دراسات اقتصادية

السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية

نصف سنوية محكمة تعنى بالشئون الاقتصادية

تصدر عن جمعية الاقتصاد السعودية - جامعة الملك سعود

المجلد السادس - العدد الحادي عشر جمادى الأولى 1426هـ (يونيو 2005م)

أولاً: البحوث والدراسات:

- أثر التضخم على الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية في المملكة العربية السعودية — عثمان سعد النشوان، عادل محمد خليفة
- نماذج الانحدار الذاتي ذات الحد الفاصل الذاتي التنشيط SETAR ونماذج الانحدار الذاتي ذات المتوسط المتحرك ARMA لسلاسل العوائد الزمنية الشهرية لمؤشرات أسعار الأسهم السعودية: مقارنات تنبؤية. (باللغة الإنجليزية) — أحمد عبد الله عسيري
- قرارات الإنتاج في دول منظمة أوبك في ظل مخاطر تذبذب الأسعار. (باللغة الإنجليزية) — سالم ناصر آل قظيع

ثانياً: ملخصات رسائل جامعية:

- العلاقة بين الصادرات والنمو الاقتصادي: تجربة المملكة العربية السعودية وجمهورية السودان (دراسة قياسية) — ثريا حسن صديق

ردمد : 1319 - 5492 ISSN

توجه جميع المراسلات إلى رئيس التحرير على العنوان التالي:

ص.ب 2459 الرياض 11451 المملكة العربية السعودية

تلفون: 4674141 فاكس: 4674142

دراسات اقتصادية

السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية

نصف سنوية محكمة تعنى بالشئون الاقتصادية

تصدر عن جمعية الاقتصاد السعودية - جامعة الملك سعود

الهيئة الاستشارية

أ.د. منصور إبراهيم التركي — أ.د. محمد سلطان أبو علي

أ.د. خالد عبد الرحمن الحمودي — أ.د. عبد الحميد حسن الغزالي

أ.د. يوسف عبد الله صائغ — أ.د. سعيد النجار

أ.د. رويير أميل مابرو

هيئة التحرير

أ.د. باسم أحمد آل إبراهيم — رئيساً

د. أحمد سليمان بن عبيد — سكرتيراً

أ.د. ماجد عبد الله المنيف — عضواً

د. وديع بن أحمد فاضل كابلي — عضواً

د. محمد بن عبد الله الجراح — عضواً

الصف والإخراج الفني : الطيب بخيت إدريس

ما ينشر في هذه السلسلة من آراء تقع مسئوليته على عاتق الباحثين

- تدعوكم إلى نشر أبحاثكم والحصول على أسرع الردود حولها.
- تخضع جميع البحوث المقدمة للتحكيم العلمي حسب الأصول المتعارف عليها.
- تنشر مساهماتكم في باب المناقشات ومراجعات الكتب والتقارير والرسائل الجامعية والندوات.
- تصرف مكافأة رمزية عن البحث الذي يجاز نشره.

قواعد النشر

في مجلة دراسات اقتصادية

السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية

السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية هي دورية علمية تصدر عن جمعية الاقتصاد السعودية بجامعة الملك سعود، وهي تهدف إلى إتاحة الفرصة للباحثين لنشر نتائج أبحاثهم. تنظر هيئة التحرير في مواد في علم الاقتصاد وفروعه. تقدم البحوث الأصلية باللغة العربية والإنجليزية التي لم يسبق نشرها أو إرسالها للنشر في مجلات أخرى، وفي حالة القبول يجب ألا تنشر المادة في أي دورية أخرى دون إذن كتابي من رئيس هيئة التحرير .

تنقسم المواد التي تقبلها السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية للنشر إلى الأنواع التالية:

(1) **بحث:** ويشتمل على عمل المؤلف في مجال تخصصه، ويجب أن يحتوى على إضافة للمعرفة في مجاله وأن يكون في حدود (25) صفحة.

(2) **مقالة استعراضية:** وتشتمل على عرض نقدي لبحوث سبق أجراؤها في مجال معين أو أجريت في خلال فترة زمنية محددة وألا تتجاوز (5) صفحات.

(3) **المنبر(منتدى):** ويشتمل على خطابات إلى المحرر، ملاحظات وردود.

(4) **نقد الكتب.**

تعليمات عامة:

(1) **تقديم المواد:** يقدم الأصل مطبوعا - ومعه نسختين - على مسافتين وعلى وجه واحد من ورق مقاس A4 (21 x 29,7 سم) ، ويجب أن ترقم الصفحات ترقيما متسلسلا بما في ذلك الجداول والأشكال. وتقدم الجداول والصور واللوحات وقائمة المراجع على صفحات مستقلة مع تحديد أماكن ظهورها في المتن .

(2) **الملخصات:** يرفق ملخصان بالعربية والإنجليزية للبحوث والمقالات الاستعراضية على ألا يزيد عدد كلمات كل منهما على (200) كلمة.

(3) **الجداول والمواد التوضيحية:** يجب أن تكون الجداول والرسومات واللوحات مناسبة لمساحة الصف في صفحة المجلة(12,5 × 18 سم)، ويتم إعداد الأشكال بالحبر الصيني الأسود على ورق كلك، ولا تقبل صور الأشكال عوضا عن الأصول. كما يجب أن تكون الخطوط واضحة ومحددة ومنتظمة في كثافة الحبر ويتناسب سمكها مع حجم الرسم، ويراعى أن تكون الصور الظلية الملونة أو غير الملونة - مطبوعة على ورق لماع .

(4) **الاختصارات:** يجب استخدام اختصارات عناوين الدوريات العلمية كما هو وارد في The World List of Scientific Periodicals. تستخدم الاختصارات المقننة دوليا بدلا من كتابة الكلمات مثل : سم ، مم، م، كم، مل، كجم، ق، %، ... الخ.

(5) **المراجع:** بصفة عامة يشار إلى المراجع بداخل المتن بالأرقام حسب أولوية ذكرها. تقدم المراجع جميعها تحت عنوان المراجع في نهاية المادة بالطريقة المتبعة في أسلوب (MLA):

(أ) يشار إلى الدوريات في المتن بأرقام داخل أقواس مربعة على مستوى السطر. أما في قائمة المراجع فيبدأ المرجع بذكر رقمه داخل قوسين مربعين فاسم عائلة المؤلف ثم الأسماء الأولى أو

اختصاراتها فعنوان البحث (بين علامتي تنصيص) فاسم الدورية(تحت خط) فرقم المجلد، فرقم العدد، فسنة النشر(بين قوسين) ثم أرقام الصفحات.

مثال : رزق، إبراهيم أحمد،(مصادر الاتصال المعرفي الزراعي لزراع منطقة القصيم بالمملكة العربية السعودية) مجلة كلية الزراعة، جامعة الملك سعود، م 9، ع 2 (1987م)، 63-77.

(ب) يشار إلى الكتب في المتن داخل قوسين مربعين مع ذكر الصفحات، مثال [8، ص16] . أما في قائمة المراجع فيكتب رقم المرجع داخل قوسين مربعين متبوعا باسم المؤلف ثم الأسماء الأولى أو اختصاراتها فعنوان الكتاب (تحته خط) فمكان النشر ثم الناشر فسنة النشر.

مثال: الخالدي، محمود عبد الحميد، قواعد نظام الحكم في الإسلام، الكويت:دار البحوث العلمية، 1980م.

عندما ترد في المتن إشارة إلى مرجع سبق ذكره يستخدم رقم المرجع السابق ذكره(نفسه) مع ذكر أرقام الصفحات المعنية بين قوسين مربعين على مستوى السطر. يجب مراعاة عدم استخدام الاختصارات مثل: المرجع نفسه ، المرجع السابق ، ... الخ.

(6) الحواشي: تستخدم لتزويد القارئ بمعلومات توضيحية. ويشار إلى التعليق في المتن بأرقام مرتفعة عن السطر بدون أقواس. وترقم التعليقات متسلسلة داخل المتن ويمكن الإشارة إلى مرجع داخل الحاشية - في حالة الضرورة - عن طريق استخدام رقم المرجع بين قوسين بنفس طريقة استخدامها في المتن . تقدم التعليقات على صفحات مستقلة علما بأنها ستطبع اسفل الصفحات المعنية ويفصلها عن المتن خط.

(7) تعبر المواد المقدمة للنشر عن آراء ونتائج مؤلفيها فقط.

(8) المستلات: يمنح المؤلف عشرة (10) مستلة مجانية من بحثه.

(9) المراسلات: توجه جميع المراسلات إلى :

رئيس التحرير - السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية

ص .ب 2459 الرياض 11451

المملكة العربية السعودية

هاتف 4674141 فاكس 4674142

(10) عدد مرات الصدور: نصف سنوية.

Economic Studies

A Refereed Bi-annual Series
Of the Saudi Economic Association

Advisory Board

Mansoor A. Al-Turki
Mohammed S. Abu Ali
Saeed Al-Najjar
Abd Al-Hameed H. Al-Ghazali
Khalid A. Hamoudi
Yusif Al-Sayigh
Robert Mabro

Editorial Board

Editor-in-Chief : B. A. Al-Ibrahim
Editor : A. S. Obaid
Associate Editors
M. A. Al-Moneef
W. A. F. Kabli
M. A. Al-Jarrah

Typesetting: *ALTayeb Bakheit Idriss*

- Invites all researchers to submit their original work and receive prompt response.
- All articles submitted are refereed according to the established academic procedures.
- Publishes reports, book reviews, and comments on previously published articles.
- Upon Acceptance for publication, the author(s) will receive a token reward.

Address correspondence to: Editor-in-Chief
ECONOMIC STUDIES
SAUDI ECONOMIC ASSOCIATION
P. O. BOX 2459 RIYADH 11451
SAUDI ARABIA

Economic Studies

A Refereed Bi-annual Series
Of the Saudi Economic Association

Guidelines for Authors

This periodical is a publication of the Saudi Economic Association. Its purpose is to provide an opportunity for scholars to publish their scholarly works based on research. The Editorial Board, through Division Editorial Boards, will consider manuscripts from all field of Knowledge. Manuscripts submitted in either Arabic or English. And if accepted for publication, may not be published elsewhere without the express permission of the Editor-in- Chief.

The Following is the manuscript type classification used by the editorial board:

1 – Article:

An account of authors works in a particular field. It should contribute new Knowledge to the field in which the research was conducted.

2 – Review Article:

A critical synthesis of the current literature in particular field, or a synthesis of the literature in a particular field during an explicit period of time

3 – Brief Article:

A short article (note) having the same characteristics as an article.

4 – Forum:

Letters to the Editor

5 – Book Reviews:

General Instructions

1 – Submission of Manuscripts:

A typewritten original manuscript (one side only) using A4 size papers, double-spaced, and along with two copies is required. All pages, including tables and other illustrations, are to be numbered consecutively. Tables, other illustrations, and references should be presented on separate sheets with their proper text position indicated.

2 – Abstracts:

Manuscripts for articles review articles, and brief articles require that both Arabic and English abstracts, using not more than 200 words in each version, be submitted with the manuscript.

3 - Tables and other illustrations:

Table, figures, charts, graphs and plates should be planned to fit the Journals page size (12.5 cm×18cm). Line drawings are to be presented on high quality tracing paper using black India ink. Copies are not permitted for use as originals. Line quality is required to be uniform, distinct, and in proportion to the illustration. Photographs may be submitted on glossy print paper in either black and white, or color.

4 – Abbreviations:

The names of periodicals should be abbreviated in accordance with The World List of Scientific Periodical where appropriate, abbreviations rather than words are to be used, e.g., cm, mm, m, Km, cc, ml, g, mg, Kg, min, %, Fig. Etc.

5 – References:

In general, reference citations in the text are to be identified sequentially. Under the "References" heading at the end of the manuscript all references are to be presented sequentially in MLA entry form.

a) Periodical citations in the text are to be enclosed in on-line brackets, e. g., [7]. Periodical references are to be presented in the following form: reference number (in on-line brackets [ ]), authors surname followed by a given name and/or initials, the title of the article (in quotation marks), title of the periodical (underlined), volume, number, year of publication (in parenthesis), and pages.
   Example:
   [7] Hicks, Granville. "Literary Horizons: Gestations of a Bain Child." Saturday Review, 45, No. 62(1962), 2-23.

b) Book citations in the text are to be enclosed in on-line brackets including the page (s), e. g., [8,p.16]. Book references are to include the following: reference number (in on-line brackets [ ]), authors surname followed by a given name and/or initials, title of the book (underlined), place of publication, publisher, and year of publication.
   Example:
   [8] Daiches, David. Critical Approaches to Literature. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, Inc., 1956.

When a citation in the text is used to refer to a previously cited reference, use the same reference number and include the appropriate page number (s) in on-line brackets.

It is not permissible to use any Latin terms as op.cit. loc.cit., ibid., in the style described above.

6 – Content Note:

A content note is a note from the author to the reader providing clarifying information. A content note is indicated in the text by using a half-space superscript number (e.g., … books[3] are…). Content notes are to be sequentially numbered throughout the text. A reference may be cited in a content note by use of a reference number (in online brackets [ ]) in the same way they are to be used in the text. If a reference citation in the text follows a content note citation, and if the said content note has a reference citation contained within it, then the text reference citation number used in the text follows the reference number used in the content note.

Content notes are to be presented on separate sheets. They will be printed below a solid line, which separates the content notes from the text. Use the same half-space superscript number assigned the content note(s) in the text to precede the content note itself.

7 - The manuscripts and Forum items submitted to the Journal for publication contain the author's conclusions and opinions and, if published, do not constitute a conclusion or opinion of the Editorial Board.

8 - Reprints:

Authors will be provided ten (10) reprints without charge.

9 - Correspondence:

Address correspondence to:

Editor-in-Chief
ECONOMIC STUDIES
SAUDI ECONOMIC ASSOCIATION
P. O. BOX 2459 RIYADH 11451
SAUDI ARABIA

10 – Frequency : Biannual

أثر التضخم على الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية في المملكة العربية السعودية

د. عثمان سعد النشوان

أ. د. عادل محمد خليفة غانم

كلية علوم الأغذية والزراعة – جامعة الملك سعود

الملخص

استهدف هذا البحث قياس معدل التضخم والفجوة التضخمية في الاقتصاد السعودي خلال الفترة ١٩٨٥-٢٠٠٣م، إضافة إلى دراسة العلاقة بين التضخم والإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية في المدى الطويل. وإعتمدت هذه الدراسة فى تحقيق أهدافها على المعايير الإقتصادية المستخدمة فى قياس التضخم وأهمها الرقم القياسي الضمني والرقم القياسي لتكاليف المعيشة ومعامل الاستقرار النقدي وإجمالي وصافي فائض الطلب والإفراط النقدي. كما إعتمدت على تحليل السلاسل الزمنية وتكوين معادلات التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ Error correction model (ECM).

وأسفرت هذه الدراسة عن مجموعة من النتائج أهمها انخفاض معدلات التضخم الظاهر نتيجة تطبيق السياسات النقدية والمالية التى من شأنها السيطرة على الضغوط التضخمية. وهذا لاينفي وجود التضخم فى الاقتصاد السعودي، بل يوجد تضخم من النوع المكبوت أو المستتر وفى ظله لا ترتفع الأسعار نتيجة لوجود الدعم الحكومي لبعض السلع ويدل على ذلك زيادة الرقم القياسي الضمني

عن ١٠٠ فى بعض السنوات، كما أخذت معاملات الاستقرار النقدي قيماً موجبة فيما عدا عام ١٩٩٠م، بالإضافة إلى الإفراط النقدي الذى تراوح بين ١,٩٣%- ٢٨,١% من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. ويمثل الإفراط النقدي قوة شرائية فى السوق دون أن يقابلها معروض مادى من السلع والخدمات. كما تبين من نموذج تصحيح الخطأ (نموذج جوهانسن) أن زيادة معدل التضخم بنسبة ١٠٪ تؤدي إلى انخفاض الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية بنسبة ١٠,٨٪، أما زيادة جملة قيمة القروض الزراعية بنسبة ١٠٪ تؤدى إلى زيادة قدرها ٦,٧٪ فى الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية. وتوصي هذه الدراسة بضرورة الاستمرار في تطبيق السياسات المالية والنقدية الانكماشية التي من شأنها السيطرة على معدل التضخم وخاصة فى ظل تقلص الدعم الحكومي وانضمام المملكة لمنظمة التجارة العالمية.

Inflation Impact on Average Productivity Of Agricultural Investments in Saudi Arabia

By

Othman saad Al-nashwan

Adel Mohamed Ghanem

Abstract

The overall objective of this study is to measure inflation rate, inflation gap in the saudi economy during the period 1985-2003 and studying the relation between inflation and average productivity of agricultural investments in long run. To achieve the stated objectives, the study employed the standard economic measures of inflation which included the implicit index number, cost of living index, coefficient of monetary stability, excess demand and excess money. Moreover the study depended on the analysis of time series, the co-integration equation and the error correction model (ECM).

The results of this study indicated that: the rates of apparent inflation has decreased after the application of monetary and financial policies in the saudi economy, inflation in the saudi economy is the repressed type, the ECM results indicated that 10% increase of inflation will cause 10.8% decrease of average

productivity of Agricultural investment in the long run and finally the study suggests the continuation of the current monetary and financial policies particularly under this policy of the decreasing the government subsidy and accession of the kingdom of Saudi Arabia to the World Trade Organization (WTO).

Key words: inflation, agricultural investments

أثر التضخم على الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية في المملكة العربية السعودية

المقدمة:

يقصد بالتضخم الإرتفاع العام والمستمر للأسعار، ينتج عن فائض الطلب الزائد عن قدرة العرض. وينشأ التضخم نتيجة عدم التوازن بين الإنتاج والاستهلاك وبين الصادرات والواردات وبين الإدخار والاستثمار وبين الأرض الزراعية والسكان وبين الإيرادات الحكومية والنفقات العامة، بالإضافة إلى ضعف الطاقات الإنتاجية وانخفاض معدلات تكوين رؤوس الأموال، أو قد يكون تضخم مستورد. وتعتمد بعض الدول النامية على التضخم كوسيلة لتمويل التنمية الاقتصادية، الأمر الذي يؤدى إلى تورط اقتصادها في السياسات التضخمية التي تؤدى إلى انهيار خطط التنمية من ناحية وانتشار ظاهرة التفضيل السلعى والتخلى عن التفضيل النقدي أو إحجام الأفراد عن الإدخار خشية من انخفاض القوة الشرائية لمدخراتهم من ناحية أخرى [١].

ومن المعروف أن الدولة اهتمت بتنمية القطاع الزراعي وذلك بإتباع عدة سياسات للدعم منها سياسة تقديم القروض الزراعية بدون فوائد والإعانات وشراء بعض المحاصيل بأسعار تشجيعية وتوزيع الأراضي البور مجاناً على الأفراد والمشاريع والشركات. وبصفة عامة إزدادت الإعانات الحكومية من ١٧ مليون ريال عام ١٩٧٠، إلى ٥٢٨٧,٥ مليون ريال عام ٢٠٠٠م، كما حدث توسع كبير فى الإنفاق الحكومي، إذ إزداد من ٨٦,٩٨ مليار ريال عام ١٩٨٠، إلى ١٨١,٤٩ مليار ريال عام ٢٠٠٢م. وفى ظل الإيرادات الحكومية الراهنة ظهر العجز فى

الموازنة العامة للدولة بداية من عام ١٩٩٢م. وبالرغم من انخفاض قيمة الدعم الحكومي بشكل عام، إلا أن القطاع الزراعي حظي بنصيب لا يستهان به من الدعم الحكومي بلغ ٦٠,٥٣%، فى حين استحوذت القطاعات الأخرى على حوالي ٣٩,٤٧% من جملة قيمة الدعم الحكومي خلال الفترة ١٩٧٩-٢٠٠٠م [٢].

كما أن أنظمة إعانة المدخلات التى يقدمها البنك الزراعي العربي السعودي كنسبة معينة من تكاليف المدخلات المستوردة (المكائن والآلات الزراعية)، أدت إلى التوسع فى شراء تلك الآلات وبقدرات عالية لا تتمشى مع المساحات المستغلة فعلياً للحيازات الزراعية فى مختلف المناطق الإنتاجية ومن ثم فهناك طاقات رأسمالية عاطلة أو استثمارات زراعية غير منتجه، أدت إلى زيادة تكاليف الإنتاج الزراعي نظراً لزيادة إهلاكات تلك الأصول كجزء من التكاليف الثابته للإنتاج الزراعي [٣]. وفى ظل وجود التضخم ترتفع أسعار السلع الزراعية وتنخفض قدرتها التنافسية فى الأسواق الخارجية والداخلية الأمر الذى يؤدى إلى تحول الاستثمارات إلى القطاعات الأخرى غير الزراعية وإنخفاض إنتاجيتها.

الأهداف البحثية:

يستهدف هذا البحث دراسة أثر التضخم على الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية في المملكة العربية السعودية. وفى سبيل تحقيق هذا الهدف يتطلب الأمر دراسة الأهداف الفرعية التالية:

١- قياس معدل التضخم والفجوة التضخمية فى الاقتصاد السعودي خلال الفترة ١٩٨٥-٢٠٠٣م.

٢- دراسة العلاقة بين التضخم والإنتاجية المتوسطة للإستثمارات الزراعية فى المدى الطويل وذلك من خلال توصيف وتقدير نموذج قياسى يعكس العلاقة الديناميكية بينهما فى المدى القصير مع تقدير معالم حالة التوازن فى المدى الطويل.

الأسلوب البحثي:

اعتمدت هذه الدراسة فى قياس معدل التضخم على المعايير المستخدمة فى الفكر الإقتصادى وأهمها مايلى:

١- الرقم القياسي الضمني Implicit index number لإستبعاد أثر الأسعار على الناتج المحلي الإجمالي ويهتم صندوق النقد الدولي بحساب هذا الرقم كمؤشر للإتجاهات التضخمية. ويتم حسابه من خلال المعادلة التالية:

$$\text{الرقم القياسي الضمني} = \frac{\text{الناتج المحلي الإجمالي النقدي في الفترة ت}}{\text{الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في الفترة ت}} \times ١٠٠$$

فإذا كان الرقم القياسي الضمني = ١٠٠ دل ذلك على وجود استقرار تام في المستوى العام للأسعار، أما إذا زاد عن ١٠٠ دل ذلك على إرتفاع المستوى العام للأسعار. ويعتبر الرقم القياسي الضمني أدق المعايير فى قياس حركة الأسعار وذلك لأنه يتضمن جميع أسعار السلع والخدمات، كما أنه يضم أسعار كل من الجملة والتجزئة على السواء [١].

٢- الرقم القياسي لتكاليف المعيشة Cost of living index ويقيس هذا الرقم التغيرات فى الأسعار التى تمس مختلف فئات المجتمع. وتقوم مصلحة الإحصاءات العامة بوزارة الإقتصاد والتخطيط بحساب الرقم القياسي لتكاليف المعيشة ويتضمن عدة سلع وخدمات أهمها الأطعمة

والمشروبات، إيجارات المساكن، الأقمشة والملابس، الأثاث والتجهيزات المنزلية، الخدمات الصحية، النقل والمواصلات، التعليم والترفيه، والخدمات الأخرى [٤].

٣- معامل الإستقرار النقدي Coefficient of monetary stability ويتم حسابه من خلال المعادلة التالية:

$$\beta = \frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta Y}{Y}$$

حيث أن : β تمثل معامل الإستقرار النقدي، $\frac{\Delta M}{M}$ تمثل معدل التغير فى كمية وسائل الدفع، $\frac{\Delta Y}{Y}$ تمثل معدل التغير فى الناتج المحلي الإجمالي (GDP) بالأسعار الجارية في الفترة ت.

فإذا كانت β = صفر فهذا يعنى أن هناك إستقرار فى المستوى العام للأسعار، أما إذا كانت β موجبة فهذا يدل على أن هناك ضغطاً تضخمياً يدفع الأسعار نحو الإرتفاع، فى حين إذا كانت β سالبة فهذا يعنى أن الأسعار تتجه نحو الإنخفاض [١، ٥].

٤- فائض الطلب Excess Demand ويستند هذا المعيار على نظرية كينز فى الطلب الفعال وتحديد مستوى الأسعار. ويتم حساب فائض الطلب من المعادلة التالية:

$$D_x = (C_p + C_g + I + E) - Y$$

حيث أن: D_x تمثل إجمالي فائض الطلب في الفترة ت، C_p تمثل الاستهلاك الخاص بالأسعار الجارية في الفترة ت، C_g تمثل الإنفاق الحكومي بالأسعار الجارية في الفترة ت، I تمثل

الإنفاق الاستثماري بالأسعار الجارية، E تمثل الاستثمار في المخزون السلعي بالأسعار الجارية في الفترة ت، Y تمثل الناتج المحلي الإجمالي بتكلفة عوامل الإنتاج الثابتة في الفترة ت.

فإذا زاد مجموع الإنفاق الوطنى بالأسعار الجارية على الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة فإن هذا الفرق يمثل إجمالى فائض الطلب والذى يعكس نفسه فى شكل إرتفاع فى الأسعار الجارية للسلع والخدمات المنتجة.

٥- صافي فائض الطلب Net Excess Demand وهو ذلك الجزء من فائض الطلب الذي لم يقابله عجزاً فى ميزان العمليات الجارية وهو يمثل ضغطاً تضخمياً يدفع الأسعار نحو الإرتفاع. ويتم حساب صافي فائض الطلب من المعادلة التالية:

$$D_{xn} = (D_x - F)$$

حيث أن : D_{xn} تمثل صافي فائض الطلب في الفترة ت، D_x تمثل إجمالي فائض الطلب في الفترة ت، F تمثل مقدار العجز فى العمليات الجارية بميزان المدفوعات [٦].

٦- نسبة الفجوة التضخمية Inflation Gap ويتم حسابها عن طريق قسمة صافي فائض الطلب على الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابته. والفجوة التضخمية تمثل ضغط صافي فائض الطلب على القدرة الفعلية للإنتاج المحلي وللطاقة الإستيرادية للإقتصاد السعودي [٧، ٨].

٧- الإفراط النقدي Excess money ويستند هذا المعيار على الإتجاهات المعاصرة فى نظرية كمية النقود. ويتم حسابه من المعادلة التالية:

$$Mext = \varnothing_o Y_t - M_t$$

حيث أن: Mext تمثل حجم الإفراط النقدي الذى يزيد عن المستوى الأمثل لكمية النقود، $\varnothing_o$ تمثل متوسط نصيب الوحدة من الناتج المحلي الحقيقي من كمية النقود المتداولة السائدة فى سنة الأساس. ويمكن الحصول على $\varnothing$ عن طريق قسمة كمية النقود المتداولة M على الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة، Y_t تمثل حجم الناتج المحلي الحقيقي بالأسعار الثابتة فى السنة M_t, t تمثل كمية النقود المتداولة بالفعل فى السنة t [٩].

كما تعتمد هذه الدراسة فى تقدير العلاقة الإنحدارية بين الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية وبعض العوامل المحددة لها خلال الفترة ١٩٨٥-٢٠٠٣م على تحليل السلاسل الزمنية والكشف عن استقرارها باستخدام اختبارات جذر الوحدة وأهمها اختبار ديكي - فوللر الموسع (ADF) وإختبار فيليبس - بيرون (P.P)، حيث تتفق هذه الاختبارات في معالجتها لمعلمة القاطع (μ). ولأهمية تحديد الفجوة الزمنية المستخدمة فى اختبارات جذر الوحدة، فقد تمت الاستفادة من معيار Akiake information Criterition فى اختبار ديكي - فوللر الموسعDickey - Fuller، كما تم استخدام أسلوب نيوي- وست Newey-west في اختبار فيليبس - بيرون Phillips – Perron للتصحيح فى حالة التباين المتغير والإرتباط الذاتي. وفى حالة قبول فرضية العدم (عدم استقرار متغيرات النموذج) يتم تحديد درجة التكامل للمتغيرات التى يتضمنها النموذج. فإذا كانت

السلسلة الزمنية مستقرة عند الفروق الأولى تكون السلسلة الزمنية متكاملة من الدرجة الأولى وبالتالي يصعب الوصول إلى علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة [١٠، ١١].

وقد تمكن Engle and Granger من إثبات أنه يمكن استخدام سلسلتين متكاملتين من الدرجة الأولى دون التضحية بالعلاقة طويلة الأجل وذلك من خلال تحليلات التكامل المشترك Co-integration. وتتم تحيلات التكامل المشترك بطريقتين هما: (١) اختبار استقرار بواقي معادلة التكامل المشترك ذو المرحلتين، فإذا كانت البواقي متكاملة من الدرجة صفر، أى ساكنة فإن السلسلة الزمنية تكون متكاملة تكاملاً مشتركاً، أى يوجد علاقة طويلة الأجل بينهما [١٢]. وفى حالة النماذج المتعددة (أكثر من متغيرين) فيتم استخدام اختبار Johansen - Juselius وينطوي هذا الاختبار على تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي Vector Autoregressive model (VAR) ، باستخدام دالة الإمكانية العظمى Maximum Likelihood Function، ويفترض اختبار (J – J) Johansen - Juselius وجود P من المتغيرات الاقتصادية في متجه الانحدار الذاتي من الدرجة K كما يلى:

$$X_t = \mu + \pi_1 \ X_{t-1} + \ldots\ldots\ldots \ \pi_k \ X_{t-k} + e_t$$

حيث أن : μ تمثل الجزء الثابت ، π تمثل مصفوفة من الدرجة P [١٣، ١٤]

ويمكن تحديد عدد متجهات التكامل المشترك باستخدام الاختبارات التالية:

١- اختبار الأثر Trace (مجموع عناصر قطر المصفوفة) ويتم حسابه كما يلي:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^{P} \ln (1 - \lambda_i)$$

٢- اختبار القيمة الذاتية العظمى Maximum Eigen Values Test ويتم حسابه كما يلي:

$$\lambda_{max} = -T \ln (1 - \lambda_{r+1})$$

ومن خلال مقارنة نسبة الإمكانية بالقيم الحرجة عند المستوى الاحتمالي ١%، ٥% يمكن تحديد عدد متجهات التكامل المشترك وبالتالي يفضل استخدام نموذج تصحيح الخطأ Error Correction model (ECM) . ويمكن صياغة هذا النموذج على النحو التالى:

$$\Delta y_t = a \Delta X_t + \theta (y_{t-1} - B X_{t-1}) + \mu_t$$

حيث أن: Δy_t تساوى $(y_t - y_{t-1})$. ويبين نموذج تصحيح الخطأ أن التغير فى y_t لايعتمد على التغير فى X_t فقط، بل يعتمد أيضاً على مدى البعد عن التوازن بين y_t, X_t. ويتميز نموذج تصحيح الخطأ بأنه يعكس التغيرات الحركية فى النموذج، كما يعكس العلاقة طويلة الأجل دون فقدان خصائصها [١٥].

مصادر البيانات البحثية:

تعتمد هذه الدراسة على البيانات الثانوية المنشورة فى كل من:

١- منجزات خطط التنمية حقائق وأرقام التى تصدرها وزارة الاقتصاد والتخطيط للفترة ١٩٨٥ – ٢٠٠٣م.

٢- التقرير السنوي الثامن والثلاثون الذي أصدرته مؤسسة النقد العربي السعودي عام ٢٠٠٢م.

٣- التقارير السنوية التي أصدرتها إدارة الإحصاء التابعة للبنك الزراعي العربي السعودي للفترة ١٩٨٥ – ٢٠٠٣م.

٤- التقرير الاقتصادي العربي الموحد الذي تصدره الأمانة العامة لجامعة الدول العربية، الصندوق العربي للإنماء الاقتصادي والاجتماعي، صندوق النقد العربي، منظمة الأقطار العربية المصدرة للبترول، سبتمبر ٢٠٠٤م.

النتائج البحثية

أولاً: الضغوط التضخمية فى الاقتصاد السعودي

يتضح من نتائج المعايير الاقتصادية المستخدمة في قياس الضغوط التضخمية فى الإقتصاد السعودي والواردة بجدول (١) أن معدلات التضخم النقدي (الظاهر) إستمرت عند مستويات منخفضة خلال الفترة ١٩٨٥-٢٠٠٣م، نتيجة تطبيق السياسات النقدية والمالية التي من شأنها السيطرة على الضغوط التضخمية والمحافظة على الإستقرار النسبي للأسعار. ويوصف التضخم فى المملكة العربية السعودية بأنه تضخم مكبوت وقد يسميه البعض بالتضخم المقيد أو الحبيس Suppressed inflation وهو نوع من التضخم المستتر وفى ظله لا ترتفع الأسعار نظراً لوجود الدعم الحكومي، حيث بلغت قيمة القروض المقدمة من صناديق التمويل الحكومية للقطاع الخاص والمؤسسات العامة نحو ١٩,٨ مليار ريال عام ١٩٧٩م، ثم تراجعت حتى بلغت نحو ٦,٣ مليار ريال عام ٢٠٠٠م. كما بلغت قيمة الإعانات الحكومية فى المجالات المختلفة (المواد الغذائية والقمح والشعير المحلي والمستورد والأعلاف والضمان الاجتماعي والشئون الاجتماعية والكهرباء والنقل والمواصلات) نحو ٣,٩ مليار ريال عام ١٩٧٩م، إزدادت إلى ١٢,٩ مليار ريال عام ١٩٨٨م، ثم تراجعت حتى بلغت نحو ٥,٣ مليار ريال عام ٢٠٠٠م [٢].

جدول (١)

نتائج أهم المعايير الاقتصادية المستخدمة

في قياس الضغوط التضخمية في الاقتصاد السعودي

خلال الفترة ١٩٨٥-٢٠٠٣م.

البيـــان	١٩٨٥	١٩٩٠	١٩٩٥	٢٠٠٠	٢٠٠٣
الرقم القياسي الضمني	٩٢,٠	٩٠,٣	٩٥,٧	١١١,٧	١١٥,٩
معدل النمو في الرقم القياسي لتكاليف المعيشة (%)	٣,٤-	٢,١	٤,٨	٠,٨-	٠,٦
معدل النمو في الدخل المحلي الإجمالي (%)	٥,٤-	٩,٤	٠,٦	٤,٧	٧,١
معدل النمو في كمية النقود المعروضة (%)	١,٦	٤,٦	٢,٩	٥,٦	٨,٢
معامل الاستقرار النقدي	٧,٠	٤,٨-	٢,٣	٠,٩	١,١
الطلب الإجمالي (الإنفاق القومي) (مليار ريال)	٣٣٥,٦	٣٦٣,٢	٤١٥,٥	٥٧٤,١٦	٦٢٠,٨
الدخل المحلي الحقيقي بالأسعار الثابتة (مليار ريال)	٣٩٣,٢٤	٤٦٩,٥٥	٤٨٦,٩٦	٥٦٢,١٢	٦٢١,١
إجمالي فائض الطلب (مليار ريال)	٥٧,٦٤-	١٠٦,٣-	٧١,٥-	١٢,٠	٠,٣-
الفائض والعجز في الموازنة العامة للدولة (مليار ريال)	٥٠,٤٤-	٥٥,٧١-	٢٧,٤٥-	٢٢,٧٤	٤٥,٠
صافي فائض الطلب(مليار ريال)	٧,٢-	٥٠,٦-	٤٤,١-	١٠,٧٤-	٤٥,٣-
نسبة الفجوة التضخمية (%)	١,٨٣-	١٠,٧٨-	٩,٠٥-	١,٩١-	٧,٢٩-
كمية النقود المعروضة (السيولة المحلية) (مليار ريال)	١٥٠,٢٤	١٨٨,٤٤	٢٤٠,٠٦	٣١٤,٦٣	٤١١,٨١
كمية النقود المثلى المقابلة للناتج المحلي الإجمالي (مليار ريال)*	١٥٠,٢٤	١٧٩,٣٧	١٨٦,٠٢	٢١٤,٧٣	٢٣٧,٢٦
حجم الإفراط النقدي (مليار ريال)	-	٩,٠٧	٥٤,٠٤	٩٩,٩	١٧٤,٥٥
نسبة الإفراط النقدي إلى الناتج المحلي الإجمالي(%)	-	١,٩٣	١١,١	١٧,٨	٢٨,١

* تم حسابها باعتبار أن عام ١٩٨٥م يمثل سنة الأساس، $\varnothing_0$ = ٠,٣٨٢.

المصدر: جمعت وحسبت من [٢، ١٦، ١٧].

وبمقارنة معدلات النمو السنوية فى كل من كمية النقود المعروضة والدخل المحلي الإجمالي، يتضح أن معاملات الإستقرار النقدي أخذت قيم موجبة فيما عدا عام ١٩٩٠م. وقد تراوحت بين حد أدنى بلغ ٠,٩ عام ٢٠٠٠م وحد أعلى بلغ ٧,٠ عام ١٩٨٥م وهذا يعنى أن هناك إتجاهات تضخمية تدفع الأسعار نحو الإرتفاع ويعزى السبب فى ذلك إلى تفوق معدلات النمو السنوية فى كمية النقود المعروضة على نظيرتها المقدرة للناتج المحلي الإجمالي خلال السنوات الواردة بجدول (١).

وقد تضاعف الطلب المحلي الإجمالي (الإنفاق القومي)، إذ بلغ نحو ٦٢٠,٨ مليار ريال عام ٢٠٠٣م، يمثل ١٨٥% مثل قيمته فى عام ١٩٨٥م. وفى ضوء زيادة الدخل المحلي الإجمالي الحقيقي يتضح أن هناك فائض فى الطلب يقدر بنحو ١٢ مليار ريال، يمثل ٢,١% من الناتج المحلي الحقيقي عام ٢٠٠٠م. ومع الأخذ فى الاعتبار مقدار الفائض والعجز فى الموازنة العامة، يتضح أن كل من صافي فائض الطلب ونسبة الفجوة التضخمية أخذ قيما سالبة وبالتالى فإن الطلب الكلى لا يؤدى إلى ارتفاع في المستوى العام للأسعار ويعزى ذلك إلى السياسات الإنكماشية التى إنتهجتها المملكة، بالإضافة إلى القدرة الذاتية للاقتصاد السعودي المتمثلة فى استمرار زيادة الدخل المحلي الإجمالي الحقيقي، المعتمد على القطاع البترولي بنسبة ٣١,٧% عام ٢٠٠٠م [١٧].

ويقدر متوسط نصيب الوحدة من الناتج المحلي الحقيقي من كمية السيولة المحلية (عرض النقود) بنحو ٠,٣٨٢ عام ١٩٨٥م. وبإفتراض ثبات هذه النسبة من ناحية وثبات سرعة تداول النقود من ناحية أخرى، يتضح أن كمية النقود المثلى المقابلة للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، إزدادت من ١٥٠,٢٤ مليار ريال

عام ١٩٨٥م، إلى ٢٣٧,٢٦ مليار ريال عام ٢٠٠٣م. وفى ضوء كمية النقود المعروضة (السيولة المحلية)، يتضح أن حجم الإفراط النقدي الزائد عن كمية النقود المثلى، إزداد من ٩,٠٧ مليار ريال، يمثل ١,٩٣% من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي عام ١٩٩٠م، إلى ١٧٤,٥٥ مليار ريال، بنسبة ٢٨,١% من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي عام ٢٠٠٣م. ويمثل الإفراط النقدي قوة شرائية فى السوق دون أن يقابلها معروض مادى من السلع والخدمات وبالتالى تتجه الأسعار نحو الإرتفاع.

ثانياً: التكامل المشترك بين الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية والعوامل المحددة لها

المتغيرات المستخدمة في التقدير:

يعتبر معدل التضخم السائد فى المملكة من العوامل الاقتصادية الهامة المحددة للإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية، بالإضافة إلى جملة قيمة القروض التى يقدمها البنك الزراعي العربي السعودي. وقد تراوحت الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية بين حد أدنى بلغ ١٠,٥٣ مليون ريال خلال الفترة ١٩٩٥-١٩٩٩م وحد أعلى بلغ ١١,٩٠ مليون ريال خلال الفترة ١٩٨٥-١٩٨٩م، بمتوسط سنوي يقدر بنحو ١١,٢٥ مليون ريال وبمعامل إختلاف يبلغ ٤,٧٣% خلال الفترة ١٩٨٥-٢٠٠٣م وبصفة عامة تراجعت الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية بمعدل ضئيل بلغ ٠,٤% سنوياً خلال فترة الدراسة (جدول ٢). أما فيما يتعلق بمعدل التضخم السائد فى المملكة معبراً عنه بالرقم القياسي الضمنيImplicit index number فقد تراوح بين حد أدنى بلغ ٧٣,٧٢ عام ١٩٨٨م وحد أعلى بلغ ١١٧,٨ عام ٢٠٠٣م، بمتوسط يقدر بنحو ٩٤,٤١ وبمعامل اختلاف يبلغ ١٣,٤%. وقد إزداد الرقم القياسي الضمني بمعدل بلغ ٢,١% سنوياً خلال فترة الدراسة. كما تراوحت جملة قيمة القروض الزراعية بين حد أدنى بلغ ٤١٢,٦ مليون ريال عام ١٩٩٥م وحد أعلى بلغ ١٥٥١,٢ مليون ريال عام ١٩٨٥م، بمتوسط سنوي يقدر بنحو ٩٣٨,١٥ مليون ريال وبمعامل اختلاف يبلغ ٣٥,١% خلال فترة الدراسة. وقد تناقصت جملة قيمة القروض الزراعية بمعدل بلغ ٧,٣% سنوياً خلال الفترة ١٩٨٥-١٩٩٥م، ثم اتخذت اتجاهاً عاماً صعودياً وإزدادت بمعدل بلغ ١٥,٦% سنوياً خلال الفترة ١٩٩٥-٢٠٠٣م (جدول ٢).

جدول (٢)

التحليل الوصفي ومعادلات الاتجاه العام المقدرة

للإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية وبعض العوامل المحددة لها

خلال الفترة ١٩٨٥-٢٠٠٣م

البيـــان	الحد الأدنى	الحد الأعلى	المتوسط	معدل النمو %	R^2	النموذج
الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية بالمليون ريال	10.53	11.90	11.25	-0.4	0.21	$\text{Log } \hat{Y}_{1t} = 2.46 - 0.004\ X_t$ (118.38)** (-2.13)*
معدل التضخم (الرقم القياسي الضمني)	73.72	117.80	94.41	2.1	0.74	$\text{Log } \hat{Y}_{2t} = 4.33 + 0.021\ X_t$ (128.44)** (7.02)**
جملة القروض الزراعية بالمليون ريال:	412.60	1551.20	938.15			
الفترة الأولى (١٩٨٥-١٩٩٥)				-7.3	0.57	$\text{Log } \hat{Y}_{3t} = 7.16 - 0.073\ X_t$ (49.31)** (-3.42)**
الفترة الثانية (١٩٩٥-٢٠٠٣)				15.6	0.86	$\text{Log } \hat{Y}_{4t} = 5.97 + 0.156\ X_t$ (43.28)** (6.57)**

** معنوية عند المستوى الاحتمالي ١%.

* معنوية عند المستوى الاحتمالي ٥%.

المصدر: جمعت وحسبت من [٢، ١٦، ١٧].

اختبارات استقرار وسكون المتغيرات (إختبارات جذر الوحدة):

تم استخدام الاختبارات الكمية ومنها إختبار ديكي فوللر الموسع Dickey - Fuller (ADF) واختبار فليبس وبيرون Phillips – Perron (P.P) في الكشف عن إستقرار وسكون المتغيرات أو السلاسل الزمنية. وقد تم الاستغناء عن اختبار ديكي فوللر البسيط نظراً لعدم أخذه أو تجاهله الارتباط الذاتي في الخطأ العشوائي وهذا يؤدى إلى عدم اتسام تقديرات المربعات الصغرى لمعادلة الانحدار بالكفاءة.

وباستعراض البيانات المتعلقة بإختبارات جذر الوحدة (اختبار ديكي فوللر الموسع واختبار فليبس وبيرون) الواردة بجدول (٣)، يتضح أن جميع المتغيرات المستخدمة فى التقدير تحتوي على جذر الوحدة، أى أنها غير مستقرة فى المستوى العام فى حالة وجود قاطع وبدون إتجاه عام وكذلك فى حالة وجود أو عدم وجود كل من القاطع والاتجاه الزمني العام، حيث أن قيم (t) المحسوبة تقل عن القيم الحرجة عند مستوى معنوية ٥%. وبأخذ الفروق الأولى للمتغيرات المستخدمة فى التقدير، إتضح أن جميعها أصبحت مستقرة، أى أنها لا تحتوي على جذر الوحدة، حيث أن قيم (t) المحسوبة أكبر من القيم الحرجة عند مستوى معنوية ٥% أو ١% ومن ثم تكون المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى ومستقرة مما يبرر المضي قدماً فى إجراء التكامل المشترك وتصميم نموذج تصحيح الخطأ.

جدول (٣)

اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات المستخدمة في التقدير

الخصائص		مستوى المعنوية والاختبارات	اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF)			اختبار فليبس وبيرون (P.P)		
			Intercept	Trend and intercept	none	Intercept	Trend and intercept	none
القيم الحرجة Critical Values / المتغيرات		1%	-3.86	-4.57	-2.70	-3.86	-4.57	-2.70
		5%	-3.04	-3.69	-1.96	-3.04	-3.69	-1.96
		10%	-2.66	-3.28	-1.61	-2.66	-3.28	-1.61
اوغاريتم الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية (Log y)	المستوى	قيمة (t)	-1.59	-1.08	-0.31	-1.59	-1.08	-0.31
		قيمة معيار (AIC)	-4.15	-4.05	-4.12	-4.15	-4.05	-4.12
	الفروق الأولى	قيمة (t)	-3.89	-4.62	-4.00	-3.89	-4.31	-4.00
		قيمة معيار (AIC)	-3.93	-3.93	-4.05	-3.94	-3.93	-4.05
اوغاريتم معدل التضخم (الرقم القياسي الضمني) ($Log X_1$)	المستوى	قيمة (t)	-0.80	-.3.52	0.65	-0.69	-3.23	0.99
		قيمة معيار (AIC)	-1.92	-2.75	-1.98	-1.91	-2.74	-1.98
	الفروق الأولى	قيمة (t)	-5.37	-5.08	-4.99	-12.52	-11.32	-5.01
		قيمة معيار (AIC)	-2.31	-2.19	-2.28	-2.31	-2.19	-2.28
اوغاريتم جملة قيمة القروض الزراعية ($Log X_2$)	المستوى	قيمة (t)	-1.95	-1.97	0.22	-1.94	-2.00	-0.21
		قيمة معيار (AIC)	-0.06	0.01	0.07	0.11	-0.002	0.17
	الفروق الأولى	قيمة (t)	-3.55	-3.96	-3.65	-3.61	-3.34	-3.43
		قيمة معيار (AIC)	0.04	-0.01	-0.07	0.06	0.15	-0.05

المصدر: جمعت وحسبت من [٢، ١٦، ١٧].

تقدير معادلة التكامل المشترك للمتغيرات:

مما سبق اتضح أن جميع المتغيرات المستخدمة فى التقدير مستقرة فى الفروق الأولى وبالتالى فهي متكاملة من نفس الدرجة مما يدل على أن هذه السلاسل تتحرك معاً عبر الزمن وأن هناك فترة زمنية طويلة الأجل تعرف بانحدار التكامل المشترك. وتتم اختبارات التكامل المشترك بعدة طرق منها طريقة أنجل - جرانجر ذات الخطوتين Two Step Test Engle-Granger for Co-integration [١٢]، ففي الخطوة الأولى يتم إجراء انحدار التكامل المشترك للإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية كمتغير تابع وكل من معدل التضخم وجملة قيمة القروض الزراعية كمتغيرات تفسيرية. وأمكن التعبير عن هذه العلاقة فى الصورة اللوغاريتمية المزدوجة كما يلي:

$$\text{Log } y_t = 2.674 - 0.191 \text{ Log } X_1 + 0.09 \text{ Log } X_2$$

$$(10.38)^{**} \quad (-3.48)^{**} \quad (4.47)^{**}$$

$$R^2 = 0.63 \qquad F = 13.39 \qquad D.W = 1.42$$

ويتضح من معادلة التكامل المشترك أن جميع المتغيرات المستقلة بدرجة معنوية وذات إشارة مطابقة لافتراضات النظرية الاقتصادية. وتبين أن زيادة معدل التضخم (X_1) بنسبة ١٠% تؤدى إلى انخفاض الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية بنسبة ١,٩١%، أما زيادة جملة قيمة القروض الزراعية (X_2) بنسبة ١٠% تؤدى إلى زيادة قدرها ٠,٩% فى الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية. مما جعل الحكومة السعودية تعيد هيكلة الاعانات الزراعية المقدمة للمزارعين. فقد تم تخفيض إعانة بعض الآلات الزراعية من ٤٥% إلى ٢٥% فقط وربط أحقية هذه الإعانة (٢٥%) بالسداد فى موعد استحقاق القسط السنوي لهذه الآلات الزراعية. كما تبين أيضاً أن المتغيرات

المستقلة التى يتضمنها النموذج تفسر حوالى ٦٣% من التغيرات التى حدثت فى الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية، أما بقية التغيرات وتقدر بنحو ٣٧% تعزى إلى عوامل أخرى لايتضمنها النموذج.

وفى ضوء اختبار Breusch-GodFrey serial correlation LM Test والذي يشير إلى اختبار مضاعف لاجرانج للإرتباط الذاتي فى البواقى، حيث بلغت قيمة (F) المحسوبة ١,٢٤ وهى غير معنوية إحصائياً مما يدل على خلو انحدارات التكامل المشترك من مشكلة الارتباط الذاتي للبواقى. كما يتضح أيضاً من إختبار Arch Test والذى يشير إلى اختبار مضاعف لاجرانج لاختلاف التباين في السلسلة، أن قيمة (F) المحسوبة بلغت ٢,٢ وهى غير معنوية إحصائياً ما يدل على أن معادلة التكامل المشترك لا يوجد بها ارتباط ذاتي في تباين السلسلة.

وبإجراء اختبارات جذر الوحدة للبواقى المقدرة لحدود الخطأ فى معادلة التكامل المشترك، الواردة بجدول (٤) ومنها يتضح أن البواقى مستقرة فقط فى المستوى وذلك فى حالة عدم وجود قاطع أو إتجاه زمني عام عند مستوى معنوية ١%. أما فى حالة وجود قاطع وبدون إتجاه عام وكذلك فى حالة وجود قاطع واتجاه زمني عام تصبح البواقى مستقره عند أخذ الفروق الأولى ولذلك لم يتم الاستمرار في إجراء الخطوة الثانية لطريقة أنجل جرانجـــر. وهذه الاختبارات لم تعد دقيقة خاصة فى حالة أكثر من متغيرين ولذلك يفضـــل اختبار (Johansen and Juselius) ، حيث يأخذ فى الاعتبار وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك.

جدول (٤)

اختبارات جذر الوحدة لبواقي معادلة التكامل المشترك

الخصائص		مستوى المعنوية والاختبارات	اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF)			اختبار فليبس وبيرون (P.P)		
			Intercept	Trend and intercept	none	Intercept	Trend and intercept	none
القيم الحرجة Critical Values		1%	-3.86	-4.57	-2.70	-3.86	-4.57	-2.70
		5%	-3.04	-3.69	-1.96	-3.04	-3.69	-1.96
المتغيرات		10%	-2.66	-3.28	-1.61	-2.66	-3.28	-1.61
البواقـي	المستوى	قيمة (t)	-2.92	-2.81	-3.01	-2.81	-2.66	-2.92
		قيمة معيار (AIC)	-4.09	-3.98	-4.20	-4.09	-3.98	-4.20
	الفروق الأولى	قيمة (t)	-4.28	-4.27	-4.44	-7.53	-8.40	-7.89
		قيمة معيار (AIC)	-3.63	-3.56	-3.76	-3.62	-3.51	-3.74

المصدر: حسبت من معادلة التكامل المشترك المقدرة فى هذه الدراسة.

اختبار Johansen and Juselius للتكامل المشترك:

يتضح من نتائج اختباري الأثر والقيمة الذاتية العظمى الواردة بجدول (٥) رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود التكامل المشترك بين المتغيرات عند مستوى معنوية ٥%، حيث أن القيمة المحسوبة لاختبار الأثر وقدرها ٤٢,٦٢ أكبر من القيمة الحرجة البالغة ٤٢,٤٤. أما بالنسبة للقيمة التالية لها وقدرها ١٣,٥٧ تقل عن القيمة الحرجة البالغة ٢٥,٣٢ وبالتالي فإن إختبار الإمكانية العظمى يدل على عدم رفض فرضية العدم القائلة بوجود متجه وحيد على الأكثر للتكامل المشترك. كما أعطى اختبار القيمة الذاتية العظمى نفس نتائج اختبار الأثر. ومما سبق يتضح أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية وكل من التضخم وجملة قيمة القروض الزراعية. وأمكن التعبير عنها بالمعادلة التالية:

$$\Delta \text{Log } y_t = -0.056 - 1.08\ \Delta \text{ Log } X_{1t} + 0.67\ \Delta \text{Log } X_{2t}$$
$$(0.15) \quad (0.25) \qquad (1.15)$$
$$\text{Log Lokelihood} = 81.03$$

ويتضح من نموذج جاهانسن المقدر أن زيادة معدل التضخم (X_{1t}) بنسبة ١٠٪ تؤدى إلى انخفاض الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية بنسبة ٨,١٠٪، أما زيادة جملة قيمة القروض الزراعية (X_{2t}) بنسبة ١٠٪ تؤدى إلى زيادة قدرها ٦,٧٪ فى الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية. وتشير الأرقام بين الأقواس إلى قيم الأخطاء المعيارية، كما بلغت قيمة Log Lokelihood نحو ٨١,٠٣.

جدول (٥)

اختبار التكامل المشترك

لنموذج الإنتاجية المتوسطة للاستثمارات الزراعية

فرضية العدم لمتجه التكامل Vector	القيمة الذاتية Eigen Value	اختبار الأثر Trace Statistic	القيمة الذاتية العظمى Maximal Eigen Value Statistic	القيمة الحرجة Critical Value عند مستوى معنوية ٥%	
				اختبار الأثر	اختبار القيمة الذاتية العظمى
r = 0*	0.819	42.62	29.05	42.44	25.54
r ≤ 1	0.445	13.57	10.00	25.32	18.96
r ≤ 2	0.189	3.57	3.57	12.25	12.25

* تشير إلى رفض فرضية العدم عند مستوى معنوية ٥%.

المراجع

[١] زكي، رمزي. مشكلة التضخم فى مصر – أسبابها ونتائجها مع برنامج مقترح لمكافحة الغلاء، الهيئة المصرية العامة للكتاب، ١٩٨٠م.

[٢] وزارة الاقتصاد والتخطيط. منجزات خطط التنمية حقائق وأرقام. الإصدار التاسع عشر، المملكة العربية السعودية، ١٩٧٠-٢٠٠١م.

[٣] القحطاني، سفر حسين؛ عادل محمد غانم . الإستثمار الزراعي الحكومي الفعلي والمستهدف فى المملكة العربية السعودية . مجلة جامعة الملك سعود، المجلد السادس عشر، العلوم الزراعية (٢) ، ٢٠٠٤م، ٩١-١٠٥.

[٤] الحبيب ، فايز إبراهيم . مبادىء الإقتصاد الكلي . الطبعة الثانية، جامعة الملك سعود، الرياض، ١٩٩٢م، ص ٣٤١.

[٥] الروبي، نبيل . التضخم فى الإقتصاديات المتخلفة ودراسة تطبيقية للإقتصاد المصري. مؤسسة الثقافة الجامعية، ١٩٧٣م.

[6] Wand, Roger N. Macroeconomics. Third Edition, New York: Harper and Row Publishers, 1986.

[٧] غانم، عادل محمد . التضخم أحد معوقات النمو الإقتصادي وتعبئة المدخرات فى المؤسسات التمويلية. المؤتمر العلمي السنوي الثالث عشر (إستراتيجيات مؤسسات التمويل وطموحات التنمية)، كلية التجارة ، جامعة المنصورة ، (١-٣) أبريل ، ١٩٩٧م.

[8] Noel Blisard and James R. Blay Lock, Estimating the Variance of Food Price Inflation, J. Agr. And Applied Economic vol. 25, 1993, 245-252.

[9] Amacher, Ryan C., Sweeney, R J. Principles of Macroeconomics, Cincinnati, Ohio: south-western Publishing Company, 1980.

[10] Dickey, D. and Fuller, W. Distribution of the estimators for auto - regressive time series with a unit root, Journal of the American Statistical Association, Vol., 74, 1979, 427-431.

[11] Phillips, P.C.B. and P. Perron. Testing for unit Root in Time Series Regression, Biometrika, Vol. 75, 1988, 335-346.

[12] Engle, R. and Granger, Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica, Vol. 55, 1987, 251-276.

[13] Johansen, S. and Juselius, K. Testing Structural hypothesis in a multivariate Co-integration analysis of the PPP and the UIP for UK, Journal of Econometrics, Vol. 53, 1992, 211-244.

[14] Johansen, S. Likelihood – Based inference in Conintegrated Vector Auto-Regressive models, Oxford University Press, 1996.

[١٥] الزوم، عبد العزيز . إستخدام معادلات التكامل المشترك لدراسة العلاقة بين ناتج القطاع الزراعي والناتج المحلي الإجمالي للمملكة العربية السعودية فى المدى الطويل. دراسات كلية الزراعة، جامعة الملك سعود، الرياض، المجلد ٢٩، العدد ٢، ٢٠٠٢م، ١٥٣-١٦.

[١٦] مؤسسة النقد العربي السعودي . التقرير السنوي الثامن والثلاثون، ٢٠٠٢م.

[١٧] الأمانة العامة لجامعة الدول العربية، الصندوق العربي للإنماء الاقتصادي والاجتماعي، صندوق النقد العربي، منظمة الأقطار العربية المصدرة للبترول، التقرير الاقتصادي العربي الموحد، سبتمبر ، ٢٠٠٤م.

SETAR and ARMA Models for the Monthly Time Series Returns of the Saudi Share Price Indices: Forecasting Comparisons

Dr. AHMED A. A. ASSEERY

Economics Department, College of Administrative Sciences

King Saud University, P.O. Box 2459 Riyadh 11451

Kingdom of Saudi Arabia

ABSTRACT

The observed asymmetries in the majority of the monthly returns series of the six share price indices of Saudi Arabia are modeled using non-linear Self-Exciting Threshold Autoregressive (SETAR) models over the period 1985m4-2002m6. The out-of-sample forecasting performance of the estimated SETAR models is compared with the standard Autoregressive Moving Average (ARMA) models over the period 2002m7-2002m11 for all the returns series. While the empirical evidence strongly suggests the existence of limit cycles in the returns series of the majority of these indices, it is also evident that the out-of-sample forecast using the straightforward five-step-ahead forecast method lends support to SETAR models over ARMA models.

Keywords:

Non-Linear SETAR, ARMA, Asymmetry, BDS, Forecasting.

JEL Categories: C51, C53.

نماذج الانحدار الذاتي ذات الحد الفاصل الذاتي التنشيط SETAR و نماذج الانحدار الذاتي ذات المتوسط المتحرك ARMA لسلاسل العوائد الزمنية الشهرية لمؤشرات اسعار الاسهم السعودية: مقارنات تنبؤية

د. أحمد عبد الله علي عسيري

قسم الاقتصاد – كلية العلوم الإدارية

جامعة الملك سعود

الملخص

قامت هذه الدراسة بنمذجة عدم التماثلات الملاحظ في معظم سلاسل العوائد الشهرية لمؤشرات اسعار الاسهم الستة السعودية باستخدام نماذج الأنحدار الذاتي ذات الحد الفاصل الذاتي التنشيط اللاخطية Self-Exciting Threshold Autoregressive (SETAR) للفترة 1985m4-2002m6. وقامت الدراسة بمقارنة الاداء التنبؤي خارج العينة لهذه النماذج بالاداء التنبؤي لنماذج الأنحدار الذاتي ذات المتوسط المتحرك Autoregressive Moving Average (ARMA) المتعارف عليها للفترة 2002m7-2002m11. وتقدم الدراسة شاهداً قوياً على وجود الدورات المحدودة في معظم سلاسل العوائد لمؤشرات الاسهم هذه، وعلى ان الاداء التنبؤي خارج العينة باستخدام الطريقة المباشرة للتنبؤ بالخمس مشاهدات القادمة يقدم تأييداً لنماذج SETAR على نماذج ARMA.

SETAR and ARMA Models for the Monthly Time Series Returns of the Saudi Share Price Indices: Forecasting Comparisons

1. INTRODUCTION:

There is a general belief in the market that the behaviour of stock prices could be different according to whether the magnitude of the return is positive or negative. It is, also, commonly observed that the return distribution is skewed, which in turn has been interpreted as evidence of asymmetry in the return generation mechanism. Therefore, the focus on modeling macroeconomic aggregates and financial series has, recently, shifted from Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) and Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH) models to other regime switching models such as Threshold and Markov switching autoregressive models. A widely popular non-linear switching regime model is the Self-Exciting Threshold Autoregressive (SETAR) model, which has been used for modeling economic and financial data, inter alia Pope and Yadav [1], Krager and Kugler [2], Tio and Tsay [3], Potter [4], Tong [5], Chappell et al. [6], Montgomery et al. [7] and Rothman [8]. The conclusion regarding the improvement of the forecasting performance when non-linearity is allowed for, however, is not conclusive, De Gooijer and Kumar [9].

One of the important features of the SETAR model is its ability to produce limit cycle solutions, i.e. the time series perpetually gravitates towards an endogenously determined cyclical motion. Put differently, the SETAR model is capable of producing the asymmetric periodic behaviour exhibited in the returns time series.

The study focuses on examining the forecasting performance of the traditional linear Autoregressive Moving Average (ARMA) models in comparison with the non-linear SETAR models that are estimated for the returns of a number of Saudi share prices. The returns series as well as the residuals of all estimated models will be tested for non-linearity using Brock, Dechert and Scheinkman [10] test, denoted by BDS.

Monthly data are used for estimation covering the period 1985m4-2002m6 and leaving the period 2002m7-2002m11 for examining the out-of-sample forecasting performance of the various models considered. Also, the study will take the task of simulating the entertained SETAR models for all the series and check for the presence of limit cycles.

Therefore, the study is divided into further three sections. Section 2 presents the ARMA, SETAR models and offers some motivations for modeling with SETAR. Section 3 discusses the empirical results, while concluding remarks are given in Section 4.

2. ARMA, SETAR MODELS AND MOTIVATIONS:

A univariate time series representation for a stationary endogenous variable y_t can be written in the form:

$$y_t + \alpha_1 y_{t-1} + ... + \alpha_p y_{t-p} = \beta_0 + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + ... + \beta_q \varepsilon_{t-q} \quad .....(1)$$

and to ensure "whiteness", $[\varepsilon_t]$ is defined as a sequence of zero random variables with $E[\varepsilon_t] = 0$, $E[\varepsilon_t^2] = \sigma^2$, $E[\varepsilon_s \varepsilon_t] = 0$, $s \neq t$. Equation (1) is known as ARMA(p,q) representation. If y_t is not stationary and differencing is needed, then it is known as ARIMA(p,d,q) representation, where d is the number of differencing y_t to render the time series stationary. Stationarity here implies that the first, second moments and the autocorrelation (autocovariance) are fixed. Equation (1) is a special case of a more general model, which contains infinite parameters. Using the notation of the lag operator, the above ARMA model can be written in the form:

$$\alpha(L)\, y_t = \beta(L)\, \varepsilon_t \quad .....(2)$$

where, $\alpha(L)$ and $\beta(L)$ are polynomials in the lag operator of order p and q, respectively. Conditional on the invertability of $\alpha(L)$ and the stationarity of y_t, then any general ARMA process can be expressed as an infinite moving average, i.e. MA(∞), process. Also, the autoregressive representation of order p with a constant attached to the process of the form:

$$\alpha(L)\, y_t = \alpha_0 + \varepsilon_t \quad ..... (3)$$

has the following Wold MA(∞) representation:

$y_t = \varphi_0 + \varphi(L)\, \varepsilon_t$ …….. (4)

where, $\varphi_0 = \alpha^{-1}(L)\, \alpha_0$, $\varphi(L) = \alpha^{-1}(L)$.

Here, invertability of $\alpha(L)$ is assumed and conditional on the sequence $[\varepsilon_t]$ being strictly independent random variables then linearity holds. This condition for linearity to hold means that a correctly specified ARMA model yields white noise as implied by zero correlation among the residuals of the model, but this will result in a misspecified model if the underlying structural process generating y_t is non-linear in parameters and/or variables.

The seminal study of Hsieh [11] on non-linearities in the USA stock returns, however, has drawn a considerable attention to the fact that the main rejection of the identical independent distribution (iid) hypothesis for the returns and hence the rejection of the random walk hypothesis is due to the presence of non-linear dynamics. A random walk in its simplest form may be given by:

$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ …….…….…… . (5)

where Y_t is the stock price and ε_t is a disturbance term such that $\varepsilon_t \sim$ iid $(0, \sigma^2)$.

The existence of a random structure implies that price changes evolve in a rather unpredictable way, i.e. the conditional expected value or prediction of future period price made in the current period will be the price occurred in the current period and, hence, forecasts for future price based on current period price can not be improved by using also information incorporated in the past

prices. Therefore, the most significant information needed for the stock market participants is that provided by the most recent price, which coincides with the definition of market efficiency.

In this literature a number of possible sources of rejecting the iid hypothesis are identified. These are non-stationarity that is synonymous with structural changes, the presence of low complexity chaotic dynamics and conditional heteroscedasticity. From empirical perspective, therefore, research is open for exploring the potentialities of other non-linear models, since GARCH-type models, which they were advanced to cater for non-linearity, were dubbed "do not fully capture the non-linearity in stock returns", Hsieh [11].

In the search for an appropriate functional specification for conditional heteroscedasticity a number of stylized facts in the literature, a model has to be able at least to capture some of them. These are, the leptokurtic non-conditional distribution of asset returns; periods of high-low volatility are followed by periods of high-low volatility, i.e. clustering; price movements are negatively correlated with volatility, i.e. leverage effect; persistence of the shocks on volatility; biases in evaluation of option prices arising from the use of implied volatilities, i.e. smile effect; influence on volatility of information arrivals due to the fact that frequencies of information arrivals and prices recording are different; volatility co-movements of speculative markets of different countries.

Another class of non-linear models is the Threshold Autoregressive (TAR) model discussed by Tong and Lim [12], Tong [13] and Tong [5]. A subset of TAR known as the Self-Exciting Threshold Autoregressive (SETAR) seems to be very appealing for modeling economic and financial time series. The basic intuition underlying TAR models is to start with a linear model of y_t and then allow the parameters to vary according to values of a finite number of past values of some process. The idea of the TAR model suggests that the occurrence of a regime at time t is determined by an observable variable relative to a threshold value. The SETAR model assumes that the threshold variable is the lagged value of the time series itself y_{t-d}, where (d) is the delay parameter. Both TAR and SETAR models are, generally, interpreted as one member of the switching linear regression models where the switching mechanism is controlled by the delay variable y_{t-d} and not by the time index t. The SETAR model which is assumed in this study to capture the asymmetric pattern of the returns is linear within regimes for a certain integer $d > 0$ but liable to move between regimes as the process crosses the threshold, Tong [5] and Hansen [14], [15].

A time series is said to have a two-regime SETAR process if it follows the following model:

$$y_t = (\varphi_{1,0} + \varphi_{1,1}\, y_{t-1} + \ldots + \varphi_{1,p1}\, y_{t-p1})\ I[\, y_{t-d} \le r] +$$
$$(\varphi_{2,0} + \varphi_{2,1}\, y_{t-1} + \ldots + \varphi_{2,p2}\, y_{t-p2})\ I[\, y_{t-d} > r] \quad \ldots\ldots\ldots (6)$$

The indicator function (I) implies that y_t will be estimated in the first regime if the value of y_{t-d} is smaller or equal to the threshold value (r), otherwise, y_t will be estimated within the second regime. The above process may be written briefly as SETAR(2; p_1, p_2) which has a p^{th} order autoregression in each regime. Since fixing the threshold variable renders the model linear in the remaining parameters then it is possible to provide estimates of them using Ordinary Least Squares (OLS).

Although the SETAR model uses the lagged endogenous variable y_{t-d} for a positive integer (d) as an estimator of threshold variable, it is still the determination of the delay (or the lag-length) parameter (d), the threshold value (r) and the order of autoregression in each regime stand as a difficult problem in the estimation process and they are referred to as structural or "nuisance" parameters. To overcome the choice of (r) and (d) among other values one may choose minimizing the residual variance as a criterion or optimizing some other information criterion taking into consideration that the appropriate choice of the threshold value is the one that leaves at least 15% of the observations in one regime as recommended by Franses and van Dijk [16]. In this study we follow Tong [5] in using the minimization of the Akaike Information Criterion (AIC) to identify the appropriate values of (r) and (d), which is given for a two-regime SETAR by the sum of the AICs for AR models in the two

regimes. The threshold models are known to be able replicate some key features that may be associated with some of the stylized facts mentioned earlier. These include associating time irreversibility and jump phenomenon with clustering, associating asymmetric limit cycles with information arrivals and persistence and associating bursts with fat tails in the returns distribution.

It is well-known that the computation of forecast points using non-linear models is more complicated than using linear models. However, a number of methods for a multi-step-ahead forecast are advanced in this literature. These include the method based on the Chapman-Kolmogorov relation that requires computer-intensive sequence of numerical integration discussed by Tong [5], the Mont Carlo method shown by Tiao and Tsay [3], Tong [5] and Clements and Smith [17], [18], and the Normal Forecast Error (NFE) method proposed by Al-Quassem and Lane [19]. It is notable that the one-step-ahead forecast differs from the multi-step-ahead forecast in that the former uses all original data for computation while the latter uses the original data as well as the forecast values of the past periods.

This study uses the straightforward multi-step-ahead forecasting and compare the out-of-sample forecasting performance of the non-linear SETAR with the ARMA models in terms of some evaluation criteria, namely, the Mean Sum of Squares of Prediction Errors (MSSPE) and the Root Mean Sum of

Squares of Prediction Errors (RMSSPE). These two criteria are given by:

$$MSSPE = \sum_j (e_{t+j}) / p \quad , j = 1,\ldots, p \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (7)$$

$$RMSSPE = (\sum_j (e_{t+j}) / p)^{1/2} \quad , j = 1,\ldots, p \quad \ldots\ldots\ldots\ldots.... (8)$$

where p is the number of forecast points.

The existence of non-linearity in economic and financial data has been a subject for debate and it is possible to distinguish between two different views in the way that they look at the generating process of non-linearity. The deterministic approach views the observed random behaviour in economic time series as resulting from a non-stochastic process operating in a chaotic zone. The stochastic approach, on the other hand, assumes that the underlying process of linear and non-linear structures is subjected to random shocks. Within the deterministic approach, Brock et al. [10], introduced a family of test statistic based upon the correlation dimension and it can be calculated as follows:

Let $X_t(t = 1,...,T)$ be a univariate time series within an n-dimensional deterministic economic model. Then to test for non-linearity for the sake of identifying the dynamics of the system, it is neither necessary to estimate all other time series, nor to know the exact structural form of the system of equations to determine the dynamics of the process. Owing to a theorem by Takens [20], all information of a multivariate model is embodied within a

univariate time series. Now an m-dimensional vectors, or m-histories, can be defined in the manner:

$$X_t^m = (X_t, X_{t+1}, ..., X_{t+m-1}) \quad \text{.....(9)}$$

where the process is referred to as m-history and the parameter (m) is the embedding dimension. To measure the distance (Є) between two histories, this is given by the correlation integral:

$$C_{m,T}(d) = (2/T_m - T_m) \sum_t \sum_s I_d (d - \| X_t - X_s \|) , t < s \quad \text{..... (10)}$$

where: $t = 1,\ldots, T_{m-1}$, $s = t + 1,\ldots, T_m$, $T_m = T - m + 1$,

$\left\| X_t^m - X_s^m \right\|$ is the Euclidean norm between X_t^m and X_s^m

and $I_d = 1$ if, $d - \left\| X_t^m - X_s^m \right\| > 0$, 0 otherwise.

Grassberger and Procaccia [21] defined the correlation integral as the cumulative distribution function of $(Є^m)$:

$$C_{m,T}(Є) = p(Є^m < Є) \quad \text{..... (11)}$$

Therefore, under the null hypothesis that X_t is (iid) and for fixed (m) and (Є):

$$C_{m,T}(Є) \rightarrow C_{1,T}(Є)^m \text{ as } T \rightarrow \infty \quad \text{..... (12)}$$

and it follows that the conditional probability for two trajectories to stay within a distance (Є) for (m-1) periods, and assuming independency of $(Є_{t,s})$, is given by:

$$P[(Є^m \leq Є) \mid (Є^{m-1} \leq Є)] = C_{m,T}(Є)/C_{m-1,T}(Є) = C_{1,T}(Є) \quad \text{..... (13)}$$

which is the correlation integral at embedding dimension 1.

The empirical distribution function for the inter-history distances can be used to provide estimate for $C_{m,T}(Є)$. This is

achieved by selecting $Є_k = \sigma\ \delta^{k-1}$, (k = 1,...,K), where $0 < \delta < 1$ and σ^2 is the sample variance. The estimate $C_{m,T}(Є_k)$ is given by the proportion of distances less than $Є_k$.

Using the theory of U-statistics, Brock et al. [10], arrived at the following normalized estimable statistic:

$$BDS(m, Є) = \{C_{m,T}(Є) - C_{1,T}(Є)^m\} / (\sigma_w / T^{1/2}) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad (14)$$

Under the null hypothesis that a series X_t is iid process the BDS test statistic is asymptotically distributed as a standard normal variable, N(0, 1).

The test is quite powerful in detecting the departure of a time series from linearity; see Asseery [22] and Asseery and Al-Sheikh [23] and the references cited therein. The BDS test remains valid if X_t is the resulting residuals from regression models. This statistic, therefore, may be used as a diagnostic test where models with leftover non-linearity may be dismissed as they are functionally misspecified. Since we have only two hundred and six observations available for estimating the models, we report the calculated BDS(m,Є) statistics for embedding dimensions (m) up to four giving about fifty observations in each history and for each history $Є = \sigma, 0.5\sigma$. Large estimated values of BDS statistics indicate non-linearity.

The data used in this study are the share prices published by the Saudi Arabian Monetary Agency (SAMA). The data are shown on the web: (www.sama.gov.sa). Share indices are reported for six

sectors, namely, the Agriculture sector, the Banking sector, the Cement sector, the Electricity sector, the Industry sector and the Services sector. Their log-differences are denoted in this study by, ΔA, ΔB, ΔC, ΔE, ΔI and ΔS, respectively. The log-differences of the monthly realizations of these indices represent the returns series and they are calculated for the period 1985m4-2002m11.

3. THE RESULTS:

The study starts the empirical work with calculating the mean, standard deviation, the coefficients of skewness and excess kurtosis for each return series. The calculated moments are shown in Table 1. Skewness and excess kurtosis measure the deviation from a normal distribution and they are standard normal distributions with the mean of zeros. This table also shows the results of testing the return series for normality using Lin and Mudholkar [24] statistic, denoted by (L-M), and for unit root using the augmented Dickey-Fuller and the Phillips-Perron tests, denoted by (ADF) and (PP), respectively. Although the results show that most of the time series are skewed to the right with the exception of the returns of the Banking and the Industry sectors, the evidence of fat tails is quite strong. The non-normality of the returns distribution is detectable only in the return series of the Electricity and the Services sectors as indicated by the results of L-M test, which has a standard normal distribution. The reported ADF and PP statistics in the same table indicate that all the returns series are

stationary processes. The residuals of the ADF regressions are free from serial correlation as indicated by the reported statistics of the Lagrange Multiplier test of serial correlation of the twelfth order, denoted by $\chi^2(12)$. The results of applying the BDS test to the returns distribution of all the series considered without any linear or non-liner filtering are shown in Table 4. These estimated statistics indicate the rejection of the hypothesis of linearity in all the returns distribution with the exception of the Industrial sector where the rejection appears only in the case of BDS(4, σ).

Selecting the order of p and q for the ARMA(p,q) model in each case is handled by first setting them equal to a maximum value of three. Then for each series we run sixteen ARMA(p,q), (p, q = 0, 1, 2, 3), regressions over the same period 1985m7-2002m6, leaving the last five observations over the period 2002m7-2002m11 for forecasting. Tables 2a and 2b report the values of the AIC and Schwarz Bayesian Criterion (SBC) for all regressions. It is evident from the maximum values of AIC and SBC reported in this table that they coincide in selecting the same values of p and q in four cases out of the six cases under investigation. Depending upon the AIC, which is the widely used criterion in the empirical literature, we find that the appropriate ARMA(p,q) specification is; ARMA(2,1) for the returns series of the Agriculture Sector; ARMA(1,0) for the returns series of the Banking, the Cement and the Services Sectors; ARMA(3,3) for the returns series of the

Electricity Sector; ARMA(2,0) for the returns series of the Industry Sector.

The estimated SETAR models are based on a grid search to specify the structural parameters, (d) and (p), using the Tong's algorithm. The parameter (k) is fixed since we consider only two possible regimes. This is consistent with the rise and fall of the returns around the chosen zero value for (r). This threshold value is meant to capture the asymmetric behaviour of the returns series by conditioning the previous rise ($Y_{t-d} > 0$) and fall ($Y_{t-d} \leq 0$). The best fitted SETAR models using conditional least squares are displayed in Tables 5a and 5b. The fitted SETAR(2, p_1, p_2) models are; a SETAR(2; 2, 6) for the returns series of the Agriculture Sector with a delay parameter of value five; a SETAR(2; 1, 1) for the returns series of the Banking Sector with a delay parameter of value two; a SETAR(2; 3, 1) for the returns series of the Cement Sector with a delay parameter of value three; a SETAR(2; 11, 4) for the returns series of the Electricity Sector with a delay parameter of value one; a SETAR(2; 1, 6) for the returns series of the Industry Sector with a delay parameter of value five; a SETAR(2; 1, 1) for the returns series of the Services Sectors with a delay parameter of value three. To conserve space the results of this table are reported for the significant AR coefficients in each regime only and it may be observed that the orders of the AR are of the low nature in both regimes in the case of the Banking, the

Cement and the services Sectors. Low orders of AR are, also, observed in the first regime of the Agriculture and the Industry Sectors and in the second regime of the Electricity Sector.

The signs of the AR coefficients in the case of the first regime of the Agriculture Sector suggest that when the return five months ago is negative the AR process depends on the two past periods. On the other hand, the second regime of this sector shows that the coefficients of the return series lagged three and six periods have opposite signs. This implies that the time series autoregulates itself when the return is positive five months ago. This behaviour is consistent with bringing the rise in the returns of this sector to an end. Similar pattern may be observed to some extent in the behaviour of the returns series of the Industry sector. The opposite behaviour may be noted in the result of the returns series of the Cement sector. In this sector when the return is negative three months ago the series autoregulates itself to bring the fall of the return to a halt. For the Banking and the service sectors the coefficients of AR(1) in both regimes are positive and they are less than one implying that the estimated models are globally stable. Although for other sectors there does not seem to be a consistent alteration in the signs of the coefficients, the asymmetrical pattern seems to be pervasive across the estimated regimes. The high negative values of the AR(3) and AR(7) coefficients in the first regimes of the Cement and the Electricity

sectors, respectively, imply that the series repelled relatively fast to the side of the positive returns, i.e. the two models have intrinsic stabilizers. The estimated values of the AR(1) in the high regimes of the Banking and the Services sectors are higher than those in the lower regimes but markedly so in the case of the Banking sector. In the latter case this implies that the series stays longer time in the side of the positive returns, i.e. a Bull market, before crossing to the lower regime, i.e. a Bear market.

The estimated SETAR models seem to indicate cyclical behaviour and to identify the pattern of the cycles in each case we simulated the models using the noise-free skeleton, Tong [5]. The results of the scatter plots of the simulated fifty points against its own lag at lag length one are shown in Figures 1 to 5. These figures show that self-replicating cycles seem to be the dominant character. These limit cycles suggest successive cycles from peak-to-peak of two months for the return series of the Banking sector, three months for the return series of the Cement sector, five months for the return series of the Electricity sector, twelve months for the return series of the Industry sector and three months for the Services sector. The simulated data for the Agriculture sector indicates no evidence of the existence of a limit cycle since they show collapse to a single point.

Although the SETAR models do not conform with the characteristics of the Bull and Bear markets with regard to the

variances of the two regimes, it is possible "but not guaranteed" that speculators may be able to reap capital gains or to avoid capital losses via monitoring the cycles of the share prices documented in this study.

The study, further, investigates the statistical properties of the individual return series, the residuals of the ARMA models and the standadized residuals of the enetertained SETAR models using the Ljung-Box (LB) and the BDS statistics. Table 3 shows the probability (prob)-values of LB test statistics for these series, denoted by LB(n), and for the squared series, denoted by $LB^2(n)$. In the case of the returns series themselves the prob-values of LB(n) and $LB^2(n)$ statistics indicate that the presence of dependence in the first and higher moments is possible with the obvious exception of the return series of the Electricity sector. The prob-values of LB test conducted on the residuals of ARMA and the standardized residuals of SETAR models indicate no evidence of serial correlation with the exceptions of the LB(12) and LB(48) in the case of the ARMA residuals of the Electricity sector. While the prob-values of $LB^2(n)$ statistics of these series have no consistent pattern, they indicate the presence of heteroscedasticity in some cases. The results of the BDS test for leftover non-linearity in the residuals of the estimated ARMA and SETAR models are shown in Table 4. Depending on the dimension of the test the results of this table clearly demonstrate that the hypothesis of

leftover non-linearity is not rejected in the residuals of the ARMA models and the standardized residuals of SETAR models. The traces of leftover non-linearity in the residuals of the entertained models may be interpreted as due to the existence of limit cycles and if this is the case then the SETAR models of the return series of the Agriculture sector may be misspecified. This is so because the BDS statistics should lose their statistical significance in the presence of limit points.

Finally, the calculated values of the two criteria MSSPE and RMSSPE for examining the out-of-sample forecasting performance of the estimated ARMA and SETAR models are reported in Table 6. These results are calculated using the straightforward five-step-ahead forecast method over the period 2002m7-2002m11. It is evident from the results of this table that both evaluation criteria strongly lend support to the non-linear SETAR models over the linear ARMA models with the exception of the result of the Electricity sector.

4. CONCLUDING REMARKS:

This paper contributes to the existing literature by examining the linear and non-linear characteristics of the monthly time series representing the returns of the six share price indices in Saudi Arabia. These share price indices are given by sectors and they are for the Agriculture sector, the Banking sector, the Cement sector, the Electricity sector, the Industry sector and the Services

sector. The linear ARMA and the non-linear SETAR models are fitted for all the returns series over the period 1985m4-2002m6, leaving the period 2002m7-2002m11 for examining the performance of the straightforward out-of-sample forecast of the various entertained models.

Non-linearity is indicated in the returns series of these share prices and the threshold models confirm their asymmetric behaviour. The cyclical behaviour of the returns series is demonstrated by the estimated SETAR models and the study identified the cyclical pattern in each case. The simulated figures suggest that self-replicating cycles are the dominant character. The documented successive limit cycles show cycles from peak-to-peak of two months for the return series of the Banking sector, three months for the return series of the Cement sector, five months for the return series of the Electricity sector, twelve months for the return series of the Industry sector and three months for the Services sector. For the return series of the Agriculture sector the result of the simulated skeleton shows convergence to a single limit point.

While speculators may face difficulties in anticipating the movements of share prices displaying endogenized cyclic characteristics, the SETAR models may serve as indicators to the future directions of the share prices via segregating the series to two regimes that correspond to Bull and Bear markets. Hence,

speculators using these models may learn how to predict the self-replicating cycles, to create trading rules with which they may be able to reap profit.

The study demonstrates that in five out of the six returns series considered, the out-of-sample forecasting performance of the entertained SETAR models is much better than the estimated traditional ARMA models.

An important policy consideration rises from the study is that government intervention based on the linear approximation of the world to eliminate endogenous fluctuations in the market may lead to distorted conclusions if the world is inherently non-linear.

Table (1)

Summary Statistics

Series	Mean	SD	SK	KU	L-M test	ADF-test PP-test	$\chi^2(12)$	AIC
ΔA	−0.0029	0.0377	0.310	1.59	−1.39 −8.48	−7.63(1) (0.429)	12.2	387.5
ΔB	0.0104	0.0555	0.097	1.40	−0.446 −8.88	−7.35(1) (0.236)	15.1	327.5
ΔC	0.0056	0.0530	0.495	3.06	−1.90 −7.65	−8.41(1) (0.476)	11.6	326.6
ΔE	0.0001	0.0602	2.83	19.3	−5.95 −9.55	−6.91(6) (0.155)	16.9	284.3
ΔI	0.0063	0.0554	−0.195	5.42	0.630 −6.13	−8.20(1) (0.401)	12.6	311.6
ΔS	−0.0009	0.0471	0.804	2.68	−3.27 −9.05	−7.86(1) (0.548)	10.8	353.5

Notes: Δ is the first difference operator. A, B, C, E, I, S are, respectively, the share prices of the Agriculture sector, the Banking sector, the Cement sector, the Electricity sector, the Industrial sector and Services sector. SD is the standard deviation. SK is the

Skewness. KU is the Kurtosis. L-M test is the Lin-Mudholkar test for Normality. ADF is the Augmented Dickey-Fuller test for stationarity and the numbers in brackets are the order of the ADF test. $\chi^2(12)$ are the calculated values of the Lagrange multiplier test for residuals serial correlation of the ADF regressions up to the twelfth order followed in brackets by their significance levels. AIC is the Akaike Information Criterion of ADF regressions. The results of PP-test are based on Newey-West adjusted standard error's Parzen weights with truncation lag 12. The critical value for both ADF and PP test is – 2.88 and it is given by MacKinnon [25].

Table (2a)

AIC and SBC for Selecting ARMA models

Variable	Criteria	p/q	0	1	2	3
ΔA	AIC	0	377.719	377.797	381.304	381.137
	SBC		376.060	374.479	376.327	374.501
	AIC	1	378.256	382.349	382.511	380.144
	SBC		374.937	377.371	375.875	371.846
	AIC	2	382.373	382.861*	381.998	381.404
	SBC		377.396#	376.225	373.702	371.450
	AIC	3	382.679	381.863	381.580	381.042
	SBC		376.043	373.568	371.626	369.428
ΔB	AIC	0	299.754	314.003	314.672	314.411
	SBC		298.095	310.685	309.695	307.775
	AIC	1	317.273*	316.817	316.931	315.932
	SBC		313.955#	311.840	310.295	307.637
	AIC	2	316.491	316.682	315.934	314.947
	SBC		311.514	310.046	307.638	304.992
	AIC	3	316.598	315.964	315.604	316.598
	SBC		309.962	307.668	305.6497	304.984
ΔC	AIC	0	310.493	315.070	315.4698	314.531
	SBC		305.834	311.752	310.493	307.531
	AIC	1	316.057*	315.189	314.470	313.593
	SBC		312.738#	310.212	307.834	305.298
	AIC	2	315.270	314.333	313.505	312.594
	SBC		310.293	307.697	305.210	302.640
	AIC	3	314.419	313.457	312.505	312.552
	SBC		307.783	305.162	302.551	300.938
ΔE	AIC	0	281.928	281.579	382.232	281.579
	SBC		280.269#	278.261	277.255	274.943
	AIC	1	281.442	281.816	281.378	281.298
	SBC		278.124	276.839	274.741	273.003
	AIC	2	281.808	281.368	281.116	280.491
	SBC		276.831	274.732	272.821	270.537
	AIC	3	281.487	280.579	280.561	282.374
	SBC		274.851	272.284	270.607	270.760*

Notes: To be continued in Table 2b.

Table (2b)

AIC and SBC for Selecting ARMA models

Variable	Criteria	p/q	0	1	2	3
ΔI	AIC	0	299.834	299.768	300.928	299.930
	SBC		298.175	296.450	295.951	293.293
	AIC	1	300.045	300.999	299.937	298.940
	SBC		296.730#	296.022	293.937	290.644
	AIC	2	301.280*	300.326	299.579	298.809
	SBC		296.303	293.690	291.284	288.855
	AIC	3	300.316	299.460	300.646	299.828
	SBC		293.680	291.170	290.692	288.214
ΔS	AIC	0	334.495	340.312	341.164	340.839
	SBC		332.836	336.994	336.187	334.202
	AIC	1	342.031*	342.007	341.112	340.372
	SBC		338.712#	337.030	334.476	332.076
	AIC	2	341.987	341.020	340.377	339.457
	SBC		337.010	334.384	332.081	329.502
	AIC	3	341.040	340.468	339.480	338.480
	SBC		334.404	332.173	329.526	326.867

Notes: The definitions of the series are as in Table 1. AIC and SBC are the Akaike Information Criterion and the Schwarz Bayesian Information Criterion, respectively. (*) and (#) are, respectively, the maximum values of AIC and SBC.

Table (3)

The Prob-Values of the Calculated Ljung-Box Statistics for the Returns Series and the Residuals of ARMA and SETAR Models

series	LB(1)	LB(12)	LB(48)	$LB^2(1)$	$LB^2(12)$	$LB^2(48)$
ΔA	0.081	0.000	0.030	0.093	0.314	0.596
rΔA21	0.954	0.787	0.979	0.036	0.227	0.497
rΔAd5	0.897	0.899	0.958	0.287	0.642	0.948
ΔB	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.006
rΔB10	0.754	0.349	0.204	0.002	0.008	0.407
rΔBd2	0.978	0.341	0.147	0.010	0.040	0.579
ΔC	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003	0.298
rΔC10	0.874	0.557	0.257	0.000	0.000	0.090
rΔCd3	0.943	0.705	0.261	0.000	0.011	0.224
ΔE	0.312	0.165	0.040	0.682	0.846	0.998
rΔE33	0.541	0.079	0.023	0.283	0.974	0.990
rΔEd1	0.342	0.945	0.264	0.017	0.641	0.004
ΔI	0.107	0.094	0.005	0.000	0.002	0.616
rΔI20	0.979	0.499	0.116	0.000	0.031	0.915
rΔId5	0.607	0.983	0.345	0.001	0.216	0.967
ΔS	0.000	0.000	0.003	0.030	0.000	0.005
rΔS10	0.689	0.346	0.640	0.310	0.000	0.139
rΔSd3	0.574	0.323	0.585	0.168	0.006	0.160

Notes: The definitions of the returns series are as in Table 1. LB(n) are the prob-values of the Ljung-Box statistics calculated in order for the returns series, the residuals of ARMA models and the standardized SETAR models up to the n^{th} order. $LB^2(n)$ are the same statistics caculated for the squared of these series up to the n^{th} order.

Table (4)

BDS Statistics for the Return Series and the Residuals of ARMA And SETAR Models

Series	Dimension: m= 2		3		4	
	Є = σ	0.5σ	σ	0.5σ	σ	0.5σ
ΔA	2.73	2.95	3.85	5.41	5.03	8.12
rΔA21	2.49	2.53	3.55	5.95	4.52	8.69
rΔAd5	2.96	2.83	3.95	4.93	4.99	7.25
ΔB	6.11	8.53	5.98	8.55	5.72	9.00
rΔB10	3.17	2.62	3.41	3.45	2.94	2.79
rΔBd2	2.58	1.72	3.27	2.70	3.05	2.65
ΔC	4.01	4.09	3.99	3.73	4.19	4.14
rΔC10	3.04	1.84	3.03	1.73	3.41	2.71
rΔCd3	2.69	1.97	2.49	2.06	2.62	2.34
ΔE	4.23	5.93	4.88	7.41	4.75	8.65
rΔE33	5.58	5.61	6.36	7.39	7.73	10.3
rΔEd1	4.73	4.36	5.71	6.28	5.89	7.83
ΔI	2.03	1.74	2.33	2.33	2.79	2.80
rΔI20	1.23	1.02	1.81	1.57	2.57	1.92
rΔId5	2.55	2.59	3.16	2.69	4.03	3.95
ΔS	5.78	5.16	5.42	4.51	5.89	5.23
rΔS10	2.79	2.81	3.00	2.88	3.90	4.37
rΔSd3	2.06	2.04	2.40	2.36	3.16	3.11
Critical Values	–2.15 2.27	–2.64 2.98	– 2.17 2.37	– 2.92 3.23	– 2.17 2.39	–3.37 3.84

Notes: The definitions of the returns series are as in Table 1. BDS denotes the Brock, Dechert and Scheinkman (1987) test for non-linearity. The values of the BDS test are calculated in order for the returns series, the residuals of the ARMA models and the standardized residuals of the SETAR models. Critical values for the BDS are the 95% quantiles reported by Brock et al [26], (Table C.2).

Table (5a)

The Estimated Parameters of Self-Exciting Threshold Autoregressive (SETAR) Models

Variable	d	k	Regression Results and Related Statistics
ΔA_t	5	1	$-0.0041 + 0.250\ \Delta A_{t-2}$ (−1.05) (2.10) no = 103, np = 3, var = 0.0014
		2	$-0.0051 + 0.264\ \Delta A_{t-3} - 0.261\ \Delta A_{t-6}$ (−1.00) (2.66) (−2.30) no = 93, np = 7, var = 0.0011, pv = 0.0013, NC = − 6.67
ΔB_t	2	1	$-0.0043 + 0.235\ \Delta B_{t-1}$ (−0.741) (2.18) no = 84, np = 2, var = 0.0025
		2	$0.0110 + 0.435\ \Delta B_{t-1}$ (2.12) (4.91) no = 121, np = 2, var = 0.0025, pv = 0.0025, NC = −5.95
ΔC_t	3	1	$-0.015 + 0.256\ \Delta C_{t-1} - 0.421\ \Delta C_{t-3}$ (−2.04) (2.57) (−2.90) no = 85, np = 4, var = 0.0020
		2	$0.0094 + 0.229\ \Delta C_{t-1}$ (1.77) (2.42) no = 111, np = 2, var = 0.0030, pv = 0.0026, NC = −5.91
ΔE_t	1	1	$0.0061 + 0.249\ \Delta E_{t-4} + 0.284\ \Delta E_{t-5} - 0.510\ \Delta E_{t-7}$ (0.685) (2.08) (2.42) (−3.32) $-0.242\ \Delta E_{t-10} + 0.458\ \Delta E_{t-11}$ (−2.01) (3.30) no = 101, np = 12, var = 0.0035
		2	$-0.0009 - 0.186\ \Delta E_{t-2} + 0.174\ \Delta E_{t-3} - 0.274\ \Delta E_{t-4}$ (−0.161) (−2.43) (1.81) (−2.49) no = 95, np = 5, var = 0.0023, pv = 0.0029, NC = −5.68
ΔI_t	5	1	$0.0050 + 0.298\ \Delta I_{t-1}$ (0.962) (2.61) no = 82, np = 2, var = 0.0022
		2	$0.0022 + 0.198\ \Delta I_{t-2} + 0.332\ \Delta I_{t-5} - 0.246\ \Delta I_{t-6}$ (0.286) (2.26) (2.44) (−2.52) no = 114, np = 7, var = 0.0032, pv = 0.0028, NC = −5.79

Notes: To be continued in Table 5b.

Table (5b)

The Estimated Parameters of Self-Exciting Threshold Autoregressive (SETAR) Models

Variable	d	k	Regression Results and Related Statistics
ΔS_t	3	1	$-0.0080 + 0.255\ \Delta S_{t-1}$ $(-0.300)\quad (2.78)$ no = 107, np = 2, var = 0.0017
		2	$0.0024 + 0.301\ \Delta S_{t-1}$ $(0.444)\quad (2.86)$ no = 89, np = 2, var = 0.0025, pv = 0.0021, NC = − 6.16

Notes: The definitions of the returns series are as in Table 1. (d) is the delay parameter. Numbers 1 and 2 under (k) indicate the first and second regime, respectively. (no) is the number of observations in each regime. (np) is the number of parameters in each regime. (var) is the variance of each regime. (pv) is the pooled variance. (NC) is the normalized criterion.

Table (6)

The Forecasting Performance of ARMA and SETAR Models

Variable	Model	Criteria	
		MSSPE	RMSSPE
ΔA	ARMA(2,1)	0.0043497	0.065952
	SETAR(2;2,6)	0.0026500	0.051500
ΔB	ARMA(1,0)	0.0016506	0.040627
	SETAR(2;1,1)	0.0006200	0.024910
ΔC	ARMA(1,0)	0.0005130	0.022649
	SETAR(2;3,1)	0.0005000	0.022290
ΔE	ARMA(3,3)	0.0037987	0.061634
	SETAR(2;11,4)	0.0152200	0.123380
ΔI	ARMA(2,0)	0.0016503	0.040624
	SETAR(2;1,6)	0.0013700	0.037010
ΔS	ARMA(1,0)	0.0012855	0.035854
	SETAR(2;1,1)	0.0011700	0.034160

Notes: The definitions of the returns series are as in Table 1. MSSPE and RMSSPE are respectively, the Mean Sum of Squares of Prediction Error and the Root Mean Sum of Squares of Prediction Error calculated for the forecast points from the specified models over the period 2002m7-2002m11.

Figure (1)

The Simulated Skeleton of the Return Series of the Banking Sector

Two Months "Limit-Cycle"

Figure (2)

The Simulated Skeleton of the Return Series of the Cement Sector

Three Months "Limit-Cycle"

Figure (3)

The Simulated Skeleton of the Return Series of the Electricity Sector

Five Months "Limit-Cycle"

Figure (4)

The Simulated Skeleton of the Return Series of the Industry Sector

Twelve Months "Limit-Cycle"

Figure (5)

The Simulated Skeleton of the Return Series of the Service Sector

Three Months "Limit-Cycle"

REFERENCE

[1] Pope, P. F., and Yadav, P. K., (Modeling Financial Futures Mispricing Using Self-Exciting Threshold Autoregressive Processes), ***Working Paper***, Series No. 211 (1990), Center for the Study of Futures Markets at Colombia University.

[2] Krager, H., and Kugler, P., (Non-Linearities in Foreign Exchange Markets: A Different Perspective), ***Journal of International Money and Finance***, 12, (1993), 195-208.

[3] Tiao, G. C., and Tsay, R. S., (Some Advances in Non-Linear and Adaptive Modeling in Time Series), ***Journal of Forecasting***, 13, (1994), 109-31.

[4] Potter, S. M., (A Nonlinear Approach to U.S. GNP), ***Journal of Applied Econometrics***, 10, (1995), 109-25.

[5] Tong, H., ***Non-Linear Time Series: A Dynamical System Approach***, Clarendon Press, Oxford, 1995.

[6] Chappell, D., Padmore, J., Mistry, P., and Ellis, C., (A Threshold Model for the French Franc/ Deutsch Mark Exchange Rate), ***Journal of Forecasting***, 15, (1996), 155-64.

[7] Montgomery, A. L., Zamowitz, V., Tsay, R., and Tiao, C., (Modeling Non-Linearity in the U.S. Unemployment Rate with unobserved Component Models), ***Technical Report***, (1998), University of Chicago, Graduate School of Business.

[8] Rothman, P., (Forecasting Asymmetric Unemployment Rate), ***Working Paper***, (1998), East Carolina University, Department of Economics.

[9] De Gooijer, J. G., and Kumar, K., (Some Recent Development in Non-Linear Time Series Modeling, Testing and Forecasting), ***International Journal of Forecasting***, 8, (1992), 135-56.

[10] Brock, W. A., Dechert, W. D., and Scheinkman J., (A Test for Independence Based on the Correlation Dimension), ***Economic Working Paper SSRI-8702,*** (1987), University of Wisconsin.

[11] Hsieh, D. A., (Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Market), ***The Journal of Finance***, 46, (1991), 1839-77.

[12] Tong, H., and Lim K. S., (Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data), ***Journal of the Royal Statistical Society***, B 42 (1980), 245-92.

[13] Tong, H., ***Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis***, Lecture Notes in Statistics 21, Springer-Verlag, New York, 1983.

[14] Hansen, B. E., (Testing for Linearity), ***Journal of Economic Surveys***, 13, (1999), 551-76.

[15] Hansen, B. H., (Sample Splitting and Threshold Estimation), ***Econometrica***, 68, (2000), 575-603.

[16] Franses, P. H., and van Dijk, D., ***Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance***, Cambridge University Press, Cambridge, 2000.

[17] Clements, M. P., and Smith, J., (The Performance of Alternative Forecasting Methods for SETAR Models), ***International Journal for Forecasting***, 13, (1997), 463-75.

[18] Clements, M. P., and Smith, J., (A Monte Carlo Study of the Forecasting Performance of Empirical SETAR Models), ***Journal of Applied Econometrics***, 14, (1999), 123-41.

[19] Al-Quassem, M. S., and Lane, J. A., (Forecasting Exponential Autoregressive Models of Order 1), ***Journal of Time Series Analysis***, 10, (1989), 95-113.

[20] Takens, F., (Detecting Strange Attractors in Turbulence), D. Rand and L. Young, Eds., ***Dynamical Systems and Turbulence***, Berlin, Springer, 1981.

[21] Grassberger, P., and Procaccia, I., (Measuring the Strangeness of Strange Attractors), ***Physica***, D, 9, (1983), 189-208.

[22] Asseery, A. A., (Evidence of non-Linearities in the Bilateral Real Exchange Rates of the British Pound), ***International Economic Journal***, 19, (2005), 63-90.

[23] Asseery, A. A., and Al-Sheikh, H. M., (Chaos and Non-Linearity in the Saudi Stock Market), ***Arab Journal of Administrative Sciences***, 10, (2003), 183-207.

[24] Lin, C. C., and Mudholkar, G. S., (A Simple Test for Normality Against Asymmetric Alternatives), ***Biometrika***, 67, (1980), 455-61.

[25] MacKinnon, J. G., (Critical Values for Cointegration Tests), in Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (Eds.), ***Long Run Economic Relationships: Readings in Cointegration***, Oxford University Press, Oxford, 1991.

[26] Brock, W. A., Hsieh, D. A., and LeBaron, L., ***Nonlinear Dynamics, Chaos and Instability***, MIT Press, Cambridge, 1991.

OIL PRICE UNCERTAINTY, RISK, AND OPEC PRODUCTION

Salim Nasser AlGudhea*

Abstract

Economic theory suggests that price uncertainty and risk play an important role in production decisions. In the last two decades, crude oil prices have shown a clear tendency to be volatile. Unlike other commodities, oil is a non-renewable resource so oil price volatility is augmented with the risk of resource depletion. Despite this apparent link between oil price uncertainty (price risk) and oil production, scant attention has been paid in the oil market and OPEC behavior literature to the relationship between price risk and oil production. The aim of this paper is to investigate whether OPEC members exhibit risk-aversion in production decisions. Utilizing a GARCH model to characterize the conditional mean and variance of expected prices in supply equations of OPEC members, we estimate a two-equation price-production model for each member country. We use a full information maximum likelihood (FIML) estimator to

* Disclaimer: the views and opinions expressed in this paper are those of the author and do not necessarily reflect views and opinions of the Saudi Arabian Monetary Agency

simultaneously model a price equation with GARCH errors and a structural supply equation with risk. We account for resource depletion by incorporating the proven reserves of crude oil in the production (supply) equation. After all, the empirical results fail to identify oil price-risk as a "significant" determinant of OPEC production decision-making process.

قرارات الإنتاج في دول منظمة أوبك
في ظل مخاطر تذبذب أسعار النفط

سالم بن ناصر آل قظيع*

مستشار اقتصادي مؤسسة النقد العربي السعودي

الملخص

يواجه منتجو السلع بأشكالها المختلفة أنواعاً متعددة من المخاطر، يبرز من أهمها المخاطر الناجمة عن تذبذب أسعار تلك السلع. وقد ربطت النظرية الاقتصادية بين مخاطر تذبذب الأسعار وقرارات الإنتاج، فارتفاع وتيرة "المخاطر السعرية" قد يدفع بالمنتج إلى تبني سياسة إنتاجية متحفظة تميل غالباً إلى تخفيض كميات الإنتاج عند ارتفاع وتيرة تلك المخاطر (وذلك بافتراض أن هذا المنتج لا يفضل المجازفة Risk-averse). لذا يمكن اعتبار المخاطر السعرية من ضمن محددات الإنتاج (العرض)، وبالتالي تصبح الكميات المعروضة من السلعة دالة في المخاطر السعرية.

تهدف هذه الدراسة إلى اختبار ما إذا كانت هذه الفرضية قائمة في حالة منظمة الدول المصدرة للنفط (أوبك). فعمدنا أولاً إلى قياس المخاطر السعرية وإدراجها ضمن دالة العرض في حالة كل دولة من دول أوبك، مع الأخذ في الاعتبار أن النموذج القياسي المستخدم يقوم على أن تتم عملية قياس المخاطر وتقدير دالة العرض آنياً.

لم تظهر النتائج معالماً لوجود علاقة قوية بين المخاطر السعرية وقرارات الإنتاج داخل دول المنظمة، وهذا قد يقودنا إلى استنتاج أن المخاطر السعرية قد لا تمارس إلى حد كبير دوراً مهماً في تحديد الكميات المعروضة من النفط الخام داخل منظمة أوبك.

---

* تعبر هذه المادة عن رأي الكاتب، ولا تعكس بأي شكل من الأشكال رأي مؤسسة النقد العربي السعودي.

OIL PRICE UNCERTAINTY, RISK, AND OPEC PRODUCTION

Introduction:

High oil price signifies economic gains for exporters (at least in the short run), whereas it could imply economic trouble for importers generally in the form of high production costs, rapid inflation, trade deficit, and budget deficit (Harri Ramcharran, 2002)[1]. Yet, when oil price is falling, importers gain while exporters may suffer. Such ups and downs in oil price movements are usually uncertain and occur in the very short run. The crude oil price path in the last two decades clearly indicates such volatility nature, where the range of volatility has lied between U.S. $10 and U.S. $55[1] Figure (1). Economic sense tells us that such behavior has its impact on both oil-exporting and oil-importing countries.

Notwithstanding whether oil price is rising or falling, the uncertainty about such movements implies an obvious risk over oil exporting countries, especially those that are highly dependent on oil as the main source of income. For OPEC countries, slumps in oil price simply mean economic downturns, and the resulted uncertainty should influence production decision-making process.

Generally, oil producers like producers of other commodities form expectations about future prices. Anticipating

[1] In real terms

high oil prices, a producing country would increase its production while it would decrease it if expecting low prices. Uncertainty is a recipe for miss-anticipating the market. For instance, in November 1997 OPEC members agreed to increase the oil production based on their expectations of 2.4% growth on demand for oil. However, the remains of the Asian financial crises, the warm winter in North America, the reduction of Chinese oil imports, and the Russian crises all resulted in low demand for oil (Wilfrid L. Kohl, 2002)[2]. Consequently, OPEC members generated substantial losses as a result of their increase of supply faced by low demand. The key point is that if oil market were stable and less sensitive to shocks (less volatile), OPEC would not have misjudged it and ended up oversupplying. Furthermore, price-risk is augmented with the non-renewability nature of oil, that makes production decision-making process implies even greater risk.

The question to be addressed by this paper is whether price-risk that stems from oil price volatility is a major determinant of production decisions. Section 2 reviews key hypothesis which have been trying to model OPEC behavior. Section 3 presents the theoretical background and empirical methodology for investigating the impact of price-risk over OPEC production, and section 4 provides the empirical results. Section 5 demonstrates the main findings.

Oil Price-Rick and Modeling of OPEC Behavior:

Though OPEC is mostly viewed as a cartel, this view has been challenged, and sometimes proven inaccurate. Paul MacAvoy (1982)[3] argued that rising oil price in the seventies was primarily a product of supply disturbances, not the result of OPEC cartel ambitions as it was generally believed. That makes OPEC behaves in accordance to market fundamentals as he did label it. He found his argument supported by the supply-price positive correlation. Ali Ezzati (1976)[4], David Teece (1982)[5], and Jacques Cremer and Djavad Salehi- Isfahani (1980)[6] believed that oil producers' needs for internal investment significantly determine the level of production required to attain *targeted* revenues. The price negative coefficient in OPEC supply equations supported this view, and gave support to the Target Revenue Model, as the model that better suit OPEC behavior. Ali D. Johany (1978)[7] and Mead (1979)[8] in their Property Rights Hypothesis believed that nationalization of international oil companies lowered the producing countries effective discount rate so producing countries appeared to value the future more, that led to more conservative production decisions. Consequently, that led to the observed price-output behavior.

Most of those hypotheses have been tested empirically, and results varied drastically according time period and data quality. Griffin (1985)[9] tested the four hypotheses for the period from

1971 to 1983, and concluded that the partial market-sharing cartel hypothesis is the most sound. Griffin's supply equation takes the form of (1) for the competitive model and (2) for the target revenue model.

$$\ln Q_{it} = \alpha_i + \gamma_i \ln P_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln Q_{it} = \alpha_i + \gamma_i \ln P_t + \delta_i \ln I_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Where Q_{it} is the quantity produced, P_t is the crude oil prices, $I_{it} = P_t Q_{it}$ represent the investment needs, and $i = 1,....,11;\ t = 1,....,T$

Clifton T. Jones (1990)[10] updated Griffin's study using quarterly data runs from the fourth quarter of 1983 to the fourth quarter of 1988, and supported Griffin's conclusion. Griffin's study covered a period of rising oil prices whereas Jones's covered a period of falling prices; nevertheless, they generally gave credit to the cartel model. Sam Youhanna (1994)[11] used the same methodology used by Griffin to test for the cartel and competitive models. The only difference is his addition of lagged oil reserves to supply equations of both models; however, this alteration did not change Griffin's conclusions.

Recently, Ramcharran (2002)[1] estimated a supply equation akin to the one used by Griffin and Jones, but with an expanded time period running from 1973 through 1997; results were in favor of the Target Revenue Model. He traced that back to his inclusion of phases of falling and rising oil prices.

Noureddine Krichene (2002)[12] in his attempt to examine the world market for crude oil and natural gas over the period 1918-1999 used a simultaneous equations approach to model supply and demand in the energy market. His supply equation is specified as:

$$Q_t = \alpha + \gamma P_t^e + \delta NG_t + \eta D + \varepsilon_t \qquad (3)$$

Where, Q is the crude oil output, P^e is the expected real price for crude oil, *NG* is the natural gas output, and *D* is a dummy variable for large swings in oil prices.

In terms of the risk aversion behavior of OPEC, Douglas B. Reynolds (1999)[13] presented a game theoretic approach to demonstrate that OPEC and non-OPEC countries do not enlarge their production capacity because they appear to be risk averse to exploration and development of oil fields. He constructed a model that explains how risk aversion causes many OPEC countries and some non-OPEC countries to not increase their production capacity. He argued that an oil producer can often times gain a higher utility by doing nothing than by exploring or developing oil fields even when the expected net present value for such behavior is positive.

The key point of listing those prominent OPEC behavior models is simply to articulate the overlooking of the obvious price-risk as a determinant of production decision in the literature of OPEC behavior. Whether testing the cartel, competitive, or the

target revenue model, account for the price-risk faced by oil producers is vital. We aim for investigating the risk-responsive behavior of OPEC by estimating the supply relation for each OPEC member.

Theoretical Background:

In order to demonstrate how the quantity produced is negatively correlated with variations in oil price (i.e. price risk), we present a model of a *representative* oil producer. As in Jacinto F. Fabiosa (2002)[14], we assume the price of crude oil to be normally distributed,

$$P \sim N(P^e, \sigma_p^2), \tag{4}$$

where P^e is the mean and σ_p^2 is the variance. The producer's oil revenue[2] is defined as:

$$R = P.Q \tag{5}$$

where P is the price of crude oil and Q is the level of production of crude oil. From (4) and (5), oil revenue is normally distributed, with mean and variance given in (6):

$$R \sim N\{(P^e.Q), (P^2.Q^2.\sigma_p^2)\}, \tag{6}$$

Given a Constant Absolute Risk Aversion (CARA) utility function, the expected utility can be expressed in the form, where λ denotes a positive constant,

[2] Net profit can be used instead, however, we use the revenue only since the physical cost of oil production in OPEC countries is negligible. In any case, the outcome will not change

$$E(V) = -e^{-\lambda(R^e - 0.5\lambda\sigma_R^2)} \quad (7)$$

It is a common result that the maximization of (7) can be equivalently expressed as

$$Max\ E(V) = Max(R^e - 0.5\lambda\sigma_R^2) \quad (8)$$

Substituting the first and second moments of revenue from (6) into the maximization problem in (8), we get

$$\underset{Q}{Max}\ \{(P^e.Q) - 0.5\lambda(P^2.Q^2.\sigma_p^2)\} \quad (9)$$

The first order condition of (9) is

$$P^e - \lambda P^2.Q.\sigma_p^2 = 0 \quad (10)$$

Solving for Q in (10), we get

$$\frac{P^e}{\lambda P^2.\sigma_p^2} = Q \quad (11)$$

From (11),

$$\frac{\partial Q}{\partial P^e} = \frac{1}{\lambda P^2.\sigma_2^2} > 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \sigma_p^2} = \frac{-P^e(\lambda P^2)}{(\lambda P^2.\sigma_p^2)^2} < 0 \quad (13)$$

According to (13), it is expected that volatility in the price of oil reduces supply of crude oil. To be more specific, we require σ_p^2 being time-variant in order to use it as a proxy for price risk[3].

[3] Later on, we call it h_t

Empirical Methodology:

As in Matthew Holt and Satheesh V. Aradhyula' (1991)[15], we practically measure the risk elements by the time-dependent conditional variance of expected prices. Afterwards, we incorporate the measured risk into the supply equation. Consider the following autoregressive process for crude oil price;

$$P_t = \beta(L)P_t + \varepsilon_t \qquad (14)$$

where P_t is the current price of crude oil, $\beta(L)$ is a polynomial in the lag operator containing the unknown parameters $(b_0,.....,b_n)$ to be estimated, and ε_t is a stochastic process with normal distribution given by,

$$\varepsilon_t \left| \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t), \right. \qquad (15)$$

where h_t is the conditional variance of ε_t and Ω_{t-1} is the information set available at time t-1, which includes past realizations of price of crude oil. The conditional expectation of P_t in period t-1 is

$$P_t \left| \Omega_{t-1} = \beta(L)P_t = b_0 + b_1 P_{t-1} + b_2 P_{t-2} + ... + b_n P_{t-n} \right. \qquad (16)$$

The predictions defined by equation (16) are frequently used as instruments for unobservable expectations. However, a different picture arises with regards to using the conditional variance of ε_t in (15) as a measure of risk. Specifically, if $h_t = \sigma^2$ for all t as in a standard AR models, then the conditional and unconditional variance of ε_t in (14) are time invariant. In other

words, the conditional variance associated with the regression model in (14) does not vary over time and cannot be used in any way as a measure of risk for the purpose of econometric estimation.

Engel (1982)[16] introduced the Autoregressive Conditional Heteroscedastic models. The distinguishing feature of an ARCH process is that the forecast variance of a series P_t is allowed to vary systematically over time. Such models could be used to generate time-varying instruments for the conditional variance of P_t . The key feature is that the forecast variances, h_t , is conditioned on past realizations of P_t so that in general, an ARCH (p) model is written as

$$h_t = h(P_{t-1},.....,P_{t-p},\alpha) \qquad (17)$$

where α is a parameter vector to be estimated. The result is that conditional expectations of h_t can be obtained in much the same manner as the conditional forecasts of P_t in (16).

An ARCH process represents one useful alternative for estimating non-constant variance terms, but in practice long lag lengths are frequently required to obtain stationarity and to satisfy nonnegativity constraints associated with the parameter vector α in the h_t equation. Realizing this, Tim Bollerslev (1986)[17] proposed an alternative to the ARCH model known as GARCH process. A GARCH process extends the information set to include

lagged values of h_t , as well as lagged values of P_t . A GARCH (p,q) process is written as

where

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}$$
$$= \alpha_0 + A(L)\varepsilon_{t-1}^2 + B(L)h_{t-1}, \qquad (18)$$

$p, q \geq 0,$
$\alpha_0 > 0, \quad \alpha_i \geq 0, \quad i = 1,....,q$
$\beta_i \geq 0, \quad i = 1,...., p$

The nonnegativity constraints associated with the parameters in the h_t equation are necessary to satisfy certain regularity conditions with the GARCH model. Bollerslev shows that a sufficient condition for the GARCH (p,q) process to be wide sense stationary is that A(1) + B(1) < 1. The unconditional mean and variance of ε_t are then given by

$$E(\varepsilon_t) = 0, \text{ and } \text{var}(\varepsilon_t) = \alpha_0 (1 - A(1) - B(1))^{-1} \qquad (19)$$

Thus, for a stationary GARCH (p,q) process, the unconditional (long-run) variance of ε_t is constant while the conditional variance can change over time. Finally, using equation (16) and the normality assumption in (15), it follows that the conditional subjective probability function of price of crude oil is given by

$$P_t \left| \Omega_{t-1} \sim N[\beta(L)P_{t-1}, h_t(A(L)\varepsilon_{t-1}^2, B(L)h_{t-1})] \right. \qquad (20)$$

In essence, if the data suggest that heteroscedasticity of the form implied by (17) is present, then proxy variables for the subjective expectations of both price and price risk could be generated in a manner consistent with the GARCH (p,q) process. These variables could be used to estimate risk effects in an econometric model.

The estimation procedure used here is to estimate the parameters of the supply equation simultaneously with the parameters of the GARCH process used to define producers' subjective probability distribution about uncertain prices. Specifically, let

$$Q_t = a_0 + a_1 P_t^e + a_2 h_t + a_3 R_{t-1} + \varepsilon_{1t} \qquad (21)$$

be the structural supply equation of each producer inside OPEC, where, Q is the production level, P_t^e is the expected real price of crude oil at t conditioned on the information at *t-1* (so that $P_t^e = E_{t-1} P_t$), h_t is the expected variance of the price of crude oil in t conditioned on the information at *t-1*, R is the proven reserve of crude oil, and ε_{1t} is a mean zero normally distributed error term with finite variance σ_{11}. From (14) and (15), it follows that the price equation used to generate the expectation in (21) can be written as

$$P_t = b_0 + \sum_{i=1}^{n} b_i P_{t-i} + \varepsilon_{2t} \qquad (22)$$

Assuming that ε_{2t} follows a GARCH(p,q) process, then ε_{1t} and ε_{2t} are distributed jointly as

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \sim N\left[\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & h_t \end{bmatrix}\right] \tag{23}$$

where σ_{11} and σ_{12} are constants whose values are to be estimated and

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{2t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \tag{24}$$

To this end, the price and variance expectations included in supply equation (21) are given by

$$P_t^e = E(P_t | \Omega_{t-1}) = b_0 + \sum_{i=1}^{n} b_i P_{t-i} \tag{25}$$

and

$$h_t = \text{var}(P_t | \Omega_{t-1}) \tag{26}$$

With the above assumptions, the system of equations in (21), (22), and (24) can be estimated using a nonlinear Maximum Likelihood method.

Empirical Results:

This study uses monthly data cover the period from April 1982 through December 2003. The quota shares data are obtained form OPEC Statistical Bulletin for the year of 2003. The actual production data is provided by the U.S. Department of Energy, the Energy Information Administration. Price of crude oil is deflated using the CPI of the industrial countries; both series are obtained

from the International Financial Statistics, which is published by the International Monetary Fund.

The first step in our methodology is to test for the presence of GARCH effect in the residuals of crude oil price. This is a crucial step, if the null hypothesis of no GARCH effect is rejected, then it is possible to model residuals of oil price as a GARCH model then use the resulted time-dependent conditional variance of expected price as a measure of risk.

It is clear that crude oil price is better described as an Autoregressive process of order two, AR(2). Figures 2 and 3 present the correlogram of oil price, which is evident of AR(2) process.

We use the well-known Lagrange Multiplier test (LM) to test for the presence of a GARCH effect; the result is presented in Table (1). LM test indicates the presence of GARCH effect in the residual of the AR(2) process of crude oil price. Different GARCH models of different orders are estimated; using the Akaike Information Criterion (AIC) to find the best fitted model, we conclude that GARCH(1,1) is the most appropriate model.

Our task then is to estimate the model described in equations (21), (22), and (24) simultaneously using the method of Full-information Maximum Likelihood (FIML). The FIML estimates of the expected price, price-risk, and the lagged proven reserve of crude oil are reported in Table (2). The estimated

coefficient of the conditional variance, h_t, seems to be non-significant for all of OPEC countries, however, it has the *theoretical* sign for all countries except Saudi Arabia, Kuwait, and Nigeria. Thus, price risk may not be a significant determinant of the production decision-making process for OPEC countries. The sign of the price expectation, p_t^e, is negative for all countries except Saudi Arabia, UAE, and Venezuela. In addition, it's significant for all countries except Iran. The negative sign in the expected price indicates that producing country behaves according to the so called Target Revenue Model (TRM) where the supply schedule thereby generated will have the *wrong* slope.

Conclusions:

This study investigates the production decision-making process within OPEC in the presence of volatile crude oil price. We employ a GARCH model to characterize the conditional mean and variance of expected prices in supply equations of OPEC members. Price-risk is measured by the time-dependent conditional variance of oil price generated using the specified GARCH model. We, then, estimate a two-equation price-production model for each member country.

Although economic theory suggests that price uncertainty and risk play an important role in production decisions, it does not seem to be the case for OPEC. Empirical findings fail to identify oil price-risk as a significant determinant of production levels for

OPEC members. Such finding may be traced back to possible different factors. First, volatility may not be as harmful for OPEC members as for producers of other commodities. Second, engineering confines may restrict OPEC countries from adjusting their production levels in accordance with variations in oil, which exhibit daily swings. Third, such insignificance may be a result of political considerations. OPEC production decisions are sometimes driven by pure political factors where OPEC countries change the level of production partially as a response of political pressure as well as political courtesy. Fourth, data frequency used in this study may be incapable of revealing high level of volatility since it is more apparent in weekly or daily data than monthly data.

Thus, if daily or weekly production data about OPEC production exists, replicating this study may yield different results.

Figure 1: Real Price of Crude Oil

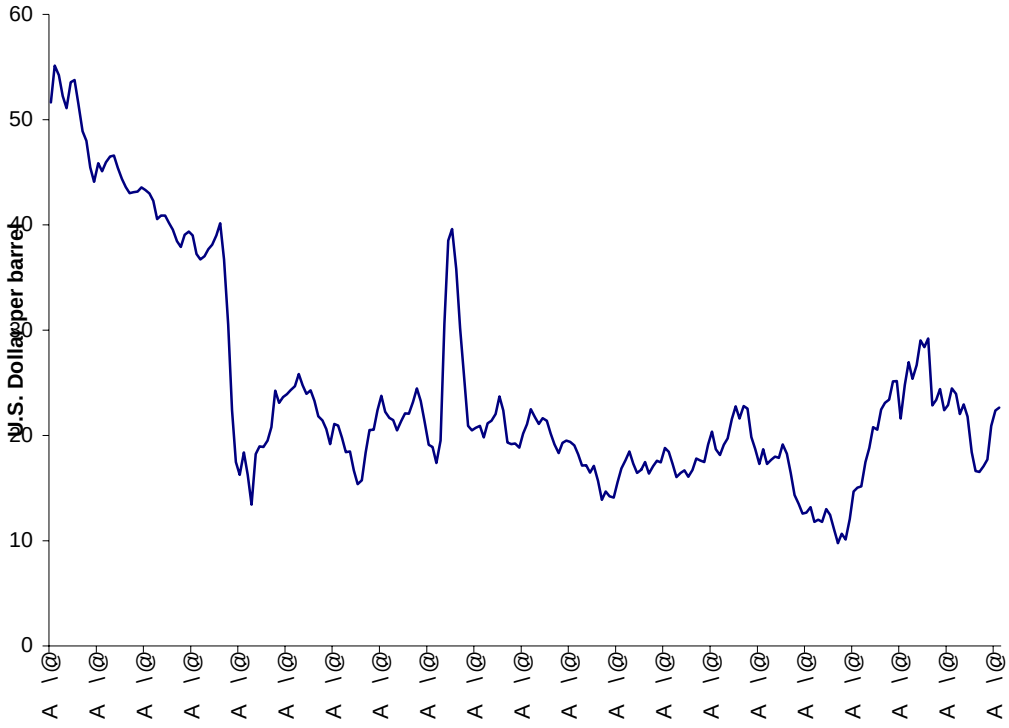

Figure 2: Plot of ACF of Crude oil price

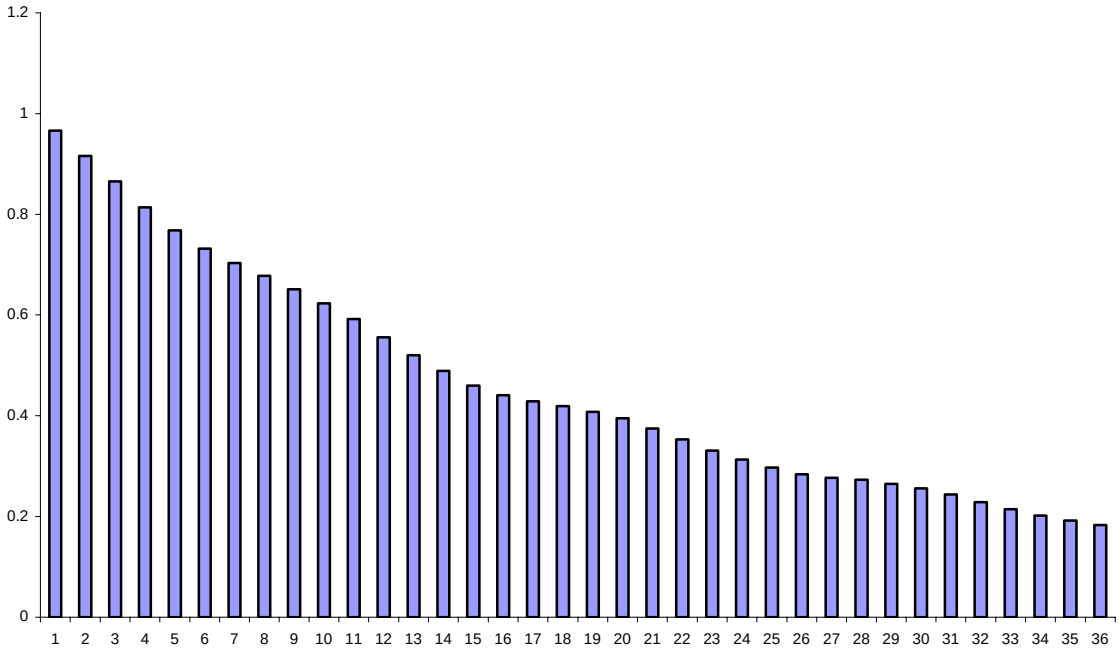

Figure 3: Plot of the PACF of Crude Oil Price

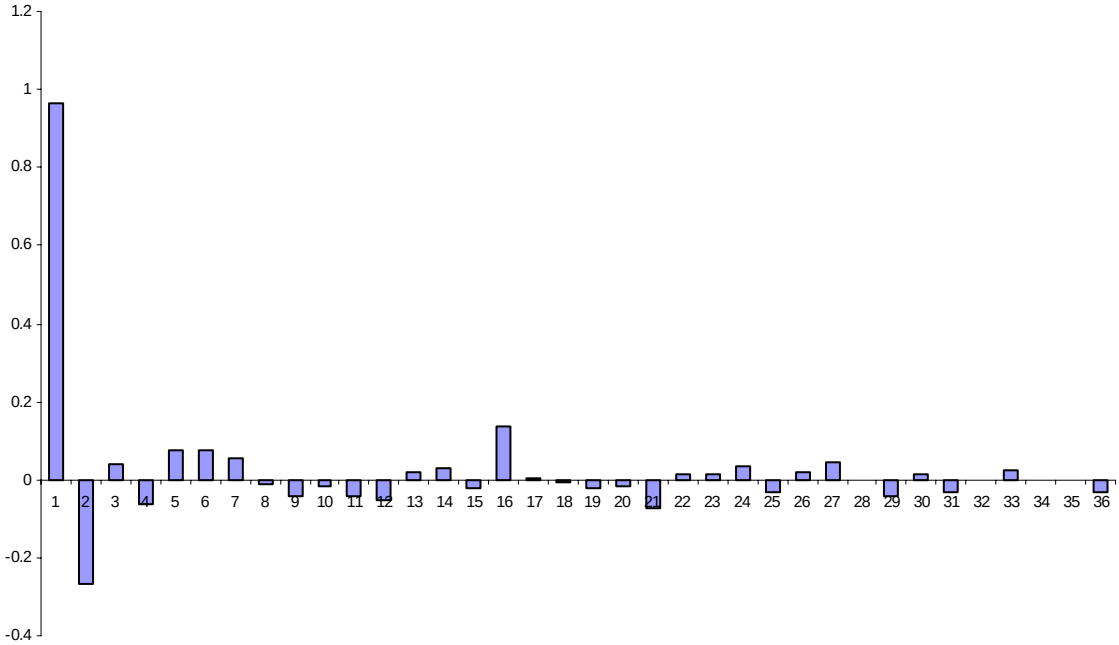

Table 1: Testing for GARCH effect in oil price

LM Test:			
Null Hypothesis: No ARCH or GARCH effect			
F-statistic	6.712	Probability	0.0101
Obs*R-squared	6.587	Probability	0.0102

Table 2: Estimation results of supply-price risk model

	Coefficients		
	P_t^e	h_t	R_{t-1}
OPEC	-0.057*	-1.245	0.758*
	(-2.986)	(-1.012)	(5.155)
Algeria	-0.068*	-0.448	0.595*
	(-5.279)	(-0.986)	(8.713)
Indonesia	-0.034*	-0.523	-0.111*
	(-1.748)	(-0.404)	(-4.611)
Iran	-0.091	-0.911*	0.536*
	(-1.149)	(-1.04)	(3.518)
Kuwait	-0.385*	1.324	0.744*
	(-2.079)	(0.155)	(14.284)
Libya	-0.081*	-0.646	0.298*
	(-2.744)	(-0.546)	(2.827)
Nigeria	-0.259*	0.129	0.524*
	(-9.025)	(0.084)	(8.415)
Qatar	-0.444*	-1.012	0.331*
	(-7.907)	(-0.366)	(5.272)
Saudi Arabia	0.196*	0.474	0.76*
	(-5.46)	(0.164)	(75.13)
United Arab	0.095*	-1.497*	0.942*
Emirates	(1.849)	(-1.015)	(46.75)
Venezuela	0.143*	-1.622	0.666*
	(5.88)	(-0.505)	(83.92)

Notes: 1. * significant at 10% or below. 2. *t*-statistics are given in parentheses.

References:

[1] Ramcharran, Harri. "Oil Production Responses to Price Changes: an Empirical Application of the Competitive Model to OPEC Countries." Energy Economics, 2002, 24, pp. 97-106.

[2] Kohl, Wilfrid L. "OPEC Behavior, 1998-2001." The Quarterly Review of Economics and Finance, 2002, 42, pp. 209-33.

[3] MacAvoy, Paul. Crude Oil Prices as Determined by OPEC and Market Fundamentals, Cambridge: Ballinger, 1982.

[4] Ezzati, Ali**.** "Future OPEC Price and Production Strategies as Affected by its Capacity to Absorb Oil Revenues." European Economic Review, August 1976, 8, pp. 107-38.

[5] Teece, David., OPEC Behavior: An Alternative view." in J.M. Griffin and his OPEC Behavior and World Oil Prices. London: Allen & Unwin, 1982.

[6] Cremer, Jacques and Salehi-Isfahani, Djavad**.** "A competitive Theory of the Oil Market: What Does OPEC Really Do." University of Pennsylvania Caress Working Paper, No. 804, 1980.

[7] Johany, Ali D**.** "OPEC is NOT a Cartel: A Property Rights Explanation of the Rise in Crude Oil Prices." unpublished doctoral dissertation, University of California-Santa Barbara, 1978.

[8] Mead, Walter J. "The Performance of Government Energy Regulations." *American Economic Review Proceedings*, May 1979, 69, 325-56

[9] Griffin, James**.** "OPEC Behavior: A Test of Alternative Hypothesis." The American Economic Review, December 1985, Vol. 75 (5), pp. 954-63.

[10] Clifton T. "OPEC Behavior Under Falling Prices: Implication for Cartel Stability." Energy Journal, 1990, 11, pp. 117-34.

[11] Youhanna, Sam. "A Note on Modeling OPEC behavior 1983-1989: A test of the Cartel and Competitive Hypotheses." American Economist. Fall 1994, Vol. 38 (2), pp. 78-84.

[12] Krichene, Noureddine**.** "World Crude Oil and Natural Gas: a Demand and Supply Model." Energy Economics, 2002, 24, pp. 557-76.

[13] Reynolds, Douglas B. "Modeling OPEC Behavior: Theories of Risk Aversion for Oil Producers Decisions." Energy Policy, 1999, 27, pp. 901-12.

[14] Fabiosa, Jacinto F. "Assessing the Impact of the Exchange Rate and Its Volatility on Canadian Pork and Live Swine Exports to the United States and Japan." Center for Agricultural and Rural Development Working Paper, June 2002, No.305

[15] Holt, Matthew T. and Aradhyula, Satheesh V. "Price Risk in Supply Equations: An Application of GARCH Time Series

Models to the U.S. Broiler Market." Southern Economic Journal, July 1990, 57, pp. 230-42.

[16] Engel, Robert., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimation of The Variance of United Kingdom Inflation." Econometrica, July 1982, pp. 987-1007.

[17] Bollerslev, Tim. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity." Journal of Econometrics, April 1986, pp. 307-27.

العلاقة بين الصادرات والنمو الاقتصادي
تجربة المملكة العربية السعودية وجمهورية السودان
(دراسة قياسية)

ملخص رسالة مقدمة لاستكمال متطلبات درجة الماجستير في قسم الاقتصاد
كلية العلوم الإدارية – جامعة الملك سعود

إعداد الأستاذة/ ثريا حسن صديق

المقدمة:

تلعب التجارة الخارجية دوراً هاماً في حياة الأمم الاقتصادية والاجتماعية على حد سواء، وقد لعبت تاريخياً هذا الدور وتركت بصماتها على مسيرة التاريخ بشكل يعرفه كل دارس في صفحات التاريخ السياسي والاجتماعي فضلاً عن التاريخ الاقتصادي. ولم يقتصر هذا الدور على صفة التجارة الخارجية كمحرك للنمو الاقتصادي والتنمية الاقتصادية، بل أيضاً كوسيط لنقل النتاج الحضاري وإشاعة الابتكار وتوثيق الترابط الاجتماعي والاقتصادي.

ففي الأدب الاقتصادي عُرفت التجارة الخارجية من خلال تأثيرها الإيجابي في تنظيم واستغلال الموارد الاقتصادية، وهذا الدور يكون أكثر فعالية بالنسبة للدول النامية حيث تلعب التجارة الخارجية دوراً يفوق الدور الذي تلعبه في الدول المتقدمة صناعياً ذلك لأن الأخيرة تستطيع أن تستفيد من حجم أسواقها الداخلية وإمكانياتها الذاتية، أما الدول النامية فلا بد لها أن تستخدم التجارة الخارجية كسلاح تستطيع به تطوير إمكانياتها وتنويع اقتصادها، فهي شريان حيوي لتبادل السلع الإنتاجية وتوسيع الأسواق الإقليمية.

هذا التوسع الاقتصادي يمثل قدرة النظام الإنتاجي على سد الحاجات الاجتماعية المتطورة للسكان وتحقيق معدلات عالية للنمو الاقتصادي ومن ثم تحقيق الرفاهية الاقتصادية للمجتمع. ولا شك أنّ تزايد الثروة العامة يخلق مناخاً اجتماعياً يجعل هذا النمو معياراً للتمييز بين نموذجين اجتماعيين يختلفان تماماً في الظروف الاقتصادية، والوسيلة الوحيدة للوصول إلى ذلك التفاعل هي تعزيز دور التجارة الخارجية للدول العربية، حيث أثبتت الدراسات الحديثة أن التجارة الخارجية تؤثر بشكل حاسم على الجانب المادي لعملية التراكم الرأسمالي والاستثمار، وذلك من خلال واردات السلع الرأسمالية التي تعتمد بشكل كبير ليس فقط على النقد الأجنبي المتحصل من إيرادات التصدير وإنما على نقل وتوطين التقنية ومن هنا تظهر أهمية الدور التصديري لهذه الدول إذ أصبحت الصادرات ليس فقط عنصراً هاماً بل المحرك الأساسي الذي يقود النمو الاقتصادي وبالتالي فإن دراسة العلاقة بين الصادرات والنمو الاقتصادي في دول مثل المملكة والسودان التي تختلف بينهما تركيبة الصادرات لها أهمية خاصة في إنشاء سوق مشتركة لتسويق منتجات تلك الدول الأمر الذي يدفعنا إلى معرفة الاستراتيجية المناسبة التي يجب على كل دولة أن تتبناها في التصدير لتحقيق معدلات عالية للنمو الاقتصادي ثم التعرف على مدى فعالية تلك الهياكل المختلفة للصادرات على النمو وما هي طبيعة العلاقة بين الصادرات والنمو الاقتصادي في تلك الدول.

مشكلة الدراسة:

تتميز صادرات الدول النامية بصفة عامة والدول محل الدراسة بصفة خاصة بعدم التنوع في الإنتاج السلعي وإنما التنوع في الطلب على السلع المستوردة سواء منها الوسيطة أو النهائية حيث أن التركيز على تصدير المنتجات الأولية يعني بشكل واضح انخفاض القيمة المضافة وتقلب الإيرادات من

الصادرات الناجم عن تقلب أسعار هذه المنتجات وانخفاضها وبالتالي انخفاض معدلات التبادل لهذه الدول لصالح الدول الصناعية التي تتبادل معها تجارياً الأمر الذي حتم على الدول النامية تتبع سياسات تجارية تدعو إلى ضرورة التركيز على تنمية قطاع الصادرات وتبنى سياسة التوجه إلى الخارج من أجل تحقيق معدلات مرتفعة من النمو الاقتصادي (استراتيجية النمو من خلال التصدير (Export-Led-Growth)) كما تدعو هذه السياسات إلى ضرورة الاعتماد على الذات لتوفير ما يحتاجه الاقتصاد من سلع وخدمات بدلاً من استيرادها من الخارج (سياسة إحلال الواردات).

إن هذا الاختيار الصعب لأحد هاتين السياستين أصبح مجال بحث ودراسة شغل أذهان الباحثين الاقتصاديين، من ناحية أخرى نجد أن البنك الدولي يؤكد في أحد تقاريره (١٩٩٧م) إلى ضرورة تبني سياسة تشجيع الصادرات باعتبارها من السياسات التنموية الهامة ووسيلة لدفع عجلة النمو الاقتصادي مستنداً إلى تجربة الدول الصناعية الحديثة (New Industrial Countries)، فهل يا ترى أيٍّ من الاستراتيجيات تتناسب مع الدول محل البحث؟

أهمية الدراسة:

الوضع الاقتصادي الراهن على الساحة الدولية يتطلب مواجهة وتحديات وهذا التحدي، لا يتم إلا بتضافر الجهود والعمل المشترك وهذا بدوره لا يحدث إلا داخل إطار اقتصادي قوي سواء أكان على نطاق فردي أو جماعي، وقوة الاقتصاد تتم ببذل الجهود الرامية لتحقيق معدلات عالية من النمو الاقتصادي وتحقيق تنمية اقتصادية شاملة ومتوازنة من خلال تطوير وتنمية القطاعات التصديرية وانتهاج استراتيجية مثلى ذات هدف واضح تكون ملائمة لظروف كل دولة.

أهداف الدراسة:

تهدف الدراسة إلى:

- اختبار العلاقة بين الصادرات والنمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية والسودان وذلك من خلال اختبار عدد من النماذج القياسية.
- كما تهدف الدراسة إلى التعرف على مدى أهمية تبنى سياسة تشجيع الصادرات لتحقيق معدلات عالية من النمو الاقتصادي وذلك باختبار فرضية النمو عن طريق التصدير (Export-Led Growth). وهذا يقودنا إلى طرح التساؤلات التالية:

- هل هذه الاستراتيجية يمكن تطبيقها على جميع أنواع الاقتصاد بغض النظر عن كونها زراعية، نفطية أو صناعية؟
- ما هو أثر اختلاف تركيبة الصادرات على النمو الاقتصادي في تلك الدول المختلفة الهياكل؟
- تسعى العديد من الدول النامية ومن ضمنها الدول محل الدراسة في محاولة انتهاج نهج دول شرق أسيا الحديثة التصنيع(NIC'S) في تبني سياسة Export-Led-Growth) فهل تطبيق هذه السياسة يعتبر أسلوباً ناجحاً بالمقارنة بسياسة إحلال الواردات (IS)؟ وإذا كانت الإجابة نعم فلماذا؟
- ما هي السياسات التي يجب اتخاذها من قبل الحكومات لضمان نجاح تطبيق هذه الاستراتيجية (E-LG)؟
- بالإضافة إلى تلك الأهداف تهدف الدراسة أيضا إلى التعرف على أهمية دور القطاعين العام والخاص في دفع عجلة النمو الاقتصادي

وما هي درجة تأثير هذا الدور على العلاقة بين الصادرات والنمو الاقتصادي.

- نظراً لأهمية معدلات التبادل (Terms of Trade) في الدول النامية (نسبة لاعتمادها على تصدير المواد الأولية) فمن المهم جداً معرفة مدى تأثيرها على النمو الاقتصادي وعلى مستوى الرفاه، وهل يمكن أن يؤثر النمو الاقتصادي على معدلات التبادل من ناحية أخرى بصورة ايجابية فإذا كان الأمر كذلك كيف يتم ذلك؟
- تعتبر تقلبات أسعار الصرف من العوامل المؤثرة على حصيلة الصادرات ومن ثم على النمو (في السودان حيث أن المملكة تبنت نظام سعر الصرف الثابت منذ عام ١٩٨٦م) لذا يجدر بنا أن نتعرف على مدى تأثير ذلك على الصادرات وهل السياسة التي اتخذتها السودان في تخفيض سعر الصرف من أجل تشجيع الصادرات كانت سياسة مجدية؟

الفروض والتساؤلات:

من المعروف أن الدول النامية تعتمد في صادراتها على المنتجات الأولية سواء بترولية أو زراعية، فما هي المخاطر الناجمة عن التخصص في تصدير تلك المنتجات على النمو الاقتصادي في تلك الدول بصفة عامة والدول محل الدراسة بصفة خاصة؟ وما هي السياسات التجارية التي يجب على تلك الدول إتباعها لتجنب تلك المخاطر؟.

تعتقد النظرية الكلاسيكية بأن القطاع الرائد المحرك للنمو الاقتصادي هو القطاع الصناعي وأما القطاع الزراعي فمهما استحدثت فيه الأساليب التقنية فإن دوره في التأثير على النمو الاقتصادي يظل متواضعاً لأنه يتميز بتناقص الغلة

فهل هذا يعني أننا يجب أن نتجاهل أهمية دور الصادرات الزراعية في النمو والاعتماد على الصادرات الصناعية؟

وهل نظرية وفرة عناصر الإنتاج (نظرية الميزة النسبية لـ هيكشر - أولين) تنطبق على واقع الدول محل الدراسة؟

وهل بإمكان إحدى الدول محل الدراسة أن تحذو حذو الدول الصناعية الجديدة (NIC'S) في تجربتها لتطبيق استراتيجية (E-LG) وما هو المناخ المناسب الذي يجب توافره لضمان نجاح هذه الاستراتيجية.

منهج الدراسة:

تعتمد الدراسة على المنهج الوصفي التحليلي في تحليل ووصف أهم التطورات الاقتصادية في الدول محل الدراسة وتحليل الجوانب الهامة ذات العلاقة بالصادرات والنمو الاقتصادي والعناصر المؤثرة في تلك المتغيرات.

كما تقوم الدراسة بإتباع ثلاث منهجيات تطبيقية في الجزء القياسي: الأولى المنهجية التقليدية والغرض منها اختبار مدى معنوية معدلات النمو للصادرات وتأثيرها على النمو الاقتصادي وبيان القوى التفسيرية للمتغيرات المستقلة في النموذج، والثانية المنهجية الحديثة التي نطبق من خلالها أساليب تحليل السلاسل الزمنية لمعرفة درجة استقرارها وتكاملها المشترك، ونموذج تصحيح الخطأ (ECM) والأخيرة الهدف منها معرفة طبيعة واتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات المستقلة والنمو الاقتصادي (اختبار السببية لجرانجر).

خطة البحث:

تحقيقاً للأهداف السابقة تم تقسيم البحث إلى سبعة فصول، يتناول **الفصل الأول** منها المقدمة التي بينت أهمية التجارة الخارجية بصفة عامة وفي الدول

العربية بصفة خاصة، ثم الحاجة إلى المزيد من الاهتمام بتنمية الصادرات باعتبارها المحرك الأساسي الذي يقود النمو الاقتصادي.

ويتناول **الفصل الثاني** أهم الأدبيات التي حفلت بدراسة العلاقة بين الصادرات و النمو الاقتصادي والتي استخدمت منهجيات مختلفة تقليدية وحديثة.

وقد استعرض **الفصل الثالث** الجانب النظري الذي يشتمل على تطور نظريات النمو الاقتصادي وأهم المؤشرات الاقتصادية للدول محل الدراسة (المملكة والسودان).

أما **الفصل الرابع** فقد تناول دراسة الأداء التصديري للمملكة العربية السعودية وجمهورية االسودان، بالإضافة إلى ذلك أهمية وخصائص صادرات الدول النامية والدول محل الدراسة بصفة خاصة، ثم المخاطر الناجمة عن التخصص في إنتاج وتصدير المواد الأولية، والسياسات والحلول المقترحة لمعالجة هذه المخاطر.

أما **الفصل الخامس والسادس** فقد تناولا الجوانب القياسية، وقد تم فيهما بناء عدداً من االنماذج القياسية التي من خلالها اختبار العلاقة بين الصادرات والنمو الاقتصادي ومن ثم معرفة الاستراتيجية المناسبة التي يجب على كل دولة انتهاجها لتحقيق معدلات عالية من النمو الاقتصادي.

أما **الفصل السابع** فهو عبارة عن خاتمة للدراسة تشتمل على الخلاصة والتوصيات.

النموذج المستخدم في الدراسة:

تنطلق هذه الدراسة من الأسس النظرية لفرضية النمو القائم على التصدير (Export-Led Growth). وذلك من خلال النموذج الكلاسيكي لدالة الإنتاج التي تفسر العلاقة الفعلية بين الناتج وأهم عناصره (العمل ورأس المال).

وبالإضافة إلى تلك العناصر التقليدية أضفنا متغير الصادرات كعنصر إنتاجي إضافي.* وسوف نتبع الاقتصادي (Sheehey, 1990) في إضافته لحجم القطاع العام والقطاع الخاص للنموذج، ويمثل كل من الإنفاق الاستهلاكي الحكومي والإنفاق الاستهلاكي الخاص حجم القطاعين العام والخاص على التوالي.

ونظراً لأهمية معدلات التبادل في الدول النامية فقد تم إدراج هذا المتغير إلى النموذج بصفته كمحدد للنمو الاقتصادي وذلك تبعاً للباحث (J. Barro, 1998)، وتم قياسه بنسبة قيمة الصادرات إلى قيمة الواردات.

تمتد فترة الدراسة من (١٩٧٠ – ٢٠٠٢م) ويمكن التعبير عن النموذج بالصيغة التالية:

$$Y = F\left[(K,L), X, G, P, T\right] \quad \text{.....(1)}$$

حيث أن:

Y_t = إجمالي الناتج المحلي الحقيقي في السنة t (GDP)

L_t = عنصر العمل Labor

K_t = رأس المال (الحقيقي) Capital

X_t = إجمالي الصادرات الحقيقية Export

G_t = حجم القطاع العام Size of Government Sector

P_t = حجم القطاع الخاص Size of Private Sector

T_t = معدل التبادل Terms of Trade

ولقد رأينا من الأفضل استخدام الفروق لإزالة الاتجاه العام والصيغة اللوغاريثمية لإمكانية الحصول على تقديرات مباشرة للمرونات.

* Ukpolo, 1994, Export Composition and Growth at Selected low Income Africa Countries.

وبـإجراء تحويلـة خطيـة لوغاريثميـة للعلاقـة (١) نحصـل علـى الصـيغة التالية:

$$\Delta LnY_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta LnL_t + \alpha_2 \Delta LnK_t + \alpha_3 \Delta LnX_t + \alpha_4 \Delta LnG_t + \alpha_5 \Delta LnP_t + \alpha_6 \Delta LnT_t \quad \text{.....(2)}$$

حيث أن:

$\alpha_6, \alpha_5, \alpha_4, \alpha_3, \alpha_2, \alpha_1$ تمثل المرونات قصيرة الأجل.

وبمـا أن عمليـة التقـدير لنمـوذج الانحـدار المقـدر عـن طريـق المنهجيـة التقليدية يمكننا فقط من الحصول على العلاقة قصيرة الأجل إلا إننـا لـن نـتمكن مـن الوصول إلى العلاقة طويلة الأجل إلا من خـلال نمـاذج التكامل المشترك وبالتـالي سـوف نسـتكمل اختبـارات التكامـل المشـترك علـى النمـوذج (١) والـذي يتضـمن المتغيـرات بقيمهـا السـنوية وبالأسـعار الثابتـة حتـى نـتمكن مـن تحليـل العلاقـة فـي الأجل الطويل.

ويمكننا التعبير عن العلاقة (١) بالصيغة اللوغاريثمية على النحو التالي:

$$LnY_t = \beta_0 + \beta_1 LnK_t + \beta_2 LnL_t + \beta_3 LnX_t + \beta_4 LnG_t + \beta_5 LnP_t + \beta_6 LnT_t + u_t \quad \text{.....(3)}$$

وفيما يلي أهم نتائج الدراسة:

أهم نتائج الجانب النظري التحليلي:

- تشير المؤشرات الاقتصادية إلى اعتماد المملكة العربية السعودية وجمهوريـة السودان علـى التجـارة الخارجيـة، ويعد الاقتصـاد السـعودي مـن الاقتصـادات الأكثـر انفتاحـاً علـى العـالم الخـارجي، الأمـر الـذي يجعلـه حساسـاً للتقلبـات الاقتصادية التي على الساحة الدولية، وتعتبـر عوائـد الصـادرات النفطيـة أحـد

أهم العوامل المحددة للنمو الاقتصادي لمساهمتها في تمويل المشروعات الإنتاجية فهي تمثل الجزء الأكبر من الدخل المحلي.

- تتسم أسعار النفط بالتقلب تبعاً للأوضاع الاقتصادية والسياسية في العالم ويترتب على ذلك تقلباً في حصيلة الصادرات ومن ثم معدلات التبادل والنتيجة النهائية تقلباً في معدلات النمو الاقتصادي.
- أما فيما يخص السودان فإن أهمية التجارة الخارجية تتمثل في توفير العملة الصعبة اللازمة لعملية التنمية الاقتصادية وبالتالي نجد أن جهود المخططين تتركز في تنمية قطاعات التصدير التي لها أهمية خاصة في توفير النقد الأجنبي. فانتهجت الدولة سياسات هادفة لتشجيع وتقوية القدرة التنافسية للصادرات السودانية في الأسواق الخارجية.
- يعد القطاع الزراعي من أهم القطاعات في الاقتصاد السوداني نظراً لمساهمته بنسبة عالية في الناتج المحلي الإجمالي (٤٩,٨%) عام ١٩٩٩م. وينقسم الإنتاج الزراعي إلى نباتي وحيواني، ومن أهم المحاصيل الزراعية (القطن، السمسم، الصمغ العربي والذرة).
- تشير البيانات إلى ارتفاع نسبة الإنفاق على الواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي في المملكة والسودان خلال فترة الدراسة مما يعني ازدياد الطلب على الاستيراد وضعف المقدرة الإنتاجية لتلبية الطلب المحلي، ونستنتج من ذلك عدم نجاح تطبيق سياسة إحلال الواردات في البلدين.
- أثبتت التجارب أن تطبيق استراتيجية النمو القائم على التصدير (ELG) لها دور فعال وناجح وتزيد فعالية هذه الاستراتيجية في حالة الدولة التي تواجه طلب أجنبي أكثر مرونة ولديها ميزة نسبية طويلة الأجل وبالتالي نجد أن المملكة العربية السعودية تتمتع بهذه الشروط بصورة أكثر من السودان

وبالتالي يمكن تطبيقها بنجاح أكثر. هذا بالإضافة إلى أن نجاح هذه الاستراتيجية يتطلب السعي نحو تنويع الصادرات غير التقليدية كما يتطلب توفر عنصر رأس المال.

- ومن خصائص صادرات الدول النامية بصفة عامة والدول محل الدراسة بصفة خاصة التركيز السلعي والجغرافي، ويترتب على هذه الخواص آثاراً سلبية من أهمها عدم استقرار الدخل من الصادرات وضيق مجال تسويق صادرات تلك الدول بالذات السلع الزراعية. ومن العوامل التي ساعدت على ظهور مشكلة التركيز السلعي والجغرافي التبعية الاقتصادية تجاه الدول المتقدمة.
- تواجه الدول العربية بصفة عامة والدول محل الدراسة بصفة خاصة مخاطر عديدة ناجمة عن التخصص في إنتاج وتصدير المواد الخام والأولية ومن أهم هذه المخاطر التقلب في أسعار وحجم الصادرات ومن ثم تقلباً في حصيلة الصادرات بالإضافة إلى ذلك فإن هذا الأثر السلبي يمتد إلى انخفاض في مستوى الاستهلاك ثم مستوى الرفاه.
- تبين لنا من الدراسة أن نجاح سياسة إحلال الواردات (IS) يعتمد على أن تكون فترة الحماية محددة ويجب أن يتم اختيارها بحذر.
- قد تواجه الدول محل الدراسة والدول العربية بصفة عامة معوقات أمام تسويق صادراتها من المنتجات الصناعية في المستقبل، تتمثل في القيود الإدارية التي تفرضها الدول المتقدمة وإقامة التكتلات الإقليمية هذا من جانب الطلب أما من جانب العرض فقد تتمثل المعوقات في انخفاض الإنتاجية وضعف الأساليب التقنية الحديثة ومن ثم ارتفاع تكاليف الإنتاج في الدول العربية.

- تعتبر المنتجات البتروكيمياوية من أهم الصادرات السعودية غير النفطية ويمكن للمملكة أن تتألق في هذه الصناعة في ظل الانضمام إلى منظمة التجارة العالمية وتصبح لها ميزة نسبية في إنتاج وتصدير تلك المنتجات.
- كما أن السودان يمكن له أن يحصل على ميزة نسبية في إنتاج المحاصيل الزراعية إذا التزم بالجودة والمواصفات الدولية خاصة في إنتاج الصمغ العربي والسمسم وتستطيع أن تنافس بها في السوق الدولي بتكلفة أقل وجودة عالية.

ومن خلال استعراضنا لأهم المؤشرات الاقتصادية للدول محل الدراسة، تبين أن هناك انخفاض حاد في قيمة الجنيه السوداني مقابل الدولار الأمريكي خلال فترة الدراسة مما كان له أثراً سلبياً على تقييم الأداء الاقتصادي للقطاعات الإنتاجية والتصديرية بالعملة الأجنبية (الدولار). ولقد أثبتت الدراسات السابقة ذات العلاقة بتأثير تخفيض سعر الصرف على (استراتيجية التوجه للخارج) أنّ تخفيض العملة المحلية يعتبر إجراء غير مضمون، إذ أنه مهما بلغ من النجاح فإن نتائجه وقتية وربما يؤدي مثل هذا الإجراء إلى تدابير انتقامية من جانب الدول الأخرى وذلك باتخاذ إجراءات تقيد من دخول صادرات الدولة المعنية، وربما يتم ذلك الإجراء بغرض المنافسة على الصادرات.

بالإضافة إلى ذلك فإن انتهاج سياسة تخفيض سعر الصرف بغرض تشجيع الصادرات قد لا تكون ناجحة بصورة مطلقة، فلا بد من توفر بعض العوامل لنجاحها. ومن أهم هذه العوامل مرونة الطلب الأجنبي على الصادرات أي هل يتزايد هذا الطلب مع تخفيض سعر الصرف وهذا الشرط قد لا يتوفر في معظم الدول النامية لأنها تنتج المواد الأولية ومن المعروف أن المنتجات الأولية الطلب الأجنبي عليها غير مرن.

والعامل الثاني نجد أن نجاح سياسة تخفيض سعر الصرف يعتمد على مرونة الإنتاج المحلي من السلع والخدمات القابلة للتصدير أي يجب أن يتزايد الإنتاج بنسبة تتماشى مع انخفاض قيمة العملة. وتعددت الآراء بهذا الخصوص فيرى بعض الاقتصاديين منهم كالدور (Kaldor) أن إتباع سعر الصرف المزدوج (الثنائي) هو الأنسب لتشجيع الصادرات ويفضل البعض الآخر سعر الصرف الثابت لأنه يقلل إلى حد كبير درجة المخاطر وعدم التأكد المرتبط بعمليات التبادل الدولي.

أهم نتائج الجانب القياسي:

لقد تم إجراء عدة اختبارات قياسية في هذه الدراسة وهي اختبار العلاقة بين الصادرات والنمو الاقتصادي باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) وذلك لمعرفة معنوية المتغيرات التفسيرية في نموذج دالة النمو الاقتصادي ثم اختبار استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات واختبار تكاملها والاستفادة من ذلك في بناء نموذج تصحيح الخطأ، كما تم تطبيق اختبارات السببية بعد تحديد الفجوات الزمنية المناسبة لمعادلات العلاقة السببية وإضافة متغير الإنفاق الاستهلاكي الحكومي ومتغير الإنفاق الاستهلاكي الخاص لتحديد أثرهما على العلاقة السببية بين الصادرات والنمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية والسودان.

وقد تم التوصل إلى النتائج القياسية التالية:

- أثبتت نتائج التحليل الانحداري لدالة النمو الاقتصادي أن معظم معالم المقدرات المدرجة في نموذج المملكة والسودان كانت معنوية إحصائياً عند درجة ثقة (٩٠%) على الأقل ما عدا معدل نمو عنصر العمل في السودان.
- أظهرت نتائج التقدير أن معدل النمو في إجمالي الصادرات السعودية له دور فعال في تحقيق النمو الاقتصادي، إذ أن معامل المرونة كان موجباً ومعنوياً

إحصائياً عند مستوى ثقة (٩٩%). في حين أن النتائج الإحصائية أثبتت أن النمو في الصادرات السودانية تأثيره ضعيفاً، إذ أن معامل المرونة لهذا المتغير يحمل إشارة موجبة ولكن مستوى المعنوية ليس بالدرجة الكافية مما يدل على ضعف مقدرة الصادرات الزراعية في تحقيق معدلات عالية من النمو الاقتصادي. وهذا يعود إلى أن طبيعة الصادرات الزراعية قيمتها المضافة قليلة مما يجعل أثرها في الاقتصاد بشكل عام محدوداً.

- أظهرت جميع نتائج اختبارات جذر الوحدة احتواء معظم المتغيرات الاقتصادية محل الدراسة بقيمها الثابتة على جذر الوحدة أي أنها غير مستقرة عند المستوى وبالتالي فإن جميع هذه المتغيرات مستقرة عند الفروق الأولى وذلك في حالة نموذجي المملكة والسودان.
- تشير النتائج القياسية الخاصة باختبار جذر الوحدة للبواقي أنها متكاملة من الدرجة صفر، I(0)، وهذا يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرات وأن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات المدرجة في النموذج (المملكة والسودان).
- دلت اختبارات نموذج تصحيح الخطأ للدول محل الدراسة على أن معامل حد تصحيح الخطأ يحمل إشارة سالبة ومعنوي إحصائياً. حيث أن ابتعاد الناتج الإجمالي عن التوازن في الأجل الطويل يتم تصحيحه كل فترة زمنية وأخرى بنسبة (٣٥%) و (٧٠%) لنموذج المملكة والسودان على التوالي.
- أوضحت نتائج اختبارات التكامل ونماذج تصحيح الخطأ التاثير الإيجابي للصادرات على الناتج المحلي الإجمالي في الآجلين القصير والطويل مما يؤكد صحة فرضية النمو القائم على التصدير (Export Led Growth) في المملكة والسودان.

- توضح نتائج اختبار جوهانسون للتكامل المشترك في المملكة والسودان وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات المدرجة في النموذج والناتج المحلي الإجمالي، مما يعني أن هذه المتغيرات لا تبتعد عن بعضها كثيراً بحيث أنها تسلك سلوكاً متشابهاً.
- تم إجراء اختبار العلاقة السببية بين المتغيرين (الصادرات والناتج المحلي الإجمالي) وتوصلت النتائج إلى وجود علاقة تبادلية بين المتغيرين في الآجلين القصير والطويل في المملكة وفي نموذج السودان في الأجل القصير فقط.
- تحقق العلاقة السببية بين النمو الاقتصادي والصادرات عند إضافة متغير الإنفاق العام والإنفاق الخاص إلى معادلات اختبار السببية في الأجل القصير وأثبتت النتائج إلى أن تأثير الإنفاق الخاص على العلاقة السببية أقوى في نموذجي المملكة العربية السعودية والسودان في الأجل القصير.
- توصلت نتائج اختبار العلاقة السببية الثنائية والمتعددة إلى أن تأثير الصادرات على النمو الاقتصادي أقوى من تأثير النمو الاقتصادي على الصادرات في الآجلين القصير والطويل، وهذا دليل على اعتماد كلٌ من البلدين (المملكة والسودان) على قطاع التجارة الخارجية.

توصيات الدراسة:

في ضوء ما توصلت إليه الدراسة من نتائج نقدم بعض التوصيات التالية:

أولاً: المملكة العربية السعودية:

- ضرورة الاستمرار في السعي نحو تنويع مصادر الدخل في المملكة وعدم الاعتماد على الإيرادات التي مصدرها سلعة واحدة.

- أهمية تطوير وتشجيع الصادرات غير النفطية حتى تستطيع أن تنافس في الأسواق العالمية خاصة في ظل انضمام المملكة العربية السعودية المرتقب إلى منظمة التجارة العالمية (WTO).
- السعي الجاد نحو دعم القطاعات الإنتاجية المحلية لكي تفي بحاجة الطلب المحلي والعمل على ترشيد الاستيراد بصورة تحقق أهداف التنمية الاقتصادية في المملكة العربية السعودية

ثانياً: جمهورية السودان:

- تطوير القطاعات الإنتاجية باستخدام الأساليب التقنية الحديثة لرفع الكفاءة الإنتاجية في المشاريع الزراعية والمشروعات الأخرى.
- عدم الاعتماد على تصدير وإنتاج المواد الأولية لما له من مخاطر عديدة والسعي نحو إقامة صناعات لسد حاجة السوق المحلي بدلاً من استيراد السلع المصنعة.
- الاستمرار في تثبيت سعر الصرف بالنسبة للدولار، إذ أن تخفيض قيمة العملة المحلية له آثارٌ سلبية على تقييم الأداء الفعلي للاقتصاد المحلي.