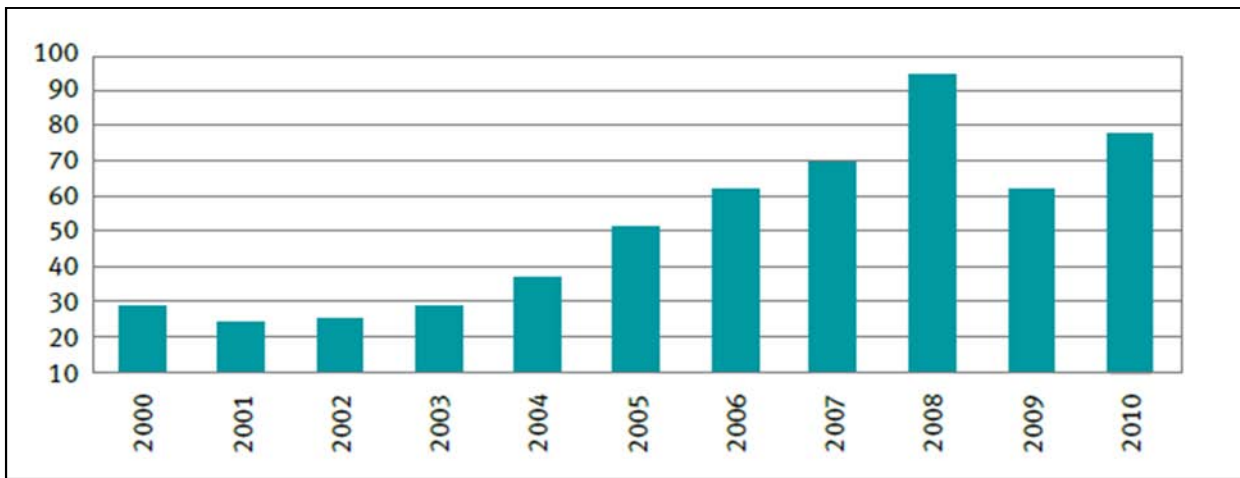
الجدول(09): تطورات سعر الإشارة لسلة خامات أوبك (متوسط السعر) للفترة (1990-1999).

السنوات	متوسط سعر الإشارة لسلة أوبك (\$/ب)	نسبة النمو السنوي (%)	السنوات	متوسط سعر الإشارة لسلة أوبك (\$/ب)	نسبة النمو السنوي (%)
1990	22,26	-	1995	17,00	09,46
1991	19,33	-13,16	1996	20,00	17,64
1992	18,44	-04,60	1997	18,70	-06,50
1993	16,33	-11,44	1998	12,30	-34,22
1994	15,53	-04,89	1999	17,50	42,27

المصادر: - محمد أحمد الدوري، 2003، ص. 449-450.

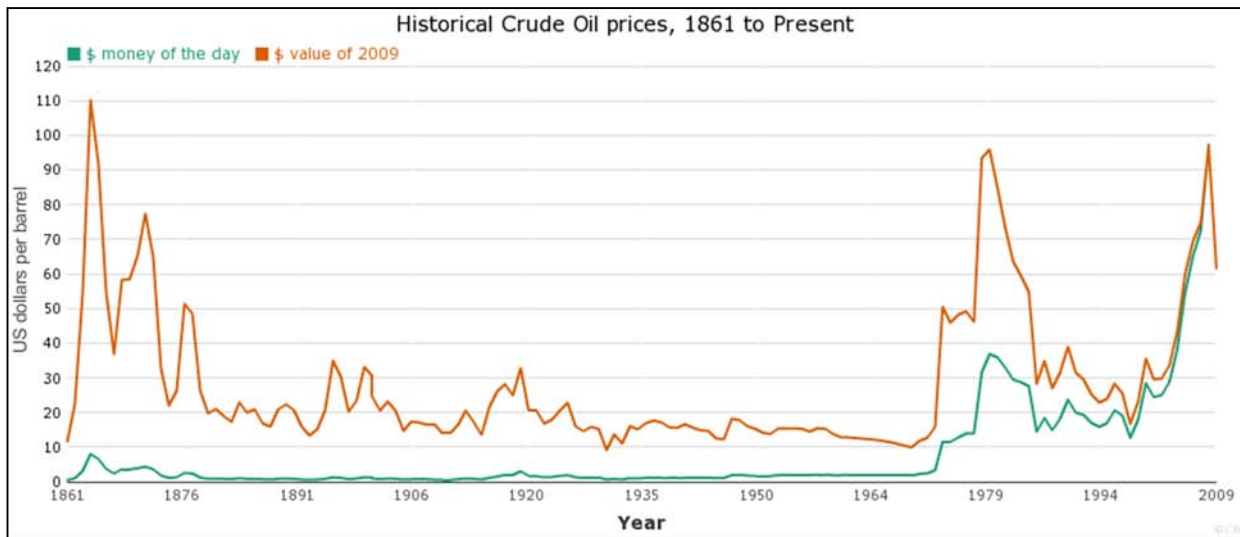
- قام الباحث بحساب النسب الواردة في الجدول.

الشكل(01): تطورات الأسعار الاسمية لسلة خامات أوبك خلال الفترة (2000-2010). الوحدة (\$/b)



المصدر: تم إعداد الشكل بالاعتماد معطيات التقارير السنوية للأمين العام لأوبك: (2000-2010)

الشكل(02): التطور التاريخي لأسعار النفط الخام منذ 1861¹. الوحدة: (\$/b)



Source: <http://chartsbin.com/view/oau>, Viewed at 09/2^{end}/2011.

¹ 1861-1944 US Average.

1945-1983 Arabian Light posted at Ras Tanura.

1984-2009 Brent dated.

الملاحق

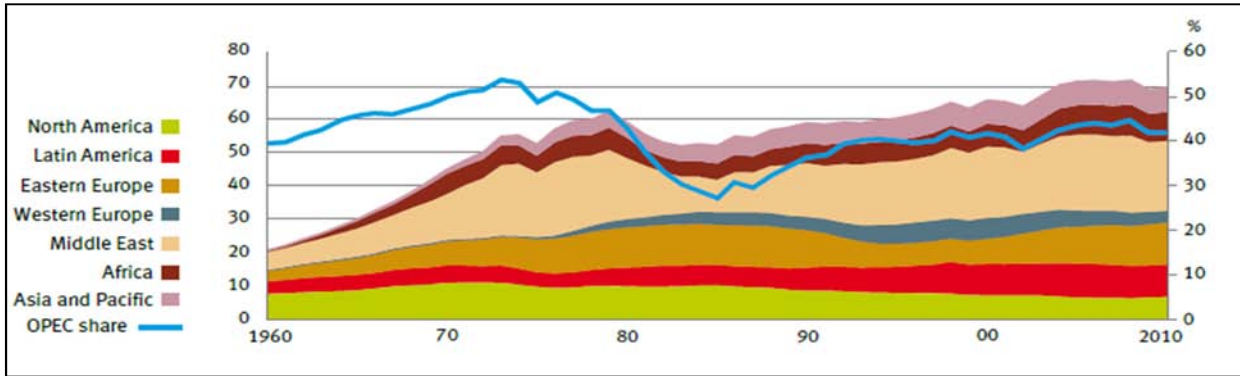
الجدول (10)¹: تطور الإنتاج، الإحتياطي والطلب العالمي على النفط الخام خلال الفترة (1970-2010).

النمو السنوي في الإنتاج العالمي من النفط الخام (%)	الإنتاج العالمي من النفط الخام (1000b/d)	الإحتياطي العالمي من النفط الخام (معدل النمو السنوي %)	الإحتياطي العالمي من النفط الخام (mb)	الطلب العالمي على النفط الخام (معدل النمو السنوي %)	الطلب العالمي على النفط الخام (mb/d)	البيان
-	45374,6	-	548452	-	43,1	1970
5,97	48087,2	4,16	571284	9,28	47,1	1971
5,20	50592,5	1,35	579022	8,28	51,0	1972
9,19	55243,6	0,62	582654	8,03	55,1	1973
0,72	55644,6	12,33	654526	-1,81	54,1	1974
-4,85	52944,5	-1,78	642842	3,69	56,1	1975
8,50	57449,7	-2,26	628275	5,88	59,4	1976
4,18	59853,7	0,38	630678	4,37	62,0	1977
0,64	60239,2	-1,61	620491	3,54	64,2	1978
4,17	62756,3	1,45	629534	1,71	65,3	1979
-4,87	59695,7	2,92	647973	-4,13	62,6	1980
-6,21	55987,7	2,33	663085	-3,03	60,7	1981
-4,27	53594,6	4,23	691185	-2,30	59,3	1982
-2,18	52421,1	1,54	701881	-0,50	59,0	1983
1,11	53004,4	5,16	738123	1,35	59,8	1984
-1,35	52286,5	3,46	763691	0,00	59,8	1985
5,40	55111,4	13,33	865495	3,01	61,6	1986
-0,88	54623,7	3,33	894369	2,43	63,1	1987
4,17	56901,7	10,05	984265	3,01	65,0	1988
1,57	57796,4	0,09	985206	1,38	65,9	1989
2,28	59116,4	-0,05	984708	0,45	66,2	1990
-0,66	58725,3	0,37	988398	1,20	67,0	1991
1,03	59331,9	0,63	994667	0,89	67,6	1992
-0,33	59133,0	0,21	996814	0,59	68,0	1993
1,26	59883,5	0,57	1002553	1,02	68,7	1994
0,88	60412,9	0,89	1011574	1,89	70,0	1995
1,93	61583,0	2,23	1034137	2,71	71,9	1996
2,22	62953,7	0,47	1039028	2,50	73,7	1997
4,68	65902,7	-0,69	1031844	0,94	74,4	1998
-3,67	63483,0	1,50	1047360	2,15	76,0	1999
3,77	65879,7	2,43	1072841	0,78	76,6	2000
-0,73	65392,2	1,20	1085807	0,91	77,3	2001
-2,05	64046,4	3,26	1121226	0,64	77,8	2002
5,05	67283,2	1,54	1138574	1,79	79,2	2003
4,89	70578,2	0,57	1145125	4,16	82,5	2004
1,67	71762,9	0,77	1153962	1,81	84,0	2005
-0,15	71649,0	4,81	1209550	1,30	85,1	2006
-0,50	71285,3	0,82	1219470	1,52	86,4	2007
0,67	71767,5	6,11	1293990	-0,46	86,0	2008
-3,89	68969,5	3,27	1336315	-1,39	84,8	2009
1,12	69744,9	9,78	1467012	2,94	87,3	2010

¹ OPEC Annual Statistical Bulletin2005,P.20,24,32, and OPEC Annual Statistical Bulletin2010,P.22,30.

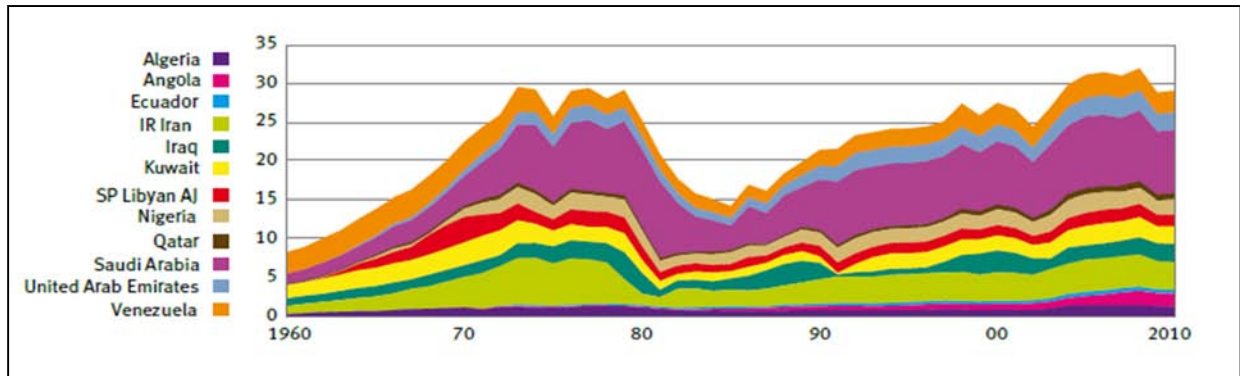
الوكالة الدولية للطاقة (www.eia.gov, Viewed at 08/29th/2011). قام الباحث بحساب النسب الواردة في الجدول.

الشكل (03): تطور الإنتاج العالمي من النفط الخام خلال الفترة (1960-2010). الوحدة: (mb/d)



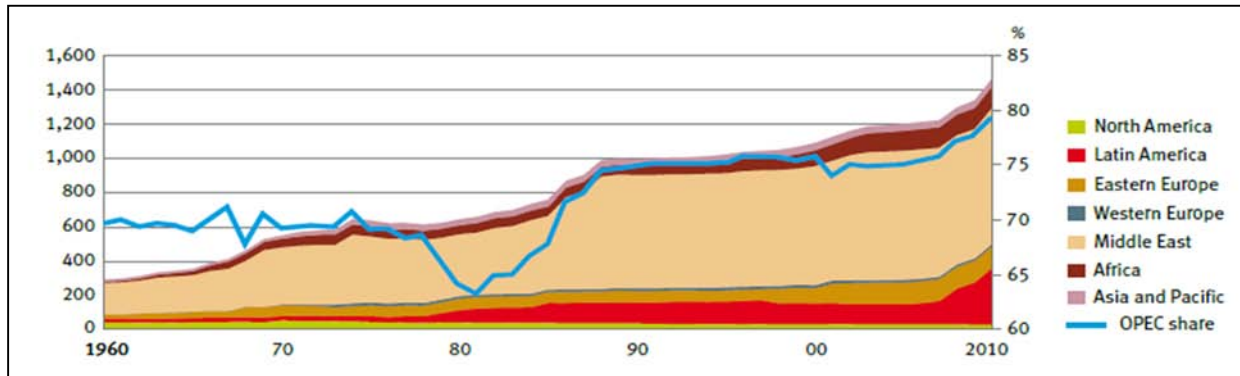
Source: OPEC Annual Statistical Bulletin 2010, P. 35.

الشكل (04): تطور إنتاج أعضاء أوبك من النفط الخام خلال الفترة (1960-2010). الوحدة: (mb/d)



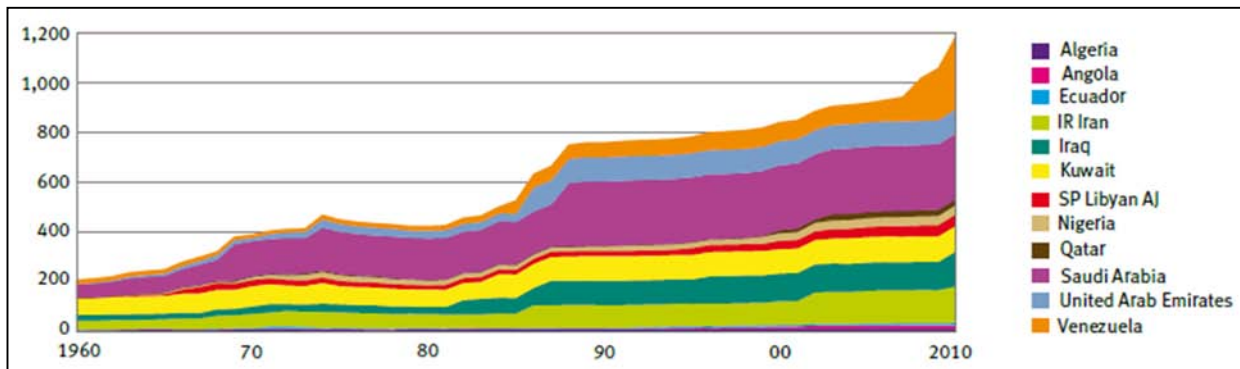
Source: OPEC Annual Statistical Bulletin 2010, P. 35.

الشكل (05): تطور الإحتياطي العالمي المثبت من النفط الخام خلال الفترة (1960-2010). الوحدة: (bn b)



Source: OPEC Annual Statistical Bulletin 2010, P. 24.

الشكل (06): الإحتياطيات المثبتة من النفط الخام لدى أعضاء أوبك خلال الفترة (1960-2010). الوحدة: (bn b)



Source: OPEC Annual Statistical Bulletin 2010, P. 24.

الملاحق

الجدول (11)¹: تطور الإنتاج والإحتياطي المثبت من النفط الخام في الجزائر خلال الفترة (1970-2010).

النمو السنوي في الإحتياطي المثبت (%)	الإحتياطي المثبت من النفط الخام (mb)	النمو السنوي في الإنتاج (%)	إنتاج النفط الخام (1000b/d)	البيان
-	08098	-	1029,1	1970
21,51	09840	663,19	07854	1971
-00,91	09750	-086,47	1062,3	1972
-21,64	07640	003,29	1097,3	1973
00,78	07700	-008,08	1008,6	1974
-04,28	07370	-002,57	0982,6	1975
-07,73	06800	009,41	1075,1	1976
-02,94	06600	007,18	1152,3	1977
-04,54	06300	000,77	1161,2	² 1978
33,96	08440	-000,63	1153,8	1979
-02,84	08200	-011,60	1019,9	1980
-01,46	08080	-021,77	0797,8	1981
16,83	09440	-011,69	0704,5	1982
-02,33	09220	-006,18	0660,9	1983
-02,38	09000	005,22	0695,4	1984
-02,00	08820	-003,30	0672,4	1985
-00,22	08800	000,22	0673,9	1986
-02,68	08564	-003,81	0648,2	1987
07,42	09200	003,81	0672,9	1988
00,39	09236	008,08	0727,3	1989
-00,38	09200	007,72	0783,5	1990
00,00	09200	002,48	0803,0	1991
00,00	09200	-005,79	0756,5	1992
00,00	09200	-001,21	0747,3	1993
08,46	09979	000,69	0752,5	1994
00,00	09979	000,00	0752,5	1995
08,22	10800	007,06	0805,7	1996
03,70	11200	005,01	0846,1	1997
01,01	11314	-002,22	0827,3	1998
00,00	11314	-009,39	0749,6	1999
00,00	11314	006,18	0796,0	2000
00,00	11314	-002,43	0776,6	2001
00,00	11314	-006,01	0729,9	2002
04,29	11800	029,11	0942,4	2003
-03,81	11350	039,15	1311,4	2004
08,10	12270	003,09	1352,0	2005
-00,57	12200	001,24	1368,8	2006
00,00	12200	000,20	1371,6	2007
00,00	12200	-001,13	1356,0	2008
00,00	12200	-010,32	1216,0	2009
00,00	12200	-002,15	1189,8	2010

Sources: OPEC Annual Statistical Bulletin2005,P.19-23, OPEC Annual Statistical Bulletin2010,P.22-30.

¹ قام الباحث باستخراج النسب الواردة في الجدول.

² الإنتاج قبل سنة 1978 يتضمن إنتاج المكثفات (condensates production).

الملاحق

الجدول(12): مساهمة قطاع المحروقات في إجمالي الناتج المحلي (GDP) خلال الفترة (1970-2010).

إجمالي الناتج المحلي لقطاع المحروقات (% من إجمالي الناتج المحلي)	إجمالي الناتج المحلي لقطاع المحروقات (HGDP) (10 ⁶ DA)	إجمالي الناتج المحلي (GDP) (10 ⁶ DA)	البيان
13,35	3214,300	24072,300	1970
09,18	2290,400	24922,800	1971
14,63	4451,600	30413,200	1972
18,68	6452,800	34531,100	1973
33,15	18422,30	55560,900	1974
25,28	15567,70	61573,900	1975
26,51	19639,00	74075,100	1976
27,04	23592,90	87240,500	1977
23,35	24481,00	104831,60	1978
26,15	33534,70	128222,60	1979
31,50	51191,30	162507,20	1980
30,89	59162,80	191468,50	1981
28,28	58714,70	207551,90	1982
26,58	62138,70	233752,10	1983
24,01	63376,70	263855,90	1984
22,47	65544,70	291597,20	1985
13,16	39053,20	296551,40	1986
14,56	45537,20	312706,10	1987
21,27	52702,70	247716,90	1988
17,60	74288,40	422043,00	1989
22,58	125193,7	554388,10	1990
27,40	236245,3	862132,80	1991
23,29	250402,5	1074695,8	1992
20,79	247398,3	1189724,9	1993
22,00	327346,7	1487403,6	1994
25,21	505562,8	2004994,7	1995
29,19	750415,3	2570029,0	1996
30,17	838985,8	2780168,1	1997
22,54	638221,5	2830490,7	1998
27,51	890943,3	3238197,5	1999
39,19	1616315	4123513,9	2000
34,15	1443928	4227113,1	2001
32,65	1477034	4522773,3	2002
35,58	1868890	5252321,1	2003
37,71	2319824	6150453,5	2004
44,32	3352878	7563609,8	2005
45,56	3882228	8520557,3	2006
42,16	3923567	9306243,9	2007
45,06	4997600	11090000	2008
30,98	3109100	10034300	2009
34,69	4180400	12049500	2010

المصادر: - مختلف منشورات الديوان الوطني للإحصائيات (NOS).

- التقارير السنوية لبنك الجزائر: (2002-2010).

الملاحق

الجدول (13): مساهمة إيرادات المحروقات في الإيرادات العامة للدولة خلال الفترة (1970-2010).

البيان	الإيرادات العامة (10 ⁶ DA)	الجبائية البترولية (10 ⁶ DA)	الجبائية البترولية (النمو السنوي %)	الجبائية البترولية (% من إجمالي الإيرادات العامة)	الجبائية البترولية (% من إجمالي الناتج المحلي)
1970	6306,000	1350,000	-	21,40	05,60
1971	6919,000	1648,000	022,07	23,81	06,61
1972	9178,000	3278,000	098,90	35,71	10,77
1973	11067,00	4114,000	025,50	37,17	11,91
1974	23438,00	13399,00	225,69	57,16	24,11
1975	25052,00	13462,00	000,47	53,73	21,86
1976	26215,00	14237,00	005,75	54,30	19,21
1977	33479,00	18019,00	026,56	53,82	20,65
1978	36782,00	17365,00	-003,62	47,21	16,56
1979	46429,00	26516,00	052,69	57,11	20,67
1980	59594,00	37658,00	042,01	63,19	23,17
1981	79384,00	50954,00	035,30	64,18	26,61
1982	74246,00	41458,00	-018,63	55,83	19,97
1983	80644,00	37711,00	-009,03	46,76	16,13
1984	101365,0	43841,00	016,25	43,25	16,61
1985	105850,0	46786,00	006,71	44,20	16,04
1986	89690,00	21439,00	-054,17	23,90	07,22
1987	92984,00	20479,00	-004,47	22,02	06,54
1988	93500,00	24100,00	017,68	25,77	09,72
1989	116400,0	45500,00	088,79	39,08	10,78
1990	152500,0	76200,00	067,47	49,96	13,74
1991	248900,0	161500,0	111,94	64,88	18,73
1992	311864,0	193800,0	020,00	62,14	18,03
1993	313949,0	179800,0	-007,22	57,27	15,11
1994	477181,0	222176,0	023,56	46,56	14,93
1995	611731,0	336148,0	051,29	54,95	16,76
1996	825157,0	495997,0	047,55	60,10	19,29
1997	926668,0	564765,0	013,86	60,94	20,31
1998	774511,0	378556,0	-032,97	48,87	13,37
1999	950496,0	560121,0	047,96	58,92	17,29
2000	1578161	*1173237	109,46	74,34	28,45
2001	1505526	956389,0	-018,48	63,52	22,62
2002	1603188	1007900	005,38	62,86	22,28
2003	1974400	1350000	033,94	68,37	25,70
2004	2229700	1570700	016,34	70,44	25,53
2005	3082600	2352700	049,78	76,32	31,10
2006	3639800	2799000	018,96	76,89	32,84
2007	3687800	2796800	-00,07	75,83	30,05
2008	5190500	4088600	046,18	78,77	36,86
2009	3676000	2412700	-040,98	65,63	24,04
2010	4379600	2905000	020,40	66,33	24,10

Sources: - Office National Des Statistiques, «Rétrospective Statistique 1970-2002», Edition 2005.

- Les Rapports Annuels de La Banque d'Algérie: 2002-2010.

* بما فيها صندوق ضبط الإيرادات (RRF).

الملاحق

الجدول (14): مساهمة صادرات المحروقات في قيمة الصادرات خلال الفترة (1970-2010).

البيان	قيمة إجمالي الصادرات (10 ⁶ USD)	قيمة صادرات المحروقات (10 ⁶ USD)	قيمة صادرات المحروقات (% من قيمة إجمالي الصادرات)
1970	1143,330	803,0750	70,24
1971	988,740	740,0719	74,85
1972	1463,590	-	-
1973	2349,600	1949,698	82,98
1974	5119,420	4735,975	92,51
1975	5244,840	4845,708	92,39
1976	5851,110	5477,224	93,61
1977	6403,560	6146,777	95,99
1978	6729,620	6465,146	96,07
1979	10356,93	10121,83	97,73
1980	14541,43	14316,04	98,45
1981	15334,79	15025,03	97,98
1982	13985,26	13697,16	97,94
1983	13645,17	13415,93	98,32
1984	13582,76	13247,27	97,53
1985	13650,11	13311,59	97,52
1986	8232,960	8027,959	97,51
1987	9450,810	9205,089	97,40
1988	8436,090	7999,101	94,82
1989	10259,22	9806,788	95,59
1990	14467,53	13956,83	96,47
1991	13345,65	12929,27	96,88
1992	12194,96	11688,87	95,85
1993	10807,22	10292,80	95,24
1994	9771,30	9435,167	96,56
1995	11183,73	10575,34	94,56
1996	14277,68	13142,60	92,05
1997	14507,98	13974,09	96,32
1998	11104,33	10684,59	96,22
1999	13692,40	13210,43	96,48
2000	23050,17	22409,38	97,22
2001	20085,44	19404,54	96,61
2002	20152,51	19368,58	96,11
2003	26015,07	25304,86	97,27
2004	34178,43	33282,96	97,38
2005	48714,92	47755,24	98,03
2006	57121,82	55927,97	97,91
2007	63511,38	62107,78	97,79
2008	88223,26	86088,26	97,58
2009	45180,00	44140,86	97,70
2010	57090,00	56120,00	98,30

المصادر: - البنك العالمي (World Development Indicators (WDI) Data 2010).

- بنك الجزائر (Rapport 2010, Evolution Economique et Monétaire En Algérie,)

(Juillet 2011).

الملاحق

الجدول (15): تطور الإنفاق الحكومي والإيرادات العامة خلال الفترة (1970-2010).

الإيرادات العامة (% من إجمالي الناتج المحلي)	الإيرادات العامة (النمو السنوي (%))	الإيرادات العامة (10 ⁶ DA)	الإنفاق الحكومي (% من إجمالي الناتج المحلي)	الإنفاق الحكومي (النمو السنوي (%))	الإنفاق الحكومي (10 ⁶ DA)	البيان
26,19	-	6306,000	24,40	-	5876,000	1970
27,76	009,72	6919,000	27,85	18,12	6941,000	1971
30,17	032,64	9178,000	26,95	18,09	8197,000	1972
32,04	020,58	11067,00	28,92	21,86	9989,000	1973
42,18	111,78	23438,00	24,13	34,22	13408,00	1974
40,68	006,88	25052,00	30,96	42,21	19068,00	1975
35,38	004,64	26215,00	27,15	05,50	20118,00	1976
38,37	027,70	33479,00	29,19	26,61	25473,00	1977
35,08	009,86	36782,00	28,71	18,18	30106,00	1978
36,20	026,22	46429,00	26,13	11,32	33515,00	1979
36,67	028,35	59594,00	27,08	31,33	44016,00	1980
41,46	033,20	79384,00	30,11	30,98	57655,00	1981
35,77	-006,47	74246,00	34,90	25,65	72445,00	1982
34,49	008,61	80644,00	36,28	17,08	84825,00	1983
38,41	025,69	101365,0	34,71	07,98	91598,00	1984
36,30	004,42	105850,0	34,23	08,99	99841,00	1985
30,24	-015,26	89690,00	34,33	01,97	101817,0	1986
29,73	003,67	92984,00	33,25	02,12	103977,0	1987
37,74	000,55	93500,00	48,32	15,12	119700,0	1988
27,58	024,49	116400,0	29,49	04,01	124500,0	1989
27,50	031,01	152500,0	24,62	09,63	136500,0	1990
28,87	063,21	248900,0	24,60	55,38	212100,0	1991
29,01	025,29	311864,0	39,09	98,08	420131,0	1992
26,38	000,66	313949,0	40,06	13,44	476627,0	1993
32,08	051,99	477181,0	38,07	18,82	566329,0	1994
30,51	028,19	611731,0	37,88	34,12	759617,0	1995
32,10	034,88	825157,0	28,19	-04,60	724609,0	1996
33,33	012,30	926668,0	30,40	16,64	845196,0	1997
27,36	-016,41	774511,0	30,93	03,61	875739,0	1998
29,35	022,72	950496,0	29,69	09,81	961682,0	1999
38,27	066,03	1578161	28,57	22,50	1178122	2000
35,61	-004,60	1505526	31,25	12,12	1321028	2001
35,44	006,48	1603188	34,28	17,38	1550646	2002
37,59	023,15	1974400	32,18	08,99	1690200	2003
36,25	012,93	2229700	30,75	11,92	1891800	2004
40,75	038,25	3082600	27,12	08,46	2052000	2005
42,71	018,07	3639800	28,78	19,54	2453000	2006
39,62	001,31	3687800	33,40	26,72	3108500	2007
46,80	040,74	5190500	37,79	34,82	4191000	2008
36,63	-029,17	3676000	42,31	01,31	4246300	2009
36,34	019,14	4379600	37,45	06,27	4512800	2010

Sources: - Office National Des Statistiques, «Rétrospective Statistique 1970-2002», Edition 2005.

- Les Rapports Annuels de La Banque d'Algérie: 2002-2010.

- قام الباحث بحساب النسب الواردة في الجدول.

الملاحق

الجدول(16): تطور وضعية الميزانية العامة للدولة خلال الفترة (1970-2010).

البيان	إجمالي الإيرادات (10 ⁶ DA)	إجمالي النفقات (10 ⁶ DA)	رصيد الميزانية (10 ⁶ DA)	رصيد الميزانية (% من إجمالي الناتج المحلي)
1970	6306,000	5876,000	430,0000	01,78
1971	6919,000	6941,000	-22,00000	-00,08
1972	9178,000	8197,000	981,0000	03,22
1973	11067,00	9989,000	1078,000	03,12
1974	23438,00	13408,00	10030,00	18,05
1975	25052,00	19068,00	5984,000	09,71
1976	26215,00	20118,00	6097,000	08,23
1977	33479,00	25473,00	8006,000	09,17
1978	36782,00	30106,00	6676,000	06,36
1979	46429,00	33515,00	12914,00	10,07
1980	59594,00	44016,00	15578,00	09,58
1981	79384,00	57655,00	21729,00	11,34
1982	74246,00	72445,00	1801,000	00,86
1983	80644,00	84825,00	-4181,000	-01,78
1984	101365,0	91598,00	9767,000	03,70
1985	105850,0	99841,00	6009,000	02,06
1986	89690,00	101817,0	-12127,00	-04,08
1987	92984,00	103977,0	-10993,00	-03,51
1988	93500,00	119700,0	-26200,00	-10,57
1989	116400,0	124500,0	-8100,000	-01,91
1990	152500,0	136500,0	16000,00	02,88
1991	248900,0	212100,0	36800,00	04,26
1992	311864,0	420131,0	-108267,0	-10,07
1993	313949,0	476627,0	-162678,0	-13,67
1994	477181,0	566329,0	-89148,00	-05,99
1995	611731,0	759617,0	-147886,0	-07,37
1996	825157,0	724609,0	100548,0	03,91
1997	926668,0	845196,0	81472,00	02,93
1998	774511,0	875739,0	-101228,0	-03,57
1999	950496,0	961682,0	-11186,00	-00,34
2000	1578161	1178122	400039,0	09,70
2001	1505526	1321028	184498,0	04,36
2002	1603188	1550646	52542,00	01,16
2003	1974400	1690200	284200,0	05,41
2004	2229700	1891800	337900,0	05,49
2005	3082600	2052000	1030600	13,62
2006	3639800	2453000	1186800	13,92
2007	3687800	3108500	579300,0	06,22
2008	5190500	4191000	999500,0	09,01
2009	3676000	4246300	-570300,0	-05,68
2010	4379600	4512800	-133200,0	-01,10

المصدر: تم حساب الأرقام الواردة في الجدول بالإعتماد على أرقام الجداول (12 و 15).

الملاحق

الجدول(17): تطور هيكل الكتلة النقدية خلال الفترة (1970-2010).

البيان	نقود إنتمائية (10 ⁶ DA)	ودائع تحت الطلب (10 ⁶ DA)	النقود (M1) (10 ⁶ DA)	أشياء النقود (10 ⁶ DA)	الكتلة النقدية (M2) (10 ⁶ DA)	الكتلة النقدية (M2) (النمو السنوي %)
1970	4707,360	6930,280	11637,64	1438,360	13076,00	-
1971	5709,250	7241,000	12950,25	974,7500	13925,00	06,49
1972	7074,210	9613,670	16687,88	1451,120	18139,00	30,26
1973	8713,400	12611,50	21554,20	1375,800	22930,00	26,41
1974	10824,24	13401,44	24225,68	1546,320	25772,00	12,39
1975	13162,11	18561,95	32061,55	1687,450	33749,00	30,95
1976	17878,05	23110,65	40988,70	2616,300	43605,00	29,20
1977	20780,00	27533,50	48313,50	3636,500	51950,00	19,13
1978	27657,78	34403,58	62061,36	5396,640	67458,00	29,85
1979	35859,60	36656,48	72516,08	7171,920	79688,00	18,12
1980	43027,48	41156,72	84184,20	9353,800	93538,00	17,38
1981	49119,30	49119,30	98238,60	10915,40	109154,0	16,69
1982	49640,04	71702,28	125479,0	12410,01	137889,0	26,32
1983	59733,36	92918,56	149333,4	13274,08	165926,0	20,33
1984	68151,30	112936,4	181087,7	13630,26	194718,0	17,35
1985	76112,40	125361,6	201474,0	22386,00	223860,0	14,96
1986	88536,63	115778,7	204315,3	22701,70	227017,0	01,41
1987	121211,1	103158,4	224369,5	33526,48	257896,0	13,60
1988	137692,6	114255,6	251948,2	41014,82	292963,0	13,59
1989	147910,1	101688,2	249598,3	58547,74	308146,0	05,18
1990	135898,6	135109,7	271008,3	72888,56	343005,0	11,31
1991	156847,5	168308,9	325156,4	90072,06	415270,0	21,06
1992	184847,7	159052,6	343900,3	146155,0	515902,0	24,23
1993	212007,6	232712,7	444720,3	182644,0	627427,0	21,61
1994	222914,7	252868,1	475782,8	175235,1	723514,0	15,31
1995	194373,5	269212,5	463586,0	280486,3	799562,0	10,51
1996	290896,9	298217,4	589114,3	325852,2	915058,0	14,44
1997	337001,0	336460,2	673461,3	409895,3	1081518	18,19
1998	396363,5	422798,4	819161,9	765973,7	1592461	47,24
1999	444832,4	449484,7	894317,1	884117,8	1789350	12,36
2000	484396,9	563680,2	1048077	974254,6	2022534	13,03
2001	577071,3	661170,8	1238242	1234779	2473516	22,29
2002	664450,8	751496,8	1415948	1485004	2901532	17,30
2003	781244,9	849004,2	1630249	1723837	3354422	15,60
2004	873953,1	1285885	2159838	1577452	3738037	11,43
2005	918539,7	1495789	2414329	1731333	4146906	10,93
2006	1080974	2085968	3166942	1765771	4933700	18,97
2007	1284500	2949100	4233600	1761000	5994600	21,50
2008	1540000	3424900	4964900	1991000	6955900	16,03
2009	1829400	3114800	4944200	2228900	7173100	3,12
2010	2098600	3539900	5638500	2524300	8162800	13,79

الملاحق

تابع الجدول(17): تطور هيكل الكتلة النقدية خلال الفترة (1970-2010).

البيان	النقد الإئتمانية (% من M2)	الودائع تحت الطلب (% من M2)	النقد (M1) (% من M2)	الودائع لأجل (أشياء النقود) (% من M2)
1970	36,00	53,00	89,00	11,00
1971	41,00	52,00	93,00	07,00
1972	39,00	53,00	92,00	08,00
1973	38,00	55,00	94,00	06,00
1974	42,00	52,00	94,00	06,00
1975	39,00	55,00	95,00	05,00
1976	41,00	53,00	94,00	06,00
1977	40,00	53,00	93,00	07,00
1978	41,00	51,00	92,00	08,00
1979	45,00	46,00	91,00	09,00
1980	46,00	44,00	90,00	10,00
1981	45,00	45,00	90,00	10,00
1982	36,00	52,00	91,00	09,00
1983	36,00	56,00	90,00	08,00
1984	35,00	58,00	93,00	07,00
1985	34,00	56,00	90,00	10,00
1986	39,00	51,00	90,00	10,00
1987	47,00	40,00	87,00	13,00
1988	47,00	39,00	86,00	14,00
1989	48,00	33,00	81,00	19,00
1990	39,62	39,39	79,01	21,25
1991	37,77	40,53	78,3	21,69
1992	35,83	30,83	66,66	28,33
1993	33,79	37,09	70,88	29,11
1994	30,81	34,95	65,76	24,22
1995	24,31	33,67	57,98	35,08
1996	31,79	32,59	64,38	35,61
1997	31,16	31,11	62,27	37,90
1998	24,89	26,55	51,44	48,10
1999	24,86	25,12	49,98	49,41
2000	23,95	27,87	51,82	48,17
2001	23,33	26,73	50,06	49,92
2002	22,9	25,9	48,8	51,18
2003	23,29	25,31	48,6	51,39
2004	23,38	34,4	57,78	42,20
2005	22,15	36,07	58,22	41,75
2006	21,91	42,28	64,19	35,79
2007	21,42	49,19	70,62	29,37
2008	22,13	49,23	71,37	28,62
2009	25,50	43,42	68,92	31,07
2010	25,70	43,36	69,075	30,92

Sources: - Bulletin Statistique de La Banque d'Algérie, «Statistiques Monétaires 1964-2005, Statistiques de La Balance des Paiements 1992-2005», Series Retrospectives, Juin 2006.

- Les Rapports Annuels de La Banque d'Algérie: 2002-2010.

- قام الباحث بحساب النسب الواردة في الجدول.

الملاحق

الجدول(18): تطور مقابلات الكتلة النقدية خلال الفترة (1970-2010).

البيانات	صافي الأصول الخارجية (10 ⁶ DA)	صافي الأصول الخارجية (ن. س. %)	القروض المقدمة للدولة (10 ⁶ DA)	القروض المقدمة للدولة (ن. س. %)	القروض المقدمة للاقتصاد (10 ⁶ DA)	القروض المقدمة للاقتصاد (ن. س. %)
1970	1511,0000	-	5969,000	-	6925,000	-
1971	1525,0000	000,92	5974,000	0000,08	8429,000	21,71
1972	2196,0000	000,44	5236,000	-0012,35	13611,00	61,47
1973	4580,0000	108,56	5209,000	-0000,51	18469,00	35,69
1974	7159,0000	056,31	3841,000	-0026,26	21850,00	18,30
1975	6486,0000	-009,40	7315,000	0090,44	29009,00	32,76
1976	9816,0000	051,34	8863,000	0021,16	37253,00	28,41
1977	9076,0000	-007,53	14375,00	0062,19	40108,00	07,66
1978	11023,000	021,45	24861,00	0072,94	51644,00	28,76
1979	12356,000	012,09	26618,00	0007,06	59990,00	16,16
1980	16500,000	033,53	33009,00	0024,01	68530,00	14,23
1981	18818,000	014,04	25147,00	-0023,81	88539,00	29,19
1982	13959,000	-025,82	36153,00	0043,76	112817,0	27,42
1983	11344,000	-018,73	52691,00	0045,74	132968,0	17,86
1984	9316,0000	-017,87	67741,00	0028,56	156031,0	17,34
1985	14884,000	059,76	76633,00	0013,12	174614,0	11,90
1986	9317,0000	-037,40	101087,0	0031,91	176922,0	01,32
1987	9140,0000	-001,89	123188,0	0021,86	180608,0	02,08
1988	9272,0000	001,44	147246,0	0019,52	191993,0	06,30
1989	6513,0000	-029,75	157205,0	0006,76	209387,0	09,05
1990	6535,0000	000,33	167043,0	0006,25	246979,0	17,95
1991	24286,000	271,62	158970,0	-0004,83	325848,0	31,93
1992	22641,000	-006,77	226933,0	0042,75	412310,0	26,53
1993	19618,000	-013,35	527835,0	0132,59	220249,0	-46,58
1994	60399,000	207,87	468537,0	-0011,23	305843,0	38,86
1995	26298,000	-056,45	401587,0	-0014,28	565644,0	84,94
1996	133949,00	409,35	280548,0	-0030,14	776843,0	37,33
1997	350309,00	161,52	423650,0	0051,00	741281,0	-04,57
1998	280710,00	-019,86	723181,0	0070,70	906181,0	22,24
1999	169618,00	-039,57	847899,0	0017,24	1150733	26,98
2000	775948,00	357,46	677477,0	-0020,09	993737,0	-13,64
2001	1310746,0	068,92	569723,0	-0015,90	1078448	08,52
2002	1755696,0	033,94	578690,0	0001,57	1266799	17,46
2003	2342663,0	033,43	423406,0	-0026,83	1380166	08,94
2004	3119174,0	033,14	-20596,00	-0104,86	1535029	11,22
2005	4179390,0	033,99	-939242,0	4460,31	1778284	15,84
2006	5515000,0	031,95	-1304100	0038,84	1905400	07,14
2007	7415500,0	034,46	-2193100	0068,16	2205200	15,73
2008	10246900	038,18	-3627300	0065,39	2615500	18,60
2009	10886000	006,23	-3488900	-0003,81	3086500	18,00
2010	11997000	010,20	-3510900	0000,63	3268100	05,88

الملاحق

تابع الجدول(18): تطور مقابلات الكتلة النقدية خلال الفترة (1970-2010).

البيان	مجموع المقابلات	الأصول الخارجية (% من مجموع المقابلات)	القروض المقدمة للدولة (% من مجموع المقابلات)	القروض المقدمة للاقتصاد (% من مجموع المقابلات)
1970	14405,000	010,48	41,43	48,07
1971	15928,000	009,57	37,50	52,91
1972	21043,000	010,43	24,88	64,68
1973	28258,000	016,20	18,43	65,35
1974	32850,000	021,79	11,69	66,51
1975	42810,000	015,15	17,08	67,76
1976	55932,000	017,54	15,84	66,60
1977	63559,000	014,27	22,61	63,10
1978	87528,000	012,59	28,40	59,00
1979	98964,000	012,48	26,89	60,61
1980	118039,00	013,97	27,96	58,05
1981	132504,00	014,20	18,97	66,81
1982	162929,00	008,56	22,18	69,24
1983	197003,00	005,75	26,74	67,49
1984	233088,00	003,99	29,06	66,94
1985	266131,00	005,59	28,79	65,61
1986	287326,00	003,24	35,18	61,57
1987	312936,00	002,92	39,36	57,71
1988	348511,00	002,66	42,25	55,08
1989	373105,00	001,74	42,13	56,12
1990	420557,00	001,55	39,71	58,72
1991	509104,00	004,77	31,22	64,00
1992	661884,00	003,42	34,28	62,29
1993	767702,00	002,55	68,75	28,68
1994	834779,00	007,23	56,12	36,63
1995	993529,00	002,64	40,42	56,93
1996	1191340,0	011,24	23,54	65,20
1997	1515240,0	023,11	27,95	48,92
1998	1910072,0	014,69	37,86	47,44
1999	2168250,0	007,82	39,10	53,07
2000	2447162,0	031,70	27,68	40,60
2001	2958917,0	044,29	19,25	36,44
2002	3601185,0	048,75	16,06	35,17
2003	4146235,0	056,50	10,21	33,28
2004	4633607,0	067,31	-00,44	33,12
2005	5018432,0	083,28	-18,71	35,43
2006	6116300,0	090,16	-21,32	31,15
2007	7427600,0	099,83	-29,52	29,68
2008	9235100,0	110,95	-39,27	28,32
2009	10483600	103,83	-33,27	29,44
2010	11754200	102,06	-29,86	27,80

Sources: - Bulletin Statistique de La Banque d'Algérie, «Statistiques Monétaires 1964-2005, Statistiques de La Balance des Paiements 1992-2005», Series Retrospectives, Juin 2006.

- Les Rapports Annuels de La Banque d'Algérie: 2002-2010.

- قام الباحث بحساب النسب الواردة في الجدول.

الملاحق

الجدول(19): تطور أسعار النفط الخام ومعدلات التضخم خلال الفترة (1970-2010).

معدل التضخم (%)	مؤشر أسعار الاستهلاك (1989=100)	السعر الإسمي للنفط (النمو السنوي %)	السعر الإسمي للنفط (\$/Barrel)	البيان
04,80	021,70	-	1,670000	1970
02,80	022,30	021,55	2,030000	1971
04,00	023,20	012,80	2,290000	1972
06,90	024,80	033,18	3,050000	1973
02,80	025,50	251,80	10,730000	1974
08,60	027,70	000,00	10,730000	1975
08,30	030,00	007,26	11,510000	1976
11,00	033,30	007,64	12,390000	1977
15,60	038,50	002,50	12,700000	1978
10,40	042,50	035,82	17,250000	1979
09,20	046,40	066,02	28,640000	1980
14,70	053,20	013,51	32,510000	1981
06,20	056,50	-000,39	32,380000	1982
06,00	059,90	-010,31	29,040000	1983
08,20	064,80	-002,89	28,200000	1984
10,50	071,60	-004,21	27,010000	1985
12,30	080,40	-049,90	13,530000	1986
07,50	086,40	031,04	17,730000	1987
05,90	091,50	-019,68	14,240000	1988
09,30	100,00	021,55	17,310000	1989
17,90	117,90	028,59	22,260000	1990
25,90	148,43	-016,35	18,620000	1991
31,70	195,49	-000,96	18,440000	1992
20,50	235,56	-011,44	16,330000	1993
29,00	303,87	-004,89	15,530000	1994
29,80	394,43	008,56	16,860000	1995
18,70	468,19	020,34	20,290000	1996
05,70	494,88	-007,93	18,680000	1997
05,00	519,62	-034,26	12,280000	1998
02,70	533,65	042,34	17,480000	1999
00,30	535,25	057,89	27,600000	2000
04,20	557,73	-016,23	23,120000	2001
01,40	565,54	005,36	24,360000	2002
02,60	580,25	015,35	28,100000	2003
03,60	601,14	028,29	36,050000	2004
01,60	610,75	040,47	50,640000	2005
02,50	626,02	020,61	61,080000	2006
03,50	647,93	013,09	69,080000	2007
04,50	677,09	036,72	94,450000	2008
05,70	715,69	-035,35	61,060000	2009
03,90	743,60	026,84	77,450000	2010

المصادر: - مختلف منشورات الديوان الوطني للإحصائيات.

- OPEC Annual Statistical Bulletin 2008,2010.

- قام الباحث باستخراج النسب الواردة في الجدول.

الملاحق

الجدول(20): تطور حجم ومعدّل البطالة خلال الفترة (1970-2010).

معدّل البطالة (%)	عدد العاطلين (بالآلاف)	البيان
22,40	587,0000	1970
24,20	-	1971
24,80	-	1972
20,00	526,0000	1973
22,70	673,0000	1974
21,00	-	1975
21,60	-	1976
22,30	671,0000	1977
11,20	359,0000	1978
11,10	337,0000	1979
12,00	429,0000	1980
13,20	500,0000	1981
16,30	566,0000	1982
13,10	631,0000	1983
08,70	380,0000	1984
09,70	435,0000	1985
11,40	880,0000	1986
21,40	1161,000	1987
20,50	1130,000	1988
18,10	1120,000	1989
19,70	1156,000	1990
21,20	1233,000	1991
23,80	1344,000	1992
23,20	1519,000	1993
24,40	1660,000	1994
28,10	2125,000	1995
28,00	2186,000	1996
26,40	2257,000	1997
28,00	2333,000	1998
30,00	2516,000	1999
28,90	2427,726	2000
27,30	2339,449	2001
25,70	-	2002
23,70	2078,270	2003
17,70	1671,543	2004
15,30	1448,288	2005
12,30	1240,841	2006
13,80	1374,000	2007
11,30	1169,000	2008
10,20	1072,000	2009
10,00	1076,000	2010

المصادر: - مختلف منشورات الديوان الوطني للإحصائيات (NOS).

- التقارير السنوية لبنك الجزائر: (2002-2010).

الملحق (02): إختبارات اللاإستقرارية والتكامل المتزامن.

الجدول (01)¹: الفرضية H₀ و الفرضية H₁ في كل نموذج من نماذج إختبار DF.

الفرضية H ₀	الفرضية H ₁	النموذج
$X_t = \rho X_{t-1} + \epsilon_t, \rho < 1$ $\epsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma)$ - السلسلة تتبع نموذج AR(1) بدون ثابت مستقر تقاربياً. - السلسلة مستقرة تقاربياً.	$\Delta X_t = \epsilon_t, \rho = 1$ $\epsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma)$ - السلسلة تتبع نموذج سير عشوائي بدون إنحراف، (DS). - اللاإستقرارية هي ذات طبيعة عشوائية بحتة.	النموذج (1): $X_t = \rho X_{t-1} + \epsilon_t, \rho \leq 1$ $\epsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma)$ مثبتة، $\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \epsilon_t$ يكافئ:
$X_t = \rho X_{t-1} + \mu + \epsilon_t, \rho < 1$ - السلسلة تتبع نموذج AR(1) مع ثابت، مستقر تقاربياً. - السلسلة مستقرة تقاربياً.	$\Delta X_t = \epsilon_t, \rho = 1$ $\epsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma)$ - السلسلة تتبع نموذج سير عشوائي بدون إنحراف، (DS). - اللاإستقرارية هي ذات طبيعة عشوائية بحتة.	النموذج (2): $X_t = \rho X_{t-1} + \mu + \epsilon_t, \rho \leq 1$ $\epsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma)$ مثبتة، $\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \gamma + \epsilon_t$ يكافئ: حيث: $\gamma = \mu(1 - \rho)$
$X_t = \rho X_{t-1} + \alpha + \beta t + \epsilon_t, \rho < 1$ - سلسلة ذات إتجاه عام زمني، و هي مستقرة حول هذا الإتجاه العام (TS). - اللاإستقرارية هي ذات طبيعة محددة بحتة.	$\Delta X_t = \alpha + \epsilon_t, \rho = 1$ $\epsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma)$ - السلسلة تتبع نموذج سير عشوائي مع إنحراف، (DS). - اللاإستقرارية هي ذات طبيعة محددة و عشوائية في نفس الوقت.	النموذج (3): $X_t = \rho X_{t-1} + \alpha + \beta t + \epsilon_t, \rho \leq 1$ $\epsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma)$ مثبتة، $\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \lambda + \delta + \epsilon_t$ يكافئ: حيث: $\lambda = \alpha(1 - \rho) + \rho\beta$ و $\delta = \beta(1 - \rho)$

¹ G. Bresson & A. Pirotte (1995), P. 4 24 ; S. Lardic & V.mignon (2002), PP.132-133 ; G. S. Maddala (1992), PP.584-587 and F. Hayashi (2000), P. 562.

الملاحق

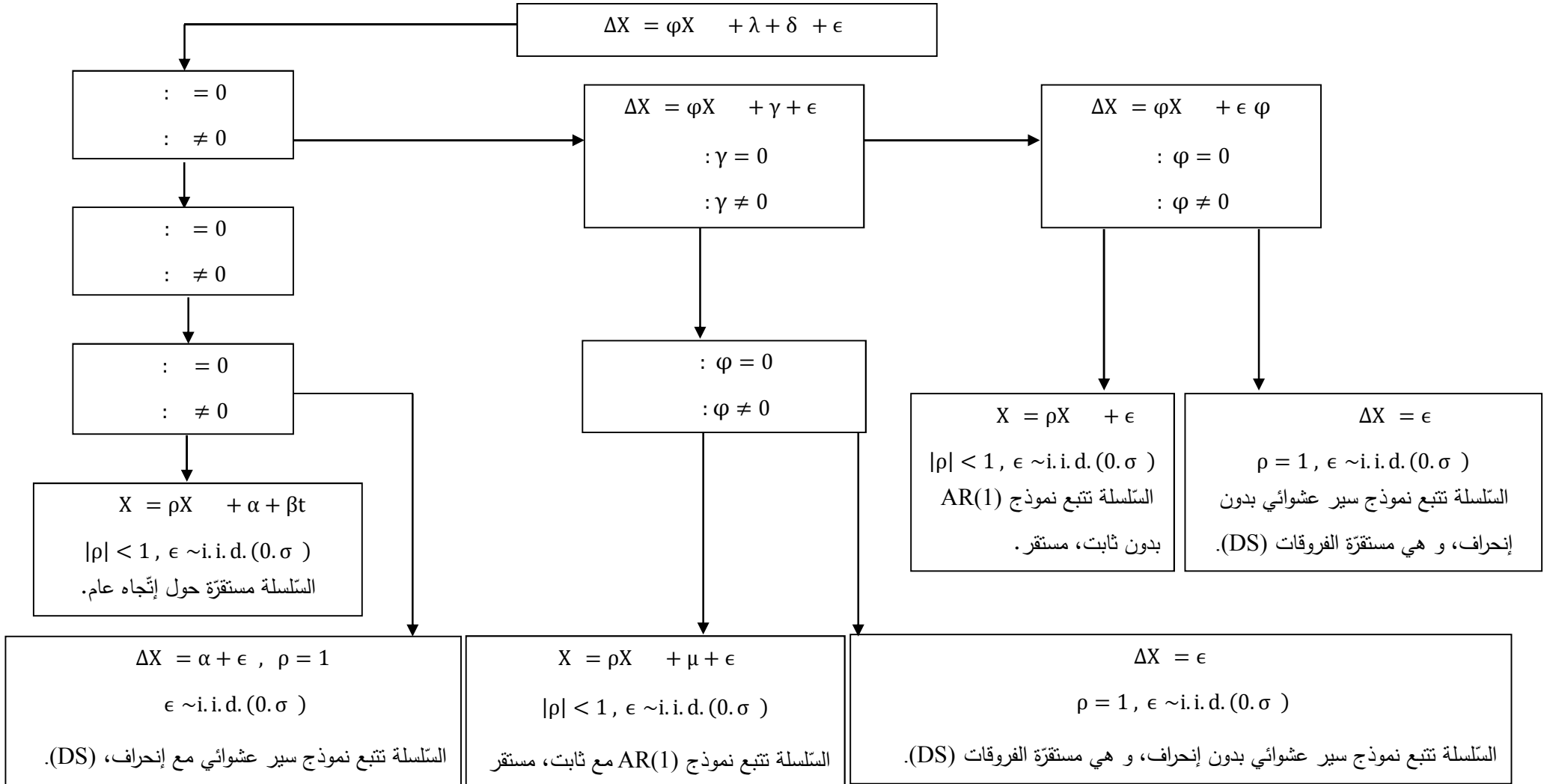
الجدول (02)²: عبارات مقدرات OLS و إحصائيات t-ستودنت المقترحة من طرف ديكي وفولر .

النموذج	مقدر OLS	الإحصائية t-ستودنت
النموذج(1): $X = \rho X + \epsilon$	$X = X X X$ حيث: هو مقدر متقارب لـ .	$() . ()$ $= (\rho - 1) X$ حيث: $\sigma = \sum (X -)$
النموذج(2): $X = \rho X + \mu + \epsilon$	$X - X_{()} X - X_{()} . X - X_{()}$ $\hat{=} X_{()} - X_{()}$ حيث: $X_{()} = (T - 1) \sum X ; i = -1, 0$	$() . ()$ $= (\rho - 1) X - X_{()}$ $\hat{=} \left\{ (- 1)^{-} X - X_{()} X \right\} . ()$ حيث: $= \sum (X - \mu -)$
النموذج(3): $X = \rho X + \alpha + \beta t + \epsilon$	$= (')$ حيث: $= (, , X)$ و $= (, ,)'$ حيث: 1، و هي قيم من الحجم $(T \times 1)$.	$= (- 1)(\sigma C)^{-}$ $= ()(\sigma C)^{-}$ $= ()(\sigma C)^{-}$ حيث: C هي عناصر القطر الرئيسي للمصفوفة $(')$ و: $\sigma = (- 3) (- ('))$

² J. D. Hamilton (1994), PP.486-500 ; G. Bresson & A. Pirotte (1995), P. 424, and S. Lardic & V.mignon (2002), PP.132-133 .

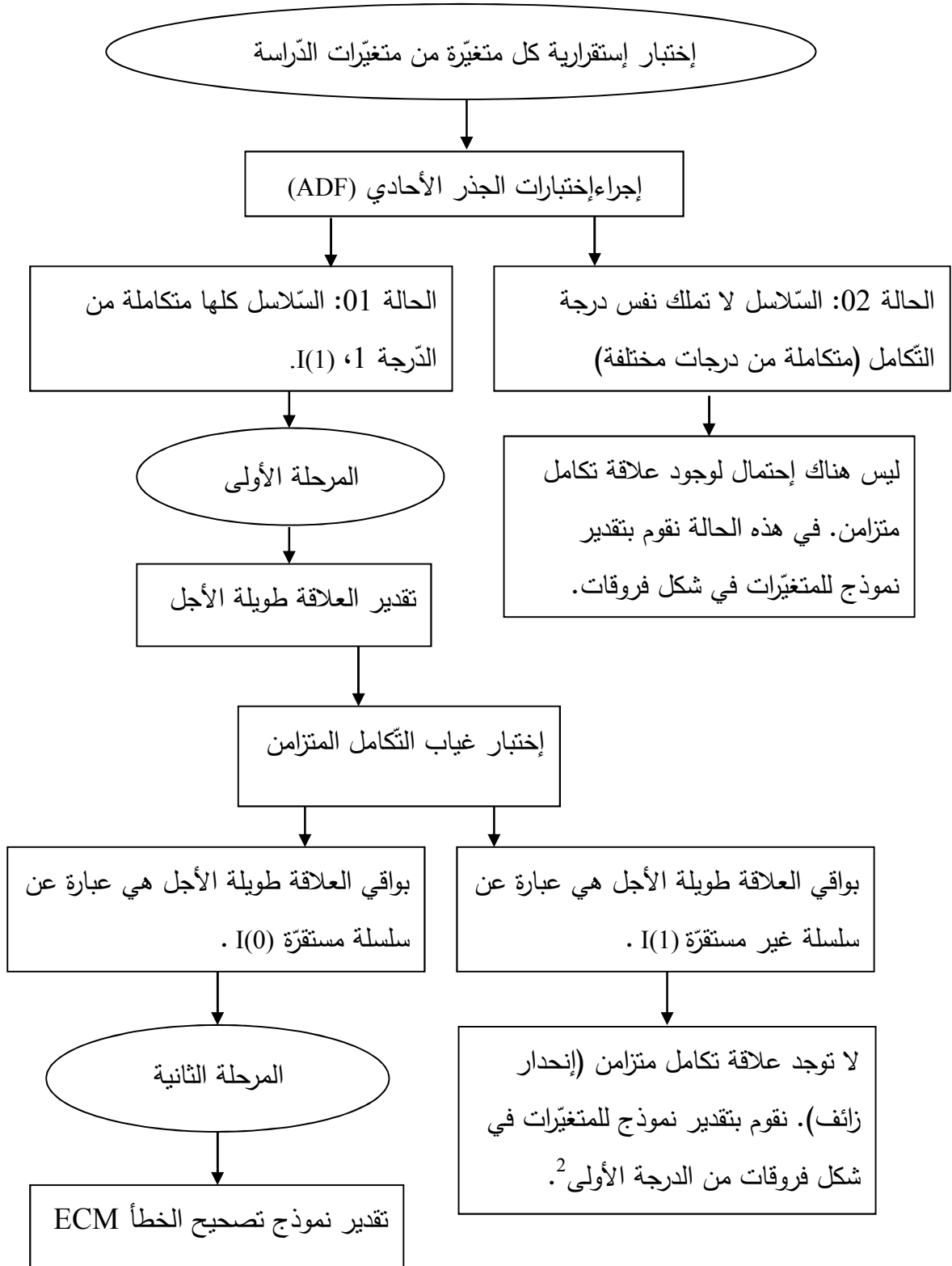
الملاحق

الشكل: (01)³: الإستراتيجية التتابعية لاختيار النموذج المناسب من بين النماذج الثلاث لـ: ديكي- فولر.



³ S. Lardic & V.mignon (2002), PP.136-138, and R. Bourbonais : « économétrie », 6^e édition, Dunod, Paris, 2005, P.234.

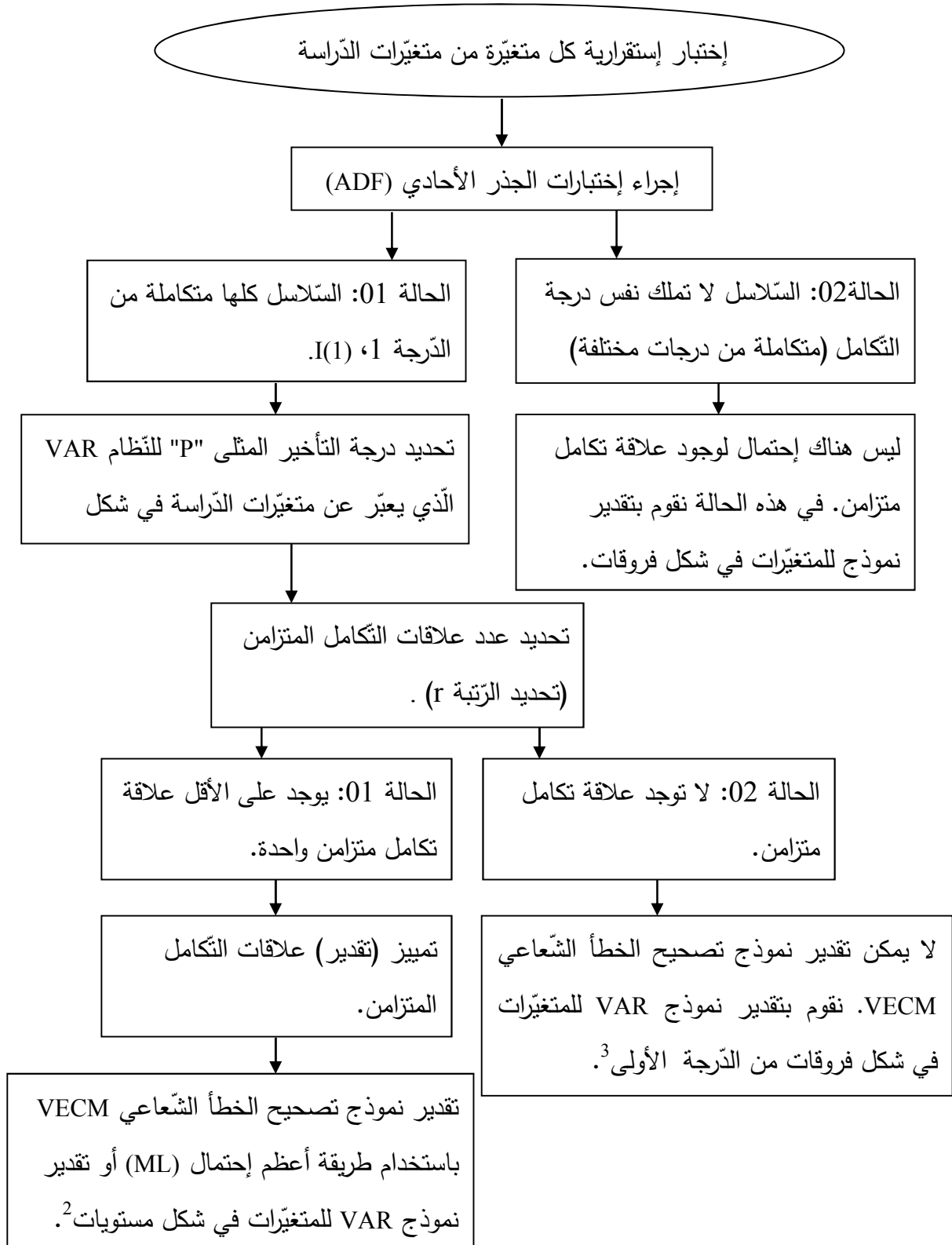
الشكل (02)¹: خوارزمية المرحلتين لـ Angle و Granger.



¹ R. Bourbonnais, P.281-282. and S. Lardic, V. Mignon, PP.220-221.

² S. Lardic, V. Mignon, PP.219-220.

الشكل (03)¹: خوارزمية Johansen لتقدير علاقات التكامل المتزامن و نموذج تصحيح الخطأ الشعاعي



¹R. Bourbonnais, P.291 and S. Lardic, V. Mignon, PP.242.

²J. D. Hamilton, P.579 ; S. Lardic, V. Mignon, PP.219-220 and F. Hayshi, PP. 636-638.

³J. D. Hamilton, P.579 and F. Hayshi, P. 636.

الملحق (03): ملحق الدراسة التطبيقية.

الجدول (01): معطيات الدراسة (في شكل مستويات).

⁵ CH(%)	⁴ INF(%)	³ M2(10 ⁶ DA)	² DEP(10 ⁶ DA)	¹ P(\$/Barrel)	المشاهدات
22,40000	4,800000	13076,00	5876,000	1,670000	1970
24,20000	2,800000	13925,00	6941,000	2,030000	1971
24,80000	4,000000	18139,00	8197,000	2,290000	1972
20,00000	6,900000	22930,00	9989,000	3,050000	1973
22,70000	2,800000	25772,00	13408,00	10,73000	1974
21,00000	8,600000	33749,00	19068,00	10,73000	1975
21,60000	8,300000	43605,00	20118,00	11,51000	1976
22,30000	11,00000	51950,00	25473,00	12,39000	1977
11,20000	15,60000	67458,00	30106,00	12,70000	1978
11,10000	10,40000	79688,00	33515,00	17,25000	1979
12,00000	9,200000	93538,00	44016,00	28,64000	1980
13,20000	14,70000	109154,0	57655,00	32,51000	1981
16,30000	6,200000	137889,0	72445,00	32,38000	1982
13,10000	6,000000	165926,0	84825,00	29,04000	1983
8,700000	8,200000	194718,0	91598,00	28,20000	1984
9,700000	10,50000	223860,0	99841,00	27,01000	1985
11,40000	12,30000	227017,0	101817,0	13,53000	1986
21,40000	7,500000	257896,0	103977,0	17,73000	1987
20,50000	5,900000	292963,0	119700,0	14,24000	1988
18,10000	9,300000	308146,0	124500,0	17,31000	1989
19,70000	17,90000	343005,0	136500,0	22,26000	1990
21,20000	25,90000	415270,0	212100,0	18,62000	1991
23,80000	31,70000	515902,0	420131,0	18,44000	1992
23,20000	20,50000	627427,0	476627,0	16,33000	1993
24,40000	29,00000	723514,0	566329,0	15,53000	1994
28,10000	29,80000	799562,0	759617,0	16,86000	1995
28,00000	18,70000	915058,0	724609,0	20,29000	1996
26,40000	5,700000	1081518	845196,0	18,68000	1997
28,00000	5,000000	1592461	875739,0	12,28000	1998
30,00000	2,700000	1789350	961682,0	17,48000	1999
28,90000	0,300000	2022534	1178122	27,60000	2000
27,30000	4,200000	2473516	1321028	23,12000	2001
25,70000	1,400000	2901532	1550646	24,36000	2002
23,70000	2,600000	3354422	1690200	28,10000	2003
17,70000	3,600000	3738037	1891800	36,05000	2004
15,30000	1,600000	4146906	2052000	50,64000	2005
12,30000	2,500000	4933700	2453000	61,08000	2006
13,80000	3,500000	5994600	3108500	69,08000	2007

¹ OPEC Annual Statistical Bulletin: 2008, 2010.

² Office National Des Statistiques, «Rétrospective Statistique 1970-2002», Edition 2005, et Les Rapports Annuels de La Banque d'Algérie: 2002-2010.

³ مختلف منشورات الديوان الوطني للإحصائيات (NOS)، إضافة إلى التقارير السنوية لبنك الجزائر.

⁴ Les Différentes Rapports de La Banque d'Algérie.

⁵ مختلف منشورات الديوان الوطني للإحصائيات (NOS).

الملاحق

تابع الجدول(01): معطيات الدراسة (في شكل مستويات).

⁵ CH(%)	⁴ INF(%)	³ M2(10 ⁶ DA)	² DEP(10 ⁶ DA)	¹ P(\$/Barrel)	المشاهدات
11,30000	4,500000	6955900	4191000	94,45000	2008
10,20000	5,700000	7173100	4246300	61,06000	2009
10,00000	3,900000	8162800	4512800	77,45000	2010

الجدول(02): معطيات الدراسة (بعد أخذ اللوغاريتم الطبيعي).

LCH	LINF	LM2	LDEP	LP	المشاهدات
3,109061	1,568616	9,478534	8,678632	0,512824	1970
3,186353	1,029619	9,541441	8,845201	0,708036	1971
3,210844	1,386294	9,805820	9,011524	0,828552	1972
2,995732	1,931521	10,04020	9,209240	1,115142	1973
3,122365	1,029619	10,15704	9,503607	2,373044	1974
3,044522	2,151762	10,42671	9,855767	2,373044	1975
3,072693	2,116256	10,68293	9,909370	2,443216	1976
3,104587	2,397895	10,85804	10,14537	2,516890	1977
2,415914	2,747271	11,11926	10,31248	2,541602	1978
2,406945	2,341806	11,28587	10,41975	2,847812	1979
2,484907	2,219203	11,44612	10,69231	3,354804	1980
2,580217	2,687847	11,60052	10,96223	3,481548	1981
2,791165	1,824549	11,83420	11,19058	3,477541	1982
2,572612	1,791759	12,01930	11,34835	3,368674	1983
2,163323	2,104134	12,17931	11,42516	3,339322	1984
2,272126	2,351375	12,31878	11,51133	3,296207	1985
2,433613	2,509599	12,33278	11,53093	2,604909	1986
3,063391	2,014903	12,46031	11,55192	2,875258	1987
3,020425	1,774952	12,58780	11,69274	2,656055	1988
2,895912	2,230014	12,63833	11,73206	2,851284	1989
2,980619	2,884801	12,74550	11,82408	3,102791	1990
3,054001	3,254243	12,93668	12,26481	2,924236	1991
3,169686	3,456317	13,15367	12,94832	2,914522	1992
3,144152	3,020425	13,34938	13,07449	2,793004	1993
3,194583	3,367296	13,49188	13,24693	2,742774	1994
3,335770	3,394508	13,59182	13,54057	2,824944	1995
3,332205	2,928524	13,72674	13,49339	3,010128	1996
3,273364	1,740466	13,89388	13,64732	2,927453	1997
3,332205	1,609438	14,28079	13,68282	2,507972	1998
3,401197	0,993252	14,39736	13,77644	2,861057	1999
3,363842	-1,203973	14,51986	13,97943	3,317816	2000
3,306887	1,435085	14,72115	14,09392	3,140698	2001

¹ OPEC Annual Statistical Bulletin: 2008, 2010.

² Office National Des Statistiques, «Rétrospective Statistique 1970-2002», Edition 2005, et Les Rapports Annuels de La Banque d'Algérie: 2002-2010.

³ مختلف منشورات الديوان الوطني للإحصائيات (NOS)، إضافة إلى التقارير السنوية لبنك الجزائر.

⁴ Les Différentes Rapports de La Banque d'Algérie.

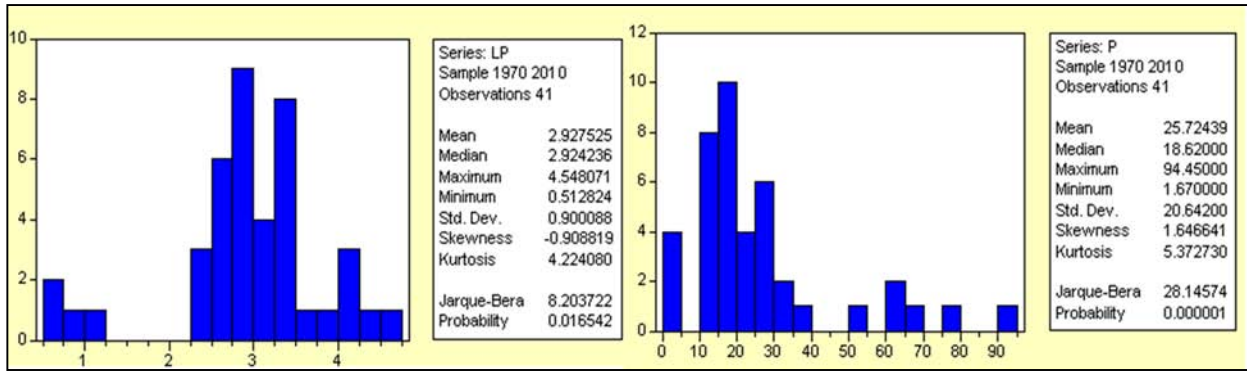
⁵ مختلف منشورات الديوان الوطني للإحصائيات (NOS).

تابع الجدول (02): معطيات الدراسة (بعد أخذ اللوغاريتم الطبيعي).

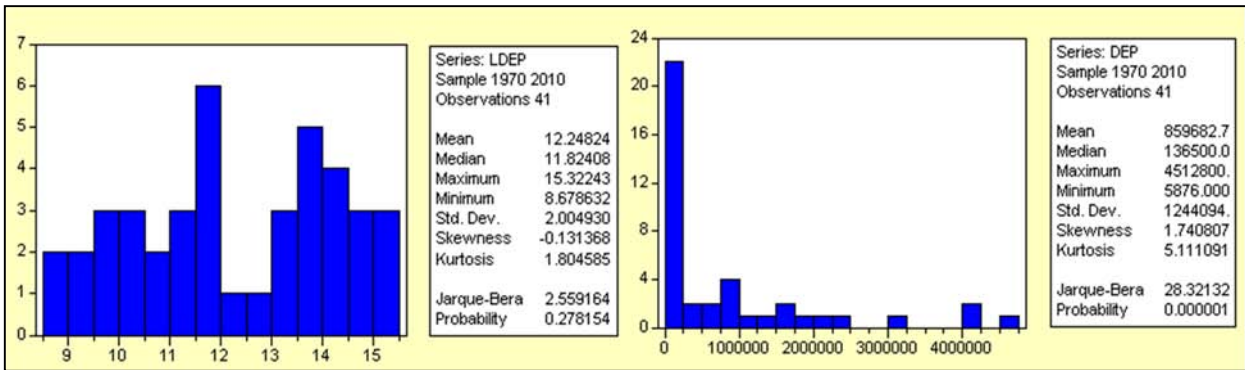
LCH	LINF	LM2	LDEP	LP	المشاهدات
3,246491	0,336472	14,88075	14,25418	3,192942	2002
3,165475	0,955511	15,02579	14,34036	3,335770	2003
2,873565	1,280934	15,13407	14,45304	3,584907	2004
2,727853	0,470004	15,23787	14,53433	3,924742	2005
2,509599	0,916291	15,41160	14,71282	4,112184	2006
2,624669	1,252763	15,60637	14,94965	4,235265	2007
2,424803	1,504077	15,75510	15,24845	4,548071	2008
2,322388	1,740466	15,78585	15,26156	4,111857	2009
2,302585	1,360977	15,91510	15,32243	4,349633	2010

المصدر: تم حساب الأرقام الواردة في الجدول انطلاقاً من أرقام الجدول (01).

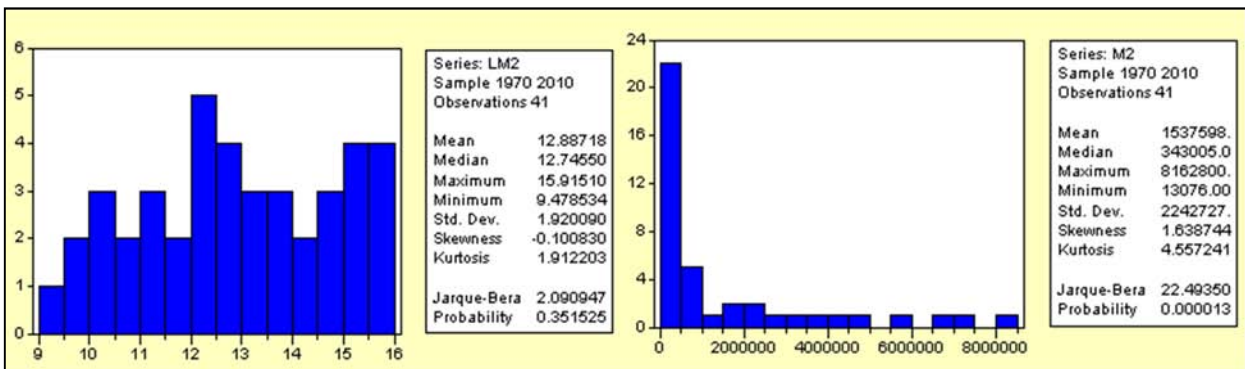
الشكل (01): الإحصائيات الوصفية للمتغيرتين P و LP.



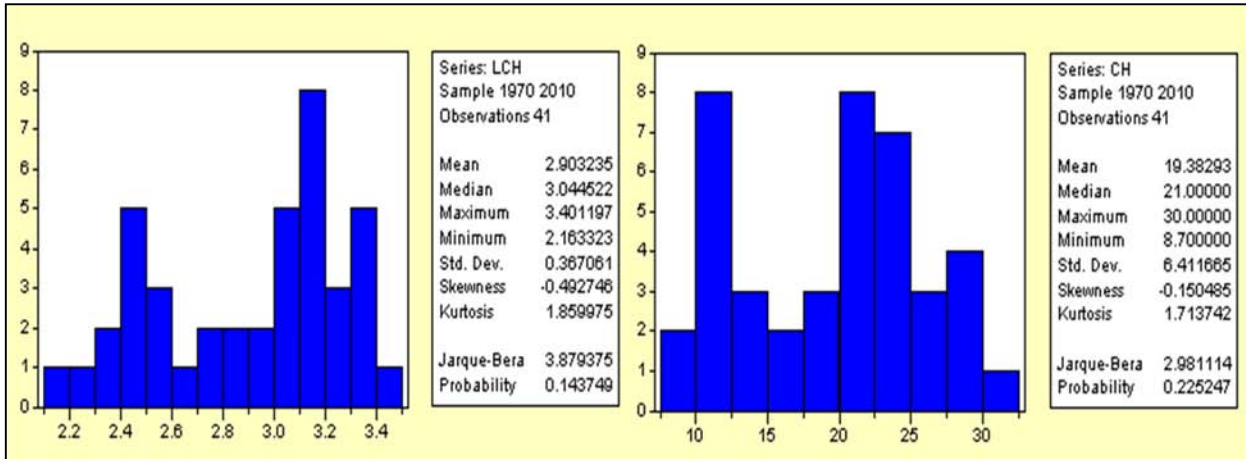
الشكل (02): الإحصائيات الوصفية للمتغيرتين LDEP و DEP.



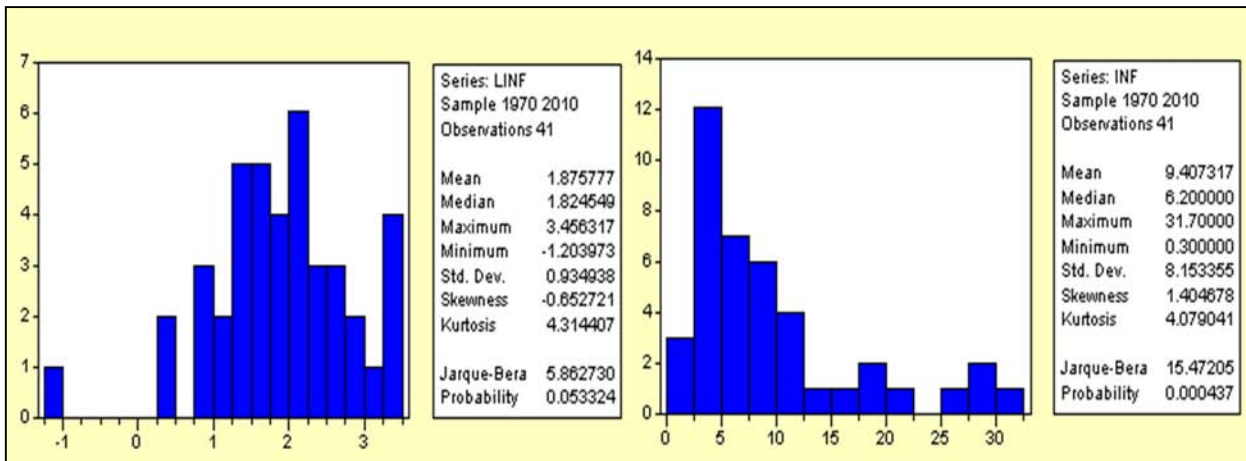
الشكل (03): الإحصائيات الوصفية للمتغيرتين LM2 و M2.



الشكل(04): الإحصائيات الوصفية للمتغيرتين CH و LCH.



الشكل(05): الإحصائيات الوصفية للمتغيرتين INF و LINF.



الشكل(06): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LP.

Null Hypothesis: LP has a unit root					Date: 10/24/11 Time: 23:46								
Exogenous: Constant, Linear Trend					Sample: 1970 2010								
Lag Length: 0 (Fixed)					Included observations: 40								
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob					
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.506347	0.3236			1	0.040	0.040	0.0699	0.791				
Test critical values:					2	-0.036	-0.038	0.1275	0.938				
1% level	-4.205004				3	0.002	0.005	0.1278	0.988				
5% level	-3.526609				4	-0.016	-0.017	0.1393	0.998				
10% level	-3.194611				5	0.147	0.149	1.1759	0.947				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6	0.055	0.042	1.3238	0.970				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					7	0.056	0.065	1.4842	0.983				
Dependent Variable: D(LP)					8	-0.045	-0.050	1.5908	0.991				
Method: Least Squares					9	-0.053	-0.041	1.7456	0.995				
Date: 10/24/11 Time: 23:43					10	0.061	0.041	1.9552	0.997				
Sample (adjusted): 1971 2010					11	-0.019	-0.039	1.9766	0.999				
Included observations: 40 after adjustments					12	-0.136	-0.156	3.0910	0.995				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	13	0.014	0.029	3.1039	0.998				
LP(-1)	-0.197695	0.078878	-2.506347	0.0167	14	-0.085	-0.086	3.5755	0.998				
C	0.517208	0.165418	3.126670	0.0034	15	0.041	0.051	3.6904	0.999				
@TREND(1970)	0.007339	0.005950	1.233283	0.2252	16	0.071	0.067	4.0469	0.999				
R-squared	0.163206	Mean dependent var	0.095920		17	-0.055	-0.021	4.2655	0.999				
Adjusted R-squared	0.117973	S.D. dependent var	0.306983		18	-0.045	-0.027	4.4177	1.000				
S.E. of regression	0.288307	Akaike info criterion	0.422454		19	0.010	0.060	4.4251	1.000				
Sum squared resid	3.075465	Schwarz criterion	0.549120		20	0.000	-0.033	4.4251	1.000				
Log likelihood	-5.449075	F-statistic	3.608177		21	0.000	-0.018	4.4251	1.000				
Durbin-Watson stat	1.936938	Prob(F-statistic)	0.037021		22	0.000	0.003	4.4251	1.000				
					23	0.000	-0.012	4.4251	1.000				
					24	0.000	-0.002	4.4251	1.000				
					25	0.000	0.009	4.4251	1.000				
					26	0.000	-0.041	4.4251	1.000				
					27	0.000	0.031	4.4251	1.000				

تابع الشكل(06): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LP.

Null Hypothesis: LP has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/24/11 Time: 23:58 Sample: 1970 2010 Included observations: 40			
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.370303	0.1563			1 0.011	0.011	0.0054	0.941
Test critical values:					2 -0.053	-0.053	0.1298	0.937
1% level	-3.605593				3 -0.006	-0.005	0.1312	0.988
5% level	-2.936942				4 -0.035	-0.038	0.1895	0.996
10% level	-2.606857				5 0.138	0.139	1.1056	0.954
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.								
Augmented Dickey-Fuller Test Equation								
Dependent Variable: D(LP)								
Method: Least Squares								
Date: 10/24/11 Time: 23:57								
Sample (adjusted): 1971 2010								
Included observations: 40 after adjustments								
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.				
LP(-1)	-0.124927	0.052705	-2.370303	0.0230				
C	0.457204	0.159181	2.872224	0.0066				
R-squared	0.128807	Mean dependent var	0.095920					
Adjusted R-squared	0.105881	S.D. dependent var	0.306983					
S.E. of regression	0.290276	Akaike info criterion	0.412739					
Sum squared resid	3.201891	Schwarz criterion	0.497183					
Log likelihood	-6.254781	F-statistic	5.618338					
Durbin-Watson stat	1.998088	Prob(F-statistic)	0.022951					

Null Hypothesis: D(LP) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 00:04 Sample: 1970 2010 Included observations: 39			
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.033100	0.0001			1 0.027	0.027	0.0302	0.862
Test critical values:					2 -0.027	-0.028	0.0623	0.969
1% level	-4.211868				3 0.042	0.044	0.1418	0.986
5% level	-3.529758				4 -0.037	-0.040	0.2035	0.995
10% level	-3.196411				5 0.140	0.145	1.1229	0.952
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.								
Augmented Dickey-Fuller Test Equation								
Dependent Variable: D(LP,2)								
Method: Least Squares								
Date: 10/25/11 Time: 00:02								
Sample (adjusted): 1972 2010								
Included observations: 39 after adjustments								
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.				
D(LP(-1))	-1.012655	0.167850	-6.033100	0.0000				
C	0.173848	0.111829	1.554587	0.1288				
@TREND(1970)	-0.003776	0.004565	-0.827190	0.4136				
R-squared	0.503074	Mean dependent var	0.001091					
Adjusted R-squared	0.475467	S.D. dependent var	0.436409					
S.E. of regression	0.316068	Akaike info criterion	0.608084					
Sum squared resid	3.596360	Schwarz criterion	0.736050					
Log likelihood	-8.857632	F-statistic	18.22271					
Durbin-Watson stat	1.987183	Prob(F-statistic)	0.000003					

Null Hypothesis: D(LP) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 00:11 Sample: 1970 2010 Included observations: 39			
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.005747	0.0000			1 0.021	0.021	0.0189	0.891
Test critical values:					2 -0.020	-0.020	0.0356	0.982
1% level	-3.610453				3 0.041	0.042	0.1111	0.990
5% level	-2.938987				4 -0.035	-0.038	0.1682	0.997
10% level	-2.607932				5 0.138	0.142	1.0652	0.957
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.								
Augmented Dickey-Fuller Test Equation								
Dependent Variable: D(LP,2)								
Method: Least Squares								
Date: 10/25/11 Time: 00:10								
Sample (adjusted): 1972 2010								
Included observations: 39 after adjustments								
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.				
D(LP(-1))	-0.988697	0.164625	-6.005747	0.0000				
C	0.092331	0.052635	1.754176	0.0877				
R-squared	0.493629	Mean dependent var	0.001091					
Adjusted R-squared	0.479944	S.D. dependent var	0.436409					
S.E. of regression	0.314716	Akaike info criterion	0.575630					
Sum squared resid	3.664715	Schwarz criterion	0.660941					
Log likelihood	-9.224785	F-statistic	36.06900					
Durbin-Watson stat	1.994894	Prob(F-statistic)	0.000001					

تابع الشكل(06): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LP.

Null Hypothesis: D(LP) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 00:20 Sample: 1970 2010 Included observations: 39							
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob				
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.593066	0.0000			1	-0.053	-0.053	0.1180	0.731			
Test critical values:					2	-0.032	-0.035	0.1624	0.922			
1% level	-2.625606				3	0.047	0.043	0.2591	0.968			
5% level	-1.949609				4	-0.049	-0.046	0.3706	0.985			
10% level	-1.611593				5	0.133	0.132	1.2031	0.945			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.												
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LP,2) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 00:17 Sample (adjusted): 1972 2010 Included observations: 39 after adjustments												
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.								
D(LP(-1))	-0.905346	0.161869	-5.593066	0.0000	6	0.044	0.053	1.2973	0.972			
R-squared	0.451517	Mean dependent var		0.001091	7	0.064	0.085	1.5045	0.982			
Adjusted R-squared	0.451517	S.D. dependent var		0.436409	8	-0.027	-0.030	1.5415	0.992			
S.E. of regression	0.323203	Akaike info criterion		0.604236	9	-0.047	-0.038	1.6579	0.996			
Sum squared resid	3.969494	Schwarz criterion		0.646891	10	0.049	0.022	1.7918	0.998			
Log likelihood	-10.78260	Durbin-Watson stat		2.002028	11	-0.040	-0.045	1.8818	0.999			
					12	-0.177	-0.207	3.7338	0.988			
					13	0.034	0.002	3.8037	0.993			
					14	-0.126	-0.134	4.8180	0.988			
					15	0.015	0.016	4.8328	0.993			
					16	0.071	0.062	5.1801	0.995			
					17	-0.076	-0.003	5.5975	0.996			
					18	-0.038	-0.023	5.7085	0.997			
					19	-0.001	0.060	5.7086	0.999			
					20	0.000	0.000	5.7086	0.999			
					21	0.000	-0.004	5.7086	1.000			
					22	0.000	-0.002	5.7086	1.000			
					23	0.000	-0.025	5.7086	1.000			
					24	0.000	-0.023	5.7086	1.000			

الشكل(07): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LDEP.

Null Hypothesis: LDEP has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 00:43 Sample: 1970 2010 Included observations: 40							
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob				
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.958435	0.6055			1	0.253	0.253	2.7619	0.097			
Test critical values:					2	0.000	-0.068	2.7619	0.251			
1% level	-4.205004				3	0.063	0.086	2.9394	0.401			
5% level	-3.526609				4	-0.227	-0.288	5.3470	0.254			
10% level	-3.194611				5	-0.247	-0.116	8.2738	0.142			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.												
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LDEP) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 00:41 Sample (adjusted): 1971 2010 Included observations: 40 after adjustments												
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.								
LDEP(-1)	-0.189919	0.096975	-1.958435	0.0577	6	-0.254	-0.228	11.467	0.075			
C	1.864972	0.848519	2.197915	0.0343	7	-0.154	-0.018	12.682	0.080			
@TREND(1970)	0.029868	0.016328	1.830471	0.0752	8	-0.081	-0.118	13.030	0.111			
R-squared	0.119525	Mean dependent var		0.166095	9	-0.025	-0.036	13.063	0.160			
Adjusted R-squared	0.071932	S.D. dependent var		0.132523	10	0.071	-0.059	13.348	0.205			
S.E. of regression	0.127668	Akaike info criterion		-1.206728	11	0.129	0.028	14.305	0.217			
Sum squared resid	0.603068	Schwarz criterion		-1.080062	12	0.057	-0.104	14.498	0.270			
Log likelihood	27.13455	F-statistic		2.511397	13	-0.006	-0.082	14.500	0.340			
Durbin-Watson stat	1.425216	Prob(F-statistic)		0.094899	14	0.049	-0.008	14.656	0.402			
					15	0.011	-0.007	14.664	0.476			
					16	-0.020	-0.010	14.692	0.547			
					17	0.171	0.210	16.821	0.467			
					18	0.075	-0.008	17.248	0.506			
					19	-0.006	0.041	17.251	0.573			
					20	0.000	-0.042	17.251	0.637			
					21	0.000	0.124	17.251	0.696			
					22	0.000	0.055	17.251	0.749			
					23	0.000	0.163	17.251	0.797			
					24	0.000	0.040	17.251	0.838			
					25	0.000	0.107	17.251	0.872			
					26	0.000	0.037	17.251	0.901			
					27	0.000	0.108	17.251	0.925			

Null Hypothesis: LDEP has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 00:50 Sample: 1970 2010 Included observations: 39							
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob				
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.725660	0.2325			1	-0.055	-0.055	0.1293	0.719			
Test critical values:					2	-0.076	-0.079	0.3761	0.829			
1% level	-4.211868				3	0.224	0.217	2.6117	0.455			
5% level	-3.529758				4	-0.157	-0.148	3.7317	0.444			
10% level	-3.196411				5	-0.124	-0.109	4.4556	0.486			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.												
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LDEP) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 00:48 Sample (adjusted): 1972 2010 Included observations: 39 after adjustments												
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.								
LDEP(-1)	-0.269344	0.098818	-2.725660	0.0100	6	-0.144	-0.239	5.4544	0.487			
D(LDEP(-1))	0.354672	0.157392	2.253428	0.0306	7	-0.077	-0.049	5.7535	0.569			
C	2.497976	0.857999	2.911397	0.0062	8	-0.069	-0.087	6.0001	0.647			
@TREND(1970)	0.043365	0.016621	2.608960	0.0133	9	-0.038	-0.009	6.0791	0.732			
R-squared	0.240436	Mean dependent var		0.166083	10	0.027	-0.042	6.1184	0.805			
Adjusted R-squared	0.175331	S.D. dependent var		0.134256	11	0.100	0.075	6.6884	0.824			
S.E. of regression	0.121919	Akaike info criterion		-1.273999	12	0.048	-0.008	6.8243	0.869			
Sum squared resid	0.520252	Schwarz criterion		-1.103377	13	-0.010	-0.045	6.8302	0.911			
Log likelihood	28.84297	F-statistic		3.693025	14	0.104	0.030	7.5172	0.913			
Durbin-Watson stat	2.040991	Prob(F-statistic)		0.020738	15	0.030	0.035	7.5764	0.940			
					16	-0.101	-0.063	8.2832	0.940			
					17	0.170	0.190	10.374	0.887			
					18	0.025	0.063	10.423	0.917			
					19	-0.034	-0.093	10.514	0.939			
					20	0.000	-0.065	10.514	0.958			
					21	0.000	0.053	10.514	0.971			
					22	0.000	0.012	10.514	0.981			
					23	0.000	0.126	10.514	0.988			
					24	0.000	0.022	10.514	0.992			
					25	0.000	0.058	10.514	0.995			
					26	0.000	-0.018	10.514	0.997			
					27	0.000	0.053	10.514	0.998			
					28	0.000	-0.037	10.514	0.999			

تابع الشكل(07): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LDEP.

Null Hypothesis: LDEP has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 00:58 Sample: 1970 2010 Included observations: 40							
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob				
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.254894	0.6409			1	0.213	0.213	1.9534	0.162			
Test critical values:					2	-0.037	-0.086	2.0141	0.365			
1% level	-3.605593				3	0.056	0.088	2.1589	0.540			
5% level	-2.936942				4	-0.235	-0.269	4.7445	0.315			
10% level	-2.606857				5	-0.246	-0.126	7.6437	0.177			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.												
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LDEP) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 00:57 Sample (adjusted): 1971 2010 Included observations: 40 after adjustments												
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.								
LDEP(-1)	-0.013430	0.010702	-1.254894	0.2172								
C	0.329561	0.131913	2.498320	0.0169								
R-squared	0.039792	Mean dependent var	0.166095									
Adjusted R-squared	0.014523	S.D. dependent var	0.132523									
S.E. of regression	0.131558	Akaike info criterion	-1.170039									
Sum squared resid	0.657680	Schwarz criterion	-1.085595									
Log likelihood	25.40077	F-statistic	1.574759									
Durbin-Watson stat	1.543015	Prob(F-statistic)	0.217180									

Null Hypothesis: LDEP has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 01:03 Sample: 1970 2010 Included observations: 40							
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob				
Augmented Dickey-Fuller test statistic	7.217417	1.0000			1	0.265	0.265	3.0218	0.082			
Test critical values:					2	0.051	-0.020	3.1373	0.208			
1% level	-2.624057				3	0.135	0.136	3.9610	0.266			
5% level	-1.949319				4	-0.147	-0.238	4.9734	0.290			
10% level	-1.611711				5	-0.186	-0.092	6.6378	0.249			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.												
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LDEP) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 01:01 Sample (adjusted): 1971 2010 Included observations: 40 after adjustments												
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.								
LDEP(-1)	0.012973	0.001797	7.217417	0.0000								
R-squared	-0.117925	Mean dependent var	0.166095									
Adjusted R-squared	-0.117925	S.D. dependent var	0.132523									
S.E. of regression	0.140120	Akaike info criterion	-1.067959									
Sum squared resid	0.765706	Schwarz criterion	-1.025737									
Log likelihood	22.35919	Durbin-Watson stat	1.361597									

Null Hypothesis: LDEP has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 01:07 Sample: 1970 2010 Included observations: 39							
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob				
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.142022	0.9993			1	-0.013	-0.013	0.0067	0.935			
Test critical values:					2	-0.082	-0.082	0.2988	0.861			
1% level	-2.625606				3	0.187	0.186	1.8515	0.604			
5% level	-1.949609				4	-0.174	-0.186	3.2384	0.519			
10% level	-1.611593				5	-0.105	-0.073	3.7527	0.586			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.												
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LDEP) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 01:05 Sample (adjusted): 1972 2010 Included observations: 39 after adjustments												
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.								
LDEP(-1)	0.008677	0.002762	3.142022	0.0033								
D(LDEP(-1))	0.317642	0.160145	1.983464	0.0548								
R-squared	-0.006589	Mean dependent var	0.166083									
Adjusted R-squared	-0.033794	S.D. dependent var	0.134256									
S.E. of regression	0.136505	Akaike info criterion	-1.094984									
Sum squared resid	0.689448	Schwarz criterion	-1.009674									
Log likelihood	23.35220	Durbin-Watson stat	1.957780									

تابع الشكل(07): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LDEP.

Null Hypothesis: D(LDEP) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 01:14 Sample: 1970 2010 Included observations: 39				
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.758990	0.0024			1	0.017	0.017	0.0121	0.913
Test critical values:	1% level	-4.211868			2	-0.103	-0.103	0.4663	0.792
	5% level	-3.529758			3	0.137	0.142	1.3002	0.729
	10% level	-3.196411			4	-0.209	-0.234	3.2898	0.511
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.									
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LDEP,2) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 01:11 Sample (adjusted): 1972 2010 Included observations: 39 after adjustments									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	5	-0.173	-0.133	4.7000	0.454
D(LDEP(-1))	-0.775081	0.162867	-4.758990	0.0000	6	-0.171	-0.252	6.1165	0.410
C	0.163553	0.055736	2.934447	0.0058	7	-0.073	-0.048	6.3805	0.496
@TREND(1970)	-0.001687	0.001902	-0.887264	0.3808	8	-0.034	-0.114	6.4418	0.598
R-squared	0.386699	Mean dependent var	-0.002710		9	0.005	-0.028	6.4432	0.695
Adjusted R-squared	0.352626	S.D. dependent var	0.164504		10	0.082	-0.052	6.8141	0.743
S.E. of regression	0.132359	Akaike info criterion	-1.132791		11	0.112	0.039	7.5329	0.754
Sum squared resid	0.630682	Schwarz criterion	-1.004825		12	0.019	-0.078	7.5551	0.819
Log likelihood	25.08943	F-statistic	11.34935		13	-0.069	-0.125	7.8511	0.853
Durbin-Watson stat	1.943912	Prob(F-statistic)	0.000151		14	0.029	-0.037	7.9032	0.894
					15	-0.025	-0.033	7.9445	0.926
					16	-0.095	-0.071	8.5780	0.930
					17	0.187	0.191	11.129	0.850
					18	0.071	0.049	11.510	0.871
					19	-0.014	0.052	11.527	0.905
					20	0.000	-0.093	11.527	0.931
					21	0.000	0.051	11.527	0.952
					22	0.000	0.035	11.527	0.966
					23	0.000	0.165	11.527	0.977
					24	0.000	0.065	11.527	0.985
					25	0.000	0.100	11.527	0.990
					26	0.000	0.020	11.527	0.994
					27	0.000	0.075	11.527	0.996

Null Hypothesis: D(LDEP) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 01:19 Sample: 1970 2010 Included observations: 39				
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.694485	0.0005			1	0.008	0.008	0.0029	0.957
Test critical values:	1% level	-3.610453			2	-0.096	-0.096	0.3995	0.819
	5% level	-2.938987			3	0.150	0.153	1.4012	0.705
	10% level	-2.607932			4	-0.202	-0.223	3.2628	0.515
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.									
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LDEP,2) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 01:17 Sample (adjusted): 1972 2010 Included observations: 39 after adjustments									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	5	-0.154	-0.116	4.3722	0.497
D(LDEP(-1))	-0.754911	0.160808	-4.694485	0.0000	6	-0.158	-0.237	5.5855	0.471
C	0.124713	0.034400	3.625362	0.0009	7	-0.065	-0.028	5.7975	0.564
R-squared	0.373287	Mean dependent var	-0.002710		8	-0.032	-0.097	5.8506	0.664
Adjusted R-squared	0.356349	S.D. dependent var	0.164504		9	-0.006	-0.018	5.8527	0.755
S.E. of regression	0.131978	Akaike info criterion	-1.162441		10	0.083	-0.029	6.2262	0.796
Sum squared resid	0.644474	Schwarz criterion	-1.077131		11	0.107	0.055	6.8780	0.809
Log likelihood	24.66761	F-statistic	22.03819		12	0.016	-0.057	6.8930	0.865
Durbin-Watson stat	1.937871	Prob(F-statistic)	0.000036		13	-0.068	-0.112	7.1766	0.893
					14	0.031	-0.016	7.2391	0.925
					15	-0.009	-0.001	7.2445	0.951
					16	-0.079	-0.033	7.6787	0.958
					17	0.202	0.221	10.648	0.874
					18	0.099	0.100	11.400	0.877
					19	0.000	0.084	11.400	0.910
					20	0.000	-0.069	11.400	0.935
					21	0.000	0.063	11.400	0.954
					22	0.000	0.060	11.400	0.969
					23	0.000	0.192	11.400	0.979
					24	0.000	0.099	11.400	0.986
					25	0.000	0.117	11.400	0.991
					26	0.000	0.039	11.400	0.994

الشكل(08): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LM2.

Null Hypothesis: LM2 has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 01:34 Sample: 1970 2010 Included observations: 40				
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.771651	0.6996			1	0.080	0.080	0.2754	0.600
Test critical values:	1% level	-4.205004			2	-0.091	-0.098	0.6428	0.725
	5% level	-3.526609			3	0.114	0.132	1.2339	0.745
	10% level	-3.194611			4	-0.084	-0.120	1.5642	0.815
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.									
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LM2) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 01:33 Sample (adjusted): 1971 2010 Included observations: 40 after adjustments									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	5	0.001	0.050	1.5643	0.906
LM2(-1)	-0.142987	0.080708	-1.771651	0.0847	6	0.017	-0.029	1.5777	0.954
C	1.552239	0.768693	2.019322	0.0507	7	-0.103	-0.074	2.1192	0.953
R-squared	0.131949	Mean dependent var	0.160914		8	-0.170	-0.175	3.6279	0.889
Adjusted R-squared	0.085027	S.D. dependent var	0.070893		9	-0.082	-0.066	3.9943	0.912
S.E. of regression	0.067813	Akaike info criterion	-2.472101		10	-0.038	-0.045	4.0740	0.944
Sum squared resid	0.170146	Schwarz criterion	-2.345435		11	-0.212	-0.217	6.6798	0.824
Log likelihood	52.44203	F-statistic	2.812100		12	-0.214	-0.229	9.4372	0.665
Durbin-Watson stat	1.662210	Prob(F-statistic)	0.072961		13	-0.105	-0.169	10.132	0.683
					14	-0.078	-0.135	10.521	0.723
					15	0.148	0.076	12.002	0.679
					16	0.051	-0.081	12.183	0.731
					17	0.020	-0.003	12.211	0.787
					18	0.067	-0.065	12.558	0.817
					19	0.064	-0.029	12.885	0.844
					20	0.000	-0.184	12.885	0.882
					21	0.000	-0.153	12.885	0.913
					22	0.000	-0.198	12.885	0.936
					23	0.000	-0.179	12.885	0.954
					24	0.000	-0.269	12.885	0.968
					25	0.000	-0.315	12.885	0.978
					26	0.000	-0.341	12.885	0.985
					27	0.000	-0.427	12.885	0.990

تابع الشكل(08): إختبارات ديكي - فولر للسلسلة LM2.

Null Hypothesis: LM2 has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 01:43 Sample: 1970 2010 Included observations: 40						
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob			
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.661627	0.4425			1 0.067	0.067	0.1920	0.661			
Test critical values:	1% level	-3.605593			2 -0.110	-0.115	0.7242	0.696			
	5% level	-2.936942			3 0.117	0.135	1.3443	0.719			
	10% level	-2.606857			4 -0.065	-0.102	1.5402	0.819			
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.											
Augmented Dickey-Fuller Test Equation											
Dependent Variable: D(LM2)											
Method: Least Squares											
Date: 10/25/11 Time: 01:37											
Sample (adjusted): 1971 2010											
Included observations: 40 after adjustments											
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	16 0.036	-0.044	11.389	0.785			
LM2(-1)	-0.009806	0.005901	-1.661627	0.1048	17 -0.002	0.057	11.389	0.836			
C	0.286545	0.076398	3.750690	0.0006	18 0.044	-0.020	11.534	0.870			
R-squared	0.067736	Mean dependent var	0.160914		19 0.051	0.022	11.744	0.896			
Adjusted R-squared	0.043203	S.D. dependent var	0.070893		20 0.000	-0.138	11.744	0.925			
S.E. of regression	0.069345	Akaike info criterion	-2.450737		21 0.000	-0.087	11.744	0.946			
Sum squared resid	0.182732	Schwarz criterion	-2.366293		22 0.000	-0.139	11.744	0.962			
Log likelihood	51.01474	F-statistic	2.761003		23 0.000	-0.095	11.744	0.974			
Durbin-Watson stat	1.770202	Prob(F-statistic)	0.104817		24 0.000	-0.161	11.744	0.983			
					25 0.000	-0.121	11.744	0.989			
					26 0.000	-0.053	11.744	0.993			

Null Hypothesis: D(LM2) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 01:51 Sample: 1970 2010 Included observations: 39						
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob			
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.874774	0.0001			1 0.079	0.079	0.2618	0.609			
Test critical values:	1% level	-4.211868			2 -0.100	-0.107	0.6981	0.705			
	5% level	-3.529758			3 0.086	0.105	1.0258	0.795			
	10% level	-3.196411			4 -0.010	-0.040	1.0306	0.905			
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.											
Augmented Dickey-Fuller Test Equation											
Dependent Variable: D(LM2,2)											
Method: Least Squares											
Date: 10/25/11 Time: 01:50											
Sample (adjusted): 1972 2010											
Included observations: 39 after adjustments											
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	15 0.041	0.094	8.8571	0.885			
D(LM2(-1))	-0.928305	0.158015	-5.874774	0.0000	16 0.009	-0.035	8.8630	0.919			
C	0.191158	0.038106	5.016485	0.0000	17 -0.038	0.057	8.9697	0.941			
@TREND(1970)	-0.001873	0.000993	-1.886387	0.0673	18 -0.043	-0.050	9.1110	0.957			
R-squared	0.491586	Mean dependent var	0.001701		19 0.014	0.036	9.1263	0.971			
Adjusted R-squared	0.463341	S.D. dependent var	0.092668		20 0.000	-0.132	9.1263	0.981			
S.E. of regression	0.067886	Akaike info criterion	-2.468177		21 0.000	-0.024	9.1263	0.988			
Sum squared resid	0.165905	Schwarz criterion	-2.340211		22 0.000	-0.143	9.1263	0.993			
Log likelihood	51.12946	F-statistic	17.40420		23 0.000	-0.031	9.1263	0.996			
Durbin-Watson stat	1.822657	Prob(F-statistic)	0.000005		24 0.000	-0.143	9.1263	0.997			
					25 0.000	-0.037	9.1263	0.998			
					26 0.000	-0.108	9.1263	0.999			
					27 0.000	0.053	9.1263	0.999			

Null Hypothesis: D(LM2) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 01:57 Sample: 1970 2010 Included observations: 39						
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob			
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.406371	0.0001			1 0.069	0.069	0.1975	0.657			
Test critical values:	1% level	-3.610453			2 -0.085	-0.091	0.5131	0.774			
	5% level	-2.938987			3 0.125	0.139	1.2018	0.753			
	10% level	-2.607932			4 -0.005	-0.035	1.2030	0.878			
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.											
Augmented Dickey-Fuller Test Equation											
Dependent Variable: D(LM2,2)											
Method: Least Squares											
Date: 10/25/11 Time: 01:54											
Sample (adjusted): 1972 2010											
Included observations: 39 after adjustments											
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	15 0.020	0.074	9.1779	0.868			
D(LM2(-1))	-0.859424	0.158965	-5.406371	0.0000	16 -0.011	-0.046	9.1868	0.906			
C	0.140692	0.028058	5.014252	0.0000	17 -0.051	0.046	9.3742	0.928			
R-squared	0.441331	Mean dependent var	0.001701		18 -0.030	-0.026	9.4427	0.949			
Adjusted R-squared	0.426232	S.D. dependent var	0.092668		19 0.022	0.066	9.4825	0.965			
S.E. of regression	0.070194	Akaike info criterion	-2.425199		20 0.000	-0.093	9.4825	0.977			
Sum squared resid	0.182304	Schwarz criterion	-2.338888		21 0.000	0.000	9.4825	0.985			
Log likelihood	49.29137	F-statistic	29.22885		22 0.000	-0.115	9.4825	0.990			
Durbin-Watson stat	1.766645	Prob(F-statistic)	0.000004		23 0.000	-0.011	9.4825	0.994			
					24 0.000	-0.133	9.4825	0.996			
					25 0.000	-0.066	9.4825	0.998			
					26 0.000	-0.129	9.4825	0.999			

تابع الشكل(08): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LM2.

Null Hypothesis: D(LM2) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 10:22 Sample: 1970 2010 Included observations: 38								
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob					
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.225807	0.0020			1	-0.009	-0.009	0.0032	0.955				
Test critical values:					2	0.030	0.030	0.0417	0.979				
1% level	-3.615588				3	0.094	0.095	0.4273	0.935				
5% level	-2.941145				4	-0.072	-0.071	0.6574	0.956				
10% level	-2.609066				5	0.090	0.084	1.0298	0.960				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6	-0.046	-0.051	1.1303	0.980				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LM2,2) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 10:20 Sample (adjusted): 1973 2010 Included observations: 38 after adjustments					7	0.028	0.037	1.1675	0.992				
					8	-0.159	-0.183	2.4467	0.964				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	9	-0.053	-0.030	2.5927	0.978				
D(LM2(-1))	-0.909142	0.215141	-4.225807	0.0002	10	-0.055	-0.075	2.7591	0.987				
D(LM2(-1),2)	0.128547	0.164412	0.781858	0.4396	11	-0.147	-0.103	3.9827	0.970				
C	0.145949	0.037157	3.927905	0.0004	12	-0.214	-0.258	6.6699	0.879				
R-squared	0.421257	Mean dependent var	-0.003556		13	-0.118	-0.095	7.5124	0.874				
Adjusted R-squared	0.388186	S.D. dependent var	0.087821		14	-0.063	-0.082	7.7670	0.901				
S.E. of regression	0.068692	Akaike info criterion	-2.442713		15	0.023	0.062	7.8014	0.931				
Sum squared resid	0.165150	Schwarz criterion	-2.313430		16	0.012	-0.028	7.8122	0.954				
Log likelihood	49.41155	F-statistic	12.73797		17	0.028	0.054	7.8698	0.969				
Durbin-Watson stat	2.001996	Prob(F-statistic)	0.000070		18	-0.006	-0.046	7.8721	0.980				
					19	0.000	-0.013	7.8721	0.988				
					20	0.000	-0.129	7.8721	0.993				
					21	0.000	-0.059	7.8721	0.996				
					22	0.000	-0.125	7.8721	0.997				
					23	0.000	-0.069	7.8721	0.999				
					24	0.000	-0.148	7.8721	0.999				
					25	0.000	-0.066	7.8721	1.000				
					26	0.000	-0.092	7.8721	1.000				
					27	0.000	-0.001	7.8721	1.000				

الشكل(09): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LCH.

Null Hypothesis: LCH has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 10:44 Sample: 1970 2010 Included observations: 40								
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob					
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.362841	0.8566			1	0.139	0.139	0.8334	0.361				
Test critical values:					2	-0.059	-0.080	0.9876	0.610				
1% level	-4.205004				3	-0.140	-0.123	1.8759	0.599				
5% level	-3.526609				4	-0.121	-0.092	2.5615	0.634				
10% level	-3.194611				5	0.394	0.428	10.028	0.074				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6	0.211	0.080	12.219	0.057				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LCH) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 10:43 Sample (adjusted): 1971 2010 Included observations: 40 after adjustments					7	-0.065	-0.137	12.434	0.087				
					8	-0.006	0.124	12.437	0.133				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	9	-0.247	-0.162	15.735	0.073				
LCH(-1)	-0.121260	0.088976	-1.362841	0.1812	10	0.027	-0.086	15.776	0.106				
C	0.362918	0.266112	1.363780	0.1809	11	0.102	-0.019	16.374	0.128				
@TREND(1970)	-0.001425	0.002730	-0.521874	0.6049	12	-0.129	-0.151	17.367	0.136				
R-squared	0.055323	Mean dependent var	-0.020162		13	-0.027	-0.070	17.413	0.181				
Adjusted R-squared	0.004259	S.D. dependent var	0.199707		14	-0.113	0.048	18.235	0.196				
S.E. of regression	0.199282	Akaike info criterion	-0.316157		15	0.009	0.102	18.241	0.250				
Sum squared resid	1.469388	Schwarz criterion	-0.189491		16	0.013	-0.143	18.252	0.309				
Log likelihood	9.323132	F-statistic	1.083416		17	-0.012	0.165	18.263	0.372				
Durbin-Watson stat	1.707685	Prob(F-statistic)	0.348932		18	-0.001	0.052	18.264	0.438				
					19	0.010	-0.020	18.271	0.504				
					20	0.000	0.010	18.271	0.570				
					21	0.000	-0.024	18.271	0.632				
					22	0.000	-0.040	18.271	0.690				
					23	0.000	-0.055	18.271	0.743				
					24	0.000	0.011	18.271	0.790				
					25	0.000	-0.089	18.271	0.831				
					26	0.000	0.028	18.271	0.866				
					27	0.000	0.064	18.271	0.895				

Null Hypothesis: LCH has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 10:48 Sample: 1970 2010 Included observations: 39								
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob					
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.666388	0.7471			1	-0.004	-0.004	0.0006	0.981				
Test critical values:					2	-0.006	-0.006	0.0019	0.999				
1% level	-4.211868				3	-0.082	-0.082	0.3029	0.959				
5% level	-3.529758				4	-0.156	-0.158	1.4143	0.842				
10% level	-3.196411				5	0.388	0.396	8.4886	0.131				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6	0.143	0.151	9.4759	0.149				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LCH) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 10:47 Sample (adjusted): 1972 2010 Included observations: 39 after adjustments					7	-0.053	-0.114	9.6170	0.211				
					8	0.062	0.114	9.8162	0.278				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	9	-0.254	-0.132	13.259	0.151				
LCH(-1)	-0.160144	0.096103	-1.666388	0.1046	10	0.049	-0.104	13.389	0.203				
D(LCH(-1))	0.180365	0.172515	1.045503	0.3030	11	0.085	-0.009	13.801	0.244				
C	0.462047	0.284201	1.625776	0.1130	12	-0.139	-0.146	14.940	0.245				
@TREND(1970)	-0.000691	0.002685	-0.239564	0.8121	13	0.041	-0.074	15.043	0.305				
R-squared	0.084195	Mean dependent var	-0.022661		14	-0.118	0.030	15.932	0.318				
Adjusted R-squared	0.005698	S.D. dependent var	0.201684		15	0.029	0.115	15.989	0.383				
S.E. of regression	0.201108	Akaike info criterion	-0.273033		16	-0.027	-0.150	16.041	0.450				
Sum squared resid	1.415558	Schwarz criterion	-0.102411		17	-0.012	0.149	16.050	0.520				
Log likelihood	9.324136	F-statistic	1.072587		18	0.014	0.061	16.065	0.588				
Durbin-Watson stat	1.991603	Prob(F-statistic)	0.373274		19	0.004	-0.023	16.066	0.653				
					20	0.000	0.009	16.066	0.713				
					21	0.000	0.006	16.066	0.766				
					22	0.000	-0.035	16.066	0.813				
					23	0.000	-0.060	16.066	0.852				
					24	0.000	0.023	16.066	0.886				
					25	0.000	-0.083	16.066	0.913				
					26	0.000	-0.000	16.066	0.935				
					27	0.000	0.065	16.066	0.952				
					28	0.000	-0.039	16.066	0.965				

تابع الشكل(09): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LCH.

Null Hypothesis: LCH has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 10:54 Sample: 1970 2010 Included observations: 40				
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.389771	0.5777			1	0.139	0.139	0.8383	0.360
Test critical values:					2	-0.063	-0.084	1.0129	0.603
1% level	-3.605593				3	-0.149	-0.131	2.0171	0.569
5% level	-2.936942				4	-0.136	-0.106	2.8853	0.577
10% level	-2.606857				5	0.373	0.410	9.5808	0.088
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6	0.191	0.057	11.392	0.077
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LCH) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 10:53 Sample (adjusted): 1971 2010 Included observations: 40 after adjustments					7	-0.083	-0.156	11.741	0.109
					8	-0.008	0.128	11.745	0.163
					9	-0.243	-0.153	14.944	0.092
					10	0.032	-0.067	15.000	0.132
					11	0.106	0.001	15.651	0.155
					12	-0.121	-0.124	16.524	0.168
					13	-0.014	-0.052	16.536	0.221
					14	-0.092	0.059	17.089	0.251
					15	0.030	0.107	17.149	0.310
					16	0.031	-0.147	17.217	0.372
					17	-0.008	0.147	17.222	0.439
					18	0.003	0.040	17.222	0.508
					19	0.014	-0.033	17.237	0.574
					20	0.000	-0.005	17.237	0.638
					21	0.000	-0.024	17.237	0.697
					22	0.000	-0.018	17.237	0.750
					23	0.000	-0.043	17.237	0.797
					24	0.000	0.029	17.237	0.838
					25	0.000	-0.063	17.237	0.873
					26	0.000	0.035	17.237	0.902
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
LCH(-1)	-0.122428	0.088092	-1.389771	0.1727					
C	0.337113	0.258962	1.301787	0.2008					
R-squared	0.048369	Mean dependent var	-0.020162						
Adjusted R-squared	0.023327	S.D. dependent var	0.199707						
S.E. of regression	0.197364	Akaike info criterion	-0.358823						
Sum squared resid	1.480204	Schwarz criterion	-0.274379						
Log likelihood	9.176454	F-statistic	1.931464						
Durbin-Watson stat	1.693589	Prob(F-statistic)	0.172687						

Null Hypothesis: LCH has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 10:58 Sample: 1970 2010 Included observations: 39				
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.716380	0.4153			1	-0.008	-0.008	0.0026	0.959
Test critical values:					2	-0.006	-0.006	0.0040	0.998
1% level	-3.610453				3	-0.088	-0.088	0.3444	0.951
5% level	-2.938987				4	-0.165	-0.167	1.5832	0.812
10% level	-2.607932				5	0.377	0.385	8.2709	0.142
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6	0.131	0.139	9.1051	0.168
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LCH) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 10:56 Sample (adjusted): 1972 2010 Included observations: 39 after adjustments					7	-0.057	-0.120	9.2646	0.234
					8	0.062	0.114	9.4647	0.305
					9	-0.254	-0.126	12.903	0.167
					10	0.050	-0.094	13.042	0.221
					11	0.085	0.004	13.452	0.265
					12	-0.134	-0.135	14.522	0.289
					13	0.051	-0.061	14.684	0.327
					14	-0.110	0.038	15.459	0.347
					15	0.038	0.114	15.555	0.412
					16	-0.025	-0.156	15.598	0.481
					17	-0.009	0.141	15.604	0.552
					18	0.017	0.050	15.626	0.619
					19	0.005	-0.034	15.628	0.682
					20	0.000	0.004	15.628	0.739
					21	0.000	0.008	15.628	0.790
					22	0.000	-0.028	15.628	0.834
					23	0.000	-0.050	15.628	0.871
					24	0.000	0.034	15.628	0.901
					25	0.000	-0.071	15.628	0.925
					26	0.000	0.006	15.628	0.945
					27	0.000	0.064	15.628	0.960
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
LCH(-1)	-0.162154	0.094474	-1.716380	0.0947					
D(LCH(-1))	0.185180	0.169082	1.095207	0.2807					
C	0.453486	0.278230	1.629899	0.1118					
R-squared	0.082694	Mean dependent var	-0.022661						
Adjusted R-squared	0.031732	S.D. dependent var	0.201684						
S.E. of regression	0.198458	Akaike info criterion	-0.322676						
Sum squared resid	1.417879	Schwarz criterion	-0.194710						
Log likelihood	9.292187	F-statistic	1.622673						
Durbin-Watson stat	1.993831	Prob(F-statistic)	0.211475						

Null Hypothesis: LCH has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 11:07 Sample: 1970 2010 Included observations: 40				
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.801746	0.3624			1	0.089	0.089	0.3375	0.561
Test critical values:					2	-0.111	-0.120	0.8855	0.642
1% level	-2.624057				3	-0.185	-0.167	2.4412	0.486
5% level	-1.949319				4	-0.155	-0.145	3.5670	0.468
10% level	-1.611711				5	0.391	0.401	10.912	0.053
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6	0.197	0.090	12.826	0.046
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LCH) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 11:04 Sample (adjusted): 1971 2010 Included observations: 40 after adjustments					7	-0.097	-0.136	13.306	0.065
					8	-0.016	0.137	13.320	0.101
					9	-0.264	-0.157	17.096	0.047
					10	0.042	-0.077	17.193	0.070
					11	0.123	-0.011	18.063	0.080
					12	-0.096	-0.107	18.621	0.098
					13	0.015	-0.042	18.635	0.135
					14	-0.099	0.045	19.267	0.155
					15	0.039	0.136	19.371	0.197
					16	0.033	-0.130	19.448	0.246
					17	-0.014	0.118	19.461	0.303
					18	-0.002	0.013	19.462	0.364
					19	0.010	-0.015	19.469	0.427
					20	0.000	-0.021	19.469	0.492
					21	0.000	-0.044	19.469	0.555
					22	0.000	0.014	19.469	0.616
					23	0.000	-0.042	19.469	0.674
					24	0.000	0.036	19.469	0.727
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
LCH(-1)	-0.008586	0.010710	-0.801746	0.4276					
R-squared	0.005931	Mean dependent var	-0.020162						
Adjusted R-squared	0.005931	S.D. dependent var	0.199707						
S.E. of regression	0.199114	Akaike info criterion	-0.365192						
Sum squared resid	1.546215	Schwarz criterion	-0.322970						
Log likelihood	8.303849	Durbin-Watson stat	1.814940						

تابع الشكل(09): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LCH.

Null Hypothesis: LCH has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 11:25 Sample: 1970 2010 Included observations: 39								
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob					
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.828843	0.3504			1	0.008	0.008	0.0024	0.961				
Test critical values:					2	-0.094	-0.094	0.3812	0.826				
1% level	-2.625606				3	-0.173	-0.173	1.7067	0.635				
5% level	-1.949609				4	-0.174	-0.190	3.0880	0.543				
10% level	-1.611593				5	0.396	0.383	10.448	0.063				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6	0.171	0.137	11.863	0.065				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					7	-0.069	-0.094	12.104	0.097				
Dependent Variable: D(LCH)					8	0.015	0.143	12.114	0.146				
Method: Least Squares					9	-0.275	-0.135	16.160	0.064				
Date: 10/25/11 Time: 11:09					10	0.051	-0.091	16.301	0.091				
Sample (adjusted): 1972 2010					11	0.114	-0.009	17.040	0.107				
Included observations: 39 after adjustments					12	-0.094	-0.128	17.560	0.130				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	13	0.059	-0.043	17.770	0.166				
LCH(-1)	-0.009188	0.011086	-0.828843	0.4125	14	-0.114	0.032	18.602	0.181				
D(LCH(-1))	0.089635	0.162106	0.552939	0.5836	15	0.038	0.126	18.697	0.228				
R-squared	0.015002	Mean dependent var	-0.022661		16	-0.009	-0.135	18.703	0.284				
Adjusted R-squared	-0.011619	S.D. dependent var	0.201684		17	-0.014	0.119	18.717	0.345				
S.E. of regression	0.202852	Akaike info criterion	-0.302760		18	0.006	0.001	18.720	0.409				
Sum squared resid	1.522510	Schwarz criterion	-0.217450		19	0.002	-0.027	18.721	0.475				
Log likelihood	7.903830	Durbin-Watson stat	1.982365		20	0.000	-0.006	18.721	0.540				
					21	0.000	-0.023	18.721	0.603				
					22	0.000	0.004	18.721	0.663				
					23	0.000	-0.030	18.721	0.717				
					24	0.000	0.042	18.721	0.767				
					25	0.000	-0.049	18.721	0.810				

Null Hypothesis: D(LCH) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 11:29 Sample: 1970 2010 Included observations: 39								
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob					
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.538014	0.0003			1	0.011	0.011	0.0050	0.944				
Test critical values:					2	-0.101	-0.102	0.4500	0.799				
1% level	-4.211868				3	-0.174	-0.174	1.7965	0.616				
5% level	-3.529758				4	-0.169	-0.185	3.0955	0.542				
10% level	-3.196411				5	0.404	0.390	10.782	0.056				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6	0.182	0.147	12.384	0.054				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					7	-0.072	-0.087	12.639	0.081				
Dependent Variable: D(LCH,2)					8	0.007	0.142	12.642	0.125				
Method: Least Squares					9	-0.280	-0.142	16.831	0.051				
Date: 10/25/11 Time: 11:28					10	0.045	-0.103	16.944	0.076				
Sample (adjusted): 1972 2010					11	0.113	-0.029	17.668	0.090				
Included observations: 39 after adjustments					12	-0.100	-0.147	18.264	0.108				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	13	0.042	-0.065	18.370	0.144				
D(LCH(-1))	-0.918717	0.165893	-5.538014	0.0000	14	-0.127	0.013	19.405	0.150				
C	0.002301	0.069875	0.032936	0.9739	15	0.025	0.120	19.446	0.194				
@TREND(1970)	-0.001111	0.002944	-0.377281	0.7082	16	-0.012	-0.132	19.456	0.246				
R-squared	0.460172	Mean dependent var	-0.002490		17	-0.017	0.122	19.476	0.302				
Adjusted R-squared	0.430181	S.D. dependent var	0.272912		18	0.002	0.009	19.476	0.363				
S.E. of regression	0.206011	Akaike info criterion	-0.247966		19	0.001	-0.013	19.476	0.427				
Sum squared resid	1.527866	Schwarz criterion	-0.120000		20	0.000	0.001	19.476	0.491				
Log likelihood	7.835342	F-statistic	15.34393		21	0.000	-0.026	19.476	0.555				
Durbin-Watson stat	1.979261	Prob(F-statistic)	0.000015		22	0.000	-0.002	19.476	0.616				
					23	0.000	-0.040	19.476	0.673				
					24	0.000	0.030	19.476	0.726				
					25	0.000	-0.062	19.476	0.774				
					26	0.000	0.011	19.476	0.816				
					27	0.000	0.030	19.476	0.852				

Null Hypothesis: D(LCH) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 11:34 Sample: 1970 2010 Included observations: 39								
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob					
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.591991	0.0000			1	0.009	0.009	0.0035	0.953				
Test critical values:					2	-0.095	-0.096	0.3972	0.820				
1% level	-3.610453				3	-0.174	-0.174	1.7436	0.627				
5% level	-2.938987				4	-0.173	-0.189	3.1074	0.540				
10% level	-2.607932				5	0.397	0.383	10.504	0.062				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6	0.172	0.137	11.943	0.063				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					7	-0.070	-0.094	12.191	0.094				
Dependent Variable: D(LCH,2)					8	0.012	0.142	12.199	0.143				
Method: Least Squares					9	-0.277	-0.138	16.285	0.061				
Date: 10/25/11 Time: 11:32					10	0.050	-0.093	16.421	0.088				
Sample (adjusted): 1972 2010					11	0.114	-0.011	17.158	0.103				
Included observations: 39 after adjustments					12	-0.093	-0.128	17.666	0.126				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	13	0.058	-0.041	17.875	0.162				
D(LCH(-1))	-0.912932	0.163257	-5.591991	0.0000	14	-0.115	0.032	18.718	0.176				
C	-0.020904	0.032770	-0.637923	0.5275	15	0.037	0.129	18.812	0.222				
R-squared	0.458037	Mean dependent var	-0.002490		16	-0.008	-0.132	18.816	0.278				
Adjusted R-squared	0.443389	S.D. dependent var	0.272912		17	-0.014	0.118	18.831	0.338				
S.E. of regression	0.203610	Akaike info criterion	-0.295302		18	0.006	-0.001	18.834	0.402				
Sum squared resid	1.533907	Schwarz criterion	-0.209991		19	0.002	-0.027	18.834	0.468				
Log likelihood	7.758393	F-statistic	31.27036		20	0.000	-0.008	18.834	0.533				
Durbin-Watson stat	1.981513	Prob(F-statistic)	0.000002		21	0.000	-0.027	18.834	0.596				
					22	0.000	0.005	18.834	0.656				
					23	0.000	-0.030	18.834	0.711				
					24	0.000	0.043	18.834	0.761				
					25	0.000	-0.047	18.834	0.805				
					26	0.000	0.019	18.834	0.843				

تابع الشكل(09): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LCH.

Null Hypothesis: D(LCH) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 11:38 Sample: 1970 2010 Included observations: 39								
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob					
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.599879	0.0000			1	0.000	0.000	2.E-07	1.000				
Test critical values:					2	-0.095	-0.095	0.3888	0.823				
1% level	-2.625606				3	-0.172	-0.173	1.6956	0.638				
5% level	-1.949609				4	-0.175	-0.195	3.1011	0.541				
10% level	-1.611593				5	0.397	0.381	10.511	0.062				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.													
Augmented Dickey-Fuller Test Equation													
Dependent Variable: D(LCH,2)													
Method: Least Squares													
Date: 10/25/11 Time: 11:37													
Sample (adjusted): 1972 2010													
Included observations: 39 after adjustments													
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.									
D(LCH(-1))	-0.902467	0.161158	-5.599879	0.0000									
R-squared	0.452076	Mean dependent var	-0.002490										
Adjusted R-squared	0.452076	S.D. dependent var	0.272912										
S.E. of regression	0.202015	Akaike info criterion	-0.335646										
Sum squared resid	1.550778	Schwarz criterion	-0.292990										
Log likelihood	7.545092	Durbin-Watson stat	1.978226										

الشكل(10): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LINF.

Null Hypothesis: LINF has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 11:55 Sample: 1970 2010 Included observations: 40								
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob					
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.890258	0.1763			1	-0.192	-0.192	1.5889	0.207				
Test critical values:					2	0.171	0.139	2.8831	0.237				
1% level	-4.205004				3	0.244	0.317	5.5944	0.133				
5% level	-3.526609				4	-0.226	-0.173	7.9806	0.092				
10% level	-3.194611				5	0.112	-0.072	8.5775	0.127				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.													
Augmented Dickey-Fuller Test Equation													
Dependent Variable: D(LINF)													
Method: Least Squares													
Date: 10/25/11 Time: 11:53													
Sample (adjusted): 1971 2010													
Included observations: 40 after adjustments													
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.									
LINF(-1)	-0.358553	0.124056	-2.890258	0.0064									
C	0.897413	0.367969	2.438824	0.0197									
@TREND(1970)	-0.010996	0.010009	-1.098683	0.2790									
R-squared	0.186120	Mean dependent var	-0.005191										
Adjusted R-squared	0.142127	S.D. dependent var	0.759417										
S.E. of regression	0.703383	Akaike info criterion	2.206209										
Sum squared resid	18.30568	Schwarz criterion	2.332875										
Log likelihood	-41.12418	F-statistic	4.230631										
Durbin-Watson stat	2.348100	Prob(F-statistic)	0.022150										

Null Hypothesis: LINF has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 12:13 Sample: 1970 2010 Included observations: 39								
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob					
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.181107	0.4863			1	0.002	0.002	0.0002	0.990				
Test critical values:					2	0.116	0.116	0.5834	0.747				
1% level	-4.211868				3	0.203	0.205	2.4094	0.492				
5% level	-3.529758				4	-0.176	-0.196	3.8232	0.430				
10% level	-3.196411				5	0.098	0.055	4.2750	0.511				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.													
Augmented Dickey-Fuller Test Equation													
Dependent Variable: D(LINF)													
Method: Least Squares													
Date: 10/25/11 Time: 12:12													
Sample (adjusted): 1972 2010													
Included observations: 39 after adjustments													
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.									
LINF(-1)	-0.289482	0.132722	-2.181107	0.0360									
D(LINF(-1))	-0.265183	0.157714	-1.681421	0.1016									
C	0.837541	0.392883	2.131782	0.0401									
@TREND(1970)	-0.013275	0.010180	-1.303959	0.2008									
R-squared	0.272056	Mean dependent var	0.008496										
Adjusted R-squared	0.209660	S.D. dependent var	0.764330										
S.E. of regression	0.679497	Akaike info criterion	2.161988										
Sum squared resid	16.16009	Schwarz criterion	2.332610										
Log likelihood	-38.15877	F-statistic	4.360198										
Durbin-Watson stat	2.026786	Prob(F-statistic)	0.010370										

تابع الشكل(10): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LINF.

Null Hypothesis: LINF has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 12:18 Sample: 1970 2010 Included observations: 40				
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.686045	0.0853			1 -0.196	-0.196	1.6537	0.198	
Test critical values:					2 0.185	0.153	3.1733	0.205	
1% level	-3.605593				3 0.257	0.338	6.1714	0.104	
5% level	-2.936942				4 -0.195	-0.134	7.9440	0.094	
10% level	-2.606857				5 0.146	-0.039	8.9690	0.110	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6 -0.047	-0.044	9.0766	0.169	
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					7 -0.119	-0.080	9.8030	0.200	
Dependent Variable: D(LINF)					8 -0.116	-0.237	10.513	0.231	
Method: Least Squares					9 -0.032	-0.012	10.569	0.306	
Date: 10/25/11 Time: 12:17					10 -0.115	0.004	11.312	0.334	
Sample (adjusted): 1971 2010					11 0.048	0.125	11.443	0.407	
Included observations: 40 after adjustments					12 -0.032	-0.003	11.504	0.486	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	13 0.027	0.064	11.548	0.565	
LINF(-1)	-0.321637	0.119744	-2.686045	0.0107	14 0.061	0.013	11.792	0.623	
C	0.602269	0.252154	2.388494	0.0220	15 0.011	0.003	11.800	0.694	
R-squared	0.159568	Mean dependent var	-0.005191		16 0.036	-0.084	11.890	0.751	
Adjusted R-squared	0.137451	S.D. dependent var	0.759417		17 0.021	-0.019	11.923	0.805	
S.E. of regression	0.705297	Akaike info criterion	2.188313		18 -0.027	-0.051	11.977	0.848	
Sum squared resid	18.90289	Schwarz criterion	2.272757		19 -0.023	-0.020	12.019	0.885	
Log likelihood	-41.76625	F-statistic	7.214836		20 0.000	0.006	12.019	0.915	
Durbin-Watson stat	2.366255	Prob(F-statistic)	0.010662		21 0.000	0.105	12.019	0.939	
					22 0.000	0.050	12.019	0.957	
					23 0.000	0.010	12.019	0.970	
					24 0.000	-0.034	12.019	0.980	
					25 0.000	-0.021	12.019	0.986	
					26 0.000	-0.061	12.019	0.991	

Null Hypothesis: LINF has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 12:33 Sample: 1970 2010 Included observations: 39				
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.849449	0.3519			1 0.002	0.002	0.0002	0.990	
Test critical values:					2 0.116	0.116	0.5834	0.747	
1% level	-3.610453				3 0.203	0.205	2.4094	0.492	
5% level	-2.938987				4 -0.176	-0.196	3.8232	0.430	
10% level	-2.607932				5 0.098	0.055	4.2750	0.511	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6 -0.066	-0.069	4.4854	0.611	
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					7 -0.148	-0.099	5.5780	0.590	
Dependent Variable: D(LINF)					8 -0.155	-0.221	6.8135	0.557	
Method: Least Squares					9 -0.078	0.012	7.1366	0.623	
Date: 10/25/11 Time: 12:22					10 -0.123	-0.074	7.9652	0.632	
Sample (adjusted): 1972 2010					11 0.009	0.069	7.9702	0.716	
Included observations: 39 after adjustments					12 -0.060	-0.091	8.1823	0.771	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	13 0.037	0.101	8.2661	0.826	
LINF(-1)	-0.235452	0.127309	-1.849449	0.0726	14 0.084	0.015	8.7178	0.849	
D(LINF(-1))	-0.286536	0.158380	-1.809173	0.0788	15 0.026	0.039	8.7614	0.890	
C	0.456377	0.265048	1.721862	0.0937	16 0.030	-0.115	8.8246	0.920	
R-squared	0.236692	Mean dependent var	0.008496		17 0.015	0.010	8.8404	0.945	
Adjusted R-squared	0.194286	S.D. dependent var	0.764330		18 -0.004	-0.059	8.8416	0.963	
S.E. of regression	0.686075	Akaike info criterion	2.158143		19 -0.001	0.022	8.8416	0.976	
Sum squared resid	16.94515	Schwarz criterion	2.286110		20 0.000	-0.048	8.8416	0.985	
Log likelihood	-39.08379	F-statistic	5.581564		21 0.000	0.085	8.8416	0.990	
Durbin-Watson stat	1.997098	Prob(F-statistic)	0.007737		22 0.000	-0.007	8.8416	0.994	
					23 0.000	0.052	8.8416	0.996	
					24 0.000	-0.051	8.8416	0.998	
					25 0.000	0.035	8.8416	0.999	
					26 0.000	-0.051	8.8416	0.999	
					27 0.000	0.021	8.8416	1.000	

Null Hypothesis: LINF has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 12:53 Sample: 1970 2010 Included observations: 40				
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.161603	0.2197			1 -0.390	-0.390	6.5515	0.010	
Test critical values:					2 0.090	-0.073	6.9108	0.032	
1% level	-2.624057				3 0.208	0.257	8.8670	0.031	
5% level	-1.949319				4 -0.296	-0.147	12.954	0.012	
10% level	-1.611711				5 0.106	-0.110	13.491	0.019	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6 -0.028	-0.050	13.530	0.035	
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					7 -0.085	-0.010	13.895	0.053	
Dependent Variable: D(LINF)					8 -0.076	-0.205	14.201	0.077	
Method: Least Squares					9 -0.013	-0.136	14.209	0.115	
Date: 10/25/11 Time: 12:47					10 -0.103	-0.144	14.800	0.140	
Sample (adjusted): 1971 2010					11 0.035	-0.026	14.870	0.189	
Included observations: 40 after adjustments					12 -0.053	-0.130	15.038	0.239	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	13 0.011	-0.075	15.046	0.304	
LINF(-1)	-0.065121	0.056061	-1.161603	0.2525	14 0.049	-0.034	15.201	0.365	
R-squared	0.033395	Mean dependent var	-0.005191		15 -0.011	-0.009	15.209	0.436	
Adjusted R-squared	0.033395	S.D. dependent var	0.759417		16 0.016	-0.104	15.227	0.508	
S.E. of regression	0.746629	Akaike info criterion	2.278187		17 0.026	-0.079	15.275	0.576	
Sum squared resid	21.74077	Schwarz criterion	2.320409		18 -0.004	-0.067	15.276	0.643	
Log likelihood	-44.56373	Durbin-Watson stat	2.695713		19 -0.012	-0.083	15.287	0.704	
					20 0.000	-0.138	15.287	0.760	
					21 0.000	-0.087	15.287	0.808	
					22 0.000	-0.059	15.287	0.850	
					23 0.000	-0.066	15.287	0.884	
					24 0.000	-0.105	15.287	0.912	

تابع الشكل(10): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LINF.

Null Hypothesis: LINF has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 13:06 Sample: 1970 2010 Included observations: 39								
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob					
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.664067	0.4230			1	-0.034	-0.034	0.0498	0.823				
Test critical values:					2	0.043	0.042	0.1306	0.937				
1% level	-2.625606				3	0.171	0.175	1.4352	0.697				
5% level	-1.949609				4	-0.233	-0.229	3.9061	0.419				
10% level	-1.611593				5	0.047	0.024	4.0113	0.548				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6	-0.066	-0.077	4.2203	0.647				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LINF) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 13:03 Sample (adjusted): 1972 2010 Included observations: 39 after adjustments					7	-0.131	-0.062	5.0787	0.650				
					8	-0.134	-0.212	6.0028	0.647				
					9	-0.058	-0.014	6.1830	0.721				
					10	-0.115	-0.124	6.9145	0.733				
					11	-0.001	0.018	6.9146	0.806				
					12	-0.071	-0.158	7.2169	0.843				
					13	0.031	0.063	7.2757	0.887				
					14	0.076	-0.020	7.6439	0.907				
					15	0.008	0.028	7.6479	0.937				
					16	0.013	-0.138	7.6600	0.958				
					17	0.016	0.018	7.6780	0.973				
					18	0.013	-0.057	7.6919	0.983				
					19	0.004	0.016	7.6931	0.990				
					20	0.000	-0.100	7.6931	0.994				
					21	0.000	0.049	7.6931	0.996				
					22	0.000	-0.046	7.6931	0.998				
					23	0.000	0.040	7.6931	0.999				
					24	0.000	-0.075	7.6931	0.999				
					25	0.000	0.051	7.6931	1.000				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.									
LINF(-1)	-0.035961	0.054152	-0.664067	0.5108									
D(LINF(-1))	-0.385310	0.151495	-2.543391	0.0153									
R-squared	0.173829	Mean dependent var		0.008496									
Adjusted R-squared	0.151500	S.D. dependent var		0.764330									
S.E. of regression	0.704055	Akaike info criterion		2.186001									
Sum squared resid	18.34068	Schwarz criterion		2.271312									
Log likelihood	-40.62702	Durbin-Watson stat		2.046318									

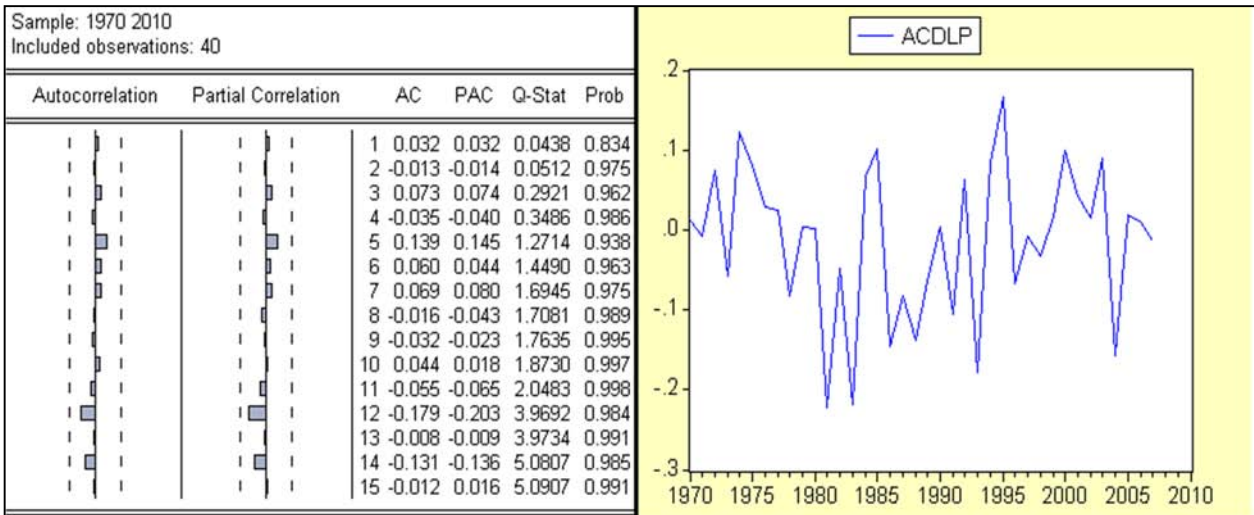
Null Hypothesis: D(LINF) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 13:13 Sample: 1970 2010 Included observations: 39								
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob					
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.307627	0.0000			1	-0.035	-0.035	0.0528	0.818				
Test critical values:					2	0.025	0.024	0.0805	0.961				
1% level	-4.211868				3	0.153	0.155	1.1259	0.771				
5% level	-3.529758				4	-0.259	-0.255	4.1906	0.381				
10% level	-3.196411				5	0.010	-0.009	4.1949	0.522				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6	-0.078	-0.092	4.4864	0.611				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LINF,2) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 13:11 Sample (adjusted): 1972 2010 Included observations: 39 after adjustments					7	-0.129	-0.058	5.3197	0.621				
					8	-0.130	-0.214	6.1891	0.626				
					9	-0.053	-0.033	6.3371	0.706				
					10	-0.109	-0.146	6.9965	0.726				
					11	-0.007	-0.017	6.9992	0.799				
					12	-0.078	-0.202	7.3569	0.833				
					13	0.025	0.013	7.3965	0.881				
					14	0.069	-0.062	7.6998	0.904				
					15	-0.001	-0.017	7.6998	0.935				
					16	0.003	-0.185	7.7003	0.957				
					17	0.004	-0.042	7.7018	0.973				
					18	0.004	-0.111	7.7033	0.983				
					19	0.000	-0.044	7.7033	0.989				
					20	0.000	-0.166	7.7033	0.994				
					21	0.000	-0.039	7.7033	0.996				
					22	0.000	-0.133	7.7033	0.998				
					23	0.000	-0.060	7.7033	0.999				
					24	0.000	-0.179	7.7033	0.999				
					25	0.000	-0.076	7.7033	1.000				
					26	0.000	-0.180	7.7033	1.000				
					27	0.000	-0.124	7.7033	1.000				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.									
D(LINF(-1))	-1.406485	0.151111	-9.307627	0.0000									
C	0.143483	0.242155	0.592528	0.5572									
@TREND(1970)	-0.006343	0.010164	-0.624048	0.5365									
R-squared	0.706752	Mean dependent var		0.004090									
Adjusted R-squared	0.690460	S.D. dependent var		1.283472									
S.E. of regression	0.714076	Akaike info criterion		2.238150									
Sum squared resid	18.35658	Schwarz criterion		2.366116									
Log likelihood	-40.64392	F-statistic		43.38144									
Durbin-Watson stat	2.077548	Prob(F-statistic)		0.000000									

Null Hypothesis: D(LINF) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 13:19 Sample: 1970 2010 Included observations: 39								
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob					
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.371375	0.0000			1	-0.028	-0.028	0.0323	0.857				
Test critical values:					2	0.039	0.039	0.0995	0.951				
1% level	-3.610453				3	0.170	0.173	1.3865	0.709				
5% level	-2.938987				4	-0.236	-0.235	3.9292	0.416				
10% level	-2.607932				5	0.038	0.019	3.9954	0.550				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					6	-0.067	-0.081	4.2150	0.648				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LINF,2) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 13:17 Sample (adjusted): 1972 2010 Included observations: 39 after adjustments					7	-0.129	-0.057	5.0520	0.654				
					8	-0.131	-0.207	5.9328	0.655				
					9	-0.054	-0.011	6.0907	0.731				
					10	-0.111	-0.124	6.7751	0.746				
					11	-0.002	0.017	6.7753	0.817				
					12	-0.071	-0.163	7.0754	0.853				
					13	0.031	0.062	7.1345	0.895				
					14	0.075	-0.025	7.4940	0.914				
					15	0.006	0.026	7.4960	0.942				
					16	0.010	-0.143	7.5032	0.962				
					17	0.015	0.021	7.5200	0.976				
					18	0.016	-0.054	7.5392	0.985				
					19	0.004	0.019	7.5407	0.991				
					20	0.000	-0.104	7.5407	0.994				
					21	0.000	0.048	7.5407	0.997				
					22	0.000	-0.050	7.5407	0.998				
					23	0.000	0.040	7.5407	0.999				
					24	0.000	-0.080	7.5407	0.999				
					25	0.000	0.053	7.5407	1.000				
					26	0.000	-0.055	7.5407	1.000				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.									
D(LINF(-1))	-1.403827	0.149799	-9.371375	0.0000									
C	0.010276	0.113398	0.090617	0.9283									
R-squared	0.703579	Mean dependent var		0.004090									
Adjusted R-squared	0.695568	S.D. dependent var		1.283472									
S.E. of regression	0.708160	Akaike info criterion		2.197627									
Sum squared resid	18.55516	Schwarz criterion		2.282938									
Log likelihood	-40.85373	F-statistic		87.82267									
Durbin-Watson stat	2.060256	Prob(F-statistic)		0.000000									

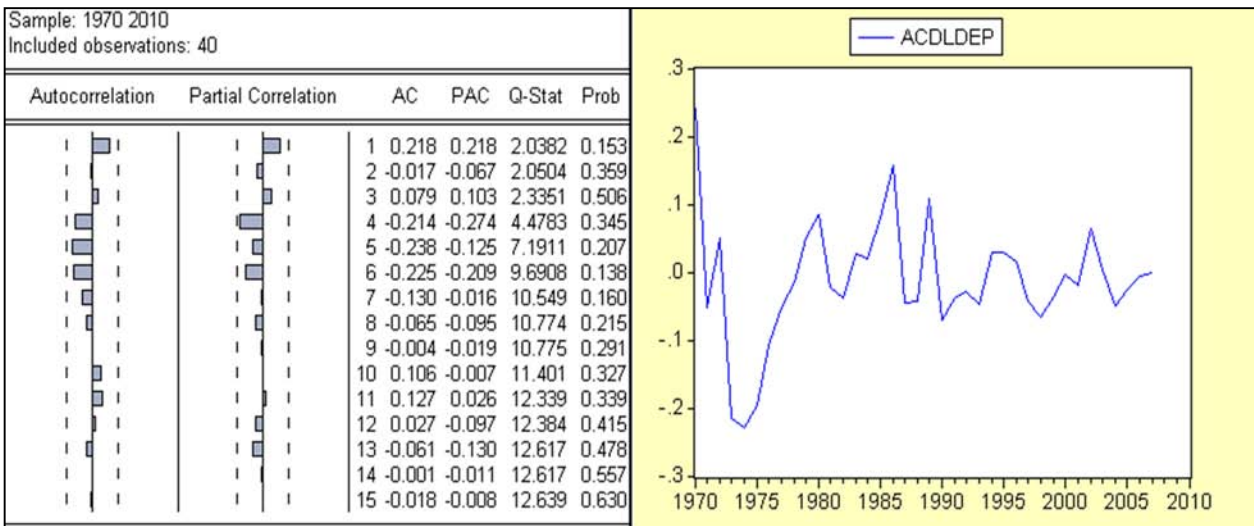
تابع الشكل(10): إختبارات ديكي- فولر للسلسلة LINF.

Null Hypothesis: D(LINF) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Fixed)					Date: 10/25/11 Time: 13:23 Sample: 1970 2010 Included observations: 39				
	t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.495743	0.0000			1	-0.028	-0.028	0.0325	0.857
Test critical values:					2	0.039	0.039	0.0997	0.951
1% level	-2.625606				3	0.170	0.173	1.3868	0.709
5% level	-1.949609				4	-0.236	-0.235	3.9296	0.416
10% level	-1.611593				5	0.038	0.019	3.9958	0.550
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.									
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LINF_2) Method: Least Squares Date: 10/25/11 Time: 13:22 Sample (adjusted): 1972 2010 Included observations: 39 after adjustments									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
D(LINF(-1))	-1.403748	0.147829	-9.495743	0.0000					
R-squared	0.703514	Mean dependent var	0.004090						
Adjusted R-squared	0.703514	S.D. dependent var	1.283472						
S.E. of regression	0.698858	Akaike info criterion	2.146567						
Sum squared resid	18.55928	Schwarz criterion	2.189223						
Log likelihood	-40.85806	Durbin-Watson stat	2.059940						

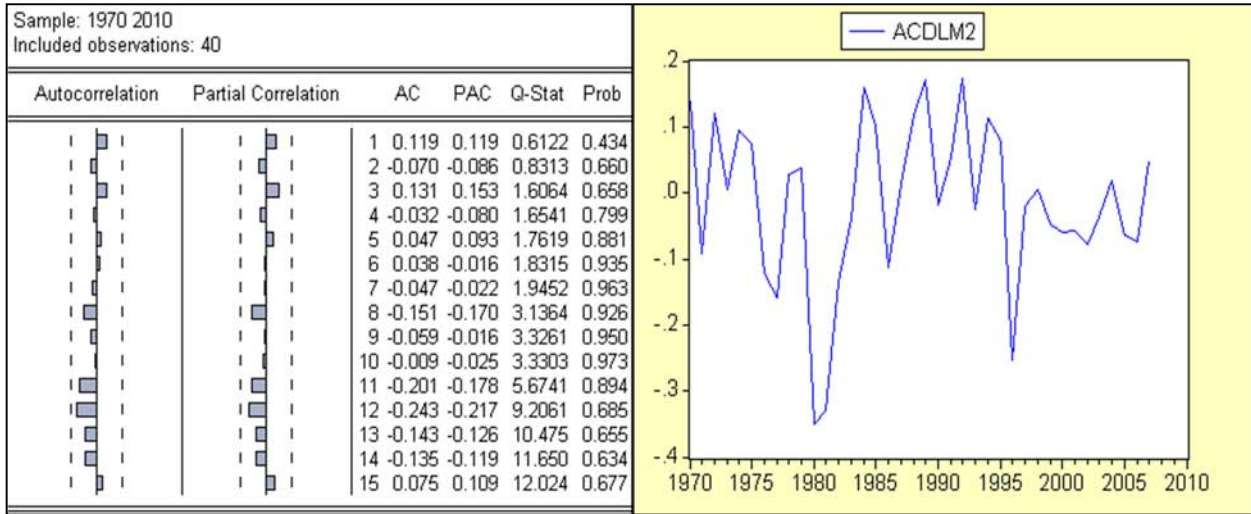
الشكل(11): دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة DLP.



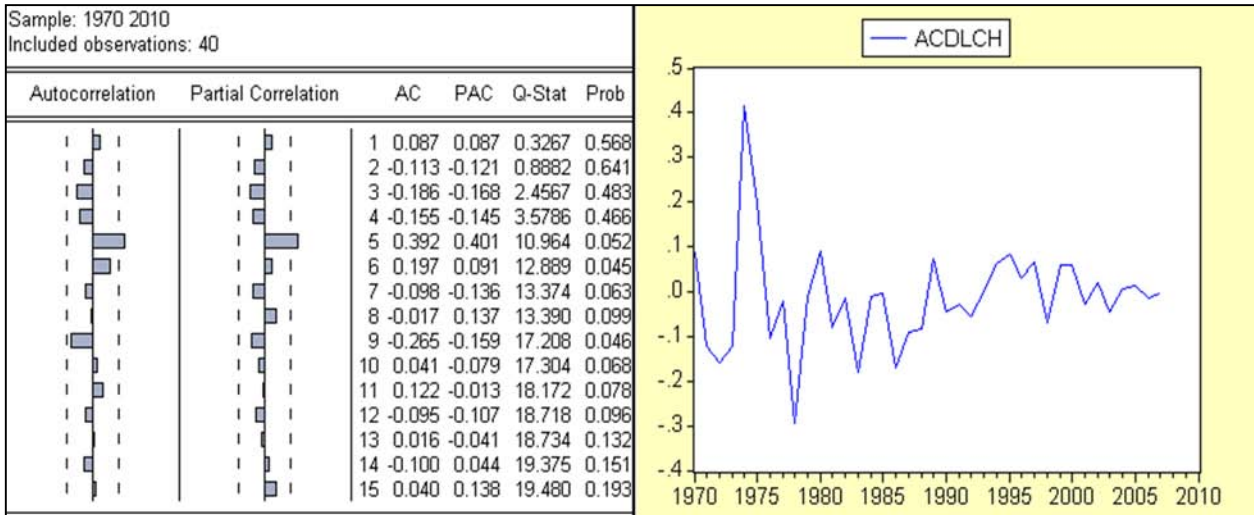
الشكل(12): دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة DLDEP.



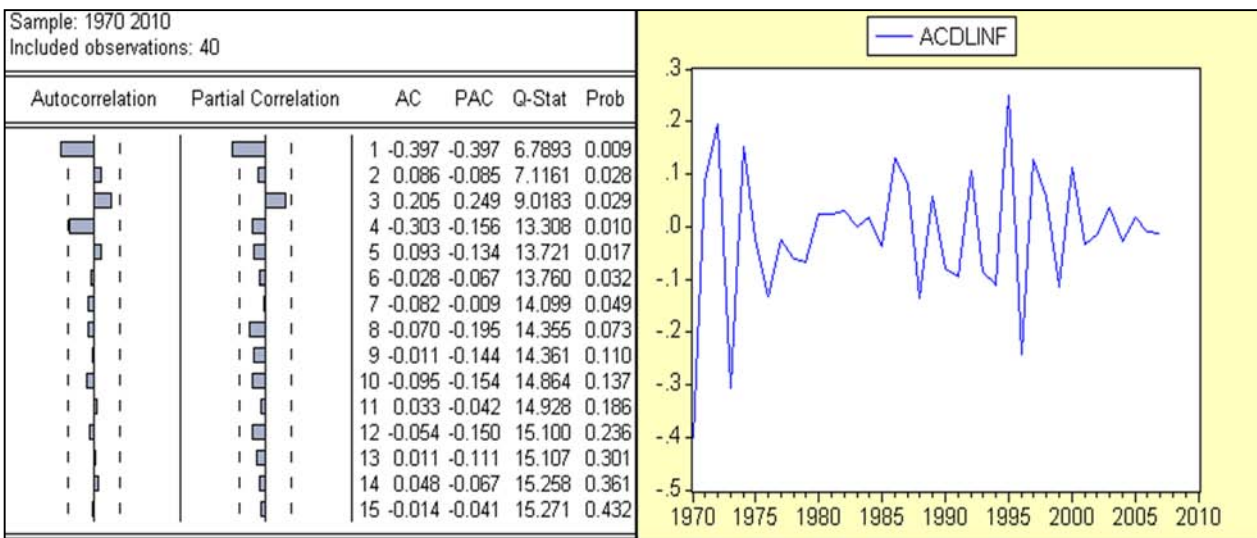
الشكل(13): دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة DLM2.



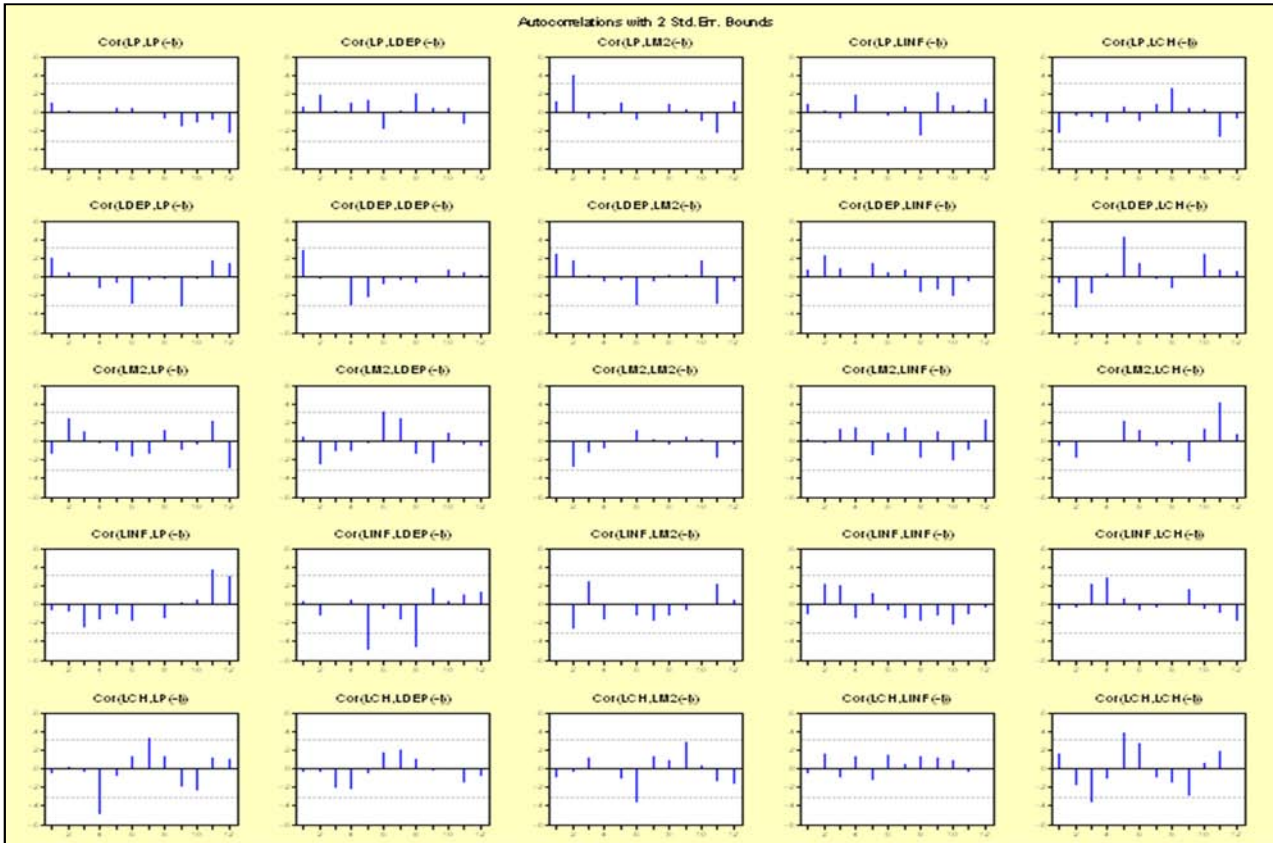
الشكل(14): دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة DLCH.



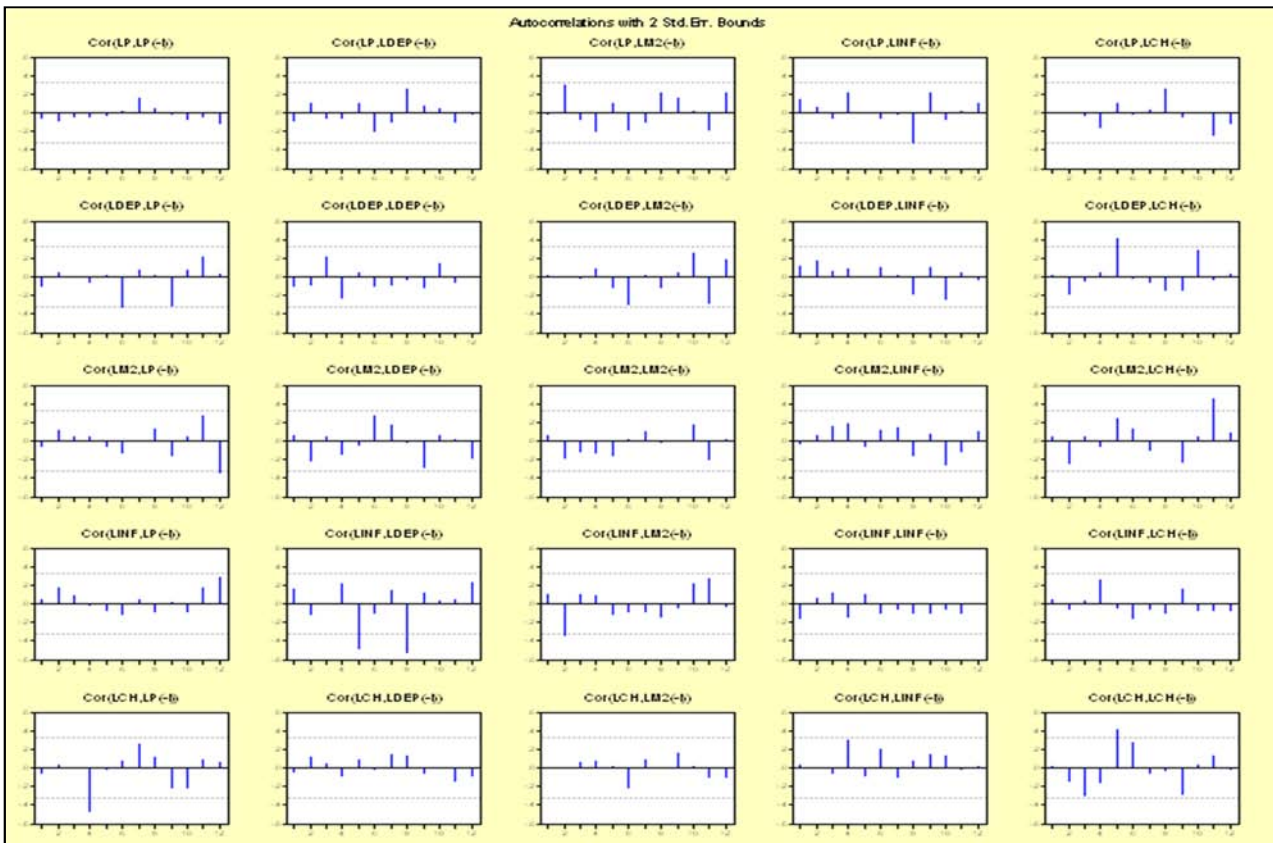
الشكل(15): دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة DLINF.



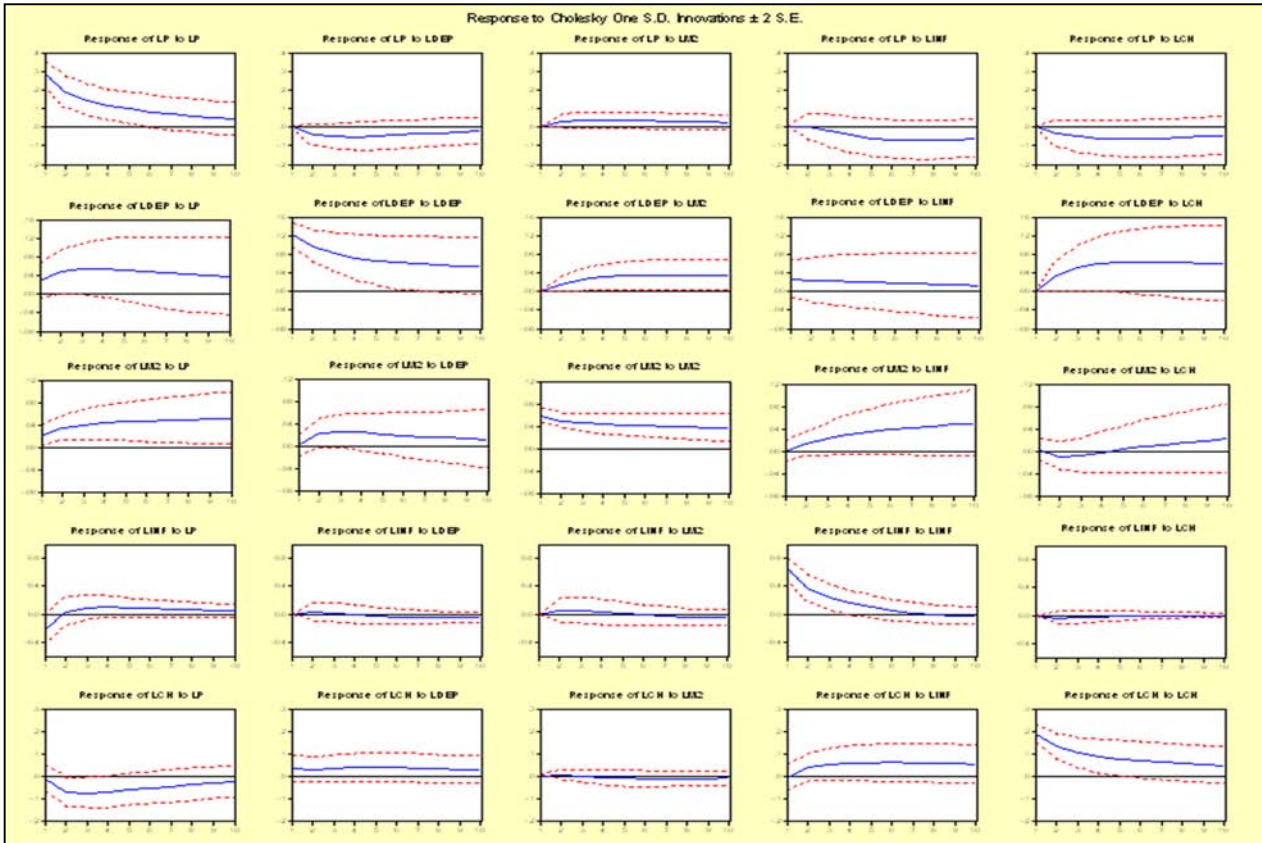
الشكل (16): دوال الارتباط الذاتي و دوال الارتباط النقطي لبواقي النموذج "VAR(1)".



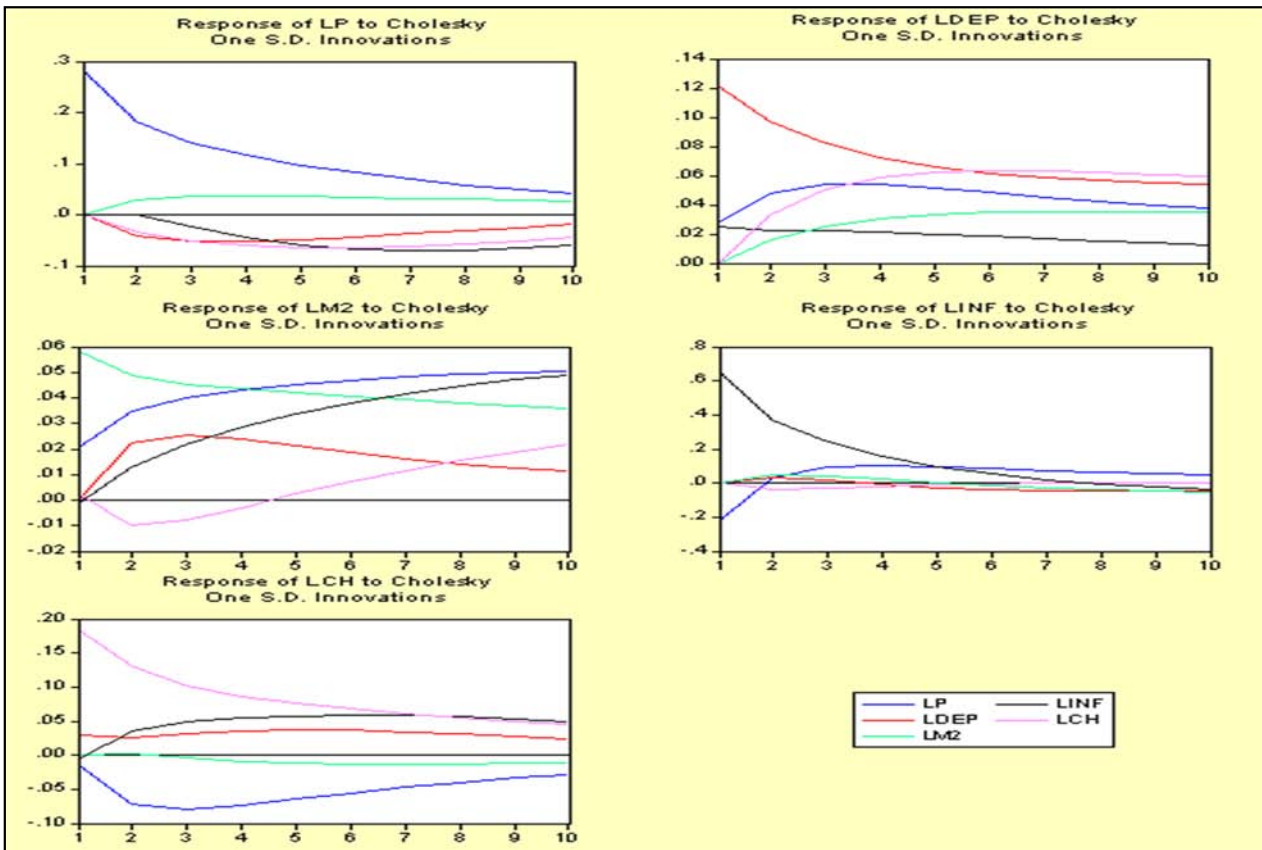
الشكل (17): دوال الارتباط الذاتي و دوال الارتباط النقطي لبواقي النموذج "VEC(1)".



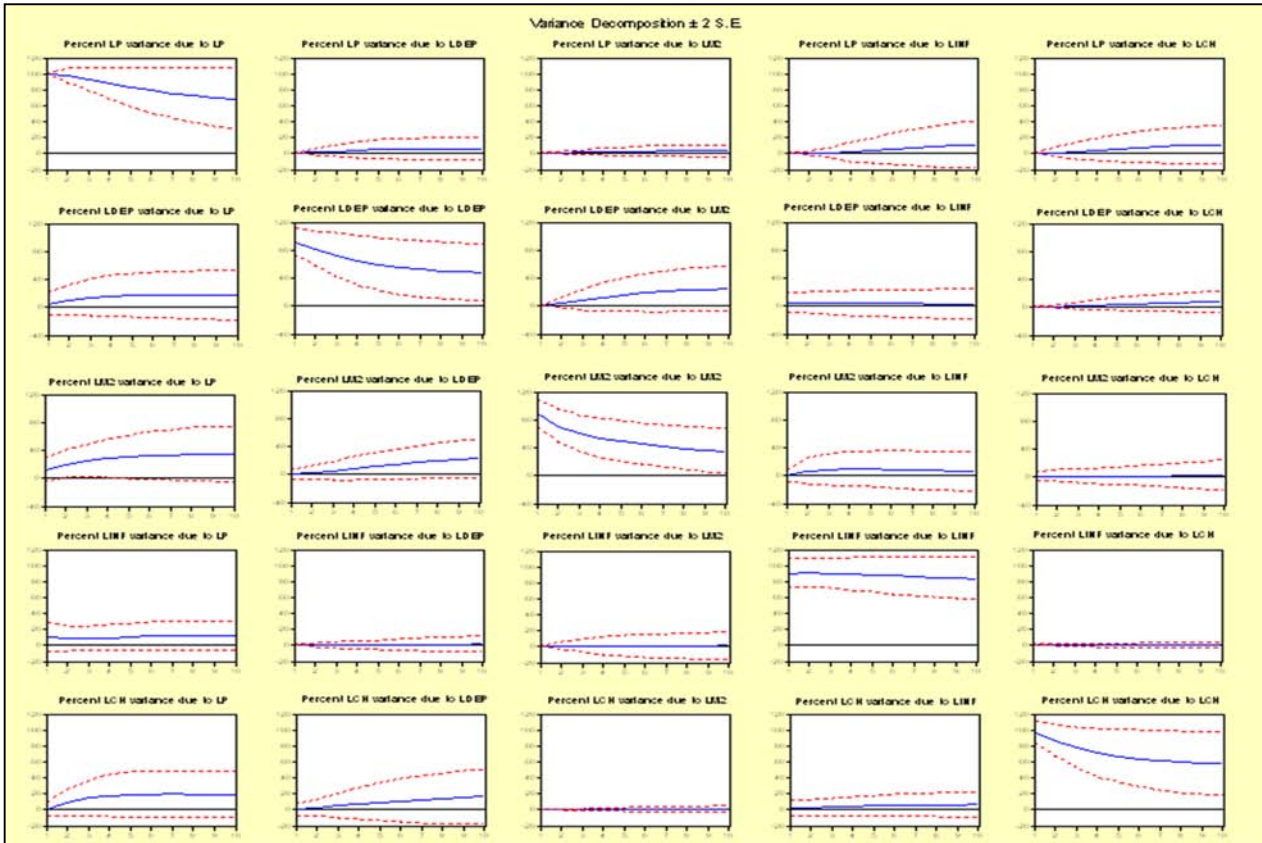
الشكل (18): نتائج محاكاة وتقدير دوال الاستجابة الدفعية.



الشكل (19): نتائج محاكاة وتقدير دوال الاستجابة الدفعية.



الشكل (20): نتائج تفكيك التباين.



الشكل (21): نتائج تفكيك التباين.

