جـــامعة الجـــزائر03
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 النّفط على بعض المتغيّرات الاقتصادية الكليّة (عرض النقد، الإنفاق الحكومي، البطالة، و التّضخم) في الجزائر دراسة اقتصادية قياسية باستخدام تقنية "VAR" للفترة (1970– 2010)

من إعداد الطالب:
بن سبع حمزة

تحت إشراف الأستاذ:
د. لعلالي علاوة

لجنة المناقشة:

د. صالح محمد.....رئيسًا
د. لعلالي علاوة.....مقرّرًا
د. مصار منصف.....عضوًا
د.غريس عبد النور.....عضوًا
د. هاشم جمال.....عضوًا

السنة الجامعية
2012/2011

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

بسم الله الرّحمن الرّحيم

﴿... رَبَّنَا لاَ تُزِغْ قُلُوبَنَا بَعْدَ إِذْ هَدَيْتَنَا وَهَبْ لَنَا مِنْ

لَدُنْكَ رَحْمَةً إِنَّكَ أَنتَ اَلْوَهَّابْ ...﴾

(آل عمران: الآية 08)

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

إهداء

. . . إلى أمـــــــي الحبـــــــيبة حفظها الله

. . .إلى روح والدي وجدّتي تغمّدهما الله برحمته الواسعة

. . .إلى خالـــي العزيز "عبـــــود" وزوجـــــــته

. . .إلى إخوتي الأعـــــزّاء وخاصةً أختي عفـــــاف

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

. . .إلى كـــــلِّ طـــــــــالب علـــــــــــم

. . .إلى كل الشرفـــاء والخيّرين في هذا العـــــالم

إلى كل هؤلاء: أهدي ثمرة هذا الجهد المتواضع

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

شكر وعرفان

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

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

الحمد لله رب العالمين والصّلاة والسّلام على سيدنا محمّد أشرف المرسلين وسيّد الخلق أجمعين وعلى صحابته الأكرمين ومن تبعهم بإحسان إلى يوم الدين.

بعد شكر الله العلي القدير وحمده على ما أنعم به علينا من نِعَم وعلى ما وهبنا من عقل وحسن تدبير، لا يسعُني في هذه العُجالة إلاّ أن أتقدّم بجزيل الشكر وعظيم ووافر الامتنان إلى الأستاذ الدّكتور: علاوة لعلالي الذي لم يبخل عليّ بنصائحه القيّمة وإرشاداته المفيدة وتوجيهاته الصّائبة وتشجيعه المحفّز.

كما لا يفوتني أن أتقدّم بشكرٍ خاص إلى الأستاذ محمد صالح، و إلى الأستاذ والأخ آيت سيدهم جمال على دعمه وتشجيعه المتواصلين، و إلى الزّميل العزيز بن جدو سامي، و إلى كل الأساتذة الذين رافقوني طيلة مشواري الدّراسي.

وفي الأخير لا أنسى أن أتقدّم بأسمى معاني الشكر وأجل معاني التّقدير لكل من علّمني حرفًا، وكل من قدّم لي يد المساعدة من قريب أو من بعيد ولو حتى بكلمةٍ طيّبة.

والحمد لله من قبل ومن بعد، فهو وليُّ كلُّ توفيق.

المنارة للاستشارات

www.manaraa.com

الفهرس

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

فهرس المحتويات

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المحتويات

1.1. مثال تمهيدي: (الشّكل البدائي لنماذج VAR).....	65.
2.1. الشّكل العام لنماذج "VAR".....	67.
3.1. شروط الإستقراريّة (Conditions For Stationarity)	68.
4.1. الصّيغة VMA (∞) القانونية لنموذج VAR(P)	69.
2. تقدير نماذج "VAR".....	70.
1.2. تقدير النّموذج "VAR" غير المقيّد باستخدام OLS.....	70.
2.2. تقدير النّموذج "VAR" المقيّد.....	71.
3.2. تحديد درجة التّأخير المثلى لنموذج "VAR" (lag length determination)	72.
4.2. التّنبؤ باستخدام نماذج "VAR".....	73.
3. إستخدامات نماذج "VAR".....	75.
1.3. إختبار السببيّة –حسب مفهوم"Granger"–.....	75.
2.3. تحليل الصّدمات ودوال الإستجابة الدّفعيّة.....	78.
3.3. تفكيك التّباين.....	81.
المبحث 03: نماذج تصحيح الخطأ الشعاعيّة "VECM".....	**82.**
1.التّكامل المتزامن (Cointegration).....	83.
1.1. خصائص السّلاسل الزّمنية المتكاملة.....	84.
2.1. مفهوم التّكامل المتزامن.....	84.
2. آليّة تصحيح الخطأ (ECM).....	85.
1.2. الشّكل العام لنموذج تصحيح الخطأ.....	86.
2.2. نظريّة التّمثيل لـ Granger (1983).....	87.
3. التّكامل المتزامن ونماذج تصحيح الخطأ: عمليّة التّقدير والإختبار.....	88.
1.3. مقاربة Engle وGranger (1987)	89.
2.3. مقاربة Johansen (1988–1991).....	93.
خلاصة الفصل الثّاني.....	97.
الفصل الثّالث: تطبيق مباشر: أثر سعر النّفط على مختلف المتغيّرات.....	**98.**
مقدّمة الفصل الثالث.....	99.
المبحث 01: دراسة وصفية، تحليلية، وبيانية للبيانات.....	**100.**
1. عرض وتحليل وصفي للمعطيات: البيانات وخصائصها الإحصائيّة.....	100.
1.1. تقديم وتعريف المتغيّرات.....	100.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

3.3. تحليل تفكيك تباين متغيّرة معدّل التضخّم (Variance Decomposition of LINF).....	143.
4.3. تحليل تفكيك تباين متغيّرة معدّل البطالة (Variance Decomposition of LCH).....	144.
5.3. تعليق.....	144.
خلاصة الفصل الثّالث.....	145.
خاتمة عامّة.....	**146.**
قائمة المراجع.....	**153.**
الملاحق.....	**170.**

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

قائمة الجداول والأشكال البيانية

قائمة الجداول:

رقم الجدول	عنوان الجدول	رقم الصفحة
(1.3)	القيم النظريّة للحد الثّابت والإتجاه العام عند مستوى معنوية 1% و5%.	106
(2.3)	نتائج اختبارات ديكي–فولر للسّلسلة "DLP"	108
(3.3)	نتائج اختبارات ديكي–فولر للسّلسلة "LDEP"	110
(4.3)	نتائج اختبارات ديكي–فولر للسّلسلة "DLDEP"	110
(5.3)	نتائج اختبارات ديكي–فولر للسّلسلتين "LM2" و "DLM2"	112
(6.3)	نتائج اختبارات ديكي–فولر للسّلسلتين "LCH" و "DLCH"	114
(7.3)	نتائج اختبارات ديكي–فولر للسّلسلتين "LINF" و "DLINF"	116
(8.3)	أهم الخصائص المميّزة لمتغيّرات الدّراسة	117
(9.3)	معايير اختيار درجة تأخير النموذج "VAR"	119
(10.3)	نتائج إختبار الأثر للتكامل المتزامن	120
(11.3)	نتائج إختبار القيمة الذاتية العظمى للتكامل المتزامن	120
(12.3)	نتائج تقدير النموذج VAR(1) باستخدام طريقة "OLS"	123
(13.3)	نتائج اختبار "Wald" لمعنويّة التّأخير الأول في معادلات النّموذج "VAR(1)"	125
(14.3)	نتائج إختبار مضاعف لاقرانج للإرتباط الذّاتي لأخطاء النّموذج "VAR(1)"	126
(15.3)	نتائج تقدير علاقة التّكامل المتزامن ونموذج تصحيح الخطأ الشّعاعي "VECM"	128–127
(16.3)	نتائج إختبار "Wald" لمعنويّة التّأخير الأول في معادلات النّموذج "VEC(1)"	129
(17.3)	نتائج اختبار مضاعف لاقرانج للارتباط الذّاتي لأخطاء النّموذج "VEC(1)"	130
(18.3)	نتائج اختبار سببيّة "Granger" بين متغيّرات الدّراسة	132–131
(19.3)	مصفوفة الارتباطات الفوريّة لتجديدات معادلات النّموذج "VAR(1)"	135
(20.3)	نتائج تقدير ومحاكاة دوال الاستجابة الدفعية	137–136
(21.3)	نتائج تفكيك التّباين	142–141

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

قائمة الأشكال البيانية:

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المقدّمة العامّة

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

مقدمـة عامـة:

إرتبطت الحضارة الماديّة للقرن العشرين ارتباطًا وثيقًا بالنفط، بل هي –إذا جاز التعبير– صنيعة هذه المعجزة السوداء. لقد أصبح النفط في عصرنا هذا بمثابة العمود الفقري لمختلف قطاعات الإنتاج في المجتمع الصناعي الحديث. بدونه تتوقف عجلة الحياة الاقتصادية، وتصبح "الطائرات والسيارات والمدرّعات كتلاً حديدية، وتغلق الكثير من المصانع أبوابها، وينخفض الإنتاج الزراعي إلى معدّلاتٍ مخيفة وتُشلُّ القدرة العسكرية لأي دولة مهما عظُمت". 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 –وسيضل 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].

انطلاقًا من هذه المعطيات، لا عجب أن نرى دول العالم اليوم، وبالأخص الدول الصناعية الكبرى تولي هذه المادة الحيوية الأهمية القصوى، وتجعل قضيّة تأمينها المنتظم وبالأسعار المناسبة، من أولويات إستراتيجياتها القومية. وتجدر الإشارة في هذا السّياق، إلى التوزيع الجغرافي غير المتساوي للثروة النفطية بين مختلف دول العالم، فهناك دولٌ تمتلك منه ثروةً هائلة (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 نوعًا من العلاقات اتّسم بالنهب 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 هاجسًا لكلا الفريقين من الدول وأخذت النصيب الأوفر من الاهتمام.

مما لاشك فيه ولا ريب، فإن للنفط اليوم آثارًا مباشرة –وغير مباشرة– على مجمل الأوضاع الاقتصادية والسياسية والاجتماعية في مختلف البلدان، حيث يُرجِعُ العديد من الخبراء ذلك التّأثير إلى اللاّإستقرار وحدّة التقلّب التي تميز أسعاره في الأسواق العالمية، أين ينشُب 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 سبتمبر2000 "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 منظّمة أوبك عندما هبط سعر البرميل إلى ثمانية

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

دولارات"[1]. وتتضح قوة هذا الموقف خاصّة إذا عرفنا أن البترول هو سلعةٌ غير قابلة للإحلال والتّجديد وإعادة الإنتاج، وفي معظم الحالات يشكل القاعدة الأساسية والمورد الاقتصادي الأهم الذي تتشكّل منه موازنات الدول المنتجة واحتياطاتها من العملات الصّعبة، وتقوم عليه آمال شعوبها في تحقيق على الأقل حد أدنى من التّنمية الاقتصادية، حيث تمثّل عائداته مصدرًا حيويًا من مصادر الرأس مال الضّروري لتحقيقها.

تمتلك الجزائر إمكانيات نفطية معتبرة (خاصة من الغاز الطبيعي)، أهلتها لاحتلال مكانةٍ أساسية ومميزّة 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 النّشاط الاقتصادي، إذ أن نسبة مساهمته في: الصّادرات لا تقل عن (95%)، وفي إرادات الميزانية، وصلت إلى (75%)، وفي الناتج الدّاخلي الخام بلغت حد الـ (45%)[2].

كما تعتبر الجزائر من بين الدول المنتجة والمصدّرة للنفط التي ارتبطت سياستها الاقتصادية بشكل كبير بوضعية السّوق العالمية للنفط، حيث أدى تراكم الفوائض المالية الناتج عن ارتفاع أسعار النفط في الأسواق العالمية خلال فترة السّبعينات وبداية الثّمانينات إلى انتهاج سياسةٍ إنفاقية توسّعية، قادت إلى مستوياتٍ عالية من الإنفاق العام كان من الصّعب خفضها حين ظهر أن الطّفرة 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 لمجموعةٍ من الإصلاحات الاقتصادية والمالية –بقيادة المؤسسات المالية الدولية– لغرض تصحيح الإختلالات الهيكلية، والتخفيف من حدّة الآثار السّلبية النّاتجة عن هذه الأزمة، والمتمثّلة أساسًا في عجز الميزانية العامة، ارتفاع حجم الدين العمومي نتيجة تراكم الديون الخارجية، تدهور حجم الاستثمار العمومي، تراجع النّاتج المحلي الخام ومعدّلات النمو الاقتصادي، وارتفاع معدّلات البطالة والتّضخم.

انطلاقًا من سنة 1999 عرفت أسعار النفط ارتفاعًا تدريجيا، فاتّسمت السّياسة الاقتصادية الجزائرية بالحذر خلال الفترة الممتدة بين عامي 1999 و 2001، 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 (خاصّةً في شقه الاستثماري)، وهو ما أدى بدوره إلى تحسنٍ كبير في بعض المؤشرات الاقتصادية الكليّة، لعلّ من أهمها انخفاض حجم الدين العمومي نتيجةً لانخفاض حجم المديونية الخارجية، انخفاض معدّلات البطالة، وارتفاع

معدّلات النمو الاقتصادي.

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

هكذا تبدو جليًّا هشاشة تركيبة الاقتصاد الجزائري وارتباطه الوثيق بقطاع النفط –خاصة في ظل فشل مختلف السّياسات الاقتصادية المُنتهَجة خلال ما عُرِف بفترة الإصلاحات في تقليص درجة تبعية الاقتصاد الوطني لهذا القطاع– مما أدى إلى مروره بعدّة تقلّبات، أسهمت في ظهور أوضاعٍ تتراوح بين الضّغوط التّضخمية، وحالات البطالة، وانخفاض معدّلات النمو الاقتصادي. وفي هذا الإطار جاءت هذه الدّراسة لإلقاء الضوء على آثار تقلّبات أسعار النّفط على بعض المتغيّرات الاقتصادية الكليّة (الإنفاق الحكومي، عرض النقد، البطالة والتضخم) في الجزائر. وقد تم التّركيز على الفترة (1970–2010)، باعتبار أنها تتضمن كلٌّ من فترات الرّخاء المتزامنة مع ارتفاع أسعار النفط، وفترات الضّيق متمثّلةً في فترات انهيار أسعاره، حيث عرفت هذه الفترة تذبذباتٍ كبيرة في الأسعار، وبالمقابل شهدت مرور الاقتصاد الجزائري بمراحل متعدّدة تماشيًا مع تطور الظروف الدولية والمحليّة.

تتجلّى **أهمية هذه الدّراسة** في كونها تعالج موضوعًا يحتل أهميةً ومكانةً مميزة بين المواضيع التي تهتم بمعالجة ودراسة قضايا التنمية الاقتصادية والاجتماعية الشاملة في مختلف بلدان العالم عامةً، وفي البلدان النفطية خاصّةً، وتسلّط الضوء على أهم الآثار التي يمكن أن تُخلِّفها تقلُّبات أسعار النفط على واحدٍ من بين أهم هذه الاقتصاديات، متمثّلاً في الاقتصاد الجزائري. إذ أن المعرفة المسبقة بالآثار المترتّبة عن صدمات أسعار النفط، سوف تساهم بلا شك في توجيه السّياسات الاقتصادية للدولة بما يتوافق مع توفير الظروف الملائمة لكبح الآثار السّلبية، وتحقيق أهداف التّنمية المستديمة.

في الواقع، هناك العديد من الدّراسات التي تناولت موضوع تأثير صدمات أسعار النفط على مختلف المتغيّرات الاقتصادية الكليّة، حيث ركّزت معظم هذه الدّراسات على التّفاعلات قصيرة المدى التي تحدث بين أسعار النفط والنشاط الاقتصادي في الولايات المتحدة الأمريكية، واهتمت أساسًا بالنّاتج، البطالة والتضخم[1]، فمنذ الأعمال الأساسية لكلٍ من Hamilton (1983) و Burbidge وHarrison (1984) تم تعريف علاقة سببية –حسب مفهوم Granger– بين تقلّبات أسعارالنفط والتّغيرات التي تطرأ على بعض المتغيّرات الاقتصادية الكليّة الأمريكية مثل: إجمالي النّاتج المحلي "GDP"، البطالة والتضخم[2] (حيث أن هذه العلاقة السببية تتجه من الأولى نحو الأخيرة). لكن بالنسبة للبلدان الأخرى تم إجراء عدد أقل من الدّراسات مقارنةً بعدد الدّراسات المتعلّقة بالاقتصاد الأمريكي. من أهم تلك الدّراسات نجد أعمال Mork et al (1994)، Papapetrou (2001) و Jimensz-Rodriguez وSanchez (2005). Mork et al وJimensz-Rodriguez وSanchez أثبتوا أن النّتائج المُتحصل عليها بالنسبة للولايات المتّحدة الأمريكية كانت تنطبق أيضًا على كلٌّ 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) المقدّمة من طرف، Jones و Leiby (1996) و Jones et al (1997)، 2002، 2004).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

مستوى النّاتج بالنسبة للنرويج)[1]، أمّا 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 كلٌّ من: أسعار المُنتجات الصناعية، العمالة وأسعار الأسهم المالية[2].

لتحليل واختبار العلاقة "أسعار النفط– نشاط اقتصادي كلّي"، اعتمدت مختلف الأدبيات التطبيقية التي اهتمت بهذا الموضوع على العديد من أساليب وأدوات القياس والتحليل الكمّي التي تقدّمها مختلف المقاربات القياس اقتصادية. ونجد في مقدمة هذه المقاربات ما يسمى بمقاربة "نماذج أشعة الانحدار الذّاتي (VAR)"، التي شكّلت –منذ أن تم تقديمها لأول مرة من طرف الباحث والاقتصادي الشهير "C. A. Sims" عام 1980[3]– أداةً ملائمة لتحليل وتفسير العديد من العلاقات والتّفاعلات التي تحدث بين مختلف الظواهر الاقتصادية، نظرًا لما تقدمه من وسائل وطرق فريدة وفعالة، تساعد على استيعاب التّشابك والتّداخل المميّز لهذه الظواهر.

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

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

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

1. ما هي مختلف التطورات التي شهدتها أسعار النفط؟، وما هي الآثار الاقتصادية الكليّة التي خلّفتها هذه التطورات على مختلف الاقتصاديات العالمية عامّةً، وعلى الاقتصاد الجزائري خاصّةً؟.

2. ما هي مبادئ وأساسيات النّمذجة باستخدام تقنية أشعة الانحدار الذّاتي "VAR"؟، وما هي مختلف أدوات التّحليل التي تقدّمها هذه التقنية؟.

3. بالاعتماد على أدوات التقنية الأخيرة، ما هو نوع ومقدار التّأثير الذي يمكن أن تمارسه صدمات أسعار النفط على المتغيّرات المختارة؟، وما هي مختلف العلاقات الديناميكية السّائدة بين هذه المتغيّرات؟.

وكإجاباتٍ مبدئية على هذه الأسئلة المطروحة، نقدّم **الفرضيات** التّالية:

---

[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 الصّدمات الناتجة عن ارتفاع أسعار النفط تترك تأثيرًا إيجابيًّا 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

1. لطالما تميزت أسعار النفط باللاّإستقرار وحدّة التقلب، وهو ما كان له عظيم الأثر على مختلف الاقتصاديات العالمية.

2. يرتبط السّلوك الاقتصادي الكلي في الجزائر ارتباطًا وثيقًا بتغيّرات وتقلّبات الأسعار العالمية للنفط، حيث تنعكس حركات أسعار النفط مباشرةً على سلوك مختلف المتغيّرات الاقتصادية الكليّة.

3. لأسعار النفط آثارًا مباشرة على سلوك كل من متغيرتي الإنفاق الحكومي وعرض النقد، بينما تمارس تأثيرًا غير مباشر على سلوك معدّلات البطالة والتضخم في الجزائر.

4. في ظل حيادية ومصداقية البيانات الإحصائية المستخدمة، نفترض أنه يمكن تقديم وصف شامل ودقيق لمختلف العلاقات السّائدة بين نظام المتغيرات المدروسة، من خلال محاكاة الهيكل الديناميكي للنّموذج "VAR" المعبّر عن هذه المتغيرات.

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

1. محاولة إدراك وفهم ميكانيزمات وآليات تسعير السّلعة 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 النّظام المدروس، وتحديد اتجاهات علاقات السّببية 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 بناءًا على مجموعة من **الإعتبارات** الموضوعيّة، التي يأتي في مقدّمتها الارتباط الكبير للاقتصاد الجزائري بقطاع النفط، باعتباره يمثّل المصدر الأساسي للدخل الوطني والإيرادات العامة. بالإضافة إلى عدم وجود دراسات محليّة تهتم بدراسة آثار أسعار النفط على المتغيّرات الاقتصادية الكليّة الأساسية (البطالة والتضخم في حالتنا) في وجود متغيّراتٍ تعبر عن السّياسة الاقتصادية (الإنفاق الحكومي وعرض النقد في حالتنا)، أين يُعتبر الجمع والمزج بين هذه التوليفة من المتغيّرات في نظامٍ واحد مع متغيّرة أسعار النفط ضروريًّا لرصد وإظهار مختلف الآثار المباشرة وغير المباشرة لصدمات أسعار النفط[1]، كما تعبّر عنه حقيقة نماذج أشعة الانحدار الذاتي "VAR".

[1] Husain و Martirosyan (2008) أثبتا أن أسعار النفط تمارس تأثيرًا 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

نظرًا للطّابع التطبيقي للدّراسة، ولغرض الإحاطة بمختلف جوانب الموضوع، فقد تعمّدنا المزج بين **المنهج الوصفي التحليلي** الذي يعتمد سرد الوقائع التّاريخية ومحاولة تفسيرها من خلال محاولة ربط الأسباب بالنتائج، و**المنهج الإستقرائي التحليلي** الموظّف لأدوات القياس الكمي –متمثّلةً في أدوات القياس الاقتصادي– لغرض إعطاء تصوّر لهيكل العلاقات السّائدة 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 وتحقق فرضياتها جاء **هيكل البحث** مُقسّمًا إلى ثلاث فصول كما يلي:

يتناول **الفصل الأول** قواعد تسعير النفط الخام ويستعرض مختلف التطورات التي عرفتها أسعار النفط منذ اكتشافه تجاريًّا إلى غاية العام 2010، مع التركيز على أهم الأحداث في كل عقدٍ من الزمن، مثل إنشاء أوبك، وأزمة السّبعينات واستخدام النفط كسلاح سياسي، وأزمتي الثّمانينات والتسعينات والأزمة المالية العالمية الأخيرة، و كل هذا من أجل الخروج بفكرةٍ 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 التّطبيقية، لنقوم في الأخير بتحليل علاقة تطورات أسعار النفط وانعكاساتها على سلوك بعض المتغيّرات الاقتصادية الكلية الجزائرية.

بينما خُصِّص **الفصل الثاني** لاستعراض أهم مبادئ وأساسيّات النمذجة باستخدام تقنية أشعة الانحدار الذاتي "VAR"، بدايةً بتقديم أهم وسائل تحليل السّلاسل الزمنية والتي تساعد على استخلاص الخصائص الجوهرية لها، مرورًا بتقديم الشّكل العام لهذا النوع من النّماذج وكذا طرق تقديرها ومختلف أدوات التحليل التي تقدّمها، وصولاً إلى تقديم واحدًا من الأشكال المقيّدة لهذه النماذج أو ما يُسمى بنماذج تصحيح الخطأ الشّعاعية "VECM"، وهي المرحلة التي تتضمّن شرح وتحليل مفهوم التّكامل المتزامن (Cointegration) بين المتغيّرات.

أمّا **الفصل الثالث** فقد خُصّص 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 والتّفاعلات التي تحدث بين متغيّرات النظام المدروس باستخدام منهجية "VAR"، حيث يتم استخدام النموذج الناتج عن هذه المرحلة لتحليل ديناميكية هذا النّظام، ودراسة مختلف العلاقات الموجودة بين متغيّراته.

لننهي هده الدّراسة بخاتمة عامّة تُحَوصل أهم النّتائج المتوصّل إليها، وتتضمن الإجابة على مختلف التّساؤلات والانشغالات المطروحة، وتطرح أهم الآفاق التي يمكن من خلالها توسيع نطاق البحث.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الفصل الأوّل:

تقلبات أسعار النفط في الأسواق العالمية وآثارها الاقتصادية الكلية

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

مقدمة الفصل الأول:

إن توفر الطاقة يشكل المحور الأساسي للرقي الاقتصادي وازدهار الحضارة الإنسانية. فالمتتبِّع لأنماط واستخدامات الطّاقة تاريخيا يجد أن لكل درجة تطور حضاري إنساني، استعمالاً لنوع وشكل معين من أشكال الطاقة يعبّر عن مستوى الرقي الحضاري السائد. في هذا السياق نجد أن البترول–ومعناه عن اللاّتينية "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– نظرًا 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 المتقدمّة تحتاج إلى النفط، لأنه ببساطة كان ومازال يشكّل قاعدة نموّها الاقتصادي، وتفوقها الصناعي والتكنولوجي، في حين تحتاجه الدول النّامية –وخاصةً منها تلك التي تتوفر على ثرواتٍ معتبرة منه– من أجل تحقيق تقدّمها وتنميتها الاقتصادية، واللّحاق بركب الحضارة المعاصرة.

في ظل هذه الأهمية التي اكتسبها النفط كمادةٍ وسلعة إستراتيجية متعددة الاستخدامات لايمكن الاستغناء عنها، تظلُّ أسعاره تمثّل المحرّك والمحدّد الأساسي للأداء الاقتصادي العالمي، كما تمت الإشارة إليه من طرف عديد الباحثين والاقتصاديين الذين خصّصوا جزءًا كبيرًا من أبحاثهم لدراسة وتحليل علاقة تقلّبات أسعار النفط بالتقلبات التي تطرأ على مختلف المتغيّرات الاقتصادية الكليّة في مختلف الاقتصاديات.

من خلال هذا الفصل سنسعى إلى إبراز الآثار الاقتصادية الكليّة التي يمكن أن تخلّفها تقلّبات أسعار النفط على مختلف الاقتصاديات العالمية عامةً، 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 فسنخصصه لاستعراض مختلف الآثار الاقتصادية الكليّة لتقلّبات وصدمات أسعار النفط من خلال عرض نتائج أهم الأدبيات التطبيقية المتضمنة لمختلف الدّراسات التجريبية التي تم إجراؤها على كلٍّ من الاقتصاديات المستوردة وكذا المصدّرة للسلعة النفطية.

بينما سنعمد من خلال المبحث الثّالث إلى توضيح انعكاسات حركة أسعار النفط على تطور بعض المتغيرات والمؤشّرات الاقتصادية الكلّية الأساسية في الجزائر خلال الفترة (1970–2010).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المبحث 01: مسح تاريخي لتطور سعر النّفط الخام[1]:

اقتصاديًّا يُعرّف السّعر على أنه تعبير عن قيمة شيء مادي (سلعة)، أو معنوي (خدمة) بوحدة نقدية محدّدة في فترة زمنيّة معيّنة. لهذا فإن 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 تبعًا لتفاعل وتداخل عدّة عوامل (اقتصادية، سياسية اجتماعية، ...)[2].

بناءًا على ذلك يمكن القول أن سعر النّفط ما هو إلا تعبير عن قيمة السلعة النفطية بوحدة نقدية معينة، وفي فترة زمنية معينة. لكن جدير بالملاحظة أن العلاقة بين سعر النفط وقيمته كانت في الغالب علاقةً غير متكافئة، حيث ظل هذا الأخير لفترات طويلة أقل بكثير من قيمة النفط الحقيقية –كمورد ناضب وكمصدر مهم وحيوي– نظرًا لتكاثف عدة عوامل يأتي ذكرها لاحقًا.

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 والسّرية. فبغض النظر عن أي اعتبارات اقتصادية قد تشير بسعر أو بآخر، نجد أن هناك عدة اعتبارات أخرى تلعب دورًا هامًا للغاية في تحديد القيمة النّهائية لسعر البترول، إلى حد أن فهم عملية التسعير وإدراك المغزى من وراء سعر معين أو غيره كانا دائمًا 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: أيٌّ من الاعتبارات، الاقتصادية، السّياسية، أم الاجتماعية لها الأولوية؟. فالعديد من الاقتصاديين والعارفين بالشّؤون النفطية (كالاقتصادي "Adeilman" وكذلك "P. Frankel" و "E. Benrose") حاولوا استعمال مؤشرات اقتصادية بحتة لشرح الأسعار، متناسين بذلك العوامل الأخرى غير الاقتصادية، كالعوامل السّياسية والعسكرية، وما يمكن أن تخلّفه من آثار مهمة قد تفوق تلك المترتّبة عن العوامل الاقتصادية[3].

في الواقع، فإن تسعير النفط الخام – وبالتالي سعر النفط الخام– قد مرّ بمراحل عديدة اختلفت ظروفها السّياسية والاقتصادية، وتماشيًا مع تطور السوق النفطية من سوق تنافسيّة (مباشرة مع بداية الصّناعة البترولية) إلى سوق احتكارية، ثم سوق شبه احتكارية (احتكار قلّة) وصولاً إلى سوقًا أكثر تنافسيّة[4].

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 الرّئيسية (السّياسية والاقتصادية) التي كان لها الأثر الواضح والجلي على مسيرة الصّناعة النفطية عامة وعلى السوق والسعر النفطي خاصّةً.

---

[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 السّوق النفطية، أنظر: محمد أحمد الدوري(نفس المرجع)، ص. 150-161.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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. Dracke" على النّفط قرب مدينة "Titusville" بولاية بنسلفانيا، أين بدأ الإنتاج بمعدّل 30 برميل يوميًّا (ب/ي) وتم بيع البرميل الخام منه بما يقارب الـ 20 دولار ($/ب) وذلك لفترة قصيرة جدًّا[1]، 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 الطّاقوية للولايات المتحدة[2] في ذلك الوقت[3].

في ظل هذه الظروف ظهرت إلى الوجود شركة "Standard Oil of New Jersey Company"[4] (10 يناير 1870)[5] في ولاية نيوجرسي الأمريكية، وبفضل الإمكانات الهائلة التي كانت تتمتع بها هذه الشركة –التي كان يملكها الملياردير الأمريكي "J. Rockfeller"– وبسبب عدم قدرة باقي المنتجين على منافستها فقد سيطرت على جميع أطوار الصناعة النفطيّة – بما فيها التّسعير– لهذا فقد استمرت الأسعار المعلنة للنّفط الأمريكي الخام بالتذبذب بين (0,95) $/ب و (1,29) $/ب من عام 1880[6] إلى غاية العام 1900 [7].

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) اللّتان قامتا بإنتاج النفط بكميّات كبيرة، وحدّدتا أسعارًا جديدة له. هذه الوضعيّة أرغمت شركة ستاندرد أويل على الاتفاق مع هاتين الشركتين لتوحيد الأسعار مما أسفر على بروز سعر جديد يعتمد على المتوسّط العام لأسعار الشركات الثلاث، حيث بلغ هذا السّعر مقدار (1,19) $/ب في نهاية العام 1900، لكنّه أخذ في الانخفاض بعد ذلك حتى وصل إلى مستوى (0,61) $/ب عام 1911[8]، ليعود بعدها إلى الارتفاع إلى أن بلغ مستوى (0,95) $/ب في العام 1913. لكن هذا المنحى التّصاعدي لم يدم طويلاً، فقد شهدت السنوات الأولى للحرب العالمية الأولى حدوث انخفاضًا 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? », 1re édition, Presses Universitaires de France, Paris, 1993, PP. 7-12.

[2] نواف الرومي، « منظمة الأوبك و أسعار النفط العربي الخام»، الطبعة الأولى، الدار الجماهيريّة للنشر و التوزيع ، مصراتة- ليبيا، 2000 ص. 27.

[3] لم يقتصر الإنتاج على الولايات المتحدة فحسب، فقد أنتج النفط كلٌّ من رومانيا، الإتحاد السوفييتي، كندا وبلدان أخرى. لتفاصيل أوفى حول الموضوع أنظر: هارفي أوكونور، « الأزمة العالمية في البترول »، ترجمة عمر مكاوي، دار الكاتب العربي للطباعة والنّشر، القاهرة، 1967، ص. 31-130.

[4] تعرف هذه الشركة حاليًّا 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 المحدَّد 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".

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

أن تعود للإرتفاع مجدّدًا، حيث سُجل –مع نهاية الحرب– إرتفاعًا وصل إلى (244%) عن المستوى الذي كان سائدًا مع بدايتها (بلغ سعر الخام الأمريكي 1,98 دولار سنة 1918، ووصل إلى مستوى 3,07 دولار مع نهاية عام 1920)[1]، وهذا بسب تزايد حجم الطلب العالمي على النّفط الخام الذي أصبح سلعةً إستراتيجيّة لا يُستغنى عنها، حلّت محل الفحم الحجري في عديد الإستخدامات اليومية[2].

خلال الفترة الممتدة بين عام 1921 وإلى غاية العام 1929 –الذي عرف أعظم أزمة كساد في التّاريخ– حافظ متوسط أسعار النفط الخام الأمريكي على مستوًى متقارب، إذ أنه بلغ (1,73) $/ب سنة 1921 ليعرف بعدها مستوىً متذبذبًا 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 سلبًا على جميع مجالات الإنتاج والإستهلاك بشكل عام وعلى تسعير النفط الخام بشكل خاص[3].

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 ورويال دانش–شل الهولندية)، ليصدروا قرارهم في 17 سبتمبر 1927، أين اتفقوا على العديد من المبادئ التي تخص صناعة النفط العالمية[4] التي إحتكروها مع بقية الشركات الكبرى[5]. وهو الإتفاق الذي غطى العالم بأسره، باستثناء البلدان الإشتراكية –والإتحاد السوفييتي بالذّات– حيث وافقت عليه بقية الشّركات فيما بعد مشكّلة بذلك كارتلا نفطيًّا عالميًّا عُرف بكارتل الشّقيقات السّبع(Sisters's Cartel) (Seven)[6].

لقد تركز هذا الإتفاق في مجال تسعير مختلف النّفوط الخام وتقسيم الأسواق لصالح الشركات وحكوماتها الأم في الوقت نفسه[7]، وأسفر عن ولادة نظام تسعير جديد مُجسّدًا في إقرار قاعدة تسعيرية موحّدة، يُحدد بموجبها سعر النّفط في أي مكان في العالم (وفي أي منطقة نفطية في العالم). عُرف هذا النّظام بـ "نظام نقطة الأساس الأحادية"(The Single Basing-Point System) أو نظام "الخليج زائد"(Gulf Plus). بموجب هذا النّظام كان يتم تسعير البترول الخام المنتج في أي منطقة بالعالم كما لو كان منتجًا في منطقة خليج المكسيك[8]، حيث يقوم هذا النّظام على منطق تساوي أسعار الخام عالميًّا في موانئ التّسليم (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 قرارت مؤتمر أكناكاري ، أنظر: هارفي أوكونور (ترجمة عمر مكاوي)، 1967، ص. 494-495.
[5] هذه الشركات هي: شركة "Standard oil of California"، شركة "Texaco"، شركة "Mobil Oil or Socony"، شركة "Gulf oil".
[6] يعرّف الكارتل بأنه "اصطلاح يدل على تنظيم يشمل مشروعات مستقلّة، أو أفرادٍ مستقلّين بغرض ممارسة شكل من التّأثير الإحتكاري على إنتاج أو بيع سلعةٍ أو مجموعة من السّلع. أنظر نواف الرومي، 2000، ص.34-35.
[7] مايكل لينش، «البحث عن الإستقرار في سوق النّفط»، في كتاب "مستقبل النفط كمصدر للطاقة" ، الطبعة الأولى، مركز الإمارات للدّراسات والبحوث والبحوث الإستراتيجيّة، الإمارات العربيّة المتّحدة، 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 الأهميّة ، يكفي لتشكيل سوق حقيقي" (كما قال ج. ملسيرون)، 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.
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 السّعر يتضمن كلٌّ من تكاليف "النقل، التأمين، وباقي مصاريف الشّحن".

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

أن أسعارالنفط في أي نقطة بالعالم تتحدّد على أساس الأسعار المعلنة (F.O.B)[1] في خليج المكسيك، مضافًا مضافًا إليها كلفة الشّحن المعياريّة من هذا الخليج إلى منطقة الإستراد (وذلك بغض النظر عن المصدر الذي ورد منه البترول، وكذا تكاليف الإنتاج المميّزة له، أوتكاليف 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 النفطيّة الكبرى على السوق العالميّة للنفط عمومًا، وعلى الأسعار بشكل خاص –خلال هذه المرحلة– كان من بين الأسباب الأساسية، لاتخاذ أسعار الخام المسار المذكور[3].

4.1. هيكل أسعار النفط الخام في ظل نظام نقطة الأساس المزدوجة[4]:

استمر نظام نقطة الأساس الأحاديّة مقبولاً كواحدةً من حقائق الحياة العادية التي لا يناقشها أحد، حيث حققت الشركات البترولية من ورائه أرباحًا خيالية من خلال ربط أسعار النّفوط غير الأمريكية (خاصة نفط الشّرق الأوسط ذو التّكاليف المنخفضة) بالسّعر المُعلن في خليج المكسيك، وبالتّالي تحميلها تكاليف نقل وتأمين (وهميّة) من هذا الخليج إلى المناطق المُستوردة، دون مراعاة بعد أو قرب المسافة. غير أن هذا الوضع لم يستمرَّ طويلاً، وخاصة بعد احتجاج البحريتين الأمريكيّة والبريطانيّة خلال الحرب العالميّة الثانية (في العام 1943 بالضّبط) بسبب الفروقات في الأسعار النّاتجة عن هذه التّكاليف الوهمية، حيث إضطرت هاتين الدولتين إلى الاعتماد على نفط منطقة الشّرق الأوسط والخليج العربي –التي باتت تتمتع باحتياطات نفطيّة ضخمة، قدّرت بحولي (18) ألف مليون برميل في أوائل العام 1944، مما رفع نسبة مساهمتها ضمن الإحتياطي العالمي من (17%) قبل الحرب العالمية الثّانية إلى (37%) مع حلول سنة 1944– نظرًا لانقطاع إمدادات النفط الأمريكي بسبب العمليّات الحربية المستمرة[5]، وهو ما دفع بالشركات الاحتكارية إلى الإعتراف بمنطقة الخليج العربي كنقطة أساس ثانية لتسعير البترول الخام في أواخر عام 1944، أين حُدّد السّعر المعلن للخام (F.O.B) في ميناء عبدان (إيران)[6] في نفس مستوى السّعر المعلن في خليج المكسيك، ولم يمض وقت طويل حتى حُدّد هذا السعر في رأس تنورة (السعودية) في نفس مستوى السعر في خليج المكسيك[7]. ومنذ ذلك الوقت أصبح للأسعار نقطتا أساس (الخليجين المكسيكي والعربي).

---

[1] (Free On Board): تعني سعر تسلّم النفط على ظهر الناقلة، دون أن يتضمن التّكاليف المذكورة أعلاه.

[2] كامل بكري و آخرون ،« الموارد و اقتصادياتها »، دار النهضة العربية للطباعة و النّشر، 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 موجودًا قبل عام 1944 خارج الولايات المتحدة ، ذلك أن الخامات النفطية كانت تُسعّر 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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 السّعودي 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 وفقًا لمقياس القوات البحرية الأمريكية– على السّاحل 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) سنتًا، حيث بلغ (1,36) $/ب، وهو ما ينفي إدّعاءات الشركات – وبصورة مستمرة– بتساوي الأسعار المعلنة في كلا الخليجين، إذ أن التّطورات السّعرية 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 أواخرعام 1946 عمدت شركات النفط الأمريكية إلى رفع سعر الخام الأمريكي إلى مستوى (1,70)$/ب لتقوم شركة "ARAMCO" العاملة على الأراضي السّعودية برفع سعر الخام العربي الخفيف إلى مستوى (1,20) $/ب مع مطلع العام 1947[2]. في ذات الوقت، ظهرت على السّاحل الشرقي للولايات المتحدة الأمريكية موجة إستراد، وتحوّلت هذه الأخيرة من مصدّرٍ للنّفط 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 1948[3]، أين وصل خط تعادل الأسعار (C.I.F) إلى ميناء "Southampton" غرب بريطانيا العُظمى.

في يوليو 1948 –وبسب تلاشي إمدادات النّفط الأمريكي إلى الأسواق العالمية– أصبحت معادلة مساواة الأسعار تتّخذ الخامّات الفنيزويلية (وبالضبط خام أوفيسينا) التي تصدّرها الشركات الأمريكية إلى أوروبا مقياسًا للمقارنة، حيث كانت هذه الشركات تتصرف كما لو أن الخام الفنيزويلي يُشحن من الولايات المتّحدة الأمريكية، وبالضبط من ميناء "New York" على السّاحل الشرقي، وبذلك –وفي مرحلةٍ أولى– عُودلت أسعار الخام الفنيزويلي 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 (قُدر بـ 2,03$/ب في شهر أفريل و 1,88$/ب في شهر يوليو، ليصل إلى 1,75$/ب في ديسمبر)، بسبب ركود أصاب السّوق العالمية للنفط –حسب إدعاء الشركات النفطية الكبرى– في الوقت الذي حافظ فيه سعر الخام الأمريكي (الخام الفنيزويلي) 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

(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 لانحسارٍ تدريجيٍّ في قوة ونفوذ وهيمنة الشركات الإحتكارية النفطيّة (الشقيقات السبع)، مع تناقص تأثيرها على صناعة النفط العالمية، وخاصة في المناطق النفطية الرئيسية في العالم (منطقة الشرق الأوسط، وأمريكا اللاتنية)، وبالتّالي تناقص تأثيرها على السّوق النفطية العالمية والسعر النفطي، حيث سجلت الفترة الممتدّة بين نهاية عقد الأربعينات وبداية عقد الخمسينات –من القرن الماضي– مرحلةً مهمة في تزايد الوعي لدى شعوب البلدان النفطية من أجل حماية ثرواتها النفطية الناضبة من استغلال شركات النفط الكبرى[1]. وقد شهدت المرحلة الممتدّة بين بداية الخمسينات وإلى غاية أوائل السّبعينات 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 الغربية[2]، حيث اضطرت هذه البلدان إلى إستراد كمياتٍ كبيرة من النفط الخام المُنتج في بلدان نصف الكرة الغربي، وبذلك إنتقلت نقطة التّعادل من نيويورك إلى سواحل شمال غرب أوروبا، لكن أسعار الخامّات 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 تصرفًا غريبًا 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، وتوقُّف صادرات الخام الإيراني، في الوقت الذي كان فيه النفط المُصَدَّر إلى بلدان نصف الكرة الغربي خلال الفترة (1950– 1952) يشكل نسبة (12,5%) من إجمالي إنتاج الشّرق الأوسط والخليج العربي من النفط الخام.

إعتبارًا من يونيو 1953 –وبسبب زوال الرّقابة على الأسعارالنفطية خلال الفترة السّابقة، بالإضافة إلى ارتفاع تكاليف إنتاج برميل الخام الأمريكي– قررت الشركات الكبرى رفع مستوى أسعار الخام الأمريكي إلى (3,00) $/ب بزيادة قدرها (25 سنتًا)، مقابل رفع أسعار الخام العربي إلى (1,97)$/ب بزيادة كانت تتراوح بين (12 و 15 سنتًا) فقط! وقد بقي هذا المستوى السّعري سائدًا إلى غاية نهاية العام 1956[3] (أنظر

[1] تجلى ذلك من خلال تطبيق مبدأ مناصفة الأرباح –الذي حل محل نظام العائد المقطوع- في العديد من الدول النفطية تباعًا، 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 تأميم النفط الإيراني في مارس 1951، و إرتفاع 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الجدول(05) من الملحق(01))، وذلك رغم التّطورات الهامة التي عرفتها 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 الغربية[1].

لكن إبتداءً من العام 1957، وبسبب غلق قناة السويس في أعقاب العدوان الثّلاثي 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 بزيادةٍ تُقدَّر بـ (0,25 $) عن مستواهما في 1955، في حين سجل سعر الخام العربي زيادة قدرها ($0,15) ليصل إلى مستوى(2,12) $/ب[2]. وكانت هذه الزيادة آخر زيادة في سعر النفط الخام نفذتها شركات النفط الكبرى، حيث قامت الشركات العاملة في فنزويلا –في أوائل العام 1959– بتخفيض السّعر إلى مستوى (2,92) $/ب، ردًّا على الخطوات التي اتخذتها الحكومة الفنزويلية في مجال تعديل ضريبة الدخل مع الشركات نفسها، لرفع حصّتها من العوائد النفطية، وقد تجاوبت 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) $/ب[3].

2.2. تطور الأسعار خلال عقد الستينات:

في آب/أغسطس 1960 أقدمت الشركات الاحتكارية على إجراء تخفيضات منفردة لأسعار نفوط الخليج العربي[4] – تراوحت بين (10 و 14) سنتًا، حيث تراوح سعر العربي الخفيف بين (1,80 و 1,84) $/ب– متحديّةً بذلك جملة القرارات الصّادرة عن المؤتمر العربي الأول (القاهرة، أبريل 1959)، والتي كان أهمها ذلك القرار المتعلّق بأسعار الخام والذي جاء على شكل توصية موجّهة للشركات، تقضي بضرورة التشاور مع الحكومات العربية المعنية قبل إجراء أي تعديل في هيكل الأسعار المعلنة[5].

أُعتبر الإجراء الأخير بمثابة آخر تخفيض تقوم به الشركات خلال وجودها في بلدان الشرق الأوسط حيث عجلت هذه التخفيضات باتخاذ حكومات هذه البلدان موقفًا موحّدًا، أسفر عن تأسيس منظمة البلدان المنتجة والمصدرة للنفط[6] (Organization of Petroleum Exporting Countries-OPEC) في 14 سبتمبر 1960 حيث كان الهدف المعلن لهذه المنظمة[7] هو منع انخفاض أسعار خامّات بلدانها مجدّدًا 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 المُصدّر إلى ميناء صيد اللّبناني، على السّاحل الشرقي للبحر المتوسط، والذي ارتفع سعره بمقدار، (0,23 $) كانت تمثل أجور الشحن للنفط المُصدّر من موانئ البحر االكاريبي إلى بلدان أوروبا الغربية، وقد جاءت هذه الزيادة بعد توقف ضخ نفط كركوك العراقي إلى موانئ شرق البحر المتوسط، نتيجةً 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 النّاحية التجارية، بصرف النظر عن أهميته على المدى الطويل، باعتباره مؤشّرًا 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 كلٌّ من: الجزائر، ليبيا، الإمارات العربية المتحدة، نيجيريا، أندونيسيا، و أخيرًا الإكوادور، و الغابون، ليبلغ عدد أعضائها (13) دولة في عام 1975.

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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 إرتفاعًا خلال سنوات، 1965، 1967، 1969، حيث كانت هناك زيادة سعرية بحدود (10-20) سنتًا أمريكيًّا[1].

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– إلاّ 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 ذلك[2]– في حد ذاته غاية ما تطمح إليه الدول المنتجة، لأنه مستوًى منخفض أساسًا، كما أنه لا يرتفع بما يجاري ويلائم ارتفاع أسعار السلع المُستوردة من البلدان الصّناعية المستهلكة للنفط.

1.3. السّبعينات.. تحوّلات 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 النّاضبة 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 الدّفاع عن مصالح البلدان النفطية، جاءت مرحلة الهجوم من أجل استرداد الحقوق المسلوبة من قبل الشركات الإحتكارية، وذلك إمّا عن طريق التّفاوض مع هذه الشركات، أو عن طريق التشريع القانوني (التأميم). فقد نجحت الثورة اللّيبية –بالإضافة إلى ظروف أخرى لا مجال لشرحها[3]– في إبرام إتفاقية طرابلس الأولى، بين الحكومة اللّيبية الجديدة وشركة أكسدنتال المستقلّة (سبتمبر 1970)، والتي أعقبتها إتفاقية طهران –التي أُبرمت بين دول الخليج النفطية والشركات العاملة على أراضيها في 14 فبراير 1971 (نافذة المفعول منذ تاريخ 15 يناير 1971)– أين تقررإجراء 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%) –سنويًّا– للتعويض عن انخفاض القدرة الشرائية للعوائد النفطية للبلدان المعنية، بسبب التضخم وانخفاض قيمة الدولار[4].

مكملةً لاتفاقية طهران جاءت اتفاقية طرابلس (الثّانية)، بتاريخ 2 فبراير 1971 (نافذة المفعول إعتبارًا 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، وأيان 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 النّفط العربي »، الطبعة الأولى، مركز دراسات الوحدة العربيّة، بيروت، نوفمبر 2000، ص. 19.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المطلّة على البحر المتوسّط– حيث ورد في إحدى فقرات الإتفاقية: "تحديد سعر معلن أدنى لبرميل الخام العربي ذو كثافة (40°API) بمقدار 3,45 $". لكن تخفيض قيمة الدولار رسميًّا 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 معزّزةً لسابقاتها في معالجة الخسارة في القدرة الشرائية للعوائد المالية النفطية لبلدان أوبك، والتي زيدت 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 الثّانية في 12 فبراير 1973، جاءت إتفاقية جنيف (الثّانية، يونيو 1973) متضمنة الإبقاء على الإطار العام للإتفاقية الأولى، مع إدخال تعديلاتٍ طفيفة تتضمن تصحيح الأسعار شهريًّا تبعًا لتقلب العملات، وبذلك زيدت الأسعار بنسبة (11,9%) محققةً مستوى قدره (2,898 $/ب).

نظرًا لعدم استجابة الشركات إلى مطالب أوبك التي طُرحت على طاولة المفاوضات في فيينا (8 أكتوبر 1973)، وما صاحبه من إفرازات الحرب العربية–الإسرائيلية آنذاك، فقد اتخذ ممثلو بلدان الخليج العربي (الأعضاء في أوبك)، المجتمعون في الكويت يوم 16 أكتوبر 1973 قرارهم برفع أسعار خامّات 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 المتحقّقة في السوق فاقت الأسعار المعلنة[3].

هذا الواقع دفع بمنظمة أوبك إلى إعادة النظر في مواقفها السّابقة، 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 التّسعير، حيث حُدّد هذا الأخير عند مستوى (7 $) لبرميل الخام العربي الخفيف، ليصل بذلك السعر المعلن إلى مستوى (11,651 $/ب) إعتبارًا من يناير 1974، حيث استمر سريان هذا السعر إلى غاية 8 أفريل 1974 تاريخ صدور قرار إجتماع أبوظبي 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 السعر[4] (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 الزّيادة لبقية أعضاء أوبك، بنسبة (10%) كمرحلةٍ أولى بدايةً من 1 يناير 1977، تليها زيادة أخرى بنسبة (5%) في مرحلة ثانية ابتداءً من 1 يوليو 1977[5]. 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 الثّلاث 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 الزّيادة عند (10%) لكل الأعضاء، ليصل بعدها السعر الرسمي لخام الإشارة إلى مستوى (12,70) $/ب. أنظر: نواف الرومي، 2000، ص. 105-106.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

مسألة الأسعار إلى ظهور نظام الزّيادات المتدرّجة في أسعار خامّات بلدانها –من خلال مؤتمر أبوضبي (16 ديسمبر 1978)– أين تقرّر إحداث زيادات جزئيّة وتدريجية 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 الزّيادات[1].

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 (جونيف، 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 السّنوي (جنيف 26 يونيو 1979) إبتداءً من 1 يوليو 1979 حيث تراوحت بذلك أسعار برميل خام قياس أوبك، بين حدٍّ أدنى قدره ($18) وحدٍّ أعلى قدره ($23,5)، وقبل أن تعقد المنظمة مؤتمرها نصف السنوي المُقرّر في كركاس نهاية العام 1979، قامت دولها برفع أسعار خامّاتها –بصورة منفردة ومتعاقبة– عن المستويات المُقرّرة في المؤتمر السّابق، 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 كلٌّ من الجزائر، ليبيا، ونيجيريا– خلال شهر ديسمبر 1979.

2.3. تطور الأسعار خلال عقدي الثّمانينات والتّسعينات:

إن التطوّرات التي شهدتها السّاحة النفطية –وأسعار خامّات أوبك– خلال مرحلة السّبعينات وإن كانت عظيمة في إجراءاتها وقراراتها التّاريخية، وكبيرة في تأثيراتها ومنافعها لصالح بلدان أوبك بشكل خاص إلاّ أنّها من الجانب الآخر لم تؤدِّ بشكل سليم وقاطع إلى وحدانية أوبك وانفرادها بتسعير النفط الخام في الأسواق العالمية، وكذا استقرار وثبات هيكل الأسعار، إذ أن مرحلة الثّمانينات ومنذ بدايتها جسّدت مرحلة اضطراب السّوق 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 السّبعينات وبداية الثّمانينات بلبلةٌ وذعرٌ كبيرين (بسبب الثورة الإيرانية وبعدها الحرب العراقية الإيرانية 1980) أدت إلى تهافت البلدان المستهلكة والشركات البترولية لبناء مخزوناتها من النفط إلى جانب تزايد دور المضاربين، لتجد أوبك نفسها أمام فجوة كبيرة بين أسعارها الرسمية وأسعار السّوق 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 –بالرّغم من استمرار حالة اضطراب السّوق وعدم استقرارها طيلة

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الفترة المذكورة– أين كان تخفيضه إلى (29) $/ب يمثّل إجراءًا إحترازيًّا لجأت إليه أوبك للحيلولة دون انهيار الأسعار كنتيجةٍ لتزايد العرض النفطي الذي شهدته تلك الفترة.

في الواقع فإن استمرار ارتفاع الأسعار خلال الفترة المذكورة أفرز عوامل سلبية عديدة (تمثلت أساسًا 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 (وبالتّالي انخفضت مساهمتها في الإنتاج العالمي إلى (30%) عام 1985 بعد أن كانت بلغت (53,5%) عام 1979)[1]. ومن أجل الدّفاع عن هيكل أسعارها، ونتيجةً لهذا التدهور الكبيرفي إنتاج أوبك جاء قرارمؤتمرها السّادس والسبعون المنعقد في ديسمبر1985 بالتخلي عن سياسة الدّفاع عن هيكل الأسعار الرسمية واستبدالها بسياسة تحديد كميّات الإنتاج التي ترمي إلى تثبيت حصة سوقية عادلة لصادرات أوبك –حيث اعتمدت العديد من بلدان أوبك بصورةٍ متزايدة في سنة 1986 على نظام السعر الترجيعي[2] (Net Back Arrangement Price) الذي يربط سعر الخام مع أسعار المنتجات النفطية– وهو ما أدى إلى استمرار وزيادة فائض العرض في ظل استمرار حالة التّنافس والتناقض بين الأطراف النفطية عامّةً وداخل أوبك خاصةً. وتلا ذلك الصدمة الثّالثة – لكن هذه المرّة في الإتجاه المعاكس– بانهيار الأسعار إلى أقل من (10) $/ب في يوليو 1986[3] ترتب عنها تكبد دول أوبك لخسائر مالية كبيرة وتحمل أعباء إقتصادية باهظة. وإزاء ذلك الوضع المضطرب ومع استمرار الضّغوطات على الأسعار للإنخفاض قرّرت أوبك في اجتماعها المنعقد في 20 ديسمبر1986 العودة للأسعار الرسمية، عند إقرار المؤتمر سعرًا مستهدفًا ($18/ب) يمثّل متوسّط أسعار سلّة تتكون من سبعة أنواع نفطية في السّوق الفورية[4] (سعر الإشارة لسلّة أوبك)، وبذلك تحولت أوبك إلى الإعتماد على تطورات السوق النّفطية لتحديد أسعارها وفقدت دورها القيادي في هذه العمليّة. حيث ظلّ سعر الإشارة لسلّة أوبك في حالةٍ من عدم الاستقرار حتى بلغ مستوى (17) $/ب في المتوسط سنة 1989[5].

وفي ظل تسارع الأحداث والمتغيّرات 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 القدرأو بذاك على قوى السوق النفطية العالمية وبالتالي على مقدار السّعر النفطي. وقد كان من أبرز تلك التطورات انهيار المنظومة الإشتراكية في أوروبا الشرقية بزعامة الإتحاد السوفييتي في العام 1991/1990 وما صاحبه من فوضى سياسية واقتصادية في مختلف جمهوريات الإتحاد المتفكك، ألقت بضلالها على السوق النفطية من خلال تذبذب الإنتاج النفطي لهذه

---

[1] سيد فتحي أحمد الخولي، « اقتصاد النّفط »، الطّبعة الخامسة، دار زهران للنشر والتّوزيع، جده، 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 بلند (الجزائر) °44، ميناس (أندونيسيا) °33، بوني الخفيف (نيجيريا) °36، عربي خفيف (السعودية) °34، دبي (الإمارات) °32، ت.ج (فنزويلا) °32، إيسثومس (المكسيك) °32. عن محمّد أحمد الدوري، 2003، ص. 444.
[5] أنظر الجدول(08) من الملحق(01).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

البلدان، نشوب حرب الخليج الثّانية بقيادة الولايات المتحدة الأمريكية مع تحالف دولي عسكري–ضم 33 دولة– ضد العراق وما أدى إليه ذلك من اضطراب ساد السوق النفطية لفترة ليست بالقصيرة[1]. أمّا سعر النفط (معبّرًا عنه بسعر سلة أوبك) فقد استمر في التآكل، بحيث انخفض من (22,26) $/ب عام 1990 إلى(19,33) $/ب عام 1991، وواصل إتجاهه التّنازلي 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 1996[2].

لقد شهدت الفترة الممتدة بين عامي 2000/1997 تذبذبًا شديدًا في الأسعار فقد كان التّحسن الملحوظ الذي عرفته هذه الأخيرة خلال العام 1996، والذي امتدّ إلى عام 1997 (أين بلغت الأسعار ذروتها في الأسبوع الثّاني من شهر يناير لذات العام مسجلةً مستوًى قدره (24,4) $/ب، لتأخذ بعدها اتجاهًا تنازليًا حيث بقت بحدود (17) $/ب خلال الفترة الممتدة بين أبريل وسبتمبر، قبل أن تعود للارتفاع مجدّدًا في أكتوبر إلى مستوى (19) $/ب) بمثابة الفخ الكبير الذي وقعت فيه دول أوبك التي قرّرت بموجب مؤتمرها المنعقد في جاكرتا (نوفمبر1997) زيادة سقف الإنتاج، بالرغم من أن كافة المؤشرات وعوامل السوق كانت تتجه بعكس ما قررته أوبك (ومن ذلك، تطوّر الأزمة الإقتصادية في آسيا وانخفاض معدّلات النمو في الدول المعروفة بالنمور الآسيوية، وبالتّالي انخفاض طلبها على النفط، بالإضافة إلى زيادة الإنتاج العراقي ضمن برنامج "النفط مقابل الغذاء" وزيادة الإمدادات النفطية من خارج أوبك)، لتأتي نتيجة ذلك القرار سريعًا حيث بلغ معدّل الأسعار في يناير1998 (14,5) $/ب، قبل أن ينخفض إلى (13,5) $/ب في الشهر الموالي ويستمرّ في الهبوط حتى بلغ (9,7) $/ب في ديسمبر1998[3]. 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 الإنتعاش الإقتصادي في دول جنوب شرق آسيا وأوروبا والولايات المتحدة تدفع بالطلب إلى الزيادة بنحو1,3 مليون ب/ي، لتبدأ الأسعار بالتحسن تدريجيًّا منذ ذلك التّاريخ حتى وصلت إلى (29) $/ب في يونيو 2000[4].

3.3. تطور الأسعار خلال العشر سنوات الأولى للألفية الثالثة:

مع بداية الألفية الثالثة (عام 2000) شهدت السّاحة العالمية للبترول تحولات مهمة، ليس فقط لأن متوسط الأسعار المتحقّقة كان يُعدُّ الأعلى منذ منتصف الثّمانينات، ولكن أيضًا لأن سوق البترول قد اعتراه تغيّرًا أساسيًّا نتيجة عودة منظمة أوبك باعتبارها لاعبًا رئيسيًّا في هذه السّوق بعد فترة غياب طويلة جسّدت تقلص قوّتها، وذلك رغم كل الضغوط التي فُرضت عليها في تلك الفترة. فبعد الإتجاه المتصاعد الذي اتخذته

[1] للمزيد من التّفاصيل، أنظر: سمير التنير، « التّطورات النّفطيّة في الوطن العربي والعالم، ماضيًا و حاضرًا »، الطبعة الأولى، دار المنهل اللّبناني، بيروت، 2007، ص. 13-23.

[2] حسين عبد الله، «النفط العربي خلال مستقبل المنظور.. معالم محوريّة على الطّريق»، الطبعة الأولى، دراسات استراتيجيّة، العدد.14، مركز الإمارات للدراسات والبحوث الإستراتيجية، الإمارات العربية المتحدة، 1998 . ص.15.

[3] عصام الجبلي، «واقع وآفاق أسواق النفط الدولية وأثرها على اقتصاديات الدول العربية»، ورقة مقدّمة خلال ندوة" أسواق النفط و المال ... 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 العربيّة في الخارج: خمس دراسات في الإقتصاد الدولي المعاصر»، الطبعة الأولى، مركز المحروسة للنشر والخدمات الصحفية والمعلومات، القاهرة، 2001، ص. 57-58.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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

ابتداءً من العام 2003 دخل العالم مرحلةً جديدة، حيث حصل تغيرًا هيكليًّا 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 السّياسية في عددٍ من دول أوبك. فقد أدى إضرابٌ شامل في فنزويلا في بداية 2003 إلى إيقاف معظم الصادرات النفطية الفنيزويلية، تبع ذلك إضرابات قبلية في نيجيريا، لتأتي بعدها حرب العراق التي أوقفت تصدير نفطه لأشهرٍ عديدة. في ظل هذه الظروف ارتفع متوسط أسعار سلّة أوبك لسنة 2003 إلى (28,20) $/ب، ليتواصل الاتجاه التّصاعدي للأسعار خلال العام 2004 إلى أن بلغت حاجز (45) $/ب في الربع الأخير من العام نفسه[2]. واستمرارًا لديناميكية العام 2004، شهدت أسعار النفط تصاعدًا مستمرًا خلال السنوات 2005، 2006 و2007 (باستثناء الانخفاض الذي حدث خلال الأشهر الأخيرة للعام 2006 (أنظر الشّكل(01) من الملحق(01)) لتصل في مستوياتها الاسمية إلى أرقام غير مسبوقة، حيث بلغ معدّل سعر سلةّ أوبك (50,6، 61,6، 69,1) $/ب خلال سنوات 2005، 2006 و2007 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 الاختناقات في طاقات التكرير العالمية المصحوبة بانخفاض الطاقات الإنتاجية، ناهيك عن المشاكل السياسية في منطقة الشرق الأوسط والعراق وإيران (الملف النّووي الإيراني) ونيجيريا وفنزويلا، دون إغفال دور الكوارث الطبيعية التي سببتها الأعاصير وما رافقها من تطور في مستوى المضاربات في الأسواق الآجلة[3].

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 الثّالث، ليواصل التدهور إلى (53)

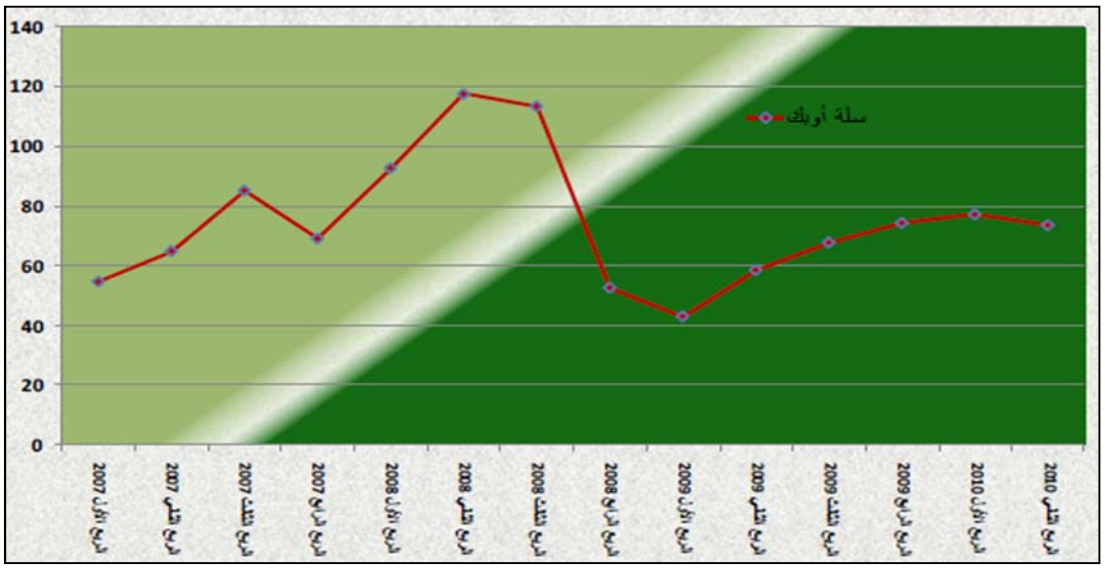
[1] عبد الخالق فاروق، (نفس المرجع)، ص، 59-61.
[2] للمزيد من التفاصيل، أنظر: ضياء مجيد الموسوي، « ثورة أسعار النفط 2004 »، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2005، ص. 17-25.
و فوزي درويش، « التّنافس الدولي على الطّاقة في قزوين »، الطبعة الأولى، ،جانفي 2005، ص. 198-204.
[3] للمزيد من التفاصيل أنظر: التقارير السّنويّة للأمين العام لمنظمة الأقطار العربيّة المصدّرة للبترول (أوابك) : 2007،2006،2005.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

$/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 نسبيًّا لأسعار النفط العالمية حيث استقرّ معدل أسعار سلة خامّات أوبك ليتحرّك مابين (70-85) $/ب في أغلب الأوقات، ليبلغ المعدّل السنوي للأسعار حوالي (77,4) $/ب بارتفاع قدره (27%) بالمقارنة مع عام 2009[1].

لقد ألقت الأزمة المالية العالمية بضلالها على تحوّلات 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 وطلب ومستوًى للمخزون أي دورٍ فيه (حيث لم يكن هناك أي شحٍّ 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 تصاعديًّا منذ مارس 2009، وذلك بشكلٍ معاكس لِما تُمليه 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 سلّة خامّات أوبك خلال مرحلة الأزمة[2].

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



المصدر: تم إعداد الشكل بالاعتماد معطيات التقارير السّنويّة للأمين العام لأوابك (2007-2010)

[1] التقارير السّنويّة للأمين العام لمنظمة الأقطار العربيّة المصدّرة للبترول (أوابك) : 2008، 2009، 2010.

[2] للمزيد من التفاصيل، أنظر: الطاهر الزيتوني، «انعكاس الأزمة الماليّة على أسواق النّفط العالميّة وتداعياتها على الاقتصاد العربي»، ورقة مقدّمة ضمن فعاليّات ندوة حول الأزمة الماليّة العالميّة و انعكاساتها على قطاع النّفط و الغاز الطّبيعي في الدول العربية، أوابك، 24/22 نوفمبر 2010، دمشق، سوريا. و كرواط ج. س. ، ف. أ. عقيل «الأزمة المالية العالمية وانعكاساتها على اقتصاديّات الدول العربية و الإحاطة بآثارها على الاقتصاد اللّيبي»، ورقة مقدّمة ضمن فعاليّات ندوة حول الأزمة الماليّة العالميّة و انعكاساتها على قطاع النّفط و الغاز الطّبيعي في الدول العربية، أوابك، 24/22 نوفمبر 2010، دمشق، سوريا. من خلال الموقع الإلكتروني: www.oapecorg.org.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المبحث 02: الآثار الاقتصادية الكليّة لصدمات أسعار النفط:

إن السمة البارزة التي يمكن استخلاصها من خلال التحليل السّابق فيما يتعلّق بتطورات أسعار النفط هي التّذبذب الكبير وعدم الاستقرار الذي لازَم 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 السّلبية (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 مُلفتةٌ للنظر بين تقلّبات أسعار النفط والنّشاط 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 صدمات أسعار النفط كانت تُتبع دائمًا بأزماتٍ اقتصادية عالمية عنيفة. ومنذ ذلك الحين بُذلت الكثير من الجهود من أجل دراسة وتحليل الآليات والميكانيزمات التي يمكن لصدمات أسعار النفط أن تؤثّر من خلالها على الأداء الاقتصادي الكلي، وقياس وتكميم الأثر الذي يمكن أن تخلّفه هذه الصّدمات على النشاط الاقتصادي. حيث ركّزت أولى الدّراسات النظرية على قنوات صدمات العرض وتعديلات الطلب التقليدية[1]، بينما قامت أولى الدّراسات التجريبية عمومًا على تقدير انحدارات الناتج المحلي الخام "GDP" على متغيّرة سعر النفط والعديد من المتغيّرات الأخرى[2].

بعد دراسة آلية انتقال وانتشار الصّدمات الناتجة عن أسعار النفط عبر مختلف المتغيرات الاقتصادية الكليّة، وبعد أن أثبتت الدّراسات النظرية الأوليّة وجود علاقات قويّة تربط تقلّبات أسعار النفط بهذه المتغيّرات، جاءت العديد من الدّراسات التجريبية مُعتمدةً على العديد من طرق وأساليب القياس الاقتصادي لتطبيق واختبار هذه العلاقات النظرية بين الاقتصاد الكلّي وتطور أسعار النفط في مختلف بلدان العالم وخاصة بالنسبة للاقتصاد الأمريكي وباقي اقتصاديات بلدان منظّمة التعاون والتّنمية الاقتصادية (OECD) في حين بقي عدد هذه الدّراسات محدودًا فيما يتعلّق بالبلدان النامية، وخاصة منها المصدّرة للنفط.

في هذا الصّدد نجد أن عملية تحليل أثر تذبذبات أسعار النفط على المتغيّرات الاقتصادية الكلية هي عمليّة معقدة جدًّا، نظرًا لصعوبة عزل الأثر الصّافي لصدمات أسعار النفط عن آثار باقي أنواع الصّدمات والأحداث القاهرة التي تفرضها طبيعة البيئات الاقتصادية التي غالبًا ما تتسم باللاّإستقرار 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الوضعية تطرح تساؤلاً أساسيًّا ومهمًّا، لكنه صعب المعالجة في نفس الوقت، والذي يتعلّق أساسًا بمعرفة "كيف يمكن النظر إلى العلاقات الموجودة بين اضطرابات أسعار النفط والمؤشّرات/المجمّعات الاقتصادية الكليّة الأساسية على أنها علاقات سببيّة؟". هذا السؤال طُرح بكثرة خلال سنوات السّبعينات وبداية الثمانينات، لكن عملية معالجته جاءت عبر مراحل متدرّجة، تماشيًا مع تطور التقنيات المُستعملة والتي بلغت –مع مرور الزمن– درجةً من الدّقة والتعقيد، بما يتلاءم ويستوعب التّشابك والتعقيد المتنامي، المميّز لمختلف الظواهر والأوضاع الاقتصادية.

1.1. الدّراسات المُطبقة على الاقتصاديات المستوردة للنفط:

Darby (1982) أشار إلى أن الصدمة البترولية التي عرفها العام (1974/1973) لم تكن "تجربةً خاليةً من الشوائب" (was not a "clean experiment,")، وذلك أنها جاءت في مرحلةٍ تزامنت مع تغير النّظام النقدي الدولي بعد انهيار النّظام الذي وضعته اتفاقية بريتن 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 الصّدمات النفطية المُقدَّرة تنخفض كثيرًا في حالة أخذ مراقبة الأسعار خلال فترة السّبعينات بعين الاعتبار[1].

وفي ذات السّياق، انطلق Hamilton (1983) من نفس الفكرة –تقريبًا– التي توصّل إليها Darby ، إذ أنه بَنا 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، إلاّ أن هذا لا يعني إطلاقًا أن الصّدمات النفطية هي أصل هذه الإختلالات الاقتصادية الكلية". وعلى ضوء هذه الفرضية قام Hamilton بوضع ثلاث فرضيّات من أجل شرح وتفسير العلاقة بين الصّدمات النفطية والإنتاج كما يلي[2]:

أ- الإرتباط يمثّل تزامنًا وتوافقًا تاريخيًّا (Historical Coincidence): أي أن العامل الحقيقي المسؤول عن حالة الركود تزامن وقوعه مع ارتفاع أسعار النفط الخام.

ب- خاصيّة المنشأ الدّاخلي لمتغيّرة سعرالنفط الخام: ممّا يعني أن الارتباط نتج عن متغيّرة مفسِّرة داخلية أي أنه توجد مجموعة ثالثة من المُؤثّرات تُسبب كلٌّ من ارتفاع أسعار النفط والركود الاقتصادي معًا.

ت- الأثر السّببي 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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 نتيجةٍ مفادها أن خصائص الأزمات الاقتصادية التي حدثت قبل العام 1973 كانت ستكون مختلفةً في غياب مثل تلك الصّدمات والاضطرابات الطاقوية، حيث ظهر أن هناك علاقة سببية –حسب مفهوم Granger– تتجه من أسعار النفط نحو المتغيرات الاقتصادية الكلية مثل الناتج المحلي الخام والبطالة.

Burbidge و Harrison (1984)، قاما باختبار الآثار الناتجة عن صدمات ارتفاع أسعار النفط باستخدام نموذج شعاع انحدار ذاتي"VAR" لسبع متغيّرات (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: يناير1961–يونيو1982، توصّل الباحثان إلى خلاصةٍ مفادها أن صدمات أسعار النفط تمارس آثارًا 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 1974/1973 لم تزد الوضعية الاقتصادية العالمية إلاّ سوءًا، إذ أنها عجّلت بدخول الاقتصاد العالمي في أزمة اقتصادية كانت وشيكة الحدوث[1].

Gisser و Goodwin (1986)، قاما بدراسة العلاقة بين أسعار النفط وأربع مؤشّرات اقتصادية كلية (إجمالي الناتج الوطني الحقيقي"GNP"، المستوى العام للأسعار، معدّل البطالة والاستثمار الحقيقي)، حيث قام الباحثان بتحدير كل متغيرة من هذه المتغيرات –بصفةٍ مستقلّة– على القيم الحالية والمؤخّرة (أربع تأخيرات) لكلٍّ من: متغيّرة عرض النقد "M1"، متغيّرة الإنفاق العام المعبّرة عن السياسة المالية ومتغيّرة السعر الاسمي للنفط الخام، وذلك بالاعتماد على قاعدة بيانات رباعية تغطي الفترة (1982:4-1961:1). نتائج التّقدير، أظهرت أن معاملات القيمة الحالية، التأخير الثالث والتأخير الرابع كانت ذات معنوية عالية –وسالبة الإشارة– في معادلة "GNP"، بالإضافة إلى أنها ذات أثر متراكم يفوق ذلك المرافق لمعاملات السياسة المالية وعرض النقد. كما أن متغيّرات سعر النفط كانت قد رافقتها معاملات موجبة بمعنوية في معادلتي كلٍّ من المستوى العام للأسعار والبطالة، ومعاملات سالبة بمعنوية في معادلة الاستثمار[2].

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

[1] J. 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الباحث بدراسة إمكانية تولّد استجاباتٍ غير متناظرة عن انخفاض وارتفاع أسعار النفط. النموذج المُقدَّر من طرف "Mork" تضمن أربع تأخيرات لكلٍّ من: معدّل نمو الناتج الوطني الحقيقي، سعر سندات الخزينة (التي تستحق التسديد بعد 3 أشهر)، معدّل البطالة، مؤشر تضخم الأجور، مكمِّش 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 معنويًّا إحصائيًّا. 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 معًا، وهي النتيجة التي دفعته إلى عزل متغيّرة ارتفاع سعر النفط عن متغيّرة انخفاضه، ليجد باستخدام نفس النموذج أن معاملات التأخير الثّالث والرّابع لمتغيّرة ارتفاع سعر النفط كانت سالبة وعالية المعنوية الإحصائية، في حين لم تكن هناك أية معلمة معنوية من معلمات متغيّرة انخفاض سعر النفط[1].

في حين يؤكد بعض الباحثين أن استجابات السّياسات النقدية للصّدمات الناتجة عن أسعار النفط تُشكّل أساس التّقلبات الاقتصادية، نجد أن Brown و Yücel (2002) قاما باختبار هذه الفرضية بالاستعانة بنموذج "VAR" لسبعة (7) متغيّرات خاصّة بالاقتصاد الأمريكي، ليتوصّلا في الأخير إلى خلاصةٍ مفادها أن الحفاظ على معدّلٍ ثابت للمخزون الفدرالي خلال حدوث صدمةٍ نفطية يمثّل سياسةً نقدية تكييفية، ومن جهةٍ أخرى فإن المحافظة على مستوًى ثابت للناتج المحلي الخام الاسمي يتوافق مع سياسة نقدية معتدلة[2].

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 النّاتجة عن تقلّبات أسعار النفط. كما أن الباحث قام بتحديد السّياسة النقدية المُنتهجة في غضون الصّدمات النفطية انطلاقًا من آليّةٍ نقدية مناسبة، النّتائج أثبتت أن الانكماش والتقشف كرد فعل من السّياسة النقدية تُجاه ارتفاع أسعار النفط يُفسِّر جزءًا من الارتباط الموجود بين النفط والإنتاج. إلاّ أن الصّدمات القطاعيّة، وميكانيزمات التّردد وعدم التأكد –وليس ميكانيزمات السّياسة النقدية– تفسّرُ جزءًا من العلاقة غير المتناظرة الموجودة بين تطورات أسعار النفط ونمو الإنتاج[3].

حسب Cororaton (2000) –من المعهد الفلبّيني للدّراسات والتنمية "PIDS"– فإن ارتفاع الأسعار العالمية للنفط وانخفاض أسعار صرف العملة الوطنية، يشكّلان السّببين الرئيسيين لارتفاع أسعار النفط على المستوى المحلّي. نتائج المحاكاة وفقًا لنموذج التوازن العام القابل للحساب للاقتصاد الفلبيني "PCGEM"، أظهرت أن الآثار الاقتصادية الكليّة الناجمة عن ارتفاع الأسعار العالمية للنفط تُترجَم بانخفاضٍ 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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 الرّفاهية الاجتماعية[1]. أمّا Cristina et al (2005)، فقد اختبروا آثار صدمات أسعار النفط على الاقتصاد الفلبيني خلال الفترة (1981–2003). نتائج تحليل دوال الإستجابة الدّفعية للتحويل الخطّي لأسعار النفط، أظهرت أن حدوث صدمة في أسعار النفط يؤدي إلى تمديد وإطالة فترات الانخفاض في الناتج المحلي الخام للفلبين، أمّا في حالة الصّياغة 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 تقلّبات كل متغيّرة من المتغيّرات[2].

Kumar (2009)، قام بتقييم العلاقة (أسعار النفط–اقتصاد كلي) بالنسبة للاقتصاد الهندي من خلال تقدير العلاقة بين أسعار النفط ونمو الإنتاج الصّناعي، بالاعتماد على نموذج "VAR" متعدّد المتغيّرات (مع اعتماد كلٌّ من الصّياغتين الخطية وغير الخطيّة للنموذج في نفس الوقت)، وباستخدام قاعدة بيانات رباعية تمتد على طول الفترة ($1975:Q_1$-$2004:Q_3$). النّاتج المُتوصّل إليها دلّت على أن هناك علاقات سببيّة – حسب Granger– تتّجه من أسعارالنفط نحو المتغيّرات الاقتصادية الكليّة، كما أن هذه النّتائج أكّدت اللاّتناظر المميّز للعلاقة بين أسعار النفط ونمو الإنتاج الصّناعي، ومن جهةٍ أخرى أظهرت أن أسعار النفط تؤثر سلبًا على نمو الإنتاج الصّناعي. وفضلاً عن ذلك وُجد أن معدّلات التّضخم وأسعار الفائدة قصيرة الأجل تتأثر إيجابيًّا بارتفاع الأسعار الحقيقية للنفط. نتائج تحليل تفكيك التّباين أظهرت أن صدمات أسعار النفط والصّدمات النقدية تشكّل المصدر الأهم للتقلّبات التي تحدث في معدّل نمو الإنتاج الصّناعي[3].

الدّراسات التي أجراها Abeysinghe (2001)، بيّنت أن الاقتصاديات المفتوحة تتأثر بصفةٍ مباشرة وغير مباشرة بالارتفاعات التي تحدث في أسعار النفط الخام، إذ أن آثار ارتفاع أسعار النفط تنعكس على مستوى نمو الناتج المحلي في هذه الاقتصاديات، سواءً تعلّق الأمر ببلد مستوردٍ أو مصدرٍ للنفط (حيث أظهرت النتائج أنه حتى البلدان المصدّرة مثل ماليزيا وإندونيسيا، لا يمكنها تجنّب الآثار السّلبية لارتفاع أسعار النفط على المدى البعيد). Abeysinghe توصّل إلى خلاصةٍ تفيد بأن تأثير أسعار النفط على نمو الإنتاج يكون ذو أهميّةٍ وسعةٍ أكبر إذا تعلّق الأمر بالاقتصاديات الصغيرة المفتوحة بدلاً من الاقتصاديات الكبيرة كالاقتصاد الأمريكي، كما أن هذه الأعمال أظهرت أن الأثر الحقيقي لصدمةٍ نفطية ما يرتبط أساسًا بالكيفية التي تؤثّر بها هذه الصدمة على مستوى ثقة كلٌّ من المستهلك والمستثمر[4].

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

Jimenez-Rodriguez و Sanchez (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 مقاربة "VAR" متعدّد الأبعاد، ومع اعتماد كلٌّ من الصياغات الخطيّة وغير الخطيّة. على غرار Abeysinghe (2001)، الباحثان قاما بإجراء الدراسة مع الأخذ بعين الإعتبار –في نفس الوقت– المعطيات المتعلّقة بالبلدان المستوردة والبلدان المصدّرة للنفط، وأثبتا أن الناتج المحلي الخام الحقيقي لكلا الصّنفين من البلدان يتغيّر استجابة للصّدمات النفطية، حيث أظهرت النّتائج أن استجابة نمو الناتج لصدمات أسعار النفط تكون متشابهة تمامًا بين البلدان المستوردة (أين يُخلِّف ارتفاع أسعار النفط آثارًا 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 سلبيًّا من جراء هذا الارتفاع). الصّياغات غير الخطيّة أثبتت أن انخفاض أسعار النفط لا يكون ذو أهميّة إلاّ في بعض البلدان المدروسة (لم يكن له أثرمعنوي إلاّ في بلدين أو ثلاثة)، ومن جهةٍ أخرى فإن النماذج غير الخطيّة أعطت نتائج أكثر دقة ومعنويّة فيما يتعلّق بالاستجابات الفورية، والآثار الحقيقية للصّدمات النفطية. وأخيرًا خلُص الباحثان إلى أن صدمات أسعار النفط والصّدمات النقدية تشكّل الأسباب الرئيسية لتقلّبات الإنتاج الحقيقي في مجموعة البلدان المدروسة[1].

حسب نتائج أعمال Cunado و de Gracia (2004)، فإن آثار الصّدمات المتعلّقة بأسعار النفط على النّشاط الاقتصادي والتّضخم تكون معنويّةً فقط في المدى القصير بالنّسبة لكلٍّ من: اليابان، سنغافورة، كوريا الجنوبية، تايلاند، الفلبين وماليزيا، كما أن التعبير عن صّدمات أسعار النفط بالعُملات المحليّة للبلد محل الدّراسة، يتضمّن إثباتات أكثر معنوية فيما يتعلّق بنتائج هذه الصّدمات. وعلاوةً على ذلك فقد تم إثبات اللاّتناظر المميِّز للعلاقة بين أسعار النفط والتضخم في حالات: ماليزيا، كوريا الجنوبية، تايلاند واليابان، وبالنسبة لكوريا الجنوبية فقط فيما يخص العلاقة بين أسعار النفط والنمو الاقتصادي[2].

بعض الباحثين مالوا إلى دراسة الآثار التّضخمية 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 اللاّتناظر، الخصائص غير الخطيّة والانكسارات الهيكلية التي تحدّثت عنها مختلف الأدبيات الاقتصادية ذات الصّلة بالعلاقة بين أسعار النفط والمتغيرات الاقتصادية الكليّة الأساسية. الباحث خلُصَ إلى نتيجةٍ تقضي بوجود انكسارٍ هيكلي، حيث ظهر أن تقلّبات أسعار النفط كان لها أثرًا معنويًّا على التّضخم قبل عام 1980، لكن هذا الأثر ضعُف بعد ذلك[3].

[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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

2.1. الدّراسات المُطبقة على الاقتصاديات المصدِّرة للنفط:

على الرغم من تركيز أغلب الدّراسات والأبحاث على تحليل آثار صدمات أسعار النفط على الاقتصاديات المتطورة والمُستوردة للنفط، إلاّ أنه حديثًا ظهرت بعض الدّراسات التي اهتمت باختبار آثار تغيّرات أسعار النفط على الاقتصاد الكلي للبلدان المُنتجة والمصدّرة لهذه السلعة.

Mehrara (2006)، وجد أن أسعار النفط تمثّل أهم مصدر للتقلّبات الاقتصادية الكليّة في كلٍّ من إيران والسعودية، وبدرجةٍ أقل بالنسبة للكويت وإندونيسيا. وقد فسّر الباحث هذه النتيجة بقدرة الاقتصاد الكويتي على التأقلم مع صدمات أسعار النفط، من خلال اللّجوء إلى صناديق الادخار والاستقرار، والإصلاحات الهيكلية المناسبة، بينما تساعد السّياسات الجبائية الملائمة في إندونيسيا على تفادي الإختلالات الاقتصادية الهيكلية وتسمح بتحقيق نمو اقتصادي أسرع وأوسع، بعيدًا عن قطاع الصّناعات الإستخراجية الذي يتضمن الصناعة النفطية[1]. في حين أظهر Eltony و Al-Awadi (2002) أن تقلبات أسعار النفط تساهم بنسبةٍ كبيرة في تفسير تقلبات المغيّرات الاقتصادية الكويتية، كما أن نتائج دراستهما أثبتت أهمية صدمات أسعار النفط في التأثير على متغيرة الإنفاق الحكومي التي تمثل المحدّد الأهم لمستوى النشاط الاقتصادي، إذ بين الباحثان في هذا الصدد أن السياسة المالية تكون أكثر فعاليةً من السياسة النقدية في تحفيز النشاط الاقتصادي الكلي عقب الصّدمات النفطية[2].

Markwardt و Farzanegan (2007)، استخدما مقاربة "VAR" لتحليل العلاقة الديناميكية بين الصّدمات غير المتناظرة لأسعار النفط وأهم المتغيّرات الاقتصاد الكليّة الإيرانية. نتائج الدراسة أثبتت أن ارتفاع (انخفاض) أسعار النفط يؤدي إلى ارتفاع (انخفاض) الناتج الصناعي، مع وجود استجابةٍ معنوية لكلٍّ الواردات الحقيقية وسعر الصرف الفعلي الحقيقي للصدمات غير المتناظرة لأسعار النفط، كما أن استجابة معدّل التضخم لأيّ نوع من صدمات أسعارالنفط تكون إيجابية ومعنويّة. أمّا النتيجة التي اعتبرها الباحثان نتيجةً مفاجئة فهي عدم وجود إستجابة معنوية من طرف الإنفاق الحكومي الحقيقي لتقلّبات أسعار النفط[3].

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 الإستهلاكي الحكومي، الناتج المحلّي الخام "GDP" والاستثمار مُعتمدين على نماذج "VAR" و"VECM". النّتائج أظهرت وجود علاقات في المدى الطّويل –وحتى في المدى القصير– بين أسعار النفط والنمو الاقتصادي والميزان المالي[4].

---

[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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

Olomola و Adejumo (2006)، قاما باختبار أثر صدمات أسعار النفط الخام على كلٍّ من الناتج، التضخم، عرض النقد، وسعر الصرف الحقيقي في نيجيريا، باستعمال قاعدة بيانات رباعية للفترة ($1970:Q_1$-$2003:Q_4$)، وبينا –بالاعتماد على منهجية "VAR"– أن صدمات أسعار النفط لا تُخلّف أي تأثيرًا معنويًّا على متغيّرتي الناتج والتضخم، بينما تؤثر هذه الصّدمات فقط على سعر الصرف الحقيقي وعلى عرض النقد في المدى الطويل[1]. أمّا Omisakin (2008)، فقد وجد أن أسعار النفط تمارس تأثيرًا مستمرًّا على كلٍّ من متغيّرات: عرض النقد، الإنفاق الحكومي ومؤشر أسعار الاستهلاك في الاقتصاد النيجيري، وفضلاً عن ذلك فإن الباحث وجد أن أسعار النفط ليس لها تأثيرًا سلبيًّا على مستوى التضخم[2].

Ito (2008) قام بدراسة آثار أسعار النفط والصّدمات النقدية على الاقتصاد الروسي. بالاعتماد على قاعدة بيانات رباعية تغطي الفترة ($1997:Q_1$-$2007:Q_4$)، وباستخدام نموذج "VEC". نتائج التحليل جاءت بنتيجةٌ أساسية مفادها أن ارتفاع قدره (1%) في أسعار النفط يؤدي إلى ارتفاع معدل نمو الناتج الحقيقي بـ(0,25%) خلال الإثني عشر (12) رباعي التي تلي الصدمة، في حين يؤدي إلى ارتفاع معدّلات التّضخم بنسبة (0,36%) خلال نفس الفترة، كما وجد الباحث أن الصّدمات النقدية تؤثّر –عبر قناة معدّل الفائدة– على كلٍّ من متغيّرتي التضخم والناتج المحلي الخام، حيث دلّت النّتائج على أن آثار الصدمات النقدية على الاقتصاد تفوق تلك الآثار المترتبة عن صدمات أسعار النفط[3].

Bekhet و Yusop (2009)، قاما بدراسة وتحليل العلاقات طويلة المدى وعلاقات السّببية بين أسعار النفط، استهلاك الطّاقة، معدّل العمالة والنمو الاقتصادي في ماليزيا، بالاعتماد على تقنيات التّكامل المتزامن ونماذج تصحيح الخطأ الشّعاعية "VECM"، وباستخدام قاعدة بيانات سنويّة تمتد على طول الفترة (1980-2005). النّتائج كشفت عن وجود علاقة مستقرّة في المدى الطويل (علاقة تكامل متزامن) بين كلٍّ من أسعار النفط، العمالة، النمو الاقتصادي، ومعدّل نمو استهلاك الطّاقة، بالإضافة إلى وجود تفاعلات – حقيقية – قصيرة المدى فيما بينها، كما تبيّن أن التغيرات في الأسعار العالمية للنفط تؤثر على الاستهلاك الكلّي للطّاقة في ماليزيا، لكن العكس ليس صحيحًا[4].

Lescaroux و Mignon (2008)، قاما بدراسة واختبار التّفاعلات والعلاقات –قصيرة وطويلة المدى– بين أسعار النفط وعدّة متغيرات اقتصادية كلية ومالية (الناتج المحلي الخام، مؤشر أسعار الاستهلاك، الاستهلاك العائلي، معدّل البطالة وأسعار الأسهم) لثلاث مجموعات من البلدان (مجموعة البلدان الأعضاء في أوبك، مجموعة البلدان المصدّرة 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

اختبارات السببيّة –حسب مفهوم Granger– وعلى حسابات الارتباطات التقاطعية بين المركّبات الدورية للسلاسل الزمنية من أجل اختبار العلاقات قصيرة المدى، بينما اعتمدا على تحليل التّكامل المتزامن في إطار بيانات السّلاسل الزمنية وبيانات البانل (Panel Data Framework) لدراسة العلاقات طويلة المدى بين المتغيّرات المعنية، وكذا إظهار السّلوكيات المشتركة لمختلف الاقتصاديات المدروسة. نتائج التحليل قصير المدى أثبتت أنه في حالة وجود علاقات سببيّة فإنها على العموم تتجه من أسعار النفط نحو باقي المتغيّرات المعنية بالدّراسة، وهي النتيجة التي تأكدت من خلال حساب الارتباطات الدورية (cyclical correlations). أمّا فيما يتعلق بالتحليل طويل المدى فإن أغلب علاقات التكامل المتزامن التي تم اكتشافها كانت تخصّ كلٌّ من الناتج المحلي الخام، معدّل البطالة وأسعار الأسهم، حيث أظهرت النتائج أن الناتج المحلي وأسعار النفط يُبديان سلوكًا متشابهاً (يتغيران معًا) في المدى الطويل بالنسبة لـ(12) بلد من البلدان المدروسة، أمّا العلاقات طويلة المدى المتعلّقة بمعدّلات البطالة وأسعار الأسهم فكانت تخص فقط الدول غير الأعضاء في أوبك[1].

Berument et al (2010) قاموا باختبار كيفية تأثير صدمات أسعار النفط على نمو الناتج المحلي لمجموعة مُختارة تتكون من ستة عشر(16) بلدًا من بلدان منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا (MENA) وتشمل كلٌّ من البلدان المصدّرة وكذا المستوردة للسّلعة النفطية. نتائج تحليل دوال الاستجابة لنموذج شعاع انحدار ذاتي هيكلي "SVAR" أظهرت أن حدوث صدمة –مقدارها انحراف معياري واحد– في أسعار النفط يُخلّف تأثيرًا إيجابيًّا ومعنوي إحصائيًّا على مستوى النمو الاقتصادي في معظم الاقتصاديات المصدّرة للنفط: الجزائر، إيران، العراق، الكويت، ليبيا، عُمان، قطر، سوريا والإمارات العربية المتحدة. بينما لم تظهر أي تأثيرات معنوية إحصائيًّا على اقتصاديات البلدان المتبقية: البحرين، جيبوتي، مصر، إسرائيل، الأردن المغرب وتونس[2].

بوعوينة مولود(2009)، قام بدراسة وتحليل العلاقة بين أسعارالنفط وبعض المتغيّرات الاقتصادية الكليّة (الناتج المحلي الخام، الإيرادات الكليّة، الواردات) في الجزائر بالاعتماد على تقنية أشعة الانحدار الذّاتي "VAR"، وباستخدام عيّنة بيانات تتكون من (39) مشاهدة تمتد على طول الفترة (1970–2008). نتائج اختبارات السّببية –حسب مفهم Granger– وتحليل دوال الاستجابة أظهرت أن أسعار النفط تؤثّر بصفةٍ غير مباشرة –عبر متغيّرة الواردات– على النّاتج المحلي الخام (علاقة طردية)، بينما تمارسُ تأثيراتٍ مباشرة وغير مباشرة على متغيّرة الإيرادات الكليّة (علاقة طردية)، أمّا النتيجة التي اعتبرها الباحث غير منطقيّة –في حالة الاقتصاد الجزائري– فتتعلق بالعلاقة العكسية المُثبتة بين أسعار النفط وقيمة الواردات[3].

---

[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] بوعوينة مولود، «العلاقة بين سعر البترول وبعض المتغيّرات الإقتصاديّة الكليّة في الجزائر باستخدام منهجيّة» "VAR"، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2009- 2010.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

وقبل ذلك كان جمعة رضوان (2006)، قد حاول تقدير حجم وكيفية تأثير تطورات الأسعار العالمية للنفط على الواردات الجزائريّة خلال الفترة (1970-2004)، ليتوصّل في الأخير إلى نتيجةٍ تفيد بوجود علاقة طردية بين أسعار النفط والواردات (ارتفاع أسعار النفط بدولار واحد يؤدي إلى ارتفاعٍ قدره (0,14) مليار دولار)[1]. أمّا العمري علي (2007)، فقد اهتم بتقدير تأثيرات تطورات أسعار الخام على النمو الاقتصادي في الجزائر، وقد توصّل –هو الآخر– إلى وجود علاقة طردية بين تغيّرات أسعار النفط الخام والتّغيرات 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 تغيّرات أسعار النفط على الاقتصاد الجزائري. نتائج المحاكاة باستخدام نموذج التّوازن العام القابل للحساب –باعتبار السنة (2002) كسنةٍ مرجعيّة– أثبتت أن ارتفاع حجم الإيرادات الجبائية النّاتج عن ارتفاع الأسعار العالمية للنّفط أدى إلى التّبعية التّامة لقطاع المحروقات وعدم تشجيع الإنتاج في باقي القطاعات، كقطاع الفلاحة الذي كان من بين القطاعات المتضرّرة بانخفاض إنتاجه وقيمته المضافة وهجرة اليد العاملة منه. كما أثبتت النتائج أن ارتفاع أسعار النفط يؤدي إلى تراجع معدّلات البطالة، مع ارتفاع الدّخل والادخار للوحدات الاقتصادية، ممّا 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 جهةٍ 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 الأسعار[3]. وقبلها، قويدري قوشيح بوجمعة (2008)، حاول تقييم درجة تأثير تقلّبات 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 وكلٌّ من رصيد الميزان التجاري، رصيد الميزانية العامة والناتج المحلي الخام.[4]

2. أثر سعر النفط على بعض المتغيرات الاقتصادية الكليّة:

مثلما تمت الإشارة إليه من طرف Brown و Yücel (2002)، Jones، Leiby و Paik (2004) أو Lardic و 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 النّفطية، وهو ما يؤدي بدوره إلى ارتفاع فاتورة الطّاقة بالنسبة للمستهلكين (عائلات، مؤسسات، حكومات)، أمّا بالنسبة للمنتجين فإن المؤسّسات

[1] جمعة رضوان، «تطورات أسعار النّفط 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، «إنعكاسات تغيّر أسعار البترول العالميّة على الإقتصاد الجزائري: دراسة تحليليّة باستخدام نموذج التّوازن العام القابل للحساب للسنة 2002»، مذكّرة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2008-2009.

[4] قويدري قوشيح بوجمعة، «انعكاسات تقلّبات أسعار البترول على التّوازنات الاقتصادية الكليّة في الجزائر»، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة حسيبة بن بوعلي-الشلف، 2008-2009.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تتكيّف مع ارتفاع تكلفة الوحدة المُنتَجة، وبالتّالي فإن ارتفاع أسعار الطّاقة (ومن بينها أسعار النفط) يؤدي إلى انخفاض الإنتاجية، ممّا ينعكس على: الأجور الحقيقية والعمالة، أسعار البيع والتضخم، والأرباح والإستثمار.

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

يمكن توضيح العلاقة بين سعر النفط والنّاتج الدّاخلي الخام عن طريق أثر جانب العرض الكلاسيكي (supply-side effect)، والذي حسبه فإن أيِّ ارتفاع في أسعار النفط هو دليل على نقص ونُدرة المُدخلات الضّرورية للإنتاج، ممّا يؤدي بدوره إلى انخفاض النّاتج الكامن (potential output). وبالنتيجة يكون هناك ارتفاع في تكلفة الإنتاج يقابله انخفاض في الإنتاجية وتباطؤ نمو النّاتج[1].

لقد تم تناول هذه العلاقة بين أسعار النفط والنّاتج بكثرة من طرف العديد من الأدبيات التطبيقية[2]. عمومًا هذه الدّراسات توصّلت إلى نتيجةٍ أساسيّة مفادها أن ارتفاع أسعار النفط يخلّف أثرًا سلبيًّا على مستوى الناتج، بينما وُجد أن هذا الأثر ضَعُف مع مرور الزّمن، وخاصّةً منذ أواخر تسعينات القرن الماضي، ومن بين التّفسيرات المطروحة، نجد ذلك التّفسير القائل بأنه بالرّغم من أن الاقتصاد العالمي عرف –منذ أواخر التّسعينات– صدمتين بتروليتين لا تقلان أهميّةً وشدّةً عن أزمة السّبعينات، إلاّ أن نمو النّاتج الدّاخلي الخام ومعدّلات التّضخم حافظت على ثباتها في أغلب البلدان الصّناعية الكبرى. حسب Blanchard و Gali (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 الصّدمات، هو إمكانية تزامنها مع صدمات كثيرة من عدّة أنواع، فمثلاً تزامنت الصّدمات النفطية لسنوات السّبعينات مع ارتفاعاتٍ كبيرة في أسعار السّلع الأخرى، بينما تزامن ارتفاع أسعار النفط خلال السنوات الأولى من الألفية الثّالثة مع نموٍّ عالي للإنتاجية والطلب العالمي على النفط[4].

2.2. أثر سعر النفط على المستوى العام للأسعار والتضخم:

يُعرّف التضخم على أنه ارتفاعٌ دائم ومستمر في المستوى العام للأسعار، ومعدّل التضخم هو معدّل نمو مستوى الأسعار[5]. أمّا عن علاقة سعر النفط بالتّضخم، فنجد أن ارتفاع سعر النفط يمثّل صدمةً تضخمية (inflationary shock)، والتي يمكن أن تُرفق بآثار الدور الثّاني (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 المتغيّر 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] عمومًا يتم قياس مستوى الأسعار باستخدام نوعين من مؤشّرات الأسعار هما، مكمّش النّاتج الدّاخلي الخام (GDPD) ومؤشّر أسعار الاستهلاك (CPI) O. Blanchard et D. Cohen, «Macroéconomie», 3e édition, Pearson Education France, Paris, 2004, PP. 28-29.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الأسعار–أجور[1] (The Price-Wage loop). فارتفاع أسعار النفط من شأنه أن يؤدي إلى ارتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك (CPI)، وهذا يتوقف –طبعًا– على مدى أهمية المُنتجات النفطية ضمن سلّة الاستهلاك (consumption basket). وبالإضافة إلى هذا الأثر المباشر يوجد ما يسمّى بآثار الدور الثّاني، فبسبب انخفاض القدرة الشّرائية –النّاتج عن ارتفاع أسعار الاستهلاك– قد يطالب العمّال برفع الأجور، ممّا يؤدي إلى حلقات الأسعار–أجور. أمّا المؤسسات فإنها بدورها تُحوّل ارتفاع تكاليف الإنتاج النّاتج عن ارتفاع أسعار النفط إلى ارتفاعٍ 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 تُجاه تقلّبات أسعار النفط من طرف عدّة باحثين على غرار: Hooker (1999،2002)[2]، Barsky وKilian (2002،2004)[3] أو LeBlanc وChinn (2004). فبينما بين توصّل Barsky وKilian (2004) إلى نتيجةٍ مفادها أن ارتفاعات أسعار النفط تُولّد معدّلات تضخم عالية، نجد أن LeBlanc وChinn (2004) قد وجدا أن تأثير أسعار النفط على التّضخم هو فقط تأثير متوسّط ومعتدل (Moderate) وليس قويًّا[4].

3.2. أثر سعر النفط على الشّغل والبطالة:

إن ارتفاع أسعار النفط يمكن أن يكون له أثرًا سلبيًّا 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 التأكد (Uncertainty) التي تؤدي إلى تأجيل قرارات الإستثمار[5].

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 عائدات القطاعات ذات الكثافة في استخدام النفط (oil-intensive)، وهو ما يمكن أن يحُثَّ المؤسّسات على اتخاذ وتبني طرق إنتاج جديدة أقل استخدامًا وكثافةً (less intensive) للمُدخلات البترولية. هذا التغيير في هيكل الإنتاج ينجرُّ عنه إعادة توزيع (reallocations) لعنصري العمل ورأس المال بين مختلف القطاعات، ما من شأنه أن يكون له تأثير على البطالة في المدى الطويل[6].

---

[1] J.C. Fuhrer, «The Phillips Curve is alive and well», New England Economic Review of the Federal Reserve Bank of Boston, March/April1995, 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

في ذات السّياق، قام كلٌّ من Caruth، Hooker و Oswald (1998) بدراسة أثر تقلّبات أسعار النفط على سوق العمل[1]، بينما قام Davis و Haltiwanger (2001) بتحليل أثر ديناميكيات أسعار النفط على المعدّل الطبيعي للبطالة[2] (Natural Rate of Unemployment). في حين أشار Bjørnland (2008) إلى أن الأسعار المرتفعة للنفط الخام من شأنها أن تؤدي إلى ارتفاع ربحيّة قطاع الطاقة في الاقتصاديات المصدّرة للسلعة النفطية، وهو الأمر الذي يساهم في توفير فرصًا أكثر للاستثمار في مختلف القطاعات الإنتاجية، ويؤدي بذلك إلى ارتفاع حجم الطلب على العمل ورأس المال[3].

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 التّكامل (Complementarities) والإحلال (Substitutabilities) بين مختلف فئات سوق العمل[4].

4.2. الاستجابات اللاّمتناظرة: (Asymmetric Responses)

هناك مجال لتعريف الاستجابات اللاّمتناظرة بين أسعار النفط ومختلف المتغيّرات الاقتصادية، وخاصةً استجابة الناتج المحلي الخام "GDP" والعمالة (أوالبطالة)، إذ أن عديد الباحثين ناقشوا الطرح القائل بأن الأثر الاقتصادي السّلبي النّاجم عن ارتفاع أسعار النفط إلى مستوياتٍ عليا يمكن أن يكون أكبر بكثير من النّتائج الاقتصادية الإيجابية المترتّبة عن انخفاض هذه الأسعار[5]. فكل اضطراب في سعر النفط الخام يمكن أن يؤدي إلى إعادة تعيينات قطاعيّة، ويخلق نوعًا من الشك وعدم اليقين فيما يتعلّق بمردودية الاستثمارات، بينما يترتّب عن كل انخفاض في هذه الأسعار أثرًا إيجابيًّا على مستوى الدّخل الحقيقي، يؤدي إلى تعويض الآثار السّلبية الناتجة عن ارتفاع الأسعار. لغرض مواجهة هذا المشكل تم استخدام عدّة أنواع من نماذج السّلاسل الزّمنية التي تتضمّن صيغًا غير خطيّة وغير متناظرة لدراسة آثار تقلّبات أسعار النفط[6].

Hamilton (2000) أشار إلى أن الدّراسات السّابقة التي ارتكزت على الفرضيّة التي تُفيد بأنه توجد علاقة خطيّة بين إجمالي الناتج المحلي الحقيقي والأسعار الحقيقية للبترول كانت تتضمّن الافتراض ضمنيًّا 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 Monetary Policy», Working Paper UCSD, August 2000.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

Mork (1989) قدّم الفرضية القائلة بأن آثار انخفاض أسعار البترول على النّشاط الاقتصادي تكون أقل نسبيًّا من آثار ارتفاعها، وقد توصّل هذا الأخير إلى إثبات هذه الفرضية من خلال إدراج –في نفس الوقت– متغيّرة "ارتفاع سعر النفط" ومتغيّرة "انخفاض سعر النفط" ضمن النّموذج المستخدم، حيث أثبتت النّتائج أن انخفاض أسعار النفط لا يكون ذو أهمية –على المستوى الإحصائي– كما هو الحال بالنسبة لارتفاعها[1]. كما أن Mory (1993) بين –من خلال تقدير انحدارات بسيطة بالاعتماد على بيانات سنوية– أن ارتفاعات وانخفاضات أسعار النفط تمارس تأثيرات غير متناظرة على كلٍّ من النّاتج والبطالة خلال الفترة(1951-1990)، وعلى الدخل الفردي ومداخيل مُعظم الصناعات خلال الفترة (1959-1989)[2].

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

يعتبر الاقتصاد الجزائري اقتصادًا نفطيًّا بالدرجة الأولى. حيث يعد قطاع النفط –أوالمحروقات بصفةٍ عامة– بمثابة العمود الفقري لهذا الاقتصاد، إذ أنه يُنتِج أكثر من ثلثي (2/3) الثروة الوطنية. بينما تُعد صادرات المحروقات المحرّك الأساسي لدواليب الاقتصاد الوطني، إذ أنها تمثّل أكثر من (95%) من إجمالي الصّادرات الكليّة، في حين تمثّل الإيرادات المتأتية من الجباية البترولية ما يزيد عن (75%) من الإيرادات الجبائيّة[3]. وعلاوةً على ذلك يمثّل قطاع المحروقات المصدر الأهم للاحتياطات الوطنية من العملة الصّعبة، كما أنه يُعد مصدرًا مهمًّا للادخار الوطني الذي يسمح بتحقيق معدّلات استثمار معتبرة[4].

لذا تنعكس 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 النّفقات العامّة إحدى أدوات السّياسة المالية التي تقوم السلطات المالية بتنفيذها من خلال الموازنة العامة للدولة، من أجل تحقيق الأهداف الاقتصادية والاجتماعية التي يرمي المجتمع إلى تحقيقها خلال فترةٍ زمنيّةٍ 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.

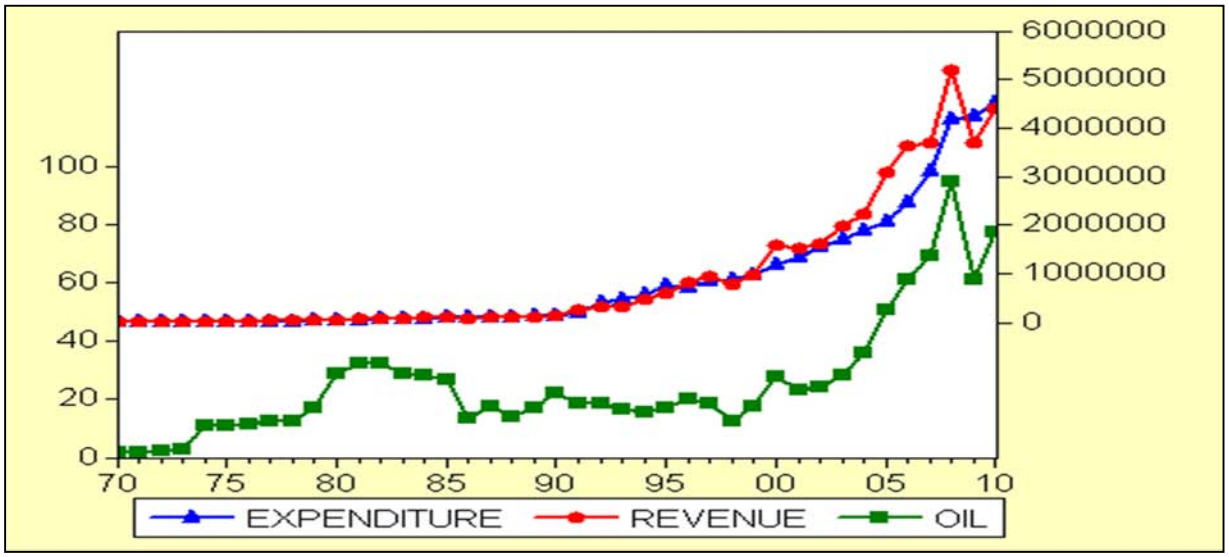
[4] يمكن أن تُدرك أهمية قطاع المحروقات في الاقتصاد الجزائري من خلال ملاحظة، وقراءة المعطيات الواردة ضمن الجداول (12)، (13) و(14) من الملحق(01) التي توضح مساهمة قطاع المحروقات في كلٍّ من إجمالي الناتج المحلي (GDP)، الإيرادات العامة، والصّادرات على التوالي.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الاستقرار الاقتصادي في البلاد[1].

إن المُتتبِّع لمسيرة وأوضاع الاقتصاد الجزائري يجد أن السّير الحسن للسياسة المالية، واستقرار معدّلات الدين العمومي، والعجز الموازني كان دائمًا مرهونٌ إلى حدٍّ بعيد بالإيرادات العامّة، وخاصة منها إيرادات المحروقات (الجباية البترولية). وبالتالي فإن القدرة على تحمل السّياسة المالية والعجز الموازني (sustainability of fiscal policy and deficit) تبقى بدورها مرهونةٌ بتقلّبات أسعار النفط في الأسواق العالمية، وهذا ما يضفي ميزة الضعف على السّياسة المالية بالجزائر. ومن أجل توضيحٍ أكثر لهذه الوضعية لا ضير أن نستعين في تحليلنا هذا بالشّكل التّالي:

الشكل(2.1): تطور كلٌ 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 قويًّا للدولة في الحياة الاقتصادية عبّر عنه ارتفاعٌ مستمر في حصيلة الإنفاق الحكومي خلال هذه الفترة، إذ انتقلت قيمته من (5876) مليون دج (م دج) عام 1970 إلى (99841) م دج عام 1985 محقّقًا بذلك معدل نمو سنوي متوسط يقارب الـ (21,21%). وهذا ما يتأكد من خلال تحليل تطور نسبة الإنفاق العام إلى إجمالي الناتج المحلي –التي تمثّل مؤشّرًا حقيقيًّا لقياس مدى تطور النفقات العمومية– أين يبدو بوضوح أن هذه النّسبة قد شهدت ارتفاعًا ملحوظًا خلال الفترة المذكورة، حيث انتقلت من (24,40%) سنة 1970 إلى أكثر من (34%) سنة 1985.

هذا التّوسع في الإنفاق أُعتمد 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الإيرادات العامة للإنفاق العام قيمًا عالية تراوحت مابين (107,31 و 170,80)%[1] التي عرفت بدورها ارتفاعاتٍ مستمرة خلال ذات الفترة[2]، كانت ناتجة أساسًا 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 تعبِّر 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 الرّهيب الذي شهدته أسعار النفط، والذي أظهر ضعف وهشاشة تركيبة النظام الاقتصادي الجزائري، خاصة فيما يتعلق بالحصول على الموارد المالية الموجّهة لتمويل الاقتصاد. وحيال هذا الوضع العسير سجّلت نسب الإنفاق العام إلى إجمالي الناتج المحلي تراجعاً ملحوظًا ابتداءً من العام 1986 وإلى غاية العام 1989، بينما بلغت معدّلات النمو السّنوية للإنفاق العام أدنى قيمٍ لها خلال هذه الفترة، حيث وصلت إلى (1,97%) سنة 1987[3]. ورغم هذا التراجع في معدّلات الإنفاق العام، لم تستطع الإيرادات العامة تغطية النفقات الجارية، وبلغ العجز الموازني أعلى مستوياته، إذ أنه وصل إلى (26200-) م دج –أو ما يعادل (10%-) من قيمة إجمالي الناتج المحلي– عام 1988[4].

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

امتدّت آثار الأزمة الاقتصادية التي عرفتها الجزائر نتيجة انهيار أسعار النفط عام 1986 إلى سنوات التّسعينات، فمع بداية العام 1990 كان الاقتصاد الجزائري يختنق من جرّاء تسديد الدّيون الخارجية التي استحوذت على ما يقارب الـ (67%) من مداخيل الصادرات[5]. وأمام هذه الوضعية المُزرية والمعقّدة أُجبرت الجزائر على التوجه نحو القيام بإصلاحاتٍ جذرية في كافة الميادين، وذلك استعدادًا للانتقال إلى اقتصاد السّوق. وفي غمار هذه التطورات تميزت السّياسة الإنفاقية بالانكماش، بالرّغم 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 بالدّرجة الأولى إلى التخلي التّدريجي للدولة عن التدخل في الاقتصاد خاصة فيما يتعلق بموضوع دعم الأسعار، الذي شكل محورًا أساسيًّا للإصلاحات التي شُرع في تطبيقها آنذاك. غير أن سنتي 1992، 1993 عرفتا نوعًا 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 مقدّمتها 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 معدّل تغطية الإيرادات العامة للإنفاق العام معدّلات متدنيّة، وحتى سالبة خلال السنوات 1982، 1983، 1984، وذالك 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

ضف إلى ذلك ارتفاع نفقات التطهير المالي للمؤسسات العمومية[1].

ابتداءً من العام 1993، ومع توقيع اتفاق الاستعداد الائتماني الثالث، وتطبيق مخطط التعديل الهيكلي شرعت الجزائر –وفي إطار إصلاح السّياسة المالية في شقها الإنفاقي– بإتباع سياسة ترشيد الإنفاق العام، حيث ركّزت معظم برامج التعديل الهيكلي المتعلقة بالسّياسة الإنفاقية (75% من هذه البرامج)[2] على ضرورة ترشيد عملية تخطيط النفقات العامة، وهذا ما عملت السلطات الوصيّة على تطبيقه من خلال رفع كل أشكال الدّعم المُقدّم من طرف الدولة، وإتّباع سياسة الدُّخول المتشدّدة، وتحرير الأسعار، وترتيب الأولويات لمشاريع الاستثمارات العامة. وفي ظل هذه الظروف سجّلت نسبة الإنفاق الحكومي إلى إجمالي الناتج المحلي تراجعًا مُستمرًّا 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– نوعًا من الراحة المالية على الفترة التي أعقبتها، تم استغلالها في بعث النشاط الاقتصادي من خلال سياسةٍ مالية توسعيةٍ 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 دولار[3] الذي تم اعتماده خارج ميزانية الدولة لتمويل هذا البرنامج يُعبِّر 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 السّياسة 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 امتدَّ على مدار خمس سنوات (2005–2009)، رُصِد له مبلغ (4203) مليار دج[5] (أو ما 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 السّياسة الإنفاقية،

---

[1] شيبي. ع، بن بوزيان. م، و شكوري. س، «الآثار الاقتصادية الكليّة لصدمات السّياسة الماليّة بالجزائر: دراسة تطبيقيّة»، منتدى البحوث الاقتصادية، ورقة عمل رقم. 536، أوت 2010، ص. 07.

[2] بخة سعيدي، «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] شيبي. ع، بن بوزيان. م، و شكوري. س، (2010)، ص. 07.

[4] إضافةً إلى تأثير برنامج الإنعاش الاقتصادي يعود هذا الارتفاع في النفقات إلى تكفل الدّولة بتعويض الخسائر والأضرار الناجمة عن الكوارث الطبيعية. أنظر: محمد لكصاسي، «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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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 ارتفاعًا مستمرًّا خلال ذات الفترة، حيث وصلت هذه النّسبة إلى (42,31%) عام 2009، بعدما كانت في حدود الـ (27%) سنة 2005.

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

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

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

1.2. 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 بسهولةٍ ووضوحٍ أكثر.

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

تُمثّل الكتلة النقدية مجموع وسائل الدّفع المتاحة في الاقتصاد خلال فترةٍ زمنية معينة، وقد عرف هذا المفهوم عدة تعديلات بسبب الاختلاف في النُّظُم الاقتصادية من جهة، والتّغيرات 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 نقودًا، وقاموا بتجميع مختلف وسائل الدفع الموجودة بحوزة المتعاملين غير الماليين ضمن مجموعاتٍ غير متجانسة تُعرف بالمجاميع النقدية، كما يلي[1]:

- الكتلة النقدية بالمعنى الضيق (المجمع "M1"): تشمل العُملة الورقية والمعدنية الموجودة خارج البنوك، والتي يتداولها الأفراد في معظم معاملاتهم اليومية، مضافًا إليها حجم النقود المُحتفظ بها لدى البنوك التجارية على شكل حسابات جارية (أو ودائع تحت الطلب).
- الكتلة النقدية بالمعنى الواسع (المجمع "M2"): تشمل عناصر المُجمّع "M1" مضافًا إليها الودائع الادخارية، والودائع لأجل والتي تُستحق خلال فترةٍ قصيرة.
- الكتلة النقدية الأكثرُ اتساعًا (المجمع "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 النّقود.

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

أما في الجزائر فالكتلة النقدية تتكون من ثلاثة أصناف كما يلي[1]:

- 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)، مضافًا إليها أشباه النقود.

أمّا مقابلات الكتلة النقدية، فتمثّل مُستحقات الجهات المُصدِرة للنقود على الغير. أي أنها تمثل الأصول والديون التي تقابل عملية إصدار العُملة من طرف النظام المصرفي[3]، 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 المُقدَّمة للحكومة (NCG)، والقروض المُقدّمة للاقتصاد (CE)[4].

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

نظريًا، من المعروف أن التّغيرات 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 الاقتصادي[5]، بحيث تأخذ به المؤسسات المالية والنقدية الدولية (مثل صندوق النقد الدولي "IMF")، كما تعتمد علية معظم الدراسات النقدية في تفسيرها للتضخم[6]. لذا سوف نقتصر في دراستنا هذه وفي إطار شرح تطور الكتلة النقدية في الجزائر على عرض تطور الكتلة النقدية بالمفهوم الواسع "M2".

لتوضيح مختلف التّطورات التي طرأت على الكتلة النقدية ومقابلاتها خلال الفترة المعنية بالدّراسة، تماشيًا مع تطور الأوضاع الاقتصادية للجزائر-والتي لطالما خضعت بدرجة كبيرة لتطورات وتقلّبات أسعار النفط في الأسواق العالمية- يمكننا الاستعانة بالشّكل التّالي:

---

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

[2] في السّابق كان من الممكن تعريف الكتلة النقدية في الجزائر بمفهوم المجمع "M3" كتالي: "تشمل الكتلة النقدية "M2"، مضافًا إليها الودائع أو التّوظيفات 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.

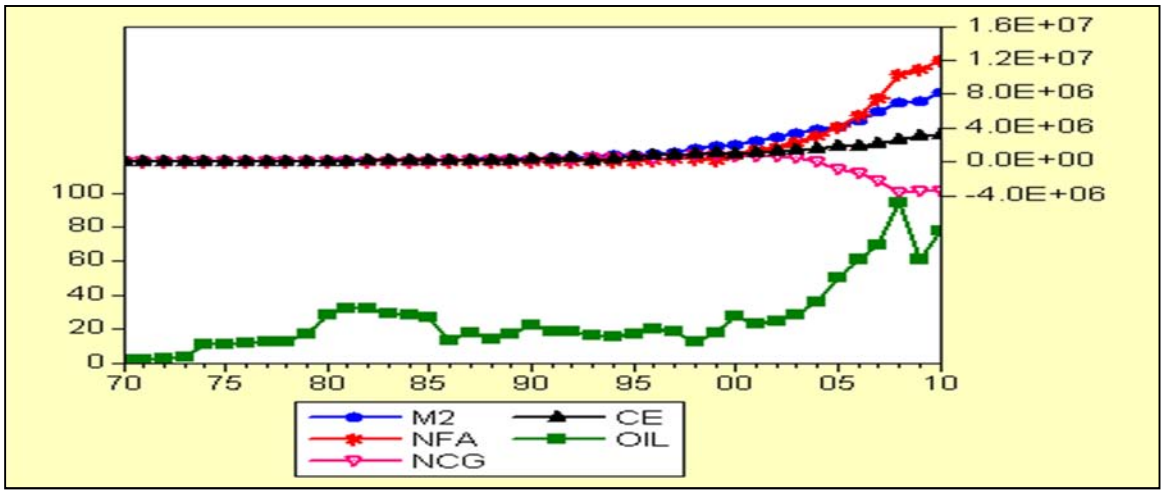
[4] شملول حسينة، «أثر استقلالية البنك المركزي على فعالية السياسة النقدية: دراسة حالة بنك الجزائر»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2001، ص. 143.

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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



المصدر: تم إعداد الشكل انطلاقًا 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 بالمُجمّع"M2"- قد عرف نموًّا وتزايدًا مستمرًّا طيلة فترة الدراسة (1970-2010)، إلا أن وتيرة هذا النمو قد اختلفت حسب عامل الزمن من جهة، وعامل مكونات الكتلة النقدية ومقابلاتها من جهةٍ أخرى. فقد عرفت الكتلة النقدية تطورًا متسارعًا خاصة خلال سنوات السّبعينات 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 متوسّط بلغ حوالي (615%). ويرجع هذا الإفراط في نمو الكتلة النقدية إلى صيغة النهج الاقتصادي المُتّبع إبان تلك الفترة، والذي اعتمد على مخططاتٍ تنموية تطلّب 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 التّوسع 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 نموّها خلال هذه الفترة ما يقارب الـ (267%). ويعود هذا التوسّع الكبير للكتلة النقدية للإصلاحات الخاصة التي شرعت فيها الجزائر مع مطلع الثمانينيات، وذلك بإعادة هيكلة المؤسسات العمومية.

أمّا خلال الفترة التي سبقت تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي (الفترة 1990-1994)، فقد كانت التطورات النقدية تعكس مباشرةً التّوجهات التوسعية للسّياسة 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 المعدّل عرف تباطُؤًا ملحوظًا خلال السنوات الأولى لبرامج التّعديل الهيكلي (السنوات 1994، 1995، 1996)[1] -التي رافقتها سياسة نقدية انكماشية صارمة، بهدف تخفيض معدّلات التّضخم التي بلغت أعلى

[1] أنظر الجدول(17) من الملحق(01).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

مستوياتها خلال السنوات الأولى لعُشرية التّسعينات[1] نتيجة التوسع النقدي المفرط[2]– حيث بلغ متوسّط معدّل 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 الجدولة[3] أدت إلى بلوغ متوسّط معدّل نمو الكتلة النقدية خلال هذه السنة حدود الـ (47,24%)، بعد أن بلغت قيمتها حد (1592461) م دج، عِوضًا عن (1081518) م دج التي سُجّلت سنة 1997.

الارتفاع الكبير الذي حصل في صافي الأصول الخارجية مع بداية الألفية الثالثة نتيجة الارتفاع المُسجَّل في أسعار النفط (بلغ معدّل نمو هذه الأصول خلال العام 2000، ما يقارب الـ (357,5%))، بالإضافة إلى ظهور برنامج الإنعاش الاقتصادي –الذي خُصّص له مبلغ 520 مليار دج[4]– صحبه توسعًا نقديا كبيرًا، 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 تباطؤًا ملحوظًا خلال الفترة الممتدّة بين العام 2002 وإلى غاية العام 2005، عكَس الاستقرار النقدي المحقق المُحقّق خلال هذه الفترة، إذ استمر معدّل النمو السنوي للكتلة النقدية في التّراجع خلال الفترة المذكورة إلى أن بلغ أدنى مستوياته المسجّلة منذ عقود (10,93) خلال العام 2005.

هذا الاستقرار النّقدي المُحقَّق خلال الفترة (2001–2005)، لم يستمرَّ خلال السّنوات الموالية، إذ أنه سرعان ما أخذ في الزّوال ابتداءً من العام 2006، حيث شهد هذا العام عودة معدّل 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، متجاوزتًا بذلك قيمة الكتلة النقديّة "M2" التي لم تتجاوز الـ (4933700) م دج)[5]. هذا التوسُّع في صافي الأصول الخارجية واصل تطوره جارًّا معه الكتلة النقدية نحو التوسُّع حيث حققت نسبة الموجودات الخارجية الصافية إلى "M2" رقمًا قياسيًّا تاريخيًّا 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 تاريخيًّا (3,1%) تحت الأثر الكبير للصّدمة الخارجية متمثّلةً في الأزمة المالية العالمية، وما صحبها من انخفاضٍ في أسعار النفط، عاد التّوسع 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 المعدّلات الكبيرة نسبيًّا المسجّلة خلال السنوات 2006، 2007 و2008[7].

---

[1] أنظر الجدول(19) من الملحق(01).
[2] كريم النشاشيبي وآخرون ،«الجزائر، تحقيق الإستقرار والتحول نحو إقتصاد السوق»، صندوق النقد الدولي، واشنطن، 1998، ص. 50.
[3] معيزي قويدر (مرجع سابق)، ص. 298.
[4] Banque d'Algérie، «Evolution économique et Monétaire en Algérie 2002», 2003, P. 111.
[5] أنظر الشّكل(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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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

في الواقع، فإن التغيّرات التي تطرأ على مستوى الكتلة النقدية لا تحدث بصفةٍ عشوائية، إذ أن هذه التغيرات يرجع سببها إلى تغيّر الأجزاء المُكوّنة والمقابلة لهذه الكتلة النقدية[1].

تُمثّل الأصول الخارجية المقابل الخارجي للكتلة النقدية من ذهبٍ وعملةٍ أجنبية، ونظرًا للأهمية البالغة التي تحتلها صادرات المحروقات ضمن هيكل صادرات الاقتصاد الجزائري[2]، فإن تطور حجم هذه الأصول بقي مرهونًا ومرتبطًا بتطورات أسعار النفط في الأسواق العالمية، إذ أنه لطالما تميز بالتذبذب واللاّإستقرار نتيجة عدم استقرار هذه الأسعار. فتماشيًا مع حركة أسعار النفط، نجد أن حجم الأصول الخارجية عرف نموًّا متسارعًا خلال فترة السّبعينات[3] -التي شهدت ارتفاعاتٍ غير مسبوقة 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 معدّل نموّه السّنوي خلال هذه الفترة مقدار (29,57%).

أمّا خلال الفترة الممتدة بين عامي 1982 و 1990، فقد أدى التدهور الكبير الذي مسّ 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، محقّقًا بذلك معدّل نمو سنوي متوسّط قدره (-7,77%). وبالرّغم من الارتفاع الكبير المشهود في حجم هذه الأصول خلال العام 1991، بتسجيلها لمعدّل نمو سنوي فاق الـ (271%) إلاّ أنها عادت للانخفاض عامي 1992 و1993 نتيجة الإصلاحات التي شُرِع في تطبيقها آنذاك. وذلك قبل أن تؤدي عملية إعادة تثمين أصول البنوك التجارية والبنك المركزي على إثر خفض قيمة العملة الوطنية عام1994 إلى ارتفاعٍ آخر في حجم هذه الأصول الذي حقّق معدّل نمو سنوي قدره(208%).

وبعد انخفاضٍ سُجّل عام 1995، عرف العام 1996 ارتفاعًا كبيرًا في حجم الأصول الخارجية، أين قُدّرت قيمتها بـ (133949) م دج، مقابل (26298) م دج التي سُجّلت سنة 1995، بزيادةٍ قدرها حوالي (5) مرات، لتستمرّ في الارتفاع خلال العام 1997، قبل أن تعرف تراجُعًا ملحوظًا خلال عامي 1998 و1999 -نتيجة انخفاض أسعار النفط- لتبلغ (169618) م دج في العام الأخير[4]. ومع عودة أسعار النفط للارتفاع عاد حجم حجم هذه الأصول هو الآخر للارتفاع مع مطلع الألفية الثالثة مُسجّلاً معدّل نمو سنوي قدره (357,46%) عام 2000، ليتواصل في الارتفاع طيلة سنوات الألفية الجديدة وإلى غاية العام 2010[5]، مشكّلاً بذلك المصدر الأساسي للإصدار النقدي[6]، ومتجاوزًا حجم السّيولة النقدية وشبة النقدية في الاقتصاد الوطني في بعض الأحيان[7].

---

[1] عمروش شريف، «السياسة النقدية ومعالجة إختلال ميزان المدفوعات»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة سعد دحلب، البليدة،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 الشّكل(3.1) في الأعلى.
[6] محمد لكصاسي (مرجع سابق)، ص. 3.
[7] بنك الجزائر، التقرير السنوي، 2008 (مرجع سابق)، ص: 184.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

أما فيما يتعلق بالقروض المقدمة للاقتصاد[1]، فقد عرفت نموًّا وتزايدًا مستمرًّا خلال سنوات السّبعينات نتيجةً لتكفل الجهاز المصرفي بتمويل المخطّطات التنموية المُقرَّرة 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 المقدّمة 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 الصّعبة التي عاشتها الجزائر آنذاك. ومع تحسن الأوضاع عادت هذه القروض للارتفاع من جديد حتى بلغت (1150733) م دج سنة 1999، لتواصل الارتفاع طوال سنوات العُشرية الأولى للألفية الجديدة –باستثناء الانخفاض الذي حدث في بداية هذه الألفية– إلى أن وصلت إلى حدود (3268100) م دج خلال العام 2010[2].

أما القروض المقدمة إلى الدولة[3]، فإن تحليلنا لهيكلها من شأنه أن يُظهِر الدّور 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 عدّة مرّات منذ الاستقلال نتيجة التّدخل المهم للخزينة العمومية في تدعيم الاقتصاد، بينما أدى الإصلاح المالي لسنة 1971 –والذي منح الأهمية للقطاع المالي في عملية تمويل التّنمية[4]– إلى انخفاض حجم هذا النوع من القروض خلال الفترة الفترة (1971-1974)، حيث تراجعت قيمتها من (5974) م دج عام 1971، إلى (3841) سنة 1974. لكن ومع العودة القوية للخزينة العمومية للمساهمة في تمويل الاستثمارات المُخطّطة، عاد حجم القروض المُقدّمة للدولة ليشهد ارتفاعًا ملحوظًا خلال الفترة (1975–1980)، محقّقًا بذلك معدّل نمو متوسط قدره (46,30%). ورغم الانخفاض الذي شهدته سنة 1981 في حجم هذه القروض، إلاّ أنها عادت لتسجّل ارتفاعًا مستمرًّا، بدايةً من العام 1982 –الذي شهد اتخاذ قرار إعادة هيكلة المؤسسات العمومية– وإلى غاية العام 1991، الذي شهد انخفاضًا بمعدّل (-4,83%)، نتيجة الصّرامة في تطبيق القوانين الجديدة، وتخلّي الدولة عن التمويل من خلال الإصدار النقدي[5]، قبل أن تعرف هذه القروض ارتفاعًا جديدًا خلال العام 1993 بسبب تحويل الدين المصرفي المصرفي على المؤسسات العمومية إلى سندات حكومية في إطار برنامج إعادة الهيكلة. لتعود هذه القروض إلى سلوك اتّجاهها التّنازلي خلال السّنوات الموالية، وإلى غاية العام 1996، أين عرفت انخفاضًا كبيرًا

[1] تتمثل القروض المُقدَّمة 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 المُقدَّمة من طرف البنك المركزي إلى البنوك التجارية.

[2] أنظر الجدول(18) من الملحق(01).

[3] تتمثل القروض المُقدّمة 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

بوصولها إلى حد (280548) م دج –نتيجة تسجيل الخزينة العمومية فائضًا قدره 343 مليار دج[1]– 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 المركزي[2] –على شكل تسبيقات في الحساب الجاري، أو عن طريق الاقتراض من السّوق النقدية– عاد حجم القروض المقدّمة إلى الدولة للارتفاع مجدّدًا بدايةً من العام 1997 وإلى غاية العام 1999، بانتقاله من (423650) م دج إلى (847899) م دج.

مع تحسن الأوضاع الاقتصادية نتيجة الارتفاع المُسجَّل في أسعار النفط شهدت السنوات الأولى للألفية الثالثة –وباستثناء الارتفاع الطّفيف الذي شهده العام 2002– انخفاضًا مُستمرًّا في حجم القروض المقدّمة للدولة. وبالرّغم من أن هذه القروض –وباستثناء الانخفاض المُسَجّل عام 2009– سجّلت ارتفاعاتٍ متتالية خلال الفترة (2005–2010)، إلاّ أنها أخذت قيمًا سالبة طوال هذه الفترة، وهو ما يعطي الانطباع عن مدى التّحسن 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 المؤشّر باعتباره مقياسًا لمعدّل التضخم، وذلك نظرًا لتوفر –في العادة– أغلب الموارد الإحصائية حوله، كما أنه يعبّر عن تكلفة المعيشة، ويصور التدهور الذي يطرأ على القوة الشرائية للنقود، إذ أنه يُستعمل في أهداف تقييس الأجور والرواتب[3].

إن مؤشر أسعار الاستهلاك هو الوسيلة الأساسية لقياس التضخم في الجزائر نظرًا لانعكاساته على العائلات، إذ يتم حسابه شهريًّا 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 سلة الاستهلاك. ويُحسب هذا المؤشّر وفقًا لصيغة لاسبير، باتخاذ سنة 1989 كسنةٍ مرجعية، أمّا الأوزان فتعتمد على تحقيقات الإنفاق العائلي على المستوى الوطني. لذا فإن العوامل المؤثّرة على أسعار الغذاء تطغى على حركات مؤشر أسعار الاستهلاك، وتشمل هذه العوامل الظروف الجوية، حركات أسعار الصرف، أسعار الواردات وغيرها[4].

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

قبل تناول مختلف التطورات التي عرفها مؤشّر أسعار الاستهلاك في الجزائر، تجدر الإشارة إلى تطور نظام الأسعار المطبق خلال كل مرحلة من مراحل تطور الاقتصاد الجزائري. وفي هذا الصّدد 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 والمسبّبات والأبعاد والسّياسات»، مركز دراسات الوحدة العربية، بيروت، 1982، ص. 18.
[4] صالح تومي، «دور المؤشّرات السّابقة والموجّهة في تحديد المسار التضخمي في الجزائر»، مجلة علوم الاقتصاد والتسيير والتجارة (جامعة الجزائر)، العدد. 13-2005، 2005، ص. 9-28.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

التّمييز بين ثلاثة مراحل أساسية:

المرحلة الأولى (1970-1979): خلال هذه المرحلة، عُوّضت سياسة تثبيت الأسعار بالسّياسة الانتقالية للأسعار، وقد ارتكزت هذه الأخيرة على مبدئين أساسيين لغرض المحافظة على استقرار الأسعار، وتفادي وكبح الضّغوط التّضخمية. يتمثّل أولهما في مراقبة ظروف تكوين الأسعار من طرف السّلطات العمومية، بينما يرتكز ثانيهما على استعمال هذا النظام في خدمة الأهداف الإجمالية للنمو. ولتنفيذ هذه السّياسة حُدِّدت أربعة أنظمة للأسعار تمت المصادقة عليها في 29 أفريل 1975[1]، بدءًا بنظام الأسعار المحدّدة (الثابتة)، والذي تتحدد بموجبه أسعار المُنتجات الفلاحية ذات التّكاليف الثابتة نسبيًّا عبر كافة التراب الوطني لفترة زمنية معينة من طرف وزارة التجارة. بالإضافة إلى نظام الأسعار الخاصة والمتعلق بالمُنتجات الزّراعية ذات التّكاليف المرتفعة نسبيًّا، وبعض المُنتجات الصّناعية التي تُستعمل في الإنتاج الزّراعي، والذي تكون بموجبه الأسعار مستقلّةً عن سعر التّكلفة. كما شملت هذه المرحلة نظام الأسعار المستقرة (أو المثبّتة) الذي مسّ قطاع البناء والأشغال العمومية، والصّناعات المعدنية والحديدية بُغية المحافظة على تكلفة المشاريع المخططة. وفي الأخير تضمنت هذه المرحلة نظام الأسعار المُراقبة، الذي شمُل كل السلع والخدمات التي لم يشملها أيٌّ من الأنظمة السّابقة، أمّا عن عملية المراقبة التي تضمّنها 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 أُدخلت بعض التوجّهات الجديدة على هذه الأخيرة، من خلال ربطها بتكاليف الإنتاج، لكن هذه التوجّهات لم تأت بنتائج مُرضية، إذ أنها لم تحدِّد 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 للأسعار[2]، تمثّل الأول في نظام الأسعار المُثبَّتة مركزيًّا، الذي خُصِّص للسّلع والخدمات الإستراتيجية الأساسية وذات الاستهلاك الواسع في نفس الوقت. بينما تمثّل الثاني في نظام الأسعار المُراقبة، الذي شمُل السّلع والخدمات غير الخاضعة للنظام الأول، والتي لا تُحدث آثارًا 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 الضّروري وضع سياسة أسعار متطابقة مع متطلّبات هذا الاقتصاد، وفي هذا الإطار تم تحرير أسعار أغلب المُنتجات والخدمات، حيث تم رفع الدّعم عن الأسعار تدريجيًّا، من خلال وضع نظامًا للأسعار، بحيث تكون كل أسعار السلع والخدمات مربوطة بأحد النظامين[3]: نظام الأسعار المقنّنة، الذي قام على تحديد سقف سعري، وضمان 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.

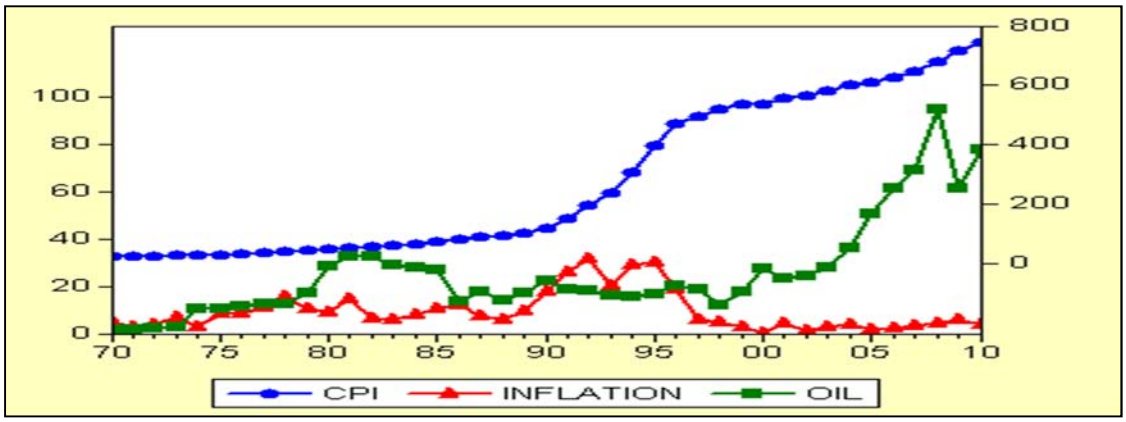
المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الإنتاج، بالإضافة إلى نظام الأسعار الحرّة، الذي شمُل السّلع التي لا تخضع للنظام السّابق، والتي لها أولوية اقتصادية واجتماعية، ويهدف هذا النظام الأخير إلى تمكين ميكانيزمات السّوق من تنظيم أسعار السلع والخدمات عن طريق نظام العرض والطّلب.

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

يُعدُّ البحث في تحركات الأسعار أمرٌ شديد الأهمية للوقوف على الاتجاهات التّضخمية لأي اقتصاد. فإذا اتضحت الحركة الصُّعودية في مستويات الأسعار بالمعنى الذي عرفناه، دلّ ذلك على وجود قوى تضخمية في هذا الاقتصاد، وذلك على اعتبار أن ارتفاع الأسعار مظهرًا من مظاهر التّضخم. وكما أشرنا سابقًا فإنه، وفي الجزائر -وكما هو شائع- فإن الارتفاع المستمر في أسعار الاستهلاك يعدُّ مظهرًا هامًّا 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، مؤشرأسعار 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 بصورةٍ عنيفة بعد هذه السنة. ومن هنا ارتأينا أن يتم تّحليل تطور اتجاهات الأسعار على مرحلتين أساسيتين. تمتد الأولى من العام 1970 إلى غاية 1989، وتُعرف بمرحلة التضخم المكبوت، أمّا الثّانية فتمتد من العام 1990 إلى غاية العام 2010، وتُعرف بمرحلة التّضخم الصّريح.

1.2.22. فترة التضخم المكبوت (1970-1990):

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

عشرية السّبعينات (حيث ارتفع هذا المؤشّر بمقدار (12,5) نقطة خلال الفترة (1976-1979)، إلاّ أنها عادت للاستقرار مع بداية الثّمانينات، حيث لم تتعدى الزّيادة في المستوى العام للأسعار حد (3,3) نقطة ما بين عامي (1981-1982). هذا الاستقرار في المستوى العام للأسعار الذي ساد فترة الثّمانينات، شهد استثناءً واحدًا، خلال العام 1986 بسبب تبعات الأزمة النّفطية، حيث بلغت الزّيادة في مؤشّر أسعار الاستهلاك ما بين سنتي (1985-1986) ما يقارب (8,8) نقطة، وهي نسبةٌ مرتفعة مقارنةً بالسّنوات السّابقة.

بالرّغم من ذلك، إلاّ أنه وعلى العموم خلال الفترة (1970-1989) كان استقرار الأسعار واضحًا، وهذا ما انعكس على مستويات التّضخم التي لم تتجاوز معدّل (9%) في المتوسّط خلال هذه الفترة. لكن تجدر الإشارة إلى أن تحليل مستوى التّضخم بالاعتماد على مؤشر أسعار الاستهلاك خلال هذه الفترة بالذّات عانى من بعض النّقائص، والمتعلّقة أساسًا بعدم مراعاة أسعار السّوق الموازية، مضافًا إليها المشاكل النّاجمة عن الإجراءات الإدارية التي عمدت السّلطات الوصيّة إلى وضعها، خاصّةً فيما يتعلّق بتثبيت الأسعار، مما أدى إلى كبت الضّغوط التّضخمية، والذي تجلى من خلال ارتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك بالنّسبة لمجموعة السّلع الغذائية (اللّحوم، السّمك، الخضر) باستثناء تلك الضّرورية والمدعّمة (كالحبوب، والحليب، ...) التي بقيت أسعارها مستقرّة إلى حدٍّ ما. كما تجسّدت ملامح هذا الكبت التّضخمي من خلال الارتفاع المُفرط للادخار العائلي كمنفذ من أجل التّحكم، ومن ثم الضّغط على الفائض الحاصل في القدرة الشّرائية أمام العجز الفادح في عرض السّلع، وهي كلّها مؤشّرات تعكس مظاهر "التّضخم المكبوت"[1]. ومنه يمكن القول أنه إذا أخذنا بعين الاعتبار -عند حساب الرّقم القياسي للأسعار- كلٌّ من أسعار السّوق السّوداء بالنّسبة لمختلف السّلع، وكذا رغبات الإنفاق المكبوت، كان لبد أن يرتفع هذا الرّقم بصورةٍ أكبر، ذلك أن الرّقابة المباشرة على الأسعار والإعانات قد كبتت الأسعار ومنعتها من الارتفاع، تحت ضغط التوسع الكبير في الإصدار النقدي، نتيجة التّوجهات الاقتصادية الهادفة إلى رفع معدّلات النمو الاقتصادي ومستويات التّشغيل في الاقتصاد، والتي كثيرًا ما كانت تحتاج إلى تمويلاتٍ نقدية ضخمة[2]، لم تواكبها معدّلات نمو مماثلة في الإنتاجية، ممّا جعل منها المُحرِّض الرّئيسي للتضخّم. ضف إلى ذلك الغياب شبه الكلي لمعالم السّياسة النّقدية، حيث أنه -وخلال هذه الفترة- لم تُمنح للبنك المركزي أية استقلالية، لتحديد أهداف وأدوات هذه السياسة، والأمر الأهم من هذا أن تكوين الاحتياطي النقدي كان مرتبط إلى حدٍّ بعيد بمداخيل صادرات المحروقات، وليس بالادخار.

2.2.2.2 فترة التضخم الصّريح (1990-2010):

ابتداءً من العام 1990، دخل الاقتصاد الجزائري مرحلةً انتقالية من الاقتصاد الاشتراكي الموجه نحو اقتصادٍ لبرالي يقوم على مبادئ وأسس اقتصاد السّوق، 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 التّضخم، نجد تلك المُتعلّقة بهيكل الكتلة النّقدية، وبالضّبط تلك المُتعلّقة بنسبة النّقود خارج القطاع المصرفي إلى الكتلة النّقدية، حيث بلغت نسبة هذه الأخيرة حد (95%) عام 1975، وهي نسبة بعيدة عن المعايير الصّحيحة المُتعارف عليها في الاقتصاديات المتطورة، والتي يجب أن لا تتعدّى نسبة الـ (20%) في أسوء الأحوال.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

التّوازنات الاقتصادية الكلية، الأمر الذي تطلّب في البداية القيام بإصلاحاتٍ ذاتية، نتج عنها تفاقم الأوضاع الاقتصادية، التي تجسّدت من خلال انخفاض قيمة العملة الوطنية، تفاقم المديونية الخارجية، وارتفاع مستويات التّضخم. ففيما يتعلّق بهذا الأخير –وكما يبدو من خلال الشّكل(4.1) أعلاه– نجد أن مؤشر أسعار الاستهلاك ارتفع بنسبةٍ كبيرة خلال الفترة (1990–1994)، حيث انتقل من (117,90%) في بداية هذه الفترة إلى (303,87%) في نهايتها، محقّقًا بذلك معدّل زيادة سنوية قدرها (46,50) نقطة في المتوسّط، وكثيرًا ما كان يرجع الارتفاع الكبير في الأسعار خلال هذه المرحلة إلى رفع الدّعم عن الأسعار، وكذا تحريرها، بالنّسبة لمجموع السّلع والخدمات، وذلك بغية جعل الأسعار ترتفع بصورةٍ مستمرة وبحريّةٍ مطلقة، استجابةً لتغيّرات العرض والطّلب، دون أيّ تدخّلٍ غير طبيعي من طرف السُّلطات. هذا الوضع انعكس على معدّلات التّضخم التي بلغت أعلى معدّلٍ لها منذ عقود خلال العام 1992، بوصولها إلى حد (31,71%). وبالرّغم من الانخفاض الذي شهده العام 1993 في معدّلات التضخم، إلاّ أن هذه المعدّلات عاودت الارتفاع خلال السّنتين التّاليتين، لتصل إلى (29%) و(29,8%) على التّوالي، ويمكن إرجاع ذلك إلى رفع الدّعم عن السّلع المحدّدة في إطار اتفاق الاستعداد الائتماني الثّالث (أبريل 1994)، لتصل نسبة السّلع المُحرّرة أسعارها إلى (84%) من إجمالي السّلع المُدرجة في مؤشر أسعار الاستهلاك[1].

ابتداءً من العام 1995، وفي إطار برنامج التّعديل الهيكلي (أيار 1995–أيار 1998)، تمت إزالة كل التّشوهات السّعرية، وذلك حتى تصبح الأسعار المحلية دالةً في الأسعار الدّولية. وفي هذا الإطار تم خلال الفترة (1994–1996) تحرير أسعار منتجات القطاع العام إلى ما يقارب (200%)، تماشيًا مع الأسعار العالمية[2]. وبالرّغم من ذلك نجد أن معدّلات التّضخم (معدّلات نمو مؤشر أسعار الاستهلاك) تراجعت بشكلٍ محسوس، حيث انتقلت من (29,8%) عام 1995 إلى (5%) عام 1998، قبل أن تصل إلى (0,3%) عام 2000، وهو أدنى معدّل تضخم عرفه الاقتصاد الجزائري منذ الاستقلال. ويمكن تفسير ذلك بالإجراءات التي اتخذتها الحكومة –وذلك دائمًا في إطار برنامج التّعديل الهيكلي– كالعمل على تقليص الموازنة العّامة، الصّرامة في إدارة الكتلة النّقدية، رفع أسعار الفائدة إلى مستوياتٍ قياسية، إضافةً إلى العمل على زيادة احتياطات الصّرف لغرض تدعيم قيمة العملة الوطنية، ممّا أدى إلى التّحكم في أخطار التّضخم. وتجدر الإشارة إلى أن هذا الأداء كان مُدهشًا بوجهٍ خاص، لأنه جاء في خِضم عمليات تحرير الأسعار، حيث عزّزت هذه النّتائج من قدرة السّلطة النّقدية –ممثّلة في مجلس النقد والقرض– على إدارة السّياسة النقدية[3].

انطلاقًا من العام 2001، عاد معدّل التّضخم إلى الارتفاع، بصوله إلى مستوى (4,2%)، نتيجة ضخ المزيد من الكتلة النّقدية في إطار برنامج الإنعاش الاقتصادي المُقرّر ابتداءً من هذه السّنة. وباستثناء هذا العام، فإن معدّلات التّضخم بقيت في حدودٍ مقبولة تتماشى مع نموٍّ اقتصاديٍّ سليم خلال الفترة (2001–

[1] خالدي الهادي، «المرآة الكاشفة لصندوق النّقد 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 والتّضخم في الجزائر خلال الفترة (1970-2005)»، أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة الجزائر، 2006-2007، ص. 214.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

2006)، هذا التّراجع في الضّغوط التّضخمية كان مصدره، كلٌ من تقليص المديونية الخارجية وخدماتها، وتحسن ميزان المدفوعات والميزان التّجاري –نتيجة ارتفاع أسعار النفط في الأسواق العالمية–ممّا انعكس في شكل وفرةٍ في أغلب السّلع بمُختلف أنواعها، ناهيك عن تقلّص الفجوة بين سعر الصّرف الرّسمي والموازي في هذا المجال.

بعد الاستقرار الذي شهدته الفترة (2002–2006) في الأسعار، والذي تجلى في النّمو الضّعيف للمستوى العام لأسعار الاستهلاك، وكذا تقلّص معدّلات التّضخم، تميّز العام 2007 بعودةٍ قويّة للاتجاه التّصاعدي لمعدّلات التّضخم[1]، والذي تسارعت وتيرته خلال العامين 2008 و2009، رغم بقائها في حدود التّحمل وإن كان الاتجاه يبدو تصاعديًّا بشكل واضح. هذا التزايد في معدّلات التّضخم تضافرت ظاهرتين لدفعه. تمثّلت الأولى في ارتفاع أسعار المُنتجات الغذائية بقوة (لاسيما أسعار المُنتجات الفلاحية)، أمّا الثّانية فتمثّلت في ارتفاع أسعار المُنتجات ذات الصّلة بالواردات، والتي كانت عُرضةً للصّدمة القوية في الأسعار العالمية، والمدفوعة بارتفاع أسعار النفط[2]. هذه الضّغوط التّضخمية تواصلت خلال العام 2010، وإن كانت أقل حدّة من ذي قبل، فلأول مرّة منذ خمس سنوات عاد معدّل التّضخم للانخفاض، حيث انتقل من (05,7) سنة 2009 إلى (03,9) سنة 2010، وتجدر الإشارة إلى أنه وعلى عكس السّنوات السّابقة كان التّضخم في سنة 2010 متولّدًا أساسًا عن ارتفاع أسعار الخدمات والسّلع المُصنّعة[3].

3. انعكاسات حركة أسعار النفط على التّشغيل ومعدّلات 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 الشّاغل، إذ أنها تأخذ النصيب الأكبر من الاهتمام، سواء من طرف المواطن العادي، المفكر والباحث، أو النقابات والمنظمات المهنية والشبابية، حيث تم تسجيلها في أعلى سُلَّم الأولويات. فقد ساهمت الظروف الاقتصادية الصعبة التي عانى منها الاقتصاد الوطني عبر مختلف مراحل تطوره –والتي ارتبطت بشكلٍ وثيق بقيودٍ 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 الصّعبة على ظاهرة البطالة، أين كان الانخفاض المُسجّل في عدد مناصب الشّغل المُستحدثة في منتصف الثمانينيات (انخفض عدد مناصب العمل المُستحدثة من (140000) منصب خلال الفترة (1980–1984)، إلى (75000) منصب خلال الفترة (1985-1989))[4]، أول مظاهر هذه الانعكاسات. والشكل أدناه يوضّح تطور معدّلات البطالة وتطور أسعار النفط خلال الفترة (1970–2010).

---

[1] أنظر الجدول(19) من الملحق(01).

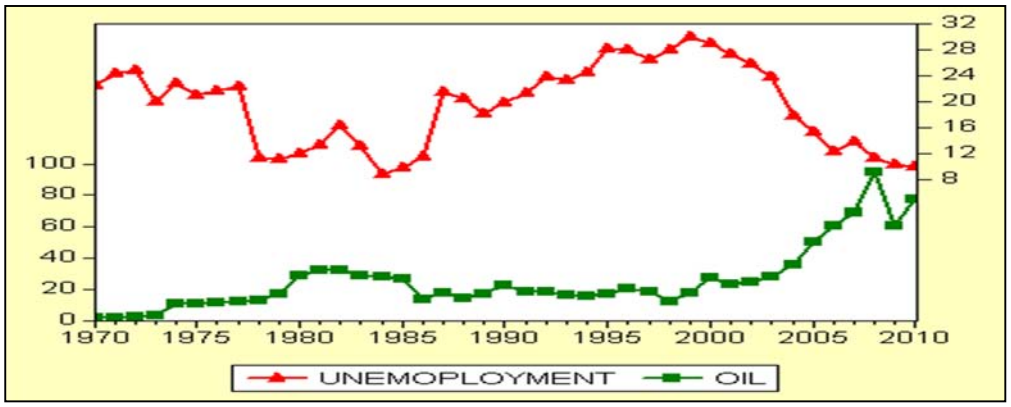
[2] Banque d'Algérie, «Evolution Economique et Monétaire En Algérie 2008», Rapports Annuels, Septembre 2009,P P. 42-58.

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

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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



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

1.3. تطور التشغيل والبطالة قبل عام 1990:

على غرار باقي الدّول النّامية الغنيّة بالثّروات الطّبيعية، ظلّت إستراتيجيات التّنمية في الجزائر تعاني من التّبعية الكليّة لإيرادات المحروقات، إذ ارتكزت كل السّياسات التّنموية على ما تُدرُّه إيرادات هذا القطاع – خاصّةً بعد عمليّة تأميمه عام 1971– لتمويل المشاريع الاستثمارية الكبرى، والتي تمحورت حول إستراتيجية الصّناعات المصنعة[1]، التي تم انتهاجها كنموذجٍ للتّنمية، حيث نُفّذت استثماراتٍ ضخمة، اعتمادًا على توجه مخططاتٍ تنموية، كانت تهدف إلى بناء المجتمع، وتمكين المواطن من الاستفادة من ثمار التنمية الاجتماعية من خلال إستراتيجيات طويلة المدى[2]. وقد تجسّدت هذه النّظرة من خلال المخططات الثلاثة الأولى (الثلاثي والرباعيين)، حيث ميّز الفترة (1967-1979) تطورًا متزايدًا 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 مُوِّل عن طريق مدا خيل المحروقات والتي أُعتبرت كافيةً لتغطية الاحتياجات من الموارد التجهيزية المُستوردة الضّرورية لتشغيل الجهاز الإنتاجي[3]. وقد انعكس المستوى العالي من الاستثمارات العمومية المحققة خلال الفترة الممتدّة بين الثّلث الأخير لعشرية الستينات ونهاية السّبعينات 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 سنويًا[4]. لتسمح هذه الوتيرة المتسارعة في إنشاء مناصب العمل بتراجعٍ 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 السّبعينات إلى أدنى مستوياتها المُسجّلة 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 النّامية لتحقيق التّنمية الشّاملة في مختلف القطاعات الاقتصادية، وإحداث التّشابك 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, 2e Tri 1984, P. 57.

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

[4] مدني بن شهرة، 2009، ص. 174.

[5] أنظر الجدول(20) من الملحق(01).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

هذا التحسن في مستوى التشغيل لم يكن يعكس النّمو الحقيقي للاقتصاد الجزائري، إذ أنه كان قائمًا على نوعٍ من الاستثمارات، تميز باعتماده الكلي على مدا خيل المحروقات. ممّا جعل الاقتصاد الجزائري عمومًا، ونظام التشغيل بشكلٍ خاص نظامًا هشًّا، و عُرضةً لأيّ صدمةٍ خارجية في أسعار النفط. لذا شكّلت مرحلة الثّمانينات منعرجًا حاسمًا في مسيرة تطور الاقتصاد الجزائري، حيث تم التّخلي عن إستراتيجية التنمية المتعدّدة التي تم انتهاجها خلال المرحلة السّابقة لصالح مجموعة من السّياسات الاقتصادية بدون أفقٍ واضح، ومع هذه التّطورات شهدت هذه المرحلة انخفاضًا ملحوظًا في وتيرة الاستثمارات، التي لم تعد تُمثّل سوى (37%) من إجمالي الناتج الوطني[1]. فبالرغم من ارتفاع مداخيل المحروقات سجّلت الفترة (1980-1984) – والتي تزامنت مع تنفيذ خطّة المخطط الخماسي الأول- تراجعًا نسبيًّا في الاستثمار، إلاّ أن عدم اكتمال المشاريع المُقرّرة في الفترة السابقة، والتي حضيت بالأولوية أعطى نوعًا من الفعالية للاستثمارات التي تم تنفيذها خلال هذه الفترة، خاصّةً في مجال التّشغيل حيث تم إنشاء أكثر من (718000) منصب شغل، بمعدل سنوي متوسط قدره (140000) منصب شغل سنويًا، من بينها (621900) –أو (86%) من المناصب المنشأة- وظيفة خاصة بالقطاع العام. وفي ظل هذا الحجم الهائل من التّشغيل سجّل مخزون البطالة انخفاضًا محسوسًا، 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 السّابقة، شهدت الفترة (1985-1989) –والتي تزامنت مع تنفيذ خطّة المخطط الخماسي الثاني- تدهورًا كبيرًا في مجال التشغيل، نتيجة الضّائقة المالية التي عرفها الاقتصاد الوطني خلال هذه الفترة، والتي ظهرت بوادرها مع حلول العام (1986)، بعد التراجع الرّهيب 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 السّلطات إلى اللّجوء للاقتراض الخارجي، وما رافقه من ارتفاعٍ في نسبة خدمة الدين (حيث انتقلت نسبة خدمة الدّين إلى مجموع مداخيل العملة الصعبة من (35%) سنة 1985 إلى (75,25%) سنة 1989)، وانخفاضٍ في حجم الواردات (حيث انتقلت من (2,2) مليار دولار سنة 1986 إلى (1) مليار دولار سنة 1987)[2]، تقلّص حجم الإنتاج الوطني نتيجة ندرة موارد التجهيز والسّلع الاستهلاكية، ليصاحبه انخفاضٌ هام في حجم الاستثمارات، إذ أن الاستثمار الفعلي لم يتجاوز حد الـ (370) مليار دج، بالرّغم 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 المُخطّطة- بمعدّلٍ سنويٍّ متوسط قدره (76000) وظيفة سنويًّا، وهي نسبةٌ منخفضة إذا ما قورنت بالفترة (1980-1984)، كما أن الأوضاع ازدادت تأزّمًا بعد عمليّات

[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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تسريح العمال التي شُرع في تطبيقها خلال هذه الفترة، بعد ظهور بوادر النقاش حول فائض العمال في المؤسسات نتيجة الظّروف الاقتصادية الصّعبة، ليبلغ عدد العمال المُسرّحين خلال الفترة (1984-1987) حوالي (88000) عامل[1]. أمّا محزون البطّالين فقد ارتفع ليتجاوز عتبة المليون شخص عام 1987 -بمعدّل بطالة قدره (21,40%)- بعدما كان في حدود (435000) نسمة سنة 1985، ليصل بعدها إلى 1150000 نسمة سنة 1990، بمعدّل بطالة قدره (19,7%).

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

استمرت عواقب السّياسات الاقتصادية السّابقة -والتي كانت قائمة على عوامل خارجية لا يمكن ضبطها، مثل أسعار النفط، والإعانات والقروض الخارجية- خلال مرحلة التّسعينات، حيث عرفت هذه الفترة وضعًا اقتصاديًّا صعبًا، تجلّى في اختلال التوازنات الاقتصادية الكبرى، متمثّلةً أساسًا في اختلال ميزان المدفوعات، ونشوب أزمة المديونية الناتجة عن تضخم الدّيون الخارجية وارتفاع خدماتها. إذ أنه وبمجرد انهيار أسعار النفط سنة (1986) حتى انهارت معها قُدُرات الاقتصاد الجزائري في تمويل الاستثمارات المُخطّطة، وكذا شراء التّجهيزات الأولية اللاّزمة لتنفيذ المخطّطات التنموية المُتبنّاة، مما أدى إلى تراجع معدلات النّمو الاقتصادي وظهور الإختلالات في مختلف التوازنات الدّاخلية والخارجية، ليدخل الاقتصاد الجزائري مرحلةً من الانكماش، تعدّدت انعكاساته على الجانبين الاجتماعي والاقتصادي[2]، وأظهرت بوضوح عدم إمكانية تحمل اقتصادٍ موجه يعتمد على إيراداتٍ نفطية تتحكّم فيها عوامل خارجية.

لمحاولة معالجة هذا الوضع المتردّي، شرعت السّلطات الجزائرية منذ العام 1990 في تنفيذ مجموعةٍ من الإصلاحات الاقتصادية والمالية -التي تدخل في محتواها النّظري والتطبيقي ضمن الفلسفة العامة لبرامج مؤسّسات "بريتن وودز"[3]- والتي جاءت ببرنامج تصحيح اقتصادي يهدف إلى إعادة توجيه الإطار العام للاقتصاد الجزائري نحو اتجاهٍ أكثر توافقًا مع اقتصاد السّوق. لكن افتقار هذه الإصلاحات إلى الرؤية الشّاملة، إضافةً إلى الضّائقة المالية التي رافقتها، وَسَمَها بانعكاساتٍ سلبية على مستوى النمو الاقتصادي، وكذا على التّشغيل والبطالة، حيث لم يتم خلق سوى (459000) منصب شغل -بزيادة سنوية قدرها (1,2%)[4]- خلال الفترة (1990-1994)، ليتواصل ارتفاع معدّلات 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 ثِقل المديونية حد الـ (84%) من إجمالي مداخيل 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»، الجزءالثاني، 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 الجدولة مع هذه المؤسسات، وتطبيق برامج التعديل الهيكلي إبتداءا 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 الدّيون إلا بعد أن وصل الاقتصاد الجزائري إلى حد الاختناق سنوات 1993 و1994- وذالك لكون الإصلاحات التي شرع فيها منذ تلك السنة يمكن اعتبارها كإشارات من السّلطات الجزائرية لهذه المؤسسات للإعراب عن نواياها الحسنة في الشروع تطبيق برامجها. لذا فإن تقييمنا لمرحة ما بعد 1990 هو تقييم لنتائج السياسات التي حملتها برامج التعديل الهيكلي ككل.

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

1993، كما أن إجمالي النّاتج المحلّي عرف معدّل نمو سلبي قُدّر بـ (-0,9%) سنة 1994[1]. لذا كان لزامًا على الجزائر قبول برنامج التعديل الهيكلي المفروض عليها من طرف صندوق النقد الدولي كوصفةٍ لعلاج الإختلالات الهيكلية للاقتصاد الجزائري[2]. لكن وبالرّغم من النّتائج المهمة لهذا البرنامج، خصوصًا فيما يتعلق بمسألة الدّيون وكذا التوازنات المالية[3]، إلاّ أنه –وعلى غرار كل برامج الإصلاحات التي تسعى إلى إقامة التوازنات المالية بعيدا عن التوازنات الاقتصادية– أثّر بشكل سلبي على التشغيل، وذلك أن هذا النوع من البرامج يعتمد على سياسة تقشف، تهدف إلى التحكم في الطلب الكلي، ممّا يؤدي إلى انكماشٍ اقتصادي وتقليصٍ في فرص العمل. وهذا ما حدث فعلاً في الجزائر، حيث عرف معدّل البطالة ارتفاعًا ملحوظًا خلال فترة تنفيذ البرنامج، إذ أنه انتقل من (23%) عام 1993 إلى (30%) عام 1999 بما يقارب (2,5) مليون عاطل[4]. فقد كان لإجراءات الإصلاح الهيكلي دورًا كبيرًا 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 المؤسّسات. فالأرقام –ورغم تضاربها– تحدثت عن فقدان مئات الآلاف من العمال لمناصب شغلهم، إذ أن أرقام المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي أقرّت بفقدان (300000) عامل لمناصب عملهم بين العامين (1994-1996)[5]، بينما كشفت أرقام الصندوق الوطني للضّمان 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 لبرامج التعديل الهيكلي التي طُبّقت خلال فترة التّسعينات هو استرجاع التّوازنات الاقتصادية الكبرى، حيث شملت الإصلاحات جميع الجوانب الاجتماعية والاقتصادية، وركّزت على تحرير الاقتصاد الوطني، وكذا تمكين المؤسّسة الجزائرية من أن تصبح المصدر الرئيسي للثروة. وبالنّظر إلى النتائج الفعلية لهذه الإصلاحات، نجد أنها حققت نتائج معتبرة ومهمّة، خاصّةً على مستوى التوازنات الإقتصادية، سواءً تعلّق الأمر بالدّاخلية منها أو الخارجية، حيث انخفضت نسبة خدمة الدّيون من (47,5%) سنة 1998، إلى (19,8%) سنة 2000، ضِف إلى ذلك النّمو الايجابي الذي حقّقه ميزان المدفوعات، بانتقاله من فائضٍ قدره (300) مليون دولار سنة 1993، إلى (1,48) مليار دولار سنة 1996،

كما أن معدّلات نمو النّاتج تزايدت بشكلٍ كبير، إذ أنها وصلت إلى حدود (2,5%) عام 2000[7].

لكن، بالرّغم من هذه النتائج الايجابية، إلا أن هذه الإصلاحات –وكما سبق وأن رأينا– أثرت بشكلٍ

---

[1] يحيات مليكة (مرجع سابق)، ص. 169.
[2] للإطّلاع 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 دادي عدّون، عبد الرحمان العايب، 2010، ص، 200-250.
[4] أنظر الجدول(20) من الملحق(01).
[5] المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، «مشروع التقرير حول الظرف الاقتصادي والاجتماعي لسنة 1997، السداسي 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

سلبيٍّ على مستوى المعيشة، من خلال تأثيرها السّلبي على التشغيل والبطالة، إذ أنها لم تمنح الأولوية لحل هذه المشكلة. وهو ما أكّدته دِراسةٌ أُنجزت عام 2002 من طرف المكتب الدولي للعمل بعنوان: "سوق العمل والتشغيل في الجزائر"، من خلال تأكيدها على أن السّياسات الاقتصادية المُنتهجة خلال المرحلة الانتقالية للاقتصاد الجزائري لم تركز على التشغيل باعتباره هدفًا أساسيًّا[1].

هذا الوضع السّيئ، بدأ في التّغير بدايةً من العام 2001، إذ أنه وبعد سنوات متتالية كرّست ركود الاقتصاد الوطني، عاد هذا الاقتصاد ليعرف ازدهارًا منقطع النّظير طيلة السّنوات اللاّحقة لسنة 2001، إذ سمح التّحسن 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 تضمّنه هذا البرنامج هو إعادة تنشيط الطلب، ودعم النّشاطات 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 اللّتان أولتهما السّلطات الجزائرية لحل مشكل البطالة خلال هذه الفترة[3]. وبالفعل فقد كان لهذا البرنامج الوقع الإيجابي على مستوى التّشغيل، حيث تجسدت هذه النّظرة من خلال الزّيادة المُعتبَرة في عدد مناصب الشغل المُحدثة خلال فترة تنفيذه، والتي وصلت إلى حدود (850000) منصب شغل تقريبا، ليمثّل الانخفاض المستمر لمعدّلات البطالة، الحصيلة النّهائية لهذا البرنامج، بانتقالها من (28,90%) عام 2000، إلى (17,70%) عام 2004[4].

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 التّنمية الاقتصادية والاجتماعية، تم الإعلان -بتاريخ 17 أبريل 2005- عن برنامج تكميلي خماسي ضخم يمتد على مدار خمس سنوات المقبلة (2005-2009)، ضمن مشروعٍ يهدف إلى دعم النّمو الاقتصادي. وعلى غرار البرنامج الذي سبقه، منح هذا البرنامج أهميّةً قُصوى 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 السّوق[5]، لتأتي نتائج هذا البرنامج إيجابيةً على التشغيل والبطالة. حيث تُبرز المعطيات أن معدّلات البطالة استمرت في التراجع والانخفاض خلال فترة تنفيذه[6]، 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 للنّقاش 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.9-37.
[6] أنظر الجدول(20) من الملحق(01).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

خلاصة الفصل الأول:

تميّزت الخمسين سنة الأولى من عمر النفط بالسيطرة الأمريكية شبه التّامة، كما تميزت بتكوين احتكار "Standard Oil" قبل فترة تدويل الصّناعة النفطية، حيث اشتدت المنافسة بين الشركات السبع الكبار (الشّقيقات السّبع) من أجل السيطرة على السّوق العالمية للنفط. وما لبث النفط أن اتخذ دورًا مباشرًا في تحريك وقائع الصّراعات 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 الطّاقة للعمليات العسكرية والإنتاج الصّناعي، وأصبح النفط من أهم الأهداف العسكرية وأحد المعايير الرّئيسية في رسم الخرائط السّياسية والاقتصادية.

خلال عقدي السّبعينات والثّمانينات من القرن الماضي، شهدت صناعة النفط العالمية تحولات جذرية، ميّزها انتقال السّيطرة من أيدي الشّركات الاحتكارية إلى أيدي الدول المالكة للثروة النفطية، كما هزّت الصّدمتين النفطيتين (الأولى عقب حرب أكتوبر 1973، والثّانية عقب الثورة الإيرانية 1979)، والصّدمة العكسية 1986، الاقتصاد العالمي هزّاتٍ عنيفة.

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

لقد اتضح في هذا الفصل الأهمية البالغة التي ينفرد بها النفط كأهم مصدر من مصادر الطاقة في العالم وكمادةٍ أساسية وسلعةٍ إستراتيجية لا غنى عنها في مختلف النّشاطات الاقتصادية. كما اتضح جليًّا الارتباط الوثيق بين أسعار النفط والأداء الاقتصادي الكلي العالمي، حيث أثبتت مختلف الدّراسات التّجريبية والميدانية التي تم إجرائها على مختلف الاقتصاديات العالمية، الارتباط الكبير بين تقلّبات أسعار النفط وتقلّبات النشاط الاقتصادي في مختلف البلدان.

كما برزت من خلال هذا الفصل العلاقة الكبيرة بين قطاع النفط والأداء الاقتصادي الجزائري، حيث اتضح جليًّا ارتباط تغيرات المؤشّرات الاقتصادية الكلية بتغيّرات وتقلّبات 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الفصل الثاني:

مبادئ وأساسيات النّمذجة باستخدام أشعّة الإنحدار الذاتي "VAR"

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

مقدّمة الفصل الثّاني:

لقد عرف علم القياس الاقتصادي (Econometrics) تطورات مهمّة على مر الأربعين سنة المنقضيّة، خاصة على مستوى فرعي علم القياس الاقتصادي الجزئي (Microeconometrics) –الذي نشأ وتطور خلال هذه الفترة– وعلم الاقتصاد القياسي للسّلاسل الزّمنية (time series econometrics). فعلى الرّغم من أنّ الاقتصاديين والاقتصاديين القياسيين دأبوا على استخدام السّلاسل الزّمنيّة في مختلف أعمالهم التّطبيقية منذ ظهور منهج وموضوع علم الاقتصاد القياسي مع مطلع ثلاثينات القرن الماضي، إلاّ أن هؤلاء لم يولوا اهتمامًا كبيرًا لخصائصها الإحصائيّة إلا مع مطلع عشريّة السّبعينات[1]، وبالضّبط بعد نشر الكاتبين "G.E.P. Box" و "G.M. Jenkins" لكتابهما الشّهير: (Time Series Analysis, Forecasting and Control) عام(1970)، حيث قام الباحثين بتعريف منهج جديد للنّمذجة القياس اقتصاديّة سُمي "بالنّمذجة غير الهيكلة" ارتكز في البداية على نماذج السّلاسل الزمنيّة وحيدة المتغيّرات (Univariate time series models) قبل أن يأتي "C. A. Sims" بعد حوالي عشريةٍ من الزّمن (1980)[2] ليقوم باقتراح إطار إقتصادي كلي قياسي جديد تحت مسمى "مقاربة أنضمة أشعة الإنحدارت الذّاتية" (Vector Autoregressions Systems Approach).

أسفرت أولى استخدامات نماذج "VAR" في مجال الاقتصاد الكلي عن نتائج جد مشجّعة، جعلت الحوافز الدّاعية لاستعمالها في مختلف الدّراسات الميدانية الاقتصادية تتعدى الإعتبارات الإحصائيّة وإشكالية التّمييز بين المنشأ الداخلي أو الخارجي للمتغيّرات المدروسة، التي تتفاداها هذه التّقنية. فقد أثبت بعض الباحثين (على غرار: Sims(1980), Litterman(1986)[3]) أن هذه النّماذج تتفوق على نماذج المعادلات الهيكلية من حيث القدرة والكفاءة التّنبؤيتين، وهو ما لفت – بدوره– انتباه المختصين إلى مشكل منهجي جوهري، يتعلق أساسًا بكون النّماذج الهيكلية الكبيرة التي عرفت النور في الخمسينات والستينات – والتي جاءت في مجملها معبِّرةً عن الأفكار و الطرحات الكينزيّة – قد تم بناؤها بالإعتماد على مبادئ و أسس نظريّة لم تُثبت صحتها ومطابقتها للواقع[4].

من خلال فقرات هذا الفصل، سنعمد إلى التعرض لأهم مبادئ وأسس منهجيّة "VAR"، بدايةً بعرض أهم الخصائص الجوهريّة للسّلاسل الزمنيّة العشوائيّة (المبحث 01)، مرورا بتقديم الشكل العام لهذه النماذج (المبحث02)، وصولاً إلى تقديم واحدًا من الأشكال المقيّدة لها (المبحث03).

---

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

[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 النّماذج في التّنبؤ بالأزمات الإقتصادية التي عرفتها تلك الفترة (خاصة الأزمة النّفطية لعام (1973)، وأزمة الكساد التضخمي في السّبعينات).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المبحث 01: السّلاسل الزّمنية العشوائية واختبارات اللاّ إستقرارية:

من الناحية النّظرية فإن السّلسلة الزّمنية X (Time Series) هي عبارة عن مجموعة من المتغيّرات العشوائية. هذه المجموعة من المتغيّرات العشوائية المرتّبة زمنيا يُطلق عليها اسم: "سيرورة عشوائية"[1] (Stochastic Process). إذا كانت X تعبّر عن متغيّرة عشوائية مستمرّة (مثل: حركة المخطّط البياني الكهربائي لعمل القلب (Electrocardiogram))، يُرمز لها بالرّمز X(t)، أما إذا كانت تمثّل متغيّرة عشوائية منقطعة (مثل: الناتج الدّاخلي الخام، معدّل البطالة....) فإنه يُرمز له بالرّمز X_t. لهذا وبما أن أغلبية البيانات الإحصائية الإقتصادية يتم تجميعها في نقاط زمنية منفصلة فإنّنا نستعمل الرّمز X بدلا من X(t) ، حيث $(t = 1,2, \dots, T)$.

السّؤال الذي يمكن طرحه في هذه الحالة هو: من أيّ ناحية يمكن النّظر إلى المتغيّرة الإقتصادية X على أنها سيرورة عشوائية؟، الإجابة على هذا السّؤال تكمن في أنه من النّاحية النّظرية، X يمكن أن تأخذ أيّ قيمة عددية مرتبطة بالمناخ الإقتصادي والسّياسي السّائد في اللّحظة t. فالقيمة الحقيقيّة لـ X يمكن أن ننظر إليها على أنّها عبارة عن حالة خاصّة، متحقّقة (Particular Realization) من عدّة حالات ممكنة. (حيث يمكن تفسير القيمة X على أنها عبارة عن القيمة المتوسّطة لكل القيّم الممكن أن تأخذها المتغيّرة X في الزّمن t)[2]. ولهذا فإنه يمكن القول أنّ X هي عبارة عن سيرورة عشوائية، وأنّ القيّم المشاهدة خلال الفترة: [1 – T] هي عبارة عن حالات متحقّقة خاصة لهذه السّيرورة.

إنّ التّمييز بين السّيرورة العشوائية وحالاتها المتحقّقة (Its Realization) مماثل للتّمييز بين المجتمع والعيّنة بالنّسبة للبيانات المقطعية، فمثلما نستعمل المعطيات الخاصة بعيّنة ما من أجل الخروج بإستنتاجات تخصّ سلوك المجتمع، فإنّنا في السلاسل الزّمنية نستعمل الحالات المتحقّقة لاستخلاص نتائج حول السّيرورة المدروسة، وخصائص النّظام المولّد لها.

1. السّلاسل الزّمنية العشوائية المستقرّة:

من بين أهم السّلاسل الزّمنية العشوائية التي حضيت بعناية واهتمام بالغين من قبل المختصّين نجد ما يُسمّى بـ: السّلاسل الزّمنية العشوائية المستقرّة. وفي هذا السِّياق قد نتساءل: لماذا كل هذا الإهتمام بهذه الأخيرة ؟. الجواب ببساطة يكمن في أنّ كون السّلسلة الزّمنية غير مستقرّة يجعل عملية دراسة سلوكها خارج إطار الفترة الزّمنية المعنيَّة –وكذا عملية تعميم نتائج الدراسة الخاصة بهذه الفترة على فترات زمنيّة أُخرى–

[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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

عملية مستحيلة، إذ أن كل مجموعة من السّلاسل تتعلّق بفترة زمنيّة خاصة. وهنا تبرز أهمية توفّر خاصية الإستقرارية لدى السّلاسل الزّمنية العشوائية التي يتم استعمالها خاصة للأغراض التنبّؤية.

1.1. الإستقرارية المشدّدة: (Strict Stationarity)

إذا كان لدينا سلسلة زمنيّة عشوائية X طولها "T" مشاهدة، فإنه يمكننا تقديم وصف شامل ودقيق لهذه السلسلة عن طريق تحديد دالة التّوزيع الإحتمالي المشترك للمتغيّرات X[1]. إنطلاقًا من هذه الفكرة، فإنه يمكن القول أنّ السلسلة X مستقرّة إستقرارية مشدّدة إذا كان التّوزيع الإحتمالي لـ: X مستقل عن الزّمن"t"[2]. أي إذا كان من أجل كل: $(t_1, t_2, \dots, t_n) \in T$، حيث: $(m \leq T)$ و من أجل كل: $\tau \in T$ مع: $\in T$ حيث: $(= 1,2, \dots,)$. التوزيع الإحتمالي المشترك لـ: $X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_n}$ هونفسه بالنسبة لـ: $X_{t_1+\tau}, X_{t_2+\tau}, \dots, X_{t_n+\tau}$ أي:

$$X_{t_1+\tau}, X_{t_2+\tau}, \dots, X_{t_n+\tau} = X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_n} \quad \dots\dots\dots (2.1)$$

وبذلك فإن السلسلة الزّمنية العشوائية المستقرّة إستقرارية مشدّدة هي سلسلة يكون متوسّطها، تباينها، وكل عزومها من الدّرجات العُليا مستقلة عن الزّمن"t". عمليًّا، فإن تحديد دالة التّوزيع الإحتمالي المشترك لمجموعة من المتغيّرات تُعدّ عملية معقّدة إلى حدّ بعيد، كما أن، افتراض استقلال هذا التّوزيع عن الزّمن هو إفتراض قوي جدّا[3]، لهذا يتمّ اللّجوء إلى ما يُسمّى بالإستقرارية الضّعيفة.

2.1. الإستقرارية الضّعيفة: (Weak Stationarity) [4]

نقول عن السّلسلة الزّمنية X، أنّها مستقرّة –بالمعنى الواسع للإستقرارية– إذا تذبذبت حول وسطٍ ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزّمن "t" (نهائي)، وتباينات مشتركة (تباينات ذاتية مشتركة مرتبطة فقط بالمجال الفاصل بين الفترات الزّمنية (مستقلة عن الزّمن)، أي[5]:

$$\begin{aligned} &1.\ E(X_t) = \mu = cte \quad E(X_{t+m}) = \mu_{t+m} = cte \\ &2.\ Var(X_t) = \mu_t - \mu_t^2 = \gamma_0 = \sigma^2 \\ &3.\ Cov(X_t X_k) = E(X_t X_k) - \mu_t \mu_k = \gamma_{t-k} \ ; \ K = t \pm h \end{aligned} \quad \dots\dots\dots (2.2)$$

وبالتّالي فإنّ السّلاسل الزّمنية التّي تحقّق الخصائص السّابقة، يكون لديها ميل للعودة إلى متوسّطها، كما أنّ الإنحرافات عن هذا المتوسّط (المُعبّر عنها بتباين X) تكون ذات بعد ثابت[6].

---

[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 أيضا: إستقرارية التّباين المشترك (Covariance- Stationarity)، الإستقرارية من الدّرجة الثّانية (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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

ملاحظة (1.2):

كحالة خاصة فإنّه إذا كانت المتغيّرات $X_1, \dots, X_n$ تتبع توزيع طبيعي متعدّد، فإنّه يمكن وصف هذا التّوزيع كليّا بالإعتماد على العزمين الأوّل والثّاني، وفي هذه الحالة يتكافىء مفهوم الإستقرارية المشدّدة مع مفهوم الإستقرارية الضّعيفة، و هذا لا ينطبق على باقي التّوزيعات الإحتمالية[1].

3.1. دالة الإرتباط الذّاتي: (ACF):

إذا أردنا الإهتمام بدراسة الإرتباط بين مختلف الثّنائيات (X_t, X_{t+h})، فإنّه يمكننا الإعتماد على ما يُسمّى بدالة الإرتباط الذّاتي[2]، حيث أنّ معاملات هذه الأخيرة تُعطى بالعبارة التّالية: (معامل الإرتباط الذّاتي من الدّرجة h لسلسلة زمنيّة مستقرّة X_t).

$$\rho_h = \frac{\text{Cov}(X_t, X_{t+h})}{\sqrt{\text{Var}(X_t)} \cdot \sqrt{\text{Var}(X_{t+h})}} = \frac{\gamma_h}{\gamma_0} \; ; \; h = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \pm T \dots\dots\dots (2.3)$$

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

$$r_h = \frac{\gamma_h}{\gamma_0} \dots\dots\dots (2.4)$$

حيث:

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

$$\gamma_0 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} (X_t - \bar{X})(X_{t+h} - \bar{X}) \dots\dots\dots (2.6)$$

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

تتمتّع دالة الإرتباط الذّاتي بالخصائص التّالية:[3]

1) $\rho_0 = 1$

2) $|\rho_h| \leq 1$

3) $\rho_h = \rho_{-h}$ (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) قدّما 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] التّمثيل البياني لهذه الدّالة يُطلّق 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

1.3.1.المعنوية الإحصائية الفردية لمعاملات الإرتباط الذّاتي:

مباشرة بعد تقدير دالة الإرتباط الذّاتي لسلسلة زمنيّة X، فإنّ السّؤال الأساسي الذي ينصبّ عليه الاهتمام هو: أيّ من معاملات هذه الدّالة يختلف عن الصّفر بمعنوية؟. يمكن الإجابة على هذا السّؤال عن طريق بناء مجالات ثقة لمقدّرات هذه المعاملات عند مستويات معنوية محدّدة. "M.S. Bartlett" (1946)[1] أثبت أنّه إذا كانت السّلسلة الزّمنية X عشوائيةً بحتة[2] (تملك سلوك تشويش أبيض)[3]، فإنّ معاملات الإرتباط الذّاتي للعيّنة ρ، تتبع –تقاربيًا (Approximately)– توزيعاً طّبيعيًّا، بمتوسّط معدوم وتباين قدره $\frac{1}{\text{حجم العينة}}$.

أي: $\rho \rightarrow N\ 0 .- \ldots\ldots\ldots (2.8)$

ممّا يعني أنّه في العيّنات الكبيرة، معاملات دالة الإرتباط الذّاتي تكون موزّعة طبيعيًّا.

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

$$- \ / \ (1/\sqrt{\ }) \leq \quad \leq \quad + \ / \ (1/\sqrt{\ }) = (1 - \ ) \ \ldots\ldots\ldots (2.9)$$

حيث: " / " تمثّل القيمة الحرجة المستخرجة من جدول التّوزيع الطّبيعي.

إذا كانت القيمة "صفر" تنتمي إلى مجال الثّقة المُوضّح في العبارة (9.2)، نقبل الفرضية: ($H : \rho = 0$)، والتي مفادها أنّ القيمة الحقيقية لمعامل الإرتباط الذّاتي من الدّرجة "h" لا تختلف عن الصفر بمعنويّة، وذلك عند مستوى ثقة قدره (− 1)، والعكس صحيح.

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

عوضًا عن إختبار المعنوية الإحصائية لمعاملات الإرتباط الذّاتي كلٌّ 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 التّالية:

$$\begin{array}{l} : \quad = \quad = \cdots = \quad , (h < \ ) \\ : \exists \ \in 1, 2, \ldots, h ; \quad \neq 0 \end{array} \quad \ldots\ldots\ldots (2.10)$$

باستخدام الإحصائية Q لكل من D. A. Pierce و G. E. P. Box (1978) المُعرّفة كما يلي[5]:

$$Q = T. \quad \rho \rightarrow \chi \quad \ldots\ldots\ldots (2.11)$$

---

[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 التّالية:

• $(X) = 0$ • $(X) =$ • $(X X \ ) = 0 , h \neq 0$

[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, Prenceton, 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

أو الإحصائية Q^*[1] لكل من G. M. ljung و G. E. P. Box (1978) المُعرّفة كما يلي[2]:

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

في العيّنات الكبيرة وفي ظل H، كلٌّ من الإحصائيتين Q و Q^* تتبع توزيع χ تقاربيًّا بدرجة حرية قدرها h. لكن في العيّنات الصّغيرة نجد أنّ الإحصائية Q^* تُبدي مميّزات 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، فإنّنا نرفض الفرضيّة الصّفرية التي مفادها أنّ كل القيّم الحقيقية $(= 1, \ldots, h)$ لا تختلف عن الصفر بمعنوية، و العكس صحيح.

2. السّلاسل الزّمنية العشوائية غير المستقرّة:

إنّ تحليلنا للسّلاسل الزّمنية العشوائية، لا يجب أن يقتصر على المستقرّة منها فقط، ففي الواقع قد نصادف العديد من المتغيّرات الإقتصادية والمالية التي لا تتوفّر فيها هذه الخاصّية، بحيث يكون متوسّطها و/أو تباينها مرتبطين بالزّمن "t" (يتغيّران مع تغيُّر الزّمن).

إذا أخذت هذه الحركة مع الزّمن إتّجاهًا معيّنًا (إلى الأعلى أو إلى الأسفل) فإنّنا نقول أنّ هذه السّلسلة تُبدي إتّجاهًا عامًّا (exhibts a Trend)[3]، وفي هذا الصّدد فإنّنا نميّز بين متقاربتين[4] أساسيّتين[5] لوصف هذا الإتّجاه العام. ترتكز الأولى على ما يُسمّى بالاتّجاه العام الزّمني المحدّد (Deterministic Time Trend) أمّا الثّانية فتهتم بالحالة التي يكون فيها هذا الإتّجاه العام ذو طبيعة عشوائية (Stochastic Trend).

إنطلاقًا من هذه الفكرة –وبما أنّ كلاًّ من النّوعين يحتاج إلى معاملة خاصّة– نجد أنّ Nelson و plosser (1982)[6]، يميّزان بين نوعين أساسيين من السّلاسل الزّمنية غير المستقرّة –يختلفان في العديد من الخصائص[7]– هما: السّلاسل الزّمنية المستقرّة حول اتّجاه عام (Trend-Stationary)، والسّلاسل الزّمنية المستقرّة الفُروقات (Difference-Stationary).

---

[1] هذه الإحصائية هي عبارة عن تعديل للإحصائية Q في العيّنات المتوسّطة والصّغيرة الحجم.

[2] G. M. Ljung and G. P. E. Box, «on the Measure of Lack of Fit in Time Series Models», Biometrica, 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] للتّعرّف على مُقاربات أخرى، أُنظر: 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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

1.2. السّلاسل الزّمنية المستقرّة حول إتّجاه عام (TS):

إذا افترضنا أنّه يمكن كتابة سلسلة زمنيّة " X " كمجموع دالة محددة للزمن ( ) ، ومركّبة عشوائية مستقرّة ، فإنّ هذه السّلسلة الزّمنية تكون من النّوع (TS) وتُكتب كما يلي[1]:

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

إنّ أبسط مثال عن هذا النّوع من السّلاسل الزّمنية، هو الحالة التي تكون فيها ( ) عبارة عن دالة كثير حدود من الدّرجة "1"، و عبارة عن تشويش أبيض بمتوسّط معدوم وتباين قدره " σ " كما يلي:

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

بسُهولة يمكن ملاحظة أنّ السّلسلة X في العبارة (14.2) غير مستقرّة حيث أنّ متوسّطها مرتبط بالزّمن "t" كما تُوضّحه العبارة التّالية:

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

في المقابل، فإنّه وبمعرفة قيمة المعلمات α و β –بواسطة تقدير الإنحدار (14.2) باستخدام طريقة تقدير مناسبة، ولتكن "OLS" في هذه الحالة[2]– يمكن تحويل X إلى سلسلة مستقرّة عن طريق طرح الكمية $(\alpha + \beta t)$ من قيمة X في كل لحظة "t"، حيث تكون السّلسلة النّاتجة عن هذه العملية (Trend-eliminated series)، والمتمثّلة في بواقي المربّعات الصُّغرى العادية– هي عبارة عن سلسلة زمنيّة مستقرّة. إذ أنّها تحقق: $\sum = 0$ و $\sum = 0$.

ما تجدُر الإشارة إليه، هو أنّه في هذا النّوع من السّلاسل الزّمنية، يكون الأثر المُترتّب عن حدوث صدمة عشوائية، عبارة عن أثر مُؤقّت وعابر (Transient)، حيث أنّه يتناقص مع مرور الزّمن[3].

2.2. السّلاسل الزّمنية المستقرّة الفُروقات (DS)[4]:

كما ذكرنا أعلاه، فإنّه يوجد شكل آخر من أشكال اللاّ إستقرارية، لا يتعلّق فقط بوجود مركّبة الإتّجاه العام المحدّد، بل إنّ مصدر عدم الإستقرارية يكون عشوائي وغير محدّد. حسب هذه المقاربة فإنّ العديد من السّلاسل الزّمنية العشوائية، التي لا تحقّق شروط الإستقرارية يمكن تحويلها إلى سلاسل مستقرة بمجرّد

[1] G. S. Maddala (1992), P. 258

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

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

[4] إنّ تعريف هذا النّوع من السّلاسل الزّمنية يرتكز على وجود جذور أحادية (على الأقل وجود جذر يساوي 1) ضمن كثير الحدود المرافق لديناميكية الإنحدار الذّاتي للسّلسلة.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

إخضاعها إلى مرشّح فروقات من الدّرجة الأولى، "d" مرّة[1]. هذا النّوع من السّلاسل الزّمنية يُسمّى بالسّلاسل الزّمنية مستقرّة الفروقات، من الدّرجة "d"، والتي يمكن كتابتها كما يلي:

$$(1 - \quad) \quad = \quad + \quad \ldots\ldots\ldots (2.16)$$

حيث: L :هو عبارة عن معامل التّأخير[2].

:هو عدد مرّات إجراء الفروقات الأولى للحصول على سلسلة مستقرّة[3]، وتُسمّى أيضًا درجة التّكامل.

:هي عبارة عن سلسلة زمنيّة مستقرّة.

لاستخلاص الخصائص الجوهرية لهذا النّوع من السّلاسل الزّمنية، يُعتبر نموذج السّير العشوائي مع إنحراف β ("β" Radom Walke with drift) بمثابة مثال نموذجي لهذا الغرض.هذا الأخير يُكتب كما يلي:

$$X = X \quad + \beta + \quad \ldots\ldots\ldots (2.17)$$

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

بالتّعويض الخلفي والتّراجعي نجد أنّه يمكن كتابة (17.2) كما يلي:

$$X = X + \beta t + \quad \ldots\ldots\ldots (2.18)$$

إنطلاقًا من (18.2) يمكن بسهولة ملاحظة أنّ كل من متوسّط وتباين X يتغيّران مع تغيّر الزّمن، وهو ما يُعتبر خرق واضح لشروط الإستقرارية المُعرّفة أعلاه.

يُعطى متوسّط X و تباينها على التّرتيب كمايلي:

$$E(X) = X + t\beta \ldots\ldots\ldots (2.19)$$

$$var(X) = t\ \sigma \quad \ldots\ldots\ldots (2.20)$$

يمكن كتابة (17.2) كما يلي:

$$X - X \quad = (1 - L)X = \Delta X = \beta + \quad \ldots\ldots\ldots (2.21)$$

من العبارة الأخيرة (21.2) يمكن بسهولة ملاحظة أنّ السّلسلة ΔX –والتي هي عبارة عن الفرق الأول للسّلسلة " X"– هي سلسلة مستقرّة.

خلافًا لما هو عليه الحال بالنّسبة لحد الخطأ في المعادلة (14.2)، فإنّ هذا الأخير في المعادلة (18.2) هو عبارة عن تراكم لمجموعة من الصّدمات العشوائية (∑)، وهذا ما يُترجم خاصّيةً أساسية من

[1] تكون السّلسلة الزّمنية غير المستقرّة X متكاملة من الدّرجة "d" ، إذا كان كثير الحدود المُعرّف بدلالة معامل التّأخير "L"، المرافق لمركّبة الإنحدار الذّاتي للسّلسلة X يقبل "d" جذر أُحادي.

[2] إذا كان: L هو عبارة عن معامل التأخير فإن: L X = X

[3] نقول عن السّلسلة النّاتجة أنها عبارة عن سلسلة متكاملة من الدّرجة "d" ونرمز لها بالرّمز: X ~I(d) ، حيث: 1. 2 = ، كما تجدر الإشارة إلى أنّ السّلاسل الزّمنية المستقرّة هي سلاسل زمنية متكاملة من الدّرجة "صفر"، لتفاصيل أكثر أنظر: D. N. Gujarati (2003), PP. 804-805

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

خصائص السّلاسل (DS)، والمتمثّلة في استمرار أثر الصّدمات العشوائية[1] (the Persistance of Radom Shocks)، بحيث أنّ الصّدمة تكون ذات ذاكرة غير منتهية (Infinite Memory). على حد تعبير "Kerry Patterson" :«السّيرورة العشوائية تتذكّر الصّدمة إلى الأبد»[2].

3. إختبارات اللاّ إستقرارية:

من النّاحية العملية، فإنّ تحديد السّلاسل الزّمنية غير المستقرّة، ومن ثمّ تحويلها إلى سلاسل زمنية مستقرّة باستخدام الطّريقة المثلى[3]، يُعدّ أمرًا شديد الأهمّية. إذ أنّ نتائج سوء التّمييز بين السّلاسل الزّمنية (DS) و(TS) تتعدّد على المستويين الإحصائي والإقتصادي[4]. وهنا تبرز أهميّة إختبارات اللاّ إستقرارية كأداة فعّالة تساعدنا في عملية اتّخاذ القرار.

1.3. التّحليل البياني:

قبل إخضاع السّلسلة الزّمنية المدروسة لأيّ إختبار رسمي، يُستحسن تمثيلها بيانيًّا بدلالة الزّمن، إذ أنّ المنحنى البياني النّاتج عن هذه العملية يُعدّ بمثابة إشارة أوّلية عن الطّبيعة المحتملة للسّلسلة الزّمنية[5]، فمثلاً، إذا كان هذا المنحنى يُظهر إتّجاهًا عامًّا (إلى الأعلى أو إلى الأسفل)، فإنّ ذلك سيترك إنطباع أوّلي مفادُه أنّ السّلسلة الزّمنية محلّ الدّراسة، هي سلسلةٌ غير مستقرّة، حيث أنّ متوسّطها يكون متغيّر مع الزّمن. من جهة أخرى فإنّه يمكن تدعيم هذه الملاحظات، من خلال دراسة التّمثيل البياني لدالة الإرتباط الذّاتي المقدّرة (Correlogram)، واختبار المعنوية الإحصائية لمعاملات هذه الأخيرة، فعدد القيّم الواقعة خارج مجال الثّقة الموضّح في العبارة (9.2)، وكذا شكل تناقص هذه القيّم، يمكن أن يعطينا فكرة عن مدى إستقرارية السّلسلة الزّمنية. فمثلاً إذا كان معامل الإرتباط الذّاتي ينطلق من قيمة مرتفعة (تقع خارج مجال الثّقة)، ثم يتّجه نحو "الصّفر" ببطىء، فإنّنا يمكننا أن نخلص إلى عدم إستقرارية السّلسلة المدروسة.

2.3. إختبارات الجذر الأُحادي : (Unit Root Test)

---

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

[2] D. N. Gujarati (2003), P. 799.

[3] إنّ الطّريقة المثلى لمعالجة السّلاسل الزّمنية من نوع (Ts) هي تقدير إنحدار على الزّمن، في حين تُعدّ طريقة الفروقات المُتتابعة (successive differencing) أمثل طريقة لمعالجة السّلاسل (DS).

[4] لأكثر 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

بالموازاة مع التّحاليل البيانية السّابقة فإنّنا نكون بحاجة إلى إختبارات أكثر صرامة، للفصل في موضوع إستقرارية المتغيّرات المدروسة، وهو ما يمكن أن تقدّمه لنا إختبارات الجذر الأُحادي[1]، الّتي تسمح لنا بتأكيد إستقرارية السّلسلة الزّمنية من عدمها، و كذا تحديد نوع اللاّ إستقرارية في حالة وجودها.

لقد كانت المواضيع المتعلّقة باختبار وجود الجذر الأُحادي ضمن السّلاسل الزّمنية الممثّلة لمختلف المتغيّرات الإقتصادية من بين أهمّ المواضيع التي شدّت الكثير من انتباه وعناية المختصّين في ثمانينات القرن الماضي، حيث قُدِّر عدد المقالات الواردة في هذا المجال بالمئات[2]. وفي ظل هذا الإهتمام المتزايد تمّ تطوير العديد من الإختبارات[3]، إنطلاقًا 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 الأُحادي هي النّموذج التّالي:

$$X = \rho X + \epsilon \quad \ldots\ldots\ldots (2.22)$$

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

حسب قيمة المعلمة "ρ" نميّز بين ثلاث حالات ممكنة[4]:

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

($\rho = 1$: السّلسلة X غير مستقرّة (كما هو الحال بالنّسبة للسّلسلة الموضّحة في العبارة (17.2)) إذ إنّ المشاهدات الحالية والماضية تلعب نفس الدّور.

($|\rho| > 1$: السّلسلة X غير مستقرّة، حيث أنّ تباينها يرتفع بصفة أسّية مع الزّمن "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 الأُحادي نهتمّ بالحالة التي يكون فيها $(\rho = 1)$. إذ أنّ ديكي وفولر قاما باقتراح إختبار أُحادي الجانب على اليسار، يرتكز على اختبار الفرضيّة:

$$\begin{cases} H : \rho = 1 & \text{(السّلسلة تتبع نموذج سيرعشوائي)} \\ H : |\rho| < 1 & \text{(السّلسلة مستقرّة تقاربيًّا)} \end{cases} \quad \ldots\ldots\ldots (2.23)$$

---

[1] مع هذا فإنّ هذه الإختبارت تعاني من بعض النّقائص. 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

إنطلاقًا من أحد النّماذج التّالية[1]:

$$\Delta = + \quad \ldots\ldots\ldots (2.24) \qquad (I)$$
$$\Delta = + + \quad \ldots\ldots\ldots (2.25) \qquad (II)$$
$$\Delta = + + + \quad \ldots\ldots\ldots (2.26) \qquad (III)$$

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

فاختبار الفرضية (23.2) يكافئ إختبار الفرضية:

$$H : \varphi = 0$$
$$H : |\varphi| < 0 \qquad \ldots\ldots\ldots (2.27)$$

في أحد النّماذج (24.2)، (25.2) أو (26.2)[2].

لاختبار الفرضية (27.2)، يقترح ديكي وفولر نوعين من الإختبارات[3]. يعتمد الأوّل على التّوزيع المقيّد (The Limiting Distribution) لمقدِّر"OLS" لمعلمات النّماذج الثّلاث السّابقة، أمّا الثّاني فإنّه يقوم على حساب الإحصائية t-ستودنت. المشكل المطروح في هذه الحالة هو أنّه وفي ظل $H(\varphi = 0)$، التّوزيعات المقيّدة لا تكون طبيعية معيارية (ولا حتّى تقاربيًّا)، كما أنّ الإحصائية "t" لا تتبع توزيع ستودنت العادي[4] ولهذا قام الباحثان بتشكيل عبارات خاصة لحساب مقدّرات "OLS"، لكل معلمة من معلمات النّماذج الثّلاث وكذا عبارات لحساب الإحصائية "t" لكل منها (النّتائج موضّحة في الجدول(02) من الملحق (02))، حيث أنّ Fuller (1976)[5] و Dickey-Fuller (1979)[6] قاما بجدولة القيّم الحرجة لهذين الإختبارين، لكل نموذج من النّماذج الثّلاث بالنّسبة لعيّنات ذات أحجام مختلفة. باستخدام النّموذج المناسب من بين النّماذج الثّلاث المقترحة[7]، فإنّه إذا كانت قيمة المحسوبة أكبر من قيمتها المجدولة المستخرجة من جداول(Dickey-Fuller)، فإنّنا نقبل H ونقرّ بعدم إستقرارية السّلسلة الزّمنية المدروسة، والعكس صحيح.

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

في ظل إختبار ديكي-فولر البسيط، يتمّ تقدير النّماذج (24.2)، (25.2) و(26.2) تحت افتراض أساسي يتعلّق بغياب الإرتباط الذّاتي للأخطاء في هذه النّماذج، وهو الإفتراض الذي قلّما يتحقّق عمليًّا. إذ أنّ 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 النّماذج الثّلاث.

[3] يمكن إختبار فرضيات مجمّعة من الشّكل: $H : (\varphi, \lambda, \delta) = (0,0,0)$ أو $H : (\varphi, \lambda, \delta) = (0, \lambda, 0)$ أو $H : (\varphi, \gamma) = (0,0)$ باستخدام إختبار كسر الإحتمال المُقترح 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 Amarican Statistical Association, Vol.74, 1979, PP.427-431.

[7] يتمّ إجراء الإختبار باستخدام أحد النّماذج الثّلاث فقط، لذلك ولتجنّب ما يُسمّى بأخطاء التّحديد نتّبع الإستراتيجية التّتابعية الموضّحة في الشّكل(01) من الملحق (02).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

االنّماذج لا تحتوي على متغيّراتٍ مفسّرة عدا X، ممّا يضاعف إحتمال إرتباط الأخطاء فيما بينها، والذي يكون نتيجة حتميّة لإهمال بعض التّأخيرات المهمّة[1].

لمراعاة إمكانية وجود إرتباط ذاتي للأخطاء، اقترح Dickey-Fuller (1981) توسيع (Augmenting) المعادلات الثّلاث السّابقة عن طريق إضافة قيم مؤخّرة للمتغيّرة ΔX، لتأخذ النّماذج المستعملة في الإختبار في هذه الحالة الشّكل التّالي[2]:

$$(\quad)\ \Delta \quad = \qquad + \qquad + \Delta \qquad + \quad \ldots\ldots\ldots (2.28)$$

$$(\quad)\ \Delta \quad = \qquad + \quad + \qquad + \Delta \qquad + \quad \ldots\ldots\ldots (2.29)$$

$$(\quad)\ \Delta \quad = \qquad + \quad + \quad + \qquad + \Delta \qquad + \quad \ldots\ldots\ldots (2.30)$$

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

و: $\varphi = (\rho - 1)(1 - \theta \quad - \cdots - \theta \quad)$

يبقى أن نشير إلى أنّ عملية تنفيذ إختبار "ADF" لا تختلف كثيرًا عن مثيلتها بالنّسبة لاختبار "DF" البسيط، حيث يتم الإعتماد على نفس الإستراتيجية التّتابعية لاختيار النّموذج المناسب من بين النّماذج (28.2)، (29.2) أو (30.2)، كما أن ديكي وفولر قد أثبتا أنّ قوانين المقدّرات في هذه النّماذج هي نفسها تلك الخاصة بالنّماذج (24.2)، (25.2) و (26.2) [3]، ولذلك فإنّه يمكننا الإستعانة بنفس الجداول المستعملة في الإختبار السّابق لإستخراج القيّم الحرجة للإحصائيات المحسوبة.

ملاحظة (2.2):

عند تطبيق إختبار "ADF" نكون بحاجةٍ إلى تحديد عدد التّأخيرات الأمثل (إدراج تأخيرات كافية لإزالة الإرتباط الذّاتي للأخطاء)[4]، ولتحقيق هذا الغرض يمكننا الإستعانة ببعض الأدوات الإحصائية مثل: معايير المعلومات (Schwarz or Akaike)، أو استخدام إحصائيّتي Box-Pierce أو ljung-Box ، لإختبار الإرتباط الذّاتي بعد كل تأخير مُضاف، حيث نتوقف عند أول تأخير نقبل من أجله الفرضية الصّفرية التي تفترض غياب الإرتباط الذاتي للأخطاء[5].

---

[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) بيّن 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المبحث 02: نماذج أشعة الإنحدار الذاتي "VAR":

إذا أردنا إجراء دراسة تتضمّن القيّام بتحليل آني لمجموعةٍ من المتغيّرات في شكل سلاسل زمنية، فإنّنا وفي مرحلةٍ من مراحل هذه الدّراسة نكون بحاجة إلى معرفة مدى ترابط هذه المتغيّرات فيما بينها (Interdependance). وفي هذا الصّدد نجد أنّ عملية تقدير نموذج معادلات آنية يحتوي على تأخيرات كل المتغيّرات[1]، يمكن أن تفي بالغرض. لكن المشكل المطروح في هذه الحالة هو أنّ عملية بناء وتقدير هذا النّوع من النّماذج تتضمّن اتّخاذ نوعين من التّدابير: أوّلا: تقسيم متغيّرات الدّراسة إلى مجموعتين وهما: مجموعة المتغيّرات الدّاخلية (Endogenous)، ومجموعة المتغيّرات الخارجية (Exogenous). ثانيا:اللّجوء إلى وضع بعض القيود على الوسائط بغية الحصول على نموذج مميّز[2] (either exactly or over).

حسب «Sims (1980)» فإنّ كلٌّ من التّدابير المذكورة أعلاه يتضمّن العديد من القرارات الذّاتية (Arbitrary)، وهو ما يمكن اعتباره نقطة من نقاط ضعف ما يسمّى بالنّمذجة الهيكلية. بالنسبة لـ"Sims" فإنّ وجود علاقة آنية حقيقية (True Simultaneity) بين مجموعة المتغيّرات، يستدعي ضرورة معالجة هذه المتغيّرات على قدم المساواة (Treated On An Equal Footing)، ودون تمييز مسبق (A Priori) بين المتغيّرات الدّاخلية والمتغيّرات الخارجية[3]. على هذا الأساس قام "Sims" باقتراح البديل للنّماذج الهيكلية من خلال ما يُسمّى بمقاربة نماذج أشعة الإنحدار الذّاتي[4] (The Vector Autoregressions Approach). حيث تُعتبر هذه الأخيرة بمثابة تعميم لنماذج الإنحدار الذّاتي (AR) لـ «Box-Jenkins (1970)»، وهي تنطلق من الفرضية التي مفادها أنّه يمكن تقديم وصف شامل ودقيق لتطوّر النّظام (الهيكل) الإقتصادي من خلال وصف السّلوك الدّيناميكي لشعاع يتكون من "N" متغيّرة تابعة خطيًّا للماضي[5].

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

1.1. مثال تمهيدي: (الشّكل البدائي لنماذج "VAR")[6]:

إذا كان لدينا متغيّرتين، في شكل سلسلتين زمنيتين مستقرّتين و ، $(t \in \mathbb{Z})$، فإن الشكل البدائي (الهيكلي) لنموذج الانحدار الذّاتي ذو درجة التّأخير"p" لهتين المتغيّرتين، هو ذلك النّموذج الذي يرصد (Captures) آثار التّغذية العكسية (Feedback Effects) بينهما من خلال إدراج قيّمهما الحالية والماضية في

---

[1] هذا النّوع من النّماذج يسمّى بـ:"نماذج المعادلات الآنية الديناميكية"(dynamic simultanious équations models)

[2] G. S. Maddala (1992), P.578.

[3] D.N. Gujarati (2003), P.848.

[4] في هذا النوع من النّماذج تُعامل كل المتغيّرات على أنّها متغيّرات داخلية، كما يمكن النظر إليها - ببساطة- على أنها عن شكل مختصر لبعض نماذج المعادلات الهيكليّة الآنيّة. أنضر: J. D. Hamilton (1994), PP. 326-327.

[5] S. Lardic & V. mignon (2002), P.83.

[6] Primitive var model

www.manaraa.com

النّظام، حيث تُكتب كل متغيّرة كدالة لقيّمها الخاصة الماضية (المُؤخّرة) بالإضافة إلى القيم الحالية والماضية للمتغيرة الأخرى كما يلي[1]:

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

حيث: ε و هما عبارة عن تشويش أبيض (White Noise) بتباين σ و σ على الترتيب.

وهما مستقلّين عن بعضهما البعض إذ أن: $\mathbb{Z} \in \forall , 0 =$.

يمكن كتابة النظام (31.2) في شكله المصفوفي كما يلي:

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

حيث: $= ( )$; $=$; $=$; $=$; $W=$

و: $( ) = \Sigma = \begin{matrix} \sigma_1^2 & \\ & \sigma_2^2 \end{matrix}$

في النّظام الموضّح بـ (31.2) أو (32.2)، المعلمتين و تمثلان الآثار الفورية (Contemporaneous Effects) التي يخلفها تغيّرٌ قدره وحدة واحدة في كل من و على كلٌّ من و على التّوالي. أما الحدود العشوائية و فهي عبارة عن صدمات أو تجديدات (Innovations) في و على التوالي، بحيث نلاحظ أنه إذا كان: $0 \neq$ فإن: يكون له تأثير حالي (فوري) غير مباشر على وإذا كان: $0 \neq$ فإن: يكون له تأثير حالي غير مباشر على .

إن ظهور المتغيّرات الدّاخلية في كلا طرفي المعادلتين للنظام (31.2)، يجعل عملية تقدير معلماته عمليةً غير ممكنة دون اللّجوء 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:

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

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

[1] S. Lardic & V. mignon (2002), P.84.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

النظام (33.2) يمكن كتابته كما يلي:

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

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

$$= \text{———} \dots\dots\dots (2.35) ; \qquad = \text{———} \dots\dots\dots (2.36)$$

نلاحظ أن:

$$(\quad) = (\quad) = 0 \dots\dots\dots (2.37)$$

و:

$$= \qquad = 0 \ ; \ \forall \in \mathbb{Z}^* \dots\dots\dots (2.38)$$

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

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

أما التّباينات المشتركة لهاتين التجديدتين فتعطى بالعبارة التالية:

$$(\quad) = \begin{matrix} -\dfrac{+}{(1 - \quad)} ; h = 0 \\ 0 \quad ; h \neq 0 \end{matrix} \dots\dots\dots (2.41)$$

من خلال العلاقة الأخيرة يبدو جليًّا أن التّجديدتين و ، يمكن أن تكونا مرتبطتين فوريًا حتى في حالة إستقلالية تجديدات الشكل الهيكلي و عن بعضهما البعض، والحالة الوحيدة التي تكون فيها هاتين التجديدتين مستقلتين، هي حالة عدم وجود أثر حالي متبادل بين و أي: $0 = \quad =$

2.1. الشكل العام لنماذج "VAR":

إذا أردنا تعميم المثال السّابق على الحالة التي تكون فيها X عبارة عن موجه عمود يحتوي على N متغيّرة مختلفة (N مركّبة)، فإن نموذج شعاع الإنحدار الذاتي من الدّرجة "p"، VAR(p) يُعطى كما يلي[1]:

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

حيث: ϕ: هو عبارة عن شعاع ثوابت $(N \times 1)$.

ϕ: هي عبارة عن مصفوفات $(N \times N)$ لمعاملات الانحدار مع: $, \quad = 1, 2, \dots, .$

: هو شعاع $(N \times 1)$ يتكون من N مركبة تملك سلوك تشويش أبيض[2]، يتمتع بالخصائص التالية[3]:

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

[1] J. D. Hamilton (1994), P. 257.

[2] يُطلق على عناصر هذا الشّعاع عدة تسميات هي: التّجديدات (innovations)، الصّدمات (Shocks)، الدّوافع (Impulses) وإضطرابات أو تشويشات عشوائية (Random Disturbances).

[3] J. D. Hamilton (1994), P. 258.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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

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

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

باستخدام فكرة معامل التّأخير (Lag Operator) يمكن كتابة (42.2) كما يلي[1]:

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

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

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

إذن: $\phi(L)$ هي عبارة عن مصفوفة$(N \times N)$ لكثيرات حدود لمعامل التّأخير "L". حيث يكون العنصر الّذي يقع على الصّف و العمود لهذه المصفوفة عبارة عن كثير حدود سُلّمي لـ "L" كما يلي[2]:

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

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

3.1. شروط الإستقرارية: (Conditions for Stationarity) [3]

إن شروط الإستقرارية التي تمّ إدراجها ضمن تعريف الإستقرارية الضّعيفة –أو إستقرارية التّباين المشترك (Covariance-Stationarity)– في حالة السّلاسل الزّمنية أُحاديّة المتغيّرات(Univariate Time Series)، تبقى صالحةً في حالة دراسة السّلاسل الزّمنية متعدِّدة المتغيّرات (Multivariate Time Series)، حيث أن شعاع المتغيّرات X $(N \times 1)$، يكون مستقر التّباين المشترك إذا وفقط إذا كان كلٌّ من العزم الأوّل والعزم الثّاني لهذا الشّعاع مستقلّين عن الزّمن "t"، أي[4]:

$$(\ ) = \quad = \quad , \quad \forall\ , \dots\dots\dots (2.48)$$
$$(\quad) = (h), \forall h \in \mathbb{Z} \dots\dots\dots (2.49)$$

إذا كان شعاع المتغيّرات X يقبل التمثيل VAR(P) كما هو موضّح في العبارة (42.2)، فإنه يمكن كتابته على شكل نموذج VAR(1) كما يلي[5]:

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

حيث:

[1] J. D. Hamilton (1994), P. 258.
[2] J. D Hamilton (1994), P.258.
[3] يكون النّظام "VAR" مستقرا إذا و فقط إذا كان يتكون من متغيّرات كلّها مستقرّة.
[4] J.D Hamilton (1994), P.258.
[5] S. lardic & V. Mignon (2002), P.86.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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

$(\quad \times \quad)$ $(\quad \times \quad)$ $(\quad \times \quad)$ $(\quad \times \quad)$

و:

$$(\quad) = \begin{matrix} = \\ 0 \ ; \ \text{غير ذلك} \end{matrix} \quad ; \quad \dots\dots\dots (2.51)$$

أين:

$$Q = \begin{matrix} \Omega & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 \end{matrix} \quad (\quad \times \quad)$$

من خلال العبارة (50.2) يمكن أن نلاحظ بوضوح أنّ سلوك مكوّنات الشّعاع $(N \times 1)$ يخضع لخصائص المصفوفة ϕ، ولهذا فإنّه يمكن أن نبيّن أنّ تحقّق شروط الإستقرارية المذكورة أعلاه، يمكن أن يتم بلوغه من خلال وضع بعض القيود على القيم الذّاتية (Eigenvalues) الخاصة بهذه المصفوفة[1].

إنّ القيّم الذّاتية للمصفوفة ϕ تحقّق العلاقة التّالية:

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

وبذلك فإنّه يمكن القول النّظام "VAR" الممثّل للشّعاع X هو عبارة عن نظام "مستقر" إذا كانت كل القيم المحقّقة للعلاقة (52.2) تقع داخل دائرة الوحدة[2] (lie inside The Unit Circle).

ملاحظة (3.2):

بصفةٍ مكافئة، يمكن التّعبير 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:

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

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

4.1. الصّيغة VMA (∞) القانونية[4] لنموذج VAR(P):

---

[1] لأكثر تفاصيل أُنظر: J. Johnston & J. Dinardo (1997), PP. 287-295, and J. D. Hamilton (1994), PP.259, 285-286.

[2] يمكن التّعبير عن ذلك رياضيًا 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 الصّدد فإنّ مصطلح "قانوني" يُطلق على نموذج غير مُقيّد مثل ذلك الموضّح في العبارة (2.42).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

إذا كانت شروط الإستقرارية المذكورة أعلاه محقّقة فإنّه – وحسب نظرية التّفكيك لـ "H. Wold" (1938)[1] – يمكن كتابة نموذج شعاع الإنحدار الذّاتي 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:

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

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

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

بالإضافة إلى ذلك فإن: $\{\Psi\}$ تحقّق:

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

كما أن المجموع المطلق لعناصر هذه المصفوفات هو عبارة عن مجموع منتهي[2]:

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

ملاحظة (4.2):

يمكن الحصول على قيّم المصفوفات Ψ إنطلاقًا من قيّم المصفوفات ϕ بالإعتماد على العبارة التّالية[3]:

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

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 مستقرّة[4]، حيث يتم ذلك باستخدام طريقة المربّعات الصغرى العادية (OLS) –بالنّسبة لنموذج VAR غير مقيّد– أو باستخدام طرق تقدير أخرى إذا تعلّق الأمر بنموذج VAR مقيّد (VAR هيكلي[5]، أو في حالة كون متغيّرات الدّراسة عبارة عن متغيّرات غير مستقرّة المستويات[6]).

1.2. تقدير النموذج VAR غير المقيّد باستخدام (OLS)[7]:

---

[1] لتفاصيل أوفر حول محتوى هذه النّظرية أنظر: J. H.Cochran, «Time Series For Macroeconomics and Finance», Graduate School of Business, University of chicago, 2005, PP.43-47; W. H. Green, «Economitric Analysis», 5th edition, Prentice Hall, New Jersy, 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. lardic & V. Mignon (2002), PP. 90-94

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

إنّ عملية تقدير نموذج VAR(P) مثل ذلك المُعطى في العبارة (42.2) –وفي ظل تحقّق فرضية الإستقلال الذّاتي للأخطاء– هي عمليةٌ بسيطة جدًّا، إذ أنّ هذا النّوع من النّماذج ليس سوى نظام معادلات غير مرتبطة ظاهريًا (Seemingly Unrelated Regression) تحتوي معادلاته على نفس المُحدِّرات[1] (With Indentical Regressions). لذلك، وحسب نظرية "Zellner" (1962)[2]، فإنّه يمكن تقدير كل معادلة من معادلات النّظام VAR(P)، على حِدا، باستخدام طريقة المربّعات الصّغرى العادية[3] (حتّى في حالة وجود الإرتباط الفوري للأخطاء من معادلة لأخرى)، حيث أنّ المقدّرات المُتحصَّل عليها في هذه الحالة تكون مكافئة (من حيث الفعالية[4])، لتلك النّاتجة عن عملية تقدير النّظام ككل باستخدام طريقة المربّعات الصّغرى المعمّمة (GLS)[5]، أو باستخدام طريقة أعظم إحتمال (ML)، في حالة تحقّق فرضية التّوزيع الطّبيعي المتعدّد المتعدّد للأخطاء[6].

ملاحظة (5.2):

في هذه الحالة يمكن الحصول على مقدَّر (OLS) لمصفوفة التّباين– تباين مشترك للأخطاء باستخدام مجاميع متوسّطات مربّعات بواقي المربّعات الصّغرى العادية (بالنّسبة للعناصر الواقعة على القطر الرّئيسي)، ومجاميع متوسّطات الجداءات التّقاطعية (Cross Products) لهذه البواقي (بالنّسبة للعناصر الواقعة خارج القطر الرّئيسي)[7].

2.2. تقدير النّموذج "VAR" المقيّد:

إنّ عملية تقدير نموذج VAR(P) في شكله البدائي (الهيكلي) تستدعي اللّجوء إلى وضع بعض القيود على المعلمات (المعلمات الهيكلية)، بغية الحصول على نموذج قابل للتّقدير (مميّز). هذه القيود غالبًا ما تكون عبارة عن قيود إقصاء[8] (Exclusion Restrictions) ، يؤدّي وضعها إلى حذف بعض المُحدِّرات من بعض المعادلات.

في ظلّ هذه القيود تكون طريقة (OLS) –المطبّقة على كل معادلة على حِدا– غير فعّالة. ببساطة، لأنّ معادلات النّظام "VAR" في هذه الحالة لا تحتوي على نفس المُحدِّرات (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 للتّطبيق (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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المعلومات)، كما أنّ عملية تقدير كل معادلة على حِدا قد تؤدّي إلى ضياع (إهمال) بعض المعلومات المهمّة، والمُجسَّدة في القيود التي تربط معادلات النّظام، وبالتّالي، فإنّ الطُّرق المستعملة لتقدير النّظام ككل آنيًّا تعتبر هي الأكفأ في هذه الحالة.

يمكن النّظر لنموذج "VAR" الخاضع لقيود الإقصاء المذكورة أعلاه، على أنّه نظام معادلات غير مرتبطة ظاهريًّا[1]، وبالتّالي فإنّه يمكن تقديره باستخدام طريقة "GLS" القابلة للتّطبيق (طريقة Zellner التّكرارية)، والّتي يؤدّي تطبيقها في هذه الحالة إلى الحصول على مقدِّر مكافئ لمقدِّر ML[2].

كما أنّه –وفي ظل توفّر شرط التّوزيع الطّبيعي المتعدّد للأخطاء– يمكن استخدام طريقة أعظم احتمال (ML) لتقدير النّظام ككل، والتي يؤدّي تطبيقها في هذه الحالة إلى الحصول على مقدّر فعّال لمعلمات النّظام وكذلك لمصفوفة التّباين– تباين مشترك للأخطاء[3].

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

من بين الأسئلة التي يمكن طرحها حول كيفية بناء نموذج "VAR" نجد ذلك السّؤال المتعلّق بكيفية تحديد عدد التّأخيرات الأمثل (كيف يمكننا تحديد عدد التّأخيرات الأمثل أو المناسب؟). إن ّالإجابة عن هذا السّؤال تُعدُّ ضرورة ملحّة، وذلك حتى نتفادى عواقب المبالغة في تضخيم (أو تقليل) عدد التّأخيرات، وما يمكن أن تؤدّي إليه من تشويهٍ لهيكل وديناميكيّة النّموذج (خاصةً إذا علمنا أنّ الإفتراض بأنّ الشّعاع X يسلك (Follow) سلوك شعاع إنحدار ذاتي، يعني التّسليم ضمنيًّا بأنّ "P" تأخير ستكون كافية للتّعبير عن كل الارتباطات الدّيناميكية بين عناصر الشّعاع X)[4]. ففي هذا الصّدد نجد أنّ استخدام عدد تأخيرات أكثر ممّا يجب (Too Many Laged)، يؤدّي إلى إلتهام درجات الحرّية، والذي يؤدّي بدوره إلى فقدان معلومات مهمّة في النّظام، دون أن ننسى المشاكل المتعلّقة بالتعدّد الخطّي التّي قد تواجهنا في هذه الحالة. أمّا استخدام عدد تأخيرات أقل ممّا يجب (Too Few Lags) فإنّه يؤدّي بنا إلى الوقوع فيما يُسمّى بأخطاء التّحديد (Specification Errors)[5].

1.3.2. إختبار كسر الاحتمال (LR):

إنّ الإختبارات التي تهتم بتحديد عدد التّأخيرات الأمثل، ترتكز أساسًا على معرفة ما إذا كانت بعض الكتل (Blocks) المكوِّنة لمصفوفة معلمات النّموذج "VAR" تساوي الصّفر (اختبار قيود خطّية 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

لمعلمات الإنحدار). حيث نقوم–حسب مبدأ "من العام إلى البسيط" (general-to-simple)[1]– بتقدير نموذج "VAR" من أجل درجة تأخير "q" كبيرة بقدر كافي، ثمّ نشرع بعد ذلك في إجراء إختبارات تخفيضية لعدد التّأخيرات بصفة تنازلية (Down Form) من الدّرجة "q" إلى الدّرجة "P" التي تعبّر عن التّأخير الأمثل، حيث يتمّ ذلك من خلال إختبار قيود خطّية من الشّكل:

$$= \phi \quad = 0 \Rightarrow \quad (\quad -1) \qquad \ldots\ldots\ldots (2.61)$$
$$= \phi \quad \neq 0 \Rightarrow \quad (\quad)$$

نوقف الإختبار إذا تمّ رفض H ، ليتمّ إختيار درجة التّأخير التي رُفضت من أجلها.

في ظل توفر فرضيّة التّوزيع الطّبيعي المتعدّد للأخطاء فإنّه يمكن استعمال إحصائية كسر الإحتمال "LR" لاختبار القيود (61.2) الموضّحة أعلاه[2]، حيث تُعطى هذه الإحصائية بالعبارة التّالية[3]:

$$\varsigma = (T - m) \log \text{ é } \Omega^{\star} \; - \log \text{ é } \Omega \quad \sim \qquad \ldots\ldots\ldots (2.62)$$

إذ أن: T : تمثّل عدد المشاهدات المتوفّرة حول متغيّرات الشّعاع X.

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

Ω: مقدّر (ML) غير المقيّد (في ظل H) لمصفوفة التّباين– تباين مشترك للبواقي المقدَّرة.

Ω*: مقدّر (ML) المقيّد (في ظل H) لمصفوفة التّباين– تباين مشترك للبواقي المقدَّرة.

في ظل H، فإنّ الإحصائية "ς" تتبع توزيع χ ، بدرجة حريّة قدرها "ϱ" تمثّل على القيود المُختبرة، والتي تُعطى في هذه الحالة بـ: $\varrho = N$.

يتمّ قبول H إذا كانت قيمة "ς" المحسوبة أقل من قيمتها المجدولة المُستخرجة من جدول توزيع χ عند درجة حرية معيّنة ومستوى معنويّة معيّن. والعكس صحيح.

2.3.2. معايير المعلومات: (Informations Criteria)

من أجل تحديد عدد التّأخيرات الأمثل يمكن أن تكون الطّريقة السّابقة أقلُّ فعاليةً (Less Effective) مقارنةً بطريقةٍ أخرى تعتمد على معايير المعلومات المُقترحة لتقدير النّماذج الخطّية[4]، أين يتم تقدير مجموعة من النّماذج (باستخدام نفس العيّنة)، مع عدد تأخيرات يتراوح بين 1 و q ، حيث "q" تمثّل قيمة التّأخير الأقصى ليتم بعد ذلك اختيار التّأخير "p" الموافق لأصغر قيمة لأحد المعايير التّالية:[5]

[1] W. H. Green (2003), P. 589.

[2] إذا كانت هذه الفرضية غير مُحقّقة فإنّه يمكن الإستعانة بإحصائية Wald لاختبار الفرضيات من الشّكل (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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

$$AIC = \log \Omega + \frac{(\quad\cdot\quad)}{\quad\quad} \dots\dots\dots (2.63)$$

$$SIC = \log \Omega + \frac{(\quad\cdot\quad)}{\quad\quad} \log(T) \dots\dots\dots (2.64)$$

4.2. التّنبؤ باستخدام نماذج "VAR":

تُعد عملية إنتاج التّنبّؤات (وخاصّةً قصيرة الأجل منها) واحدةً من بين أهمّ الإستخدامات الأساسية لأنظمة "VAR"، حيث أنّ هذه الأخيرة هي مقاربة غير نظريّة، ولا تستدعي اللّجوء إلى أيّة نظرية اقتصادية لتحديد معادلات هيكلية بين مجموعات مختلفة من المتغيّرات. كما أنّ النّظام "VAR" يقوم على الطّرح الذي مفاده أنّ المتغيّرات الإقتصادية لديها ميولٌ إلى التّغيّر سويّةً مع بعضها البعض بمرور الزّمن، بالإضافة إلى كون هذه المتغيّرات مرتبطة ذاتيًّا.

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

$$= \phi \quad X \quad + \quad \dots\dots\dots (2.65)$$

بعد تقدير هذا النّموذج باستخدام طريقةٍ مناسبة (تقدير عناصر المصفوفة ϕ، بالإضافة إلى مصفوفة التّباين- تباين مشترك الخاصة بشعاع الأخطاء)، وبعد التأكد من تحقّق شروط الإستقرارية المذكورة أعلاه، يمكن استخدامه لإنتاج تنبّؤات مستقبلية لعناصر الشّعاع X. إذ أنّ أفضل تنبّؤ يمكن الحصول عليه للشعاع X (والموافق لأصغر قيمة لمتوسّط مربّع خطأ التّنبؤ)، هو التّوقع الشّرطي لـ X المحسوب باستخدام المعلومات المتوفرة إلى غاية الفترة "T"، أي[3]:

$$X \quad = E(X \quad /X \ , \dots, X \ ) = \phi \quad X \quad \dots\dots\dots (2.66)$$

حيث: X : يمثل شعاع التّنبّؤ.

التّنبّؤ الأمثل لفترتين مستقبليّتين يعطى بـ :

$$X \quad = E(X \quad /X \ , \dots, X \ ) = \phi \quad X \quad \dots\dots\dots (2.67)$$

وبصفة عامة فإنّ التّنبؤ الأمثل لـ "s" فترة في المستقبل يعطى بـ :

$$X \quad = E(X \quad /X \ , \dots, X \ ) = \phi \quad X \quad \dots\dots\dots (2.68)$$

يُعطى شعاع أخطاء التّنبّؤ بمختلف مركّبات الشّعاع X في الأفق "s" بالعبارة التّالية[4]:

$$e \ = X \quad - X \quad = u \quad + \phi \ u \quad + \cdots + \phi \quad u \quad \dots\dots\dots (2.69)$$

أمّا مصفوفة التّباين- تباين مشترك لأخطاء التّنبّؤ، من أجل "S" فترة في المستقبل، والتي نرمز لها بالرّمز ( ) ، فتُعطى كما يلي:

[1] Akaike information criterion
[2] Schwartz (Bayesian) information criterion.
[3] J. Jhonston & J. Dinardo (1997), P.297.
[4] تمثل القيمة الحقيقية المشاهدة للسّلسلة في الزّمن T + S (the Data generating process).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

$$M(S) = \Omega + \phi\ \Omega\phi\ + \phi\ \Omega(\phi\ ) + \ldots + \phi\ \Omega(\phi\ ) \quad \ldots\ldots\ldots (2.70)$$

حيث: Ω : هو مقدّر مصفوفة التّباين– تباين مشترك لشعاع البواقي .

في هذه الحالة يُعطى مجال الثّقة للتّنبؤ بكل متغيّرة من متغيّرات الشّعاع X في الأفق "S"، عند مستوى ثقة قدره "$(1-\alpha)$" بالعبارة التّالية:

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

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

$\sigma(S)$: تمثّل الإنحراف المعياري لخطأ التّنبؤ بالمتغيّرة ، في الأفق "S"، وهي تساوي إلى الجذر التّربيعي للعنصر " m" من عناصر القطر الرّئيسي للمصفوفة M(S) .

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

3. إستخدامات نماذج VAR:

بالإضافة إلى القدرة التّنبؤية الجيّدة التي تميّز نماذج أشعة الإنحدار الذّاتي VAR (خاصة المقيّدة منها)[2] نجد أنّه يمكن الإعتماد على هذه النّماذج للقيام باختبار سببية Granger[3](testing Granger causality)، وكذا دراسة وتحليل آثار مختلف السّياسات الإقتصادية[4]، من خلال دراسة خصائص دوال الإستجابة الدّفعية (Impulse Response Characerisation)، وتفكيك تباين خطأ التّنبؤ (Variance Decomposition).

1.3. اختبار السببية –حسب مفهوم "Granger"–:

منذ زمن "Galileo Galilei" و "David Hume" ارتبط مصطلح السّببية ارتباطًا وثيقًا مع مصطلحي السّبب (العلّة)، والأثر، بحيث أنّه يمكن القول أنّ المتغيّرة تسبّب المتغيّرة فقط إذ أمكن تفسير على أنّها سبب حدوث و/أو تفسير على أنّها الأثر النّاتج عن [5]. من جهة أخرى فإنّ فكرة السّببية ترتبط إرتباطًا شديدًا بفكرة التّسلسل الزّمني، إذ يقول "David Hume" في هذا السّياق أن:«السّبب دائمًا يسبق الأثر»[6]. كما أنّه هناك من يقول بأنّ الزّمن لا يرجع إلى الخلف، ممّا يعني أنّه إذا وقع الحدث A قبل الحدث

---

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

[2] لأكثر تفاصيل حول الموضوع أنظر: R. B. Litterman, «Forcasting 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 Tomporal 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الحدث B، فإنّه من الممكن أن يكون A هو سبب حدوث B، لكن من المستحيل أن يكون B هو سبب حدوث A. أي أنّ الأحداث الماضية يمكن أن تتسبّب في وقوع الأحداث الحالية، لكن الأحداث المستقبلية لا يمكنها ذلك[1]. وهي الفكرة الأساسية التي يرتكز عليها تعريف Granger للسّببية[2].

إنّ مسألة السّببية هي مسألةٌ فلسفية، تتضمّن العديد من الأراء المتنازعة، فهناك من يرى بأنّ كل شيء يسبّب كل شيء (Everything Causes Everything). في المقابل نجد أنّه على الطرف الآخر هناك من يُنكر وجود أيّة علاقة سببية على الإطلاق. الاقتصادي القياسي "Edward Leamer" يفضّل استخدام مصطلح الأسبقية (Precedence) بدلاً من السّببية، في حين يفضّل "Francis Diebold" استخدام مصطلح السّببية التّنبؤية (Predictive Causality)، إذ أنّه يقول: « القول بأنّ " تسبّب " ما هو إلاّ إختصار للقول الأدق –ولكن في نفس الوقت الأطول– " تحتوي على معلومات مفيدة للتّنبؤ بـ (بالمعنى الخطي للمربّعات الصّغرى) بالإضافة إلى الماضي التّاريخي للمتغيّرات الأخرى في النّظام" لغرض إقتصاد المساحات، نقول ببساطة أنّ تسبّب »[3].

1.1.3. مفهوم سببية Granger[4]:

باختصار فإنّ "Granger" يعبّر عن السّببية بقابلية التّنبؤ المتزايدة (Incremental Predictability). بعبارة أخرى فإنّ دراسة العلاقة السّببية بين متغيّرتين (أو أكثر) تعتمد على دراسة العلاقة التّنبؤية (Forcasting Relation) بينهما، بحيث أنّه لا يمكننا القول بأنّ تسبّب إلاّ إذا كان تنبّؤ المعتمد على ماضي كلٌّ من و معًا أحسن من تنبّؤ المعتمد على ماضي فقط.

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

إذا كانت $\underline{U}$ تمثّل كل مجموعة المعلومات الّتي تم تجميعها منذ الزّمن $t-1$، و $\underline{U} - _$ تمثل كل هذه المعلومات ما عدا تلك الخاصة بالسلسلة ، فإنّه يمكن أن نُدرج التّعاريف التّالية[5]:

---

[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) إقترح تعريفًا للسّببية، وثيق الصّلة بتعريف Granger، كما أنه قام باقتراح طريقة لاختبار غياب علاقات السّببية حسب Granger بالإعتماد على صيغة المتوسّطات المتحرّكة. لتفاصيل أدق، أنظر: 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

• إذا كان: (_ U − /) σ > (U/) σ، نقول أنّ تسبّب (→)

أي: نقول أنّ تسبّب إذا كُنّا قادرين على التّنبؤ بـ بطريقة أفضل باستخدام كل المعلومة المتاحة بدلاً من استخدام المعلومة المنقوصة من .

• إذا كان: (_ U − /) σ > (U/) σ و (_ U − /) σ > (U/) σ، نقول أنّ هناك تغذية عكسية (feed back) بين و أي أنّ تسبب و تسبب في نفس الوقت (↔).

• إذا كان:(U/) σ > (U, _/) σ، نقول أنّ هناك سببية فورية (Instantaneous Causality)،(−) بعبارةٍ أخرى فإنّ التّنبّؤ بالقيمة الجارية لـ يكون أفضل إذا تم إدراج القيمة الحالية لـ في التّنبّؤ منه في حالة عدم إدراجها.

من خلال هذه التّعاريف يظهر جليًّا أنّ مفهوم السّببية عند "Granger" لا ينفصل عن فكرة الأسبقية. أي أنه إذا كان الحدث هو سبب وقوع حدث آخر ، فإنّ الحدث يجب أن يسبق الحدث .

لكن بالرّغم من أنّ هذا الطّرح الفلسفي قد يبدو منطقيًّا إلى حدٍّ ما، إلاّ أنّ عملية تطبيق وتنفيذ هذه الفكرة باستخدام بيانات السّلاسل الزّمنية الإقتصادية قد تعترضها عوائق جمّة[1].

2.1.3. منهجية الإختبار:

إذا كانت و عبارة عن سلسلتين زمنيتين مستقرّتين تملكان متوسّطات معدومة فإنّ إختبار وجود علاقة سببية (حسب مفهوم Granger) من نحو (و/أو من نحو) يمكن أن يتم ببساطة عن طريق إختبار معنوية معلمات القيم المؤخّرة لـ (لـ) في إنحدار على القيم المؤخَّرة لكل من و (في إنحدار على القيم المؤخرة لكل من و)، وفي هذا الصّدد نجد أنّ تمثيل نموذج "VAR" لكل من و يكون مفيدًا جدًّا.

من خلال تعريف السّببية أعلاه، فإنّه إذا كان لدينا نموذج VAR(P) يُعبِّر عن و . تكون لا تسبِّب إذا وفقط إذا كانت مصفوفات المعلمات Φ عبارة عن مصفوفات مثلثية من الأسفل[2]، بالنسبة لكل قيم j، ($j = 1, 2, \dots,$)، حيث يُكتب النّموذج "VAR" المقيّد في هذه الحالة كما يلي:

$$= \begin{matrix} \Phi^{(\ )} & 0 \\ \Phi^{(\ )} & \Phi^{(\ )} \end{matrix} + \dots + \begin{matrix} \Phi^{(\ )} & 0 \\ \Phi^{(\ )} & \Phi^{(\ )} \end{matrix} + \dots\dots\dots (2.72)$$

إذن إختبار غياب علاقة سببية من نحو ، يعني إختبار الفرضية: $H : \Phi^{(\ )} = 0 , \forall j \in [1 . \ ]$

---

[1] لأكثر تفاصيل أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP.303-309.

[2] إذا كانت المتغيّرتين و مستقلتين عن بعضهما البعض (لا توجد علاقة سببية في أي اتجاه) فإنّ المصفوفات Φ تكون عبارة عن مصفوفات قطرية.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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

وهي الفرضية الّتي يمكن إختبارها بالإعتماد على إختبار Fisher (F) الّذي يتضمّن إتّباع الخطوات التّالية:

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

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

3- تُعطى الإحصائية F للإختبار بالعلاقة التّالية:

$$F = \frac{(RSS \quad - RSS \quad)/P}{RSS \quad /(T - 2P - 1)} \sim F(P\,;T - 2P - 1) \ldots\ldots\ldots (2.72)$$

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

5- يمكن تكرار الخطوات من 1 إلى 4 لاختبار غياب العلاقة السّببية من نحو .

الإحصائية (72.2) تملك توزيع F بالضّبط، إذا تعلق الأمر بانحدار مع مُحدِّرات مثبّتة وأخطاء تملك سلوك تشويش أبيض، وموزّعة طبيعيًّا، ولهذا فإنّ هذا الإختبار في هذه الحالة يكون صالح تقاريبًا فقط بسبب وجود المتغيّرات التابعة المؤخرة في الإنحدار المستخدم لإجرائه[1].

2.3. تحليل الصّدمات و دوال الإستجابة الدّفعية:

تُعدّ عملية تحليل الإستجابات الدّفعية (Impulses Responses Analysis) من بين أهم الإستخدامات العملية لنماذج VAR، وفي هذا الإطار التّحليلي تمثّل دالة الإستجابة الدّفعية الأثر الّذي تُخلّفه صدمة تجديد معين في زمن معيّن "t" (One-Time Shock) على القيم الجارية والمستقبلية للمتغيّرات الدّاخلية[2]، إذ أنّ حدوث صدمة في المتغيّرة "i" يمكن أن يكون له أثر مباشر على هذه المتغيّرة، كما أنّ هذا الأثر يمكن أن ينتقل إلى باقي متغيّرات النّظام من خلال الهيكل الدّيناميكي للنموذج "VAR".

بعبارةٍ أخرى، إذا كان لدينا نظام "VAR" معيّن، واعتبرنا حدوث نوعين من السّيناريوهات بين الزّمنين "t" و"t+s"، بحيث يتعرض النظام "VAR" المعني بموجب السيناريو الأول إلى صدمةٍ واحدة في متغيّرةٍ واحدة (تحدث هذه الصّدمة في الزّمن "t")، بينما يقضي السّيناريو الثّاني بعدم تعرّض هذا النّظام لأية صدمة

[1] في هذا الصّدد نجد أنّه يمكننا الإعتماد على إختبارات أخرى مثل: إحصائية Wald أو إحصائية كسر الإحتمال (LR) (في حالة توفّر فرضية التّوزيع الطّبيعي)، 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

خلال الفترة المذكورة، فإن دالة الإستجابة الدّفعية تمثّل الفرق بين نتيجتي هاتين الحالتين المتشابهتين إلى غاية الزمن "t-1"[1].

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

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

في هذه الصّيغة الأخيرة يمثل شعاع التّجديدات القانونية (Canonical Innovations) للنموذج، عناصره تعبّر عن الجزء غير المُتوقّع لكل متغيّرة من متغيّرات النّظام، والّذي يأخذ بعين الإعتبار المعلومات المتأتية من الحقائق الماضية لمتغيّرات النّموذج الدّاخلية. هذه التّجديدات يمكن معالجتها على أنّها عبارة عن صدمات أو دوافع تُترجم تقلّبات النّظام الدّيناميكي المدروس، وهو ما يمنحنا إمكانية تتبع سيرورة إنتشار هذه الصّدمات بالإعتماد على ديناميكية هذا النّظام أو من خلال ما يُسمّى بالمضاعفات الدّيناميكية (Dynamic Multipliers) Ψ (≥ 0)، الّتي تترجم كيفية إنعكاس صدمة معيّنة على كل المتغيّرات الدّاخلية للنّظام. فالمصفوفات Ψ يمكن إعطائها التّفسير التّالي[2]:

$$\Psi = \frac{\quad}{\quad} \dots\dots\dots (2.74)$$

وهذا يعني أنّ العنصر: $= \frac{\quad}{\quad}$ الّذي يقع على السّطر "i" العمود "j" للمصفوفة Ψ يقيس أثر زيادة (دَفعة) قدرها وحدة واحدة (صدمة قيمتها إنحراف معياري واحد) في تجديد المتغيّرة "j" عند الزّمن ، ( ) على قيمة المتغيّرة "i" عند الزّمن + (+) ، وذلك مع إعتبار ثبات كل التّجديدات الأخرى خلال كل الأزمنة.

أمّا إذا افترضنا أنّ العنصر الأوّل للشّعاع تغير بمقدار ، في نفس الوقت الّذي تغيّر فيه العنصر الثّاني بمقدار ، ...، والعنصر N بمقدار ، فإنّ الأثر المُوحد (Combined Effect) لهذه التغيّرات على قيم الشّعاع عند الزّمن + (+)، يُعطى بالعبارة التّالية:

$$= \frac{\quad}{\quad} + \frac{\quad}{\quad} + \dots + \frac{\quad}{\quad} = \Psi \dots\dots\dots (2.75)$$

حيث: (, ,...,) =

إنّ أبسط طريقة يمكن استعمالها لإيجاد القيم العددية لهذه المضاعفات الدّيناميكية (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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

للمصفوفة Ψ كدالة لـ " S" يؤدّي إلى الحصول على ما سمّيناه سابقًا بدوال الإستجابة الدّفعية. عند هذه النّقطة فإنّ عملية تفسير هذه الدّوال تستدعي غياب الإرتباط الفوري بين عناصر الشّعاع ، إذ أنّ توفّر هذا الشّرط يُعد ضرورة ملحّة لتفسيرٍ مباشرٍ ودقيق لدوال الإستجابة (بحيث يمكن تفسير التّجديد على أنّه ببساطة عبارة عن صدمة تحدث في المتغيّرة الدّاخلية ، ( )). لكن كما سبق وأن أشرنا فإنّ التّجديدات غالبًا ما تكون مرتبطةً فيما بينها عند لحظة زمنية معينة (بحيث يمكن أن النّظر إليها على أنّها تملك مركّبة مشتركة (Common Component) لا يمكن إرفاقها بأية متغيّرة داخلية معيّنة)، ممّا يجعل عملية عزل الصّدمات المترتبة عن هذه التّجديدات –وبالتّالي عملية تفسير دوال الإستجابة– مستحيلة[1].

لمواجهة هذا العائق لابد من إجراء عملية التّحليل بالإعتماد على تجديدات متعامدة (Orthogonal) وفي هذا السّياق نجد أنّه يمكن الحصول على تحويلات متعامدة لعناصر الشّعاع ، من خلال إجراء تحويل خطّي لهذه الصّدمات عن طريق ترجيح شعاع التّجديدات القانونية بمصفوفةٍ "P" مُحدَّدة مسبقًا، بحيث أنّ مصفوفة التّباين– تباين مشترك للصّدمات المحولة تكون عبارة عن مصفوفةٍ قطرية.

بالنّسبة لكل مصفوفة حقيقيّة، محدَّدة موجبة، متناظرة، وغير شاذة Ω يوجد مصفوفة "P" وحيدة، مثلثيّة من الأسفل، حيث[2]:

$$\Omega = \quad \ldots\ldots\ldots (2.76)$$

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

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

$$X = \mu + \quad \Psi \quad \ldots\ldots\ldots (2.77)$$

وهي العبارة الّتي يمكن أن تُكتب كمايلي:

$$X = \mu + \quad \Xi \quad \ldots\ldots\ldots (2.78)$$

حيث: $= \quad ; \ \Xi = \Psi \ ; \ = 0, 1, 2, \ldots\ldots$

و:

$$\Omega = ( ) = P \ \Omega P \quad = P \ PP \ P \quad = I \quad \ldots\ldots\ldots (2.79)$$

[1] S. lardic & V. Mignon (2002), P.106.
[2] J. D. Hamilton (1994), PP.320-323.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

وبهذا نكون قد حصلنا على شعاع تجديدات عناصره –على عكس عناصر الشّعاع – غير مرتبطة فوريًّا، ممّا يسهّل عملية تفسير دوال الإستجابة.

في النّموذج (78.2)، العناصر Ξ° تمثّل ما يُسمّى بالمضاعفات الفورية، والتي تقيس الأثر الفوري لصدمةٍ أحادية في المتغيّرة على المتغيّرة . أمّا الآثار المتأخّرة (Lagged Effects) فيتم قياسها من خلال الـ إستجابة دفعية متتالية: Ξ (حيث : $= 1, 2, \dots \dots$,)، والّتي تبيّن كيف يتم التّأثير على كلٌّ من الـ N متغيّرة داخلية من طرف كل من الـ N تجديد.

دالة الإستجابة الدّفعية التراكميّة (cumulation impulse response) تُعبّر عن الآثار المترتبة عن تعرّض النّظام لصدمة دائمة(permanent shock)، حيث تُعطى الآثار المتراكمة لصدمةٍ أحاديّة إلى غاية الفترة + بالمقدار: Ξ Σوالّذي يعبِّرعن مجموع الإستجابات منذ زمن حدوث الصّدمة إلى غاية الزمن . إذا كان النّظام المدروس يتوفرعلى شرط الإستقرارية فإنّ الأثر يتلاشى مع مرور الزّمن. أي أنّ معاملات دالة الإستجابة – على الأقل تقاربيًّا– تقترب من الصفر، وبذلك فإنّ دالة الإستجابة الدّفعية التّراكمية تؤول إلى قيمة منتهية لمّا $\infty \leftarrow$ ، وفي هذه الحالة فإنّ إستجابة المدى الطّويل تُعطى بالعبارة التّالية[1]:

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

يبقى أن نشير في الأخير إلى أنّ عملية التّحويل باستخدام المصفوفة "P" النّاتجة عن تفكيك "Coleskey" للمصفوفة Ω، تتضمّن ترتيب معيّن لمتغيّرات النّظام، وهي العملية الّتي تتم بالإعتماد على معايير إحصائية بحتة (حيث يتم ترتيب المتغيّرات من الأكثر خارجية إلى الأكثر داخلية[2])، وفي هذا الصّدد نجد أنّ القيم العددية للنّتائج المتحصّل عليها تتغيّر بتغيّر ترتيب المتغيّرات عند إجراء عملية تحويل الصّدمات، ممّا يجعل عملية تفسير دوال الإستجابة لهذه الصّدمات محفوفة بالمخاطر، ويفسح المجال لجدلٍ ونقاشٍ حاد حول معنويّتها الإقتصادية[3].

3.3. تفكيك التّباين: (Variance Decomposition)

بينما توضّح دوال الإستجابة الدّفعية آثار صدمة تحدث في متغيّرة داخلية على باقي المتغيّرات الدّاخلية الأخرى في النّظام VAR، نجد أنّ عملية تحليل تفكيك التّباين تساعد على توضيح الأهمية النّسبية 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تجديد من التّجديدات، من خلال تقسيم مصدر التغيّر الذي يحدث في متغيّرةٍ داخلية ما بين هذه التّجديدات (أي حساب نسبة مساهمة كلٌّ منها في هذا التّغيّر)[1].

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

$$= \quad + \Psi \quad + \ldots + \Psi \quad \ldots\ldots\ldots (2.81)$$

وبذلك فإنّ العبارة (70.2) الّتي تعبر عن تباين خطأ التّنبّؤ تُعطى في هذه الحالة بالعبارة التّالية:

$$( ) = \Omega + \Psi\ \Omega\Psi\ + \Psi\ \Omega\Psi\ + \ldots + \Psi\ \ \Omega\Psi \quad \ldots\ldots\ldots (2.82)$$

لنبحث الآن عن نسبة مساهمة كل تجديد من التّجديدات المتعامدة ، (= 1,2, … ,) في هذا التّباين حيث أنّ هذه الأخيرة يمكن التّعبير عنها كما يلي[2]:

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

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

ضرب العبارة (83.2) بمنقولها من اليسار ثم حساب التّوقع الرّياضي ينتج عنه:

$$(\quad) = \quad .\mathrm{var}(\varepsilon\ ) + \quad .\mathrm{var}(\varepsilon\ ) + \ldots + \quad .\mathrm{var}(\varepsilon\ ) = \Omega \ldots\ldots\ldots (2.84)$$

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

$$( ) = \quad \mathrm{var} \quad . \quad ' + \Psi \quad '\Psi' + \ldots + \Psi \quad '\Psi' \quad \ldots\ldots\ldots (2.85)$$

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

$$\mathrm{var} \quad . \quad + \Psi \quad \Psi\ + \ldots + \Psi \quad \Psi \quad \ldots\ldots\ldots (2.86)$$

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

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

كما هو الحال بالنّسبة لدوال الإستجابة فإنّ القيم العددية لعملية تفكيك التّباين بالإعتماد على معامل colesky "P" يمكن أن تتغيّر بصفة دراماتيكية مع تغيّر ترتيب المتغيّرات في النّظام VAR[3]، فمثلاً دائمًا يكون تباين خطأ التّنبّؤ للفترة الأولى، الخاص بالمتغيّرة ذات التّرتيب الأوّل في النّموذج ناتج كليًّا التّجديد الخاص بهذه المتغيّرة[4]، ممّا يؤدّي إلى عدّة تحفّظات حول عملية التفسير الإقتصادي للنّتائج في هذه الحالة.

المبحث 03: نماذج تصحيح الخطأ الشعاعية: (VECM)

لزمنٍ ليس بالقصير، ظلّ المختصّين في القيّاس الاقتصادي يستعملون الطّرق والأساليب الإحصائية التّقليدية المُطوّرة أساسًا لدراسة الانحدارات الّتي تعتمد على السّلاسل الزّمنية المستقرّة، مُسلِّمين ضمنيًّا بتحقّق

[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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

هذه الخاصية الأخيرة، دون مراعاة إمكانية عدم توفّرها لدى عديد السّلاسل الزّمنية الممثّلة لمختلف المتغيّرات الاقتصادية، وما يمكن أن يؤدّي إليه ذلك من نتائج مُغلّطة. ففي هذا الصّدد نجد أنّه في الانحدارات المتكوّنة من متغيّراتٍ غير مستقرّة، تكون الاختبارات الإحصائية المُستَعملَة عادةً لاختبار معنوية معلمات الانحدار، غير صالحة (إذ أنّها في هذه الحالة تملك توزيعاتٍ غير معيارية[1] (Non) (Standard Distributions)، بحيث أنّ استعمال الجداول المعيارية في هذه الحالة قد يُؤدّى –بصفةٍ جدّية– إلى إستنتاجاتٍ مُضلّلة (Misleading Inferences)، والّتي تُؤدّي بدورها إلى قبول واعتماد إنحداراتٍ زائفة (Spurious Regressions) لا معنى لها إقتصاديًّا[2] (Non-Sens Regressions).

لقد تمّ اكتشاف ظاهرة الارتباطات الزّائفة لأوّل مرّة من طرف G. U. Yule (1926) [3]، الّذي بيّن أنّه يمكن بسهولة إيجاد إرتباطاتٍ "معنويّة إحصائيًّا" بين سلاسل زمنيّة غير مستقرّة، مستقلّة عن بعضها البعض. ليتمّ بعد ذلك دراسة المسألة بطريقة أكثرُ عمقًا –بعد حوالي نصف قرن من الزّمن– من طرف Granger و New Bold (1974)[4]، اللّذان توصّلا –بالإعتماد على مُحاكاة Monte Carlo لتوليد (100) زوج من السّيرورات العشوائية المستقلّة– إلى نتيجةٍ أساسية مفادها أنّه في (77) حالة من بين (100)، كانت الإحصائية " " تفوق القيمة "2". ممّا أدّى إلى رفضٍ "خاطئ" لفرضية الإستقلاليّة في أكثر من ثلاثة أرباع الحالات، وهي النّتيجة الّتي تزامنت مع قيّمٍ منخفضة لإحصائية "DW".

Phillips (1986)[5] عالج المسألة من النّاحية النّظرية، وبيّن أنّ معلمات الإنحدار، في إنحدارات السّيرورات العشوائية المستقلّة لا تتقارب نحو قيمٍ ثابتة مع تزايد حجم العيّنة، كما هو الحال في الحالة الطّبيعية، وأكثر من هذا فإنّ إحصائية t–ستودنت الإعتيادية لا تملك توزيعًا محدّدًا، ولكنّها تتباعد (Diverges) مع تزايد عدد المشاهدات، وهو ما يرفع إحتمال الخروج باستنتاجاتٍ خاطئة عند استخدام العيّنات الكبيرة. لكن مع كل هذا يجب أن لا نتفاعل بصفةٍ مبالغ فيها مع هذه النّتائج غير المشجّعة، إذ أنّه توجد في بعض الأحيان إستثناءات وحالات شاذّة عن هذه القاعدة العامّة، أين يكون بالإمكان إعادة صياغة الوسائط (Reparameterization)، والتعبير عنها كمعاملات لمتغيّرات مستقرة I(0)، كما سنرى في الفقرات الموالية من هذه الدّراسة.

---

[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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

1. التّكامل المتزامن: (Cointegration)

إنّ الدّراسات الإقتصادية الميدانية (التّجريبية)، غالبًا ما تتضمّن متغيّرات غير مستقرّة (مثل: الدّخل، الإستهلاك، طلب النّقود، المستوى العام للأسعار...)، وفي هذا الصّدد نجد أنّ عديد الباحثين ينصحون – بصفة روتينية– بإخضاع المتغيّرات غير المستقرّة إلى مرشِّح فروقات قبل تقدير أي إنحدار، إذ تُعتبر هذه العملية بمثابة طريقة جيّدة لتجنُّب مشاكل الإنحدار الزّائف[1]، 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 المتغيرات، وهو ما يُؤدّي بدوره إلى إستبعاد معلومات مهمّة (في حالة وجودها) حول العلاقات طويلة الأجل الّتي تتحدّث عنها مختلف النّظريات الإقتصادية[2].

من خلال هذا العرض الموجز نصل إلى واحدة من أهمّ المسائل في علم القيّاس الإقتصادي والمتعلّقة أساسًا بضرورة دمج تقلّبات الأجل القصير (Short-Run Disequilibrium) مع توازنات الأجل الطّويل (Long-Run Equilibrium) من أجل رصد، وتوفير معلومات تامّة حول تكيُّف مختلف العلاقات الإقتصاديّة بمرور الزّمن.

يمكن معالجة هذه المسألة من خلال نظرية التّكامل المتزامن المطوّرة من طرف Granger (1981-1986) Engle و Granger (1987)، J.H.Stock (1987) ثمّ S. Johansen (1988)، إذ أنّ هذه الأخيرة تسمح بإبراز وتوضيح العلاقات المستقرّة (الثابتة) في الأجل الطّويل، وتحليل ديناميكية الأجل القصير للمتغيّرات المدروسة في آن واحد[3].

1.1. خصائص السّلاسل الزمنية المتكاملة[4]:

إذا كان لدينا: . . ، عبارة عن ثلاث سلاسل زمنية مختلفة، و . ، عبارة عن ثابتين يختلفان عن الصّفر، فإنّه يمكن أن نميّز بين أربع خصائص أساسية للسّلاسل الزّمنية 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

1) التّركيبة الخطّية لسلسلة زمنية مستقرّة وأخرى غير مستقرّة، هي عبارة عن سلسلة زمنية غير مستقرّة، أي:

$$\sim I(0) \text{ و } \sim (1) \Rightarrow \quad = (\quad + \quad) \sim (1) \ldots\ldots\ldots (2.88)$$

2) التّركيبة الخطّية لسلسلة ( ) هي عبارة عن سلسلة ( ) . أي:

$$\sim I(d) \Rightarrow \quad = (\quad + \quad) \sim ( ) \ldots\ldots\ldots (2.89)$$

3) $\sim I(d)$ و $\sim (\quad) \Rightarrow \quad = (\quad + \quad) \sim (\quad) ; d < \quad \ldots\ldots\ldots (2.90)$

4) $\sim I(d)$ و $\sim (\quad) \Rightarrow \quad = (\quad + \quad) \sim (\quad^{*}) ; d < \quad \ldots\ldots\ldots (2.91)$

حيث:* :تساوي عمومًا.

لكن في بعض الحالات تكون: $> ^{*}$ ، و هو ما سنتناوله في الجزء الموالي.

2.1. مفهوم التّكامل المتزامن:

بصفة عامة، فإنّه يمكن تعريف علاقة التّكامل المتزامن، باستخدام متغيّرات (متغيّرتين أو أكثر) متكاملة من الدّرجة . ((I(d))، تُبدي تطوُّرًا مشتركًا في المدى الطّويل، أي أنّها لا تنحرف بعيدًا عن بعضها البعض مع مرور الزّمن، باستثناء بعض التّقلبات العابرة (المؤقّتة)، وهو ما يمكن اعتباره بمثابة توازن إحصائي، يمكن تفسيره في عديد التّطبيقات الميدانية كعلاقةٍ اقتصادية في المدى الطّويل.

حسب Engle و Granger (1987)، فإنّ عناصر الشّعاع X $(N \times 1)$، تكون متكاملة تكاملاً متزامنًا من الدّرجة (.) ، (.) ~ إذا تحقّقت الشّروط التّالية[1]:

أوّلاً: أن تكون كل هذه العناصر متكاملة من نفس الدّرجة d ، I(d)

ثانيًا: أن يوجد على الأقلّ توليفة خطّية (1×1)، لهذه المتغيّرات[2]، متكاملة من درجة أقلّ من d ، أي:

$$\sim I(d - c) (\quad = \beta X) \quad \text{حيث:} \quad 0 < \quad \leq$$

الشّعاع β $(N \times 1)$ يُسمّى شعاع التّكامل المتزامن (Cointegrating Vector)، وعناصره تُسمّى وسائط التّكامل المتزامن (Cointegrating Parameters).

عمليًّا يمكن أن يكون هذا الشّعاع ليس وحيدًا، إذ أنّنا قد نصادف عدّة أشعّة تكامل متزامن مستقلّة خطيًّا[3]، وفي هذا الصّدد تُعرّف رتبة التّكامل المتزامن (Cointegrating Rank) "r" على أنها عدد أشعّة التّكامل المتزامن المستقلّة خطيًّا، والتي تُشكّل أعمدة مصفوفة B $(N \times r)$، تُسمّى مصفوفة التّكامل المتزامن، حيث:

---

[1] G. Kirchgässner & J. Wolters (2007), PP.203-204.

[2] إذا كانت متغيّرات الشّعاع متكاملة تزامنيًّا فإنّ مسار سيبقى بجوار متوسّطها (الذي يكون متناهي هذه الحالة)، حيث أنّ تقيس سعة إختلال التّوازن بين عناصر الشّعاع في كل لحظة " " (و الّذي يؤول إلى الصّفر في المدى الطّويل، في هذه الحالة)، Granger (1986) يسمّي بـ:"خطأ التّوازن" (equilibrium error) في المدى القصير.

[3] لمعرفة خصائص شعاع التّكامل المتزامن، أنظر: J. D. Hamilton (1994), P. 574.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

B = ……..(2.92)

مع: $-1 \leq < 0$ و Z مصفوفة ذات الحجم $(r \times 1)$

من النّاحية الإقتصادية فإنّ علاقة التّكامل المتزامن هي علاقة في الأجل الطّويل (أو علاقة توازن في المدى الطّويل)، بحيث أنّ التّساؤل حول ما إذا كانت عناصر الشّعاع X متكاملة تزامنيًّا، هوتساؤلٌ حول ما إذا كانت هناك علاقة توازن طويلة الأجل بين الإتّجاهات العامة لهذه العناصر[1]، كما أنّ النّظرية الإقتصادية يتمّ التّعبير عنها في كثير من الأحيان باستخدام فكرة التّوازن، والأمثلة على ذلك كثيرة (النّظرية الكمّية للنّقود لـ Fisher، نظرية تعادُل القدرة الشّرائية (PPP)...)[2].

2. آلية تصحيح الخطأ: (ECM):

نهدف عند هذا المستوى من البحث إلى الإجابة على السّؤال التّالي:

ما هو التّمثيل الإحصائي المناسب للتّعبير عن مختلف العلاقات الّتي تحدث داخل الأنظمة المتكاملة تزامنيًّا (Cointegrated Systems)؟.

الإجابة عن هذا السّؤال معقّدة نوعًا ما، كما أنّها تتطلّب حيّزًا وفضاءًا أوسع ممّا يمكن توفيره في هذا البحث، إذ أنّنا وفي هذا المجال نميّز بين أربعة مقاربات أساسية لتمثيل السّلاسل الزّمنية I(1)، المتكاملة تزامنيًّا كما يلي[3]:

مقاربة التّمثيل المثلي لـ Phillips (1991)[4] (The Phillips's Triangular Representation)، مقاربة الإتّجاهات العامة المشتركة لكل من Stock و Watson (1988)[5] (The Stock-Watson Common Trend Representation)، مقاربة نماذج أشعّة الإنحدار الذّاتي (VAR)، ومقاربة نماذج تصحيح الخطأ (ECM)[6]. في إطار هذا البحث سنهتمّ فقط بالمقاربة الأخيرة، والّتي سنحاول شرحها فيما يلي.

1.2. الشّكل العام لنموذج تصحيح الخطأ:

---

[1] G. S. Maddala (1992), P. 589.

[2] لأكثر تفاصيل أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP.572-573 ; D. N. Gujarati (2003), P.822 ; W. H. Green (2003), PP.650-653 ; 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 النّوع من النّماذج لأوّل مرّة لدراسة العلاقة بين الأسعار و الأجور في المملكة المتّحدة 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 قُدّمت من طرف "Davidson et al" لدراسة دالة الإستهلاك في المملكة المتّحدة، 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

كما سبق وأن ذكرنا، فإنّ وجود علاقة تكامل متزامن بين متغيّرات الشّعاع $X\ (N \times 1)$، يعني وجود علاقة توازن طويلة الأجل بين هذه المتغيّرات، بالرّغم من إمكانية حدوث إختلال في هذا التّوازن في الأجل القصير، يُعبَّر عنه بخطأ التّوازن ، وفي هذه الحالة فإنّه يمكن استعمال هذا الأخير لغرض ربط سلوك المتغيّرات في الأجل القصير بقيمتها في الأجل الطّويل من خلال نماذج تصحيح الخطأ الّتي تسمح بنمذجة الآليات والتّعديلات التي تؤدّي إلى حالة التّوازن في المدى الطّويل[1].

بافتراض أنّ مستويات الشّعاع X يمكن تمثيلها على شكل نموذج VAR(p) كما يلي:

$$= \quad + \phi \quad + \phi \quad + \cdots + \phi \quad + \quad \ldots\ldots\ldots (2.93)$$

فإنّ هذا النّموذج الأخير يمكن كتابته بطريقة مكافئة كما يلي[2]:

$$\Delta \quad = \xi\ \Delta \quad + \xi\ \Delta \quad + \cdots + \xi \quad \Delta \quad + \quad + \Gamma \quad + \quad \ldots\ldots\ldots (2.94)$$

حيث: $\xi = - \phi \quad + \phi \quad + \cdots + \phi \quad ; \quad = 1, 2, \ldots, \quad - 1$

$$\Gamma = - \ I \ - \phi \ - \phi \ - \cdots - \phi \quad = -\phi(1)$$

كما سبق وأن رأينا فإنّ سلوك الشّعاع X مرتبط بقيّم λ التي تمثّل حلول المعادلة:

$\lambda\ I - \lambda \quad \phi \ - \lambda\phi \quad - \phi \quad = 0$ ، حيث أنّنا إذا تجاهلنا الجذور الّتي تفوق قيمتها الواحد الصّحيح فإنّنا نميّز بين ثلاث حالات كما يلي[3]:

♦ رتبة $(\Gamma) = N$: إذا كانت كل الجذور ذات قيمة أقل من الواحد، فإنّ Γ تكون ذات رتبة كاملة (وبالتّالي تكون غير شاذّة). كل متغيّرات الشّعاع X تكون $I(0)$، وفي هذه الحالة فإنّ التّقدير المباشر (غير المقيّد) باستخدام "OLS" لـ (93.2) أو (94.2) يؤدّي إلى نفس النّتائج.

♦ رتبة $(\Gamma) = 0$: تُعتبر هذه الحالة كحالة خاصة، إذ أنّها تظهر فقط إذا كان[4]:

$I \quad = \phi \quad + \phi \quad + \cdots + \phi$ ، ففي هذه الحالة تكون $\Gamma = 0$، المعادلة (94.2) تبيّن أنّ النموذج "VAR" لا يمكن التّعبير عنه إلاّ بدلالة المتغيّرات في شكل فروقات.

♦ رتبة $(\ ) = \quad < N$: نواجه هذه الحالة إذا كان لدينا $(N - r)$ جذر أحادي، أمّا الـ r جذر المتبقّية فتكون ذات قيمة أقل من الواحد، الشّعاع X يكون $I(1)$، وΓ يمكن التّعبير عنها كجداء خارجي(Outer Product) لمصفوفتين[5] $(N \times r)$ ، كل منها ذات رتبة r كما يلي :

$$\Gamma = - \qquad \ldots\ldots\ldots (2.95)$$

---

[1] D. N. Gujarati (2003), PP.824-825.

[2] لأكثر تفاصيل أنظر: J. Johnston & J. Dinardo (1997), PP.295 , 320-322 and J. D. Hamilton (1994), P.549.

[3] J. Johnston & J. Dinardo (1997), P.295.

[4] J. D. Hamilton (1994), P.549.

[5] لأكثر تفاصيل أنظر: J. D. Hamilton (1994), P.579.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

حيث: B هي مصفوفة التّكامل المتزامن الموضّحة في العبارة (92.2) و D هي مصفوفة الأوزان ومعاملاتها تمثّل سرعة التّعديل نحو توازن المدى الطّويل[1].

في هذه الحالة، الطّرف الأيمن للمعادلة (94.2) يحتوي على r علاقة تكامل متزامن، وبالتّالي فإنّه يمكن كتابة هذه الأخيرة كما يلي:

$$\Delta X = \xi \Delta X + \xi \Delta X + \cdots + \xi \Delta X + m - DB X + u \quad \ldots\ldots\ldots (2.96)$$

بتعويض (92.2) في (96.2) يمكن كتابة ما يلي:

$$\Delta X = \xi \Delta X + \xi \Delta X + \cdots + \xi \Delta X + m - DZ + u \quad \ldots\ldots\ldots (2.97)$$

العبارة (97.2) تُعرف بتمثيل تصحيح الخطأ لنظام متكامل تزامنيًّا.

إنّ الإختلاف الأساسي بين النّموذج (97.2) و نموذج "VAR" العادي، هو وجود الشّعاع Z إذ أنّ عناصر المصفوفة D تمثّل قوة الإرجاع نحو توازن الأجل الطّويل، وفي هذه الحالة يجب أن يكون على الأقل أحد أعمدة المصفوفة D لا يساوي الصّفر، وإلاّ فإنّه لن تكون هناك آلية لتصحيح الخطأ، ممّا يؤدّي إلى غياب ظاهرة الرّجوع إلى التّوازن. كما أنّه يبدو جليًّا أنّ نموذج تصحيح الخطأ يسمح بدمج تقلّبات الأجل القصير (المُعبَّر عنها بالمتغيّرات في شكل فروقات) مع توازنات الأجل الطّويل (المُعبَّر عنها بمستويات عنصر من عناصر Z).

2.2. نظرية التّمثيل لـ Granger (1983)[2]:

إنّ الهدف الأساسي المُتوخّى من وراء هذه النّظرية هو تحديد العلاقة الوثيقة الموجودة بين نماذج تصحيح الخطأ و خاصية التّكامل المتزامن، فالفكرة الأساسية لهذه النّظرية تتمحور حول إمكانية تمثيل كل نظام $X\ (N \times 1)$ متكامل تزامنيًّا CI(1.1)، على شكل نموذج تصحيح الخطأ، والعكس صحيح. وهو ما يمكن صياغته فيما يلي[3]:

إذا كان لدينا شعاع $X\ (N \times 1)$ ، حيث ΔX يقبل تمثيل Wold كما يلي:

$$(1 - L)X = \delta + \Psi(L)u \quad \ldots\ldots\ldots (2.98)$$

حيث: : هي عبارة عن تشويش أبيض مع مصفوفة تباين– تباين مشترك محدّدة موجبة و $\{\Psi.\}$ ذات مجموع مطلق منته (Absolutely Summable).

بافتراض وجود r علاقة تكامل متزامن بين عناصر الشّعاع X، فإنّه توجد مصفوفة $B\ (N \times r)$ أعمدتها مستقلّة خطّيًّا، حيث أنّ الشّعاع $(Z = B X)$، $(r \times 1)$ يكون مستقرًّا، والمصفوفة B تحقّق 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

$$B\ \Psi(1) = 0 \dots\dots\dots (2.99)$$

فضلاً عن ذلك، إذا أمكن تمثيل X على شكل نموذج VAR في شكل مستويات كما في المعادلة (93.2) فإنّه توجد مصفوفة D $(N \times r)$، حيث: $\phi(1) = DB$، كما أنّه توجد مصفوفات ξ ، ξ ، ... ، ξ $(N \times N)$ حيث:

$$\Delta X = \xi\ \Delta X + \xi\ \Delta X + \cdots + \xi\ \Delta X + m - DZ + u \dots\dots\dots (2.97)$$

ملاحظة (6.2):

بما أنّ تمثيل نماذج تصحيح الخطأ غالبًا ما يستدعي وجود علاقات سببية (حسب مفهوم Granger) فإنّ –وحسب نص نظرية التّمثيل لـ "Granger" – وجود علاقة تكامل متزامن بين متغيّرتين (أو أكثر) $I(1)$، يعني أنّ تسبّب ، و/أو تسبّب [1].

3. التّكامل المتزامن ونماذج تصحيح الخطأ: عملية التّقدير والإختبار.

من النّاحية العملية، فإنّ دراسة موضوع التّكامل المتزامن، تُجبرنا على التّعامل مع مسألة أساسية ومركّبة، تتعلّق أساسًا بكيفية تأكيد (أو نفي) وجود علاقة التّكامل المتزامن بين متغيّرات نظامٍ ما X، ومن ثمّ كيفية تقدير واختبار العلاقات (طويلة وقصيرة المدى) بين هذه المتغيّرات. على المستوى النّظري نجد أنّ هناك عدّة مقاربات تهتمّ بمعالجة هذه المسألة[2]، 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 تتضمّن المرحلة الأولى تقدير العلاقات طويلة الأجل بين المتغيّرات المدروسة (علاقة التّكامل المتزامن) من خلال حساب مقدّر "OLS" لانحدار ستاتيكي (لا يحتوي على أية حدود ديناميكية أو تأخيرات)، ليتمّ بعد ذلك خلال المرحلة الثّانية تقديرالعلاقات قصيرة الأجل عن طريق حساب مقدّر "OLS" لانحدارٍ ديناميكي (نموذج تصحيح الخطأ) يحتوي على تأخيرات الفروقات الأولى للمتغيّرات المدروسة و تأخيرات مستوياتها(في شكل توليفة خطّية 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] الشّكل (02) من الملحق (01) يلخّص لنا مختلف خطوات تطبيق خوارزميّة المرحلتين لـ Angle و Granger.

[4] S. Johansen, «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models», Econometrica, Vol.59, 1991, PP.1551-1580.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

صحّة علاقة التّكامل المتزامن المقدَّرة في المرحلة الأولى، حيث يشير Granger (1986) في هذا الصّدد إلى أنّ "اختبار التّكامل المتزامن يمكن إعتباره كاختبارٍ مسبق من أجل إستبعاد حالات الإنحدار الزّائف"[1].

1.1.3. المرحلة الأولى: تقدير العلاقة طويلة الأجل:

إنّ معالجة علاقات التّكامل المتزامن بطريقة سليمة وصحيحة، باستخدام نماذج المعادلات الستاتيكية الوحيدة، تقتضي التّسليم ضمنيًّا بوجود علاقة تكامل متزامن واحدة على الأكثر بين N I(1) متغيّرة مُكوِّنة للشّعاع $X(N \times 1)$، وهو الإفتراض الّذي يمكن تجسيده عن طريق وضع بعض شروط التّسوية (Normalization Conditions) على شعاع التّكامل المتزامن β[2].

إذًا، إذا كان لدينا: X عبارة عن متغيّرة سلّمية (1×1) و عبارة عن شعاع من الحجم $((N-1) \times 1)$ وافترضنا أنّ الشّعاع (,) ذو الأبعاد $(N \times 1)$ يمكن أن يشكّل علاقة تكامل متزامن واحدة على الأكثر، فإنّ، العلاقة المتحملة في الأجل الطّويل يمكن التّعبير عنها كمايلي:

$$= + X + \ldots\ldots\ldots (2.100)$$

أو:

$$= + + \ldots\ldots\ldots (2.101)$$

إذا كانت متغيّرات المعادلة (101.2) متكاملة تزامنيًّا، فإنّ مقدّر "OLS" (,b) يقترب من قيمته الحقيقية مع تزايد حجم العيّنة (أي أنّه يكون عبارة عن مقدِّر 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 بمعدّلٍ قدره "T" بدلاً من T^{-}، وذلك حتّى في حالة كون حدود الأخطاء في المعادلة (101.2) مرتبطة ذاتيًّا، أو وجود علاقات آنية بين متغيّرات هذه المعادلة، التي تُسمّى في هذه الحالة بانحدار التّكامل المتزامن (Coitegrating Regression). لكن مع ذلك فإنّ تقديرات الإنحدار الستاتيكي التي تعتمد على "OLS" تكون متحيّزة في العيّنات الصّغيرة، حيث أنّ Banerjee et al (1986)[4] أثبتوا أنّ ($1 - R$) هو عبارة عن مقياس لهذا التحيّز، لهذا فإنهم يفضّلون تقدير معلمات المدى الطّويل 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المعيارية المرافقة لاختبار المعنوية تكون غير صالحة في هذه الحالة، إذ أنّها لا تملك التّوزيع الطّبيعي التّقاربي، وفي ذات السّياق نجد أنّه قد تم إقتراح عدّة تعديلات –من طرف عدّة باحثين[1]– لدراسة العيّنات الصّغيرة تمّ من خلالها مراعاة كل من مشاكل الإرتباط الذّاتي للأخطاء، ومشاكل التّحيز الآني.

وفي الأخير تجدر الإشارة إلى أنّه بالرّغم من أنّ مقدّر "OLS" للمعادلة (101.2) هو عبارة عن مقدّر متقارب، إلاّ أنّه هناك مقدّرات أخرى بديلة قد تكون أفضل منه (Superior)، إذ أنّ تقدير (101.2) باستخدام OLS في هذه الحالة يُعدّ بمثابة طريقة سريعة وفعّالة للحصول على مقدّر أوّلي لشعاع التّكامل المتزامن[2].

2.1.3. إختبارات غياب التّكامل المتزامن:

يمكن التّمييز بين عدّة طرق مقترحة لاختبار فرضية غياب علاقة التّكامل المتزامن في هذه الحالة، لكنّنا سنكتفي بتقديم طريقتين تُعدَّان من بين الأبسط و الأكثر استخدامًا[3].

أ. إختبار Engle وGranger (EG) وإختبار Engle وGranger المطوّر (AEG):

يتعلّق الأمر بطريقةٍ يتمّ بموجبها إخضاع سلسلة بواقي المربّعات الصّغرى العادية النّاتجة عن تقدير الإنحدار السّتاتيكي (– – =) لاختبار DF (أو ADF) من أجل إختبار الفرضية التّالية:

H : تحتوي على جذر أحادي (عبارة عن توليفة خطّية I(1) وبالتّالي لا توجد علاقة تكامل متزامن).

H : لا تحتوي على جذر أحادي (عبارة عن توليفة خطّية I(0) وبالتّالي توجد علاقة تكامل متزامن).

لكن تجدر الإشارة إلى أنّ القيّم الحرجة لهذا الإختبار تختلف عن تلك المستعملة في اختبارات DF وADF العادية، إذ أنّ الاختبار يُطبّق على سلسلة مولّدة (Generated) ، وليس على سلسلة مشاهدة ، وفي هذه الحالة فإنّ توزيعات الإحصائيات المستخدمة في الاختبار ترتبط بعدد المحدِّرات الموجودة في الانحدار السّتاتيكي، وكذا بطبيعة هذه المحدِّرات (مثلاً: هل يوجد إتّجاه عام و/أو ثابت). التّقدير الصّحيح للقيّم 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.

[2] لأكثر تفاصيل أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP.601-618.

[3] هذا النّوع من الإختبارات يسمى باختبارات التّكامل المتزامن المركّزة على البواقي (residual-based test for cointegration)، إذ أنّها تتمّ بالإعتماد على بواقي المربّعات الصّغرى النّاتجة عن تقدير الإنحدار السّتاتيكي (101.2)، و في هذا الصّدد فإنّنا نجد أنّ هناك إختبارات أخرى تتمّ بالإعتماد على إنحدارات ديناميكية، مرتكزة على نظرية التّمثيل 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, «Forcasting and Testing in Cointegrated Systems», Juornal of Econometrics, Vol.35, 1987, PP.143-159.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

ب. إختبار Durbin-Watson لإنحدار التّكامل المتزامن:(CRDW)

بالإضافة إلى الاختبار السّابق، هناك طريقة بديلة –تُعدّ أكثر سرعةً– للتّأكد من مدى تكامل متغيّرات النّظام X تزامنيًّا، تتمّ بالاعتماد على اختبار (CRDW)، حيث أنّ القيّم الحرجة للاختبار قُدّمت لأول مرّة من طرف Bhargava و Sargan (1983)[1].

في هذا الاختبار نستخدم إحصائية DW المحسوبة في الانحدار السّتاتيكي (101.2) لاختبار الفرضية[2]:

$H : d = 0$ (عبارة عن توليفة خطّية I(1) وفي هذه الحالة لا توجد علاقة تكامل متزامن).

$H : d = 2$ (عبارة عن توليفة خطّية I(0) وفي هذه الحالة توجد علاقة تكامل متزامن).

أين: $d \cong 2(1-\rho)$.

وبالتّالي فإنّ كون $(d = 0)$ في حالة يعني وجود جذر أحادي ضمن سلسلة البواقي ، وبالتّالي غياب التّكامل المتزامن بين المتغيّرات 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 فرضيّة غياب علاقة التّكامل المتزامن[3].

ملاحظة (7.2):

هناك جدل حقيقي حول تفوّق CRDW (Superiority) على ADF، (هذا الجدل دار حول قوة كل من الإختبارين الّتي يتمّ التّعبير عنها باحتمال عدم ارتكاب خطأ من الصّنف الثّاني (Type II Error))، وفي هذا الصّدد فإنّ Engle و Granger (1987) قاما بجدولة القيّم الحرجة لكلا الاختبارين عن طريق المحاكاة، وتوصّلا إلى نتيجة مفادها أن القيم الحرجة لإحصائيّة CRDW تكون حسّاسة جدًّا لنتائج المحاكاة، وهي النّتيجة الّتي تمّ تأكيدها من طرف Campbell و Perron (1991)[4]. لهذا فإنّ Engle و Granger يفضّلان ADF على CRDW.

3.1.3. المرحلة الثّانية: 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.

[4] J.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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

إذا كانت الإختبارات السّابقة معنوية (إذا كانت H معنوية)، فإنّنا ننتقل مباشرة إلى تقدير معلمات المدى القصير من خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ الّذي يكتب كما يلي:

$$\Delta \quad = \quad + \quad \Delta \quad -\Theta(\quad - \quad - \quad) \quad + e \quad \ldots\ldots\ldots (2.102)$$

أو:

$$\Delta \quad = \quad + \quad \Delta \quad -\Theta \quad + e \quad \ldots\ldots\ldots (2.103)$$

نلاحظ أنّه إذا كانت فرضية التّكامل المتزامن محقّقة، فإنّ متغيّرات النّموذج (103.2) تكون كلّها عبارة عن متغيّرات مستقرّة، ولهذا فإنّ Engle وGranger (1987) أثبتا أنّ مقدّر OLS (, , ϑ) يكون عبارة عن مقدّر متقارب ومكافئ لمقدّر "ML"، كما أنّ مقدّرات "OLS" للإنحرافات المعيارية لمقدّرات وسائط "ECM" تقترب من الإنحرافات المعيارية الحقيقية. لكن مع هذا تجدر الإشارة إلى التّحذير الّذي قدّمه Hall (1986) كما يلي[1]:«بالرّغم من أنّ فكرة التّكامل المتزامن تشكّل قاعدة نظرية مهمّة لنماذج تصحيح الخطأ، إلاّ أنّ عديد المشاكل تبقى تحيط بتطبيق هذه الأخيرة على أرض الواقع، فالقيّم الحرجة وكفاءة عدّة إختبارات في العيّنات الصّغيرة تكون مجهولة بالنّسبة لعدد كبير من النّماذج، وفي هذا الإطار فإنّ معاينة التّمثيل البياني لدالة الإرتباط الذّاتي للبواقي يمثّل أداةً مهمّة».

2.3. مقاربة Johansen (1988-1991):

بالإضافة إلى مشاكل التّقدير والاستدلال الإحصائي (Statistical Inference) الّتي تعترض تطبيق مقاربة Engle وGranger في العيّنات الصّغيرة، نجد أنّ هذه الأخيرة لا تسمح بمراعاة التعدّد المحتمل لعلاقات التّكامل المتزامن (أشعّة التّكامل المتزامن)، الذي يمكن مواجهته عند دراسة العلاقة بين أكثر من متغيّرتين آنيًّا، إذ أنّه يتمّ تجنّب هذا المشكل من خلال اللّجوء إلى وضع شروط تسوية، تجعل النّتائج المتحصّل عليها مرتبطة إرتباطًا وثيقًا بافتراضات ذاتية (Arbitrary Assumption) في كثير من الأحيان، كما أنّ النّماذج المُستخدمة في هذه الحالة قد تكون محدّدة بشكل خاطئ[2] (Misspecified Models).

1.2.3. التّقدير باستخدام طريقة أعظم إحتمال "ML":

لتفادي الصّعوبات المذكورة أعلاه يقترح Johansen (1988-1991) استخدام طريقة أعظم احتمال الكاملة المعلومات[3] (FIML) لتقدير نموذج مثل ذلك المُوضّح بالعبارة (94.2) في ظل تحقّق القيد المُوضّح 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, Augest 1980, P.238.

[2] J. D. Hamilton (1994), PP.630.

[3] من أهمّ تطبيقات هذه الطّريقة نجد تلك المُقدّمة 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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

(95.2)[1]، (أي تقدير نموذج "VAR" تحت قيد، وجود "r"علاقة تكامل متزامن). مقدّر ML لأشعّة التّكامل المتزامن المتمثّلة في أعمدة المصفوفة B يتمّ الحصول عليه عن طريق تطبيق تحليل الإرتباطات القانونية[2] (Canonical Correlations) بين ΔX و X، ولهذا الغرض فإنه يتم التّخلص من أثر ديناميكيات المدى القصير على كل من ΔX و X عن طريق حساب مقدّر "OLS" للانحدارين المساعدين:

$$\Delta X = \pi + \pi \Delta X + \pi \Delta X + \cdots + \pi \Delta X + R \quad \ldots\ldots\ldots (2.104)$$
$$X = \pi + \pi \Delta X + \pi \Delta X + \cdots + \pi \Delta X + R \quad \ldots\ldots\ldots (2.105)$$

حيث: ( ) = (−) و π = π، أين = 1, 2, … . , − 1

وفي هذه الحالة فإنّ الانحدار (96.2) يمكن كتابته كما يلي:

$$R = -DB R + \ldots\ldots\ldots (2.106)$$

إنّ R هو عبارة عن شعاع مستقر I(0)، أمّا R فهو عبارة عن شعاع متكامل من الدّرجة الأولى I(1) ولهذا فإن الفكرة الأساسية لمقاربة "Johansen" هي إيجاد التّوليفات الخطّية B R الّتي تُظهر أعلى إرتباطات مع R في المعادلة (106.2). وعلى هذا الأساس فإنّ القيّم المثلى لـ D ومصفوفة التّباين− تباين مشترك لـ Ω ، الخاصة بـ يمكن الحصول عليها عن طريق تعظيم دالة الكثافة الإحتمالية بالنّسبة لـ D و Ω مع قيمة معيّنة لـ B (أو عن طريق تقدير (106.2) باستخدام OLS)، وتُعطى كما يلي[3]:

$$D(B) = -S \quad B(B S \quad B) \quad \ldots\ldots\ldots (2.107)$$
$$\Omega(B) = S \quad - S \quad B(B S \quad B) \quad B S \quad \ldots\ldots\ldots (2.108)$$

حيث:

$$S = T \quad R \quad R \quad ; \quad , = 0, 1 \ldots\ldots\ldots (2.109)$$

في هذه الحالة يمكن إثبات أنّ دالة الكثافة المُركزة (Concentrated) مع (107.2) و(108.2) تكون متناسبة مع $\Omega(B)$ / ، وبذلك فإنّ القيّم المثلى لـ B يمكن الحصول عليها عن طريق حل البرنامج التّالي:

$$|S \quad - S \quad B(B S \quad B) \quad B S \quad | \ldots\ldots\ldots (2.110)$$

والّذي يكافئ إيجاد N قيمة ذاتية للمعادلة التّالية[4]:

$$| \quad - \quad | = 0 \ldots\ldots\ldots (2.111)$$

«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 الرّتبة غير التّامة (reduced rank condition)

[2] لأكثر تفاصيل أنظر: J. D. Hamilton (1994), PP.630-645, and G. Bresson & A. Pirotte (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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

إنّ حل المعادلة (111.2) يؤدّي إلى الحصول N قيمة ذاتية مقدَّرة $(\zeta_1, \dots, \zeta_N)$، $1 > \zeta_1 > \cdots > \zeta_N$ بالإضافة إلى N شعاع ذاتي المرافق لها $V = (v_1, \dots, v_N)$، والتي تحقق:

$$\zeta_i v_i = \Omega v_i \quad ; i = 1,2, \dots, N \quad \dots\dots\dots (2.12)$$

مع شرط التّسوية:

$$V' S V = I \quad \dots\dots\dots (2.13)$$

بالنّسبة 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 المتبقّية فإنّها تكون تقاربيًا معدومة. ولهذا فإنّ مقدِّر ML لمصفوفة أشعّة 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 مقدِّرات LM لكل من: , , وΩ فيتم الحصول عليها عن طريق حساب مقدِّر "OLS" للمعادلة (96.2) بعد تعويض B بقيمتها المقدَّرة المعطاة بـ (114.2).

2.2.3. إختبارات تحديد رتبة التّكامل المتزامن:

كما رأينا أعلاه فإنّ رتبة التّكامل المتزامن r تتحدّد بعدد القيّم الذّاتية الموجبة بمعنوية، ولهذا فإنّ إختبار فرضية وجود r علاقة تكامل متزامن على الأكثر، يكافئ إختبار الفرضية[1]:

$$: \zeta_i = 0 \; ; i = r + 1, \dots, N \dots\dots\dots (2.115)$$

وهي الفرضية الّتي يمكن إختبارها بالإعتماد على نوعين من إحصائيات كسر الإحتمال (LR)، نتناول كلٌّ منهما فيما يلي.

أ. إختبار الأثر: (Trace Test)

بموجب هذا الإختبار يتم إستخدام الإحصائية[2]:

$$TR(r) = -T \quad \log(1 - \zeta_i) \dots\dots\dots (2.116)$$

لإختبار الفرضية (115.2) الّتي نعبر عنها في هذه الحالة كما يلي:

H: يوجد على الأكثر r قيمة ذاتية موجبة (رتبة $\Gamma = r >$).

H: يوجد أكثر من r قيمة ذاتية موجبة (رتبة $\Gamma > r$).

ب. إختبار القيمة الذّاتية العظمى: (Max-eigenvalue Test)

[1] Isabelle Cadoret et al, «Econométrie appliquée, Méthodes. Applications. Corrigés», 1re édition, De Boeck & Larcier s. a, Bruxelles , 2004, p.318.
[2] Isabelle Cadoret et al (2004), P.318.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تُعطى إحصائية هذا الإختبار بالعبارة التّالية[1]:

$$\zeta \quad (r, r+1) = -T\log(1-\zeta \quad) \ldots\ldots\ldots (2.117)$$

أمّا الفرضية (115.2) فإنّه يمكن التّعبير عنها في هذه الحالة كما يلي:

H: يوجد بالضّبط r قيمة ذاتية موجبة.

H: يوجد بالضّبط $(r+1)$ قيمة ذاتية موجبة.

ج. كيفية إجراء الإختبار:

إنّ سيرورة الإختبار تنطلق مع $r = 0$ وتستمر إلى غاية قبول H، وفي هذه الحالة فإنّ رتبة التّكامل المتزامن تُعطى بالقيمة "r" الّتي 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 $(r, r+1)$ ζ أكبر من القيمة المجدولة لهما عند مستوى معنوية معيّن).

في ظل H، إحصائيتي الاختبار لا تملكان توزيعات تقاربية معيارية[2] (طبيعية). لذلك فإنّ الحصول على القيّم الحرجة لهذه الإحصائيات يستدعي اللّجوء إلى إستخدام المحاكاة، وهو ما قام به كل من Johansen و Juselius (1990) ثم Osterwald-Lenum[3] (1992).

الشّكل (03) من الملحق (01) يوضّح مختلف خطوات العمل المتّبعة في إطار مقاربة "Johansen"، إنطلاقا 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 للقيّم الحرجة، ولهذا فإنّه لابدّ من إختيار الجدول المناسب عند إجراء الإختبارات، إذ أنّ هذه الجداول تختلف تبعًا لإدراج (أو عدم إدراج) الحدّ الثّابت و/أو حد الإتّجاه العام في كل من معادلات النّموذج VAR (نموذج تصحيح الخطأ) و/أو معادلات التّكامل المتزامن، والذي يتعلّق بدوره بطبيعة البيانات المدروسة وخصائصها، كما يلي[4]:

- ✓ 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

1) غياب الإتّجاه العام المُحدّد (الخطي) ضمن مستويات المتغيّرات[1] (level data)، وغياب الحد الثّابت في انحدارات التّكامل المتزامن.

2) غياب الإتّجاه العام الخطي ضمن مستويات المتغيّرات ، ووجود الحد الثّابت ضمن انحدارات التّكامل المتزامن.

✓ امتلاك البيانات لاتجاهات عامة خطيّة:

3) وجود الإتّجاه العام الخطي ضمن مستويات المتغيّرات، لكن انحدارات التّكامل المتزامن تحتوي على الحد الثّابت فقط (only intercept).

4) وجود الإتّجاه العام الخطي ضمن كلٌّ من مستويات المتغيّرات، وانحدارات التّكامل امتزامن.

✓ 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 الثّاني:

لقد أصبحت نماذج "VAR"–التي تم تقديمها لأول مرة من طرف "C. A. Sims"(1980)– أداةً أساسية لا يمكن الاستغناء عنها، في مختلف الأبحاث التّجريبية الاقتصادية التي تهدف إلى: وصف وتحليل البيانات، إنتاج تنبؤات حول ظاهرة معيّنة، أو تحليل السّياسات الاقتصادية بمختلف أنواعها، وذلك بفضل وسائل التحليل التي تقدّمها هذه التقنيّة (اختبارات السّببية، تحليل دوال الاستجابة و تفكيك التّباين)، والتي وفرت إطارًا جديدًا لدراسة وتحليل العلاقات الديناميكيّة التي تحدث بين متغيرات النّظام محل الدّراسة.

لكن بالرغم من أن مؤيدي هذه المقاربة يشدّدون ويركزون الاهتمام على محاسنها، مُجملةً في: عنصر البساطة (الذي يتجلى من خلال تجنب عناء الحاجة إلى التّمييز بين المتغيرات الداخلية والخارجية، إذ تُعامل كل متغيّرات النّموذج "VAR" على أنها ذات منشأ داخلي)، سهولة التّقدير (حيث يمكن –ببساطة– تقدير كل معادلة من معادلات النّظام باستخدام الطّريقة الأبسط والأكفأ "OLS")، بالإضافة إلى جودة ودقة التّنبؤات الناتجة عن هذه النّماذج (والتي غالبًا ما تكون أفضل من تلك النّاتجة عن استخدام نماذج المعادلات الآنيّة

[1] أي ضمن نموذج VAR المُستخدم في عمليّة الاختبار.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الهيكليّة، التي تعد أكثر تعقيدًا). يبقى أن منتقدوها يَسِمونها بعديد النّقائص والسّلبيات المُجسدة في: الطّابع غير النّظري 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 قضيّة تحديد درجة التأخير المناسبة أكبر عائق يواجه تطبيقات نماذج "VAR" حيث أن مشكل أخطاء التّحديد، وفقدان درجات الحريّة يُطرح بشدّة، خاصة مع العينات المحدودة.

من جهة أخرى، فإنه كثيرًا ما يتم الحديث عن ضرورة استقرار كل المتغيرات المكوّنة للنّظام "VAR" وفي هذا الصّدد نجد أن عمليّة 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 التّفسير الفردي للمعلمات في نماذج "VAR"– قد وُضع محل شك من طرف عدة باحثين[2].

من جهتنا، سنقوم –من خلال الفصل الموالي– بتطبيق الأدوات والتّقنيات الإحصائيّة المُفصلة في هذا الفصل على البيانات التي بحوزتنا، بهدف الوصول إلى إجابة مقنعة وواضحة للإشكالية الأساسية التي تطرحها هذه الدّراسة.

[1] A. Harvey, «The Econometric Analysis of Time Series», The MIT Press, 2end 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الفصل الثالث:

تطبيق مباشر: أثر سعر النّفط على مختلف المتغيّرات

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

مقدّمة الفصل الثّالث:

في الواقع، هناك العديد من قنوات الانتقال التي يمكن لأسعار النفط أن تؤثر من خلالها على أداء النّشاط الاقتصادي. لذا فإن الهدف الأساسي المتوخى من وراء هذه الدراسة يكمن في تحليل ودراسة الآثار التي يمكن أن تُخلّفها صدمات أسعار النفط على بعض المتغيّرات الاقتصادية الكليّة الأساسية في الجزائر(الإنفاق الحكومي، عرض النقد، البطالة والتضخم)، تحديد اتجاهات علاقات السّببية، وقياس أهمية وشدّة مثل هذه الآثار. وهو ما يمكن بلوغه عن طريق تمييز كيفية تأثير تقلبات أسعار النفط على هذه المتغيّرات وتحديد استجاباتها الديناميكية للصدمات الناتجة عن هذه الأسعار. وفي هذا الصّدد نجد أن وجود متغيّرات تعبّر عن السّياسات الاقتصادية (متغيّرة الإنفاق الحكومي ومتغيّرة عرض النقد) إلى جانب المتغيّرات التي تعبر عن النّشاط الاقتصادي (البطالة والتضخم) من شأنه أن يساعد على رصد الآثار المباشرة وغير المباشرة التي يمكن أن تمارسها أسعار النفط على متغيّرات النّشاط 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 الصّدمات العشوائيّة الحالية والماضية. وهذا ما تترجمه حقيقة نماذج أشعة الانحدار الذّاتي "VAR" التي تعتبر بمثابة أداة تجريبية مناسبة، تساعد على فهم واستيعاب طبيعة تأثير هذه الصدمات، وذلك نظرًا لقدرتها على تقديم وصف شامل ودقيق للهيكل الديناميكي الحقيقي للنظام المدروس، إذ أنها تتجنّب افتراض قيود التمييز –المُعبِّرة عن مختلف النّظريات الاقتصادية والتي من شأنها تشويه هذا الهيكل– فاسحةً المجال للمعطيات والبيانات الاقتصادية للتعبير عن نفسها بحريّة.

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 الدّراسة، قبل أن نُخضعها إلى مجموعة من الاختبارات الإحصائية، لغرض اكتشاف خصائصها الجوهرية، التي تعتبر ضرورية لمعالجةٍ إحصائية سليمة لهذه المتغيّرات.

في المبحث الثّاني، سنعمد –في إطار منهجية أشعة الانحدار الذاتي "VAR"– إلى تحديد النّموذج الدّيناميكي الأمثل، والأكثر تمثيلاً واستيعابًا لمختلف التّفاعلات التي تحدث بين المتغيّرات محل الدّراسة.

أمّا المبحث الثّالث فسنخصّصه لعرض وتفسير نتائج محاكاة الهيكل الديناميكي للنّموذج المقدّر، من خلال اختبار علاقات السّببية –حسب مفهوم Granger– وتحليل دوال الاستجابة الدّفعية وتحليل تفكيك التّباين.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المبحث 01: دراسة وصفية، تحليلية، وبيانية للبيانات:

قبل استخدام أي مجموعة من البيانات –وبيانات السّلاسل الزمنيّة على وجه الخصوص– في أي دراسةٍ كانت، لابد من معالجتها جيّدًا (Validating Data) من خلال إخضاعها لمختلف الاختبارات البيانيّة والإحصائيّة التي تسمح باكتشاف مميّزاتها وخصائصها الإحصائيّة الجوهريّة، وتقدّم صورة واضحة عن كيفية تطور سلوك المتغيّرات التي تعبّر عنها.

1. عرض وتحليل وصفي للمعطيات: البيانات وخصائصها الإحصائيّة.

1.1. تقديم وتعريف المتغّيرات:

لمحاولة استنباط درجة التّأثير بين سعر النفط ومختلف المتغيّرات ارتأينا الإعتماد على بيانات سلاسل زمنيّة سنويّة تمتد على طول الفترة (1970–2010)، ليتم الحصول على ما قيمته 41 مشاهدة في المجموع. و فيما يلي نقدّم تعريف لكل متغيّرة من متغيّرات الدّراسة:

- **متغيرة سعر النّفط "P"**[1]: يمكن اعتبارها كمصدر للصدمات الخارجيّة (حيث تُعتبر تجديدات هذه المتغيّرة كمقياس لهذه الصّدمات)، وهي عبارة متوسّطات سنويّة للأسعار الأسبوعيّة[2] (فوب)، مُعبّرًا عنها بالقيمة الاسمية (دولار/للبرميل). إبتداءًا من 1970 وإلى غاية أكتوبر 1974، المتغيّرة "P" تمثّل 93% من السّعر المعلن للعربي الخفيف (Arab Light)، فوب رأس تنّورة. من نوفمبر 1974 حتى ديسمبر 1981 تمثّل السّعر الرّسمي للعربي الخفيف (فوب رأس تنّورة). انطلاقًا من 1982 تمثّل السّعر الفوري (الآني) لسلّة أوبك المرجعيّة.
- **متغيّرة الإنفاق الحكومي "DEP"**: هي عبارة عن أداة من أدوات السّياسة الاقتصادية (Policy Variable) وبالضّبط هي أداة من أدوات السّياسة المالية. المتغيّرة "DEP" تشمل نفقات الاستهلاك النّهائي للحكومة (نفقات التّجهيز)، بالإضافة إلى جميع النّفقات الحكوميّة الجاريّة على مشتريات السّلع والخدمات (بما في ذلك تعويضات العمال)، كما تشمل أيضًا نفقات الدّفاع والأمن الوطني، لكنّها تستبعد الإنفاق الحكومي العسكري الذي يشكّل جزءًا من تكوين رأس المال الحكومي، المعطيات مُعبّر عنها بالقيمة الاسمية وبالعملة المحليّة[3] (مليون دج).
- **متغيّرة عرض النّقد "M2"**[4]: هذه المتغيّرة هي الأخرى تعبّر عن السّياسة الاقتصادية (السّياسة النّقديّة).

[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 الإحصائيّة، والتّقارير السّنويّة لبنك الجزائر وصندوق النقد الدّولي.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

وتشمل النقود وأشباه النقود: مجموع العملة خارج البنوك، والودائع تحت الطلب بخلاف ودائع الحكومة المركزيّة، والودائع لأجل، والمُدَّخرات، والودائع بالعملة الأجنبيّة للقطاعات المقيمة بخلاف الحكومة المركزية. البيانات مُعبَّر عنها بالقيمة الإسميّة للعملة المحليّة (مليون دج).

- **متغيّرة معدّل البطالة "CH"**: تعتبر من بين أهم المتغيّرات الإقتصاديّة الكليّة، ويتم التّعبير عن معدّل البطالة (حسب تعريف المكتب الدّولي للعمل) كنسبةٍ مئويّة بين إجمالي القوى العاطلة عن العمل إلى إجمالي القوى النّشطة. المعطيات مأخوذة عن مختلف منشورات الدّيوان الوطني للإحصائيّات (NOS).
- **متغيّرة معدّل التّضخم "INF"**: تُعبِّر هذه المتغيّرة عن التّغير النّسبي السّنوي في مؤشّر أسعار الإستهلاك الذي تم حسابه باعتبار سنة 1989 كسنة أساس. المعطيات مأخوذة عن البيانات المنشورة من طرف الديوان الوطني للإحصائيّات، بالإضافة إلى التّقارير السّنويّة لبنك الجزائر وصندوق النقد الدولي.

2.1. تحليل وصفي للمتغيرات:

سنقوم من خلال هذه الخطوة بحساب مختلف الإحصائيّات الوصفيّة للبيانات (القيمة العظمى، القيمة الدنيا، القيمة الوسطية، القيمة المتوسّطة، الإنحراف المعياري)، والتي تسمح لنا بتكوين فكرة عن كيفيّة تطوّر مختلف قيم هذه البيانات أثناء الفترة المدروسة، وكذا درجة تجانس مستوياتها.

المعاملين "Skewness"[1] و "Kurtosis"[2]، بالإضافة إلى إحصائيّة "Jarque-Bera"[3]، تسمح لنا باختبار فرضيّة التوزيع الطّبيعي لدى السّلاسل المدروسة.

1.2.1. تحليل سلسلة سعر النّفط "P":

من بين 41 مشاهدة مكوّنة للسّلسلة "P" نجد أن أدنى قيمة شهدتها أسعار البترول خلال الفترة المعنيّة سُجّلت في بدايتها (1,67000)، بينما سُجلت أعلى قيمة لها سنة 2008، أين وصلت إلى حدود الـ (94,45000) ، ليبلغ متوسّط الأسعار للفترة ما قيمته (25,72439).

ينصّف مشاهدات السّلسلة قيمة وسطيّة مُقدَّرة بـ (18,62000)، في حين يُعبَّر عن تباعد هذه المشاهدات بالنّسبة إلى متوسّطها بانحراف معياري قدره (20,64200)، وهي قيمة تعكس نوع من اللاّتجانس لدى مستويات السّلسلة "P"، والذي يمكن التخفيف من حِدّته عن طريق اللّجوء إلى إجراء تحويل لوغاريتمي على

---

[1] هو عبارة عن معامل لقياس عدم تناظر (asymmetry) توزيع السّلسلة حول متوسّطها، حيث يكون التّوزيع غير متناظر إذا كان هذا المعامل يختلف عن الصّفر. لأكثر تفاصيل أنظر: Eviews.5 User's Guide, P.299

[2] هذا المعامل هو عبارة عن مقياس لتطاول (peakedness) أو تسطّح (flatness) توزيع السّلسلة، حيث يكون هذا الأخير متطاول (مسطّح) إذا كانت قيمة هذا المعامل أكبر (أقل) من 3 (قيمة معامل التّسطح للتّوزيع الطّبيعي)، أنظر: Eviews. 5 User's Guide, P. 300

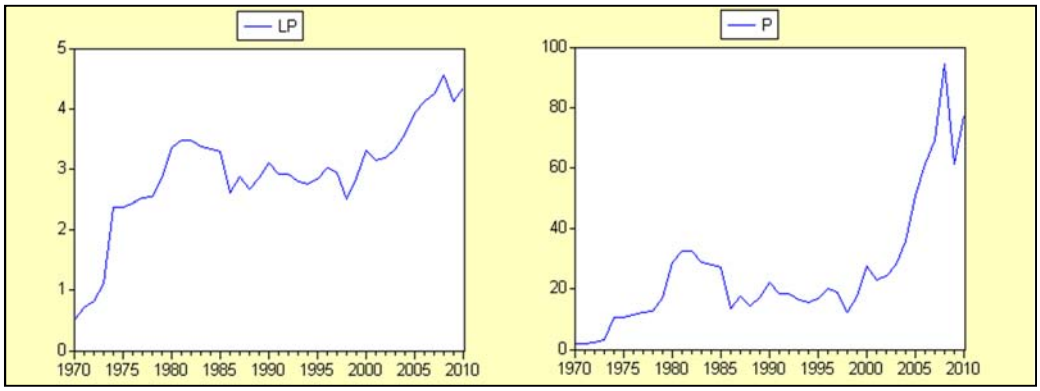
[3] تستخدم هذه الإحصائيّة لاختبار فرضيّة التّوزيع الطّبيعي المتغيّرة المدروسة، حيث أن قيمة مرتفعة لهذه الإحصائيّة(قيمة محسوبة أكبر من القيمة المجدولة لـ χ^2 عند مستوى معنويّة معيّن) من شأنها أن تقودنا إلى رفض فرضيّة التّوزيع الطّبيعي. أنظر: Eviews. 5 User's Guide, P. 300

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

السّلسلة "P"، حيث تكون قيم السّلسلة النّاتجة عن عمليّة التّحويل –والتي نرمز لها بالرمز"LP"– أكثر تجانسًا(أنظر الشّكل (1.3) الذي يبدي الاختلاف بين السّلسلتين)، بانحراف معياري قدره(0,900088).

خلال الفترة المدروسة، معامل التّسطح لكلا السّلسلتين "P" و"LP" يفوق القيمة (3,00000)، مما يستدعي احتمال عالي مرافق للقيم المتطرّفة، بالإضافة إلى ذلك فإن قيمة معامل اللاّتناظر غير المعدومة هي دليل على عدم تناظر توزيعي السّلسلتين. نتيجة تدعّمها إحصائيّة (J-B) ذات القيمة المرتفعة، المرفوقة بمستوى معنويّة ضعيف (خاصة بالنّسبة للسّلسلة "P")، والتي تدفعنا إلى رفض فرضيّة التّوزيع الطّبيعي للسّلسلتين[1].

الشكل(1.3)[2]:التمثيل البياني للسّلسلتين "P" و"LP".



2.2.1. تحليل سلسلة الإنفاق الحكومي "DEP":

بالنّسبة للمتغيّرة "DEP" فإن أدنى مستوى لها خلال الفترة المدروسة سُجل مع بداية هذه الفترة مقدّرًا بـ (5876)، ليعرف الإنفاق الحكومي بعد ذلك إتجاهًا تصاعديا إلى أن بلغ أعلى مستوياته –المقدّرة بـ (4512800)– في نهاية الفترة (سنة 2010)، في حين سُجِّل مستوى متوسّط للفترة ككل، مقدّر بـ (859682,7)، ومستوى وسطي مقدّر بـ (136500).

يُعبَّر عن تشتّت قيم السّلسلة "DEP" بانحراف معياري قدره (1244094)، يعكس قدرًا كبيرًا من الإختلاف وعدم التّجانس السّائد بين مختلف مستوياتها. هذا المشكل يمكن معالجته عن طريق إخضاع السّلسلة "DEP" إلى تحويلٍ لوغاريتمي يجعل قيمها أقل اختلافًا وأكثر تجانسًا (أنظر الشّكل (2.3))، وهو ما يبدو جليًّا من خلال القيمة المنخفضة نسبيًّا (2,004930) للانحراف المعياري للسّلسلة الناتجة[3]، التي نرمز لها بالرّمز "LDEP".

هذا التّحويل أدى أيضًا إلى اقتراب توزيع السّلسلة "DEP" من التّوزيع الطّبيعي، حيث أن مستوى المعنويّة

[1] أنظر الشّكل(01) من الملحق(03).

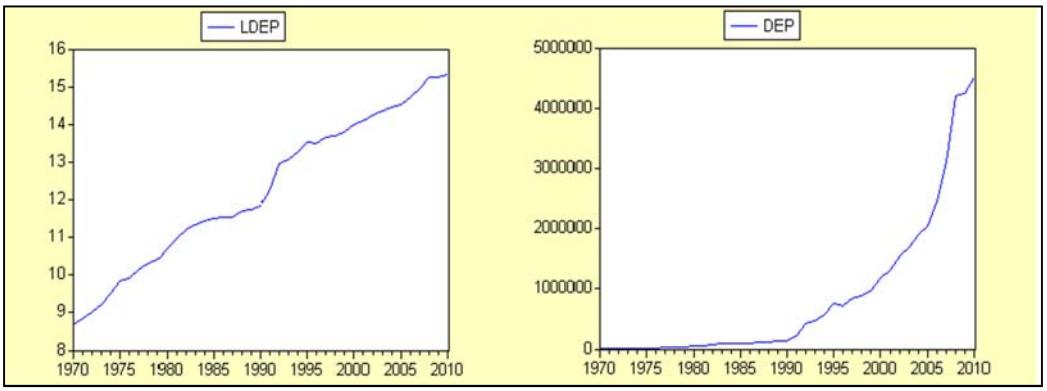
[2] EViews 5.0

[3] أنظر الشّكل(02) من الملحق(03).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الكبير لإحصائيّة "J-B" للسّلسلة "LDEP" (Prob(J-B)=0,27)، والذي يفوق 0,05 يدفعنا إلى قبول فرضيّة التوزيع الطبيعي لها، بعد رفضها بالنسبة للمتغيّرة "DEP".

الشكل(2.3)[1]:التمثيل البياني للسلسلتين "DEP" و"LDEP".

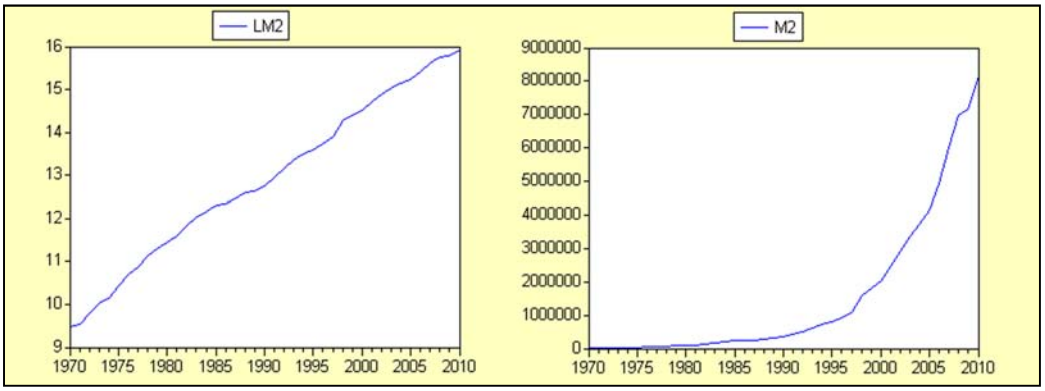


3.2.1. تحليل سلسلة عرض النقد "M2":

خلال الفترة المدروسة بلغ متوسّط عرض النّقد ما قيمته (1537598)، حيث –وكما هو الحال بالنّسبة للإنفاق الحكومي– سُجِّلت أدنى قيمة عند بداية فترة الدّراسة (13076)، بينما سُجِّلت أعلى قيمة مشاهدة عند نهاية الفترة (8162800)، في حين سُجِّلت قيمة وسطيّة قدرها (343005) سنة 1990.

يمكن أن نهتدي إلى التشتّت واللاّتجانس الكبير الذي يميّز قيم السّلسلة "M2" من خلال القيمة المرتفعة (2242727) للانحراف المعياري المحسوب لمختلف مشاهداتها. لكن نلاحظ أن حساب اللّوغاريتم الطّبيعي للسّلسلة "M2" يمكن أن يخفّف من وقع هذا المشكل، حيث تكون قيم السّلسلة النّاتجة "LM2" أكثر تجانساً (أنظر الشّكل(3.3))، كما يبدو من خلال قيمة انحرافها المعياري عن متوسّطها (1,920090)، بالإضافة إلى توزّع قيمها –على عكس قيم السّلسلة "M2"– توزيعًا طبيعيًّا، كما تُظهره المعنويّة الإحصائيّة العالية لإحصائيّة الإختبار "J-B" والمُقدَّرة بـ (0,37)[2].

الشكل(3.3): التمثيل البياني للسلسلتين "M2" و"LM2".



[1] EViews 5.0

[2] أنظر الشّكل(03) من الملحق(03).

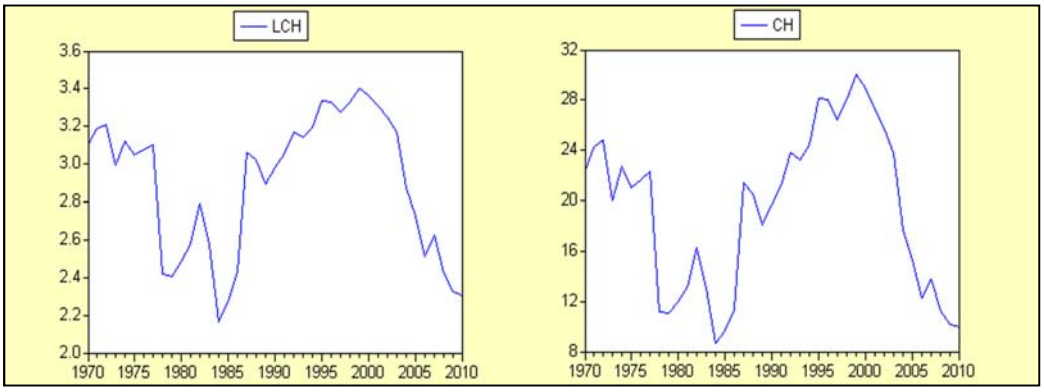
المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

4.2.1. تحليل سلسلة معدّل البطالة "CH":

يبلغ متوسّط 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 عشريّة التّسعينات، وبالضّبط في سنة 1999 أين بلغ حد الـ (30,00)، مع تسجيل قيمة وسطيّة في حدود الـ (21,00).

يُقدَّر الإنحراف المعياري لمختلف مشاهدات العيّنة عن متوسّطها 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 السّلسلة المُحوّلة "LCH" مقارنة بالسّلسلة الأصليّة "CH" (أنظر الشّكل(4.3)). في المقابل نجد أن قيم كلا السّلستين تتوزّعان توزيعًا طبيعيًّا كما، يبدو من خلال المعنويّة الإحصائيّة المرتفعة لإحصائيّة الإختبار "J-B" لكلٍّ منهما[1].

الشكل(4.3)[2]: التمثيل البياني للسلسلتين "CH" و "LCH".



5.2.1. تحليل سلسلة معدّل التضخم "INF":

فيما يتعلّق بمعدّل التّضخم، نجد أن هذا الأخير–خلال الفترة المعنيّة– بلغ مستوًى وصل إلى (9,41) في المتوسّط، بعد أن حقّق أعلى مستوياته عام 1992 أين وصل إلى حدود الـ (31,70)، ليأخذ بعدها في التّذبذب صعودًا ونزولاً، إلى أن بلغ أدنى مستوياته –المقدَّرة بـ (0,30)– مع مطلع الألفيّة الثالثة.

ينصّف السّلسلة قيمة وسطيّة تُقدَّر بـ (6,20)، بينما تبلغ درجة تشتّت قيم السّلسلة معبّرًا عنها بالإنحراف المعياري، ما قيمته (8,153355). حساب اللوغاريتم الطّبيعي لمختلف مشاهدات السّلسلة "INF" من شأنه التّخفيف من حدّة هذا التّشتت (أنظر الشّكل(5.3))، إذ أن الإنحراف المعياري للسّلسلة "LINF" لا يتعدّى (0,934938)[3].

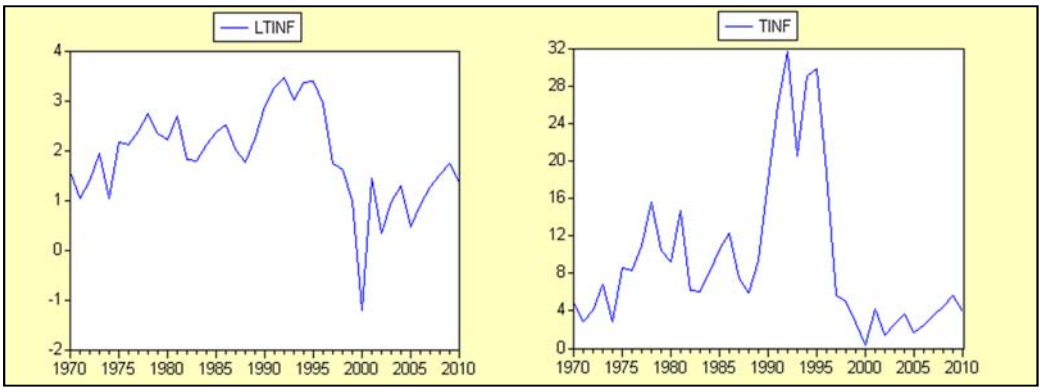
[1] أنظر الشّكل(04) من الملحق(03).

[2] EViews 5.0

[3] أنظر الشّكل(05) من الملحق(03).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الشكل(5.3)[1]:التمثيل البياني للسلسلتين "INF" و "LINF".



6.2.1. خلاصة التّحليل الوصفي:

من خلال الوصف السّابق يتجلى ويتّضح أنّ اللاّتجانس وحدّة التقلّب هما صفتان ملازمتان لمختلف البيانات الخاصة بمتغيّرات هذه الدّراسة. لهذا السّبب، ولأسباب أخرى تتعلّق بتفادي تأثيرات عدم تجانس وحدات القياس، وكذا التّخلّص من ضغوطات الإتجاه العام[2]، سنستخدم هذه البيانات في شكلها اللّوغاريتمي، الذي يجعلها أكثر تجانسًا، وبالتّالي أكثر صلاحيّةً، وملائمة.

2. دراسة الإستقرارية وتحديد درجة تكامل المتغيرات:

لقد سبق وأن أشرنا آنفًا إلى ما تكتسيه خاصية الإستقرارية من أهميةٍ بالغة، وما يمكن أن يؤدي إليه عدم توفرها في مختلف المتغيّرات المُستخدمة في مختلف الدّراسات الميدانيّة، من استنتاجات مضلّلة، ونتائج مزيّفة، وغير واقعيّة. لهذا فإن الاهتمام يجب أن ينصبَّ على اختبار مدى استفاء متغيّرات الدّراسة لهذه الخاصيّة، وبالتّالي ضمان المعالجة الإحصائيّة السّليمة لهذه المُتغيّرات، والتي تعتبر ضرورة ملحّة، للحصول على نتائج تتمتّع على الأقل بقدر معيّن من الثّقة، والمصداقيّة.

باستخدام الأدوات المذكورة في الفصل الثّاني من هذه الدّراسة، سنحاول معالجة إشكاليّة الإستقرار لدى المتغيّرات المدروسة. باعتماد على التحليل البياني لها أولاً، ثم محاولة الحصول على جواب واضح وصريح للسّؤال: ما هي درجة تكامل هذه المتغيّرات؟، بالاعتماد على اختبارات Dickey-Fuller (1979– 1981).

لإجراء الإختبارات نبدأ أولاً بتطبيق اختبار ديكي–فولر البسيط، بإتباع الإستراتيجيّة الموضّحة في الشّكل (01) من الملحق (02)، حيث أنّنا سنعمد إلى اختبار ملائمة النماذج المستعملة في هذا الإختبار عند كل مرحلة من مراحل الإستراتيجيّة السّابقة الذّكر، من خلال اختبار تحقّق فرضيّة غياب الإرتباط الذّاتي للأخطاء

[1] EViews 5.0

[2] علاوة لعلالي، « سياسات الضّبط و الإستقرار حسب منظور النّمذجة غير الهيكليّة – حالة الإقتصاد الجزائري - »، أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة الجزائر، 2006-2007، ص. 125.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

في هذه النّماذج، لننتقل بعد ذلك إلى إجراء الإختبار باستخدام نماذج ديكي–فولر المُطوّرة في حالة رفض هذه الفرضيّة.

ملاحظة (1.3):

- ✓ لبد من الإشارة إلى عدم إمكانيّة الإعتماد على إحصائيّة Durbin-Wtson لاختبار فرضيّة غياب الإرتباط الذّاتي للأخطاء في النّماذج المستخدمة لإجراء اختبارات ديكي–فولر، فبالإضافة إلى محدوديّة هذا الإختبار، التي تتعلّق أساسا بمجال عدم الحسم، وعدم إمكانيّة إختبار الإرتباط الذّاتي من الدّرجات العُليا، نجد أنه لا يمكن تطبيقه في النّماذج التي تحتوي على متغيّرات تابعة مُؤخّرة[1]. لهذا سنستعين باختبار مضاعف لاقرانج (Lagrange multiplier Test) لكلّ من Breusch[2]Godfrey[3]، بالإضافة إلى اختبار Ljung-Box (1978) لاختبار هذه الفرضيّة.
- ✓ لاختبار معنويّة كلٌّ من الحد الثّابت ومعلمة الإتجاه العام في نماذج ديكي–فولر، تحت فرضيّة وجود الجذر الأحادي الجذر الأحادي، يتم الرّجوع جداول ديكي وفولر (1981) للحصول على القيم الحرجة لإحصائيات الإختبار، والتي نوضّح بعضها في الجدول التّالي.

الجدول(1.3): القيم النظريّة للحد الثّابت والإتجاه العام عند مستوى معنوية (1%) و(5%).

عدد المشاهدات	النموذج الثّالث				النّموذج الثّاني	
	الإتجاه العام		الحد الثّابت		الحد الثّابت	
T	1%	5%	1%	5%	1%	5%
25	3,74	2,85	4,05	3,20	3,41	2,61
50	3,60	2,81	3,87	3,14	3,28	2,56

المصدر: D.A. Dikey and W. A. Fuller (1981)

1.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LP":

1.1.2.الإستنباط البياني:

من خلال التّمثيل البياني للسّلسلة "LP" بدلالة الزّمن (الشّكل(1.3) أعلاه)، يبدو أن هذه الأخيرة عرفت إتجاهاً عامًّا تصاعديًّا، عشوائيًّا[4](Upward Stochastic Trend) خلال الفترة المدروسة، ما يعني أن متوسّط

[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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

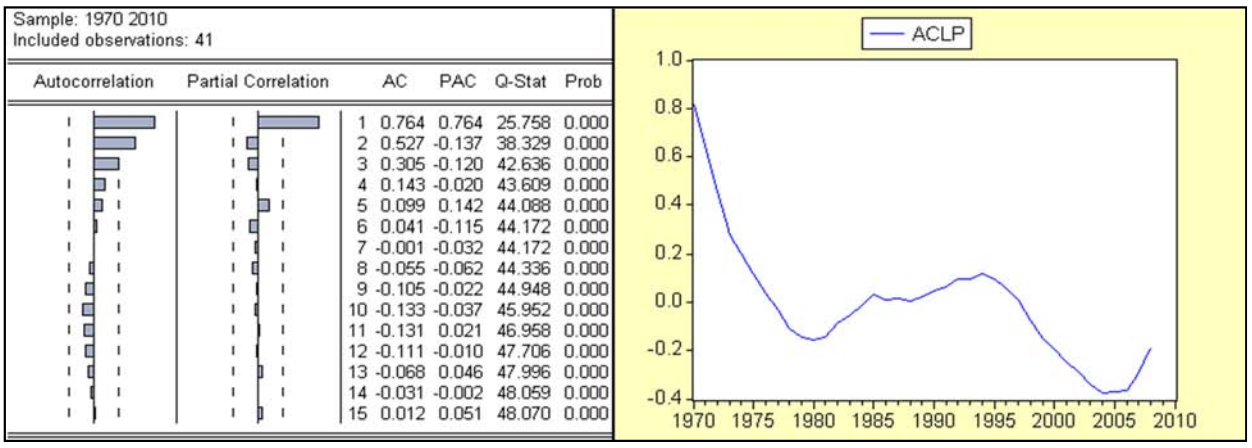
سعر النّفط كان في حالة تغيّر مستمر مع مرور الزّمن، كما أن الانحرافات عن خط الاتّجاه العام[1](الذي يمثّل المتوسط غير المستقر)،هي ذات قيمة غير ثابتة، إذ أنّها تساهم في التّطور طويل المدى للسّلسلة.

هذه الخصائص المميّزة للمتغيّرة "LP"، تتوافق مع مميّزات متغيّرة غير مستقرّة، تتبع نموذج سير عشوائي مع انحراف (أنظر الفصل الثّاني)، حيث يكون كلٌّ من متوسّطها، وتباينها مرتبطين بالزّمن[2]، والتي يمكن تحويلها إلى متغيّرة مستقرّة بمجرّد إخضاعها إلى مرشّح فروقات من الدّرجة الأولى.

إن نتائج تحليل الارتباط الذّاتي لمختلف قيم المتغيّرتين "LP" و"DLP"[3]، وكذا التمثيل البياني للمتغيّرة "DLP" مقابل الزّمن (الشّكل(11.3) أدناه) تدعم هذه الاستنتاجات. فالميزة الأساسيّة لمعاملات ارتباط مختلف قيم المتغيّرة "LP" (والتي تظهر من خلال الشّكل (6.3) في الأسفل)، تتعلّق أساسًا بكون هذه المعاملات تختلف عن الصفر بمعنويّة (حتى بالنّسبة للتّأخيرات التي تزيد عن 15 سنة[4])،حيث أن قيمة إحصائيّة (Q-Stat) –التي تمثل إحصائيّة Ljung-Box– عند التّأخير 15 تساوي إلى (48,07)، واحتمال الحصول على مثل هذه القيمة لإحصائيّة Ljung-Box تحت فرضيّة أن مجموع مربّعات 15 معامل ارتباط ذاتي مُقدَّر يساوي الصّفر، هو احتمال معدوم[5]، كما يوضّحه العمود الأخير للشّكل (6.3).

على العكس تمامًا، نجد أن كون معاملات ارتباط قيم المتغيّرة "DLP" –بالنّسبة لمختلف التّأخيرات– لا تختلف عن الصّفر بمعنويّة[6]، يدعّم فرضيّة إستقراريّة هذه الأخيرة، التي تتدعّم أكثر من خلال دراسة الشكل (11.3)، أين يبدو أن كلٌّ من متوسط السّلسلة "DLP"، وتباينها ثابتين، ومستقلّين عن الزّمن.

الشكل(6.3)[7]: دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة "LP".



[1] هذه الإنحرافات يتم قياسها بواسطة التّباين، ولذلك يمكننا القول أن تباين قيم متغيّرة سعر البترول غير ثابت، ويتغيّر مع مرور الزّمن.

[2] للإطلاع على أمثلة تطبيقية أنظر: J.D. Hamilton (1994), P.443; D.N. Gujarati, P. 801; G. Kirchgässner & J.wolsters, P.157.

[3] السّلسلة DLP تمثّل الفروق الأولى لقيم السّلسلة LP، و تُعرّف كما يلي: DLP = LP – LP(-1)

[4] إنّ قضيّة إختيار عدد التّأخيرات هي أساسًا عبارة عن مسألة تجريبيّة،كقاعدة أساسية يتم حساب معاملات الإرتباط الذّاتي إلى غاية ثلث أو ربع طول السّلسلة الزّمنية المدروسة. أنظر: D. N. Gujarati (2003), P. 812

[5] D. N. Gujarati (2003), P. 813.

[6] أنظر، الشّكل(11) من الملحق(03).

[7] EViews 5.0

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

2.1.2. دراسة الجذر الأحادي: إختبارات ديكي–فولر.

لاختبار الفرضيّة الصّفريّة التي حسبها: السّلسلة "LP" غير مستقرّة ("LP" تحوي على الأقل جذرًا أحاديًا)، نبدأ سيرورة الإختبار من النّموذج (III) الذي يُكتب في هذه الحالة كما يلي:

$$\Delta LP = LP + + + \dots\dots\dots (3.1)$$

بعد تقدير النّموذج (1.3)، نلاحظ أن اختبار Ljung-Box يؤدي إلى قبول فرضيّة التّشويش الأبيض لبواقي النّموذج[1]، نتيجةٌ تدعمها المعنويّة الإحصائيّة المرتفعة لإحصائيّة الاختبار "LM" لمختلف درجات الارتباط الذّاتي. لكن عدم معنويّة معلمة الاتجاه العام $(2,81 = \ ' \ = 1,23 <$)، تجعل هذا النّموذج غير ملائم لإجراءات الاختبار، وتدفعنا للانتقال إلى تقدير النّموذج (II) الذي يُكتب كما يلي:

$$\Delta LP = \varphi LP + \gamma + \epsilon \dots\dots\dots (3.2)$$

اختباري Ljung-Box و"LM" يُفضيان إلى قبول فرضيّة غياب الارتباط الذّاتي للأخطاء (بمختلف درجاته) في هذا النّموذج، كما أن معنويّة معلمة الحد الثّابت $(2,56 = \ ' \ t = 2,87 >$)، تجعله الأنسب لإجراء عمليّة الاختبار.

نقبل فرضيّة الجذر الأحادي $(H : \varphi = 0)$، لأن: $(-2,93 = \ ' \ t = -2,37 >$). وبالتّالي فإن السّلسلة "LP" من النّوع "DS"، تتبع نموذج سير عشوائي مع انحراف –كما توصّلنا إليه من خلال الاستنباط البياني– وأفضل طريقة لمعالجتها تكمن في إخضاعها إلى مرشّح فروقات من الدّرجة الأولى.

نتائج اختبارات ديكي–فولر للسّلسلة "DLP" نلخّصها في الجدول التّالي[2]:

الجدول(2.3): نتائج اختبارات ديكي–فولر للسّلسلة "DLP".

النّموذج المقدّر	درجة التأخيرات	الإرتباط الذّاتي للأخطاء	قيم معلمات الإنحدار		t– المحسوبة	t– المجدولة (5%)	القرار
(III)	P = 0	لا يوجد		-1,012	-0,82	2,81	النّموذج غير ملائم بسبب عدم معنويّة الإتجاه العام.
				0,173	1,55	3,14	
				-0,003	-6,03	-3,52	
(II)	P = 0	لا يوجد		0,092	1,75	2,56	النّموذج غير ملائم بسبب عدم معنوية الثّابت
				-0,988	-6,00	-2,93	
(I)	P = 0	لا يوجد		-0,905	-5,59	-1,95	السّلسلة "DLP" مستقرة

بما أن السّلسلة "DLP" مستقرة $(-1,95 = \ ' \ t = -5,59 <$)، فإنه يمكننا القول أن السّلسلة "LP" متكاملة من الدّرجة الأولى I(1) (السّلسلة "LP" مستقرة الفروقات الأولى).

[1] أنظر الشّكل(06) من الملحق (03).
[2] لأكثر تفاصيل أنظر الشكل(06) من الملحق (03).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

2.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LDEP":

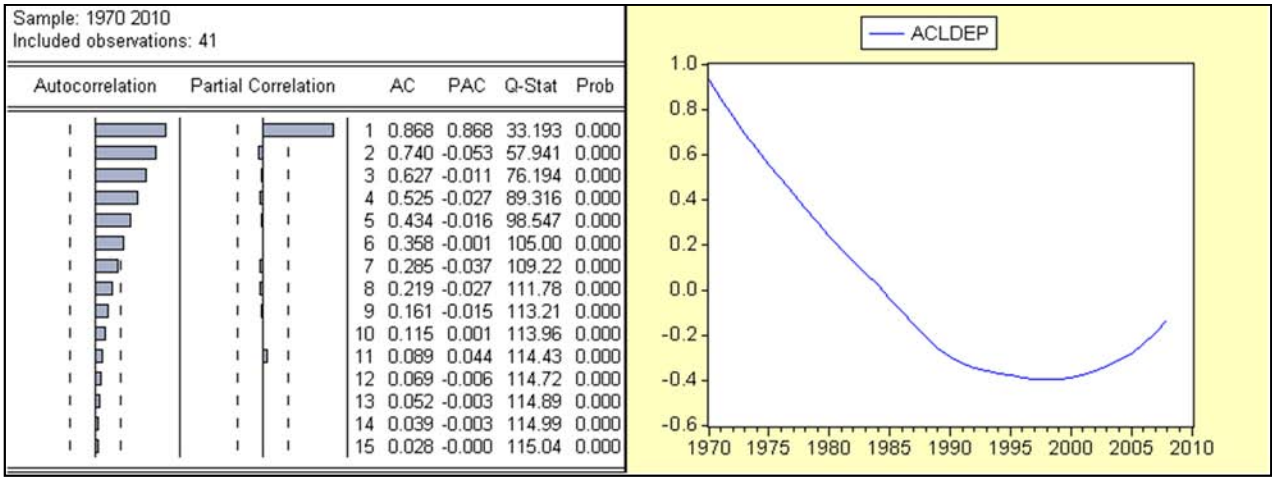
1.2.2. الاستنباط البياني:

الشكل(2.3) أعلاه، يُعبّر عن تغيُّرات لوغاريتم الإنفاق الحكومي خلال فترة الدِّراسة، ويُظهر أن متوسّط هذه المتغيّرة (وربّما حتى تباينها)، هو في تطور وارتفاع مستمرين من سنة لأخرى، كما يبدو أن هذا الارتفاع يتم بمعدّلاتٍ متفاوتة، وغير ثابتة، مما يرجّح كفّة فرضية الطّبيعة العشوائيّةNature) (Stochastic للاتّجاه العام على حساب فرضيّة الطّبيعة المحدَّدة (Deteministic Nature) له، ويستبعد إمكانيّة كون السّلسلة "LDEP" مستقرّة حول هذا الاتّجاه العام (TS).

من جهة أخرى نلاحظ من خلال التمثيل البياني لمعاملات الارتباط الذّاتي لقيم السّلسلة "LDEP" عند مختلف التّأخيرات (الشّكل (7.3) أدناه)، أن هذه الأخيرة تنطلق من قيمة مرتفعة جدًّا (0,868)، ذات معنويّة إحصائيّة عاليّة (Prob(Q-Stat)=0,000)، وتبقى مرتفعة المعنويّة الإحصائيّة حتى بالنّسبة لدرجات التّأخير العليا.

اعتمادًا على هذا الوصف يمكننا استخلاص الطّبيعة غير المستقرّة للسّيرورة المولّدة للسّلسلة "LDEP" حيث أن سبب اللاّإستقرار هو عشوائي، وغير معروف، و يمكن معالجته من خلال اللّجوء إلى تحويل يتضمّن إخضاع السّلسلة "LDEP" إلى مرشّح فروقات، أين تكون السّلسلة الناتجة عن هذه العمليّة (DLDEP=LDEP-LDEP(-1))، هي عبارة عن سلسلة زمنيّة مستقرّة، كما يوضّحه كلٌّ من التمثيل البياني لها (الشّكل (11.3) في الأسفل)، ولمعاملات دالّة الارتباط الذّاتي بين قيمها المختلفة[1].

الشكل(7.3)[2]: دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة "LDEP".



[1] أنظر الشّكل(12) من الملحق(03).

[2] EViews 5.0

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

2.2.2. دراسة الجذر الأحادي: إختبارات ديكي–فولر[1]:

لاختبار فرضيّة الجذر الأحادي لدى السّلسلة "LDEP" نتبع نفس الخطوات المذكورة أعلاه، والنّتائج المتحصّل عليها نلخّصها في الجدول التّالي:

الجدول(3.3)[2]: نتائج اختبارات ديكي–فولر للسّلسلة "LDEP".

النّموذج المقدّر	درجة التّأخيرات	الإرتباط الذّاتي للأخطاء	قيم معلمات الإنحدار		t المحسوبة	t– المجدولة (5%)	القرار
(III)	P = 0	يوجد ارتباط ذاتي من الدّرجة الأولى	0,029		1,83	2,81	النّموذج غير ملائم بسبب وجود الإرتباط الذّاتي للأخطاء.
			1,864		2,19	3,14	
			-0,189		-1,95	-3,52	
(VI)	P = 1	لا يوجد	0,043		2,60	2,81	النّموذج غير ملائم بسبب عدم معنويّة 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	الثّابت غير معنوي والنّموذج غير ملائم.
			-0,013		-1,25	-2,93	
(I)	P = 0	يوجد	0,012		7,21	-1,95	النّموذج غير ملائم.
(IV)	P = 1	لا يوجد	0,008		3,14	-1,95	"LDEP" غير مستقرة.

من خلال نتائج اختبارات ديكي–فولر للسّلسلة "LDEP"، الموضّحة في الجدول (3.3) أعلاه، توصّلنا إلى قبول فرضيّة اللاّإستقرار لديها $(t = 3,14 > t' = -1,95)$، بالإضافة إلى عدم معنويّة معلمتي كلٌّ الإتجاه العام $(t = 2,60 < t' = 2,81)$، والحد الثّابت $(t = 2,49 < t' = 2,56)$.

بهذا نجد أن السّلسلة "LDEP" من النّوع "DS"، ويكفي إخضاعها إلى مرشّح فروقات من الدّرجة الأولى للحصول سلسلة زمنيّة مستقرّة "DLDEP" كما يبدو من خلال الجدول التّالي[3]:

الجدول(4.3): نتائج اختبارات ديكي–فولر للسّلسلة "DLDEP".

النّموذج المقدّر	درجة التأخيرات	الإرتباط الذّاتي للأخطاء	قيم معلمات الإنحدار		t– المحسوبة	t– المجدولة (5%)	القرار
(III)	P = 0	لا يوجد	-0,001		-0,88	2,81	النّموذج غير ملائم بسبب عدم معنويّة 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 السّلسلة "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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الذي يُظهر معنويّة المعلمة $(t = -4,69 < t' = -2,93)$ في النّموذج (II) الخاص بالسّلسلة "DLDEP"، مما يدفعنا إلى قبول فرضيّة إستقرار[1] هذه الأخيرة والتّسليم بأن السّلسلة "LDEP" متكاملة من الدّرجة الأولى $(LDEP \sim (1))$.

3.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LM2":

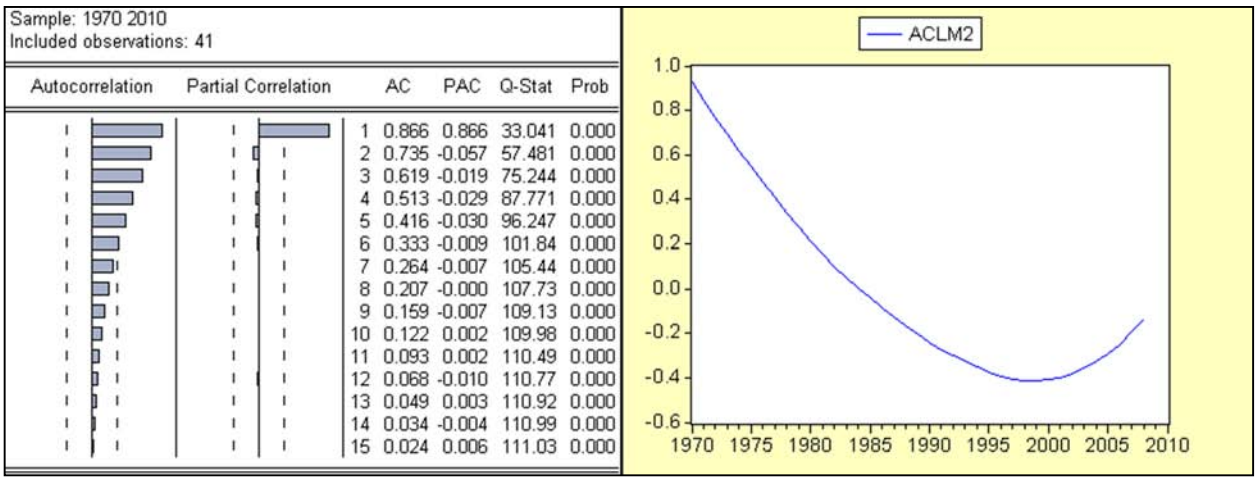
1.3.2. الإستنباط البياني:

ما قلناه عن السّلسلة "LDEP" ينطبق تقريبًا على السّلسلة "LM2" (باستثناء بعض الإختلافات الطّفيفة)، حيث أن المتغيّرتين تسلكان نفس إتجاه التّغير خلال الفترة المعنيّة بالدّراسة[2]. فمن خلال الشّكل (3.3) أعلاه، تتضح خاصية اللاّإستقرارية لدى السّيرورة المولّدة للسّلسلة "LM2"، أين تظهر جليًّا العلاقة الطرديّة التي تربط عنصر الزّمن بمتوسط السّلسلة، والتي تجعل هذا الأخير في تصاعد مستمر، وتكسبه صفة اللاّإستقرار.

حتى دراسة دالّة الإرتباط الذّاتي لقيم المتغيّرة "LM2" تُفضي إلى نفس النتيجة، وتصب في نفس الإتّجاه إذ أن جميع معاملاتها تملك معنويّةً إحصائيّة عالية، بالإضافة علاقتها الواضحة مع عنصر الزّمن، التي تعني عدم استقلال التّباين و/أو التّباينات المشتركة عن هذا الأخير (أنظر الشّكل(8.3) أدناه).

من ناحيةٍ أخرى، فإن دراسة السّلسلة (DLM2=LM2-LM2(-1))، بالإعتماد على تمثيلها البياني (الشّكل(11.3) أدناه)، ودالة اللإرتباط الذّاتي لمختلف قيمها[3]، تقودنا إكتشاف إستقراريّة هذه الأخيرة، التي ما هي إلاّ عبارة عن تحويل خطّي لقيم السّلسلة الأصليّة "LM2".

الشكل(8.3)[4]: دالة الإرتباط الذاتي ودالة الإرتباط الذاتي الجزئي للسلسلة "LM2".



[1] أي قبول الفرضيّة البديلة لفرضيّة الجذر الأحادي.
[2] سنعمد إلى توضيح هذه النّقطة أكثر عند معالجتنا لمسألة التّكامل المتزامن بين متغيّرات الدّراسة.
[3] أنظر الشّكل(13) من الملحق(03).
[4] EViews 5.0

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

2.3.2. دراسة الجذر الأحادي: إختبارات ديكي–فولر:

بعد أن توصّلنا من خلال الدّراسة البيانية إلى عدم استقرارية السّلسلة "LM2"، على عكس السّلسلة "DLM2" التي تمثّل الفروقات الأولى لها، سنحاول بالاعتماد على اختبارات ديكي–فولر تأكيد صحّة هذه النتيجة من عدمها[1]، من خلال اختبار فرضيّة احتواء السّيرورة المرافقة لجزء الانحدار الذاتي لكلا السّلسلتين على جذرٍ أحادي واحد على الأقل.

سيرورة عمليّة الاختبار، ونتائجه، نلخّصها في الجدول التّالي[2]:

الجدول(5.3): نتائج اختبارات ديكي–فولر للسّلسلتين "LM2" و"DLM2".

النّموذج المقدّر	درجة التأخيرات	الإرتباط الذّاتي للأخطاء	قيم معلمات الإنحدار		t المحسوبة	t– المجدولة (5%)	القرار
السّلسلة "LM2"							
(III)	P = 0	لا يوجد.	0,021		1,65	2,81	عدم صلاحيّة النّموذج بسبب عدم معنويّة 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	الثّابت معنوي، و السّلسلة "LM2" غير مستقرة.
			-0,009		-1,66	-2,93	
السّلسلة "DLM2"							
(III)	P = 0	لا يوجد.	-0,001		-1,88	2,81	عدم صلاحيّة النّموذج بسبب عدم معنويّة معلمة الإتجاه العام.
			0,191		5,01	3,14	
			-0,928		-5,87	-3,52	
(II)	P = 0	يوجد ارتباط ذاتي من الدّرجة الأولى.	0,140		5,01	2,56	عدم صلاحيّة النّموذج بسبب الإرتباط الذّاتي للأخطاء.
			-0,859		-5,40	-2,93	
(V)	P = 1	لا يوجد.	0,145		3,92	2,56	الثّابت معنوي، و السّلسلة "DLM2" مستقرة.
			-0,909		-4,22	-2,93	

من خلال النّتائج الموضّحة في الجدول (5.3) أعلاه، تبدو بوضوح عدم استقراريّة السّلسلة "LM2"، حيث توصّلنا إلى قبول الفرضيّة: $(H : \varphi = 0)$، لكون: $(t = -1,66 > t' = -2,93)$.

في الوقت ذاته، فإنّ استقراريّة السّلسلة "DLM2"$(t = -4,22 < t' = -2,93)$، عدم معنويّة الإتجاه العام $(t = 1,65 < t' = 2,81)$، معنويّة الثّابت $(t = 3,75 > t' = 2,56)$، بالإضافة إلى غياب

[1] كما أنّنا سنعمد إلى تحديد نوع اللاّإستقرارية في حالة تأكيدها.
[2] لأكثر تفاصيل أنظر الشكل(08) من الملحق(03).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الإرتباط الذاتي للأخطاء في نماذج ديكي–فولر البسيطة، كلّها نتائج تدفعنا للقول بأن السّلسلة "LM2" من النّوع "DS"، تتبع نموذج سير عشوائي مع انحراف، ومتكاملة من الدّرجة الأولى ((1) ~ LM2).

4.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LCH":

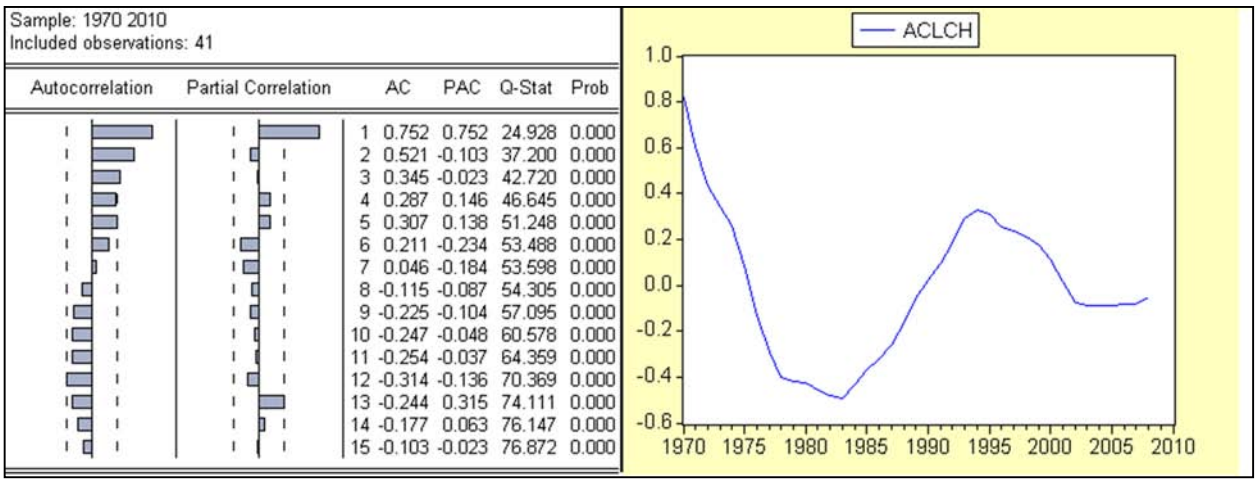
1.4.2. الإستنباط البياني:

بالنسبة لمتغيّرة معدّل البطالة "LCH"، نجد أن منحنى تغيّراتها (الشّكل(4.3) أعلاه) يُبدي التّقلبات الكبيرة التي عرفتها هذه الأخيرة أثناء الفترة المدروسة، ويترك انطباعًا أساسيًّا حول عدم ثبات مقاييس تشتّت هذه المتغيّرة (خاصّة منها التباين).

مبدئيًّا هذا يدعونا إلى التّسليم بعدم إستقراريّة السّيرورة المولّدة لقيم السّلسلة "LCH"، التي تملك سلوكًا مشابهًا لسلوك سلسلة تتبع نموذج سير عشوائي بدون انحراف[1]، أين تُعدُّ تقنيّة الفروقات أمثل طريقة لمعالجة مشكلة اللاّإستقراريّة لدى هذا النّوع من السّلاسل الزّمنيّة.

نتائج تحليل دالة الإرتباط الذّاتي لقيم السّلسلة LCH (الشّكل(9.3) أدناه) لا تخالف هذه الإستنتاجات، حيث يتجلى هذا من خلال المعنويّة الإحصائيّة العاليّة لمختلف معاملات الإرتباط الذّاتي الموافقة لمختلف التّأخيرات. كما أن تحليل خصائص السّلسلة ((DLCH=LCH-LCH(-1))، يُسفر هو الآخر عن نتائج موافقة لنتائج التّحليل السّابق، إذ أن الشكل(11.3) في الأسفل يوضّح إستقرار كلٌّ من متوسّط السّلسلة "DLCH" وتباينها، في حين تُوضّح دالة الإرتباط الذّاتي استقلال مختلف الإرتباطات الذّاتيّة –وبالتّالي مختلف التّباينات المشتركة الذّاتيّة– عن الزّمن[2].

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 الشّكل(14) من الملحق(03).

[3] EViews 5.0

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

2.4.2. دراسة الجذر الأحادي: إختبارات ديكي–فولر:

دائمًا، ولغرض تأكيد (أو نفي) نتائج التّحليل البياني لخاصيّة الإستقراريّة لدى السّلسلة "LCH"، تتم الإستعانة بالإختبارات الإحصائيّة لديكي–فولر، التي نلخّص نتائج تطبيقها على كلٌّ من السّلسلتين "LCH" و"DLCH" في الجدول التّالي[1]:

الجدول(6.3): نتائج اختبارات ديكي–فولر للسّلسلتين "LCH" و"DLCH".

النّموذج المقدّر	درجة التأخيرات	الإرتباط الذّاتي للأخطاء	قيم معلمات الإنحدار		t المحسوبة	t– المجدولة (5%)	القرار
السّلسلة "LCH"							
(III)	P = 0	يوجد إرتباط ذاتي للأخطاء من عدة درجات[2].	-0,001		-0,52	2,81	عدم صلاحيّة النّموذج بسبب الإرتباط الذّاتي 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 النّموذج بسبب عدم معنويّة 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	النّموذج غير ملائم بسبب الإتبارط الذّاتي للأخطاء.
			-0,122		-1,38	-2,93	
(V)	P = 1	لا يوجد.	0,453		1,62	2,56	النّموذج غير ملائم بسبب عدم معنويّة الحد الثّابت.
			-0,162		-1,71	-2,93	
(I)	P = 0	يوجد.	-0,008		-0,80	-1,95	النّموذج غير صالح(إ.ذ).
(IV)	P = 1	لا يوجد.	-0,009		-0,82	-1,95	"LCH" غير مستقرة.
السّلسلة "DLCH"							
(III)	P = 0	لا يوجد.	-0,001		-0,37	2,81	عدم ملائمة النّموذج بسبب عدم معنويّة 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	النّموذج غير ملائم بسبب عدم معنويّة الحد الثّابت.
			-0,912		-5,59	-2,93	
(I)	P = 0	لا يوجد.	-0,902		-5,59	-1,95	"DLCH" مستقرة.

هكذا نتوصّل إلى التّأكد من عدم استقرار السّلسلة "LCH"، حيث يبدو جليًّا من خلال الجدول (6.3) أعلاه عدم معنويّة المعلمة $(t = -0,82 > t' = -1,95)$، مما يعني –بعبارةٍ أخرى– معنويّة

[1] لتفاصيل أوفى، أنظر الشكل(09) من الملحق(03).
[2] اختبار مضاعف لاقرانج يؤدي إلى اكتشاف الإرتباط الذّاتي للأخطاء من الدّرجات (5، 6، 7، 8، 9،10).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الفرضيّة ($H : \varphi = 0$)، التي تعني بدورها إحتواء السّيرورة المرافقة لجزء الإنحدار الذاتي للسّلسلة "LCH" على جذرٍ أحاديٍّ واحدٍ على الأقل.

النّتائج المرافقة لهذه النّتيجة، والمتعلّقة أساسًا بعدم معنويّة معلمتي الثّابت ($= \quad ' \quad < 1,62 =$ 2,56) والإتّجاه العام ($2,81 = \quad ' \quad < -0,23 = \quad$)، بالإضافة إلى عدم استقرارية السّلسلة "DLCH" ($t \quad = -5,59 < t \quad ' \quad = -1,95$)، تؤكّد أن السّلسلة "LCH" من النّوع "DS"، بالإضافة إلى أنها متكاملة من الدّرجة الأولى ($LCH \sim (1)$).

5.2. تحليل الإستقرارية للسلسلة "LINF":

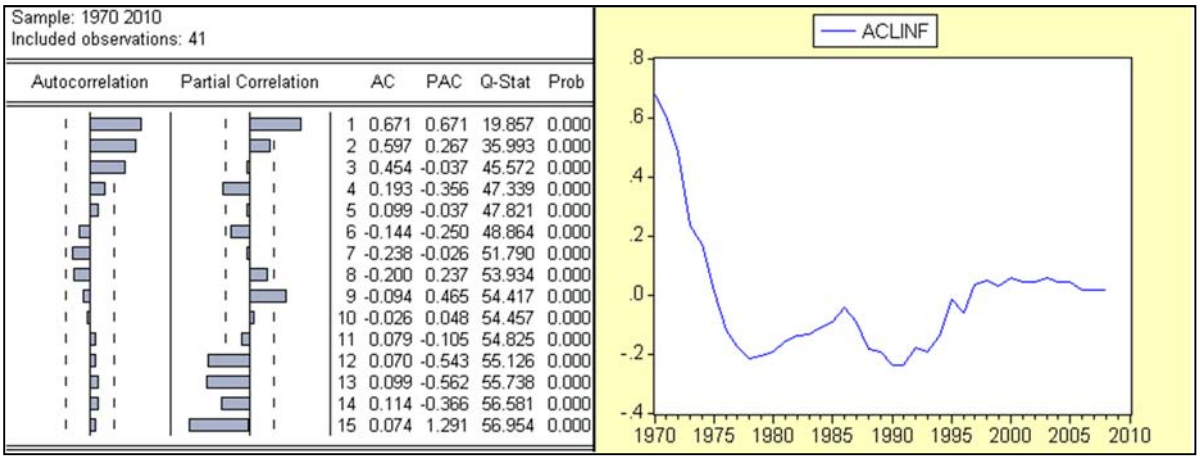
1.5.2. الإستنباط البياني:

فيما يتعلّق بسلسلة معدّل التّضخم "LINF"، نلاحظ أن سلوك هذه الأخيرة خلال الفترة المدروسة مشابه نوعًا ما لسلوك المتغيّرة "LCH"[1]، إذ نلاحظ من خلال الشكل (5.3) أعلاه، أن تباينها يُبدي تغيّرًا كبيرًا مع مرور الزّمن، كما أن الشّكل (10.3) يبدي المعنويّة الإحصائيّة المرتفعة لمعاملات الإرتباط الذّاتي لقيم السّلسلة "LINF" وكذا علاقة هذه المعاملات بالزّمن.

كل هذه الملاحظات تجعلنا نسلّم مسبقًا بعدم استقراريّة هذه المتغيّرة، ونقترح إخضاعها إلى مرشّح فروقات بُغية معالجة مشكلة اللاّإستقرار لديها.

هذا الإقتراح تدعمه الدّراسة البيانيّة للسّلسلة (DLINF=LINF-LINF(-1))، إذ أن كلٌّ من التّمثيل البياني لتغيّرات قيم هذه السّلسلة مع الزّمن (الشّكل(11.3) أدناه)، وكذا التمثيل البياني لمعاملات الإرتباط الذّاتي لمختلف قيمها[2] –على عكس تلك الخاصّة بالسّلسلة LINF– يُبديان خاصيّة الإستقرار لديها.

الشكل(10.3)[3]: دالة الإرتباط الذاتي ودالة الإرتباط الذاتي الجزئي للسلسلة "LINF".



[1] نتكلّم عن التّشابه من حيث درجة التّغير، دون مراعاة حجم هذا التّغير و اتجاهه .
[2] أنظر الشّكل(15) من الملحق(03).
[3] EViews 5.0

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

2.5.2. دراسة الجذر الأحادي:إختبارات ديكي–فولر:

على غرار باقي المتغيّرات المدروسة، سنحاول تدعيم التّحليل البياني لخاصّية الإستقراريّة لدى السّلسلة "LINF" بتحليلٍ إحصائي، يجعل عمليّة الإختبار أكثر دقّة ومصداقية.

نتائج إختبارات ديكي–فولر للسّلسلتين "LINF" و"LDINF" نوضّحها في الجدول التّالي[1]:

الجدول(7.3): نتائج اختبارات ديكي–فولر للسّلسلتين "LINF" و"DLINF".

النّموذج المقدّر	درجة التأخيرات	الإرتباط الذّاتي للأخطاء	قيم معلمات الإنحدار		t المحسوبة	t – المجدولة (5%)	القرار
السّلسلة "LINF"							
(III)	P = 0	يوجد ارتباط ذاتي من الدّرجة الأولى.	-0,010		-1,09	2,81	عدم صلاحيّة النّموذج بسبب الإرتباط الذّاتي للأخطاء.
			0,897		2,43	3,14	
			-0,358		-2,89	-3,52	
(VI)	P = 1	لا يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء.	-0,013		-1,30	2,81	عدم ملائمة النّموذج بسبب عدم معنويّة معلمة الإتجاه العام.
			0,837		2,13	3,14	
			-0,289		-2,18	-3,52	
(II)	P = 0	يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء.	0,602		2,38	2,56	النّموذج غير ملائم بسبب الإتبارط الذّاتي للأخطاء.
			-0,321		-2,68	-2,93	
(V)	P = 1	لا يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء.	0,456		1,72	2,56	النّموذج غير ملائم بسبب عدم معنويّة الحد الثّابت.
			-0,235		-1,84	-2,93	
(I)	P = 0	يوجد.	-0,065		-1,16	-1,95	النّموذج غير صالح(إ.ذ).
(IV)	P = 1	لا يوجد.	-0,035		-0,66	-1,95	"LCH" غير مستقرة.
السّلسلة "DLINF"							
(III)	P = 0	لا يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء.	-0,006		-0,62	2,81	عدم ملائمة النّموذج بسبب عدم معنويّة معلمة الإتجاه العام.
			0,143		0,59	3,14	
			-1,406		-9,30	-3,52	
(II)	P = 0	لا يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء.	0,010		0,09	2,56	النّموذج غير ملائم بسبب عدم معنويّة الحد الثّابت.
			-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 استقراريّة السّلسلة "LINF" ($t = -0,66 > t' = -1,95$)، بالإضافة إلى عدم معنويّة كلٌّ من الحد الثّابت ($2,56 = t' > t = 1,72$)، ومعلمة الإتجاه العام ($2,81 = t' > t = -1,30$) بالنّسبة لها.

[1] لمزيد من التّفصيل، أنظر الشكل (10) من الملحق(03).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

في المقابل نجد أن كون السّلسلة "DLINF" مستقرّة ($t = -9,49 < t' = -1,95$) يجعل السّلسلة الأصليّة "LINF" متكاملة من الدّرجة الأولى ($LINF \sim (1)$).

6.2. خلاصة تحليل الإستقراريّة:

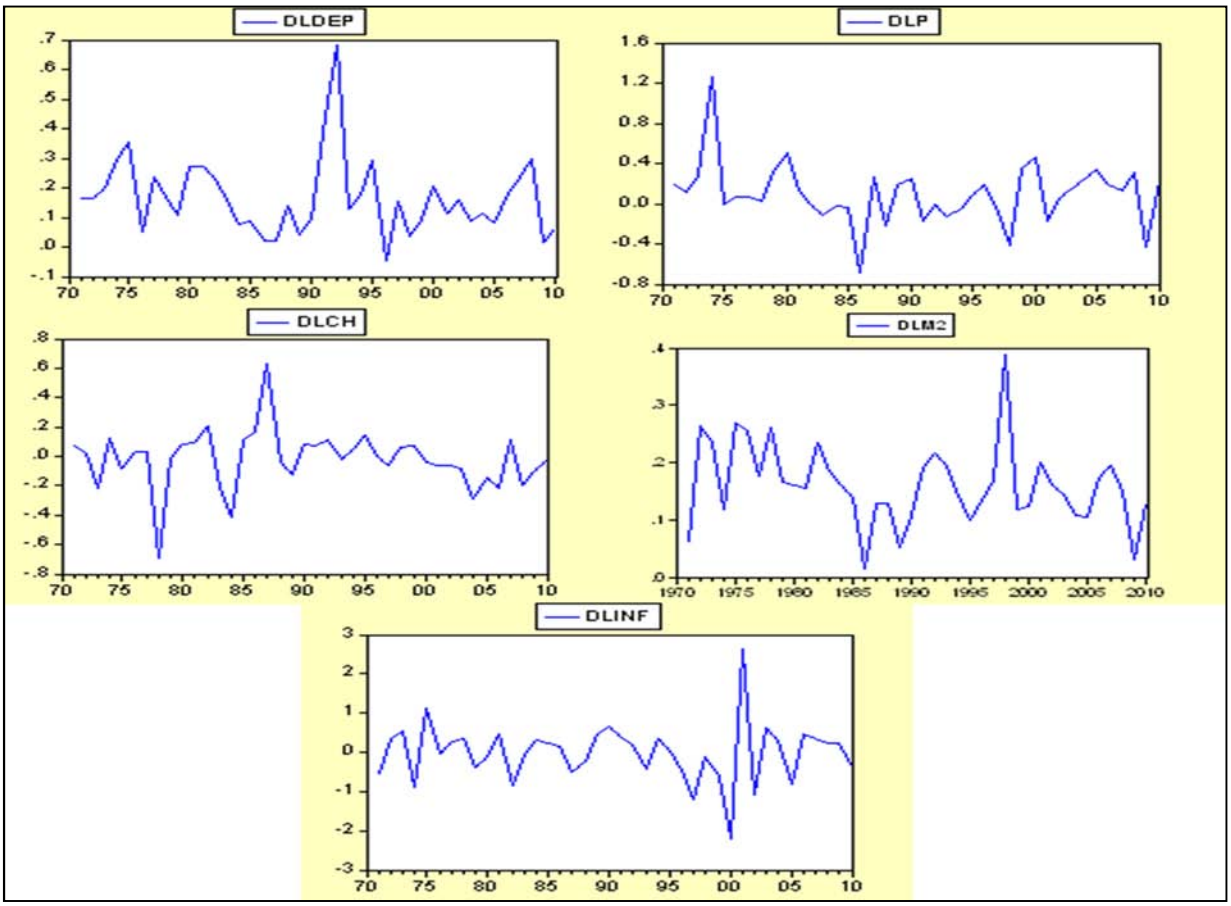
هكذا توصّلنا بالاعتماد على التّحليل البياني والإحصائي إلى نتيجةٍ أساسيّة تفيد بعدم استقرار مستويات المتغيّرات المدروسة، مقابل استقرار فروقاتها الأولى. الجدول التالي يلخص أهم مميزات هذه المغيّرات:

الجدول(8.3): أهم الخصائص المميّزة لمتغيّرات الدّراسة.

السّلسلة	LP	LDEP	LM2	LCH	LINF
الإتجاه العام	غير معنوي	غير معنوي	غير معنوي	غير معنوي	غير معنوي
الحد الثّابت	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 يمثّل الشّكل الموالي، التّمثيل البياني للفروقات الأولى لمتغيّرات الدراسة.

الشكل(11.3)[1]:التمثيل البياني للفروقات الأولى لمتغيرات الدراسة.



[1] EViews 5.0

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

3. تحليل التكامل المتزامن للمتغيرات: (Cointegration Analysis)

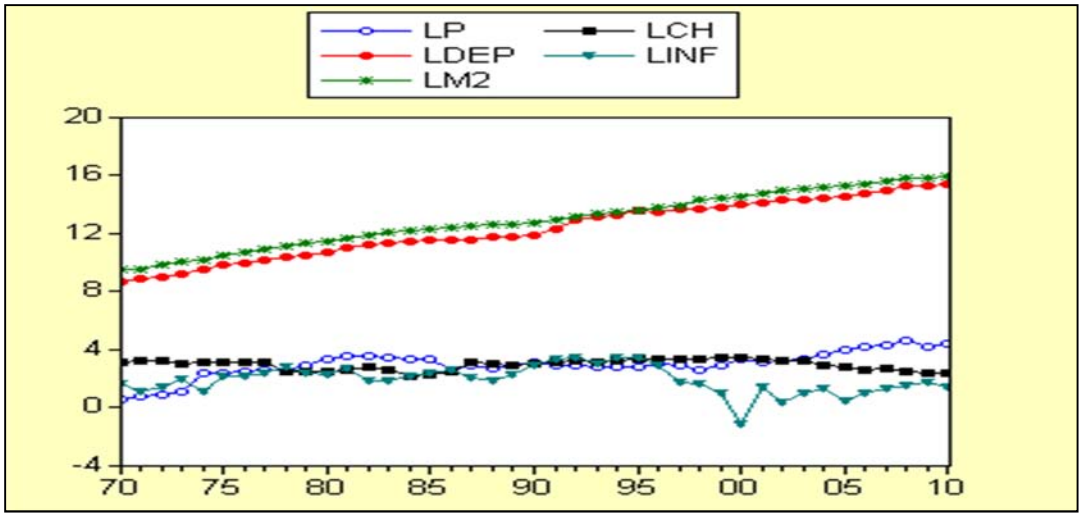
إن كون متغيّرات الدّراسة غير مستقرّة المستويات (كل المتغيّرات مستقرّة الفروقات ومتكاملة من الدّرجة الأولى I(1))، يجعل عمليّة دراسة وتوضيح العلاقات طويلة المدى المُحتمل وجودها بين هذه المتغيّرات – والتي تستدعي الاعتماد على هذه المتغيّرات في شكل مستويات[1]– عمليّةً محفوفةً بالمخاطر، ولا تخلو من خطورة الحصول على نتائج مضلّلة، والتي تتعلّق أساسًا بمشاكل الارتباطات الزّائفة.إذن، السّؤال الذي يُطرح في هذه الحالة: هل يمكن توضيح العلاقة –الحقيقيّة– طويلة الأجل بين هذه المتغيّرات؟. والجواب يكون: لا يمكن توضيح هذه العلاقة إلاّ إذا كانت المتغيّرات المدروسة متكاملة تزامنيًّا (Cointegrated).

كما سبق وأن أسلفنا خلال الفصل الثّاني من هذه الدّراسة، فإنه يمكن لأي مجموعة سلاسل زمنيّة متكاملة من نفس الدّرجة[2] I(1) أن تشكّل فيما بينها علاقة مستقرة في المدى الطويل (علاقة تكامل متزامن)، لذا سنعمد –بالإعتماد على كلٌّ من الإختبارات البيانيّة والإحصائيّة– إلى التّأكد من إمكانيّة وجود هذه العلاقة بين المتغيّرات التي بحوزتنا.

1.3. الإستنباط البياني:

من خلال الشّكل (12.3) يتضّح أن بعض المتغيّرات تُبدي تطوّرًا متشابهًا خلال الفترة المدروسة (مع تسجيل بعض الإختلافات من سنة لأخرى)، مما يرفع من احتمال وجود علاقة طويلة المدى فيما بينها، ويدفعنا إلى الإهتمام باختبار إمكانيّة تحقق هذه العلاقة باستخدام الإختبارات الإحصائيّة المناسبة.

الشكل(12.3)[3]:التمثيل البياني لمتغيرات الدراسة.



[1] صحيح أن عمليّة إخضاع المتغيّرات إلى مرشّحات فروقات تسمح باستعادتها لخاصيّة الإستقرار، ولكنها تؤدي - في الوقت ذاته – إلى فقدان كل المعلومات المتعلّقة بسلوك هذه المتغيّرات في المدى الطويل.

[2] يُعتبر هذا الشّرط بمثابة شرط ضروري أو شرط مُسبق (precondition) للحديث عن إمكانيّة وجود علاقة تكامل متزامن بين أي مجموعة من السّلاسل الزّمنيّة.

[3] EViews 5.0

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

2.3. إختبارات التكامل المتزامن لـ "Johansen":

سنهتم بدراسة التّكامل المتزامن بين السّلاسل الخمس محل الدّراسة باستخدام مقاربة "Johansen" التي تعد الأنسب لمعالجة مثل هذه الحالات[1]، حيث سنقوم أولاً –وفي إطار هذه المقاربة[2]– بتحديد درجة التّأخير المثلى للنّظام "VAR" الذي يعبّر عن المتغيّرات في شكل مستويات، وذلك بالاعتماد على مختلف الأدوات الإحصائيّة المذكورة في الفصل الثّاني من هذه الدّراسة. النّتائج المُتحصّل عليها –والموضّحة في الجدول(9.3)[3] أدناه– تبيّن أن كل المعايير المُستخدمة أتت على اختيار درجة تأخير قصوى (maximum lag) قدرها سنةً واحدة.

ثانيًا، وبسبب عدم إبداء البيانات المدروسة لأي اتجاهاتٍ عامة معنويّة (أنظر الجدول (8.3) أعلاه)، فإنّه يبقى أمامنا إجراء الاختبارات مع افتراض:

1) غياب الحد الثّابت وحد الإتجاه العام ضمن كلٌّ من انحدارات التّكامل المتزامن ونموذج "VAR" المُستخدم لإجراء الاختبار.

2) وجود الحد الثّابت (مع غياب حد الإتجاه العام) في انحدارات التّكامل المتزامن، وغياب الحد الثابت في نموذج "VAR" المُستخدم لإجراء عمليّة 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 الثّاني.
[2] أنظر الشّكل(03) من الملحق(02).
[3] لم نتعد درجة التّأخير المُقدّرة بـ 3 سنوات حتى نتفادى المبالغة في تضخيم عدد المعلمات المطروحة للتّقدير، ومايمكن أن ينجرّ عنه من فقدان للمعلومات (درجات الحريّة)، من شأنه أن يؤدي إلى التّخفيض من فعاليّة عمليّة التّقدير، (خاصّة إذا نظرنا إلى الطبيعة السّنويّة للبيانات المُستخدمة).
[4] EViews 5.0

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

لكنّنا سنضطر إلى عدم اعتماد الافتراض الأول لكون السّلاسل المدروسة لا تملك متوسّطات معدومة[1].

1.2.3. إختبارالأثر:

حسب نتائج اختبار الأثر الموضّحة في الجدول (10.3)[2]، نرفض الفرضيّة الصّفريّة "لا توجد أية علاقة تكامل متزامن بين المتغيّرات المدروسة" عند مستوى معنويّة قدره "5%" حيث: $(TR(0) = 82,12906 > t_{Tab}^{0,05} = 76,97277)$، في المقابل نقبل فرضيّة "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 الذّاتية العظمى:

نتائج إختبار القيمة الذّاتيّة العظمى الموضّحة في الجدل التّالي[3]:

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] لاعتماد هذه الفرضيّة يجب أن تكون كل السّلاسل المدروسة ذات متوسّطات معدومة، أنظر: Eviews. 5 User's Guide, P. 725

[2] Eviews 5.0

[3] Eviews 5.0

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

هي الأخرى تؤدّي إلى نفس القرار، حيث نرفض فرضيّة الغياب الكلّي لعلاقات التّكامل المتزامن، لكون: $(\zeta_{(0,1)} = 35,68122 > t' = 34,80587)$، بينما نقبل فرضيّة وجود علاقة تكامل متزامن واحدة على الأكثر، لكون: $(\zeta_{(1,2)} = 18,38803 < t' = 28,58808)$.

بهذا نكون قد توصّلنا إلى وجود علاقة توازنيّة في الأجل الطّويل بين المتغيّرات المدروسة (أو بين البعض منها)، تعبّر عنها علاقة التّكامل المتزامن التي تم قبول وجودها عند مستوى معنويّة قدره (5%)،ما يعني أن هذه المتغيّرات لا تبتعد كثيرًا عن بعضها البعض في المدى الطويل، بحيث تُظهر سلوكًا متشابهًا.

لكن، لبد من الإشارة إلى مشكل التّمييز (Identification Problem) الذي يواجهنا في هذه الحالة، إذ أنه من دون توفر بعض المعلومات الإضافيّة (extraneous informations) –المتمثّلة قيود النّظرية الاقتصادية– يكون من غير الممكن تمييز علاقة التّوازن في المدى الطويل، إذ أن شعاع التّكامل المتزامن كثيرًا ما يكون غير مُميّز، فهو ببساطة عبارة عن توليفة خطيّة مستقرّة، لا تملك بالضّرورة تفسير اقتصادي واضح ومفهوم[1].

في الحقيقة، هذا الأمرُ غير مفاجئ بتاتًا، لأن "التّكامل المتزامن" يبقى مصطلح إحصائي بحت (A-theorical Econometrics)، يتعلّق أساسًا بخصائص السّلاسل الزمنيّة المعنيّة، وبالتّالي فإن علاقات التّكامل المتزامن قد لا تحتاج لأن يكون لها أي تفسير اقتصادي[2].

المبحث 02: تحديد النّموذج: (Model Specification)

بعد تحليل إستقراريّة المتغيّرات محل الدّراسة، 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 التّفاعلات الدّيناميكيّة بين متغيّرات النّظام المدروس– باستخدام منهجيّة "VAR".

في هذا الصّدد نجد أن اختبارات التّكامل المتزامن –التي تم إجرائها أعلاه– تلعب دورًا جوهريًا في نمذجة وتحديد النّظام "VAR"، هذا الدور يتعلّق أساسًا بكيفيّة استخدام المتغيّرات، أو بعبارة أدق يتعلّق بالإجابة عن السّؤال: هل يجب أن يتم الإعتماد على المتغيّرات في شكل: مستويات، فروقات، أو كلاهما مع بعض القيود[3]؟.

إذا كانت السّلاسل الزّمنيّة المدروسة متكاملة تزاميًا –كما في حالتنا– فإنه يمكننا التّمييز بين طريقتين مختلفتين لتحديد النّظام "VAR"، إذ أن كلٌ من النّموذجين: "VAR" غير مقيّد للمتغيّرات 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 التّكامل المتزامن لا تحتاج لأي تفسير إقتصادي، إذ أن الدور الأساسي لهذه الأخيرة يكمن في تحديد قيود النّظام "VAR".
أنظر: G. S. Maddala (1992), P. 597

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

النّموذج باستخدام المتغيّرات في شكل فروقات قد يؤدي إلى مشاكل قياسيّة حقيقيّة[1].

لكن الجدل يبقى قائمًا حول مسألة: أيُّ الوصفين يكون أكثر ملائمةً؟، فعلى الرغم من أن "VECM" يعكس مختلف العلاقات الموجودة بين المتغيّرات بصفةٍ أفضل –إذ أنه يوفّق بطريقةٍ ملائمة بين السّلوك طويل المدى للمتغيّرات وعلاقاتها قصيرة المدى– نجد أنّه لا يوجد ما يضمن أن وضع قيد التّكامل المتزامن يشكّل أساسًا يمكن الاعتماد عليه لإجراء استنتاجاتٍ هيكليّة[2]. فضلاً عن ذلك، تبرز مسألة التّنازع حول الأداء والقدرة التنبؤيتين لكلا التقنيّتين، فبينما توصّل Naka و Tufte (1997)[3] إلى تشابه نتائج المنهجيّتين في الآفاق التّنبؤيّة القصيرة، وُجد أنّ التّنبؤات باستخدام نماذج "VAR" تتحسّن مع القيود الموضوعة من طرف نظريّة التّكامل المتزامن[4]. من جهة أخرى نجد أن: Clements و Hendry (1995)[5]، Anderson، Hoffman و Rasche (2002)[6]، يؤيّدون استخدام "VAR" غير مقيّد في شكل مستويات.

لهذا، سنقوم –خلال دراستنا هذه– بتقدير نموذج "VAR" باستخدام كلا المقاربتين، حيث سنقوم في المرحلة الأولى بتقدير نموذج "VAR" للمتغيّرات في شكل مستويات، ثم نقوم –في مرحلةٍ ثانيّة – بنمذجة النّظام على شكل "VAR" مع توليفة مستقرّة واحدة ووحيدة، بالإضافة إلى (4 = 5−1) جذور أحادية. ليتم في الأخير اعتماد واختيار النموذج الأكثر ملائمةً للمعطيات، بالاعتماد على مختلف المعايير الإحصائيّة.

1. بناء نموذج "VAR" غير مقيّد للمتغيّرات في شكل مستويات:

1.1. تحديد درجة التّأخير و تقدير النّموذج:

لقد سبق وأن رأينا (الجدول (9.3) أعلاه) أن مختلف الأدوات والمعايير المُعتمدة لغرض تحديد أفضل درجة تأخير، أفضت إلى اعتماد الدّرجة المقدّرة بسنة واحدة كأمثل درجة تأخير يمكن من خلالها تقديم أمثل وصف لمختلف التّفاعلات التي تحدث بين عناصر النّظام المدروس، لتكون بذلك كل متغيّرة من متغيّرات هذا النّظام مُفسّرة بواسطة قيمتها المُؤخرة بفترة واحدة، بالإضافة إلى الحد الثّابت والتّأخيرات 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 », Econometica, 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المتغيّرات. في هذه الحالة يمكن استخدام طريقة "OLS" لتقدير النّموذج "VAR(1)" (أنظر الفصل الثّاني، فيما يتعلّق بطرق تقدير نموذج "VAR" غير مقيّد)، والنّتائج يوضّحها الجدول التّالي[1]:

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	0,061787	0,054471	0,547651	-0,173264
	(0,11225)	(0,05066)	(0,02465)	(0,27331)	(0,07466)
	[6,10102]	[1,21971]	[2,21001]	[2,00379]	[-2,32059]
LDEP(-1)	-0,370392	0,709183	0,123545	0,327973	0,034101
	(0,28748)	(0,12974)	(0,06312)	(0,69997)	(0,19122)
	[-1,28841]	[5,46629]	[1,95719]	[0,46856]	[0,17833]
LM2(-1)	0,476495	0,273381	0,838897	-0,619926	0,025512
	(0,30258)	(0,13655)	(0,06644)	(0,73674)	(0,20127)
	[1,57475]	[2,00200]	[12,6263]	[-0,84144]	[0,12676]
LINF(-1)	0,014470	0,043765	-0,022455	0,563355	0,060596
	(0,05735)	(0,02588)	(0,01259)	(0,13965)	(0,03815)
	[0,25230]	[1,69083]	[-1,78301]	[4,03410]	[1,58835]
LCH(-1)	-0,178315	0,180608	0,075227	0,252052	0,706686
	(0,19234)	(0,08680)	(0,04223)	(0,46833)	(0,12794)
	[-0,92706]	[2,08065]	[1,78117]	[0,53820]	[5,52355]
C	-0,096001	-0,585071	0,386523	2,450415	0,480527
	(0,86361)	(0,38974)	(0,18963)	(2,10275)	(0,57444)
	[-0,11116]	[-1,50118]	[2,03832]	[1,16534]	[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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

يمكن تقسيم الجدول (12.3) إلى ثلاث أجزاء مختلفة. فبينما يوضّح كل عمود من أعمدة الجزء الأول نتائج التّقدير المنفصل لكل معادلة من معادلات الانحدار للنّموذج بالاعتماد على تقنيّة "OLS"[1]، نجد أن الجزء الثّاني يقدّم الإحصائيّات المرافقة لكل انحدار من هذه الانحدارات (standard OLS regression statistics for each equation)، والتي يتم حسابها بصفة مستقلّة انطلاقًا من البواقي المقدّرة لكل معادلة. أما الجزء الثّالث والأخير فهو عبارة عن ملخّص لأهم الإحصائيّات المحسوبة للنّظام "VAR" ككل.

2.1. اختبارات ضبط وتشخيص النّموذج: (Diagnostic Checking Tests)

هدفنا الجوهري خلال هذه المرحلة يكمن في التحقق من ما إذا كان النّموذج المُقدَّر يقدِّم تمثيلاً مناسبًا لمختلف مشاهدات متغيّرات النّظام المدروس[2]، وذلك عن طريق إخضاعه إلى مجموعةٍ من الاختبارات التّشخيصيّة، تحدّد مدى صلاحيته (His Validity) وكذا درجة الاعتماد عليه (His Reliability) لغرض بلوغ الأهداف المنشودة من وراء بنائه.

1.2.1. إختبار جودة التوفيق: (Testing Goodness of Fit)

اختبار المعنويّة الفرديّة لمعلمات كل انحدار من انحدارات النّموذج المقدّر بالاعتماد على الإحصائيّة "t" لستودنت (t-statistics) يُفضي إلى نتيجة تُفيد بكون حوالي (70%) من هذه المعلمات لا تختلف عن الصّفر بمعنويّة، وذلك عند مستوى ثقة قدره (95%)، (و حوالي (50%) منها يساوي الصفر عند مستوى ثقة قدره (90%))، وهي –في الواقع– نتيجةٌ غير مفاجئة، خاصة إذا أخذنا بعين الاعتبار مشكل التّعدد الخطي الذي غالبًا ما يكون ملازمًا لهذا النّوع من النّماذج[3].

في المقابل نلاحظ أن النّتائج الموضّحة في الجزء الثّاني من الجدول (12.3)، تُظهر بوضوح جودة التّوفيق العالية التي تميّز مختلف معادلات الانحدار للنّموذج "VAR(1)" المُقدّر،إذ يتجلى ذلك من خلال:

أولاً: القيم المرتفعة لمعاملات التّحديد (R-squared) المحسوبة لهذه المعادلات، والتي تعني –ببساطة– أن النّموذج يسمح بتفسير جزءًا كبيرًا و مهمًّا من التّغيرات التي تحدث في مختلف المتغيّرات الدّاخليّة.

ثانيًا: القيم العالية لإحصائيّات الاختبار "F" (F-statistic) –والتي تفوق القيمة المجدولة عند مستوى معنويّة 1%، المُقدَّرة بـ 3,51 = (; ′) – تؤدي إلى رفض فرضيّة "انعدام كل معاملات الانحدار، ماعدا معلمة الحد الثّابت"، عند مستوى ثقة قدره (99%)، وتؤكد القدرة التّفسيريّة الكبيرة لمعادلات النّموذج .

ثالثًا: المعنويّة الإحصائيّة المنخفضة لإحصائيّة الاختبار χ (Wald) –التي يتمّ حسابها بالنّسبة لكل تأخير

[1] الأرقام بين (.) تمثل الإنحرافات المعيارية لمقدّرات المعلمات، أما الأرقام بين [.] فتعبر عن إحصائيات "t-Student" لها.
[2] أي التّوكد من أن النّموذج المقدّر غير محدّد بشكل خاطئ (misspecified).
[3] علاوة لعلالي، مرجع سابق، ص. 132-134.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

من أجل اختبار المعنوية المشتركة لكل المتغيّرات الدّاخليّة عند ذلك التّأخير، بالنسبة لكل معادلة على حدا وكذا بالنّسبة لمعادلات النّموذج مجتمعةً[1] – تؤدي إلى الإقرار بمعنويّة مختلف المتغيّرات الدّاخليّة عند درجة التّأخير التي قدرها سنة واحدة، وذلك في مختلف معادلات النّموذج المقدّر منفصلةً، وكذا مجتمعةً إذ أن: $(p - values = 0,0000 < 0,01)$ كما يوضّحه الجدول التّالي[2]:

الجدول(13.3): نتائج اختبار "Wald" لمعنويّة التّأخير الأول في معادلات النّموذج "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 إستقراريّة النّموذج:

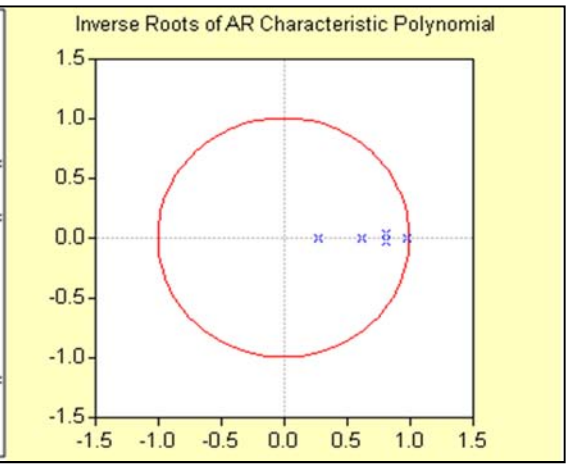
إن كون النّموذج "VAR" غير مستقر يجعل بعض النّتائج المُتحصّل عليها من جرّاء استخدامه (مثل نتائج تحليل دوال الإستجابة) غير صحيحة، لذلك لبد من التأكد من استيفاء النّموذج المقدّر أعلاه لهذه الخاصيّة. من خلال الشّكل(13.3)[3] أدناه، يبدو أن كل الجذور العكسية "inverse roots" لكثير الحدود المرافق لجزء الانحدار الذّاتي هي ذات قيمة تقل عن الواحد الصحيح، بحيث أنها تقع كلّها داخل دائرة الوحدة، وبالتّالي فإن النّموذج "VAR(1)" المقدّر يحقّق شرط الإستقرار (VAR satisfies the stability condition).

الشكل(13.3): نتائج اختبار إستقرارية النموذج "VAR(1)".

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LP LDEP LINF LCH LM2
Exogenous variables: C
Lag specification: 1 1
Date: 10/21/11 Time: 18:49

Root	Modulus
0.982597	0.982597
0.812980 - 0.033166i	0.813656
0.812980 + 0.033166i	0.813656
0.623118	0.623118
0.271278	0.271278

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.



[1] Eviews. 5 User's Guide, P. 709.
[2] EViews 5.0
[3] EViews 5.0

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

3.2.1. اختبار غياب الارتباط الذاتي للأخطاء:

كما هو مألوف، فإن غياب الارتباط الذّاتي للأخطاء يُعتبر من أهم الشروط الأساسيّة التي ينبغي توفرها في النّماذج المُقدّرة باستخدام طريقة "OLS"، إذ أن فعاليّة مُقدّرات هذه الأخيرة تتوقف بشكل كبير على مدى تحقق هذا الشرط.

انطلاقًا من هذه الفكرة، ولغرض التأكد من أنه قد تم تقدير النّموذج بطريقة سليمة[1]، سنعمد إلى اختبار فرضيّة غياب الارتباط الذاتي لأخطاء كل معادلة من معادلاته، بالاعتماد على البواقي الناتجة عن تطبيق طريقة "OLS"على كل معادلة من هذه المعادلات، وذلك باستخدام إحصائيّة اختبار مضاعف لاقرانج متعدد المتغيّرات[2] (multivariate LM test statistic)، أين تكون فرضيّة "غياب الارتباط الذّاتي من الدّرجة h " هي الفرضيّة الصّفرية المُختبرة.

نتائج الاختبار[3]–الموضّحة في الجدول(14.3) أدناه– تُثبت أنه لا يوجد مشكل ارتباط ذاتي واضح لدى بواقي النّموذج المقدّر، إذ أن المعنويّة الإحصائية المرتفعة لإحصائيّة الاختبار "LM" المرافقة لمختلف درجات التّأخير "h = 1,2,…,12" (Prob(LM-Stat) > 0,05)، تقودنا إلى قبول الفرضيّة الصفريّة عند كلٍّ من هذه التّأخيرات مع مستوى ثقة قدره(95%)، مما يعني أن النّموذج محدد بشكل تام (Fully Specified).

الجدول(14.3): نتائج إختبار مضاعف لاقرانج للإرتباط الذّاتي لأخطاء النّموذج "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 النّتيجة يدعمها التّمثيل البياني لمعاملات دوال الارتباط الذّاتي لبواقي كل معادلة من معادلات النّظام المقدّر[4] إلى غاية الدّرجة "h = 12" ، حيث يبدو أن كل هذه المعاملات تقع داخل مجال الثّقة الممثّل بالخطّين المتقطعين ($\pm 2\ 1/\sqrt{\ }$).

[1] من جهة أخرى فإن غياب الإرتباط الذّاتي للأخطاء يحمل عدّة دلالات، تتعلّق أساسًا بالتّحديد الجيد و السّليم للنّموذج، مثل: حسن إختيار المتغيّرات المفسّرة (والذي يتعلّق بحسن اختيار عدد التّأخيرات المناسب في هذه الحالة)، الصّياغة الرّياضية السّليمة....

[2] في ظل الفرضيّة الصّفرية "غياب الإرتباط الذّاتي من الدّرجة h "، الإحصائيّة "LM" تتبع توزيع χ تقاربيًّا، مع درجة حريّة قدرها: N^2، حيث: N تمثّل عدد المتغيّرات الدّاخليّة. لتفاصيل أفور حول صيغة هذا الإختبار أنظر: S. Johansen (1995), P. 22.

[3] EViews 5.0

[4] أنظر الشّكل(16) من الملحق (03)، أين تظهر دوال الإرتباط الذّاتي من خلال الأشكال الواقعة على القطر الرّئيسي لهذا الشّكل.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

2. نمذجة النّظام على شكل نموذج "VEC":

1.2. تقدير علاقة التّكامل المتزامن ونموذج "VEC":

كما سبق وأن أسلفنا، فإن نموذج تصحيح الخطأ الشعاعي "VECM" هو عبارة عن نموذج "VAR" مقيّد يُعتمد لنمذجة أنظمة المتغيّرات غير المستقرّة، المتكاملة تزامنيًّا. حيث تُستخدم علاقات التّكامل المتزامن لتقييد السّلوك طويل المدى للمتغيّرات الدّاخليّة من أجل ضمان اقترابها من توازناتها، في حين يُسمح لآليّات التّعديل قصيرة المدى بأخذ مجراها الطبيعي.

الجدول(15.3)[1] : نتائج تقدير علاقة التّكامل المتزامن ونموذج تصحيح الخطأ الشّعاعي "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 (0,98126) [3,92199]	-3,098090 (0,95105) [-3,25755]	-0,505751 (0,47608) [-1,06232]	-0,814506 (0,80906) [-1,00673]	-12,26733 (2,60951) [-4,70101]
Error Correction:	D(LP)	D(LDEP)	D(LM2)	D(LINF)	D(LCH)
CointEq1	-0,023665 (0,04868) [-0,48613]	0,005584 (0,02077) [0,26888]	-0,050432 (0,00970) [-5,20003]	-0,074903 (0,11134) [-0,67272]	-0,003129 (0,03213) [-0,09739]
D(LP(-1))	0,087469 (0,19281) [0,45366]	0,175058 (0,08226) [2,12807]	-0,038175 (0,03841) [-0,99382]	0,233089 (0,44100) [0,52854]	-0,159632 (0,12726) [-1,25439]
D(LDEP(-1))	-0,404943 (0,41070) [-0,98598]	0,200317 (0,17522) [1,14320]	0,114633 (0,08182) [1,40098]	0,677522 (0,93938) [0,72124]	0,045378 (0,27107) [0,16740]
D(LM2(-1))	0,517444 (0,73026) [0,70857]	0,734123 (0,31157) [2,35624]	0,075391 (0,14549) [0,51819]	-1,864075 (1,67030) [-1,11601]	-0,213808 (0,48200) [-0,44359]
D(LINF(-1))	0,074775 (0,07848) [0,95278]	0,027321 (0,03348) [0,81593]	0,007833 (0,01564) [0,50098]	-0,327169 (0,17951) [-1,82258]	0,009527 (0,05180) [0,18392]
D(LCH(-1))	-0,306985 (0,26031) [-1,17929]	0,147581 (0,11106) [1,32881]	0,002873 (0,05186) [0,05540]	-0,470659 (0,59541) [-0,79049]	0,086847 (0,17181) [0,50547]

[1] EViews 5.0

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الجدول(15.3): نتائج تقدير علاقة التّكامل المتزامن و نموذج تصحيح الخطأ الشّعاعي "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 المتغيّرات في شكل مستويات) تحت قيد "احتواء النّظام المدروس على علاقة تكامل متزامن واحدة، مقابل وجود أربعة اتجاهات عامة عشوائيّة (أربعة جذور أحاديّة)".

الجزء الأول من هذا الجدول يُظهر نتائج تقدير علاقة التّكامل المتزامن باعتبار المتغيّرة "LINF" كمتغيّرة تابعة (Normalizing the cointegration vector on "LINF")، وفي هذا الصدد يُطرح مشكل التّمييز الذي سبقت الإشارة إليه، فاختبارات التّكامل المتزامن تسمح فقط بتحديد رتبة التّكامل المتزامن، أما شعاع التّكامل المتزامن الذي يعبّر عن التوازن الاقتصادي بين متغيّرات النّظام في المدى الطويل فإن تقديره يستدعي اللّجوء إلى وضع قيود اقتصادية قابلة للتّفسير. لكننا لن نولي أهميّة كبيرة لهذا الموضوع، بما أن الدور الأساسي لعلاقة التكامل المتزامن –في حالتنا– ينحصر في تحديد قيود النّموذج "VAR".

أما الجزء الثّاني من ذات الجدول (Error Correction) فيُظهر نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ الشّعاعي "VECM"، الذي هو ببساطة عبارة عن نموذج "VAR(1)" للمتغيّرات في شكل فروقات، يحتوي على حد تصحيح الخطأ –المتمثل في بواقي تقدير علاقة التّكامل المتزامن– مُعبَّرًا عنه بالمتغيّرة "CointEq1"، وبالتّالي فإن كيفية قراءة هذا الجزء لا تختلف كثيرًا عن كيفية قراءة الجدول(12.3) أعلاه.

2.2. اختبارات تشخيص النّموذج:

1.2.2. اختبار جودة التّوفيق:

الإحصائيّات الموضّحة ضمن القسم الثّاني الخاص بالجزء الثّاني للجدول(15.3) تبيّن رداءة جودة التوفيق لدى مختلف معادلات النموذج "VEC(1)" المُقدَّر. حيث تبدو جليًّا القدرة التّفسيريّة المنخفضة لهذه المعادلات من خلال القيم المتدنيّة لكلٍّ من معاملات التحديد "R-squared" (التي لم تتعدى حد الـ (30%) في أحسن الأحوال)، وكذا إحصائيّات الاختبار "F" (التي تقل عن القيمة الحرجة المُستخرجة من جدول

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

توزيع "Fisher" عند مستوى معنويّة 5% (2,45 = (;))، باستثناء معادلة عرض النقد).

نتيجة تدعمها المعنويّة الإحصائيّة المرتفعة (p – values > 0,05) لإحصائيّة الإختبار χ (Wald) التي تعني قبول فرضيّة "عدم معنويّة مختلف المتغيّرات الدّاخليّة عند درجة التأخير المقدّرة بسنة واحدة" لدى مختلف معادلات النّموذج "VEC(1)" المقدّر (باستثناء معادلة عرض النّقد)، كما يوضّحه الجدول التّالي[1]:

الجدول(16.3): نتائج إختبار "Wald" لمعنويّة التّأخير الأول في معادلات النّموذج "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
DLag 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 إستقراريّة النّموذج:

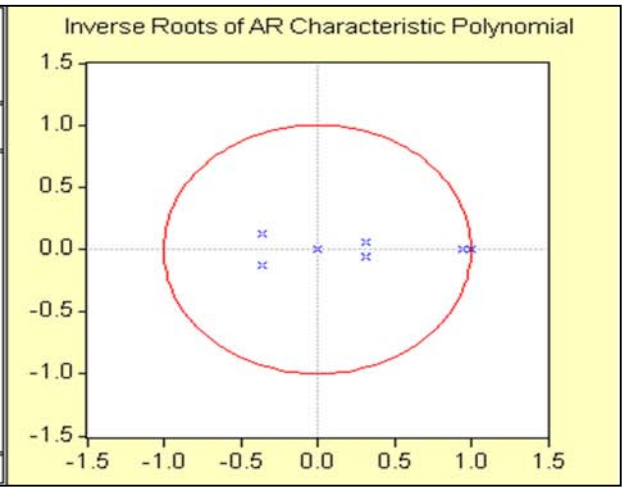
إن نمذجة النّظام المدروس –المتكوّن من خمس متغيّرات– على شكل نموذج "VEC" مع علاقة تكامل متزامن واحدة، يقتضي التّسليم ضمنيًّا بوجود أربعة جذور أحاديّة. وهو ما تترجمه حقيقة نتائج إختبار إستقرارية النّموذج "VEC(1)" الموضّحة في الشّكل(14.3) أدناه[2]، أين يدفعنا وقوع أربعة جذور على محيط دائرة الوحدة إلى الإقرار بعدم استيفاء هذا النّموذج لشروط الإستقراريّة. (satisfy the stability VEC does not) conditions.

الشكل(14.3): نتائج إختبار إستقرارية النموذج "VEC(1)".

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LINF LM2 LDEP LP LCH
Lag specification: 1 1

Root	Modulus
1.000000	1.000000
1.000000	1.000000
1.000000	1.000000
1.000000	1.000000
0.946748	0.946748
-0.363698 - 0.123732i	0.384169
-0.363698 + 0.123732i	0.384169
0.313725 - 0.057861i	0.319016
0.313725 + 0.057861i	0.319016
0.004278	0.004278

VEC specification imposes 4 unit root(s).



[1] EViews 5.0
[2] EViews 5.0

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

3.2.2. إختبار الإرتباط الذّاتي للأخطاء:

من خلال نتائج الجدول(17.3) في الأسفل[1]، يبدو أن بعض درجات التأخير(h = 4, 6, 11) ترافقها معنوية إحصائيّة منخفضة لإحصائيّة الاختبار "LM" (Prob(LM-Stat) < 0,05)، وهو ما يؤدي بنا إلى رفض الفرضيّة الصّفرية "غياب الإرتباط التّسلسلي للأخطاء" عند كلٍّ من هذه التّأخيرات، مما يعني أن النّموذج قد يكون محدّد بشكل خاطئ (Misspecified).

الجدول(17.3): نتائج اختبار مضاعف لاقرانج للارتباط الذّاتي لأخطاء النّموذج "VEC(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. خلاصة:

من خلال نتائج اختبارات التّشخيص لكلٍّ من النّموذجين المقدّرين أعلاه ("VAR(1)" و"VEC(1)") يبدو جليًّا أن الأول أكثر ملائمةً وقدرةً على إبراز ووصف مختلف العلاقات المتشابكة بين متغيّرات النّظام. فبغض النظر عن مشكل الارتباط الذّاتي للأخطاء وكذا القيم المنخفضة لمعاملات التّحديد المرافقة لمعادلات النّموذج الثّاني[2] –على عكس النّموذج الأول– نجد أن تدني قيم إحصائية الاختبار "F" (و كذا قيم الإحصائيّة χ (Wald))، جاء ليدل على ضعف القدرة التّفسيرية الذي يميّز مختلف معادلاته.

المبحث 03: تحليل ديناميكية النّموذج المُقدّر:

من خلال هذا المبحث سنسعى إلى تحديد ودراسة شبكة العلاقات السّائدة بين متغيّرات النّظام المدروس، وذلك عن طريق تحليل ديناميكيّة النّموذج "VAR(1)" المُقدَّر –الذي أثبتت الاختبارات الإحصائيّة أنه أفضل نموذج يمكن الاعتماد عليه لهذا الغرض– حيث سنقوم أولاً بدراسة علاقات السّببية –حسب مفهوم Granger– بين هذه المتغيّرات وكذا تحديد اتجاه هذه العلاقات، فإذا وجدت هذه العلاقات فإنه يمكن استخدام تقنيّة تفكيك تباين خطأ التنبؤ لتحديد الأهميّة النسبيّة لكل متغيّرة من متغيّرات النّظام في تفسير تقلّبات

[1] EViews 5.0

[2] إن معامل التّحديد R^2 غالبًا ما يأخذ قيمًا منخفضة نسبيًّا في حالة التّقدير باستخدام المتغيّرات في شكل فروقات مقارنة بالحالة التي يتم فيها استخدام المتغيّرات في شكل مستويات، إذ أن هذا الإنخفاض يكون نتيجةً حتميّة لانخفاض تباينات المتغيّرات التّابعة، الناتج عن أخذ الفروقات الأولى لهذه المتغيّرات، أنظر: G. Kirchgässner & J. wolters (2007), P. 132.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المتغيّرات الأخرى[1]، بينما يمكن استخدام تقنية محاكاة الصّدمات وتحليل دوال الاستجابات الدّفعية لغرض تحديد إشارة هذه العلاقات.

1. اختبار علاقات السّببية –حسب مفهوم Granger– بين المتغيّرات:

فيما يلي سنعمد إلى اختبار فرضيّة "غياب علاقات السّببية حسب مفهوم Granger" بين متغيرات الدّراسة، حيث سيتم اختبار "إمكانيّة معالجة كل متغيّرة من المتغيّرات الدّاخلية على أنها متغيّرة خارجيّة"[2]. في كل معادلة من معادلات النّموذج "VAR(1)"، الجدول(18.3)[3] أدناه يوضّح نتائج اختبار χ (Wald) لمعنويّة كل متغيّرة من المتغيّرات الدّاخليّة المُؤخّرة الأخرى في ذات المعادلة[4].

الجدول (18.3): نتائج اختبار سببيّة "Granger" بين متغيّرات الدّراسة.

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 الصّدد نجد أن "Sims (1982)" يشير إلى أنه يمكن قياس شدّة وقوّة علاقات السّببية عن طريق تقنية تفكيك التّباين، فمثلاً يمكن تفسير كون متغيّرة ما تساهم في تفسير جزء ضئيل من تباين خطأ التّنبؤ الخاص بمتغيّرة أخرى على أنه دليل على علاقة سببيّة ضعيفة (weak Granger-causal relation) بين هتين المتغيّرتين.

[2] لتفاصيل أدق حول العلاقة بين سببيّة "Granger" و فرضيّة المنشأ الدّاخلي أنظر: D. N. Gujarati (2003), PP. 701-702; W. H. Green (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 الثّاني من هذه الدّراسة.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

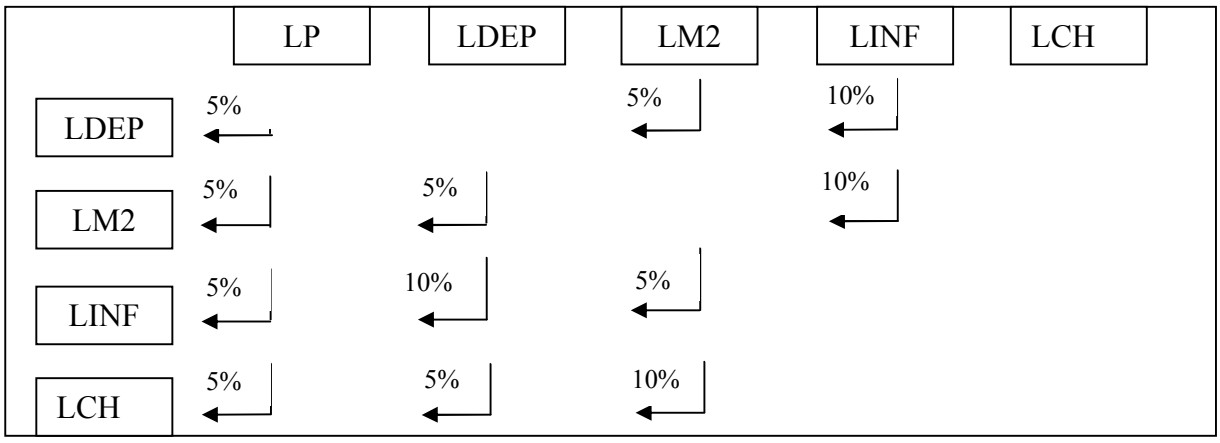
تابع الجدول (18.3): نتائج اختبار سببيّة "Granger" بين متغيّرات الدّراسة.

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

الإحصائيّة الموضّحة في السّطر الأخير (All) لكل جزء من أجزاء ذات الجدول تمثّل إحصائيّة " χ " لاختبار المعنويّة المشتركة لكل المتغيّرات الدّاخليّة المُؤخرة الأخرى[1].

نرفض الفرضيّة الصّفرية "المتغيّرة (x) لا تسبب المتغيّرة (y) حسب مفهوم "Granger (x, y = LP, LDEP, LM2, LCH, LINF) عند مستوى معنويّة معيّن (%) إذا كانت المعنويّة الإحصائيّة لإحصائيّة الاختبار " χ" تقل عن مستوى المعنويّة المعني أي: ($\% > (\text{Chi} - \text{sq})\text{Prob}$). على هذا الأساس يمكن توضيح اتجاهات مختلف علاقات السّببيّة –حسب مفهوم "Granger"– بين المتغيّرات المدروسة بالمخطط المبيّن في الشّكل التّالي (الأرقام الموضوعة فوق الأسهم تعبّر عن مستويات المعنويّة المُعتمدة):

الشكل(15.3): مخطط تفصيلي لاتجاهات علاقات السّببية الثّنائيّة بين متغيّرات الدّراسة.



[1] يتعلّق الأمر باختبار "إمكانيّة معالجة المتغيّرة التّابعة (Dependent variable) في كل معادلة من معادلات النّموذج "VAR(1)" على أنها متغيرة خارجيّة بالنّسبة للكتلة المتكونة من باقي المتغيّرات الدّاخليّة الأخرى المؤخرة في ذات المعادلة"، أي إختبار فرضيّة " أن هذه المتغيّرات مجتمعةً (ككُتلة) لا تسبب – حسب مفهوم Granger- المتغيّرة التي تمثّل المتغيّرة التّابعة في المعادلة". لأكثر تفاصيل حول هذا النّوع من الإختبارات أنظر:
J. D. Hamilton (1994), P. 309.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

من خلال المخطّط الموضّح في الشّكل(15.3) أعلاه –الذي ما هو في الحقيقة إلاّ تعبير بياني عن النتائج الموضّحة في الجدول (18.3)– يمكن رصد العديد من علاقات السّببية المتشابكة بين متغيّرات النّظام المدروس كما يلي:

أولى النتائج الملفتة للنظر هي تلك التي تُقرّ بوجود علاقات سببية –حسب مفهوم Granger– تتجه من أسعار النفط نحو كل المتغيّرات الاقتصادية الكلية المعنية بالدّراسة، وذلك عند مستوى معنوية قدره (5%)، ممّا يعني أنه هناك احتمال قدره (95%) لكون تغيّرات أسعار النفط تسبق التّغيرات التي تحدث في هذه المتغيرات. أو بعبارة أخرى يمكن القول أن أسعار النفط تساهم مساهمةً معنوية في تحسين القدرة التنبؤية بهذه المتغيّرات وذلك عند مستوى ثقة قدره (95%). في المقابل أكدت النتائج غياب علاقات من هذا النوع في الاتّجاه المُعاكس (أي غياب التّغذية العكسية (Feedback) بين أسعار النفط والمتغيّرات الاقتصادية الكلية المُختارة)، وهذه النتيجة الأخيرة تدعِّم فرضية المنشأ الخارجي لأسعار النفط بالنسبة لباقي متغيّرات النّظام المدروس، إذ أنها تتحدد خارج إرادة النّظام[1].

من جهةٍ أخرى، نتائج الاختبارات أسفرت عن علاقات وتأثيرات قوية بين المتغيّرات الاقتصادية الكليّة الأخرى غير متغيّرة سعر النفط. فبالنسبة للإنفاق الحكومي، نجد أن النّتائج أظهرت أنه بالإضافة إلى أسعار النفط، يلعب كلٌّ من عرض النقد وبدرجةٍ أقل 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 خاصّة في حالات العجز الموازني 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 المتغيّرات المُحدِّدة لمستوى عرض النقد، ممّا يعني وجود تغذية عكسية أو تأثيرًا مُتبادَلاً بين المتغيّرتين.

أما فيما يتعلّق بمشكلة التّضخم لدى الاقتصاد الجزائري، فيمكن القول أنها ظاهرة نقدية إلى حدٍّ بعيد، إذ أن النّتائج أظهرت الدور المهم الذي تلعبه متغيّرة عرض النقد في التأثير على معدّلات التّضخم، لكن من الجانب الآخر لا يمكن غض النظر عن الدَّور الذي يلعبه الطلب الكلي –حتى وإن كان أقل من الدّور النقدي– في الزّيادة من حدّة هذه الظّاهرة، خاصة في ظل بروز الإنفاق الحكومي –إلى جانب عرض النقد وسعر النفط– كمتغيّرة مهمة للتنبؤ بمستوى التضخم.

[1] في هذا الصّدد، نجد أنه بالرّغم من أن أغلب الدّراسات التّطبيقية تفترض خارجية أسعار النفط بالنسبة للمتغيّرات الاقتصادية الكلية والمالية، إلاّ أنه هناك من أثبت أنه يمكن أن توجد علاقة سببيّة في الاتجاه المعاكس بحيث يكون اتجاه السببيّة من المتغيّرات الاقتصادية الكلية نحو أسعار النّفط. 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

أخيرًا، بالنسبة للبطالة، نجد أن نتائج الاختبارات أبانت عن الدّور الكبير الذي تلعبه كلٌّ من السّياسة المالية –من خلال متغيّرة الإنفاق الحكومي– وبدرجةٍ أقل السيّاسة النقدية –من خلال متغيّرة عرض النقد– في تحديد مستويات البطالة لدى الاقتصاد الجزائري، حيث أظهرت الاختبارات الإحصائية أن هاتين المتغيّرتين تساهمان معنويًّا في تحسين القدرة التّنبؤية بمعدّلات البطالة.

من خلال هذه النتائج، ونظرًا للتأثير الكبير الذي تمارسه أسعار النفط على كلٌّ من متغيرتي الإنفاق الحكومي وعرض النقد، فإنه يمكن القول أنه بالإضافة إلى التأثير المباشر الذي تمارسه أسعار النفط على مستويات الأسعار والتّضخم من جهة وعلى مستويات البطالة من جهةٍ أخرى، فإنها تمارس تأثيرًا غير مباشر عبر قناتي الإنفاق الحكومي وعرض النقد.

2. آثار الصّدمات وتحليل دوال الاستجابة الدّفعية:

مثلما سبقت الإشارة إليه، فإن دوال الاستجابة الدفعية ترسم وتوضح الأثر الذي تُخلِّفه صدمة (تجديد) تحدث في متغيّرة داخلية من متغيّرات النّظام المدروس في زمن معين على القيم الحالية والمستقبلية لتلك المتغيّرة وباقي المتغيّرات الدّاخلية في النّظام. وبذلك فأن تحليل ودراسة تطورات دوال الاستجابة من شأنه أن يساعد الباحث على الكشف عن مختلف العلاقات المتشابكة والتفاعلات التي تحدث بين المتغيّرات المعنيّة بالدّراسة.

من خلال التعريف السّابق يتضح جليًّا أن التّحليل والتّفسير السّليم لدوال الاستجابة الدّفعية يستدعي غياب الارتباط الفوري (contemporaneous correlation) لتجديدات نظام المتغيرات المدروس، إذ أن توفر هذا الشرط وحده يمنحنا إمكانية عزل الصّدمات –وبالتّالي آثار هذه الصّدمات– الناتجة عن مختلف المتغيّرات الدّاخلية، أمّا عدم توفره فيعني أن حدوث صدمة في متغيّرة ما يمكن أن يؤدي –من خلال الارتباط الفوري للتجديدات– إلى حدوث صدمات في متغيّراتٍ أخرى في نفس الوقت، وهو ما يتعارض مع المبدأ الأساسي الذي تقوم عليه تقنية تقدير معاملات دوال الاستجابة التي تعتمد على المحاكاة المنفصلة والمستقلة للصّدمات النّاتجة عن مختلف المتغيّرات الدّاخلية للنظام، والتي تعني الافتراض ضمنيًّا بأن النظام لا يمكن يتعرض في آنٍ واحد إلى أكثر من صدمةٍ واحدة في أكثر من متغيّرةٍ واحدة. وبالتالي فإنه لا يمكن –في غياب هذا الشرط– توضيح استجابات متغيّرةٍ ما للتجديدات التي تحدث في متغيّرة أخرى بصفة دقيقة وملائمة.

لذا فإنه وقبل الشروع في تحليل الصّدمات وتفسير الآثار المترتبة عنها –باستخدام النموذج المُقدَّر–

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

لبد من التأكد من مدى تحقق فرضية غياب الارتباط الفوري بين تجديدات مختلف متغيّرات النّظام المدروس، وفي هذا الصدد نجد أنه يمكن الاستعانة بمصفوفة الارتباطات الفورية لتجديدات معادلات النّموذج"VAR(1)" –الموضّحة في الجدول(19.3) أدناه– لغرض أخذ فكرة عن مدى ترابط هذه التّجديدات.

الجدول(19.3)[1]: مصفوفة الارتباطات الفوريّة لتجديدات معادلات النّموذج "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 النّتائج الموضّحة في الجدول(19.3) أعلاه، يبدو أنه ليس هناك ارتباطات قويّة بين تجديدات متغيّرات النّظام "VAR (1)" المُقدَّر، غير أن هذا لا يعني –بأي شكلٍ من الأشكال– استقلال هذه التّجديدات، إذ نلاحظ أن هناك ارتباط عالي نسبيًّا –لا يمكن تجاهله– بين تجديدي متغيرتي سعر النفط ومعدّل التضخم من جهة (0,32)، ومتغيّرتي الإنفاق الحكومي وعرض النقد من جهةٍ أخرى (0,32-)، ممّا يعني أنه في هذه الحالة لا يمكن عزل وتمييز الصّدمات التي تحدث في هذه المتغيّرات والتي تكون صَدماتٍ آنية بسبب الارتباط الفوري للتّجديدات.

لذلك ولتفادي هذا الإشكال فإنه لبد من إجراء عملية التّحليل بالاعتماد على تجديدات (صدمات) مستقلّة ولا تملك أية مركّبة مشتركة فيما بينها. وفي هذا الصّدد نجد أنه يمكننا الحصول على هذه التّجديدات المستقلّة انطلاقًا من تحويل التّجديدات الأصلية باستخدام المعامل (مصفوفة) الناتج عن تفكيك "Cholesky" لمصفوفة الباين–تباين مشترك لهذه التّجديدات، إذ أن هذه الطريقة –وكما تمت الإشارة إليه من قِبَل "Sims (1980)– تسمح بالحصول على تجديدات متعامدة.

من جهةٍ أخرى، فإن حساسية النّتائج –مثلما أشرنا في الفصل الثّاني– لتغيّر ترتيب المتغيّرات في النّظام "VAR" عند القيام بعمليّة التّحويل –حيث يتم إسناد الأثر المشترك لأيٍّ تجديدتين مرتبطتين إلى تجديدة المتغيّرة التي تُدرج أولاً في النّموذج– تستدعي إيجاد معيارًا مناسبًا يتم وِفقه إجراء عملية الترتيب. في هذا الإطار نجد أن الأمر يقتضي ترتيبًا سببيًّا مسبقًا للمتغيّرات[2]، إذ أن "Sims (1980)" اقترح ترتيبًا تُراعى فيه خاصيّة المنشأ الدّاخلي أو الخارجي لمتغيّرات النّظام المدروس، باقتراحه ترتيب هذه المتغيّرات من الأكثر خارجيّةً (the most exogenous) إلى الأكثر داخليّة (the most endogenous).

[1] EViews 5.0
[2] a pre-specified causal ordering of the variables.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

على هذا الأساس–وحسب اختبارات السّببية التي تم إجراؤها أعلاه، وبالاعتماد على الإحصائية (All) التي تختبر إمكانية معاملة كل متغيّرة من المتغيّرات على أنها متغيّرة خارجية بالنسبة للكتلة المتكونة من باقي متغيّرات النظام مُجتمعةً[1]– فإن متغيّرة سعر النفط "LP" تأتي في قمّة الترتيب، باعتبار أن هذه الأخيرة تؤثّر (تُسبِّبُ) على كل المتغيّرات الأخرى في النّظام بينما لا تتأثر بأيٍّ منها، بالإضافة إلى كونها ترافق أعلى مستوى معنوية للإحصائية " χ" (All)، تليها متغيّرة معدّل التضخم "LINF"، وبعدها متغيّرة الإنفاق الحكومي "LDEP"، ثم متغيّرة معدّل البطالة "LCH"، لتأتي في الأخير متغيّرة 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 الدّفعية حسب تفكيك "Cholesky" –على مدى عشر (10) سنوات– ووفق الترتيب المذكر أعلاه لمتغيّرات النموذج "VAR(1)" المُقدّر.

الجدول(20.3): نتائج تقدير ومحاكاة دوال الاستجابة الدّفعية.

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 الصّدد نشير إلى أنه كلّما كانت المعنوية الإحصائية لإحصائية الاختبار " χ" (All) أكبر، كلّما كانت المتغيّرة المرافقة لها أكثر خارجية.

[2] EViews 5.0

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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 النّتائج الموضّحة في الجدول(20.3) يمكن رصد استجابات كل متغيّرة من المتغيّرات المدروسة لمختلف التّجديدات 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 سيُخلّف أثرًا معنويًّا إيجابيًّا على الإنفاق الحكومي على امتداد فترة الاستجابة، إذ سيبلغ حجم هذا الأثر ما مقداره (2,77%)

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

كاستجابةٍ فوريةٍ للصّدمة، بينما سيصل إلى مستوى (5,40%) كحدٍّ أقصى سيُسجَّل عند السنة الرّابعة التي تلي الصّدمة. من جهةٍ أخرى فإن حدوث صدمة تضخميّة (معبّرًا عنها بصدمةٍ إيجابية –مقدارها انحراف معياري واحد (64,8%)– في معدّل التضخم) سيكون له أثرًا مشابهًا لذلك النّاتج عن تجديد سعر النفط، باستجابةٍ فورية –تمثّل في نفس الوقت الاستجابة القصوى– قدرها (2,47%)، يستمر بعدها حجم الإنفاق الحكومي في التّزايد بمعدّلاتٍ متناقصة طوال فترة الاستجابة، حيث سيُسجّل أدنى معدّل زيادة (1,26%) خلال السنة العاشرة التي تلي الصّدمة.

في سياقٍ آخر، نجد أن الإنفاق الحكومي سيستجيب استجابةً معنوية إحصائيًّا وإيجابية لصدمةٍ إيجابية قدرها انحراف معياري واحد (5,8%) في عرض النقد، إذ ستصل هذه الاستجابة إلى حدود (3,54%) – كحدٍّ أقصى– عند السنة الثّامنة التي تلي الصّدمة.

2.2. استجابة عرض النقد لمختلف التّجديدات: (Response of LM2)

فيما يتعلّق بمتغيّرة عرض النقد –وكما هو عليه الحال بالنّسبة 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 ستُبدي هذه الأخيرة استجابةٍ فورية قدرها (2%) وتستمر في التزايد بمعدّلاتٍ متزايدة على مر السّنوات الممثّلة لفترة الاستجابة مسجّلةً أعلى معدّل استجابة –مقدّرًا بـ (5%)– مع نهاية هذه الفترة والموافقة للسنة العاشرة التي تلي الصّدمة. في ذات السّياق، فإن حدوث تجديد إيجابي–مقداره انحراف معياري واحد (12,1%)– في الإنفاق الحكومي سيولّدُ هو الآخر أثرًا معنويًّا إيجابيًّا على مستوى عرض النقد، الذي يبدأ باستجابةٍ فورية –طفيفة نوعًا ما– قدرها (0,03%) ليستمرّ في التّزايد بمعدّلات متزايدة إلى غاية السنة الثّالثة التي تلي الصّدمة أين سيُسجل أعلى معدّل استجابة قدره (2,5%)، قبل أن يشرع بعدها في التزايد بمعدّلات 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 جدًّا (-0,09%)، قبل أن يتولّد أثرًا إيجابيًّا ابتداءً من السنة الثّانية التي تلي الصّدمة 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)

بالنّسبة للمستوى العام للأسعار والتّضخم، فإن أيّة صدمة إيجابية في أسعار النفط ستُصحب باستجابةٍ معنوية سلبية فورية لمعدّلات التضخم تقدّر بحوالي (-22%)، غير أن هذه الصّدمة سرعان ما ستشرع في

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

توليد نوعًا من الضّغوط التّضخمية، وذلك ابتداءً من السنة الثّانية أين ستُسجّل معدّلات التضخم استجابةً معنوية إيجابية قدرها (3,3%)، لتستمر في التّزايد بمعدّلاتٍ متزايدة إلى غاية السنة الرّابعة مسجّلةً 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 أيّة صدمة إيجابية في عرض النقد ستكون بمثابة صدمةٍ تضخمية –معنويًّا– في المديين القصير والمتوسّط، حيث ستؤدي إلى ارتفاعاتٍ متتالية في معدّلات التّضخم –وبنسبٍ متناقصة– خلال السنوات الخمس الأولى التي تلي الصّدمة. أمّا على المدى الطويل فسيتولّد تأثيرًا سلبيّا على معدّلات التضخم، إذ أنها ستشرع في التّناقص –بنسبٍ متزايدة– ابتداءً من السنة السّادسة التي تلي الصّدمة وإلى غاية نهاية فترة الاستجابة. وعلى غرار صدمات عرض النقد، فإن الصّدمات الإيجابية في الإنفاق الحكومي ستكون هي الأخرى عبارة عن صدمات تضخميّة على المدى القصير، إذ أنها ستؤدي إلى سلوك معدّلات التّضخم اتجاهًا تصاعديًّا –بمعدّلاتٍ متناقصة– خلال السنوات الثّلاث الأولى بعد الصّدمة، قبل أن يتولّد تأثيرًا سلبيًّا على هذه المعدّلات في المديين المتوسط والبعيد، وذلك ابتداءً من السنة الرّابعة التي تلي الصّدمة.

4.2. استجابة معدّلات البطالة لمختلف التّجديدات: (Response of LCH)

فيما يتعلق بآثار صدمات أسعار النفط على سوق الشّغل 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 الصّدمةً تُخلّف تأثيرًا معنويًّا سلبيًّا على معدّلات البطالة طوال فترة الاستجابة، إذ أنها تشرع في الانخفاض منذ سنة حدوث الصّدمة مسجّلةً استجابةً فورية قدرها (-1,4%)، لتواصل اتجاهها التّنازلي بمعدّلاتٍ متزايدة إلى غاية السنة الثالثة التي تلي الصّدمة أين تُسجَّل أعلى نسبة انخفاض مقدارها (-7,8%)، تستمر بعدها معدّلات البطالة في الانخفاض بمعدّلات متناقصة إلى غاية نهاية فترة الاستجابة.

أما عن استجابة معدّلات البطالة لصدمةٍ إيجابية في الإنفاق الحكومي فستأتي معنويةً وإيجابية على مدى فترة الاستجابة المقدّرة بعشر سنوات، حيث ستُسجَّل أعلى نسبة استجابة خلال السنة السّادسة التي تلي الصّدمة 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 جدًّا مقدّرة بحوالي (0,14%) في الفترة الثانية، في حين ستنخفض هذه الاستجابة إلى مستوياتٍ سالبة على المدى المتوسط والبعيد، إذ ستصل إلى حدود (-1,3%) كحدّ أقصى في الفترة السّابعة التي تلي الصّدمة.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

ملاحظة (2.3):

جديرٌ بالملاحظة أن حدوث صدمة إيجابية قدرها انحراف معياري واحد في أسعار النفط من شأنه يخلّف أثرًا معنويًّا إيجابيًّا على هذه الأسعار مُستقبلاً وذلك على مدى فترة الاستجابة المُقدّرة بعشر سنوات، حيث ستُسجَّل 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 نوعًا من الآثار الكينزية، إذ أن الارتباط الوثيق للإنفاق الحكومي بالإيرادات العمومية (الجباية البترولية) يجعله يستجيب بشكل مباشر لصدمات هذه الأخيرة، غير أن الزيادة في الإنفاق الحكومي سيكون لها تأثير إيجابي على حجم الطلب الكلّي (ارتفاع الاستهلاك) والنشاط الاقتصادي في المدى القصير، ممّا سينتج عنه نوع من الضّغوط التّضخمية المَصحُوبة بارتفاعٍ عام في الأسعار. لكن هذا سينعكس إيجابيا مرة أخرى في المدى المتوسط على الإيرادات العمومية من خلال ارتفاع الجباية العادية (خاصة الضرائب على الدّخل والضرائب على الاستهلاك) سامحًا بذلك بظهور فائض في الموازنة العامة. هذا الفائض من شأنه أن يؤدي إلى التخفيف من حدة الضغوط التضخمية (انخفاض التمويل النقدي للعجز)، وأيضا 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 إيجابيا مرة أخرى على نمو الناتج الإجمالي الحقيقي، الأمر الذي سيترك آثاره بدون شك على سوق العمل أين سيرتفع الطلب على العمل وتنخفض معدّلات البطالة[1].

3. تحليل تفكيك التّباين:

بعد دراسة الاستجابات الدّيناميكية التي تُبديها المتغيّرات المعنية بالدّراسة لمختلف التّجديدات (الصّدمات) عامّةً، واستجاباتها لصدمات أسعار النفط بشكلٍ خاص، ننتقل الآن إلى توضيح الأهمية النّسبية 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. ونظرًا لكون هذه التقنية تستدعي – هي الأخرى– توفر شرط استقلالية التّجديدات فإننا سنعتمد على نفس طريقة

[1] مع ذلك، يمكن أن تؤدي ضرورة التّخفيض من عرض النقد للحد من الضغوط التّضخمية إلى ارتفاع معدّلات الفائدة كنتيجةٍ حتمية لتطبيق هذا الإجراء، مما سيؤدي إلى انخفاض في طلب القطاع الخاص وبالتّالي ظهور نوع من آثار المزاحمة على الاستثمار الخاص (يتعلّق حجم هذه الآثار بمدى مرونة الاستثمار الخاص تُجاه أسعار الفائدة)، هذه الآثار ستمارس تأثيرًا على سلبيًّا على نمو النّاتج الإجمالي الحقيقي، مؤديةً إلى ارتفاع معدّلات البطالة من جهة وانخفاض الإيرادات العمومية من جهة أخرى نتيجةً لانخفاض حجم الجباية العادية.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

التّحويل المُعتمدة في تحليل دوال الاستجابة الدّفعية مع الحفاظ على نفس الترتيب للمتغيّرات.

الجدول(21.3)[1] في الأسفل والشّكل(20) أو(21) من الملحق(03) يوضحان نتائج تفكيك تباين خطأ التّنبؤ لكل متغيّرة من المتغيّرات المدروسة –بالنسبة لأفقٍ تنبئي يمتد على مدى عشر سنوات في المستقبل– بالاعتماد تفكيك "Cholesky" لتحويل الصّدمات.

الجدول (21.3): نتائج تفكيك التّباين

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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الجدول(21.3): نتائج تفكيك التّباين

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 متغيّرة من المتغيّرات المدروسة كما يلي:

1.3. تحليل تفكيك تباين متغيّرة الإنفاق الحكومي: (Variance Decomposition of LDEP)

في المدى القصير، يبدو أن معظم التّغيرات الظرفية التي تحدث في الإنفاق الحكومي تتعلّق بتجديدات المتغيّرة نفسها، إذ أن هذا التجديد يسمح بتفسير حوالي (91,44%) من تغيّرات 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 تغيّراتها الذّاتية تتزايد نسبة مساهمة صدمات باقي متغيّرات النظام في تفسير هذه التغيّرات، ونخص بالذّكر صدمات أسعار النفط، الصدمات النقدية والصّدمات التّضخمية، حيث تتزايد نسبة مساهمة صدمات أسعار النفط من (4,75%) تسجّل خلال الفترة التي تشهد حدوث الصّدمة إلى (17,41%) عند السنة السّابعة، لتنخفض إلى حدود (17,13%) مع حلول السنة العاشرة. بينما تتزايد نسبة مساهمة صدمات عرض النقد وصدمات الأسعار – مجتمعةً– من (3,80%) خلال السنة الأولى إلى حوالي (28%) تُسجّل عند السنة

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

العاشرة التي تلي حدوث الصّدمات.

2.3. تحليل تفكيك تباين متغيّرة عرض النقد: (Variance Decomposition of LM2)

على غرار متغيّرة الإنفاق الحكومي، فإن جل التقلّبات الظرفية التي تطرأ على متغيّرة عرض النقد في المدى القصير يكون مصدرها ذاتيًّا إلى حدٍ بعيد، إذ أن الصّدمات الذّاتية لهذه المتغيّرة تساهم بأكثر من (88,69%) في تفسير تغيّراتها خلال السنة الأولى التي تشهد حدوثها، قبل أن تشهدَ هذه المساهمة تراجعًا مستمرًا مع مرور الزمن إلى أن تصلَ إلى حدود(34,16%) مع حلول السنة العاشرة التي تلي الصدمة. أما عن مساهمة المتغيّرات الأخرى في تفسير تقلبات عرض النقد، فنلاحظ أنها تكون في تزايدٍ وتنامي مستمر مع مرور الزمن، وموزاتًا مع انخفاض الأهمية النسبية للصّدمات الذاتية للمتغيّرة المعنية، حيث نجد –في هذا الصدد– أن صدمات أسعار النفط تلعب دورًا متناميًا في تفسير تقلّبات عرض النقد، كما يبدو من خلال ارتفاع نسبة مساهمتها في هذه التقلّبات من (11,16%) خلال السنة الأولى إلى (34,70%) خلال السنة العاشرة، بينما نلاحظ أن مساهمة متغيّرة النّفقات العامّة قد ارتفعت من (0,02%) في السنة الأولى إلى (11,11%) في السنة الخامسة وإلى (22,61%) عند السنة العاشرة، في حين ارتفعت حصّة التّضخم من (0,002%) كنسبةٍ مُسجّلة عند سنة حدوث الصّدمة إلى (9,47%) خلال السنة الرّابعة التي تلي الصّدمة، قبل أن تشرع في التراجع إلى غاية وصولها إلى (5,92%) خلال الفترة العاشرة.

3.3. تحليل تفكيك تباين متغيّرة معدّل التضّخم: (Variance Decomposition of LINF)

فيما يتعلّق بالأسعار، فإننا نلاحظ أن الصدمات التّضخمية الذّاتية تمثّل المصدر الأهم لتغيّرات معدّلات التّضخم في المدى القصير، المتوسّط وحتى البعيد، إذ أن تجديدات معدّل التضخم –أو بدقّةٍ أكثر تجديدات الأسعار– تسمح بتفسير أكثر من (89,60%) من تغيّرات معدّل التّضخم في السنة الأولى بعد الصّدمة، قبل أن تعرف هذه النسبة ارتفاعًا إلى حوالي (91%) في السنة الثّانية، لتشرع بعدها في التّناقص والانخفاض – لكن بمعدّلاتٍ صغيرة نوعًا ما– حتى تبلغ (83,75%) مع حلول السنة العاشرة. بالإضافة إلى هذه المساهمة المُعتبرة للتجديدات الذاتية للأسعار، نسجّل مساهمةً مهمّة إلى حدٍّ ما لتجديدات أسعار النفط، حيث تساهم هذه التّجديدات في تفسير ما قيمته (10,39%) من تقلّبات المستوى العام للأسعار خلال السنة التي تشهد حدوثها، ثم تتراجع هذه النسبة قليلاً في السنة الثّانية أين تبلغ (8,14%)، لتأخذ بعدها في التزايد والارتفاع المستمر إلى أن تبلغ حد (12,71%) خلال السنة العاشرة. أمّا مساهمة باقي المتغيّرات فتبقى طفيفة وهامشية –خاصّة في المدى القصير– حيث لا تتعدّى نسبة مساهمة تجديدي الإنفاق الحكومي وعرض النقد مُجتمعين حد (0,54%) في السنة الثّانية التي تلي حدوثهما، وبالرّغم من أن هذه النسبة تشهد ارتفاعاتٍ طفيفة مع

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

مرور الوقت إلاّ أنها لا تتجاوز حد (3,19%) عند السنة العاشرة.

4.3. تحليل تفكيك تباين متغيّرة معدّل البطالة: (Variance Decomposition of LCH)

كما هو عليه الحال بالنسبة لباقي المتغيّرات ودون أيِّ اختلافٍ يُذكر، تُعتبر التّجديدات الذّاتية لمتغيّرة معدّل 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 تراجعًا مستمرًّا مع مرور السنوات إلى أن تصل إلى حدود (57,59%) عند السنة العاشرة التي تلي الصّدمة. وفي ظل تناقص الأهمية النسبيّة للصدمات الذّاتية لمعدّلات البطالة في تفسير تقلّباتها، نجد أن الصّدمات النّاتجة عن باقي المتغيّرات تكتسي أهميةً أكبر عبر الزمن، إذ نجد في هذا السياق أن صدمات أسعار النفط تبدأ بمساهمةٍ متواضعة –قدرها (0,61%)– خلال السنة الأولى التي تشهد حدوث الصّدمة، ترتفع بعدها هذه النسبة إلى حدود (9,06%) في السنة الثّانية التي تلي الصّدمة، لتواصل الارتفاع حتى تبلغ حد (19,49%) كحدٍّ أقصى مُسجّل عند السنة الثّامنة. من جهةٍ أخرى نجد أن صدمات الإنفاق الحكومي وصدمات الأسعار تسمح بتفسير جزءًا هامًّا من تقلّبات معدّلات البطالة –خاصّةً في المدى الطويل– حيث ترتفع حصّة الأولى من (0,10%) كنسبةٍ مسجّلة عند السنة الأولى إلى حدٍّ أقصى قدره (16,25%) يُسجل خلال السنة العاشرة، بينما ترفع حصّة الثّانية من (2,61%) في السنة الأولى إلى (6,46%) عند السنة العاشرة التي تلي الصّدمة.

5.3. تعليق:

لقد جاءت نتائج تحليل تفكيك التّباين مؤكّدةً ومدعّمةً لنتائج اختبارات السّببية –حسب مفهوم Geanger– ونتائج تحليل دوال الاستجابة الدّفعية، حيث تتّضح جليًّا من خلال هذا التحليل القدرة النسبية لصدمات أسعار النفط في تفسير التّقلبات الظرفية التي تشهدها المتغيّرات الاقتصادية الكلية المعنية بالدّراسة، كما يبدو بوضوح أن هذه الصدمات تساهم بقدرٍ لا يُستهان به في تفسير تغيّرات وسلوكات هذه المتغيّرات.

كما أنه جديرٌ بالملاحظة أن متغيّرتي الإنفاق الحكومي وعرض النقد هي أكثر المتغيّرات الاقتصادية الكلية تأثّرًا بصدمات أسعار النفط، وربما يعزى هذا إلى العلاقة الوثيقة بين أسعار النفط وإيرادات الدّولة من العملة الصّعبة. كما يبدو أن صدمات أسعار النفط تمارس تأثيراتٍ مباشرة وأخرى غير مباشرة على المتغيّرات 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 نسبة معيّنة يمكن إرجاعها إلى صدمات أسعار النفط (وذلك بغض النظر عن الاستقلال الإحصائي للصّدمات)، أي أنه وبعبارة أخرى يمكن إضافة نسبة معيّنة إلى نسبة مساهمة صدمات أسعار النفط في مختلف التقلبات الظرفية التي تشهدها المتغيّرات

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المدروسة في مختلف الفترات والآفاق الزمنية.

خلاصة الفصل الثّالث:

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 عمومًا، ومنهجية النّمذجة غير الهيكلية على وجه الخصوص، بداية بجمع البيانات المتعلّقة بمتغيّرات الدّراسة، ومن ثم معالجتها باستخدام الأدوات الإحصائية المناسبة، مرورًا بعملية التقدير والاختبار التي تسمح بإيجاد النّموذج الأكثر تمثيلاً للمتغيرات محل الدّراسة، والأكثر استيعابًا للتّفاعلات الممكنة الحدوث فيما بينها، ليتم في الأخير استخدام هذا النّموذج –الذي يمثّل النموذج الأفضل بالمعنى الإحصائي من بين النّماذج المُقدّرة– للكشف عن شبكة العلاقات السّائدة بين هذه المتغيرات، واختبار التأثيرات المتبادلة فيما بينها، حيث نجد في هذا الصّدد أن الطّابع الديناميكي للنموذج المُستخدم يسمح بتوضيحٍ أفضل لهذه العلاقات بحكم ديناميكية أغلب العلاقات الاقتصادية وتطورها مع الزمن.

نتائج التحليل الاقتصادي القياسي أسفرت عن درجةٍ عالية من التّشابك والتّداخل بين المتغيّرات المدروسة، كما كشفت عن التّأثير الكبير الذي تمارسه صدمات أسعار النفط على المتغيّرات الاقتصادية الكلية المعنية، إذ أن اختبارات السّببيّة –حسب مفهوم Granger– أظهرت أن متغيّرة سعر النفط تساهم مساهمةً معنوية في تحسين القدرة التنبؤية بهذه المتغيّرات (مما يعني أن تغيّرات أسعار النفط تسبق التغيّرات التي تحدث في هذه المتغيّرات). كما أن نتائج محاكاة الصّدمات وتحليل دوال الاستجابة الدّفعية بينت أن كلٌّ من هذه المتغيّرات تستجيب استجابة معنوية –إحصائيًّا– لصدمات أسعار النفط. إضافةً إلى ذلك نجد أن نتائج تحليل تفكيك تباين خطأ التّنبؤ كشفت هي الأخرى عن مساهمةٍ مُعتبرة لصدمات أسعار النفط في تفسير التغيّرات والتّقلبات الظرفية –على المديين القصير والبعيد– التي تحدث في كلٍّ من الإنفاق الحكومي وعرض النقد، ومعدّلات البطالة والتّضخم.

وكخلاصةٍ أساسية، يمكن القول أن المعطيات والبيانات المُستخدمة –والتي تم الحصول عليها من مصادر دولية ومحليّة– قد عبّرت إلى حدٍ ما عن الاعتقادات والتّصورات المُسبقة حول طبيعة الاقتصاد الجزائري وتبعيّته وارتباطه الوثيق بقطاع النفط، وتأثُّر السّلوك الاقتصادي الكلي في الجزائر وعلاقته الوثيقة بتطوّرات وتقلّبات الأسعار العالمية للنفط.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الخاتمة العامّة

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

خـاتمة عـامة:

لقد كان هدفنا الجوهري من وراء هذا البحث هو تحليل ودراسة الآثار التي يمكن أن تُخلّفها تقلبّات أسعار النفط في الأسواق العالمية على بعض المتغيّرات الاقتصادية الكليّة (الإنفاق الحكومي، عرض النقد البطالة والتضخم) في الجزائر بالاعتماد على تقنية أشعة الانحدار الذّاتي "VAR"، وذلك انطلاقًا من معرفةٍ مُسبقة بوضعية وهيكل الاقتصاد الجزائري –الذي يحتل فيه قطاع النفط (أو المحروقات بصفةٍ عامة) مكانةً أساسيّة، بصفته القطاع المهيمن على التّجارة الخارجيّة الجزائرية من جانب الصّادرات، وباعتباره المصدر الأساسي للعملة الصّعبة، الدخل الوطني وإيرادات الميزانية– وأسوةً بمختلف الدّراسات والأبحاث التي انكبّت على دراسة وتحليل العلاقة بين حركات أسعار النفط والأداء الاقتصادي الكلّي بالنسبة لمختلف الاقتصاديات العالمية (سواءً تعلّق الأمر بالمتقدّمة منها أو النّامية، المستوردة منها لهذه السلعة أو المصدّرة لها) أين تم إثبات الارتباط الوثيق بين النفط والنّشاط الاقتصادي، وتم تعريف العديد من العلاقات –المباشرة وغير المباشرة، وفي المديين القصير والطويل– بين تطورات أسعار النفط والمتغيّرات الاقتصادية الكليّة الأساسية.

وقد حاولنا جاهدين الإحاطة والإلمام –قدر الإمكان– بمختلف جوانب وحيثيات الموضوع، بالرّغم من صعوبة هذا المسعى في ظل تعدُّد وتداخل الجوانب والمواضيع المتصّلة به، حيث قسّمنا بحثنا إلى ثلاث فصول متناسقة. فقد حاولنا في الفصل الأول عرض مختلف المسارات والتطورات التّاريخية التي عرفتها أسعار النفط تماشيًا مع تطور أوضاع السّوق النفطية العالمية، وتغيّر موازين القوى داخل هذه السّوق خلال مختلف العقود الزّمنية، وكذا تحليل الآثار الاقتصادية الكلية النّاجمة عن التغيّرات والصّدمات المتعلّقة بهذه الأسعار على مختلف الاقتصاديات العالمية عامةً –من خلال عرض نتائج مختلف الأدبيات التّطبيقية– وعلى الاقتصاد الجزائري بشكلٍ خاص.

أمّا في الفصل الثّاني فقد تطرقنا لأهم المبادئ والأسس النّظرية التي تقوم عليها عملية التحليل والنّمذجة باستخدام تقنية أشعة الانحدار الذّاتي "VAR"، مستعرضين مختلف المفاهيم الأساسية المتعلّقة بالسّلاسل الزّمنية، ومختلف أدوات التّقدير والاختبار في إطار منهجية التقنية الأخيرة، إضافةً إلى أهم أدوات التّحليل التي تنفرد بها هذه التقنية، متمثّلة في اختبارات السّببية –حسب مفهوم "Granger"– وكذا تحليل دوال الاستجابة الدّفعية وتفكيك التّباين، حيث تشكل هذه الأدوات الثّلاث نظامًا متكاملاً يساعد الباحث على اكتشاف وتقصّي شبكة العلاقات السّائدة بين نظام المتغيّرات المدروسة.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

وبعد كل هذا حاولنا من خلال الفصل الثّالث، الخروج بنتيجةٍ وجوابٍ صريح للسؤال الجوهري لهذه الدّراسة، أين قمنا بمعالجة البيانات المتعلّقة بالمتغيّرات الاقتصادية الكلية المُستهدفة –والخاصة بالاقتصاد الجزائري– باستخدام الأساليب والأدوات التي تم تفصيلها في الفصل الثّاني، والتي أفضت إلى بناء نموذج ديناميكي في إطار منهجية "VAR"، قمنا من خلاله باختبار إمكانية وجود علاقة سببيّة تتّجه من أسعار النّفط نحو باقي متغيّرات الدّراسة، وكذا محاكاة آثارمختلف الصّدمات المتأتية من كل متغيّرة من متغيّرات النموذج، ومن بينها –على وجه الخصوص– الصّدمات المتولّدة عن متغيّرة أسعار النفط، بالإضافة إلى محاولة تحديد نسبة مساهمة صدمات هذه الأسعار في تفسير التّقلبات الظّرفية للمتغيّرات المعنية بالدّراسة.

أمّا عن أهم النّتائج التي توصّلنا إليها من خلال هذه الدّراسة فيمكن عرضها على ثلاث مستويات كما يلي:

- **على المستوى النّظري:**

1. منذ ظهور السّلعة النفطية، لازمت حركة أسعار النفط ديناميكيةً وعدم استقرار دائمين، وذلك نتيجة تفاعل وتداخل عديد العوامل الاقتصادية، السّياسية، العسكرية وغيرها. وقد بلغت هذه الديناميكية ذروتها مع مطلع سبعينات القرن الماضي، حيث شهدت هذه الفترة تحوّلات تاريخية في موازين القوى داخل السّوق 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 والمصدّرة 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 بحريّةٍ 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 الدّراسات التّطبيقية، هناك علاقة وثيقة تربط بين تقلّبات أسعار النفط وتقلّبات الأداء الاقتصادي الكلي والمتغيّرات الاقتصادية الكلية في مختلف الاقتصاديات العالمية، سواءً كانت منتجةً ومُصدّرةً لهذه السّلعة أو كانت مستوردةً لها.
4. قد تبدي المتغيّرات الاقتصادية الكليّة استجاباتٍ غير متناظرة تُجاه الصّدمات النّاتجة عن ارتفاع وانخفاض أسعار النفط، كما قد تتغيّر هذه الاستجابة مع تغيّر الزمن.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

5. يعتبر قطاع المحروقات، القطاع المهيمن على النشاط الاقتصادي الكلي الجزائري، إذ أنه ورغم الجهود المبذولة خلال فترة الإصلاحات الاقتصادية في الجزائر بغرض التّخفيف من تبعية الاقتصاد الجزائري لهذا القطاع، ظلّت العلاقة (أسعار النفط–نشاط إقتصادي) قائمةً وقوية إلى يومنا هذا، حيث رافق تطورات وحركات أسعار النفط في الأسواق العالمية، حركاتٌ وتقلّباتٌ في مختلف المتغيّرات والمؤشّرات الاقتصادية الكليّة الجزائرية، مقابلة لتغيّرات إيرادات الصّادرات.

- **على مستوى النّمذجة القياس اقتصادية ومنهجية "VAR":**

1. تعتبر خاصيّة الإستقرارية خاصيّةً أساسية، لبد من توفرها في مختلف السّلاسل الزّمنية الممثّلة لمختلف المتغيّرات الاقتصادية والمالية المُستخدمة في مختلف الدّراسات التّطبيقية، وذلك من أجل تفادي مشاكل الارتباط الزّائف. وفي هذا الصّدد نجد أنه لا يمكن توضيح ودراسة العلاقات طويلة المدى –الحقيقية وغير الزّائفة– المُحتمل وجودها بين المتغيّرات الاقتصادية التي لا تتوفر لديها صفة الإستقرار إلاّ في الحالة التي تكون فيها هذه المتغيّرات متكاملة تزامنيا (Cointegrated).
2. الخاصية الأساسية لتقنية أشعة الانحدار الذّاتي "VAR" تتعلّق بكون منهجها الأساسي يسمح ببناء نماذج اقتصادية قياسية مع عددٍ أقل من القيود المفروضة من طرف النظرية الاقتصادية، حيث يظهر هذا النهج جليًّا في عدم وجود أيِّ تمييزٍ مسبق بين المتغيّرات، أو تقسيمها إلى متغيّرات داخلية وأخرى خارجية.
3. ببساطة يمكن تقدير معلمات نماذج "VAR" في شكلها غير المقيّد –أو ما يُسمى بالشّكل المختصر– باستخدام تقنية المربعات الصّغرى العادية "OLS"، التي يتم تطبيقها على كل معادلة من معادلات النّظام بصفةٍ مستقلّة، بينما يتم استخدام تقنيات أكثر تعقيدًا –كطريقة أعظم احتمال وطريقة Zellner التّكرارية– لتقدير هذه النّماذج في شكلها المقيّد. 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 حلٍّ للنّموذج، وهو ما يتعارض مع المبدأ الأساسي الذي اقترح على أساسه الباحث "Sims" منهجية أشعة الإنحدار الذّاتي "VAR".
4. بالإضافة إلى مشكل تقدير نماذج "VAR" في شكلها الهيكلي، تعدُّ قضيّة تحديد عدد التأخيرات الأمثل، من بين أهم العوائق التي تواجه تطبيقات هذه النّماذج (بمختلف أشكالها)، حيث تُطرح عدة مشاكل في

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

هذا الصّدد، أهمها مشكل التّعدد الخطي، وأخطاء التّحديد، إضافةً إلى مشكل فقدان درجات الحريّة الذي يزداد حدّةً عند التّعامل مع العيّنات المحدودة الحجم.

5. تمثّل نماذج أشعة الانحدار الذّاتي "VAR" وسيلةً مهمّة وفعّالة لإنتاج التّنبؤات (خاصّةً قصيرة الأجل منها) حول مختلف الظواهر والمتغيّرات الاقتصادية، وفي هذا الصّدد وُجد أن الأشكال المقيّدة لهذه النماذج تُنتج تنبؤاتٍ أفضل من تلك التي تُنتجها الأشكال غير المقيّدة.
6. تُعتبر اختبارات السّببية –حسب مفهوم Granger– من بين أهم استخدامات نماذج "VAR"، كما أنها تمثّل في ذات الوقت أهم أدوات التّحليل القياس اقتصادي التي تقدّمها هذه التّقنية، خاصّة في ظل صعوبة –وفي أغلب الأحيان عدم إمكانية– قراءة وتفسير المعلمات المقدَّرة مباشرةً، لكن –ومن جهةٍ أخرى– تعترض عملية إجراء وتطبيق هذه الاختبارات على أرض الواقع عديد العوائق والحواجز، أهمّها عدم إستقرارية السّلاسل الزّمنية الممثّلة لمختلف المتغيّرات الاقتصادية والمالية.
7. إضافةً إلى اختبارات السّببية –حسب مفهوم Granger– تمثّل تقنيتي تحليل دوال الاستجابات الدّفعية، وتحليل تفكيك التّباين، هي الأخرى أداتين مهمّتين من أدوات التّحليل التي تنفرد بها نماذج أشعة الانحدار الذّاتي "VAR"، إذ يتم الاستعانة بهاتين التّقنيتين لتحليل مختلف العلاقات الدّيناميكية المُميّزة لمختلف المتغيّرات الاقتصادية، كما يتم استخدامهما لتحليل الآثار المُحتملة لمختلف السّياسات الاقتصادية.
8. يمكن استخدام تحليل التكامل المتزامن وتقنية "VAR" لنمذجة كلٌّ من العلاقات طويلة وقصيرة المدى – في آن واحد– السّائدة بين المغيّرات الاقتصادية غير المستقرّة المتكاملة تزامنيًّا، وذلك في إطار ما يُسمى بنماذج تصحيح الخطأ الشّعاعية "VECM"، التي ما هي في الحقيقة إلاّ عبارة عن شكل مقيّد من أشكال نماذج أشعة الانحدار الذّاتي "VAR".
9. إذا كانت المتغيرات المدروسة، غير مستقرّة المستويات ومتكاملة تكاملاً متزامنًا (توجد على الأقل علاقة تكامل متزامن 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 وجوهريًّا في الاختيار بين التقنيتين.
10. من جهةٍ أخرى، تجدر الإشارة إلى أن نمذجة نظام المتغيّرات غير المُستقرّة، والمتكاملة تزامنيًّا على شكل نموذج "VAR" للمتغيّرات في شكل فروقات، من شأنه أن يؤدي إلى مشاكل قياسية حقيقية، تتعلّق

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

أساسًا بمشاكل الاستدلال الإحصائي، النّاتجة عن عدم امتلاك إحصائيات الاختبار الإعتيادية لتوزيعاتٍ معيارية في هذه الحالة.

- **على المستوى التّطبيقي:**

نتائج الدّراسة القياس اقتصادية التي تم إجراؤها في إطار منهجية أشعة الانحدار الذّاتي "VAR" يمكن إجمالها فيما يلي:

1. نتائج اختبارات السّببية –حسب مفهوم Granger– كشفت عن تأثيراتٍ قوية من طرف أسعار النفط على باقي المتغيّرات الاقتصادية الكلية المعنية بالدّراسة، حيث ظهر أن أسعار النفط تساهم بمعنوية في تحسين القدرة التنبؤية بهذه المتغيرات.
2. كما أن نتائج تحليل دوال الاستجابة الدّفعية أسفرت عن وجود استجاباتٍ معنوية من طرف المتغيّرات الاقتصادية الكليّة المعنية تُجاه صدمات أسعار النفط، حيث أبانت هذه النتائج عن وجود علاقة طردية بين أسعار النفط ومتغيّرتي الإنفاق الحكومي وعرض النقد على المدى القصير، المتوسط والبعيد. إذ أن الصّدمات الإيجابية في أسعار النفط تؤدي إلى ارتفاع مستويات الإنفاق الحكومي وكذا مستويات عرض النقد. في حين ظهر أن العلاقة بين سعر النفط والتّضخم هي علاقة عكسية في المدى القصير –المُقدّر بسنةٍ واحدة فما أقل– قبل أن تتحول إلى علاقة طردية على المدى المتوسّط –ابتداءً من السنة الثّانية– والبعيد. من جهةٍ أخرى، ظهر أن هناك علاقة عكسية بين أسعار النفط والبطالة في المدى القصير، المتوسّط وحتى الطويل، بحيث تؤدي الصّدمات النّاتجة عن ارتفاع أسعار النفط إلى انخفاض معدّلات البطالة.
3. أمّا نتائج تحليل تفكيك التّباين فقد صبّت هي الأخرى في نفس الاتجاه، حيث ظهر من خلال هذه النّتائج أن أسعار النفط تساهم بنسبٍ مُعتبرة في تفسير التّقلبات الظرفية التي تشهدها المتغيّرات الاقتصادية الكليّة المعنية، خاصة على المديين المتوسّط والبعيد.
4. على صعيد التأثيرات المُتبادلة بين المتغيّرات الاقتصادية الكليّة، أظهرت النّتائج العديد من العلاقات المتشابكة بين المتغيّرات المدروسة، وأهمها تلك العلاقات التي أُثبت وجودها بين المتغيّرات التي تعبّر عن السّياسات الاقتصادية (متمثّلةً في متغيّرتي الإنفاق الحكومي "LDEP" وعرض النقد "LM2") والمتغيّرات المُعبّرة عن النّشاط الاقتصادي (البطالة "LCH" والتّضخم "LINF")، حيث ظهر –من خلال اختبارات السّببيّة، تحليل دوال الاستجابة، وكذا تحليل تفكيك التّباين– أن متغيّرة عرض النّقد تساهم إلى حدٍّ ما في تحديد مستويات التّضخم، كما ظهر أن متغيّرة الإنفاق الحكومي تلعب دورًا مهمًّا في تحديد

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

معدّلات البطالة (حيث ظهر في هذا الصّدد أن السّياسة المالية تمارس نوعًا من الآثار اللاّكينزية من خلال ظهور آثار المزاحمة).

5. من جهةٍ أخرى أظهرت النّتائج أن هناك تفاعلٌ بين السّياستين المالية والنّقدية في الاقتصاد الجزائري، حيث تبيّن من خلال اختبارات السّببيّة –حسب مفهوم Granger– أن هناك علاقة تغذيةٌ عكسية (Feedback) بين متغيّرتي الإنفاق الحكومي "LDEP" وعرض النّقد "LM2".
6. فيما يتعلّق بالسيّاسات الاقتصادية، يمكن القول –من خلال النّتائج المذكورة أعلاه– أن السيّاسة المالية – المعبّر عنها بمتغيّرة الإنفاق الحكومي في حالتنا– تكون أكثر فعاليةً لمعالجة أوضاع سوق العمل بعد الصّدمات النفطية، في حين تُعتبر السّياسة النقدية –المُعبّر عنها بمتغيّرة عرض النقد– أكثر كفاءةً لتحقيق استقرار الأسعار والتّخفيف من حدّة الضغوط التّضخمية بعد هذه الصّدمات.

من خلال جميع هذه النتائج تتضح لنا جليًّا القدرة النّسبية لأسعار النفط في التأثير على المتغيرات الاقتصادية الكليّة الخاصّة بالاقتصاد الجزائري، سواءً كان ذلك التأثير مباشرًا أو غير مباشر، حيث تُعتبر استجابة السّياسات الاقتصادية (المالية والنّقدية) لصدمات أسعار النفط بمثابة قنوات انتقال يمكن لأسعار النفط أن تؤثّر من خلالها على الأداء الاقتصادي الكلّي في الجزائر، وكمثال واقعي لهذه النظرة التّحليلية نجد أن السّياسة المالية ذات الطابع الكينزي التي انتهجتها الدولة بعد الارتفاع الملحوظ المُسجَّل 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 المرجوّة.

كما أن هذه النّتائج تطرح أمامنا العديد من التّساؤلات التي تشكل آفاقًا ومحاور مهمّة يمكن من خلالها توسيع دائرة البحث في هذا المجال، يمكن إيجازها في النقاط التّالية:

- انعكاسات العلاقة بين سعر النفط والدّولار الأمريكي على التّوازنات الاقتصادية الكليّة في الجزائر.
- أثر أسعار النفط على الاستقرار الاقتصادي في الجزائر.

تمّت بفضل الله

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

قائمة المراجع

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المراجع باللّغة العربية:

الكتب و المؤلفات:

- أحمين شفير، «التحولات الإقتصادية والإجتماعية وآثارها على البطالة والتشغيل في بلدان المغرب العربي»، منظمة العمل العربية، المعهد العربي للثقافة العمالية وبحوث العمل بالجزائر، الجزائر، 1999.
- أموري هادي كاظم الحسناوي، « 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 المجدوب»، الطبعة الأولى، بيسان للنشر والتوزيع والإعلام، بيروت– لبنان، 2000.
- بكري كامل وآخرون، «الموارد واقتصادياتها»، دار النهضة العربية للطباعة والنّشر، بيروت 1986.
- بن شهرة مدني، «الإصلاح الإقتصادي وسياسة التشغيل»، الطبعة الأولى، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان–الأردن، 2009.
- بهلول محمّد بلقاسم حسن، «سياسة تخطيط التنمية وإعادة تنظيم مسارها في الجزائر»، الجزء الثاني، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، مارس. 1999.
- ترزيان بيار، «الأسعار والعائدات والعقود النفطية في البلاد العربية وإيران» الطبعة الأولى، ترجمة: فكتور سحاب، المؤسسة العربية للدراسات والنشر، بيروت، 1982.
- التنير سمير، «التّطورات النّفطيّة في الوطن العربي والعالم، ماضيًا وحاضرًا»، الطبعة الأولى، دار المنهل اللّبناني، بيروت، 2007.
- جان جاك سرفان شرايبر، «التحدي العالمي»، ترجمة: فكتور سحاب وإبراهيم العريس، المؤسسة العربية للدّراسات و النشر، بيروت، 1980.
- حسين عبد الله، «النفط العربي خلال مستقبل المنظور.. معالم محوريّة على الطّريق»، الطبعة الأولى، دراسات إستراتيجيّة، العدد.14، مركز الإمارات للدراسات والبحوث الإستراتيجية، 1998.
- حسين عبد الله، «مستقبل النّفط العربي»، الطبعة الأولى، مركز دراسات الوحدة العربيّة، بيروت، نوفمبر 2000.
- حميدات محمود، «النظريات والسّياسات النقدية»، الطبعة الأولى، دار الملكية للطباعة والإعلام والنشر والتوزيع، الجزائر، 1996.
- خالدي الهادي، «المرآة الكاشفة لصندوق النّقد الدولي»، دار الهومة للنشر، الجزائر، أفريل 1996.
- درويش فوزي، «التّنافس الدولي على الطّاقة في قزوين»، الطبعة الأولى، نشر خاص، جانفي 2005.
- الدوري محمد أحمد، «مبادئ اقتصاد النفط»، الطبعة الأولى، دار شموع الثقافة، ليبيا، 2003.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

- دويدار محمد، «الإقتصاديّات العربيّة وتحديّات الثمانينات، البترول العربي: نعمة أم نقمة؟»، منشأة المعارف، الإسكندريّة، 1982.
- راضي نور الدين، «التشغيل والبطالة في الجزائر»، دار الغرب للنشر والتوزيع، وهران–الجزائر، 2009.
- سيد فتحي أحمد الخولي، « اقتصاد النّفط »، الطّبعة. 5، دار زهران للنشر والتّوزيع، جده، 1997.
- الشرع منذر، «التحولات الإقتصادية العربية والألفية الثالثة»، الطبعة الأولى، مؤسسة عبد الحميد شومان، المؤسسة العربية 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 الكليّة لسياسة الإنفاق الحّكومي: دراسة تطبيقيّة قياسيّة 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 الاقتصاد العربي–الجذور والمسبّبات والأبعاد والسّياسات»، مركز دراسات الوحدة العربية، بيروت، 1982.
- عتيقة علي أحمد، «الإعتماد المتبادل على جسر النفط .. المخاطر والفرص»، الطبعة الأولى، مركز دراسات الوحدة العربيّة، بيروت، جوان1991.
- عدنان جابر، «العرب وعصر ما بعد النّفط»، الطبعة الأولى، دار علاء الدين للنشر والتّوزيع والتّرجمة، 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 لطفي، «الطاقة والتنمية في الدول العربية»، المنظمة العربية للتنميّة الإداريّة، بحوث ودراسات، القاهرة، 2008.
- قصي عبد الكريم إبراهيم، «أهميّة النّفط في الإقتصاد والتّجارة الدوليّة: النفط السوري نموذجًا»، الهيئة العامة السوريّة للكتاب، دمشق، 2010.
- نواف الرومي، «منظمة الأوبك و أسعار النفط العربي الخام»، الطبعة الأولى، الدار الجماهريّة للنشر والتوزيع والإعلان، مصراتة– ليبيا، 2000.
- هارفي أوكونور، «الأزمة العالمية في البترول»، ترجمة: عمر مكاوي، دار الكاتب العربي للطباعة والنّشر، القاهرة، 1967.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

- يسري محمد أبو العلا، «مبادئ الإقتصاد البترولي وتطبيقها على التشريع الجزائري»، دار النهضة العربية، القاهرة، 1996.

الرّسائل ، المذكرات و الأطروحات العلمية:

- بخة سعيدي، «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.
- بوعوينة مولود، «العلاقة بين سعر البترول وبعض المتغيّرات الإقتصاديّة الكليّة في الجزائر باستخدام منهجيّة "VAR"»، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2009- 2010.
- جمعة رضوان، «تطورات أسعار النّفط وتأثيراتها على الواردات: دراسة حالة الجزائر(1970-2004)»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2006-2007.
- حمادي نعيمة، «تقلّبات أسعار النّفط وانعكاساتها على تمويل التّنميّة في الدّول العربيّة خلال الفترة (1986-2008)»، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة حسيبة بن بوعلي-الشلف، 2008-2009.
- دراوسي مسعود، «السّياسة 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 الدّولي الجديد وفي أفق الإنضمام إلى المنظّمة العالميّة للتّجارة»، 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، «السّياسة 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 تقلّبات أسعار البترول على التّوازنات الاقتصادية الكليّة في الجزائر»، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة حسيبة بن بوعلي-الشلف، 2008-2009.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

- لباني يسمينة، «إنعكاسات تغيّر أسعار البترول العالميّة على الإقتصاد الجزائري: دراسة تحليليّة باستخدام نموذج التّوازن التّوازن العام القابل للحساب للسنة 2002»، مذكّرة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2008-2009.
- لعلالي علاوة، «سياسات الضّبط والإستقرار حسب منظور النّمذجة غير الهيكليّة – 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.
- مقليد عيسى، «قطاع المحروقات الجزائريّة في ظل التّحولات الإقتصاديّة»، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة الحاج لخضر – باتنة، 2007-2008.
- الياسري أحمد جاسم جباري، «النّفط ومستقبل التّنميّة في العراق»، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الكوفة، العراق، 2009.
- يحيات مليكة، «إشكالية البطالة والتّضخم في الجزائر خلال الفترة (1970-2005)»، أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة الجزائر، 2006-2007.

التقارير والمستندات الوثائقيّة:

- التقارير الإحصائيّة السّنويّة لمنظمة الأقطار العربيّة المصدّرة للبترول (أوابك): 2001، 2002، 2003، 2004، 2005، 2006، 2007، 2008، 2009، 2010.
- التقارير السّنويّة للأمين العام لمنظمة الأقطار العربيّة المصدّرة للبترول (أوابك): 2000، 2001، 2002، 2003، 2004، 2005، 2006، 2007، 2008، 2009، 2010.
- قريصة صبحي تادريس، «العوامل المحدّدة للتغير في كمية النقود 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، السداسي الثاني»، الجزائر، 1997.
- المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، «مشروع تقرير حول الظرف الاقتصادي والاجتماعي لسنة 2004، السداسي الثاني»، الجزائر، 2004.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

- المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، «مشروع تقرير حول عناصر مطروحة للنّقاش من أجل عقد النمو»، الجزائر، 2005.
- النّشرات الشّهريّة لمنظمة الأقطار العربيّة المصدّرة للبترول (أوابك): السّنة 35(2009) / العدد 8-9، السنة 37 (2011) / العدد1.

المجلاّت ، المنشورات والدّوريات:

- 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. 09-37.
- جميل طاهر، «النفط والتّنمية المستديمة في الأقطار العربيّة: الفرص والتّحديّات»، مجلة التّنمية والسّياسات الإقتصادية، 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.إ.ت، العدد 11، 2009، ص. 46-66.
- شيبي. ع، بن بوزيان. م و شكوري. س، «الآثار الإقتصاديّة الكليّة لصدمات السّياسة الماليّة بالجزائر: دراسة تطبيقيّة»، منتدى البحوث الإقتصاديّة، ورقة عمل رقم. 536، أوت 2010.
- العراقي مدحت، «ارتفاع أسعار النفط: الأسباب، التّداعيات والتوقعات»، دورية دراسات اقتصادية (مركزالبصيرة للبحوث والاستشارات والخدمات التّعليميّة، الجزائر)، العدد.08، يوليو2006، ص.9-24.
- العيسى نزار، «تأثير التحديد المالي على السّياسة النقدية والمضاعف النقدي»، مجلة جامعة النجاح للأبحاث، جامعة جرش الأهلية، الأردن، المجلد. 21، 2007، ص.
- مايكل لينش، «البحث عن الإستقرار في سوق النّفط»، في كتاب "مستقبل النفط كمصدر للطاقة" الطبعة الأولى، مركز الإمارات للدّراسات والبحوث الإستراتيجيّة، الإمارات العربيّة المتّحدة، 2005.
- النشاشبي كريم وآخرون، «الجزائر، تحقيق الإستقرار والتحول نحو إقتصاد السوق»، صندوق النقد الدولي، واشنطن، 1998.

الملتقيات ، المؤتمرات والنّدوات العلمية:

- بودرامة مصطفى، «التحديات التي تواجه مستقبل النّفط في الجزائر»، مداخلة مقدّمة ضمن فعاليّات المؤتمر العلمي الدولي حول التّنمية المستدامة والكفاءة الإستخداميّة للموارد المتاحة، المنعقد يومي 08/07 أفريل 2008 بجامعة فرحات عباس بسطيف.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

- بوزيدي عبد المجيد، «الإقتصاد الجزائري في مواجهة الصّدمة البترولية المضادة»، مداخلة في ندوة "آثار عوائد النّفط على التّنمية الإقتصاديّة العربيّة" المنّظمة من طرف معهد التّخطيط القومي، ورابطة المعاهد و المراكز العربيّة للتنمية الإقتصاديّة والإجتماعيّة، بين 11 و 13 جانفي 1987، القاهرة.
- الجبلي عصام، «واقع وآفاق أسواق النفط الدولية وأثرها على اقتصاديات الدول العربية»، ورقة مقدّمة خلال ندوة" أسواق النفط و المال ... إلى أين؟ "، إصدار منتدى الفكر العربي، سلسلة الحوارات العربية 2000/4، الطبعة الأولى ، عمان– الأردن 2001.
- الزيتوني الطاهر، «إنعكاس الأزمة الماليّة على أسواق النّفط العالميّة وتداعياتها على الإقتصاد العربي»، ورقة مقدّمة ضمن فعاليّات ندوة حول الأزمة الماليّة العالميّة وانعكاساتها على قطاع النّفط والغاز الطّبيعي في الدول العربية، أوابك، 24/22 نوفمبر 2010، دمشق، سوريا.
- عتيقة علي أحمد، «النّفط والتّنمية العربيّة»، محاضرة ملقاة في دورة أساسيات صناعة النّفط والغاز التي نظّمتها منظّمة الأقطار العربيّة المصدّرة للنّفط، الكويت، 2 فيفري 1978.
- فرجاني نادر، «أثر التّغير في سوق النّفط على التّشغيل في البلدان العربيّة النّفطية»، مداخلة مقدمة في ندوة "آثار عوائد النّفط على التّنمية الإقتصاديّة العربيّة" المنّظمة من طرف معهد التّخطيط القومي، ورابطة المعاهد والمراكز العربيّة للتنمية الإقتصاديّة والإجتماعيّة، بين 13/11 جانفي 1987، القاهرة.
- كرواط جمال سالم وفاضل أحمد عقيل، «الأزمة المالية العالمية وانعكاساتها على اقتصاديّات الدول العربية والإحاطة بآثارها على الإقتصاد اللّيبي»، ورقة مقدّمة ضمن فعاليّات ندوة حول الأزمة الماليّة العالميّة و انعكاساتها على قطاع النّفط والغاز الطّبيعي في الدول العربية، أوابك، 24/22 نوفمبر 2010، دمشق–سوريا.
- مساعد جاسم ناصر العواد، «نظرة تحليليّة للأهميّة الإقتصاديّة للبترول والغاز الطبيعي في منطقة الشرق الأوسط»، بحث قُدِّم ضمن فعاليّات مؤتمر"البترول والطاقة: هموم عالم واهتمامات أمة"، المنعقد يومي 3/2 أفريل 2008، بجامعة المنصورة، جمهورية مصر العربيّة.

المراجع باللّغات الأجنبيّة:

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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

- Blanchard. O., & D. Cohen, «Macroéconomie»,3e édition, Pearson Education France, Paris,2004.
- Bourbonais. R., « économétrie », 6e 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», 1reédition, 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?», 1re 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., «Economitric Analysis», 5th edition, Prentice Hall, New Jersy, 2003.
- Hamilton. J.D., «time series analysis», princeton university press, United Kingdom, 1994.
- Harvey. A., «The Econometric Analysis of Time Series», The MIT Press, 2end ed, Cambridge ,Mass., 1990.
- Hayashi. F., «Econometrics», Princeton University Press, Prenceton, 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الرّسائل ، المذكرات و الأطروحات العلمية:

- Belogbi Zakïa, «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'Emballement 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.
- Ministere de L'Energie et des Mines, «Bilan des Réalisations du Secteur de L'Energie et des Mines (2000-2008)», Edition. 2009.
- Ministere 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

- 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, 12ème Session Plénière, Mai-1997.
- World Bank, World Development Indicators (WDI) Data 2010.

المجلاّت ، المنشورات و الدّوريات:

- 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, 2e 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

- 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 Kingdam», 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 Amarican Statistical Association, Vol.74, 1979, PP.427-431.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

- 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, «Forcasting and Testing in Cointegrated Systems», Juornal 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/April1995, 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, «Spurions Regression in Economics», Journal of Econometrics, Vol. 2, 1974, PP. 111-120.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

- 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 Bulltin of Economics and Statistics, Vol.48, N.03, Augest 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

- 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 ISSN 1450-2887 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., «Forcasting 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», Biometrica, 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

- 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 monetry 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-lenum. 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 spurions 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, 977(a),PP.2-12.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

- 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», Econometica, 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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 الإلكترونيّة:

- 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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الملاحق

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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 الأسعارالمعلنة للخام الأمريكي (متوسط أسعارخامات 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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 لكلٍّ من الخام العربي والخام الأمريكي في الخليجين العربي والمكسيكي للفترة (1945-1949).

	الخام العربي (34°)، الخليج العربي (FOB)		الخام الأمريكي (34°)،الخليج المكسيكي (FOB)	
التاريخ	س.م ($/ب)	نسبة النمو (%)	س.م ($/ب)	نسبة النمو (%)
1945	1,05	-	1,36	-
1946	1,05	0,0	1,70	25,0
مارس 1947	1,20	14,3	2,68	57,6
ديسمبر 1947	1,60	32,1	2,68	0,0
يناير 1948	2,06	28,7	2,68	0,0
مارس 1948	2,18	5,8	2,68	0,0
أبريل 1949	2,03	-6,9	2,68	0,0
يوليو 1949	1,88	-7,4	2,68	0,0
ديسمبر 1949	1,75	-6,9	2,76	3,0

المصدر: نواف الرومي، 2000، ص. 82.

الجدول(05): تطورات الأسعارالمعلنة لكلٍّ من الخام: العربي، الأمريكي والفنزويلي للفترة (1949-1960).

	الخام العربي		الخام الفنزويلي		الخام الأمريكي	
التاريخ	س.م ($/ب)	نسبة النمو (%)	س.م ($/ب)	نسبة النمو (%)	س.م ($/ب)	نسبة النمو (%)
1949	1,75	-	2,65	-	2,76	-
1950	1,75	0,00	2,65	0,00	2,76	0,00
1951	1,75	0,00	2,65	0,00	2,76	0,00
1952	1,75	0,00	2,65	0,00	2,76	0,00
أبريل 1953	1,75	0,00	2,65	0,00	2,76	0,00
يونيو 1953	1,97	12,57	2,90	9,43	3,00	8,69
1955	1,97	0,00	2,82	-2,75	3,00	0,00
يناير- يونيو 1957	2,12	7,61	3,07	8,86	3,25	8,3
فبراير 1959	1,94	-8,49	2,92	-4,88	3,14	-3,4
أبريل 1959	1,94	0,00	2,82	-3,42	3,14	0,00
أغسطس 1960	1,84	-5,15	2,82	0,00	3,14	0,00

المصادر: - محمد أحمد الدوري، 2003، ص. 397.

- نواف الرومي، 2000، ص. 83.
- قام الباحث بحساب النسب الواردة في الجدول.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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 السعر الرسمي ($/ب)	نسبة النمو (%)	التاريخ	السعر المعلن أو السعر الرسمي ($/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 الرّسمية 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 الرّسمي للنفط العربي الخام بمقدار يساوي (93%) من السعر المعلن.
** بدأ سريان سعر الإشارة لسلة خامات أوبك.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

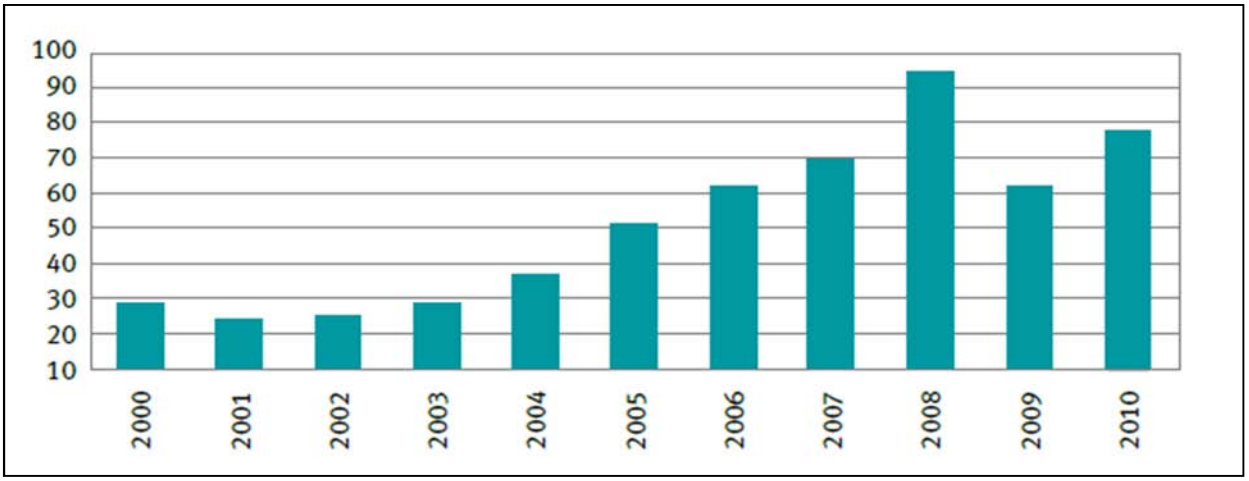
الجدول(09): تطورات سعر الإشارة لسلة خامّات أوبك (متوسط السعر) للفترة (1990-1999).

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.

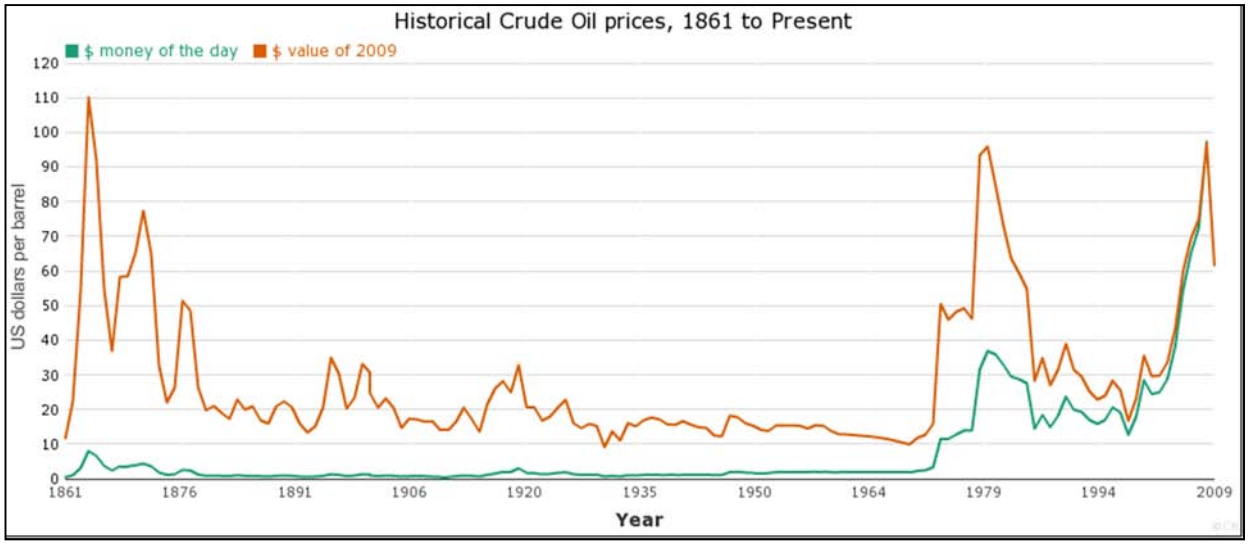
- قام الباحث بحساب النسب الواردة في الجدول.

الشكل(01): تطورات الأسعار الاسمية لسلّة خامات أوبك خلال الفترة (2000-2010). الوحدة ($/b)



المصدر: تم إعداد الشكل بالاعتماد معطيات التقارير السّنويّة للأمين العام لأوابك: (2000-2010)

الشكل(02): التطور التاريخي لأسعار النفط الخام منذ 1861[1]. الوحدة: ($/b)



Source: http://chartsbin.com/view/oau, Viewed at 09/2end/2011.

[1] 1861-1944 US Average.
1945-1983 Arabian Light posted at Ras Tanura.
1984-2009 Brent dated.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

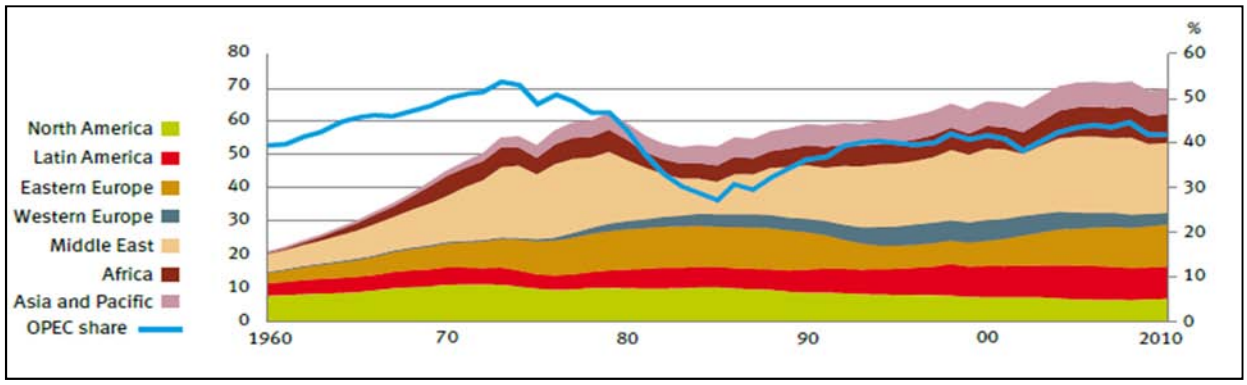
الجدول(10)[1]: تطور الإنتاج، الإحتياطي والطلب العالمي على النفط الخام خلال الفترة (1970-2010).

البيان	الطلب العالمي على النفط الخام (mb/d)	الطلب العالمي على النفط الخام (معدّل النمو السنوي %)	الإحتياطي العالمي من النفط الخام (mb)	الإحتياطي العالمي من النفط الخام (معدّل النمو السنوي %)	الإنتاج العالمي من النفط الخام (1000b/d)	النمو السنوي في الإنتاج العالمي من النفط الخام (%)
1970	43,1	-	548452	-	45374,6	-
1971	47,1	9,28	571284	4,16	48087,2	5,97
1972	51,0	8,28	579022	1,35	50592,5	5,20
1973	55,1	8,03	582654	0,62	55243,6	9,19
1974	54,1	-1,81	654526	12,33	55644,6	0,72
1975	56,1	3,69	642842	-1,78	52944,5	-4,85
1976	59,4	5,88	628275	-2,26	57449,7	8,50
1977	62,0	4,37	630678	0,38	59853,7	4,18
1978	64,2	3,54	620491	-1,61	60239,2	0,64
1979	65,3	1,71	629534	1,45	62756,3	4,17
1980	62,6	-4,13	647973	2,92	59695,7	-4,87
1981	60,7	-3,03	663085	2,33	55987,7	-6,21
1982	59,3	-2,30	691185	4,23	53594,6	-4,27
1983	59,0	-0,50	701881	1,54	52421,1	-2,18
1984	59,8	1,35	738123	5,16	53004,4	1,11
1985	59,8	0,00	763691	3,46	52286,5	-1,35
1986	61,6	3,01	865495	13,33	55111,4	5,40
1987	63,1	2,43	894369	3,33	54623,7	-0,88
1988	65,0	3,01	984265	10,05	56901,7	4,17
1989	65,9	1,38	985206	0,09	57796,4	1,57
1990	66,2	0,45	984708	-0,05	59116,4	2,28
1991	67,0	1,20	988398	0,37	58725,3	-0,66
1992	67,6	0,89	994667	0,63	59331,9	1,03
1993	68,0	0,59	996814	0,21	59133,0	-0,33
1994	68,7	1,02	1002553	0,57	59883,5	1,26
1995	70,0	1,89	1011574	0,89	60412,9	0,88
1996	71,9	2,71	1034137	2,23	61583,0	1,93
1997	73,7	2,50	1039028	0,47	62953,7	2,22
1998	74,4	0,94	1031844	-0,69	65902,7	4,68
1999	76,0	2,15	1047360	1,50	63483,0	-3,67
2000	76,6	0,78	1072841	2,43	65879,7	3,77
2001	77,3	0,91	1085807	1,20	65392,2	-0,73
2002	77,8	0,64	1121226	3,26	64046,4	-2,05
2003	79,2	1,79	1138574	1,54	67283,2	5,05
2004	82,5	4,16	1145125	0,57	70578,2	4,89
2005	84,0	1,81	1153962	0,77	71762,9	1,67
2006	85,1	1,30	1209550	4,81	71649,0	-0,15
2007	86,4	1,52	1219470	0,82	71285,3	-0,50
2008	86,0	-0,46	1293990	6,11	71767,5	0,67
2009	84,8	-1,39	1336315	3,27	68969,5	-3,89
2010	87,3	2,94	1467012	9,78	69744,9	1,12

[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.

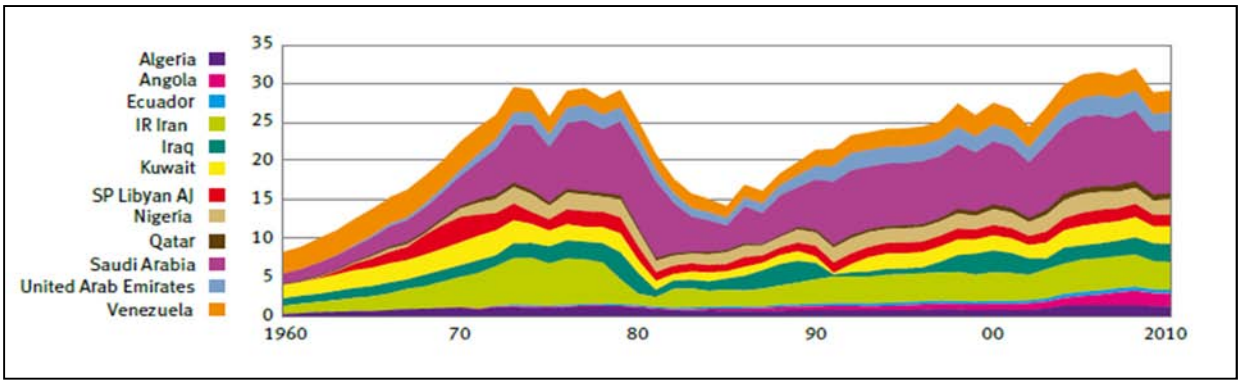
المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الشكل(03): تطور الإنتاج العالمي من النفط الخام خلال الفترة (1960-2010). الوحدة: (mb/d)



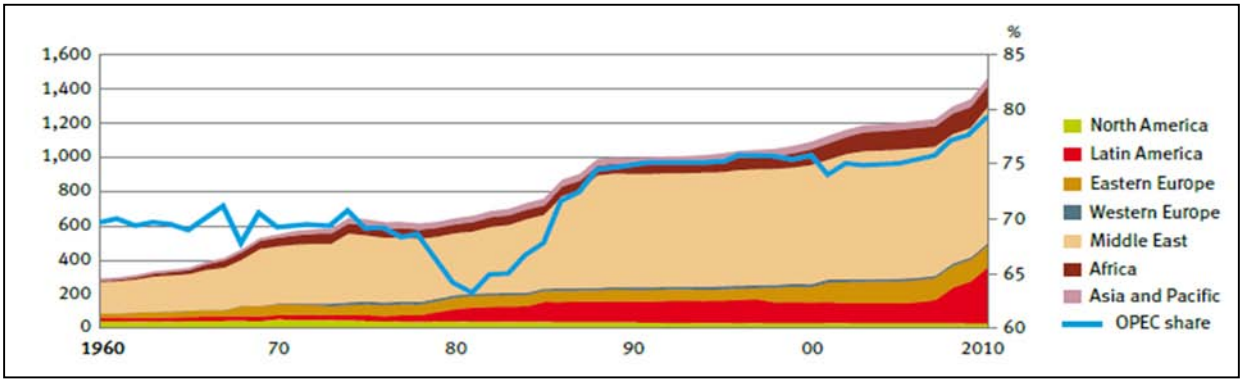
Source: OPEC Annual Statistical Bulletin 2010, P. 35.

الشكل(04): تطور إنتاج أعضاء أوبك من النفط الخام خلال الفترة (1960-2010). الوحدة: (mb/d)



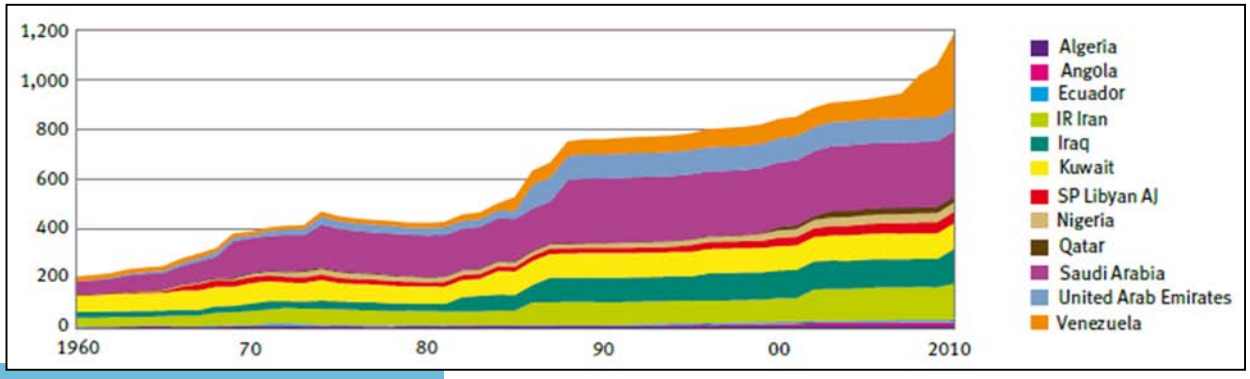
Source: OPEC Annual Statistical Bulletin 2010, P. 35.

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):الإحتياطات المُثبتة من النفط الخام لدى أعضاء أوبك خلال الفترة(1960-2010).الوحدة:(bn b)



Source: OPEC Annual Statistical Bulletin 2010, P. 24.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الجدول(11)[1]: تطور الإنتاج والإحتياطي المثبت من النفط الخام في الجزائر خلال الفترة (1970-2010).

البيان	إنتاج النفط الخام (1000b/d)	النمو السنوي في الإنتاج (%)	الإحتياطي المُثبت من النفط الخام (mb)	النمو السنوي في الإحتياطي المثبت (%)
1970	1029,1	-	08098	-
1971	07854	663,19	09840	21,51
1972	1062,3	-086,47	09750	-00,91
1973	1097,3	003,29	07640	-21,64
1974	1008,6	-008,08	07700	00,78
1975	0982,6	-002,57	07370	-04,28
1976	1075,1	009,41	06800	-07,73
1977	1152,3	007,18	06600	-02,94
[2]1978	1161,2	000,77	06300	-04,54
1979	1153,8	-000,63	08440	33,96
1980	1019,9	-011,60	08200	-02,84
1981	0797,8	-021,77	08080	-01,46
1982	0704,5	-011,69	09440	16,83
1983	0660,9	-006,18	09220	-02,33
1984	0695,4	005,22	09000	-02,38
1985	0672,4	-003,30	08820	-02,00
1986	0673,9	000,22	08800	-00,22
1987	0648,2	-003,81	08564	-02,68
1988	0672,9	003,81	09200	07,42
1989	0727,3	008,08	09236	00,39
1990	0783,5	007,72	09200	-00,38
1991	0803,0	002,48	09200	00,00
1992	0756,5	-005,79	09200	00,00
1993	0747,3	-001,21	09200	00,00
1994	0752,5	000,69	09979	08,46
1995	0752,5	000,00	09979	00,00
1996	0805,7	007,06	10800	08,22
1997	0846,1	005,01	11200	03,70
1998	0827,3	-002,22	11314	01,01
1999	0749,6	-009,39	11314	00,00
2000	0796,0	006,18	11314	00,00
2001	0776,6	-002,43	11314	00,00
2002	0729,9	-006,01	11314	00,00
2003	0942,4	029,11	11800	04,29
2004	1311,4	039,15	11350	-03,81
2005	1352,0	003,09	12270	08,10
2006	1368,8	001,24	12200	-00,57
2007	1371,6	000,20	12200	00,00
2008	1356,0	-001,13	12200	00,00
2009	1216,0	-010,32	12200	00,00
2010	1189,8	-002,15	12200	00,00

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 المُكثّفات (condensates production).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الجدول(12): مساهمة قطاع المحروقات في إجمالي الناتج المحلي (GDP) خلال الفترة (1970-2010).

البيان	إجمالي الناتج المحلي (GDP) (10^6 DA)	إجمالي الناتج المحلي لقطاع المحروقات (HGDP) (10^6 DA)	إجمالي الناتج المحلي لقطاع المحروقات (% من إجمالي الناتج المحلي)
1970	24072,300	3214,300	13,35
1971	24922,800	2290,400	09,18
1972	30413,200	4451,600	14,63
1973	34531,100	6452,800	18,68
1974	55560,900	18422,30	33,15
1975	61573,900	15567,70	25,28
1976	74075,100	19639,00	26,51
1977	87240,500	23592,90	27,04
1978	104831,60	24481,00	23,35
1979	128222,60	33534,70	26,15
1980	162507,20	51191,30	31,50
1981	191468,50	59162,80	30,89
1982	207551,90	58714,70	28,28
1983	233752,10	62138,70	26,58
1984	263855,90	63376,70	24,01
1985	291597,20	65544,70	22,47
1986	296551,40	39053,20	13,16
1987	312706,10	45537,20	14,56
1988	247716,90	52702,70	21,27
1989	422043,00	74288,40	17,60
1990	554388,10	125193,7	22,58
1991	862132,80	236245,3	27,40
1992	1074695,8	250402,5	23,29
1993	1189724,9	247398,3	20,79
1994	1487403,6	327346,7	22,00
1995	2004994,7	505562,8	25,21
1996	2570029,0	750415,3	29,19
1997	2780168,1	838985,8	30,17
1998	2830490,7	638221,5	22,54
1999	3238197,5	890943,3	27,51
2000	4123513,9	1616315	39,19
2001	4227113,1	1443928	34,15
2002	4522773,3	1477034	32,65
2003	5252321,1	1868890	35,58
2004	6150453,5	2319824	37,71
2005	7563609,8	3352878	44,32
2006	8520557,3	3882228	45,56
2007	9306243,9	3923567	42,16
2008	11090000	4997600	45,06
2009	10034300	3109100	30,98
2010	12049500	4180400	34,69

المصادر: - مختلف منشورات الديوان الوطني للإحصائيات (NOS).

- التقارير السنوية لبنك الجزائر: (2002-2010).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الجدول(13): مساهمة إيرادات المحروقات في الإيرادات العامة للدولة خلال الفترة (1970-2010).

البيان	الإيرادات العامة (10^6 DA)	الجباية البترولية (10^6 DA)	الجباية البترولية (النمو السنوي %)	الجباية البترولية (% من إجمالي الإيرادات العامة)	الجباية 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).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الجدول(15): تطور الإنفاق الحكومي والإيرادات العامة خلال الفترة (1970-2010).

البيان	الإنفاق الحكومي (10^6 DA)	الإنفاق الحكومي (النمو السنوي %)	الإنفاق الحكومي (% من إجمالي الناتج المحلي)	الإيرادات العامة (10^6 DA)	الإيرادات العامة (النمو السنوي %)	الإيرادات العامة (% من إجمالي الناتج المحلي)
1970	5876,000	-	24,40	6306,000	-	26,19
1971	6941,000	18,12	27,85	6919,000	009,72	27,76
1972	8197,000	18,09	26,95	9178,000	032,64	30,17
1973	9989,000	21,86	28,92	11067,00	020,58	32,04
1974	13408,00	34,22	24,13	23438,00	111,78	42,18
1975	19068,00	42,21	30,96	25052,00	006,88	40,68
1976	20118,00	05,50	27,15	26215,00	004,64	35,38
1977	25473,00	26,61	29,19	33479,00	027,70	38,37
1978	30106,00	18,18	28,71	36782,00	009,86	35,08
1979	33515,00	11,32	26,13	46429,00	026,22	36,20
1980	44016,00	31,33	27,08	59594,00	028,35	36,67
1981	57655,00	30,98	30,11	79384,00	033,20	41,46
1982	72445,00	25,65	34,90	74246,00	-006,47	35,77
1983	84825,00	17,08	36,28	80644,00	008,61	34,49
1984	91598,00	07,98	34,71	101365,0	025,69	38,41
1985	99841,00	08,99	34,23	105850,0	004,42	36,30
1986	101817,0	01,97	34,33	89690,00	-015,26	30,24
1987	103977,0	02,12	33,25	92984,00	003,67	29,73
1988	119700,0	15,12	48,32	93500,00	000,55	37,74
1989	124500,0	04,01	29,49	116400,0	024,49	27,58
1990	136500,0	09,63	24,62	152500,0	031,01	27,50
1991	212100,0	55,38	24,60	248900,0	063,21	28,87
1992	420131,0	98,08	39,09	311864,0	025,29	29,01
1993	476627,0	13,44	40,06	313949,0	000,66	26,38
1994	566329,0	18,82	38,07	477181,0	051,99	32,08
1995	759617,0	34,12	37,88	611731,0	028,19	30,51
1996	724609,0	-04,60	28,19	825157,0	034,88	32,10
1997	845196,0	16,64	30,40	926668,0	012,30	33,33
1998	875739,0	03,61	30,93	774511,0	-016,41	27,36
1999	961682,0	09,81	29,69	950496,0	022,72	29,35
2000	1178122	22,50	28,57	1578161	066,03	38,27
2001	1321028	12,12	31,25	1505526	-004,60	35,61
2002	1550646	17,38	34,28	1603188	006,48	35,44
2003	1690200	08,99	32,18	1974400	023,15	37,59
2004	1891800	11,92	30,75	2229700	012,93	36,25
2005	2052000	08,46	27,12	3082600	038,25	40,75
2006	2453000	19,54	28,78	3639800	018,07	42,71
2007	3108500	26,72	33,40	3687800	001,31	39,62
2008	4191000	34,82	37,79	5190500	040,74	46,80
2009	4246300	01,31	42,31	3676000	-029,17	36,63
2010	4512800	06,27	37,45	4379600	019,14	36,34

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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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 و15).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الجدول(17): تطور هيكل الكتلة النقدية خلال الفترة (1970-2010).

البيان	نقود إئتمانية (10^6 DA)	ودائع تحت الطلب (10^6 DA)	النقود (M1) (10^6 DA)	أشباه 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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الجدول(17): تطور هيكل الكتلة النقدية خلال الفترة (10970-2010).

البيان	النقود الإئتمانية (% من M2)	الودائع تحت الطلب (% من M2)	النقود (M1) (% من M2)	الودائع لأجل (أشباه 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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الجدول(18): تطور مقابلات الكتلة النقدية خلال الفترة (1970-2010).

البيان	صافي الأصول الخارجية (10^6 DA)	صافي الأصول الخارجية (ن. س %)	القروض المُقدّمة للدولة (10^6 DA)	القروض المُقدّمة للدولة (ن. س %)	القروض المُقدّمة للإقتصاد (10^6 DA)	القروض المُقدّمة للإقتصاد (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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الجدول(18): تطور مقابلات الكتلة النقدية خلال الفترة (1970-2010).

البيان	مجموع المقابلات	الأصول الخارجية (% من مجموع المقابلات)	القروض المقدّمة للدولة (% من مجموع المقابلات)	القروض المقدّمة للإقتصاد (%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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الجدول(19): تطور أسعار النفط الخام ومعدّلات التضخم خلال الفترة (1970-2010).

البيان	السعر الإسمي للنفط ($/Barrel)	السعر الإسمي للنفط (النمو السنوي %)	مؤشر أسعار الاستهلاك (1989=100)	معدّل التضخم (%)
1970	1,670000	-	021,70	04,80
1971	2,030000	021,55	022,30	02,80
1972	2,290000	012,80	023,20	04,00
1973	3,050000	033,18	024,80	06,90
1974	10,73000	251,80	025,50	02,80
1975	10,73000	000,00	027,70	08,60
1976	11,51000	007,26	030,00	08,30
1977	12,39000	007,64	033,30	11,00
1978	12,70000	002,50	038,50	15,60
1979	17,25000	035,82	042,50	10,40
1980	28,64000	066,02	046,40	09,20
1981	32,51000	013,51	053,20	14,70
1982	32,38000	-000,39	056,50	06,20
1983	29,04000	-010,31	059,90	06,00
1984	28,20000	-002,89	064,80	08,20
1985	27,01000	-004,21	071,60	10,50
1986	13,53000	-049,90	080,40	12,30
1987	17,73000	031,04	086,40	07,50
1988	14,24000	-019,68	091,50	05,90
1989	17,31000	021,55	100,00	09,30
1990	22,26000	028,59	117,90	17,90
1991	18,62000	-016,35	148,43	25,90
1992	18,44000	-000,96	195,49	31,70
1993	16,33000	-011,44	235,56	20,50
1994	15,53000	-004,89	303,87	29,00
1995	16,86000	008,56	394,43	29,80
1996	20,29000	020,34	468,19	18,70
1997	18,68000	-007,93	494,88	05,70
1998	12,28000	-034,26	519,62	05,00
1999	17,48000	042,34	533,65	02,70
2000	27,60000	057,89	535,25	00,30
2001	23,12000	-016,23	557,73	04,20
2002	24,36000	005,36	565,54	01,40
2003	28,10000	015,35	580,25	02,60
2004	36,05000	028,29	601,14	03,60
2005	50,64000	040,47	610,75	01,60
2006	61,08000	020,61	626,02	02,50
2007	69,08000	013,09	647,93	03,50
2008	94,45000	036,72	677,09	04,50
2009	61,06000	-035,35	715,69	05,70
2010	77,45000	026,84	743,60	03,90

المصادر: - مختلف منشورات الديوان الوطني للإحصائيات.

- OPEC Annual Statistical Bulletin 2008,2010.

- قام الباحث باستخراج النسب الواردة في الجدول.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الجدول(20): تطور حجم ومعدّل البطالة خلال الفترة (1970-2010).

البيان	عدد العاطلين (بالآلاف)	معدّل البطالة (%)
1970	587,0000	22,40
1971	-	24,20
1972	-	24,80
1973	526,0000	20,00
1974	673,0000	22,70
1975	-	21,00
1976	-	21,60
1977	671,0000	22,30
1978	359,0000	11,20
1979	337,0000	11,10
1980	429,0000	12,00
1981	500,0000	13,20
1982	566,0000	16,30
1983	631,0000	13,10
1984	380,0000	08,70
1985	435,0000	09,70
1986	880,0000	11,40
1987	1161,000	21,40
1988	1130,000	20,50
1989	1120,000	18,10
1990	1156,000	19,70
1991	1233,000	21,20
1992	1344,000	23,80
1993	1519,000	23,20
1994	1660,000	24,40
1995	2125,000	28,10
1996	2186,000	28,00
1997	2257,000	26,40
1998	2333,000	28,00
1999	2516,000	30,00
2000	2427,726	28,90
2001	2339,449	27,30
2002	-	25,70
2003	2078,270	23,70
2004	1671,543	17,70
2005	1448,288	15,30
2006	1240,841	12,30
2007	1374,000	13,80
2008	1169,000	11,30
2009	1072,000	10,20
2010	1076,000	10,00

المصادر: - مختلف منشورات الديوان الوطني للإحصائيات (NOS).

- التقارير السنوية لبنك الجزائر: (2002-2010).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الملحق(02): إختبارات اللاّإستقرارية والتكامل المتزامن.

الجدول (01)[1]: الفرضية H_0 و الفرضية H في كل نموذج من نماذج إختبار DF.

النّموذج	الفرضية H	الفرضية H
النّموذج(1): $\|\rho\| \leq 1;\ X = \rho X + \epsilon$ X: مثبّتة، $\epsilon \sim i.i.d.(0.\sigma)$ يكافئ: $\Delta X = \varphi X + \epsilon$	$\Delta = , \rho = 1$ $\epsilon \sim i.i.d.(0.\sigma)$ - السّلسلة تتبع نموذج سير عشوائي بدون إنحراف، (DS). - اللاّ إستقرارية هي ذات طبيعة عشوائية بحتة.	$X = \rho X + \epsilon , \|\rho\| < 1$ $\epsilon \sim i.i.d.(0.\sigma)$ - السّلسلة تتبع نموذج AR(1) بدون ثابت مستقر تقاربيًّا. - السّلسلة مستقرّة تقاربيًّا.
النّموذج(2): $\|\rho\| \leq 1;\ X = \rho X + \mu + \epsilon$ X: مثبّتة، $\epsilon \sim i.i.d.(0.\sigma)$ يكافئ: $\Delta X = \varphi X + \gamma + \epsilon$ حيث: $\gamma = \mu(1-\rho)$	$\Delta X = \epsilon , \rho = 1$ $\epsilon \sim i.i.d.(0.\sigma)$ - السّلسلة تتبع نموذج سير عشوائي بدون إنحراف، (DS). - اللاّ إستقرارية هي ذات طبيعة عشوائية بحتة.	$X = \rho X + \mu + \epsilon , \|\rho\| < 1$ - السّلسلة تتبع نموذج AR(1) مع ثابت، مستقر تقاربيًّا. - السّلسلة مستقرّة تقاربيًّا.
النّموذج(3): $\|\rho\| \leq 1;\ X = \rho X + \alpha + \beta t + \epsilon$ X: مثبّتة، $\epsilon \sim i.i.d.(0.\sigma)$ يكافئ: $\Delta X = \varphi X + \lambda + \delta + \epsilon$ حيث: $\delta = \beta(1-\rho)$ و $\lambda = \alpha(1-\rho) + \rho\beta$	$\Delta X = \alpha + \epsilon , \rho = 1$ $\epsilon \sim i.i.d.(0.\sigma)$ - السّلسلة تتبع نموذج سير عشوائي مع إنحراف، (DS). - اللاّ إستقرارية هي ذات طبيعة محدّدة و عشوائية في نفس الوقت.	$X = \rho X + \alpha + \beta t + \epsilon , \|\rho\| < 1$ - سلسلة ذات إتّجاه عام زمني، و هي مستقرّة حول هذا الإتّجاه العام (TS). - اللاّ إستقرارية هي ذات طبيعة محدّدة بحتة.

[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.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

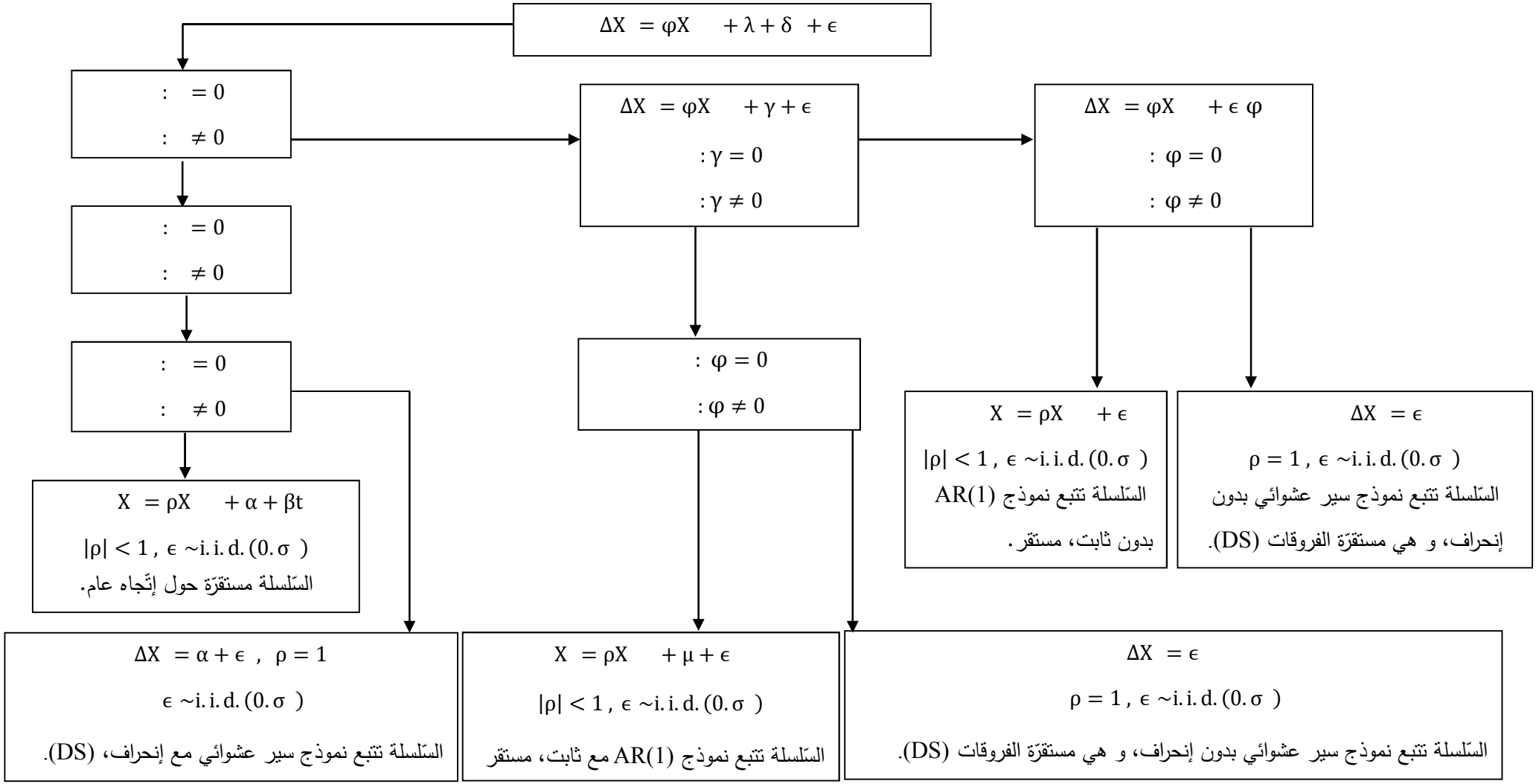
الجدول (02)[2]: عبارات مقدّرات OLS و إحصائيات t- ستودنت المُقترحة من طرف ديكي وفولر.

النّموذج	مقدّر OLS	الإحصائية t- ستودنت
النّموذج(1): $X = \rho X + \epsilon$	$= X X X$ حيث: هو مقدّرمتقارب لـ .	$= (\rho - 1) X .( )$ حيث: $\sigma = \frac{1}{} \sum (X -)$
النّموذج(2): $X = \rho X + \mu + \epsilon$	$= X - X_{( )} X - X_{( )} . X - X_{( )}$ $\hat{} = X_{( )} - X_{( )}$ حيث: $X_{( )} = (T-1) \sum X \quad ; i = -1, 0$	$= (\rho - 1) X - X_{( )} .( )$ $\hat{\cong} \left\{ (- 1)^{-} X - X_{( )} X . \hat{} \right\} .( )$ حيث: $= \frac{1}{} \sum (X - \mu -)$
النّموذج(3): $X = \rho X + \alpha + \beta t + \epsilon$	$= (') '$ حيث: $' (, ,) =$ و $(X ,) = (1, , X$ حيث: 1، و هي قيّم من الحجم $(T \times 1)$.	$= (- 1)(\sigma C)^{-}$ $= ( )(\sigma C)^{-}$ $= ( )(\sigma C)^{-}$ حيث: C : هي عناصر القطر الرّئيسي 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 .

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

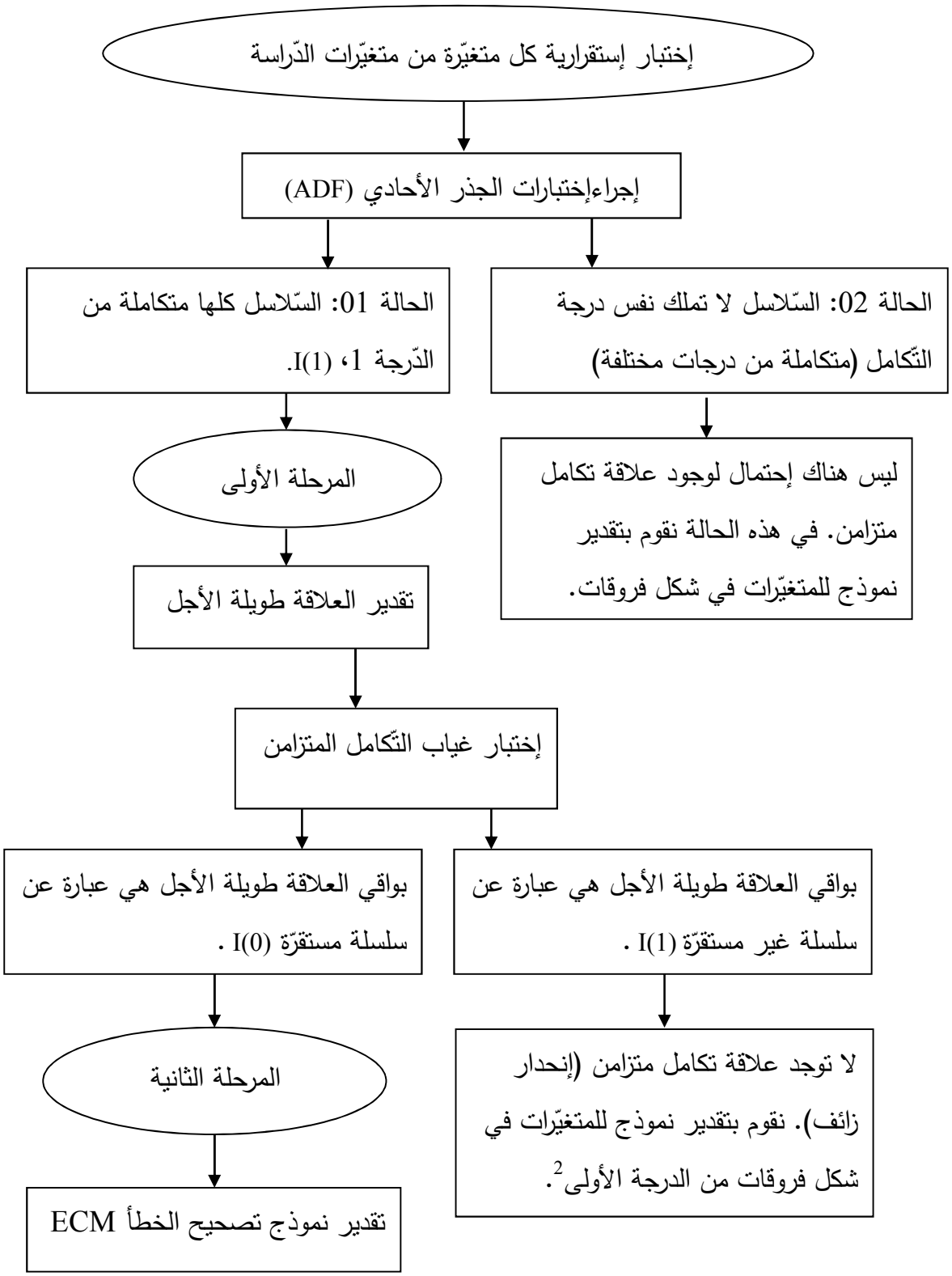
الشّكل:(01)[3]: الإستراتيجية التّتابعية لاختيار النّموذج المناسب من بين النّماذج الثّلاث لـ: ديكي- فولر.



[3] S. Lardic & V.mignon (2002),PP.136-138, and R. Bourbonais : « économétrie », 6e édition, Dunod, Paris, 2005, P.234.

www.manaraa.com

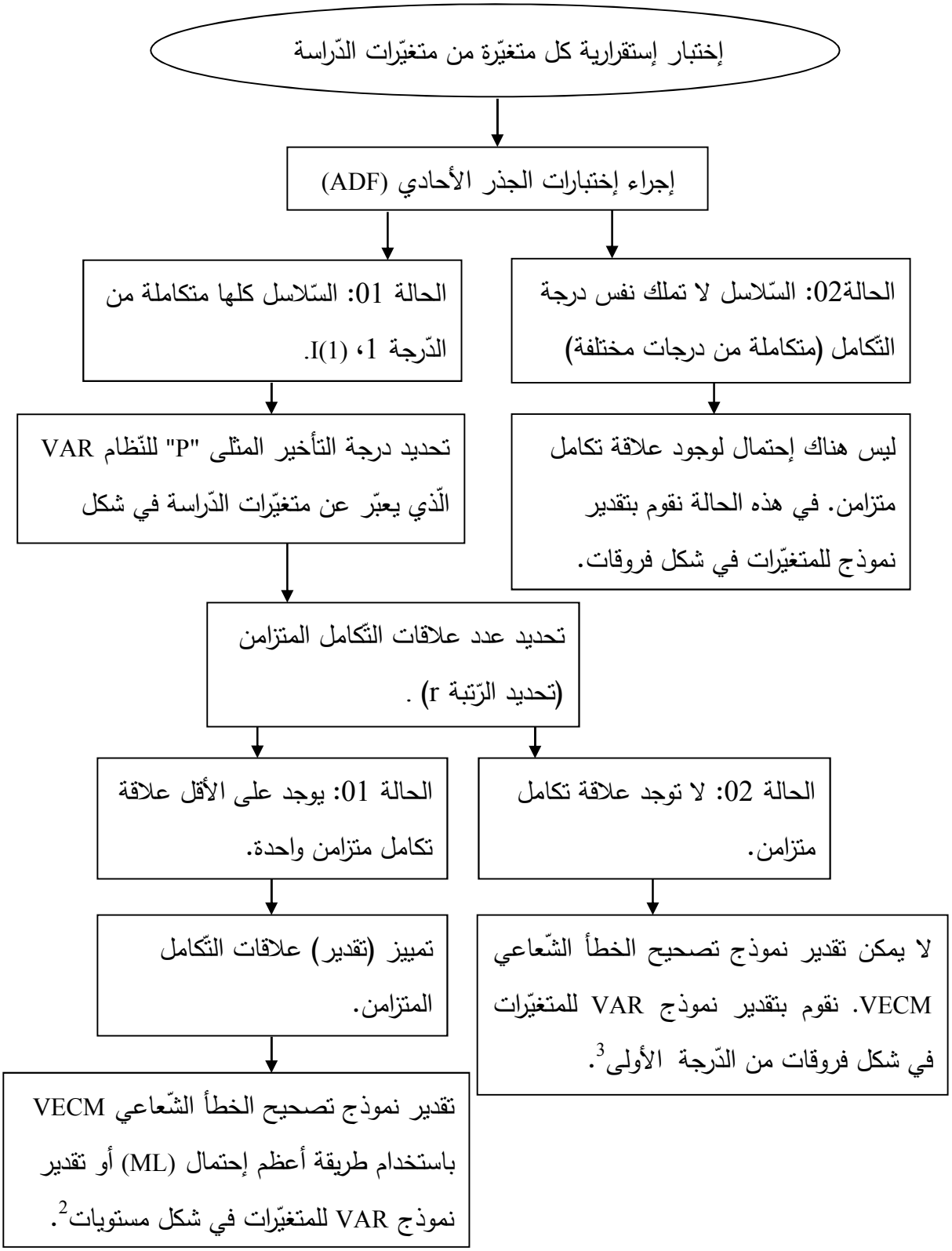
الشّكل (02)[1]: خوارزمية المرحلتين لـ Angle و Granger.



[1] R. Bourbonnais, P.281-282. and S. Lardic, V. Mignon, PP.220-221.
[2] S. Lardic, V. Mignon, PP.219-220.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الشّكل (03)[1]: خوارزمية Johansen لتقدير علاقات التّكامل المتزامن و نموذج تصحيح الخطأ الشّعاعي



[1] R. Bourbonnais, P.291 and S. Lardic, V. Mignon, PP.242.
[2] J. D. Hamilton, P.579 ; S. Lardic, V. Mignon, PP.219-220 and F. Hayshi, PP. 636-638.
[3] J. D. Hamilton, P.579 and F. Hayshi, P. 636.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الملحق(03): ملحق الدّراسة التّطبيقية.

الجدول(01): معطيات الدّراسة (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 التّقارير السنوية لبنك الجزائر.

[4] Les Différentes Rapports de La Banque d'Algérie.

[5] مختلف منشورات الديوان الوطني للإحصائيات (NOS).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الجدول(01): معطيات الدّراسة (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 الدّراسة (بعد أخذ اللّوغاريتم 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 التّقارير السنوية لبنك الجزائر.

[4] Les Différentes Rapports de La Banque d'Algérie.

[5] مختلف منشورات الديوان الوطني للإحصائيات (NOS).

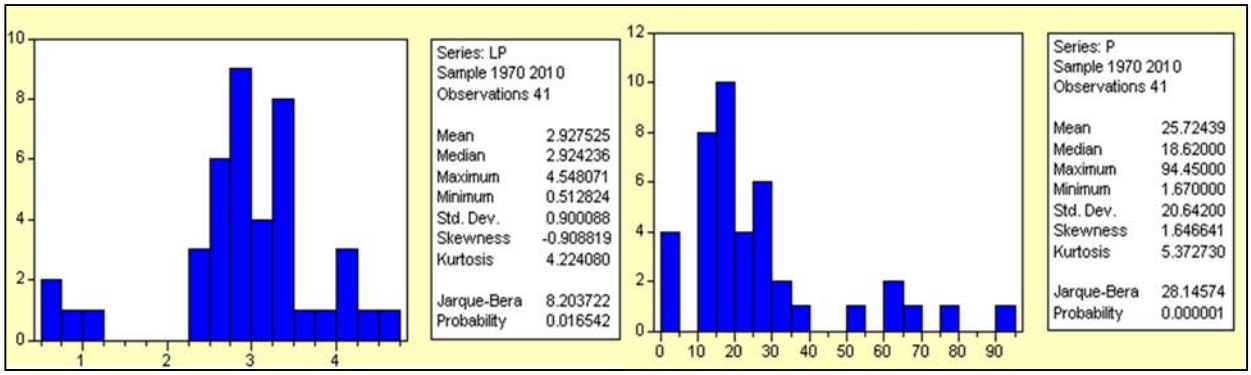
المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الجدول(02): معطيات الدّراسة (بعد أخذ اللّوغاريتم الطبيعي).

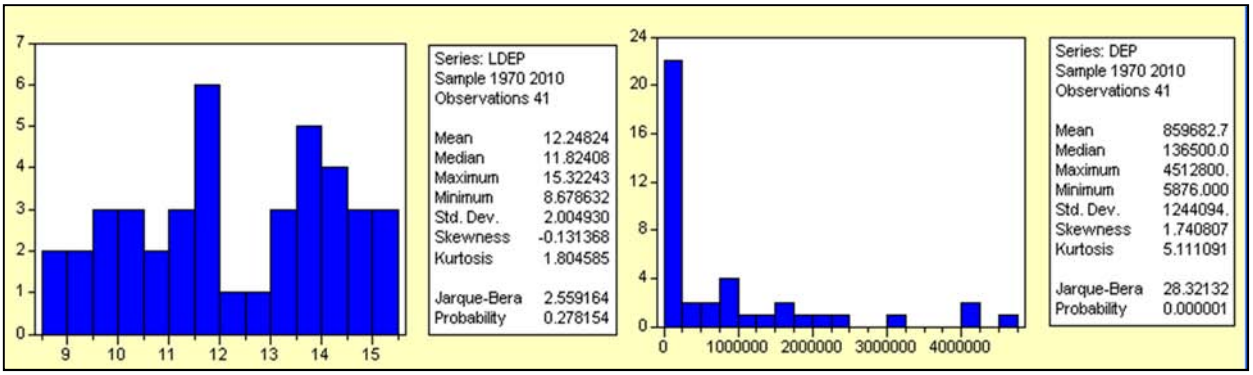
LCH	LINF	LM2	LDEP	LP	المشاهدات
3,246491	0,336472	14,88075	14,25418	3,192942	**2002**
3,165475	0,955511	15,02579	14,34036	3,335770	**2003**
2,873565	1,280934	15,13407	14,45304	3,584907	**2004**
2,727853	0,470004	15,23787	14,53433	3,924742	**2005**
2,509599	0,916291	15,41160	14,71282	4,112184	**2006**
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 انطلاقًا من أرقام الجدول(01).

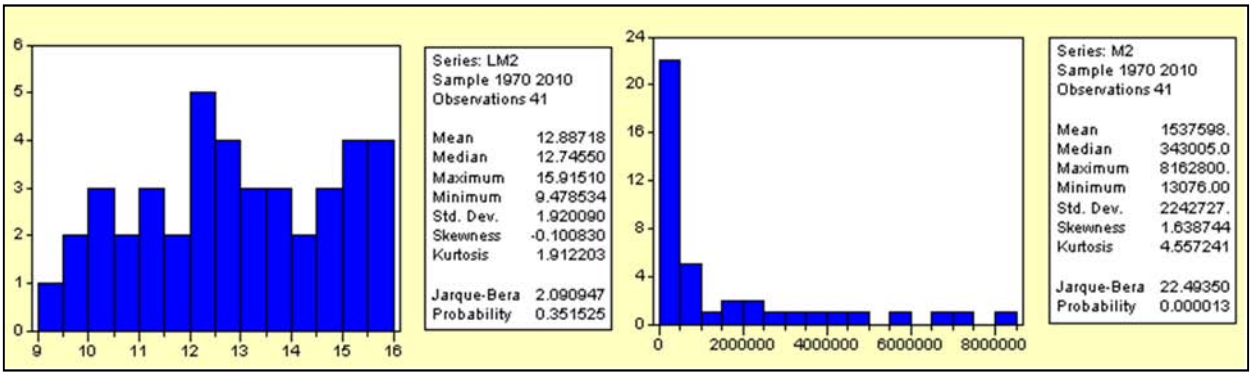
الشكل(01): الإحصائيات الوصفية للمتغيرتين P و LP.



الشكل(02):الإحصائيات الوصفية للمتغيرتين DEP و LDEP.

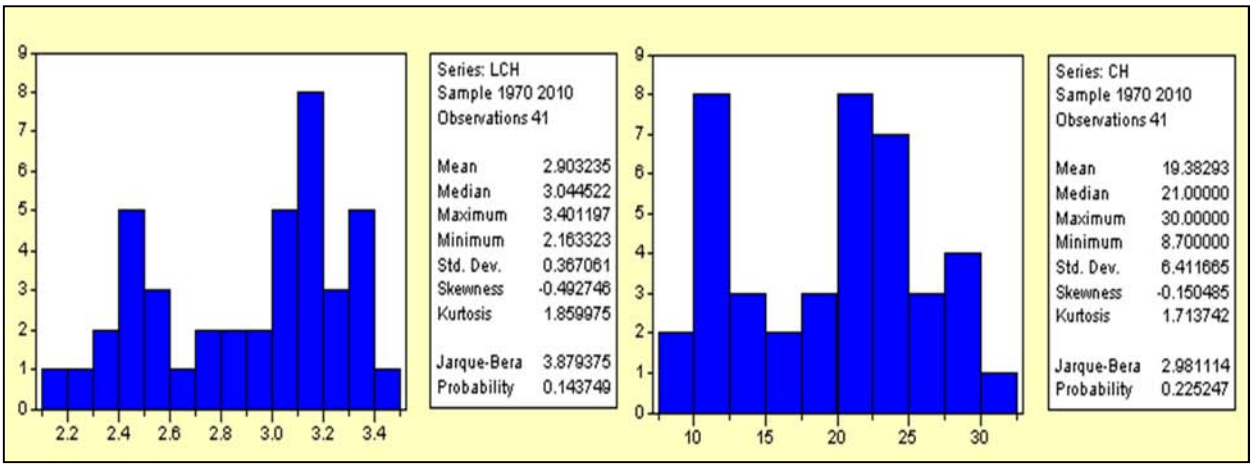


الشكل(03):الإحصائيات الوصفية للمتغيرتين M2 و LM2.

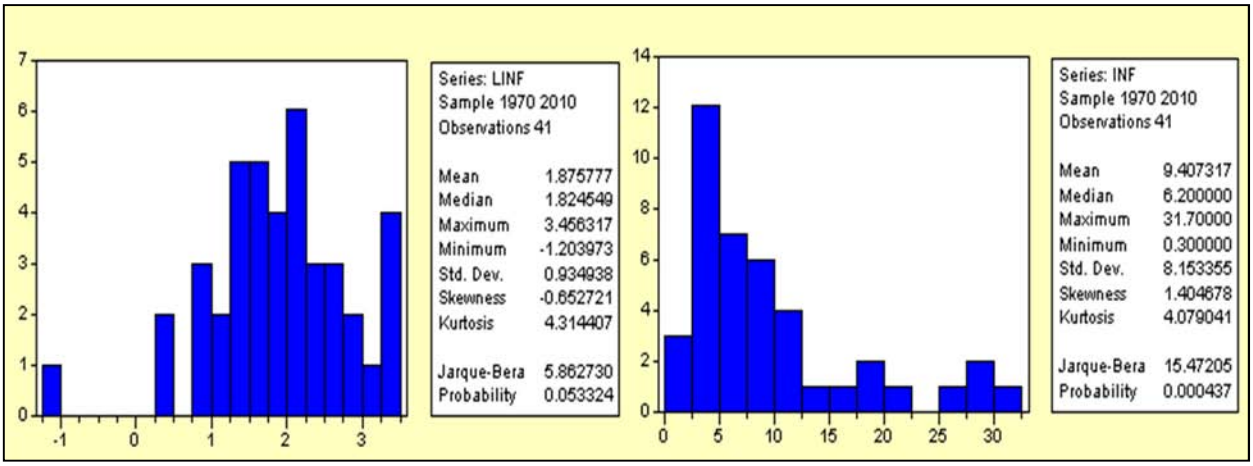


المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.506347	0.3236
Test critical values:	1% level	-4.205004	
	5% level	-3.526609	
	10% level	-3.194611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LP)
Method: Least Squares
Date: 10/24/11 Time: 23:43
Sample (adjusted): 1971 2010
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LP(-1)	-0.197695	0.078878	-2.506347	0.0167
C	0.517208	0.165418	3.126670	0.0034
@TREND(1970)	0.007339	0.005950	1.233283	0.2252

R-squared	0.163206	Mean dependent var	0.095920
Adjusted R-squared	0.117973	S.D. dependent var	0.306983
S.E. of regression	0.288307	Akaike info criterion	0.422454
Sum squared resid	3.075465	Schwarz criterion	0.549120
Log likelihood	-5.449075	F-statistic	3.608177
Durbin-Watson stat	1.936938	Prob(F-statistic)	0.037021

Date: 10/24/11 Time: 23:46
Sample: 1970 2010
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.040	0.040	0.0699	0.791
		2	-0.036	-0.038	0.1275	0.938
		3	0.002	0.005	0.1278	0.988
		4	-0.016	-0.017	0.1393	0.998
		5	0.147	0.149	1.1759	0.947
		6	0.055	0.042	1.3238	0.970
		7	0.056	0.065	1.4842	0.983
		8	-0.045	-0.050	1.5908	0.991
		9	-0.053	-0.041	1.7456	0.995
		10	0.061	0.041	1.9552	0.997
		11	-0.019	-0.039	1.9766	0.999
		12	-0.136	-0.156	3.0910	0.995
		13	0.014	0.029	3.1039	0.998
		14	-0.085	-0.086	3.5755	0.998
		15	0.041	0.051	3.6904	0.999
		16	0.071	0.067	4.0469	0.999
		17	-0.055	-0.021	4.2655	0.999
		18	-0.045	-0.027	4.4177	1.000
		19	0.010	0.060	4.4251	1.000
		20	0.000	-0.033	4.4251	1.000
		21	0.000	-0.018	4.4251	1.000
		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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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

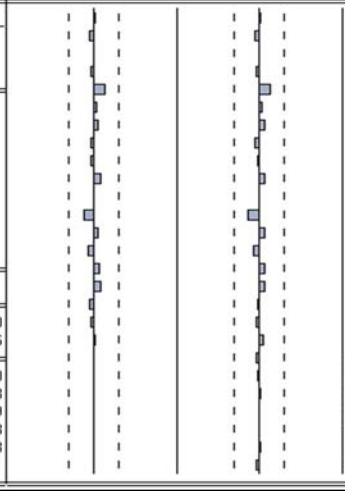
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.370303	0.1563
Test critical values:	1% level	-3.605593	
	5% level	-2.936942	
	10% level	-2.606857	

*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



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.011	0.011	0.0054	0.941
2	-0.053	-0.053	0.1298	0.937
3	-0.006	-0.005	0.1312	0.988
4	-0.035	-0.038	0.1895	0.996
5	0.138	0.139	1.1056	0.954
6	0.035	0.028	1.1668	0.978
7	0.055	0.071	1.3209	0.988
8	-0.041	-0.041	1.4082	0.994
9	-0.035	-0.017	1.4747	0.997
10	0.089	0.070	1.9202	0.997
11	0.002	-0.007	1.9205	0.999
12	-0.115	-0.132	2.7205	0.997
13	0.049	0.060	2.8729	0.998
14	-0.065	-0.072	3.1419	0.999
15	0.059	0.057	3.3796	0.999
16	0.085	0.067	3.8874	0.999
17	-0.051	-0.024	4.0747	0.999
18	-0.041	-0.040	4.2006	1.000
19	0.010	0.051	4.2085	1.000
20	0.000	-0.040	4.2085	1.000
21	0.000	-0.013	4.2085	1.000
22	0.000	0.009	4.2085	1.000
23	0.000	-0.006	4.2085	1.000
24	0.000	0.004	4.2085	1.000
25	0.000	0.017	4.2085	1.000
26	0.000	-0.041	4.2085	1.000

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

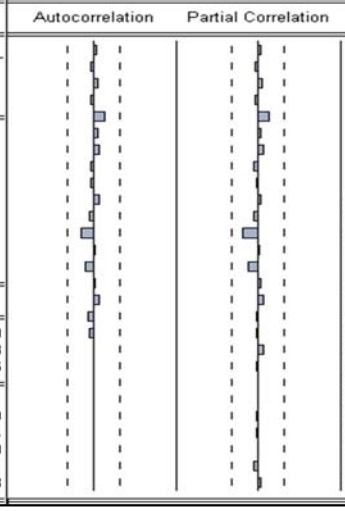
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.033100	0.0001
Test critical values:	1% level	-4.211868	
	5% level	-3.529758	
	10% level	-3.196411	

*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



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.027	0.027	0.0302	0.862
2	-0.027	-0.028	0.0623	0.969
3	0.042	0.044	0.1418	0.986
4	-0.037	-0.040	0.2035	0.995
5	0.140	0.145	1.1229	0.952
6	0.048	0.035	1.2330	0.975
7	0.065	0.077	1.4430	0.984
8	-0.027	-0.045	1.4817	0.993
9	-0.035	-0.021	1.5480	0.997
10	0.059	0.035	1.7396	0.998
11	-0.042	-0.051	1.8404	0.999
12	-0.163	-0.185	3.4181	0.992
13	0.009	0.013	3.4232	0.996
14	-0.110	-0.117	4.1908	0.994
15	0.018	0.034	4.2114	0.997
16	0.076	0.066	4.6147	0.997
17	-0.070	-0.015	4.9683	0.998
18	-0.043	-0.024	5.1078	0.999
19	0.003	0.062	5.1086	0.999
20	0.000	-0.012	5.1086	1.000
21	0.000	-0.004	5.1086	1.000
22	0.000	0.002	5.1086	1.000
23	0.000	-0.018	5.1086	1.000
24	0.000	-0.013	5.1086	1.000
25	0.000	-0.004	5.1086	1.000
26	0.000	-0.056	5.1086	1.000
27	0.000	0.025	5.1086	1.000

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

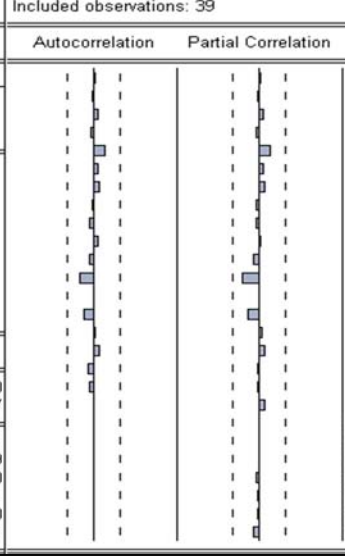
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.005747	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	-2.938987	
	10% level	-2.607932	

*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



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.021	0.021	0.0189	0.891
2	-0.020	-0.020	0.0356	0.982
3	0.041	0.042	0.1111	0.990
4	-0.035	-0.038	0.1682	0.997
5	0.138	0.142	1.0652	0.957
6	0.057	0.048	1.2245	0.976
7	0.070	0.079	1.4672	0.983
8	-0.024	-0.039	1.4961	0.993
9	-0.045	-0.034	1.6032	0.996
10	0.043	0.021	1.7069	0.998
11	-0.052	-0.064	1.8619	0.999
12	-0.175	-0.200	3.6802	0.989
13	-0.000	-0.004	3.6802	0.994
14	-0.127	-0.132	4.7129	0.989
15	0.010	0.027	4.7202	0.994
16	0.065	0.064	5.0179	0.996
17	-0.074	-0.010	5.4117	0.996
18	-0.045	-0.016	5.5661	0.998
19	-0.002	0.068	5.5664	0.999
20	0.000	-0.000	5.5664	0.999
21	0.000	-0.004	5.5664	1.000
22	0.000	-0.003	5.5664	1.000
23	0.000	-0.027	5.5664	1.000
24	0.000	-0.023	5.5664	1.000
25	0.000	-0.014	5.5664	1.000
26	0.000	-0.066	5.5664	1.000

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الشكل(06): إختبارات ديكي– فولر للسلسلة LP.

Null Hypothesis: D(LP) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.593066	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.625606	
	5% level	-1.949609	
	10% level	-1.611593	

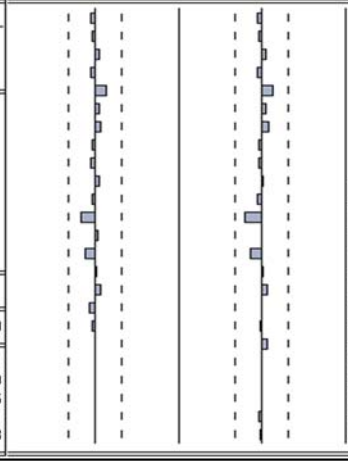
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

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

R-squared	0.451517	Mean dependent var	0.001091
Adjusted R-squared	0.451517	S.D. dependent var	0.436409
S.E. of regression	0.323203	Akaike info criterion	0.604236
Sum squared resid	3.969494	Schwarz criterion	0.646891
Log likelihood	-10.78260	Durbin-Watson stat	2.002028

Date: 10/25/11 Time: 00:20
Sample: 1970 2010
Included observations: 39



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.053	-0.053	0.1180	0.731
2	-0.032	-0.035	0.1624	0.922
3	0.047	0.043	0.2591	0.968
4	-0.049	-0.046	0.3706	0.985
5	0.133	0.132	1.2031	0.945
6	0.044	0.053	1.2973	0.972
7	0.064	0.085	1.5045	0.982
8	-0.027	-0.030	1.5415	0.992
9	-0.047	-0.038	1.6579	0.996
10	0.049	0.022	1.7918	0.998
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)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.958435	0.6055
Test critical values:	1% level	-4.205004	
	5% level	-3.526609	
	10% level	-3.194611	

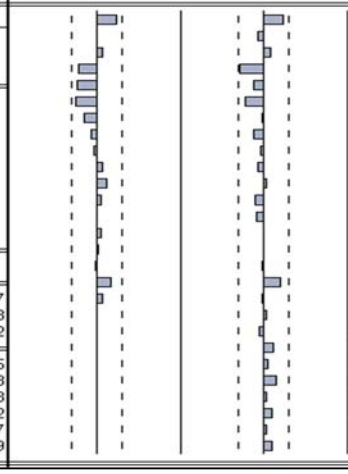
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

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
C	1.864972	0.848519	2.197915	0.0343
@TREND(1970)	0.029888	0.016328	1.830471	0.0752

R-squared	0.119525	Mean dependent var	0.166095
Adjusted R-squared	0.071932	S.D. dependent var	0.132523
S.E. of regression	0.127668	Akaike info criterion	-1.206728
Sum squared resid	0.603068	Schwarz criterion	-1.080062
Log likelihood	27.13455	F-statistic	2.511397
Durbin-Watson stat	1.425216	Prob(F-statistic)	0.094899

Date: 10/25/11 Time: 00:43
Sample: 1970 2010
Included observations: 40



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.253	0.253	2.7619	0.097
2	0.000	-0.068	2.7619	0.251
3	0.063	0.086	2.9394	0.401
4	-0.227	-0.288	5.3470	0.254
5	-0.247	-0.116	8.2738	0.142
6	-0.254	-0.228	11.467	0.075
7	-0.154	-0.018	12.682	0.080
8	-0.081	-0.118	13.030	0.111
9	-0.025	-0.036	13.063	0.160
10	0.071	-0.059	13.348	0.205
11	0.129	0.028	14.305	0.217
12	0.057	-0.104	14.498	0.270
13	-0.006	-0.082	14.500	0.340
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)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.725660	0.2325
Test critical values:	1% level	-4.211868	
	5% level	-3.529758	
	10% level	-3.196411	

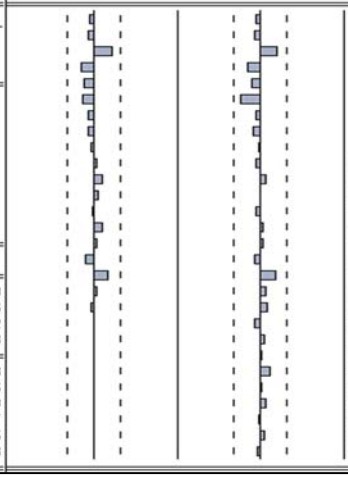
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

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
D(LDEP(-1))	0.354672	0.157392	2.253428	0.0306
C	2.497976	0.857999	2.911397	0.0062
@TREND(1970)	0.043365	0.016621	2.608960	0.0133

R-squared	0.240436	Mean dependent var	0.166083
Adjusted R-squared	0.175331	S.D. dependent var	0.134256
S.E. of regression	0.121919	Akaike info criterion	-1.273999
Sum squared resid	0.520252	Schwarz criterion	-1.103377
Log likelihood	28.84297	F-statistic	3.693025
Durbin-Watson stat	2.040991	Prob(F-statistic)	0.020738

Date: 10/25/11 Time: 00:50
Sample: 1970 2010
Included observations: 39



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.055	-0.055	0.1293	0.719
2	-0.076	-0.079	0.3761	0.829
3	0.224	0.217	2.6117	0.455
4	-0.157	-0.148	3.7317	0.444
5	-0.124	-0.109	4.4556	0.486
6	-0.144	-0.239	5.4544	0.487
7	-0.077	-0.049	5.7535	0.569
8	-0.069	-0.087	6.0001	0.647
9	-0.038	-0.009	6.0791	0.732
10	0.027	-0.042	6.1184	0.805
11	0.100	0.075	6.6884	0.824
12	0.048	-0.008	6.8243	0.869
13	-0.010	-0.045	6.8302	0.911
14	0.104	0.030	7.5172	0.913
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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الشكل(07): إختبارات ديكي– فولر للسلسلة LDEP.

Null Hypothesis: LDEP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.254894	0.6409
Test critical values:	1% level	-3.605593	
	5% level	-2.936942	
	10% level	-2.606857	

*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

Date: 10/25/11 Time: 00:58
Sample: 1970 2010
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.213	0.213	1.9534	0.162
		2	-0.037	-0.086	2.0141	0.365
		3	0.056	0.088	2.1589	0.540
		4	-0.235	-0.289	4.7445	0.315
		5	-0.246	-0.126	7.6437	0.177
		6	-0.238	-0.236	10.443	0.107
		7	-0.129	-0.026	11.285	0.127
		8	-0.057	-0.124	11.456	0.177
		9	0.002	-0.033	11.456	0.246
		10	0.094	-0.059	11.946	0.289
		11	0.129	0.019	12.912	0.299
		12	0.035	-0.120	12.986	0.370
		13	-0.051	-0.122	13.149	0.436
		14	0.008	-0.040	13.153	0.515
		15	-0.025	-0.043	13.196	0.587
		16	-0.050	-0.041	13.368	0.646
		17	0.174	0.189	15.578	0.554
		18	0.080	-0.024	16.068	0.588
		19	-0.013	0.001	16.081	0.652
		20	0.000	-0.083	16.081	0.712
		21	0.000	0.082	16.081	0.765
		22	0.000	0.039	16.081	0.812
		23	0.000	0.144	16.081	0.852
		24	0.000	0.031	16.081	0.885
		25	0.000	0.083	16.081	0.912
		26	0.000	0.017	16.081	0.934

Null Hypothesis: LDEP has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		7.217417	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.624057	
	5% level	-1.949319	
	10% level	-1.611711	

*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

Date: 10/25/11 Time: 01:03
Sample: 1970 2010
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.265	0.265	3.0218	0.082
		2	0.051	-0.020	3.1373	0.208
		3	0.135	0.136	3.9610	0.266
		4	-0.147	-0.238	4.9734	0.290
		5	-0.186	-0.092	6.6378	0.249
		6	-0.175	-0.142	8.1563	0.227
		7	-0.104	0.037	8.7040	0.275
		8	-0.054	-0.031	8.8582	0.354
		9	0.000	0.028	8.8582	0.450
		10	0.116	0.064	9.6144	0.475
		11	0.123	0.047	10.486	0.487
		12	0.023	-0.067	10.519	0.570
		13	-0.062	-0.114	10.759	0.631
		14	-0.005	0.036	10.761	0.705
		15	-0.009	0.041	10.767	0.769
		16	-0.017	0.058	10.788	0.822
		17	0.201	0.227	13.747	0.685
		18	0.128	0.013	15.003	0.662
		19	0.012	-0.045	15.014	0.722
		20	0.000	-0.112	15.014	0.776
		21	0.000	0.045	15.014	0.822
		22	0.000	0.080	15.014	0.862
		23	0.000	0.134	15.014	0.894
		24	0.000	0.029	15.014	0.920

Null Hypothesis: LDEP has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		3.142022	0.9993
Test critical values:	1% level	-2.625606	
	5% level	-1.949609	
	10% level	-1.611593	

*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

Date: 10/25/11 Time: 01:07
Sample: 1970 2010
Included observations: 39

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.013	-0.013	0.0067	0.935
		2	-0.082	-0.082	0.2988	0.861
		3	0.187	0.186	1.8515	0.604
		4	-0.174	-0.186	3.2384	0.519
		5	-0.105	-0.073	3.7527	0.586
		6	-0.121	-0.198	4.4605	0.615
		7	-0.036	0.022	4.5263	0.718
		8	-0.016	-0.052	4.5397	0.805
		9	-0.011	0.020	4.5463	0.872
		10	0.079	0.010	4.8863	0.899
		11	0.097	0.088	5.4231	0.909
		12	0.012	-0.021	5.4313	0.942
		13	-0.065	-0.081	5.6883	0.957
		14	0.039	0.015	5.7880	0.972
		15	0.005	0.032	5.7898	0.983
		16	-0.072	-0.008	6.1539	0.986
		17	0.209	0.231	9.3206	0.930
		18	0.117	0.123	10.356	0.920
		19	0.013	0.090	10.371	0.943
		20	0.000	-0.085	10.371	0.961
		21	0.000	0.033	10.371	0.974
		22	0.000	0.028	10.371	0.983
		23	0.000	0.160	10.371	0.989
		24	0.000	0.057	10.371	0.993
		25	0.000	0.062	10.371	0.996

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الشكل(07): إختبارات ديكي– فولر للسلسلة LDEP.

Null Hypothesis: D(LDEP) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.758990	0.0024
Test critical values:	1% level	-4.211868	
	5% level	-3.529758	
	10% level	-3.196411	

*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.
D(LDEP(-1))	-0.775081	0.162867	-4.758990	0.0000
C	0.163553	0.055736	2.934447	0.0058
@TREND(1970)	-0.001687	0.001902	-0.887264	0.3808

R-squared	0.386699	Mean dependent var	-0.002710
Adjusted R-squared	0.352626	S.D. dependent var	0.164504
S.E. of regression	0.132359	Akaike info criterion	-1.132791
Sum squared resid	0.630682	Schwarz criterion	-1.004825
Log likelihood	25.08943	F-statistic	11.34935
Durbin-Watson stat	1.943912	Prob(F-statistic)	0.000151

Date: 10/25/11 Time: 01:14
Sample: 1970 2010
Included observations: 39

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.017	0.017	0.0121	0.913
		2	-0.103	-0.103	0.4663	0.792
		3	0.137	0.142	1.3002	0.729
		4	-0.209	-0.234	3.2898	0.511
		5	-0.173	-0.133	4.7000	0.454
		6	-0.171	-0.252	6.1165	0.410
		7	-0.073	-0.048	6.3805	0.496
		8	-0.034	-0.114	6.4418	0.598
		9	0.005	-0.028	6.4432	0.695
		10	0.082	-0.052	6.8141	0.743
		11	0.112	0.039	7.5329	0.754
		12	0.019	-0.078	7.5551	0.819
		13	-0.069	-0.125	7.8511	0.853
		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)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.694485	0.0005
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	-2.938987	
	10% level	-2.607932	

*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.
D(LDEP(-1))	-0.754911	0.160808	-4.694485	0.0000
C	0.124713	0.034400	3.625362	0.0009

R-squared	0.373287	Mean dependent var	-0.002710
Adjusted R-squared	0.356349	S.D. dependent var	0.164504
S.E. of regression	0.131978	Akaike info criterion	-1.162441
Sum squared resid	0.644474	Schwarz criterion	-1.077131
Log likelihood	24.66761	F-statistic	22.03819
Durbin-Watson stat	1.937871	Prob(F-statistic)	0.000036

Date: 10/25/11 Time: 01:19
Sample: 1970 2010
Included observations: 39

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.008	0.008	0.0029	0.957
		2	-0.096	-0.096	0.3995	0.819
		3	0.150	0.153	1.4012	0.705
		4	-0.202	-0.223	3.2628	0.515
		5	-0.154	-0.116	4.3722	0.497
		6	-0.158	-0.237	5.5855	0.471
		7	-0.065	-0.028	5.7975	0.564
		8	-0.032	-0.097	5.8506	0.664
		9	-0.006	-0.018	5.8527	0.755
		10	0.083	-0.029	6.2282	0.796
		11	0.107	0.055	6.8780	0.809
		12	0.016	-0.057	6.8930	0.865
		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)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.771651	0.6996
Test critical values:	1% level	-4.205004	
	5% level	-3.526609	
	10% level	-3.194611	

*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.
LM2(-1)	-0.142987	0.080708	-1.771651	0.0847
C	1.552239	0.768693	2.019322	0.0507
@TREND(1970)	0.021490	0.012990	1.654385	0.1065

R-squared	0.131949	Mean dependent var	0.160914
Adjusted R-squared	0.085027	S.D. dependent var	0.070893
S.E. of regression	0.067813	Akaike info criterion	-2.472101
Sum squared resid	0.170146	Schwarz criterion	-2.345435
Log likelihood	52.44203	F-statistic	2.812100
Durbin-Watson stat	1.662210	Prob(F-statistic)	0.072961

Date: 10/25/11 Time: 01:34
Sample: 1970 2010
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.080	0.080	0.2754	0.600
		2	-0.091	-0.098	0.6428	0.725
		3	0.114	0.132	1.2339	0.745
		4	-0.084	-0.120	1.5642	0.815
		5	0.001	0.050	1.5643	0.906
		6	0.017	-0.029	1.5777	0.954
		7	-0.103	-0.074	2.1192	0.953
		8	-0.170	-0.175	3.6279	0.889
		9	-0.082	-0.066	3.9943	0.912
		10	-0.038	-0.045	4.0740	0.944
		11	-0.212	-0.217	6.6798	0.824
		12	-0.214	-0.229	9.4372	0.665
		13	-0.106	-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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الشكل(08): إختبارات ديكي– فولر للسلسلة LM2.

Null Hypothesis: LM2 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.661627	0.4425
Test critical values:	1% level	-3.605593	
	5% level	-2.936942	
	10% level	-2.606857	

*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.
LM2(-1)	-0.009806	0.005901	-1.661627	0.1048
C	0.286545	0.076398	3.750690	0.0006

R-squared	0.067736	Mean dependent var	0.160914
Adjusted R-squared	0.043203	S.D. dependent var	0.070893
S.E. of regression	0.069345	Akaike info criterion	-2.450737
Sum squared resid	0.182732	Schwarz criterion	-2.366293
Log likelihood	51.01474	F-statistic	2.761003
Durbin-Watson stat	1.770202	Prob(F-statistic)	0.104817

Date: 10/25/11 Time: 01:43
Sample: 1970 2010
Included observations: 40

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.067	0.067	0.1920	0.661
2			-0.110	-0.115	0.7242	0.696
3			0.117	0.135	1.3443	0.719
4			-0.065	-0.102	1.5402	0.819
5			0.028	0.077	1.5775	0.904
6			0.046	-0.002	1.6819	0.947
7			-0.069	-0.041	1.9276	0.964
8			-0.154	-0.164	3.1649	0.924
9			-0.058	-0.042	3.3469	0.949
10			-0.013	-0.031	3.3570	0.972
11			-0.206	-0.201	5.8112	0.886
12			-0.231	-0.234	9.0137	0.702
13			-0.098	-0.134	9.6068	0.726
14			-0.084	-0.112	10.064	0.758
15			0.136	0.122	11.297	0.731
16			0.036	-0.044	11.389	0.785
17			-0.002	0.057	11.389	0.836
18			0.044	-0.020	11.534	0.870
19			0.051	0.022	11.744	0.896
20			0.000	-0.138	11.744	0.925
21			0.000	-0.087	11.744	0.946
22			0.000	-0.139	11.744	0.962
23			0.000	-0.095	11.744	0.974
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)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.874774	0.0001
Test critical values:	1% level	-4.211868	
	5% level	-3.529758	
	10% level	-3.196411	

*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.
D(LM2(-1))	-0.928305	0.158015	-5.874774	0.0000
C	0.191158	0.038106	5.016485	0.0000
@TREND(1970)	-0.001873	0.000993	-1.886387	0.0673

R-squared	0.491586	Mean dependent var	0.001701
Adjusted R-squared	0.463341	S.D. dependent var	0.092668
S.E. of regression	0.067886	Akaike info criterion	-2.468177
Sum squared resid	0.165905	Schwarz criterion	-2.340211
Log likelihood	51.12946	F-statistic	17.40420
Durbin-Watson stat	1.822657	Prob(F-statistic)	0.000005

Date: 10/25/11 Time: 01:51
Sample: 1970 2010
Included observations: 39

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.079	0.079	0.2618	0.609
2			-0.100	-0.107	0.6981	0.705
3			0.086	0.105	1.0258	0.795
4			-0.010	-0.040	1.0306	0.905
5			0.091	0.121	1.4237	0.922
6			0.054	0.018	1.5654	0.955
7			0.001	0.024	1.5654	0.980
8			-0.169	-0.193	3.0370	0.932
9			-0.058	-0.021	3.2169	0.955
10			-0.005	-0.057	3.2183	0.976
11			-0.154	-0.135	4.5705	0.950
12			-0.222	-0.230	7.4784	0.824
13			-0.095	-0.065	8.0300	0.842
14			-0.106	-0.125	8.7452	0.847
15			0.041	0.094	8.8571	0.885
16			0.009	-0.035	8.8630	0.919
17			-0.038	0.057	8.9697	0.941
18			-0.043	-0.050	9.1110	0.957
19			0.014	0.036	9.1263	0.971
20			0.000	-0.132	9.1263	0.981
21			0.000	-0.024	9.1263	0.988
22			0.000	-0.143	9.1263	0.993
23			0.000	-0.031	9.1263	0.996
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)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.406371	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	-2.938987	
	10% level	-2.607932	

*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.
D(LM2(-1))	-0.859424	0.158965	-5.406371	0.0000
C	0.140692	0.028058	5.014252	0.0000

R-squared	0.441331	Mean dependent var	0.001701
Adjusted R-squared	0.426232	S.D. dependent var	0.092668
S.E. of regression	0.070194	Akaike info criterion	-2.425199
Sum squared resid	0.182304	Schwarz criterion	-2.339688
Log likelihood	49.29137	F-statistic	29.22885
Durbin-Watson stat	1.766645	Prob(F-statistic)	0.000004

Date: 10/25/11 Time: 01:57
Sample: 1970 2010
Included observations: 39

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.069	0.069	0.1975	0.657
2			-0.085	-0.091	0.5131	0.774
3			0.125	0.139	1.2018	0.753
4			-0.005	-0.035	1.2030	0.878
5			0.089	0.121	1.5753	0.904
6			0.043	0.003	1.6660	0.948
7			0.008	0.033	1.6696	0.976
8			-0.154	-0.191	2.8961	0.941
9			-0.043	-0.008	2.9938	0.965
10			0.024	-0.028	3.0260	0.981
11			-0.140	-0.107	4.1422	0.966
12			-0.206	-0.209	6.6610	0.879
13			-0.129	-0.103	7.6897	0.863
14			-0.151	-0.159	9.1519	0.821
15			0.020	0.074	9.1779	0.868
16			-0.011	-0.046	9.1868	0.906
17			-0.051	0.046	9.3742	0.928
18			-0.030	-0.026	9.4427	0.949
19			0.022	0.066	9.4825	0.965
20			0.000	-0.093	9.4825	0.977
21			0.000	0.000	9.4825	0.985
22			0.000	-0.115	9.4825	0.990
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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الشكل(08): إختبارات ديكي– فولر للسلسلة LM2.

Null Hypothesis: D(LM2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.225807	0.0020
Test critical values:	1% level	-3.615588	
	5% level	-2.941145	
	10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LM2(-1))	-0.909142	0.215141	-4.225807	0.0002
D(LM2(-1),2)	0.128547	0.164412	0.781858	0.4396
C	0.145949	0.037157	3.927905	0.0004

R-squared	0.421257	Mean dependent var	-0.003556
Adjusted R-squared	0.388186	S.D. dependent var	0.087821
S.E. of regression	0.068692	Akaike info criterion	-2.442713
Sum squared resid	0.165150	Schwarz criterion	-2.313430
Log likelihood	49.41155	F-statistic	12.73797
Durbin-Watson stat	2.001996	Prob(F-statistic)	0.000070

Date: 10/25/11 Time: 10:22
Sample: 1970 2010
Included observations: 38

	Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1				-0.009	-0.009	0.0032	0.955
2				0.030	0.030	0.0417	0.979
3				0.094	0.095	0.4273	0.935
4				-0.072	-0.071	0.6574	0.956
5				0.090	0.084	1.0298	0.960
6				-0.046	-0.051	1.1303	0.980
7				0.028	0.037	1.1675	0.992
8				-0.159	-0.183	2.4467	0.964
9				-0.053	-0.030	2.5927	0.978
10				-0.055	-0.075	2.7591	0.987
11				-0.147	-0.103	3.9827	0.970
12				-0.214	-0.258	6.6699	0.879
13				-0.118	-0.095	7.5124	0.874
14				-0.063	-0.082	7.7670	0.901
15				0.023	0.062	7.8014	0.931
16				0.012	-0.028	7.8122	0.954
17				0.028	0.054	7.8698	0.969
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)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.362841	0.8566
Test critical values:	1% level	-4.205004	
	5% level	-3.526609	
	10% level	-3.194611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCH(-1)	-0.121260	0.088976	-1.362841	0.1812
C	0.362918	0.266112	1.363780	0.1809
@TREND(1970)	-0.001425	0.002730	-0.521874	0.6049

R-squared	0.055323	Mean dependent var	-0.020162
Adjusted R-squared	0.004259	S.D. dependent var	0.199707
S.E. of regression	0.199282	Akaike info criterion	-0.316157
Sum squared resid	1.469388	Schwarz criterion	-0.189491
Log likelihood	9.323132	F-statistic	1.083416
Durbin-Watson stat	1.707685	Prob(F-statistic)	0.348932

Date: 10/25/11 Time: 10:44
Sample: 1970 2010
Included observations: 40

	Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1				0.139	0.139	0.8334	0.361
2				-0.059	-0.080	0.9876	0.610
3				-0.140	-0.123	1.8759	0.599
4				-0.121	-0.092	2.5615	0.634
5				0.394	0.428	10.028	0.074
6				0.211	0.080	12.219	0.057
7				-0.065	-0.137	12.434	0.087
8				-0.006	0.124	12.437	0.133
9				-0.247	-0.162	15.735	0.073
10				0.027	-0.086	15.776	0.106
11				0.102	-0.019	16.374	0.128
12				-0.129	-0.151	17.367	0.136
13				-0.027	-0.070	17.413	0.181
14				-0.113	0.048	18.235	0.196
15				0.009	0.102	18.241	0.250
16				0.013	-0.143	18.252	0.309
17				-0.012	0.165	18.263	0.372
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)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.666388	0.7471
Test critical values:	1% level	-4.211868	
	5% level	-3.529758	
	10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCH(-1)	-0.160144	0.096103	-1.666388	0.1046
D(LCH(-1))	0.180365	0.172515	1.045503	0.3030
C	0.462047	0.284201	1.625776	0.1130
@TREND(1970)	-0.000691	0.002885	-0.239564	0.8121

R-squared	0.084195	Mean dependent var	-0.022661
Adjusted R-squared	0.005698	S.D. dependent var	0.201684
S.E. of regression	0.201108	Akaike info criterion	-0.273033
Sum squared resid	1.415558	Schwarz criterion	-0.102411
Log likelihood	9.324136	F-statistic	1.072587
Durbin-Watson stat	1.991603	Prob(F-statistic)	0.373274

Date: 10/25/11 Time: 10:48
Sample: 1970 2010
Included observations: 39

	Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1				-0.004	-0.004	0.0006	0.981
2				-0.006	-0.006	0.0019	0.999
3				-0.082	-0.082	0.3029	0.959
4				-0.156	-0.158	1.4143	0.842
5				0.388	0.396	8.4886	0.131
6				0.143	0.151	9.4759	0.149
7				-0.053	-0.114	9.6170	0.211
8				0.062	0.114	9.8162	0.278
9				-0.254	-0.132	13.259	0.151
10				0.049	-0.104	13.389	0.203
11				0.085	-0.009	13.801	0.244
12				-0.139	-0.146	14.940	0.245
13				0.041	-0.074	15.043	0.305
14				-0.118	0.030	15.932	0.318
15				0.029	0.115	15.989	0.383
16				-0.027	-0.150	16.041	0.450
17				-0.012	0.149	16.050	0.520
18				0.014	0.061	16.065	0.588
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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الشكل(09): إختبارات ديكي– فولر للسلسلة LCH.

Null Hypothesis: LCH has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.389771	0.5777
Test critical values:	1% level	-3.605593	
	5% level	-2.936942	
	10% level	-2.606857	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

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

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

Date: 10/25/11 Time: 10:54
Sample: 1970 2010
Included observations: 40

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.139	0.139	0.8383	0.360
2			-0.063	-0.084	1.0129	0.603
3			-0.149	-0.131	2.0171	0.569
4			-0.136	-0.106	2.8853	0.577
5			0.373	0.410	9.5808	0.088
6			0.191	0.057	11.392	0.077
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

Null Hypothesis: LCH has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.716380	0.4153
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	-2.938987	
	10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

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

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

Date: 10/25/11 Time: 10:58
Sample: 1970 2010
Included observations: 39

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			-0.008	-0.008	0.0026	0.959
2			-0.006	-0.006	0.0040	0.998
3			-0.088	-0.088	0.3444	0.951
4			-0.165	-0.167	1.5832	0.812
5			0.377	0.385	8.2709	0.142
6			0.131	0.139	9.1051	0.168
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	0.269
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

Null Hypothesis: LCH has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.801746	0.3624
Test critical values:	1% level	-2.624057	
	5% level	-1.949319	
	10% level	-1.611711	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

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

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

Date: 10/25/11 Time: 11:07
Sample: 1970 2010
Included observations: 40

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.089	0.089	0.3375	0.561
2			-0.111	-0.120	0.8855	0.642
3			-0.185	-0.167	2.4412	0.486
4			-0.155	-0.145	3.5670	0.468
5			0.391	0.401	10.912	0.053
6			0.197	0.090	12.826	0.046
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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الشكل(09): إختبارات ديكي– فولر للسلسلة LCH.

Null Hypothesis: LCH has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.828843	0.3504
Test critical values:	1% level	-2.625606	
	5% level	-1.949609	
	10% level	-1.611593	

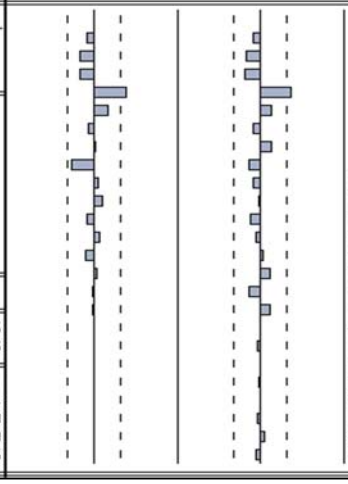
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LCH)
Method: Least Squares
Date: 10/25/11 Time: 11:09
Sample (adjusted): 1972 2010
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCH(-1)	-0.009188	0.011086	-0.828843	0.4125
D(LCH(-1))	0.089635	0.162106	0.552939	0.5836

R-squared	0.015002	Mean dependent var	-0.022661
Adjusted R-squared	-0.011619	S.D. dependent var	0.201684
S.E. of regression	0.202852	Akaike info criterion	-0.302760
Sum squared resid	1.522510	Schwarz criterion	-0.217450
Log likelihood	7.903830	Durbin-Watson stat	1.982365

Date: 10/25/11 Time: 11:25
Sample: 1970 2010
Included observations: 39



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.008	0.008	0.0024	0.961
2	-0.094	-0.094	0.3812	0.826
3	-0.173	-0.173	1.7067	0.635
4	-0.174	-0.190	3.0880	0.543
5	0.396	0.383	10.448	0.063
6	0.171	0.137	11.863	0.065
7	-0.069	-0.094	12.104	0.097
8	0.015	0.143	12.114	0.146
9	-0.275	-0.135	16.160	0.064
10	0.051	-0.091	16.301	0.091
11	0.114	-0.009	17.040	0.107
12	-0.094	-0.128	17.560	0.130
13	0.059	-0.043	17.770	0.166
14	-0.114	0.032	18.602	0.181
15	0.038	0.126	18.697	0.228
16	-0.009	-0.135	18.703	0.284
17	-0.014	0.119	18.717	0.345
18	0.006	0.001	18.720	0.409
19	0.002	-0.027	18.721	0.475
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)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.538014	0.0003
Test critical values:	1% level	-4.211868	
	5% level	-3.529758	
	10% level	-3.196411	

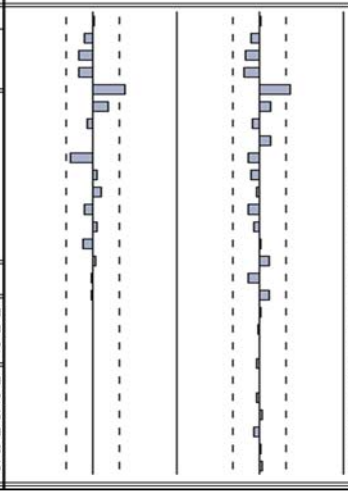
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LCH,2)
Method: Least Squares
Date: 10/25/11 Time: 11:28
Sample (adjusted): 1972 2010
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LCH(-1))	-0.918717	0.165893	-5.538014	0.0000
C	0.002301	0.069875	0.032936	0.9739
@TREND(1970)	-0.001111	0.002944	-0.377281	0.7082

R-squared	0.460172	Mean dependent var	-0.002490
Adjusted R-squared	0.430181	S.D. dependent var	0.272912
S.E. of regression	0.206011	Akaike info criterion	-0.247966
Sum squared resid	1.527866	Schwarz criterion	-0.120000
Log likelihood	7.835342	F-statistic	15.34393
Durbin-Watson stat	1.979261	Prob(F-statistic)	0.000015

Date: 10/25/11 Time: 11:29
Sample: 1970 2010
Included observations: 39



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.011	0.011	0.0050	0.944
2	-0.101	-0.102	0.4500	0.799
3	-0.174	-0.174	1.7965	0.616
4	-0.169	-0.185	3.0955	0.542
5	0.404	0.390	10.782	0.056
6	0.182	0.147	12.384	0.054
7	-0.072	-0.087	12.639	0.081
8	0.007	0.142	12.642	0.125
9	-0.280	-0.142	16.831	0.051
10	0.045	-0.103	16.944	0.076
11	0.113	-0.029	17.668	0.090
12	-0.100	-0.147	18.264	0.108
13	0.042	-0.065	18.370	0.144
14	-0.127	0.013	19.405	0.150
15	0.025	0.120	19.446	0.194
16	-0.012	-0.132	19.456	0.246
17	-0.017	0.122	19.476	0.302
18	0.002	0.009	19.476	0.363
19	0.001	-0.013	19.476	0.427
20	0.000	0.001	19.476	0.491
21	0.000	-0.026	19.476	0.555
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)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.591991	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	-2.938987	
	10% level	-2.607932	

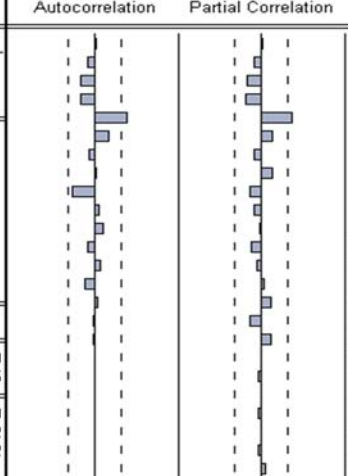
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LCH,2)
Method: Least Squares
Date: 10/25/11 Time: 11:32
Sample (adjusted): 1972 2010
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LCH(-1))	-0.912932	0.163257	-5.591991	0.0000
C	-0.020904	0.032770	-0.637923	0.5275

R-squared	0.458037	Mean dependent var	-0.002490
Adjusted R-squared	0.443389	S.D. dependent var	0.272912
S.E. of regression	0.203610	Akaike info criterion	-0.295302
Sum squared resid	1.533907	Schwarz criterion	-0.209991
Log likelihood	7.758393	F-statistic	31.27036
Durbin-Watson stat	1.981513	Prob(F-statistic)	0.000002

Date: 10/25/11 Time: 11:34
Sample: 1970 2010
Included observations: 39



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.009	0.009	0.0035	0.953
2	-0.095	-0.096	0.3972	0.820
3	-0.174	-0.174	1.7436	0.627
4	-0.173	-0.189	3.1074	0.540
5	0.397	0.383	10.504	0.062
6	0.172	0.137	11.943	0.063
7	-0.070	-0.094	12.191	0.094
8	0.012	0.142	12.199	0.143
9	-0.277	-0.138	16.285	0.061
10	0.050	-0.093	16.421	0.088
11	0.114	-0.011	17.158	0.103
12	-0.093	-0.128	17.666	0.126
13	0.058	-0.041	17.875	0.162
14	-0.115	0.032	18.718	0.176
15	0.037	0.129	18.812	0.222
16	-0.008	-0.132	18.816	0.278
17	-0.014	0.118	18.831	0.338
18	0.006	-0.001	18.834	0.402
19	0.002	-0.027	18.834	0.468
20	0.000	-0.008	18.834	0.533
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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.599879	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.625606	
	5% level	-1.949609	
	10% level	-1.611593	

*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

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.000	0.000	2.E-07	1.000
		2	-0.095	-0.095	0.3888	0.823
		3	-0.172	-0.173	1.6956	0.638
		4	-0.175	-0.195	3.1011	0.541
		5	0.397	0.381	10.511	0.062
		6	0.169	0.142	11.902	0.064
		7	-0.073	-0.093	12.166	0.095
		8	0.015	0.143	12.178	0.143
		9	-0.278	-0.135	16.286	0.061
		10	0.051	-0.094	16.431	0.088
		11	0.114	-0.012	17.173	0.103
		12	-0.094	-0.127	17.695	0.125
		13	0.060	-0.043	17.918	0.161
		14	-0.116	0.029	18.776	0.174
		15	0.038	0.130	18.874	0.219
		16	-0.008	-0.131	18.879	0.275
		17	-0.015	0.116	18.894	0.335
		18	0.006	-0.000	18.897	0.398
		19	0.002	-0.025	18.897	0.463
		20	0.000	-0.009	18.897	0.529
		21	0.000	-0.027	18.897	0.592
		22	0.000	0.006	18.897	0.652
		23	0.000	-0.031	18.897	0.707
		24	0.000	0.043	18.897	0.757

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.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.890258	0.1763
Test critical values:	1% level	-4.205004	
	5% level	-3.526609	
	10% level	-3.194611	

*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

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.192	-0.192	1.5889	0.207
		2	0.171	0.139	2.8831	0.237
		3	0.244	0.317	5.5944	0.133
		4	-0.226	-0.173	7.9806	0.092
		5	0.112	-0.072	8.5775	0.127
		6	-0.063	-0.054	8.7764	0.187
		7	-0.129	-0.062	9.6288	0.211
		8	-0.124	-0.226	10.431	0.236
		9	-0.039	-0.023	10.511	0.311
		10	-0.129	-0.035	11.439	0.324
		11	0.039	0.087	11.526	0.400
		12	-0.048	-0.055	11.666	0.473
		13	0.004	0.015	11.667	0.555
		14	0.036	-0.029	11.749	0.626
		15	-0.012	-0.007	11.759	0.697
		16	0.017	-0.083	11.779	0.759
		17	-0.004	-0.031	11.780	0.813
		18	-0.060	-0.100	12.051	0.845
		19	-0.043	-0.062	12.197	0.877
		20	0.000	-0.012	12.197	0.909
		21	0.000	0.089	12.197	0.934
		22	0.000	0.003	12.197	0.953
		23	0.000	-0.032	12.197	0.967
		24	0.000	-0.049	12.197	0.978
		25	0.000	-0.019	12.197	0.985
		26	0.000	-0.068	12.197	0.990
		27	0.000	-0.044	12.197	0.993

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.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.181107	0.4863
Test critical values:	1% level	-4.211868	
	5% level	-3.529758	
	10% level	-3.196411	

*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

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.002	0.002	0.0002	0.990
		2	0.116	0.116	0.5834	0.747
		3	0.203	0.205	2.4094	0.492
		4	-0.176	-0.196	3.8232	0.430
		5	0.098	0.055	4.2750	0.511
		6	-0.066	-0.069	4.4854	0.611
		7	-0.148	-0.099	5.5780	0.590
		8	-0.155	-0.221	6.8135	0.557
		9	-0.078	0.012	7.1366	0.623
		10	-0.123	-0.074	7.9652	0.632
		11	0.009	0.069	7.9702	0.716
		12	-0.060	-0.091	8.1823	0.771
		13	0.037	0.101	8.2661	0.826
		14	0.084	0.015	8.7178	0.849
		15	0.026	0.039	8.7614	0.890
		16	0.030	-0.115	8.8246	0.920
		17	0.015	0.010	8.8404	0.945
		18	-0.004	-0.059	8.8416	0.963
		19	-0.001	0.022	8.8416	0.976
		20	0.000	-0.048	8.8416	0.985
		21	0.000	0.085	8.8416	0.990
		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
		28	0.000	-0.051	8.8416	1.000

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

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

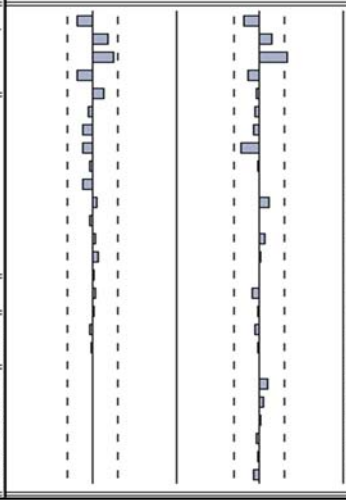
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.686045	0.0853
Test critical values:	1% level	-3.605593	
	5% level	-2.936942	
	10% level	-2.606857	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LINF)
Method: Least Squares
Date: 10/25/11 Time: 12:17
Sample (adjusted): 1971 2010
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LINF(-1)	-0.321637	0.119744	-2.686045	0.0107
C	0.602269	0.252154	2.388494	0.0220

R-squared	0.159568	Mean dependent var	-0.005191
Adjusted R-squared	0.137451	S.D. dependent var	0.759417
S.E. of regression	0.705297	Akaike info criterion	2.188313
Sum squared resid	18.90289	Schwarz criterion	2.272757
Log likelihood	-41.76625	F-statistic	7.214836
Durbin-Watson stat	2.366255	Prob(F-statistic)	0.010662



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.196	-0.196	1.6537	0.198
2	0.185	0.153	3.1733	0.205
3	0.257	0.338	6.1714	0.104
4	-0.195	-0.134	7.9440	0.094
5	0.146	-0.039	8.9690	0.110
6	-0.047	-0.044	9.0766	0.169
7	-0.119	-0.080	9.8030	0.200
8	-0.116	-0.237	10.513	0.231
9	-0.032	-0.012	10.569	0.306
10	-0.115	0.004	11.312	0.334
11	0.048	0.125	11.443	0.407
12	-0.032	-0.003	11.504	0.486
13	0.027	0.064	11.548	0.565
14	0.061	0.013	11.792	0.623
15	0.011	0.003	11.800	0.694
16	0.036	-0.084	11.890	0.751
17	0.021	-0.019	11.923	0.805
18	-0.027	-0.051	11.977	0.848
19	-0.023	-0.020	12.019	0.885
20	0.000	0.006	12.019	0.915
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

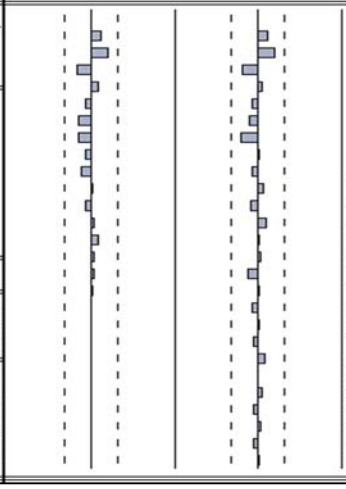
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.849449	0.3519
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	-2.938987	
	10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LINF)
Method: Least Squares
Date: 10/25/11 Time: 12:22
Sample (adjusted): 1972 2010
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LINF(-1)	-0.235452	0.127309	-1.849449	0.0726
D(LINF(-1))	-0.286536	0.158380	-1.809173	0.0788
C	0.456377	0.265048	1.721862	0.0937

R-squared	0.236692	Mean dependent var	0.008496
Adjusted R-squared	0.194286	S.D. dependent var	0.764330
S.E. of regression	0.686075	Akaike info criterion	2.158143
Sum squared resid	16.94515	Schwarz criterion	2.286110
Log likelihood	-39.08379	F-statistic	5.581564
Durbin-Watson stat	1.997098	Prob(F-statistic)	0.007737



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.002	0.002	0.0002	0.990
2	0.116	0.116	0.5834	0.747
3	0.203	0.205	2.4094	0.492
4	-0.176	-0.196	3.8232	0.430
5	0.098	0.055	4.2750	0.511
6	-0.066	-0.069	4.4854	0.611
7	-0.148	-0.099	5.5780	0.590
8	-0.155	-0.221	6.8135	0.557
9	-0.078	0.012	7.1366	0.623
10	-0.123	-0.074	7.9652	0.632
11	0.009	0.069	7.9702	0.716
12	-0.060	-0.091	8.1823	0.771
13	0.037	0.101	8.2661	0.826
14	0.084	0.015	8.7178	0.849
15	0.026	0.039	8.7614	0.890
16	0.030	-0.115	8.8246	0.920
17	0.015	0.010	8.8404	0.945
18	-0.004	-0.059	8.8416	0.963
19	-0.001	0.022	8.8416	0.976
20	0.000	-0.048	8.8416	0.985
21	0.000	0.085	8.8416	0.990
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

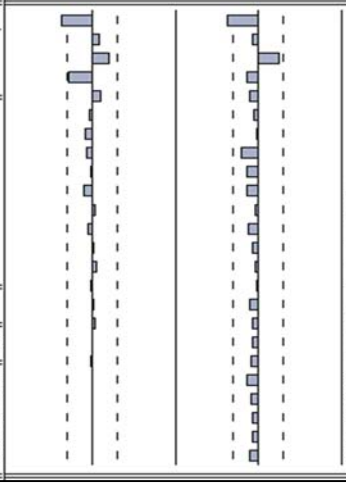
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.161603	0.2197
Test critical values:	1% level	-2.624057	
	5% level	-1.949319	
	10% level	-1.611711	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LINF)
Method: Least Squares
Date: 10/25/11 Time: 12:47
Sample (adjusted): 1971 2010
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LINF(-1)	-0.065121	0.056061	-1.161603	0.2525

R-squared	0.033395	Mean dependent var	-0.005191
Adjusted R-squared	0.033395	S.D. dependent var	0.759417
S.E. of regression	0.746629	Akaike info criterion	2.278187
Sum squared resid	21.74077	Schwarz criterion	2.320409
Log likelihood	-44.56373	Durbin-Watson stat	2.695713



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.390	-0.390	6.5515	0.010
2	0.090	-0.073	6.9108	0.032
3	0.208	0.257	8.8670	0.031
4	-0.296	-0.147	12.954	0.012
5	0.106	-0.110	13.491	0.019
6	-0.028	-0.050	13.530	0.035
7	-0.085	-0.010	13.895	0.053
8	-0.076	-0.205	14.201	0.077
9	-0.013	-0.136	14.209	0.115
10	-0.103	-0.144	14.800	0.140
11	0.035	-0.026	14.870	0.189
12	-0.053	-0.130	15.038	0.239
13	0.011	-0.075	15.046	0.304
14	0.049	-0.034	15.201	0.365
15	-0.011	-0.009	15.209	0.436
16	0.016	-0.104	15.227	0.508
17	0.026	-0.079	15.275	0.576
18	-0.004	-0.067	15.276	0.643
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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الشكل(10): إختبارات ديكي– فولر للسلسلة LINF.

Null Hypothesis: LINF has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.664067	0.4230
Test critical values:	1% level	-2.625606	
	5% level	-1.949609	
	10% level	-1.611593	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

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

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

Date: 10/25/11 Time: 13:06
Sample: 1970 2010
Included observations: 39

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.034	-0.034	0.0498	0.823
		2	0.043	0.042	0.1306	0.937
		3	0.171	0.175	1.4352	0.697
		4	-0.233	-0.229	3.9061	0.419
		5	0.047	0.024	4.0113	0.548
		6	-0.066	-0.077	4.2203	0.647
		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

Null Hypothesis: D(LINF) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.307627	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.211868	
	5% level	-3.529758	
	10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LINF,2)
Method: Least Squares
Date: 10/25/11 Time: 13:11
Sample (adjusted): 1972 2010
Included observations: 39 after adjustments

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

Date: 10/25/11 Time: 13:13
Sample: 1970 2010
Included observations: 39

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.035	-0.035	0.0528	0.818
		2	0.025	0.024	0.0805	0.961
		3	0.153	0.155	1.1259	0.771
		4	-0.259	-0.255	4.1906	0.381
		5	0.010	-0.009	4.1949	0.522
		6	-0.078	-0.092	4.4864	0.611
		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

Null Hypothesis: D(LINF) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.371375	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	-2.938987	
	10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LINF,2)
Method: Least Squares
Date: 10/25/11 Time: 13:17
Sample (adjusted): 1972 2010
Included observations: 39 after adjustments

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

Date: 10/25/11 Time: 13:19
Sample: 1970 2010
Included observations: 39

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.028	-0.028	0.0323	0.857
		2	0.039	0.039	0.0995	0.951
		3	0.170	0.173	1.3865	0.709
		4	-0.236	-0.235	3.9292	0.416
		5	0.038	0.019	3.9954	0.550
		6	-0.067	-0.081	4.2150	0.648
		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

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

تابع الشكل(10): إختبارات ديكي– فولر للسلسلة LINF.

Null Hypothesis: D(LINF) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.495743	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.625606	
	5% level	-1.949609	
	10% level	-1.611593	

*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

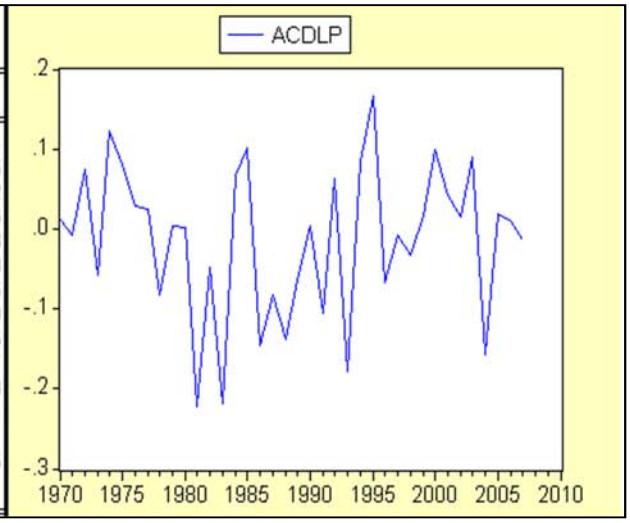
Date: 10/25/11 Time: 13:23
Sample: 1970 2010
Included observations: 39

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.028	-0.028	0.0325	0.857
		2	0.039	0.039	0.0997	0.951
		3	0.170	0.173	1.3868	0.709
		4	-0.236	-0.235	3.9296	0.416
		5	0.038	0.019	3.9958	0.550
		6	-0.067	-0.081	4.2154	0.648
		7	-0.129	-0.057	5.0523	0.654
		8	-0.131	-0.207	5.9330	0.655
		9	-0.054	-0.011	6.0908	0.731
		10	-0.111	-0.124	6.7752	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	-0.142	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

الشّكل(11): دالة الإرتباط الذاتي ودالة الإرتباط الذاتي الجزئي للسلسلة DLP.

Sample: 1970 2010
Included observations: 40

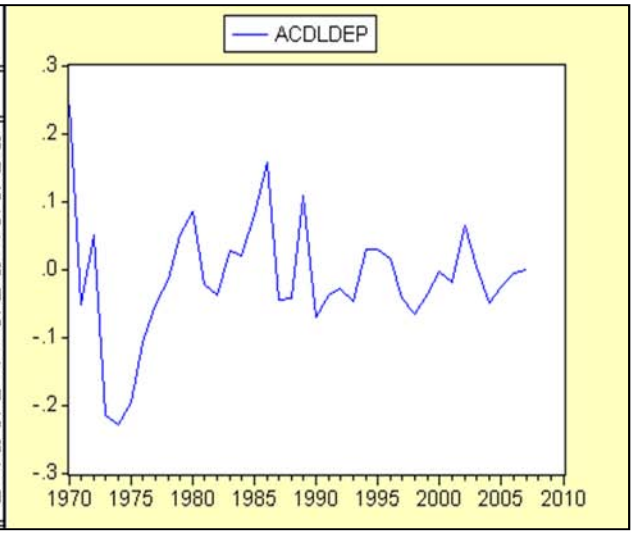
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.032	0.032	0.0438	0.834
		2	-0.013	-0.014	0.0512	0.975
		3	0.073	0.074	0.2921	0.962
		4	-0.035	-0.040	0.3486	0.986
		5	0.139	0.145	1.2714	0.938
		6	0.060	0.044	1.4490	0.963
		7	0.069	0.080	1.6945	0.975
		8	-0.016	-0.043	1.7081	0.989
		9	-0.032	-0.023	1.7635	0.995
		10	0.044	0.018	1.8730	0.997
		11	-0.055	-0.065	2.0483	0.998
		12	-0.179	-0.203	3.9692	0.984
		13	-0.008	-0.009	3.9734	0.991
		14	-0.131	-0.136	5.0807	0.985
		15	-0.012	0.016	5.0907	0.991



الشّكل(12): دالة الإرتباط الذاتي ودالة الإرتباط الذاتي الجزئي للسلسلة DLDEP.

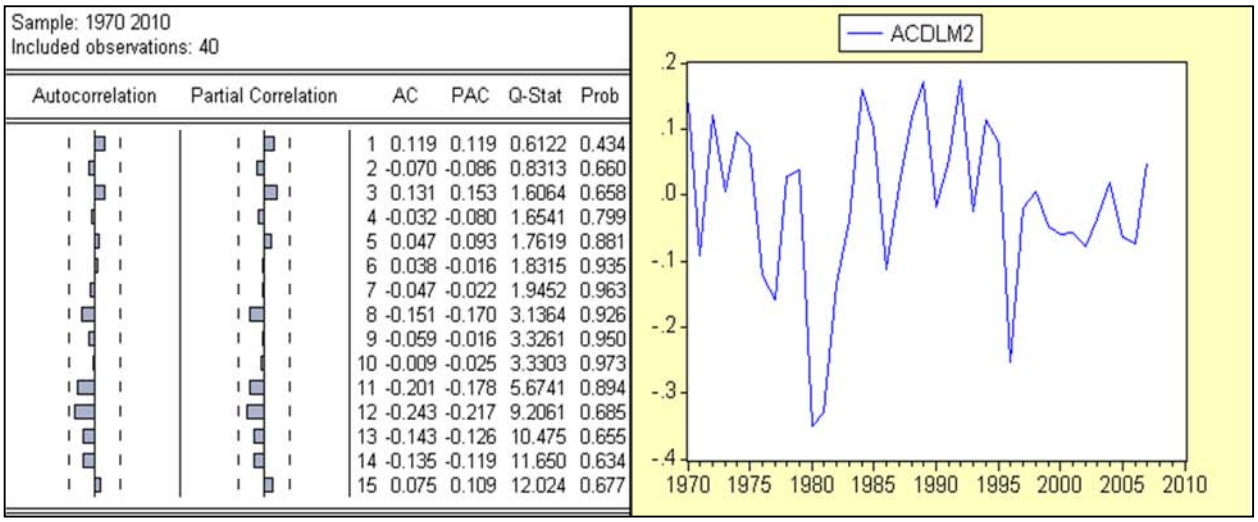
Sample: 1970 2010
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.218	0.218	2.0382	0.153
		2	-0.017	-0.067	2.0504	0.359
		3	0.079	0.103	2.3351	0.506
		4	-0.214	-0.274	4.4783	0.345
		5	-0.238	-0.125	7.1911	0.207
		6	-0.225	-0.209	9.6908	0.138
		7	-0.130	-0.016	10.549	0.160
		8	-0.065	-0.095	10.774	0.215
		9	-0.004	-0.019	10.775	0.291
		10	0.106	-0.007	11.401	0.327
		11	0.127	0.026	12.339	0.339
		12	0.027	-0.097	12.384	0.415
		13	-0.061	-0.130	12.617	0.478
		14	-0.001	-0.011	12.617	0.557
		15	-0.018	-0.008	12.639	0.630

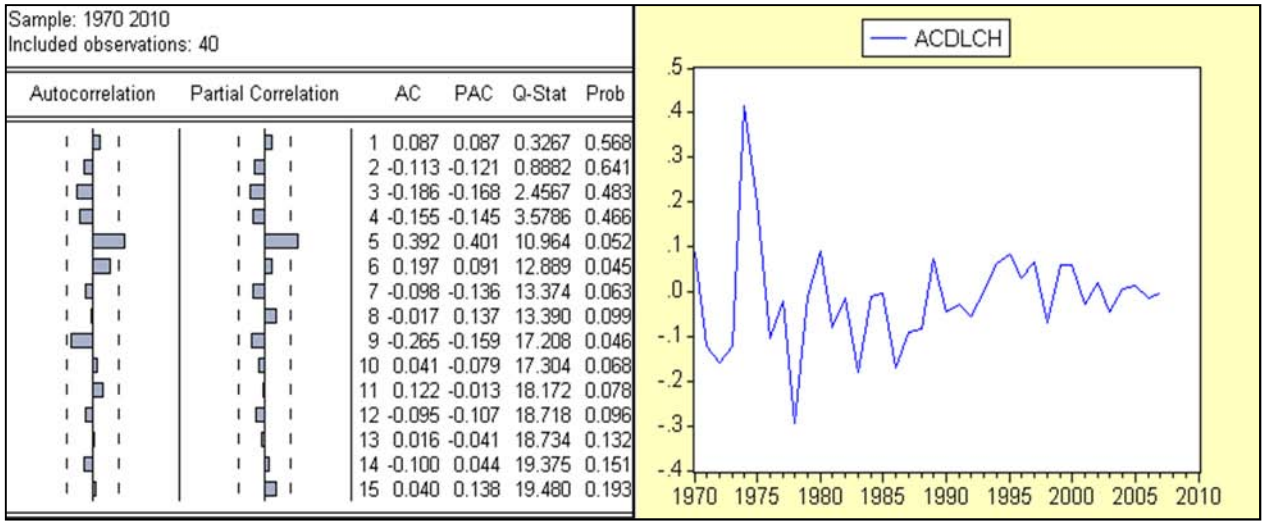


المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

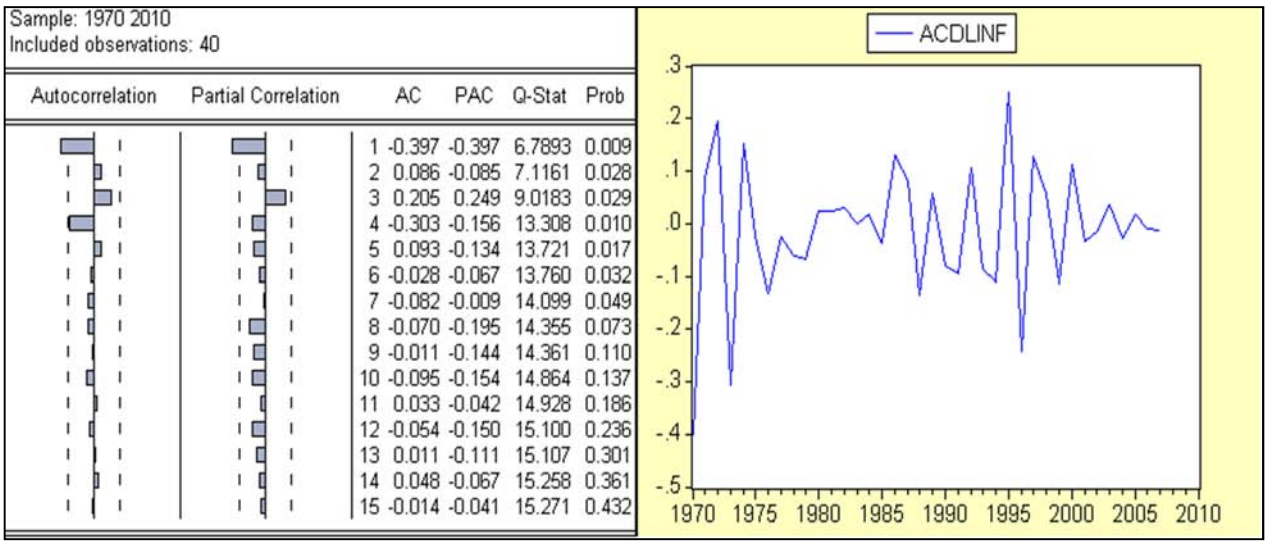
الشّكل(13): دالة الإرتباط الذاتي ودالة الإرتباط الذاتي الجزئي للسلسلة DLM2.



الشّكل(14): دالة الإرتباط الذاتي ودالة الإرتباط الذاتي الجزئي للسلسلة DLCH.

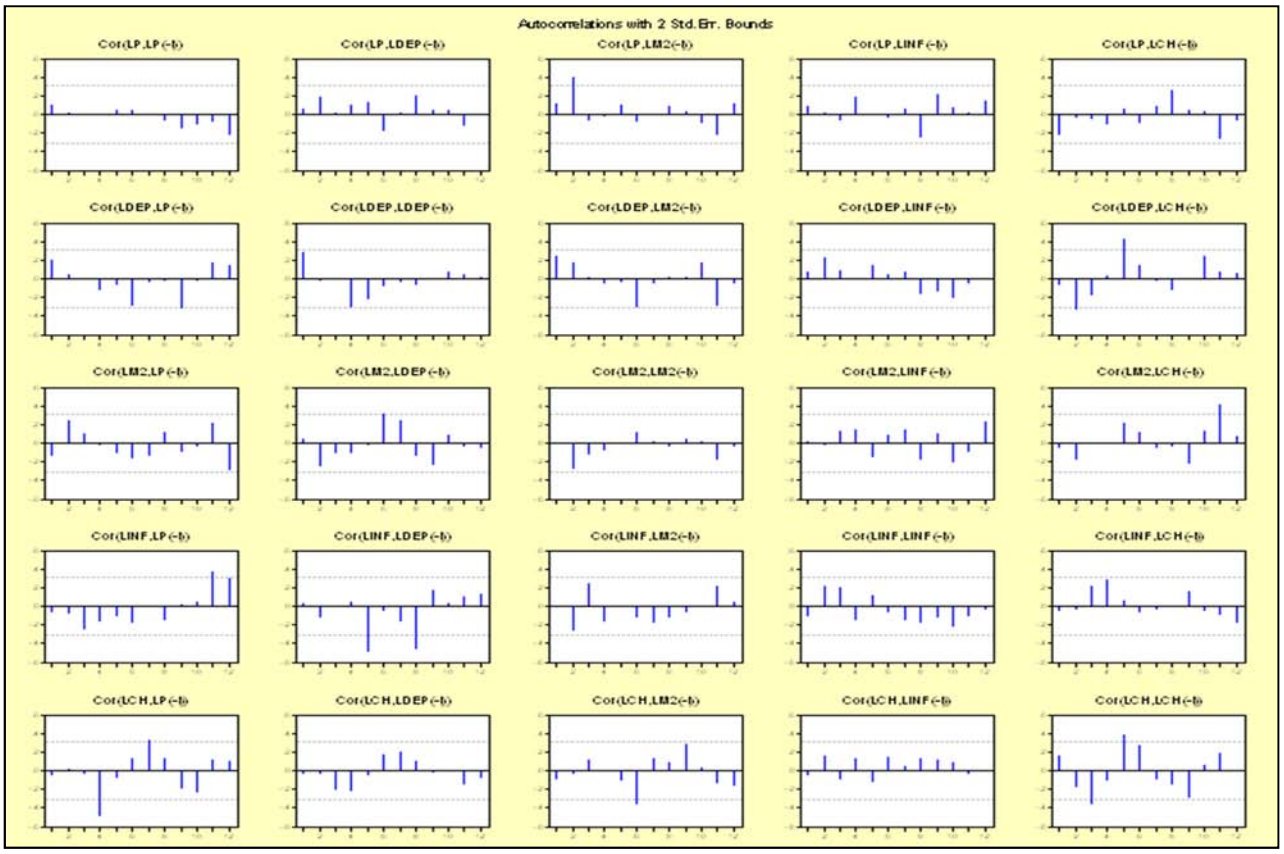


الشّكل(15): دالة الإرتباط الذاتي ودالة الإرتباط الذاتي الجزئي للسلسلة DLINF.

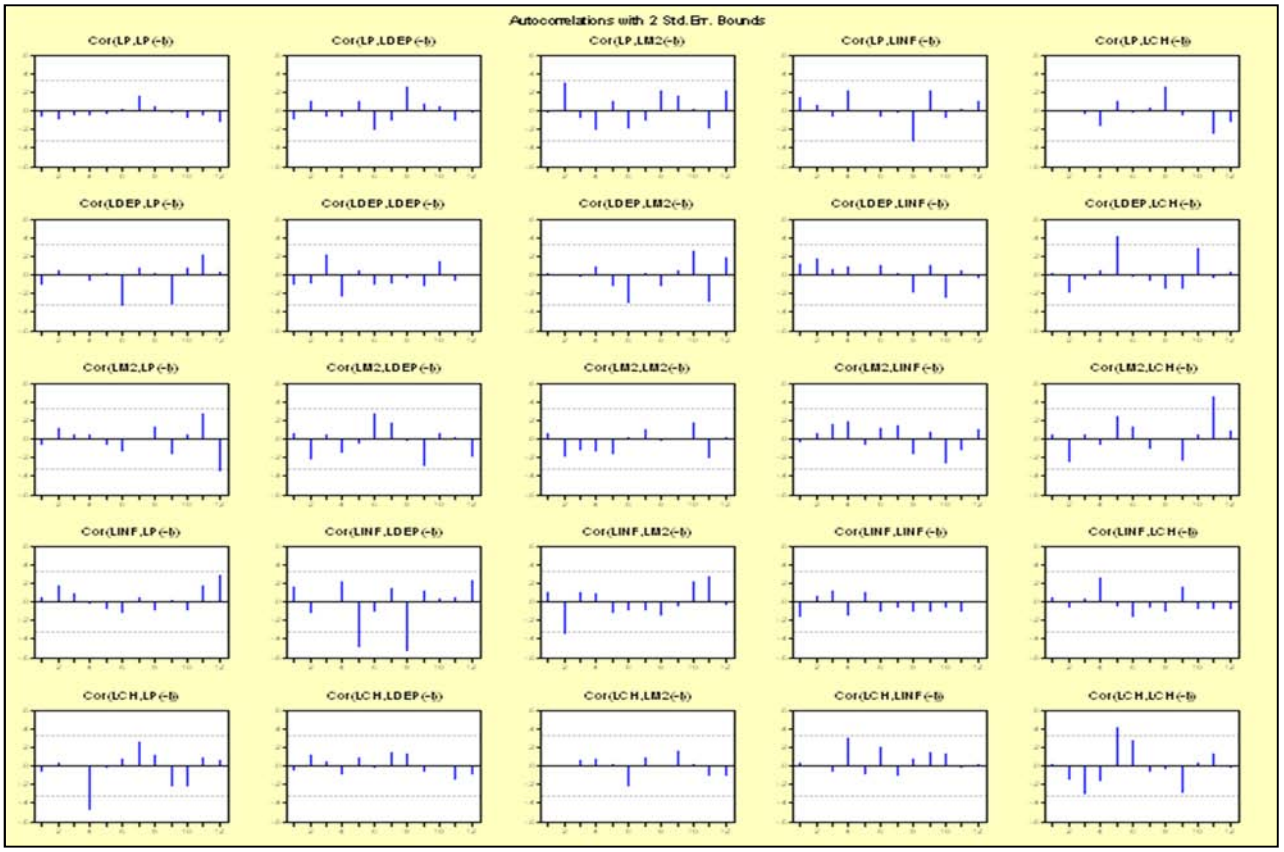


المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الشّكل(16): دوال الإرتباط الذاتي و دوال الإرتباط التّقاطعي لبواقي النّموذج "VAR(1)".

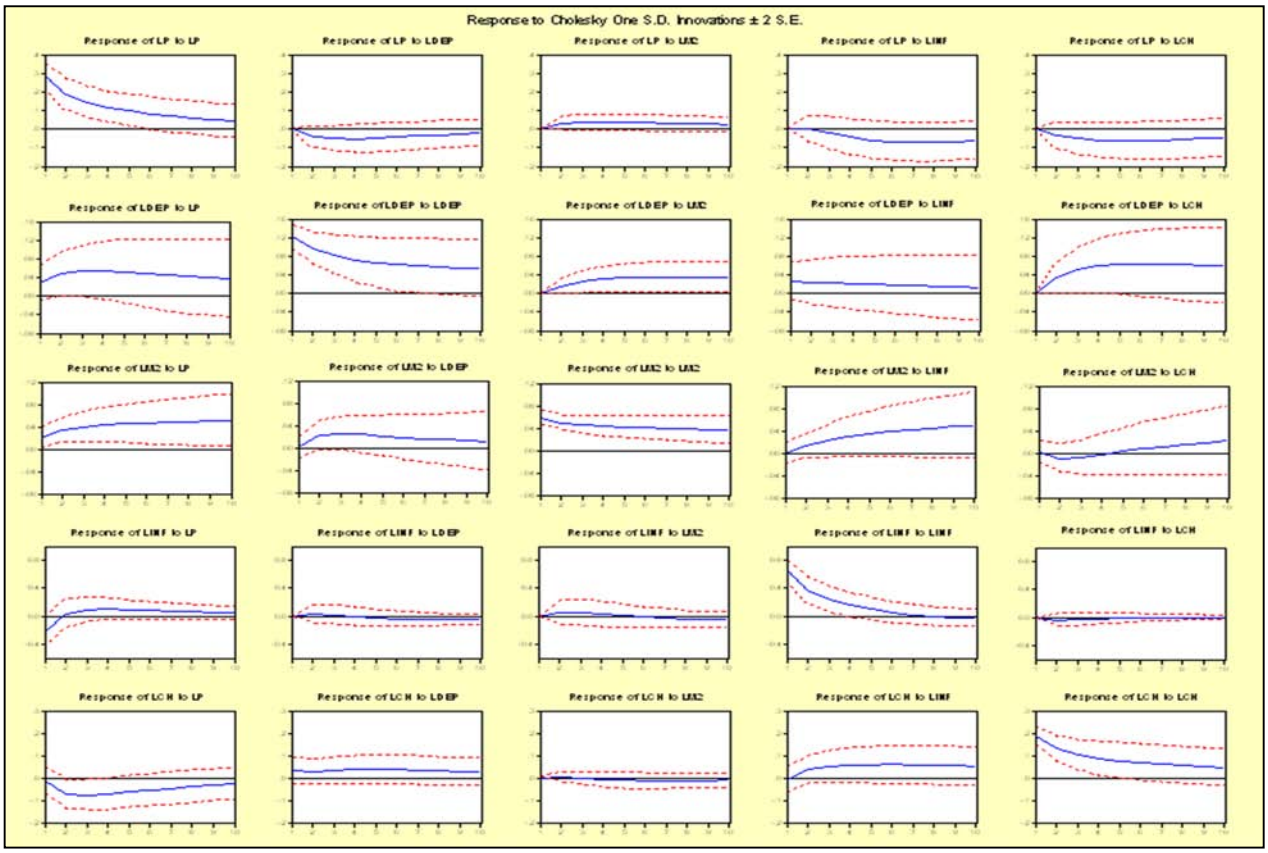


الشكل(17): دوال الإرتباط الذاتي و دوال الإرتباط التّقاطعي لبواقي النّموذج "VEC(1)".

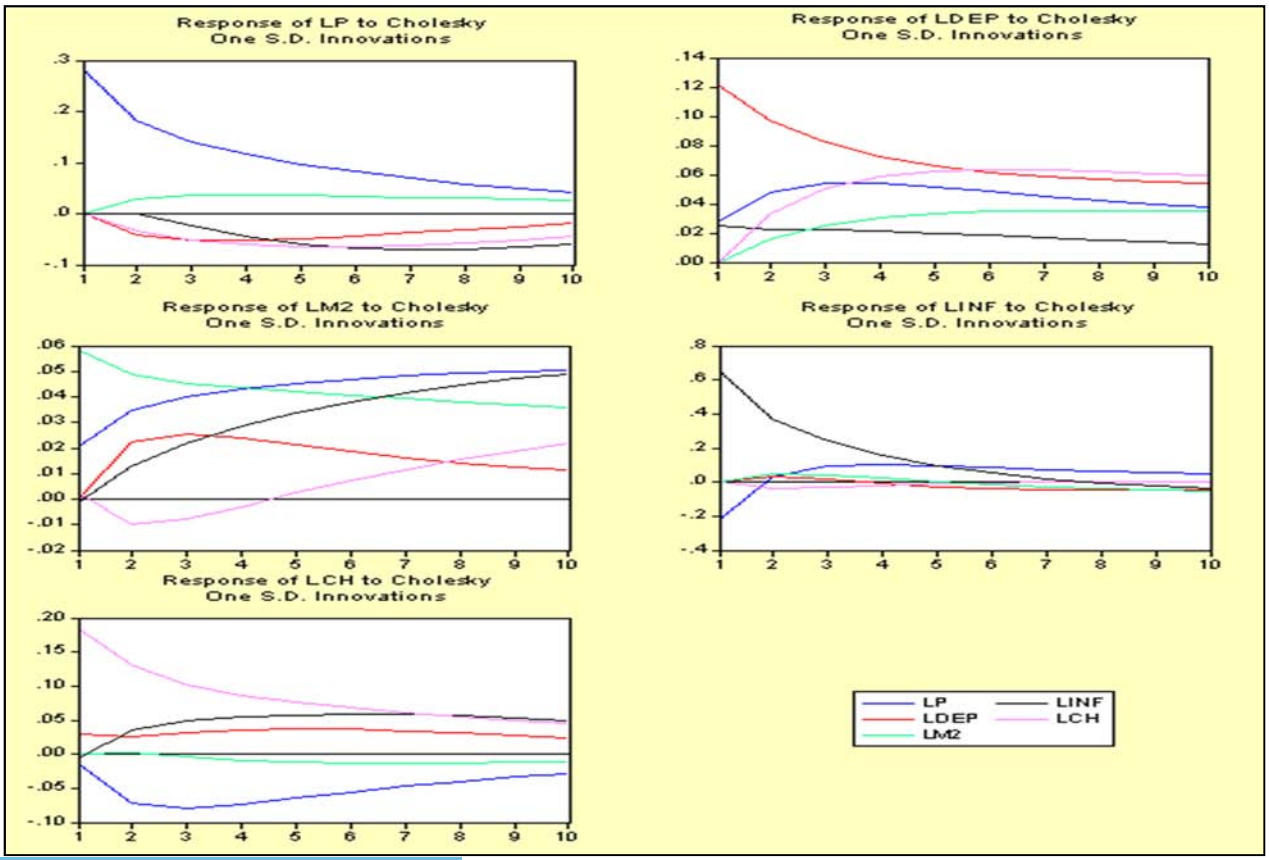


المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الشكل(18): نتائج محاكاة وتقدير دوال الاستجابة الدّفعية.

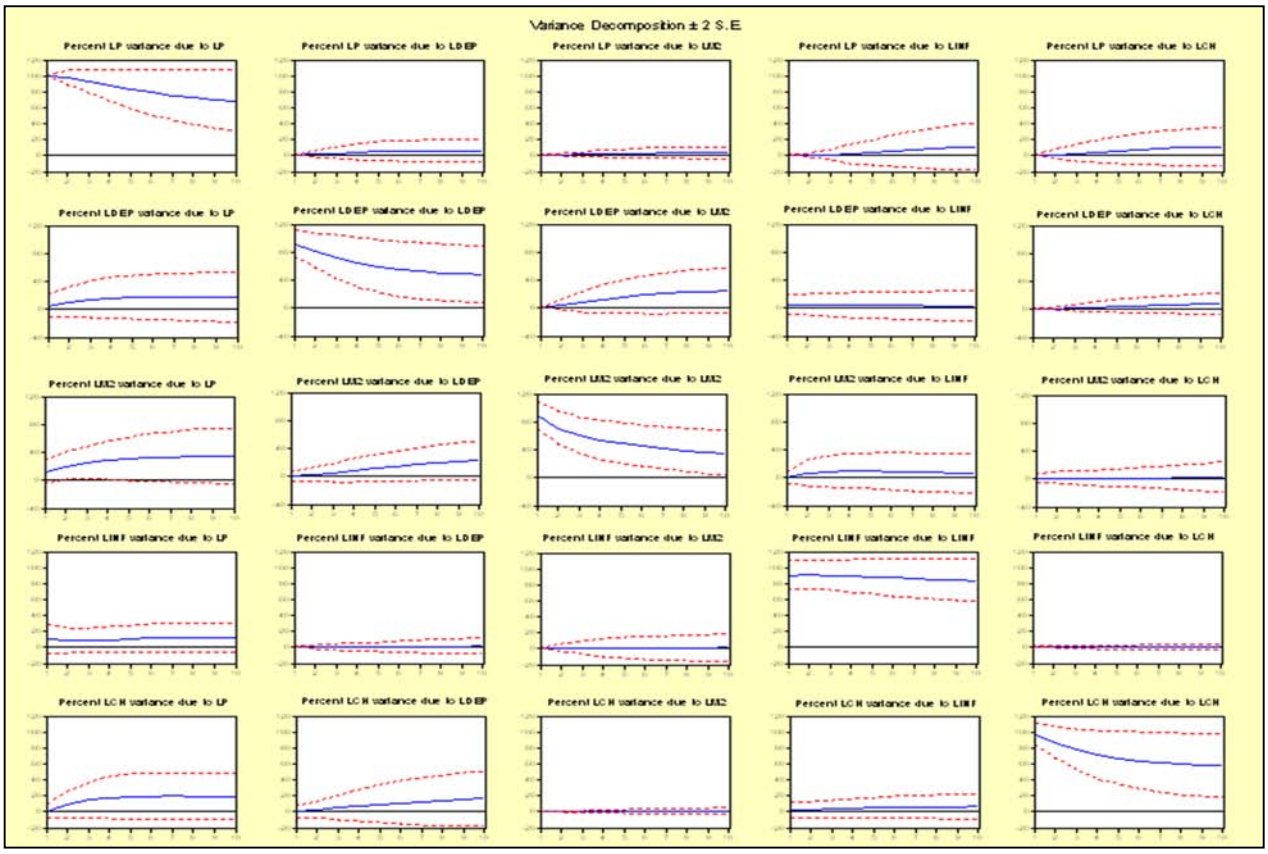


الشكل(19): نتائج محاكاة وتقدير دوال الاستجابة الدّفعية.

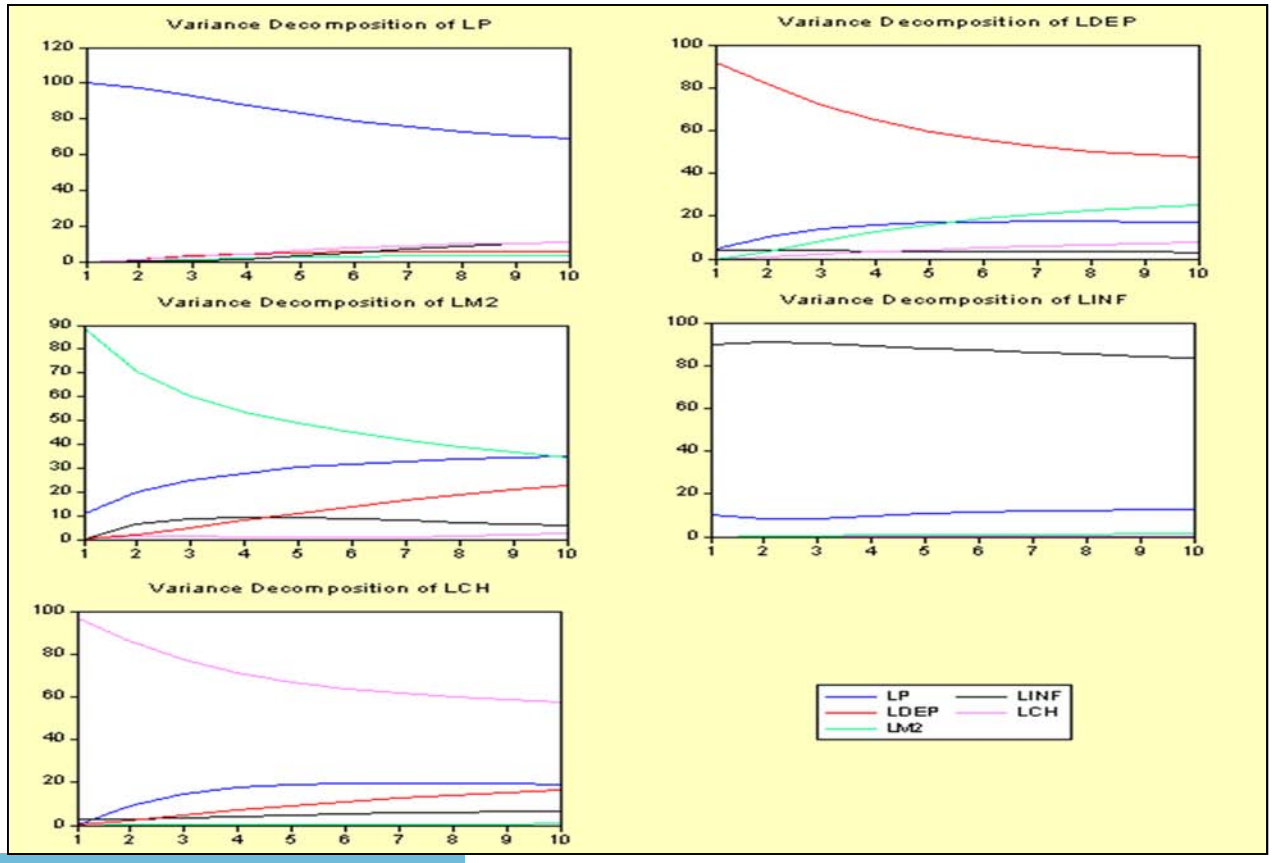


المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الشكل(20): نتائج تفكيك التّباين.



الشكل(21): نتائج تفكيك التّباين.



www.manaraa.com