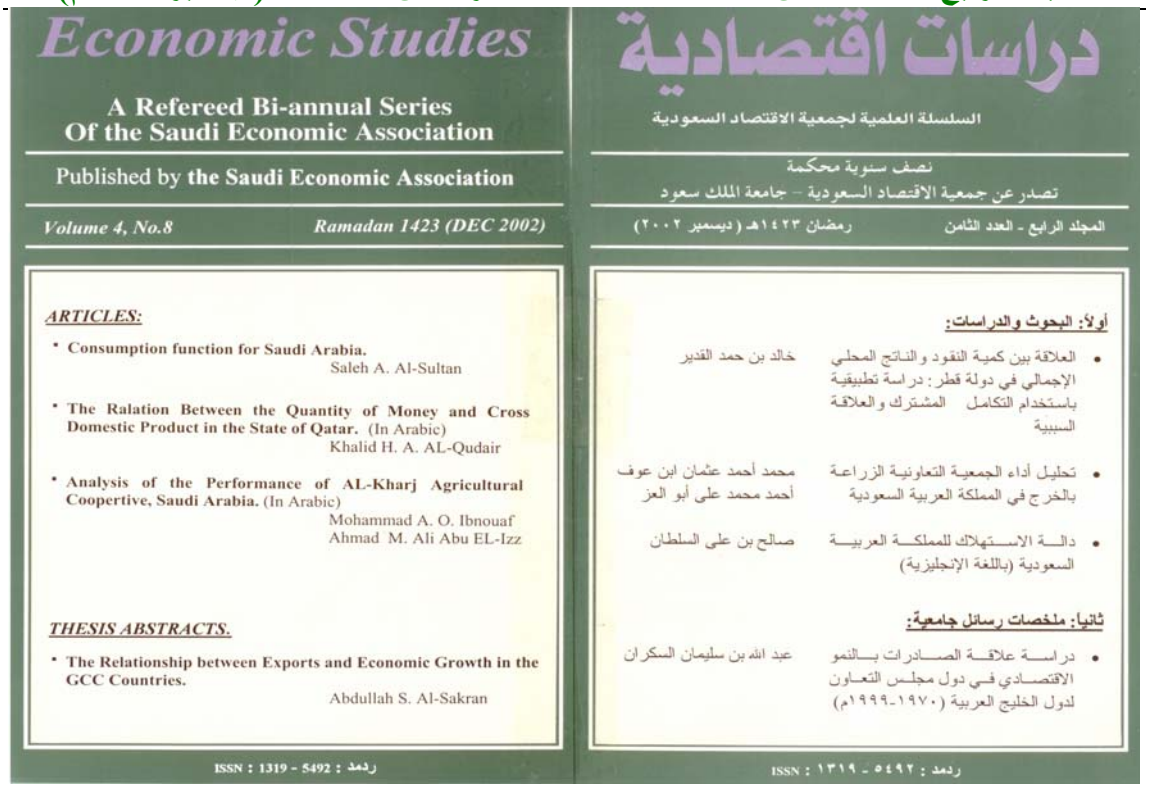
# دراسات اقتصادية

## السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية

نصف سنوية محكمة تعنى بالشئون الاقتصادية

تصدر عن جمعية الاقتصاد السعودية - جامعة الملك سعود

المجلد الرابع - العدد الثامن رمضان ١٤٢٣هـ (ديسمبر ٢٠٠٢م)



Economic Studies

A Refereed Bi-annual Series
Of the Saudi Economic Association

Published by the Saudi Economic Association

Volume 4, No.8 Ramadan 1423 (DEC 2002)

ARTICLES:

- Consumption function for Saudi Arabia. Saleh A. Al-Sultan
- The Ralation Between the Quantity of Money and Cross Domestic Product in the State of Qatar. (In Arabic) Khalid H. A. AL-Qudair
- Analysis of the Performance of AL-Kharj Agricultural Coopertive, Saudi Arabia. (In Arabic) Mohammad A. O. Ibnouaf, Ahmad M. Ali Abu EL-Izz

THESIS ABSTRACTS.

- The Relationship between Exports and Economic Growth in the GCC Countries. Abdullah S. Al-Sakran

ISSN : 1319 - 5492 : ردمد

دراسات اقتصادية

السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية

نصف سنوية محكمة
تصدر عن جمعية الاقتصاد السعودية - جامعة الملك سعود

المجلد الرابع - العدد الثامن رمضان ١٤٢٣هـ (ديسمبر ٢٠٠٢)

أولاً: البحوث والدراسات:

- العلاقة بين كمية النقود والناتج المحلي الإجمالي في دولة قطر: دراسة تطبيقية باستخدام التكامل المشترك والعلاقة السببية — خالد بن حمد القدير
- تحليل أداء الجمعية التعاونية الزراعة بالخرج في المملكة العربية السعودية — محمد أحمد عثمان ابن عوف، أحمد محمد على أبو العز
- دالة الاستهلاك للمملكة العربية السعودية (باللغة الإنجليزية) — صالح بن على السلطان

ثانيا: ملخصات رسائل جامعية:

- دراسة علاقة الصادرات بالنمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون لدول الخليج العربية (١٩٧٠-١٩٩٩م) — عبد الله بن سليمان السكران

ISSN : ١٣١٩ - ٥٤٩٢ : ردمد

**أولاً: البحوث والدراسات:**

- العلاقة بين كمية النقود والناتج المحلي الإجمالي في دولة قطر: دراسة تطبيقية باستخدام التكامل المشترك والعلاقة السببية — خالد بن حمد القدير
- تحليل أداء الجمعية التعاونية الزراعة بالخرج في المملكة العربية السعودية — محمد أحمد عثمان ابن عوف، أحمد محمد على أبو العز
- دالة الاستهلاك للمملكة العربية السعودية (باللغة الإنجليزية) — صالح بن على السلطان

**ثانياً: ملخصات رسائل جامعية:**

- دراسة علاقة الصادرات بالنمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون لدول الخليج العربية (١٩٧٠- ١٩٩٩م) — عبد الله بن سليمان السكران

ردمد : ٥٤٩٢ - ١٣١٩ : ISSN

توجه جميع المراسلات إلى رئيس التحرير على العنوان التالي:
ص.ب ٢٤٥٩ الرياض ١١٤٥١ المملكة العربية السعودية
تلفون: ٤٦٧٤١٤١ فاكس: ٤٦٧٤١٤٢

# 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 على

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

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

أ.د. روبير 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:

**(١) بحث:** ويشتمل على عمل المؤلف في مجال تخصصه، ويجب أن يحتوى على إضافة للمعرفة في مجاله وأن يكون في حدود (٢٥) صفحة.

**(٢) مقالة استعراضية:** وتشتمل على عرض نقدي لبحوث سبق أجراؤها في مجال معين أو أجريت في خلال فترة زمنية محددة وألا تتجاوز (٥) صفحات.

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

**(٤) نقد الكتب.**

## تعليمات عامة:

**(١) تقديم المواد:** يقدم الأصل مطبوعا - ومعه نسختين - على مسافتين وعلى وجه واحد من ورق مقاس A4 (٢١ x ٢٩،٧ 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 .

**(٢) الملخصات:** يرفق ملخصان بالعربية والإنجليزية للبحوث والمقالات الاستعراضية على ألا يزيد عدد كلمات كل منهما على (٢٠٠) كلمة.

**(٣) الجداول والمواد التوضيحية:** يجب أن تكون الجداول والرسومات واللوحات مناسبة لمساحة الصف في صفحة المجلة(١٢،٥ × ١٨ 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 .

**(٤) 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.

**(٥) 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 ٩، ع ٢ (١٩٨٧م)، ٦٣-٧٧.

**(ب)** يشار إلى الكتب في المتن داخل قوسين مربعين مع ذكر الصفحات، مثال [ ٨، ص١٦ ] . 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، ١٩٨٠م.

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.

**(٦) 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.

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

**(٨) المستلات:** يمنح المؤلف عشرة (١٠) مستلة مجانية من بحثه.

**(٩) المراسلات:** توجه جميع المراسلات إلى :

**رئيس التحرير - السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية**

**ص .ب ٢٤٥٩ الرياض ١١٤٥١**

**المملكة العربية السعودية**

**هاتف ٤٦٧٤١٤١ فاكس ٤٦٧٤١٤٢**

**(١٠) 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

# دراسة علاقة الصادرات بالنمو الاقتصادي
# في دول مجلس التعاون لدول الخليج العربية (١٩٧٠ – ١٩٩٩م)

# The Relationship between Exports and Economic growth
# In the GCC Countries

ملخص رسالة قدمت لنيل درجة الماجستير في الاقتصاد من جامعة الملك سعود

الأستاذ/ عبد الله بن سليمان السكران

## مقدمة

ناقشت الأدبيات الاقتصادية بشكل موسع السياسات التي اتبعتها الدول في التصنيع حيث قسمت هذه الدول إلى مجموعتين من حيث اتباعها أما لسياسة التصنيع من أجل إحلال الواردات، أو التصنيع من اجل التصدير. وقد استفاد عدداً من الاقتصاديين من تصنيف البنك الدولي للدول لدراسة العلاقة بين التجارة الدولية والتنمية الاقتصادية، وحقيقة أن التجارة الدولية تفيد معظم الدول النامية، وأن التوجه الخارجي يقود إلى كفاءة أكثر في استخدام الموارد.

وبينت هذه الدراسة أن سياسة التصنيع من اجل التصدير حظت على شبه إجماع كامل سواء من صناع القرار الاقتصادي أو من المفكرين الاقتصاديين، وحازت على قبول واسع وانتشار مذهل، وكان من أهم أسباب هذا القبول معدلات النمو القياسية التي تحققت في اليابان ودول جنوب شرق آسيا والتي اعتمدت على منهج الإنتاج من أجل التصدير.

وتناولت الدراسة أيضا السياسة الثانية من السياسات التجارية وهي عملية إحلال الواردات،من خلال إلقاء الضوء على الأدبيات الاقتصادية التي ناقشت هذه السياسة،وذلك عندما طبقت في الخمسينيات والستينيات الميلادية بالهند، وباكستان، والأرجنتين، ونيجيريا وكانت نتائجها التنموية محدودة جدا إن لم تكن فاشلة.

من هذا المنطلق اختبرت الدراسة مدى تأثير اختيار خيار التصنيع الموجه نحو الخارج Export Oriented industries لدول مجلس التعاون الخليجي على النمو الاقتصادي خلال المدى الطويل والمدى القصير.

وحيث خلصت بعض الدراسات التي أجريت على مستوى دول مجلس التعاون إلى أن التجارة الخارجية تلعب دورا مهما في التنمية الاقتصادية فيها،وان تنمية وتنويع الصادرات بالذات هي إحدى الاستراتيجيات الرئيسية التي تبنتها دول مجلس التعاون ضمن سياسة التنويع الاقتصادي والإنتاجي،من خلال إحداث تغيير هيكلي في البنية الاقتصادية، وهذا بدوره وضع استراتيجية تنمية وتنويع الصادرات كإحدى أهم القضايا الرئيسية في الاقتصاديات الخليجية خاصة وأن النتائج المتوقعة لهذه الاستراتيجية تتمثل بصفة أساسية في تحقيق الأهداف التالية:

- تحقيق التنويع الإنتاجي وتوسيع البنية الصناعية والزراعية.
- خلق فرص عمل لتوظيف الأعداد المتزايدة التي تنضم إلى قوة العمل من مواطني دول المجلس.
- علاج اختلالات ميزان المدفوعات والتوازن الخارجي.
- توفير العملات الصعبة الضرورية لتمويل الواردات الاحتياجات التنموية، الإنتاجية والاستهلاكية.

**فرضيات الدراسة:**

بحثت الدراسات السابقة العلاقة بين الصادرات والنمو الاقتصادي واتجهت إلى مناقشة ذلك من خلال منهجين تمثل الأول في تقدير دالة النمو الاقتصادي بإجراء انحدار النمو الاقتصادي على عناصر النمو ومنها الصادرات ومن أبرز الاقتصاديين اتباعا لهذا المنهج على سبيل المثال لا الحصر (Feder, 1983) في تقدير تأثير الصادرات على النمو الاقتصادي باستخدام متغير نمو الصادرات ونسبة الصادرات إلى الناتج الإجمالي و(Tyler, 1981) الذي يرى أن المنهج الأكثر دقة في توضيح نمو الناتج المحلي الإجمالي هو استخدام دالة كوب - دوغلاس للإنتاج في ثلاثة عوامل منتجة و(Balassa, 1985) من حيث أن الاختلافات (التباينات) بين الدول فيما يتعلق بمعدل النمو الاقتصادي تتأثر بالاختلافات في معدلات الاستثمار المعتمدة بدورها على مجموع المدخرات المحلية والأجنبية المتقلبة، وبمعدل النمو في القوى العاملة، وبموقف سياسات التجارة الخارجية، كما أنها تتأثر أيضاً بمستوى التنمية الاقتصادية وتركيبة منتجات الصادرات. وقد استخدم (Balassa) أربع نماذج، أما (Singer&Gray, 1988) فقد وصلا إلى أن نمو الصادرات له علاقة طردية مع النمو الاقتصادي، وأنه عندما يكون الطلب الخارجي ضعيفاً، فإن مميزات ومحاسن التوجه الخارجي تكاد تنعدم وخصوصاً بالنسبة للدول النامية الأكثر فقراً، أما (Dodaro, 1991) فأختبر العلاقة بين الصادرات والنمو الاقتصادي من خلال نموذجين ووصل إلى أن مستوى التنمية هو محدد هام لدرجة التصنيع في سلة صادرات الدولة، كما أشارت إلى أن تركيبة الصادرات تؤثر في النمو الاقتصادي.

أما المنهج الثاني الذي بحثت فيه الدراسات السابقة العلاقة بين الصادرات والنمو الاقتصادي باستخدام المنهجية السببية لاختبار العلاقة السببية بين المتغيرات والتي طورها (Granger,1969) وقد تم الوصول من خلال استخدام هذه المنهجية إلى أربع وجهات نظر، الأولى علاقة سببية أحادية من الصادرات إلى النمو الاقتصادي، من خلال ما تمثله نظرية النمو الاقتصادي القائم على الفرضية الكلاسيكية الحديثة للتصدير ( Neoclassical export-led growth hypothesis) التي ترى أن اتجاه السببية هو من الصادرات إلى النمو الاقتصادي التي توصل إليها (Chow, 1987) باستخدام نموذج ثنائي العلاقة،وكذلك (Ghartey, 1993) الذي استفاد من نموذج متجه الانحدار الذاتي، الذي طور لاختبار العلاقات السببية بين الصادرات والنمو الاقتصادي، بالإضافة إلى مساهمة رأس المال والتجارة، وكذلك (Sharma.& Dhakai, 1994) في اختبار العلاقة السببية بين الصادرات ونمو الناتج في دراستهما للدول النامية خلال الفترة من ١٩٦٠-١٩٨٨م، وبرهن (Perkins&Syrquin, 1989) أن الحجم هو أكبر عائق تواجهه الدول النامية التي تحاول اتباع استراتيجية نمو قائمة على التصدير وعلى مستوى دول المجلس فقد بحث (التويجري،١٤٢٠هـ) العلاقة بين الصادرات والنمو الاقتصادي بالمملكة العربية السعودية.

وجهة النظر الثانية ترى أن النمو الاقتصادي يسبب نمو الصادرات، التي تخالف النظرية الكلاسيكية الحديثة عن النمو الذي يقوده التصدير (Yaghmaian, 1994) في دراسته للدول النامية وكذلك (Alsuwaidi&S.Al-Shamsi, 1997) في دراسة لدولة مصر.

أما وجهة النظر الثالثة فقد توصلت إلى وجود علاقة سببية متبادلة بين نمو الصادرات والنمو الاقتصادي، حيث يجمع هذا الرأي وجهتي النظر التي ترى

أن نمو الصادرات يسبب النمو الاقتصادي، كذلك النمو الاقتصادي يسبب نمو الصادرات، أي أن العلاقة بينهما متبادلة نظراً لعدة عوامل ومن هذه الآراء دراسة (Michaely, 1977) و (Gupta, 1983).

بينما استنتجت النظرية الرابعة أن النمو الاقتصادي والنمو في الصادرات ما هما إلا نتيجة للتنمية الاقتصادية والتغير الهيكلي للاقتصاد بحيث لا توجد علاقة بينهما (Gordon&Sakyi-Bekoe, 1993)

**أهداف الدراسة:**

يعد استخدام الأساليب القياسية الحديثة لدراسة علاقة نمو الصادرات بالنمو الاقتصادي الهدف الرئيسي لهذه الدراسة وتقديرها، لأنه يستند على بيانات حديثة للفترة ١٩٧٠-١٩٩٩م. باستخدام التطورات الحديثة في الأساليب القياسية كالتكامل المشترك، واختبارات الاستقرار، واختبارات السببية، ونماذج تصحيح الخطأ.

وبذلك تهدف الدراسة إلى بحث علاقة الصادرات بالنمو الاقتصادي، وذلك من خلال الأهداف التفصيلية التالية:

١ - تحديد أهم العوامل التي تؤثر على النمو الاقتصادي بشكل عام وفي دول الخليج العربي بشكل خاص.

٢ - التعرف على أثر التجارة الدولية مع التركيز على الصادرات، والنمو الاقتصادي بشكل عام، وفي دول الخليج العربي بشكل خاص.

٣ - التعرف على تأثير تركيبة الصادرات (الصادرات النفطية وغير النفطية) على النمو الاقتصادي.

**اقتصاديات دول مجلس التعاون الخليجي:**

باستقراء الوضع الحالي لدول مجلس التعاون الخليجي من خلال

الخصائص الهيكلية والتطورات الاقتصادية يمكن استنتاج ما يلي:

١ - تقلبات أسعار النفط العالمية تودي إلى تذبذب معدلات النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون لدول الخليج العربية .

٢ - تبلغ نسبة الاستهلاك النهائي إلى إجمالي الناتج ٧٤,٦% عام ١٩٩٨م، وهي نسبة مرتفعة وتدل على انخفاض الادخار المحلي في دول المجلس.

٣ - تتشابه اقتصاديات دول مجلس التعاون من حيث الهيكل العام مع اقتصاديات الدول النامية إذ تسيطر القطاعات السلعية على ٥٢% من الناتج المحلي فيها.

٤ - ترتبط السياسة المالية والنقدية بالإيرادات النفطية التي تشكل ما يزيد عن ٩٠% من الإيرادات العامة لدول المجلس.وتعد السياسة النقدية تابعةً للسياسة المالية ومتأثرة بها إلى درجة كبيرة حيث يعد الإنفاق الحكومي المكون الرئيس للسيولة المحلية. لذلك تعد السياسة النقدية ذات اثر ضعيف على الاقتصاد فيها.

٥ - يبلغ عدد سكان دول مجلس التعاون لدول الخليج العربي٢٨,٤ مليون نسمة في عام ١٩٩٨م، وتقدر القوى العاملة بحوالي ١٠,٣مليون عامل من إجمالي السكان.

٦ - العجز في ميزان الخدمات وصافي تحويلات العاملين في دول المجلس يؤدي إلى تآكل فائض الميزان التجاري وتحقيق عجز في الحساب الجاري.

٧ - تتميز دول المجلس بانفتاحها الكبير على دول العالم كما يبينه ارتفاع قيمة مؤشر الانكشاف الاقتصادي حيث يبلغ ٧٩% في عام ١٩٩٩م.

٨ - تشكل الصادرات النفطية (النفط والغاز الطبيعي) نسبة ٧٧% من الصادرات السلعية. أما الصادرات غير النفطية فتتميز بتركزها أيضا حيث تسيطر المنتجات البتروكيماوية على حوالي ٣٣% من هذه الصادرات.

٩ - تبلغ نسبة الصادرات البينية بين دول المجلس حوالي ٦% فقط إلى إجمالي الصادرات الكلية ويرجع ذلك إلى تشابه الهياكل الإنتاجية ومحدودية تنوع القواعد الإنتاجية فيها.

**أسلوب ومنهج الدراسة:**

تتكون الدراسة من ستة فصول، بالإضافة إلى ثلاثة ملاحق وقائمة بالمصادر والمراجع حيث تناول الفصل الأول مقدمة البحث.

ويتناول الفصل الثاني الوضع الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي، وفيه ثلاثة مباحث، الأول: تمهيد، الثاني: أوجز فيه مسار النمو الاقتصادي، والثالث: أهمية التجارية الخارجية لدول المجلس.

أما الفصل الثالث فقد استعرض الدراسات السابقة وفيه مبحثين، الأول: استعرض النظريات التجارية المحفزة للنمو الاقتصادي، والثاني:تناول الدراسات السابقة في المنهج القياسي.

وجري بالفصل الرابع عرض الإطار النظري والمنهجي وفيه مبحثين، الأول: تم فيه تحديد النموذج الذي تقوم عليه الدراسة، الثاني: الإطار المنهجي المتبع عن تقويم العلاقة بين النمو الاقتصادي وبين الصادرات.

والفصل الخامس النتائج التي انتهت إليها الدراسة. وأخيرا الفصل السادس الخاتمة والتوصيات.

وقد جرى الاستفادة من المعلومات والبيانات والنشرات والإحصائيات والتقارير الصادرة عن صندوق النقد العربي والتقرير الاقتصادي العربي الموحد السنوي الذي يشارك الصندوق في إعداده حيث تم الاعتماد بصورة أساسية ورئيسية على بيانات ونشرات الصندوق وتم بحث علاقة النمو الاقتصادي بالصادرات في الفصل الرابع بالخطوات التالية:

١ - اختبار العلاقة السببية Causality Test بين الصادرات والنمو الاقتصادي.

٢ - تصميم دالة للنمو الاقتصادي تشمل عدة متغيرات كانت الصادرات فيها المتغير الأساسي.

وقد طبقت من خلال هذين المنهجين الأساليب الإحصائية المتطورة كتحليل واختبار السلاسل الزمنية Time Series Analysis لمعرفة درجة الاستقرار ويتضمن الاختبار ثلاث خطوات هي:

١ - تحليل درجة تكامل السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة وفحصها.

٢ - اختبار التكامل المشترك Co-Integration Test بين المتغيرات ذات درجة التكامل المتماثلة.

٣ - تصميم نموذج تصحيح الأخطاء Error-correction Model لاختبار العلاقة بين المتغيرات المتكاملة تكاملاً مشتركاً.

**النموذج العام للدراسة:**

$$Yt=\alpha 0+\alpha 1Xt+\alpha 2Pt+\alpha 3Gt+\alpha 4Ft+\alpha 5SDt+\alpha 6It+Zt$$

| | | |
|---|---|---|
| Y | : | الناتج المحلي الإجمالي |
| X | : | الصادرات السلعية |
| P | : | عدد السكان |
| G | : | الإنفاق الحكومي |
| F | : | الحساب الجاري |
| SD | : | الاستثمارات المحلية - الحساب الجاري. |
| I | : | الاستثمار |
| Z | : | الخطأ العشوائي |

**النتائج:**

بإجراء اختبارات جذر الوحدة أظهرت جميع نتائج اختبارات جذر الوحدة احتواء المتغيرات الاقتصادية التي تؤثر على العلاقة على جذر الوحدة، أي أنها غير مستقرة (غير ساكنة) بالمستوى العام في حين تصبح هذه المتغيرات في استقرارها (سكونها) في الفروق Difference Stationary. ثم تم إجراء اختبارات التكامل المشترك، حيث اتضح إمكانية وجود تكامل مشترك في جميع دول المجلس. وقد أوضحت نتائج العلاقة السببية أن هناك علاقة تبادلية بين نمو الصادرات والنمو الاقتصادي في الأجل القصير لجميع دول المجلس بمعني أن أي تغير في الصادرات يؤدى إلى تغير في النمو الاقتصادي وكذلك العكس. أما في الأجل الطويل فقد أوضحت البيانات المتوفرة أن العلاقة أيضا تبادلية في دول البحرين والسعودية وعمان والكويت.أما في دولة الإمارات ودولة قطر فإن نمو الصادرات يسبب النمو الاقتصادي فقط بالأجل الطويل بينما لا يسبب النمو الاقتصادي نمو الصادرات. وتدل هذه النتائج على اعتماد هذه الدول على التعامل مع العالم الخارجي وإن كان بدرجات متفاوتة.والنتيجة التي تم التوصل إليها في هذه الدراسة بالنسبة للمملكة العربية السعودية اعتماداً على بيانات بالأسعار الجارية تطابق ما توصل إليه (التويجري ١٤٢٠هـ) من أن العلاقة السببية بين نمو الصادرات والنمو الاقتصادي هي علاقة سببية متبادلة في دراسته التي أجراها على اقتصاد المملكة العربية السعودية باستخدام بيانات بالأسعار الثابتة.

وقد تبين عند البحث عن المتغيرات التي تساهم مع الصادرات في التأثير على النمو الاقتصادي في دول المجلس أن هذه المتغيرات يختلف تأثيرها بالأجل الطويل عنه في الأجل القصير.فالإنفاق الحكومي وعدد السكان يليهما الاستثمار لهم أكبر الأثر في التأثير الإيجابي على النمو الاقتصادي بالأجل القصير بعد

الصادرات في غالبية دول المجلس. بينما يبرز في الأجل الطويل تأثير الإنفاق الحكومي والاستثمار - بعد الصادرات - على النمو الاقتصادي في هذه الدول ثم يليهما تأثير الحساب الجاري.

كما بينت النتائج القياسية أن مكونات الصادرات في دول المجلس التي تتسم غالبيتها بسيطرة الصادرات النفطية أن هذه الأخيرة - على خلاف الصادرات غير النفطية – تتبع في سيرها مسار مقاربا للصادرات السلعية الإجمالية في تأثيرها مع المتغيرات الأخرى على النمو الاقتصادي.

**المقترحات والتوصيات:**

وانطلاقا من النتائج التي توصلت إليها هذه الدراسة فإن الباحث يرى الأخذ بالمقترحات التالية:

١ - ضرورة تنويع مصادر الدخل في دول المجلس لأهميته.

٢ - إنشاء هيئات لتنمية الصادرات وتطويرها.

٣ - إنشاء بنوك تنموية وتخصيصها لتمويل نشاط الصادرات.

٤ - إعادة هيكلة النشاط الاقتصادي وتشجيع دور القطاعات غير النفطية وخاصة الصناعية منها.

٥ - تفعيل الاتفاقيات الثنائية والجماعية وخصوصا مع الدول العربية وتطويرها.

٦ - إنشاء مناطق حرة مكتملة البنية والتجهيزات الأساسية لجذب مختلف فئات المستثمرين.

# تحليل أداء الجمعية التعاونية الزراعية بالخرج في المملكة العربية السعودية

**محمد أحمد عثمان ابن عوف***

**أحمد محمد علي أبو العز***

**الملخص**

استهدف البحث تحليل دور التعاونيات في التنمية الزراعية في المملكة العربية السعودية من خلال "دراسة حالة الجمعية التعاونية الزراعية بالخرج". وتم تحليل الأنشطة المالية والاجتماعية للجمعية، وكذلك تحليل وتقويم دورها في تنمية أنشطة أعضائها، ودراسة العوامل المؤثرة على وضعها المالي في الفترة ١٩٨٢ – ١٩٩٩م، إضافة إلى قياس كفاءة أدائها. واعتمد البحث على البيانات الثانوية المتمثلة في سجلات الجمعية واستخدم نماذج الاتجاه العام في الصورة الخطية ونصف اللوغاريثمية واللوغاريثمية المزدوجة، واختبار (t) وبعض مؤشرات قياس الأداء.

وعند إجراء مقارنة بين متوسط الفترتين (١٩٨٢-١٩٩٣م) و(١٩٩٤-١٩٩٩م) أوضح البحث تزايد العضوية ورأس المال بنسبة ١,١٠% و ٩,٣٥% على التوالي، وتقلص الأنشطة الاقتصادية وانخفاض سنوي بنسبة ١,٠١% في الاحتياطي الكلي، ١٢,٩% في الدخل الكلي، ٢% في المدفوعات الكلية

* جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا، الخرطوم.

* باحث اقتصادي بجامعة الملك سعود، الرياض.

و٠,٩٧% في الأصول، كما تبيّن وجود فروق معنوية في الأنشطة الاقتصادية بين الفترتين ١٩٨٢ – ١٩٩٣ و ١٩٩٤ – ١٩٩٩ حيث بدأت الأنشطة الاقتصادية المالية ومعدل الفائض ونسبة الفائض لرأس المال والعائدات تتقلص مع بداية الفترة الثانية، وانخفض معدل السيولة ونسبة تغطية الأصول. كذلك انخفض معدل العائد بنسبة ١٣%، ونصيب العضو من العائد على المعاملات وصافي الفائض بنسبة ١٤%، إلاّ أنه ومنذ عام ١٩٩٠ ازداد نصيب العضو من الخدمات الاجتماعية السنوية بنسبة ١,٤%. ورغم الاستقرار النسبي في عضوية الجمعية، وقيمة الخدمات التي تقدمها، وأصولها لم يتسم رأس مال الجمعية وعوائدها الإجمالية بالاستقرار. ويوصي البحث بتنويع نشاطات وخدمات الجمعية التعاونية عن طريق إضافة منافع زمنية ومكانية وشكلية للسلعة أو السلع التي تتداولها الجمعية، والاستفادة من الدعم الحكومي لتحسين مركزها المالي والاقتصادي، وفتح قنوات تسويقية لتصريف منتجات الأعضاء الزراعية.

## المقدمة

تقوم حكومة المملكة بنشر الحركة التعاونية وتدعيمها وتشجيعها، لما للتعاون من دور أساسي في التنمية الاقتصادية، فهو نظام اقتصادي اجتماعي، يعتمد على تنظيم جهود المواطنين في جمعيات تعاونية مختلفة الأنواع، تعمل جميعها طبقاً لمبادئ وقواعد ونظم اقتصادية واجتماعية معينة، للنهوض بتنمية المجتمع، وتوفير مستلزمات المنتجين والمستهلكين المتنوعة، بهدف الخدمة العامة، لا الكسب المادي فقط، وبذلك تتحول المنافسة من أجل الربح الفردي، إلى المنافسة للصالح العام المشترك. فقد روعي في إعداد نظام الجمعيات التعاونية، أن تقدم الحكومة مختلف التسهيلات اللازمة للجمعيات كمنح تسهيلات جمركية على السلع الإنتاجية، وتخفيضات في أسعار هذه السلع عندما يكون مصدرها حكومياً، وتقديم المعونة الفنية للجمعيات التعاونية (وزارة العمل والشئون الاجتماعية، ١٩٨٩) [١١]. وقد صدر نظام الجمعيات التعاونية عام ١٣٨٢هـ متضمناً المبادئ الأساسية العامة (وزارة المالية، ١٩٦٢) [١٢]. ومنح الجمعيات التعاونية الشخصية الاعتبارية، وموحداً جهة الإشراف عليها بالإدارة العامة للمؤسسات والجمعيات الأهلية (إدارة الجمعيات التعاونية)، كما صدرت اللائحة الأساسية للجمعيات التعاونية لتنظيم الشئون الإدارية والمالية للجمعية التعاونية، واختصاصات الجمعية العمومية، ومجلس الإدارة، واللجان الأخرى (وزارة العمل والشئون الاجتماعية، ١٩٦٢) [١٠]. ويهتم هذا البحث بتحليل أداء الجمعيات التعاونية في المملكة العربية السعودية من خلال دراسة حالة الجمعية التعاونية الزراعية بالخرج.

**المشكلة البحثية:**

باعتبار منطقة الخرج من المناطق الزراعية الهامة في المملكة العربية السعودية لتوفر الأراضي الصالحة للزراعة ومياه الري، إذ تبلغ المساحة الصالحة للزراعة فيها نحو ٣,٥ ملايين دونم تنتج حوالي ٤٠ ألف طن من التمور سنوياً، كما بلغ إنتاجها من القمح حوالي ٦٥٥ ألف طن، والأعلاف ٢٥٠ ألف طن، والخضراوات ١٥٠ ألف طن عام ١٩٩٣، وبلغ إنتاجها من الحليب الخام حوالي ١,٩ مليون لتر، ومن الدجاج اللاحم حوالي ١٥ مليون فروج، وأكثر من ٤٤٠ مليون بيضة عام ١٩٩٥، (وزارة الزراعة والمياه، ١٩٩٤، ١٩٩٧، ١٩٩٨) [١٤]. وظهرت حاجة ملحة إلى قيام جمعية تعاونية زراعية عام ١٩٧٣، لمساندة صغار المنتجين ومساعدتهم على ممارسة الأنشطة الإنتاجية والتسويقية، ومواجهة المنافسة الشديدة من الشركات الزراعية المتخصصة في المنطقة، وذلك بتجميع قدراتهم المحدودة في كيان تعاوني فعّال يسمح لهم بتحقيق الكفاءة الإنتاجية والتسويقية من خلال زيادة قدرتهم التساومية، والعمل على توفير عناصر الإنتاج الزراعي من أسمدة وتقاوي ومبيدات محلياً أو بالاستيراد، وتملُّك الآلات الزراعية الحديثة المختلفة ووسائل النقل وصيانتها وتشغيلها، وتوفير المحروقات، وقطع الغيار اللازمة للآليات الزراعية، وتنظيم تسويق الحاصلات الزراعية، وتوجيه الأعضاء وتشجيعهم على ممارسة الطرق الزراعية المحسنة والأساليب الزراعية الحديثة، مع تطبيق مبدأ حصول الأعضاء على عائد المعاملات وأرباح الأسهم، نتيجة لتعاملاتهم مع الجمعية. كما تتيح الجمعية لأعضائها الكثير من مزايا التدريب والتعليم للعمل على تنمية وتطوير الموارد البشرية، ورفع المستوى المعرفي للمنتجين (جمعية الخرج التعاونية الزراعية، ١٩٨٢م) [٢]. وقد بلغ عدد أعضائها عند إنشائها ٣٧٠ عضواً، ورأسمالها حوالي ٦٠ ألف ريال، وقيمة

أصولها نحو ١٢ مليون ريال عام ١٩٨٠. ثم تطورت الجمعية وازداد عدد أعضائها إلى ٤٨٤ عضواً، كما ارتفع رأسمالها نحو ٦,٢ ملايين ريال، وقيمة أصولها نحو ٢٨,٣ مليون ريال عام ١٩٩٦ (وزارة المالية والاقتصاد الوطني، ١٩٨٠م) [١٣]، و(وزارة التخطيط، ١٩٩٦) [٩].

ومنذ إنشاء الجمعية التعاونية الزراعية بالخرج لم يجر أي بحث تحليلي أو تقويمي يتناول النشاط الاقتصادي للجمعية، لذا أجري هذا البحث للتعرف على ما حققته الجمعية وما لم تحققه من أهداف اقتصادية، وتجدر الإشارة هنا إلى القصور الكبير في الدراسات المتعلقة بالنشاط التعاوني بصورة عامة في المملكة. ولعل هذا الجهد العلمي يساهم في توفير المعلومات المتعلقة بأداء الجمعية التي يمكن أن تسهم في رفع كفاءة أدائها، وفي سد بعض النقص المعرفي للباحثين والمتخصصين في مجال التعاون الزراعي، كما يمكن أن تفيد نتائجه في إثارة وطرح بعض الموضوعات كأبحاث مستقبلية في هذا المجال، وكذلك الاستفادة من الأسلوب البحثي، في وضع بعض المعايير والمقاييس في تقويم العمل التعاوني الزراعي، كما يمكن الاستفادة من نتائج هذا البحث، في دراسات أخرى مستقبلاً، لتتبع التغيرات المختلفة في أداء مهام الجمعيات التعاونية الزراعية بالمملكة.

**أهداف البحث:**

يهدف البحث بصفة أساسية إلى تحليل أداء الجمعيات التعاونية في المملكة العربية السعودية من خلال "دراسة حالة الجمعية التعاونية الزراعية بالخرج" وذلك من خلال الأهداف الفرعية التالية:

(١) استعراض ومناقشة مختلف الأنشطة الاقتصادية للجمعية التعاونية الزراعية بالخرج.

(٢) تحليل وقياس كفاءة أداء الجمعية التعاونية الزراعية في الفترة من ١٩٨٢-١٩٩٩م.

**الدراسات السابقة:**

أوضحت دراسة لمنظمة الأغذية والزراعة العالمية (FAO، ١٩٧٦م) [٨] أن الجمعيات التعاونية الزراعية في الدول النامية يمكن أن تقوم بدور في التنمية عند توفر الشروط اللازمة للنهوض بها حتى يمكن قياس كفاءة الجمعية بما تحققه لخدمة أفرادها وما تحققه لأهداف التنمية الزراعية بتلك الدول، لذا تشير تلك الدراسة إلى أنه يمكن قياس كفاءة هذه الجمعيات من خلال: إجمالي القروض التي تقدمها الجمعيات التعاونية بالنسبة لإجمالي ما يقدمه نظام الائتمان والنظام المصرفي بالدولة. ومساهمة الأعضاء في رأس المال والادخار بالجمعية. ونسبة القروض التي لا يسددها الأعضاء للتعاونية مقارنة بنظيرتها لبنوك الائتمان الزراعي الأخرى. ومتوسط نصيب العضو التعاوني من القروض بالمقارنة بنصيب غير الأعضاء. ونسبة إجمالي الإنتاج الذي يتم تسويقه عن طريق الجمعية. ومتوسط نصيب العضو من الكميات التي تم تسويقها عن طريق الجمعية مقارنة بنصيب غير الأعضاء. وكميات المبيدات والأسمدة التي حصل عليها الأعضاء من الجمعية مقارنة بمتوسط غير الأعضاء. والأثر الذي تحدثه الجمعية في زيادة دخل الأعضاء من مقدار الفائض أو الأنصبة التي يحصلون عليها.

وقد أوضح (Apthorpe، ١٩٧٢) [١٥] أن تقويم نشاط الجمعية التعاونية وتحليل نتائج أعمالها ينبغي أن يستند على تحليل اجتماعي واقتصادي في ظل التركيب والتنظيم الإداري والأهداف التي من أجلها تم إنشاء هذه الجمعيات، وذلك لبحث آثارها في إحداث التغيرات الاجتماعية المنشودة في منطقة معينة، من أجل إحداث التنمية الاقتصادية الزراعية المستهدفة.

وأضاف (Carl، ١٩٧٠م) [١٧] أن تقويم كفاءة الجمعيات التعاونية في أفريقيا يعتبر عملية صعبة ومعقدة، حيث إن التقويم يشمل زوايا متعددة لتحديد مستوى الكفاءة للعمل التعاوني التي عادة ما تشمل مناقشة الاعتبارات الاقتصادية، والمشكلات الفنية، ومشكلات التحكم والإدارة، ومستوى تعليم الأعضاء ومدى قدرة الجمعية على المساهمة في التنمية الاجتماعية، وذلك في ظل نوعية المجتمع الريفي الأفريقي المرغوب إحداث تغيير في تركيبته الاجتماعية على المدى الطويل.

وقد بيّن (محمد، ١٩٨١) [٧] وجود علاقة موجبة بين كفاءة استخدام الأصول الثابتة النشطة والمتداولة بالجمعية وكفاءتها الإدارية وأربحية استخدام رأس المال العامل، والعائد على الاستثمار في الجمعية، ونسبة الفائض إلى الإيرادات ونسبة الاحتياطي إلى رأس المال.

وفي المملكة العربية السعودية في المنطقة الوسطى بين (الحمودي وآخرون، ١٩٩٤م) [٣] أن الجمعيات التعاونية الزراعية بلغ عددها ٣٦ جمعية تمثل حوالي ٢٢% من إجمالي عدد الجمعيات التعاونية بالمملكة، وتمثل المرتبة الثانية بينها. وتشير النتائج إلى أن نحو ١٧ جمعية في الرياض تمثل نحو ٥٥% من عدد الجمعيات التعاونية الزراعية تعاني خسائر خلال الفترة (١٩٨٨–١٩٩٠) مما يدل على عدم كفاءة إدارتها، هذا فضلاً عن انخفاض متوسطات معدل الفائض والعائد على الاستثمار ونسبة التداول التي بلغت ٠,٦٨%، ٤,٦%، ٢,٤% على الترتيب على مستوى المملكة.

**مصادر البيانات وأسلوب البحث:**

تم الاعتماد على سجلات الجمعية في الفترة من (١٩٨٢-١٩٩٩) حيث تم الحصول على البيانات المتعلقة بعدد الأعضاء، رأس المال، الاحتياطي، حجم التعامل، الفائض وصافي الفائض، إجمالي الإيرادات، إجمالي المصروفات، الأصول الثابتة، الأصول المتداولة، إجمالي الأصول، الخصوم الثابتة، الخصوم المتداولة، إجمالي الخصوم، إجمالي التكاليف، ومخصص الخدمات الاجتماعية.

**الطريقة البحثية:**

**أولاً: استخدام المعايير ومؤشرات الأداء المالي:**

لإجراء التحليل الخاص بالأداء المالي للجمعية تم تطبيق المعايير التالية:

**(١) معدل الفائض:** وتم قياسه عن طريق المعادلة التي أوضحها (الأجهوري، ١٩٨٨) [١]:

$$\text{معدل الفائض} = \frac{\text{صافي الفائض}}{\text{إجمالي التكاليف}}$$

**(٢) معدل العائد على قيمة الأصول الثابتة:**

تم قياسه عن طريق المعادلة التي أوضحها (عبد الغفار، ١٩٨٦م) [٦]:

$$\text{معدل العائد على رأس المال} = \frac{\text{صافي الفائض}}{\text{إجمالي قيمة الأصول الثابتة}}$$

**(٣) متوسط نصيب العضو من حجم التعامل وصافي الفائض ومخصص الخدمات الاجتماعية:**

حيث تم قياسها عن طريق المعادلات التالية والتي أوضحها (خليل، ١٩٨٦) [٤]:

$$\text{متوسط نصيب العضو من حجم التعامل} = \frac{\text{إجمالي قيمة المعاملات}}{\text{عدد الأعضاء}}$$

$$\text{متوسط نصيب العضو من صافي الفائض} = \frac{\text{صافي الفائض}}{\text{عدد الأعضاء}}$$

$$\text{متوسط نصيب العضو من مخصص الخدمات الاجتماعية} = \frac{\text{الخدمات الاجتماعية}}{\text{عدد الأعضاء}}$$

**(٤) معدل التداول للسيولة النقدية:**

تم قياسه عن طريق المعادلة والتي أوضحها (سمير، ١٩٨٦) [٥]:

$$\text{معدل التداول للسيولة النقدية} = \frac{\text{الأصول المتداولة}}{\text{الخصوم المتداولة}}$$

**(٥) معدل التغطية:**

تم قياسه عن طريق المعادلة التي ذكرها (الأجهوري، ١٩٨٨) [ ١ ]:

$$\text{معدل التغطية} = \frac{\text{الأصول}}{\text{الخصوم}}$$

وأجريت بعض العمليات التمهيدية والاختبارات للبيانات قبل تحليلها، ومن هذه العمليات مراجعتها، وتفريغها، وتبويبها، وتصنيفها، وجدولتها وفقاً لأهداف البحث. وتم تحليل البيانات باستخدام برنامج التحليل الإحصائي (SAS, 1992) [١٦] في الحاسب الآلي، بكلية الزراعة، جامعة الملك سعود، الرياض.

**ثانياً: التحليل الوصفي الإحصائي والاقتصادي القياسي:**

فيما يخص التحليل الوصفي والإحصائي والاقتصادي القياسي لمتغيرات البحث الواردة من واقع سجلات ميزانية الجمعية استخدمت الأساليب والنماذج التالية:

(١) نماذج الاتجاه العام في دراسة تطور كل من حجم ونشاط الجمعية التعاونية الزراعية بالخرج خلال الفترة ١٩٨٢-١٩٩٩م. إذ تم تقدير كل من النموذج الخطي والنموذج اللوغاريثمي المزدوج والنصف لوغاريثمي ويمكن التعبير عنهما كما يلي:

النموذج الخطي $\hat{Y}_t = \hat{a} + \hat{b} X_t$

النموذج اللوغاريثمي المزدوج $Log \hat{Y}_t = \hat{a} + \hat{b} \text{Log } X_t$

النموذج النصف اللوغاريثمي $Log \hat{Y}_t = \hat{a} + \hat{b} X_t$

حيث إن: $\hat{Y}_t$ تمثل القيمة المقدرة لحجم أو نشاط الجمعية التعاونية الزراعية بالخرج، $X_t$ تمثل ترتيب السنوات وتأخذ القيم ١، ٢، ٣، ... ن. وبطبيعة الحال يتم حساب معدلات النمو السنوية لكل من حجم ونشاط الجمعية التعاونية الزراعية بالخرج خلال فترة الدراسة وفقاً للنماذج.

(٢) طريقة متوسط نسبة الانحرافات المطلقة في حساب معامل عدم الاستقرار لحجم ونشاط وقيمة الأصول والخصوم للجمعية التعاونية الزراعية بالخرج خلال فترة الدراسة.

(٣) اختبار (t-test) لدراسة معنوية الفرق بين متوسطي كل من حجم ونشاط الجمعية التعاونية الزراعية بالخرج وكفاءة أدائها خلال فترتي الدراسة (١٩٨٢-١٩٩٣ و١٩٩٤-١٩٩٩).

(٤) معامل عدم الاستقرار Instability Coefficient وهو النسبة المئوية للفرق المطلق بين القيم الفعلية للمتغيرات المتعلقة بالنشاط أو أداء الجمعية والقيم المقدرة من واقع معادلات الاتجاه العام لتلك المتغيرات خلال فترة الدراسة (١٩٨٢-١٩٩٩). وتعرف هذه الطريقة بالنسب المئوية لمتوسط الانحرافات، حيث يتم تقدير معالم دالة الاتجاه العام باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، ثم يتم حساب القيم التقديرية ($\hat{Y}$)، وكذلك حساب القيم المطلقة والانحرافات السنوية للقيم المقدرة عن القيم الحقيقية، حيث يتم حسابها كنسبة مئوية من القيم المقدرة. ويتم جمع النسب وقسمتها على طول الفترة الزمنية للحصول على معامل عدم الثبات خلال فترة التقدير. وبشكل عام كلما زادت قيمة المعامل فإن ذلك يعني زيادة درجة

الاستقرار. ويحسب معامل عدم الاستقرار للمتغيرات المتعلقة بنشاط الجمعية وفقاً للمعادلة التالية:

$$\text{معامل عدم الاستقرار} = \frac{\left|Y - \hat{Y}\right|}{\hat{Y}} \times ١٠٠$$

**نتائج البحث والمناقشة:**

يتناول هذا الجزء تطور نشاط الجمعية في فترتين زمنيتين، تمتد الأولى من ١٩٨٢م إلى ١٩٩٣م، والثانية من ١٩٩٤ إلى ١٩٩٩م. كما يعرض تحليلاً لمدى استقرار أو تباين المتغيرات المتعلقة بنشاط وخدمات الجمعية، وقياس بعض المعايير لتحليل الأداء المالي لمختلف أنشطة وخدمات الجمعية.

**(١) تطور نشاط وخدمات الجمعية التعاونية الزراعية بالخرج:**

يوضح جدول (١) أن عدد أعضاء الجمعية بلغ ٣٨٩ عضواً عام ١٩٨٢ وتزايد العدد ليبلغ ٤٨٥ عضواً ١٩٩٩ بمتوسط قدره ٤٥٠ عضواً خلال الفترة ١٩٨٢-١٩٩٩. وبمعدل نمو سنوي معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية ٠,٠١ يقدر بحوالي ١,١٠%. كما تراوح رأس المال بين حد أدنى بلغ ٧٨٧ ألف ريال عام ١٩٨٢وحد أقصى بلغ حوالي ٦,٢٤٨ مليون ريال عام ١٩٩٦ بمتوسط قدره ٤,٢٨٣ مليون ريال. وقدرت الزيادة السنوية في رأس مال الجمعية بحوالي ٤٠٠,٤٤ ألف ريال، أي بمعدل نمو سنوي معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية ٠,٠١ بلغ حوالي ٩,٣٥% (جدول ٢).

جدول (١)

تطور عدد الأعضاء وأهم متغيرات مختلف الأنشطة الاقتصادية للجمعية بالألف ريال خلال الفترة ١٩٨٢–١٩٩٩م

| السنة | عدد الأعضاء | رأس المال | الاحتياطي | إجمالي الإيرادات | صافي الفائض | إجمالي المصروفات | أصول ثابتة | أصول متداولة | إجمالي الأصول | خصوم ثابتة | خصوم متداولة | إجمالي الخصوم | خدمات اجتماعية |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1982 | 389 | 787 | 11900 | 2240 | 1388 | 852 | 1248 | 5833 | 7081 | -- | -- | 1833 | -- |
| 1983 | 391 | 1095 | 12168 | 3078 | 2467 | 611 | 1316 | 9794 | 11110 | -- | -- | 2296 | -- |
| 1984 | 391 | 1095 | 12168 | 3078 | 2467 | 611 | 1316 | 9794 | 11110 | -- | -- | 2296 | -- |
| 1985 | 391 | 1095 | 13093 | 2743 | 1938 | 805 | 1293 | 1072 | 2365 | -- | -- | 2364 | -- |
| 1986 | 417 | 2373 | 14155 | 1493 | 635 | 858 | 1277 | 8809 | 10086 | -- | -- | 2158 | -- |
| 1987 | 435 | 2977 | 14217 | 2377 | 1532 | 845 | 1270 | 8821 | 10091 | -- | -- | 2152 | -- |
| 1988 | 440 | 3210 | 14803 | 3086 | 2028 | 1058 | 1290 | 1478 | 2768 | -- | -- | 2768 | -- |
| 1989 | 447 | 3242 | 15129 | 2934 | 1767 | 1167 | 1264 | 1462 | 2726 | -- | -- | 2726 | -- |
| 1990 | 458 | 5408 | 15394 | 2183 | 1285 | 898 | 1236 | 1564 | 2800 | 1548 | 1695 | 3243 | 840 |
| 1991 | 474 | 6028 | 15922 | 2460 | 1573 | 887 | 1256 | 6569 | 7852 | 1597 | 1849 | 3446 | 932 |
| 1992 | 479 | 6179 | 16133 | 2917 | 2104 | 813 | 1342 | 9841 | 11183 | 1618 | 1987 | 3605 | 1015 |
| 1993 | 483 | 6200 | 16000 | 2100 | 1200 | 900 | 1300 | 8000 | 9300 | 1600 | 1600 | 3200 | 1025 |
| 1994 | 484 | 6230 | 17000 | 800 | -14 | 814 | 1300 | 6000 | 7300 | 1500 | 2500 | 4000 | 1084 |
| 1995 | 484 | 6247 | 15385 | 556 | -123 | 679 | 1332 | 5534 | 6866 | 1538 | 2233 | 3771 | 1084 |
| 1996 | 484 | 6248 | 15385 | 556 | -123 | 679 | 1332 | 5534 | 6866 | 1538 | 2233 | 3771 | 1084 |
| 1997 | 485 | 6247 | 15385 | 556 | -123 | 679 | 1332 | 5534 | 6866 | 1538 | 2233 | 3771 | 1084 |
| 1998 | 485 | 6248 | 15385 | 556 | -123 | 679 | 1332 | 5534 | 6866 | 1538 | 2233 | 3771 | 1084 |
| 1999 | 485 | 6200 | 3500 | 200 | -156 | 356 | 1300 | 5000 | 6300 | 1200 | 2500 | 3700 | 1000 |
| المتوسط | 450.11 | 4283.83 | 14062.33 | 1884.05 | 1095.66 | 788.39 | 1296.44 | 5898.50 | 7196.44 | 1521.50 | 2106.30 | 3048.39 | 1023.2 |

المصدر: جمعت وحسبت من: وزارة العمل والشئون الاجتماعية، إدارة التعاون، سجلات ميزانيات الجمعية التعاونية الزراعية بالخرج (١٩٨٢-١٩٩٩م).

جدول رقم (٢)

نتائج تقدير دوال الاتجاه الزمني العام للمتغيرات الخاصة بالجمعية خلال الفترة ١٩٨٢- ١٩٩٩م

| معدل التغير السنوي | اسم المتغير $Y_t$ | الدالة | النموذج | قيمة t | $R^2$ | F |
|---|---|---|---|---|---|---|
| -- | عدد الأعضاء | $\text{Log}\hat{Y}_t = 5.896 + 0.103\,\text{Log}X_t$ | اللوغاريثمي | ١١,٠٥** | ٠,٨٨ | ١٢٢,٢٠ |
| -- | رأس المال | $\text{Log}\hat{Y}_t = 6.351 + 0.892\,\text{Log}X_t$ | اللوغاريثمي | ١٢,٣٨** | ٠,٩١ | ١٥٣,٢٣ |
| -- | الاحتياطي | $\text{Log}\hat{Y}_t = 9.606 - 0.010\,X_t$ | النصف لوغاريثمي | ٠,٦٢- | ٠,٠٢ | ٠,٣٩ |
| -- | الاحتياطي [1] | $\text{Log}\hat{Y}_t = 9.344 + 0.124\,\text{Log}X_t$ | اللوغاريثمي | ٨,٩٣ | ٠,٨٤ | ٧٩,٨٠ |
| -- | إجمالي الإيرادات | $\text{Log}\hat{Y}_t = 8.512 - 0.129\,X_t$ | النصف لوغاريثمي | ٥,٦٦-** | ٠,٦٧ | ٣٢,٠٤ |
| %١٣- | صافي الفائض | $\hat{Y}_t = 2487.08 - 146.46\,X_t$ | الخطي | ٥,٣٠-** | ٠,٦٤ | ٢٨,١١ |
| -- | إجمالي المصروفات | $\text{Log}\hat{Y}_t = 6.817 - 0.02\,X_t$ | النصف لوغاريثمي | ١,٦٥- | ٠,١٥ | ٢,٧٤ |
| %٠,٢٢ | الأصول الثابتة | $\hat{Y}_t = 1269.29 + 2.86\,X_t$ | الخطي | ٢,١٤* | ٠,٢٢ | ٤,٥٩ |
| %١,٢٤- | الأصول المتداولة | $\hat{Y}_t = 6592.902 - 73.09\,X_t$ | الخطي | ٠,٥٣- | ٠,٠٢ | ٠,٢٨ |
| %٠,٩٨- | إجمالي الأصول | $\hat{Y}_t = 7863.42 - 70.21\,X_t$ | الخطي | ٠,٥١- | ٠,٠٢ | ٠,٢٦ |
| %١,٦٣- | الخصوم الثابتة | $\hat{Y}_t = 1657.93 - 24.81\,X_t$ | الخطي | ٢,٣١-* | ٠,٤٠ | ٥,٣٤ |
| -- | الخصوم المتداولة | $\text{Log}\hat{Y}_t = 7.432 + 0.038\,X_t$ | النصف لوغاريثمي | ٣,١٨** | ٠,٥٦ | ١٠,١٤ |
| %٤,١ | إجمالي الخصوم | $\hat{Y}_t = 1852.42 + 124.84\,X_t$ | الخطي | ٩,٨٢** | ٠,٨٦ | ٩٦,٣٩ |
| -- | الخدمات الاجتماعية | $\text{Log}\hat{Y}_t = 6.778 + 0.099\,\text{Log}X_t$ | اللوغاريثمي | ٤,٦٧** | ٠,٧٣ | ٢١,٨١ |

** معنوية عند المستوى الاحتمالي ٠,٠٥.

* معنوية عند المستوى الاحتمالي ٠,٠١.

[1] الاحتياطي باستبعاد عام ١٩٩٩م.

المصدر: جمعت وحسبت من البيانات الواردة بجدول رقم (١) بالدراسة

وتراوح مقدار الاحتياطي للجمعية بين حد أدنى بلغ حوالي ٣,٥ مليون ريال عام ١٩٩٩ وحد أقصى بلغ حوالي ١٧,٠ مليون ريال عام ١٩٩٤، بمتوسط يقدر بحوالي ١٤,٠٦٢ مليون ريال/سنة. ولقد تبين تراجع مقدار الاحتياطي للجمعية بحوالي ١٤٢,٠٣ ألف ريال سنوياً، أي بمعدل تناقص سنوي يقدر بحوالي ١,٠١%، إلاّ أنه لم يثبت معنوية هذا التناقص في احتياطي الجمعية من الناحية الإحصائية، (جدول رقم ٢). وقد يعزى هذا التناقص المشار إليه إلى الانخفاض الحاد في حجم الاحتياطي الذي حدث عام ١٩٩٩، إذ بلغ الاحتياطي للجمعية خلال العام نفسه حوالي ٣,٥ مليون ريال. وباستبعاد سنة ١٩٩٩ من الفترة الزمنية وإعادة تقدير معدل النمو السنوي في الاحتياطي للجمعية تبين أن حجم الاحتياطي للجمعية تزايد بمعدل يقدر بحوالي ٢٠٦,٨٠ ألف ريال سنوياً، أي بمعدل نمو سنوي يقدر بحوالي ١,٤١% خلال الفترة ١٩٨٢-١٩٩٨ (جدول ٢).

ولقد تراوح إجمالي الإيرادات للجمعية بين حد أدنى بلغ حوالي ٢٠٠,٠ ألف ريال عام ١٩٩٩وحد أقصى بلغ حوالي ٣,٠٨٦ مليون ريال عام ١٩٨٨م، بمتوسط يقدر بحوالي ١,٨٨٤ مليون ريال/سنة خلال الفترة ١٩٨٢-١٩٩٩م. ولقد تبيّن تراجع إجمالي الإيرادات للجمعية وبصفة خاصة خلال السنوات الأخيرة، إذ قدر معدل التناقص في إجمالي الإيرادات للجمعية بحوالي ٢٤٣,٠٤ ألف ريال سنوياً، أي بمعدل تناقص سنوي يقدر بحوالي ١٢,٩% (جدول ٢). ونظراً لتفوق إجمالي المصروفات على إجمالي الإيرادات أو عدم تغطية الإيرادات للمصروفات وبصفة خاصة منذ بداية عام ١٩٩٤، فقد أخذ صافي الفائض قيماً سالبة خلال السنوات الأخيرة. وبصفة عامة بلغ متوسط صافي الفائض ١,٠٩٥ مليون ريال/سنة. كما تبين تراجع صافي الفائض للجمعية بمعدل تناقص يقدر بحوالي

١٤٦,٤٦ ألف ريال، أي بمعدل تناقص سنوي يقدر بحوالي ١٣,٣٦% (جدول٢).

وتراوح إجمالي المصروفات لمختلف الأنشطة الاقتصادية التي تمارسها الجمعية بين حد أدنى بلغ حوالي ٣٥٦,٠ ألف ريال عام ١٩٩٩ وحد أقصى بلغ حوالي ١,١٦٧ مليون ريال عام ١٩٨٩، بمتوسط يقدر بحوالي ٧٨٨,٣٩ ألف ريال/سنة. ونظراً لانكماش حجم الأنشطة الاقتصادية التي تقوم بها - وبصفة خاصة خلال السنوات الأخيرة - فقد تراجعت المصروفات بمعدل يقدر بحوالي ١٥,٧٦ ألف ريال سنوياً، أي بمعدل تناقص سنوي غير معنوي يقدر بـ ٢,٠% (جدول ٢).

ويتضح من استعراض تطور البيانات بالجدول رقم (١) أن قيمة الأصول الثابتة قد تراوحت بين حد أدنى بلغ ١,٢٣٦ مليون ريال عام ١٩٩٠ وحد أقصى بلغ ١,٣٤٢ مليون ريال عام ١٩٩٢، بمتوسط يقدر بنحو ١,٢٩٦ مليون ريال/سنة خلال فترة الدراسة. وازدادت قيمة الأصول الثابتة للجمعية بحوالي ٢,٨٦ ألف ريال سنوياً أي بمعدل نمو سنوي يقدر بحوالي ٠,٢% (جدول رقم٢).

كما تراوحت قيمة الأصول المتداولة بالجمعية بين حد أدنى بلغ حوالي ١,٠٧٢ مليون ريال عام ١٩٨٥ وحد أقصى بلغ حوالي ٩,٨٤١ مليون ريال عام ١٩٩٢، بمتوسط يقدر بحوالي ٥,٨٩٨ مليون ريال/سنة خلال فترة الدراسة ١٩٨٢-١٩٩٩. ولقد لوحظ التذبذب الواضح في قيمة الأصول المتداولة بالجمعية وبصفة عامة تراجعت قيمة الأصول المتداولة بمعدل يقدر بحوالي ٧٣,٠٩ ألف ريال سنوياً، أي بمعدل متناقص سنوي غير معنوي يقدر بحوالي ١,٢٤% (جدول رقم ٢).

ويتضح من دراسة تطور كل من الأصول الثابتة والمتداولة حدوث تذبذب واضح في قيمة كل منهما خلال فترة الدراسة، الأمر الذي أدى إلى حدوث تذبذب واضح في إجمالي قيمة الأصول بالجمعية. ويتضح من استعراض تطور إجمالي الأصول بالجمعية الواردة بالجدول رقم (١) أن إجمالي الأصول بالجمعية قد تراوح بين حد أدنى بلغ حوالي ٢,٣٦٥ مليون ريال عام ١٩٨٥ وحد أقصى بلغ حوالي ١١,١٨٣ مليون ريال عام ١٩٩٢، بمتوسط يقدر بحوالي ٧,١٩٦ مليون ريال خلال ١٩٨٢-١٩٩٩. ولقد تراجع إجمالي الأصول بالجمعية بمقدار يبلغ حوالي ٧٠,٢١ ألف ريال سنوياً، أي بمعدل تناقص سنوي غير معنوي يقدر بحوالي ٠,٩٧% (جدول رقم ٢).

وتتضمن الخصوم بالجمعية كلاً من الخصوم الثابتة والخصوم المتداولة حيث تراوحت قيمة الخصوم الثابتة بين حد أدنى بلغ حوالي ١,٢ مليون ريال عام ١٩٩٩ وحد أقصى بلغ حوالي ١,٦٢ مليون ريال عام ١٩٩٢، بمتوسط يقدر بحوالي ١,٥٢١ مليون ريال/سنة (جدول ١). كما تراجعت قيمة الخصوم الثابتة خلال الفترة ١٩٩٠-١٩٩٩ بمعدل يقدر بحوالي ٢٤,٨١ ألف ريال سنوياً، أي بمعدل تناقص سنوي يقدر بحوالي ١,٦٣% (جدول ٢). وتراوحت الخصوم المتداولة للجمعية خلال الفترة ١٩٩٠-١٩٩٩بين حد أدنى بلغ ١,٦ مليون ريال عام ١٩٩٣ وحد أقصى بلغ ٢,٥ مليون ريال عامي ١٩٩٤، ١٩٩٩، بمتوسط يقدر بحوالي ٢,١١ مليون ريال/سنة خلال الفترة نفسها.

كما ازدادت قيمة الخصوم المتداولة خلال الفترة ١٩٩٠-١٩٩٩ بمعدل يقدر بحوالي ٨٠,٠٤ ألف ريال سنوياً، أي بمعدل نمو سنوي ٣,٨% (جدول ٢). وتراوح إجمالي الخصوم الثابتة والمتداولة للجمعية بين حد أدنى بلغ ١,٨٣٣

مليون ريال عام ١٩٨٢ وحد أقصى بلغ حوالي ٤,٠ مليون ريال ١٩٩٤، بمتوسط يقدر بحوالي ٣,٠٥ مليون ريال/سنة للفترة ١٩٨٢-١٩٩٩ (جدول ٢).

كما ازداد إجمالي الخصوم الثابتة والمتداولة للجمعية خلال فترة الدراسة (١٩٨٢-١٩٩٩) بمعدل يقدر بحوالي ١٢٤,٨٤ ألف ريال سنوياً، أي بمعدل نمو سنوي يقدر بحوالي ٤,٠٩%. وتراوحت قيمة الخدمات الاجتماعية التي تقدمها الجمعية لأعضائها بين حد أدنى بلغ حوالي ٨٤٠,٠ ألف ريال عام ١٩٩٠ وحد أقصى بلغ حوالي ١,٠٨٤ مليون ريال/سنة خلال الفترة ١٩٩٤-١٩٩٨، بمتوسط يقدر بحوالي ١,٠٢٣ مليون ريال/سنة خلال الفترة ١٩٩٠-١٩٩٩. كما ازدادت قيمة الخدمات الاجتماعية بمعدل يقدر بحوالي ١٨,٧٢ ألف ريال سنوياً، أي بمعدل نمو سنوي يقدر بحوالي ١,٨٣% (جدول ٢). وتعتبر الجمعيات التعاونية الزراعية مؤسسات خدمية بحكم قانون التعاون، لا تهدف إلى تحقيق الأرباح، ونظراً للمنافسة القائمة بين الجمعيات التعاونية والقطاع الخاص، بجانب المشكلات التي أحاطت بتلك الجمعيات، حيث تقلص نشاط الجمعيات التعاونية، وتفوقت مصروفاتها على إيراداتها، ومن ثم ضعفت كفاءتها في مجال تقديم الخدمات للأعضاء، وبالتالي تقلص دورها في التنمية الزراعية بشكل واضح خلال السنوات الأخيرة.

**(٢) تحليل مقارن لأداء الجمعية بين الفترتين (١٩٨٢/١٩٩٣م) و(١٩٩٤/١٩٩٩م):**

نظراً لتدهور المركز المالي والنشاط الاقتصادي للجمعية بداية من عام ١٩٩٤، تمت دراسة الفرق بين متوسطي عدد الأعضاء والإيرادات والمصروفات المتعلقة بمختلف الأنشطة الاقتصادية والخدمات التي تقدمها الجمعية لأعضائها خلال الفترتين (١٩٨٢-١٩٩٣) و (١٩٩٤-١٩٩٩). ويتضح من

استعراض البيانات بجدول (٣) وهذا يعني وجود فروق معنوية بين متوسطي عدد الأعضاء خلال فترتي الدراسة، وأن عدد الأعضاء قد زاد بشكل معنوي خلال الفترة الثانية (١٩٩٤-١٩٩٩) عنه في الفترة الأولى (١٩٨٢-١٩٩٣). وبلغ متوسط رأس المال للجمعية حوالي ٣,٣١ مليون ريال خلال الفترة الأولى، خلال الفترة الثانية إلى حوالي ٦,٢٤ مليون ريال. وتبيّن وجود فروق معنوية (جدول ٣). ولقد قدر متوسط حجم الاحتياطي للجمعية حوالي ١٤,٢٦ مليون ريال خلال الفترة الأولى، (وباستثناء عام ١٩٩٩فإن ذلك المتوسط يبلغ ١٥,٧٠٨ مليون ريال) خلال الفترة الثانية. وتبيّن عدم وجود فروق معنوية عند المستوى الاحتمالي ٠,٠٥. وقدّر متوسط إجمالي الإيرادات بحوالي ٢,٥٦ مليون ريال خلال الفترة الأولى، بينما قدّر بحوالي ٥٣٧,٣٣ ألف ريال فقط خلال الفترة الثانية.وتبيّن وجود فروق معنوية (جدول ٣) ، وتشير هذه النتائج إلى النقص الكبير في إيرادات الجمعية. كما بلغ متوسط صافي الفائض حوالي ١,٦٩٨ مليون ريال خلال الفترة الأولى، بينما تكبّدت خسائر خلال الفترة الثانية، إذ قدّر متوسط صافي الفائض (الخسارة) لها خلال هذه الفترة بحوالي (- ١١٠,٣٣) ألف ريال. وبطبيعة الحال تبين أن هناك فرقاً معنوياً (جدول ٣).

جدول رقم (٣)

التحليل الإحصائي لاختبار الفرق بين متوسطي حجم ونشاط الجمعية خلال الفترتين (١٩٨٢-١٩٩٣م) و( ١٩٩٤-١٩٩٩م)

| المتغير | المتوسط[١] | | الانحراف المعياري | | (t) المحسوبة |
|---|---|---|---|---|---|
| | ١٩٨٢-١٩٩٣ | ١٩٩٤-١٩٩٩ | $\sigma_1$ | $\sigma_2$ | |
| عدد الأعضاء | ٤٣٢,٩٢ | ٤٨٤,٥٠ | ٣٦,٥٠ | ٠,٥٥ | **٩,٧٨٧ |
| رأس المال | ٣٣٠٧,٤١ | ٦٢٣٦,٦٧ | ٢١٤١,٧٩ | ١٩,٢٨ | **٩,٤٧٥ |
| الاحتياطي [٢] | ١٤٢٥٦,٨٣ | ١٣٦٧٣,٣٣[٢] | ١٥٧٦,٢٧ | ٥٠٢٥,٥٩ | ٠,٥٥٥ |
| إجمالي الإيرادات | ٢٥٥٧,٤١ | ٥٣٧,٣٣ | ٥٠٠,١٩ | ١٩١,٩٢ | **٢٤,٥٩٢ |
| صافي الفائض | ١٦٩٨,٦٧ | ١١٠,٣٣- | ٥٣٩,٩٢ | ٤٩,٠٠ | **٢٣,٠٢٤ |
| إجمالي المصروفات | ٨٥٨,٧٥ | ٦٤٧,٦٧ | ١٥٥,٧٢ | ١٥٢,٧٥ | **٥,٤٩٢ |
| الأصول الثابتة | ١٢٨٤,٠ | ١٣٢١,٣٣ | ٣١,٣٥ | ١٦,٥٢ | **٦,٦١٤ |
| الأصول المتداولة | ٦٠٨٦,٤١ | ٥٥٢٢,٦٧ | ٣٦٧٦,١٨ | ٣١٦,٧١ | ١,٠٥٥ |
| إجمالي الأصول | ٧٣٧٢,٦٧ | ٦٨٤٤,٠٠ | ٣٦٩٢,٩٣ | ٣١٨,٠٦ | ٠,٩٨٤ |
| الخصوم الثابتة | ١٥٩٠,٧٥ | ١٤٧٥,٣٣ | ٢٩,٩٧ | ١٣٥,٧٤ | *٣,١١٧ |
| الخصوم المتداولة | ١٧٨٢,٧٥ | ٢٣٢٢,٠ | ١٧٠,٤٩ | ١٣٧,٨٨ | **٨,١٨٤ |
| إجمالي الخصوم | ٢٦٧٣,٩١ | ٣٧٩٧,٣٣ | ٥٨٠,١٧٠ | ١٠٣,٢٧ | **١٣,٠٠٩ |
| الخدمات الاجتماعية | ٩٥٣,٠٠ | ١٠٧٠,٠ | ٨٦,٠٩ | ٣٤,٢٩ | **٤,٠٠٧ |

(١) بالألف ريال فيما عدا عدد الأعضاء.

(٢) الاحتياطي ١٥,٧٠٨ باستثناء ١٩٩٩م.

** معنوية عند المستوى الاحتمالي ٠,٠٥.

* معنوية عند المستوى الاحتمالي ٠,٠١.

المصدر: جمعت وحسبت من التحليل الإحصائي للبيانات الواردة بجدول رقم (١) بالدراسة.

وبلغ متوسط إجمالي المصروفات ٨٥٨,٧٥ ألف ريال خلال الفترة الأولى، بينما بلغ ٦٤٧,٦٧ ألف ريال خلال الفترة الثانية. وتبين وجود فروق معنوية. وبلغ متوسط قيمة الأصول الثابتة ١,٢٨٤ مليون ريال خلال الفترة الأولى، في حين قدّر بحوالي ١,٣٢١ مليون ريال خلال الفترة الثانية. وتبين وجود فروق معنوية. وقدر متوسط قيمة الأصول المتداولة بحوالي ٦,٠٨٦ مليون ريال خلال الفترة الأولى، بينما قدر ٥,٥٢٢ مليون ريال خلال الفترة الثانية. وتبين وجود فروق معنوية، وتؤكد هذه النتائج انخفاض قيمة الأصول المتداولة في الفترة الثانية. كما بلغ متوسط قيمة إجمالي الأصول حوالي ٧,٣٧٢ مليون ريال خلال الفترة الأولى، بينما بلغ حوالي ٦,٨٤٤ مليون ريال خلال الفترة الثانية. وتبين عدم وجود فروق معنوية. كما بلغ متوسط قيمة الخصوم الثابتة ١,٥٩٠ مليون ريال خلال الفترة الأولى، بينما بلغ ١,١٤٧٥ مليون ريال خلال الفترة الثانية، وتبين وجود فروق معنوية، وتوضح النتائج انخفاض قيمة الخصوم الثابتة في الفترة الثانية. كما بلغ متوسط قيمة الخصوم المتداولة ١,٧٨٢ مليون ريال خلال الفترة الأولى، بينما بلغ متوسط قيمة الخصوم ٢,٣٢٢ مليون ريال في الفترة الثانية، وتبين وجود فروق معنوية، وتوضح النتائج ارتفاع قيمة الخصوم المتداولة في الفترة الثانية. وبلغ متوسط قيمة إجمالي الخصوم (الثابتة والمتداولة) ٢,٦٧٣ مليون ريال خلال الفترة الأولى، بينما بلغ ٣,٧٩٧ مليون ريال خلال الفترة الثانية، وتبين وجود فروق معنوية، وترجع النتائج إلى ارتفاع قيمة الخصوم المتداولة أكبر من انخفاض الخصوم الثابتة (جدول ٣).

وبلغ متوسط قيمة الخدمات الاجتماعية التي تقدمها الجمعية لأعضائها خلال الفترة الأولى حوالي ٩٥٣,٠ ألف ريال، بينما بلغ حوالي ١,٠٧٠ مليون

ريال خلال الفترة الثانية. وتبين وجود فروق معنوية عند المستوى الاحتمالي ٠,٠١، إذ بلغت قيمة (t) المحسوبة حوالي ٤,٠٠٧. وتشير هذه النتائج إلى ارتفاع قيمة الخدمات الاجتماعية للجمعية في الفترة الثانية عنها في الفترة الأولى.

ويتضح من النتائج السابقة الزيادة المعنوية في عدد الأعضاء في الفترة الثانية عن الفترة الأولى، وأيضاً في زيادة رأس المال وزيادة الأصول الثابتة، وتناقص الخصوم الثابتة، والاستقرار النسبي في الاحتياطي القانوني بين فترتي المقارنة دون أن يصيبه انخفاض معنوي، هذا فضلاً عن استمرار الجمعية في المحافظة على تقديم المزيد من الخدمات الاجتماعية التي تقدمها للمنطقة. إلاّ أن النتائج من ناحية أخرى توضح تقلص الأنشطة المالية أو التجارية للجمعية التعاونية في الفترة الأخيرة بشكل معنوي عن الفترة الأولى، ويرجع ذلك للانخفاض المعنوي في قيمة الأصول الكلية، وزيادة الخصوم الكلية بشكل عام. فقد أشارت النتائج إلى الانخفاض المعنوي في الأصول المتداولة وتأخر الجمعية في الوفاء بالتزاماتها وزيادة الخصوم المتداولة بشكل معنوي في الفترة الثانية عن الفترة الأولى وكذلك الانخفاض في الخصوم الثابتة أو طويلة الأجل.

وأمر هذا شأنه فإن إعادة الدور الفعال للجمعيات التعاونية وتدعيمها لدفع عجلة التنمية الزراعية، يتطلب الأمر تصحيح مركزها المالي، والتخفيف من حدة المشكلات الاقتصادية التي أحاطت بالجمعيات التعاونية خلال السنوات الأخيرة.

**(٣) استقرار أو تباين المتغيرات المتعلقة بنشاط الجمعية التعاونية الزراعية:**

يتضح من استعراض البيانات بجدول رقم (٤) ما يلي:

(١) تراوح معامل عدم الاستقرار في عدد الأعضاء بين حد أدنى بلغ حوالي ٠,١٣ عام ١٩٨٣ وحد أقصى بلغ ٦,٩٨ عام ١٩٨٢ بمتوسط يقدر بحوالي ١,٢٥.

(٢) عدم استقرار رأس مال الجمعية مما أدى إلى عدم استقرار مركزها المالي، إذ تراوح معامل عدم الاستقرار في رأس المال بين حد أدنى بلغ حوالي ١,٢٦ عام ١٩٨٨وحد أقصى بلغ ٤٤,٥١ عام ١٩٨٥، بمتوسط يقدر بحوالي ١٠,٢٢.

(٣) عدم استقرار إيرادات الجمعية، إذ تراوح معامل عدم الاستقرار في الإيرادات بين حد أدنى بلغ ٠,١٨ عام ١٩٩٨وحد أقصى بلغ ١٤٢,٣٧ عام ١٩٩٢م، بمتوسط يقدر بـ ٢٣,١٧.

(٤) عدم استقرار في صافي الفائض، إذ تراوح معامل عدم الاستقرار بين حد أدنى بلغ حوالي ١,٩٤ عام ١٩٨٥ وحد أقصى بلغ حوالي ٤٤٥٥,٥٥ عام ١٩٩٨، بمتوسط يقدر بحوالي ٤٣,٢٠.

(٥) الاستقرار النسبي في إجمالي الأصول الثابتة للجمعية، إذ تراوح معامل عدم الاستقرار في الأصول الثابتة بين حد أدنى بلغ حوالي ٠,٠٥ عام ١٩٨٨ وحد أقصى بلغ حوالي ٤,٥٥ عام ١٩٩٠، بمتوسط يقدر بحوالي ١,٢٣ خلال فترة الدراسة.

جدول (٤)

تطور معامل عدم الاستقرار لمختلف المتغيرات الاقتصادية المتعلقة بحجم ونشاط الجمعية التعاونية الزراعية بالخرج خلال الفترة ١٩٨٢-١٩٩٩م

| السنة | عدد الأعضاء | رأس المال | إجمالي الإيرادات | صافي الإيرادات | أصول ثابتة | خصوم ثابتة | خصوم متداولة | إجمالي الخصوم | خدمات اجتماعية |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1982 | 6.98 | 37.32 | 48.77 | 40.70 | 1.89 | -- | -- | 7.29 | -- |
| 1983 | 0.13 | 2.96 | 36.44 | 12.43 | 3.22 | -- | -- | 9.22 | -- |
| 1984 | 3.95 | 28.28 | 8.88 | 20.47 | 2.98 | -- | -- | 3.10 | -- |
| 1985 | 6.77 | 44.51 | 7.62 | 1.94 | 0.96 | -- | -- | 0.52 | -- |
| 1986 | 2.82 | 1.46 | 42.79 | 63.81 | 0.51 | -- | -- | 12.86 | -- |
| 1987 | 0.52 | 5.07 | 3.62 | 4.74 | 1.28 | -- | -- | 17.28 | -- |
| 1988 | 0.97 | 1.26 | 53.05 | 38.72 | 0.05 | -- | -- | 1.53 | -- |
| 1989 | 0.75 | 11.47 | 65.55 | 34.33 | 2.18 | -- | -- | 4.39 | -- |
| 1990 | 0.46 | 32.93 | 40.13 | 9.93 | 4.55 | 5.21 | 3.39 | 8.30 | 4.36 |
| 1991 | 2.84 | 34.88 | 79.67 | 53.84 | 3.22 | 0.70 | 1.45 | 11.13 | 0.92 |
| 1992 | 2.92 | 26.99 | 142.37 | 140.18 | 3.17 | 2.18 | 4.95 | 11.75 | 3.65 |
| 1993 | 2.85 | 17.91 | 98.50 | 64.47 | 0.27 | 2.65 | 18.64 | 4.49 | 1.74 |
| 1994 | 2.22 | 10.32 | 13.96 | 102.40 | 0.50 | 2.21 | 22.39 | 15.09 | 5.24 |
| 1995 | 1.45 | 3.54 | 31.97 | 128.17 | 1.73 | 1.92 | 5.24 | 4.74 | 3.35 |
| 1996 | 0.73 | 2.62 | 22.61 | 142.38 | 1.51 | 3.62 | 1.32 | 1.23 | 1.79 |
| 1997 | 0.25 | 8.08 | 11.94 | 185.59 | 1.29 | 5.38 | 2.45 | 2.05 | 0.45 |
| 1998 | 0.36 | 12.91 | 0.18 | 4455.55 | 1.06 | 7.20 | 6.09 | 5.12 | 0.70 |
| 1999 | 0.96 | 17.87 | 58.99 | 4.56 | 1.57 | 14.88 | 1.21 | 9.75 | 9.35 |
| المتوسط * | 1.25 | 10.22 | 23.17 | 43.20 | 1.23 | 3.36 | 4.07 | 5.17 | 2.17 |

* المتوسط الهندسي.

المصدر: جمعت وحسبت من معادلات الاتجاه العام المقدرة الواردة بجدول (١٦) بهذه الدراسة.

عدم استقرار الخصوم الثابتة للجمعية، إذ تراوح معامل عدم الاستقرار بين حد أدنى بلغ حوالي ٠,٧ عام ١٩٩١ وحد أقصى بلغ ١٤,٨٨ عام ١٩٩٩، بمتوسط يقدر بحوالي ٣,٣٦.

(٦) الاستقرار النسبي في إجمالي الخصوم المتداولة للجمعية فيما عدا عامي ١٩٩٣ و ١٩٩٤م، إذ تراوح معامل عدم الاستقرار في قيمة الخصوم المتداولة بين حد أدنى بلغ حوالي ١,٣٢ عام ١٩٩٦ وحد أقصى بلغ حوالي ٢٢,٣٩ عام ١٩٩٤، بمتوسط يقدر بحوالي ٤,٠٧.

(٧) عدم استقرار طفيف في إجمالي الخصوم، إذ تراوح معامل عدم الاستقرار فيها بين حد أدنى بلغ ٠,٥٢ عام ١٩٨٥ وحد أقصى بلغ ١٧,٢٨ عام ١٩٨٧، بمتوسط يقدر بحوالي ٥,١٧.

(٨) الاستقرار النسبي في قيمة الخدمات الاجتماعية التي تقدمها الجمعية لأعضائها، إذ تراوح معامل عدم الاستقرار في قيمة الخدمات الاجتماعية بين حد أدنى بلغ حوالي ٠,٤٥ عام ١٩٩٧ وحد أقصى بلغ حوالي ٩,٣٥ عام ١٩٩٩، بمتوسط يقدر بحوالي ٢,١٧.

**(٤) كفاءة أداء الجمعية التعاونية الزراعية بالخرج:**

يتضح من قياس مؤشرات كفاءة أداء الجمعية الواردة بجدولي (٥) و (٦) ما يلي:

(١) كان أداء الجمعية خلال الفترة ١٩٨٢-١٩٩٣ يتسم بالكفاءة نظراً لما كانت تحققه من أرباح واستمرت قيمته موجبة حتى عام ١٩٩٣، إذ ارتفع معدل الفائض في عامي ١٩٨٣ و ١٩٨٤، ثم أخذ قيماً سالبة بداية من عام ١٩٩٤، وهذا يدلّ على تدهور الوضع المالي. وبحساب معادلة الاتجاه العام لمعدل الفائض، اتضح تناقص الفائض بمعدل سنوي قدّر بـ ١٥,٣٥%.

## جدول (٥)

## أهم مؤشرات قياس الأداء لمختلف الأنشطة الاقتصادية للجمعية التعاونية الزراعية بالخرج خلال الفترة ١٩٨٢ – ١٩٩٩م

| السنة | المعيار (١)* | المعيار (٢)* | المعيار (٣)* | المعيار (٤)* | المعيار (٥)* | المعيار (٦)* | المعيار (٧)* | المعيار (٨)* | المعيار (٩)* | المعيار (١٠)* | المعيار (١١)* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ١٩٨٢م | ١,٦٢٩ | ١,١١٢ | ١,٧٦٤ | ٠,٦١٩ | ٢٦٢,٩١٠ | ١٥١٢,٠٧١ | ٥,٧٥٨ | ٣,٥٨ | -- | -- | ٣,٨٦٣ |
| ١٩٨٣م | ٤,٠٣٨ | ١,٨٧٤ | ٢,٢٥٣ | ٠,٨٠١ | ٥٠٣,٧٦٤ | ١١١١,٢٣٣ | ٧,٨٧٢ | ٦,٣٠٩ | -- | -- | ٤,٨٣٩ |
| ١٩٨٤م | ٤,٠٣٨ | ١,٨٧٥ | ٢,٢٥٣ | ٠,٨٠١ | ٥٠٣,٧٦٤ | ١١١١,٢٣٣ | ٧,٨٧٢ | ٦,٣٠٩ | -- | -- | ٤,٨٣٩ |
| ١٩٨٥م | ٢,٤٠٧ | ١,٤٩٩ | ١,٧٦٩ | ٠,٧٠٦ | ٤٣٠,٧٤٥ | ١١٩٥,٧٠٨ | ٧,٠١٥ | ٤,٩٥٦ | -- | -- | ١,٠٠٠ |
| ١٩٨٦م | ٠,٧٤٠ | ٠,٤٩٧ | ٠,٢٦٨ | ٠,٤٢٥ | ١٧٤,٠٠٩ | ٥٩٦,٥٠٢ | ٣,٥٨٠ | ١,٥٢٢ | -- | -- | ٤,٦٧٤ |
| ١٩٨٧م | ١,٨١٣ | ١,٢٠٦ | ٠,٥١٥ | ٠,٦٤٤ | ٢٨١,٣٠٢ | ٤٧٧,٥٦١ | ٥,٤٦٤ | ٣,٢ | -- | -- | ٤,٦٨٩ |
| ١٩٨٨م | ١,٩١٧ | ١,٥٧٢ | ٠,٦٣٢ | ٠,٦٥٧ | ٢٩١,٦٨٢ | ٤٦١,١٥٢ | ٧,٠١٤ | ٤,٦٠٩ | -- | -- | ١,٠٠٠ |
| ١٩٨٩م | ١,٥١٤ | ١,٣٩٨ | ٠,٥٤٥ | ٠,٦٠٢ | ٢٥١,٤١٤ | ٤٦٦,٦٥٦ | ٦,٥٦٤ | ٣,٩٥٣ | -- | -- | ١,٠٠٠ |
| ١٩٩٠م | ١,٤٣١ | ١,٠٣٩ | ٠,٢٣٨ | ٠,٥٨٨ | ٢٤٣,٠٩٦ | ٢٨٤,٦٥٢ | ٤,٧٦٦ | ٢,٨٠٦ | ١,٨٣٤ | ٠,٩٢٣ | ٠,٨٦٣ |
| ١٩٩١م | ١,٧٧٣ | ١,٢٥٢ | ٠,٢٦١ | ٠,٦٣٩ | ٢٧٧,٣٣٩ | ٢٦٤,١٣٤ | ٥,١٨٩ | ٣,٣١٨ | ١,٩٦٦ | ٣,٥٥٣ | ٢,٢٧٨ |
| ١٩٩٢م | ٢,٥٨٨ | ١,٥٦٨ | ٠,٣٤١ | ٠,٧٢١ | ٣٥٨,٧٩٤ | ٢٦١,٠٩٤ | ٦,٠٨٩ | ٤,٣٩٢ | ٢,١١٩ | ٤,٩٥٣ | ٣,١٠٢ |
| ١٩٩٣م | ١,٣٣٣ | ٠,٩٢٣ | ٠,١٩٣ | ٠,٥٧١ | ٢٣٣,٣٣٣ | ٢٥٨,٠٦٤ | ٤,٣٤٨ | ٢,٤٨٤ | ٢,١٢٢ | ٥,٠٠٠ | ٢,٩٠٦ |
| ١٩٩٤م | -٠,٠١٧ | -٠,٠١٠ | -٠,٠٠٢ | -٠,٠١٧٥ | ٩٨,٢٨٠ | ٢٧٢,٨٧٣ | ١,٦٥٣ | -٠,٠٢٩ | ٢,٢٣٩ | ٢,٤٠٠ | ١,٨٢٥ |
| ١٩٩٥م | -٠,١٨١ | -٠,٠٩٢ | -٠,٠١٩ | -٠,٢٢١ | ٨١,٨٨٥ | ٢٤٦,٢٧٨ | ١,١٤٩ | -٠,٢٥٤ | ٢,٢٣٩ | ٢,٤٧٨ | ١,٨٢١ |
| ١٩٩٦م | -٠,١٨١ | -٠,٠٩٢ | -٠,٠١٩ | -٠,٢٢١ | ٨١,٨٨٥ | ٢٤٦,٢٧٨ | ١,١٤٩ | -٠,٢٥٤ | ٢,٢٣٩ | ٢,٤٧٨ | ١,٨٢١ |
| ١٩٩٧م | -٠,١٨١ | -٠,٠٩٢ | -٠,٠١٩ | -٠,٢٢١ | ٨١,٨٨٥ | ٢٤٦,٢٧٨ | ١,١٤٦ | -٠,٢٥٤ | ٢,٢٣٥ | ٢,٤٧٨ | ١,٨٢١ |
| ١٩٩٨م | -٠,١٨١ | -٠,٠٩٢ | -٠,٠١٩ | -٠,٢٢١ | ٨١,٨٨٥ | ٢٤٦,٢٧٨ | ١,١٤٦ | -٠,٢٥٤ | ٢,٢٣٥ | ٢,٤٧٨ | ١,٨٢١ |
| ١٩٩٩م | -٠,٤٣٩ | -٠,١٢٠ | -٠,٠٢٥ | ٠,٧٨٠ | ٥٦,١٧٩ | ٥٦,٤٥٢ | ٠,٤١٢ | -٠,٣٢٢ | ٢,٠٦٢ | ٢,٠٠٦ | ١,٧٠٣ |

(*)

(١) معدل الفائض

(٢) معدل العائد على رأس المال المستثمر في الأصول الثابتة.

(٣) نسبة الفائض إلى رأس المال

(٤) نسبة الفائض إلى الإيرادات

(٥) نسبة الإيرادات إلى المصروفات

(٦) نسبة الاحتياطي إلى رأس المال

(٧) متوسط نصيب العضو من حجم المعاملات

(٨) متوسط نصيب العضو من صافي الفائض

(٩) متوسط نصيب العضو من الخدمات الاجتماعي

(١٠) معدل التداول للسيولة النقدية

(١١) معدل التغطيـة

المصدر: جمعت وحسبت من تحليل البيانات الواردة بجدول (١) بالدراسة.

جدول رقم (٦)

نتائج تقدير معادلات الاتجاه العام لمؤشرات كفاءة أداء الجمعية

| اسم المعيار $Y_t$ | الدالة | النموذج | قيمة t | $R^2$ | F |
|---|---|---|---|---|---|
| معدل الفائض | $\hat{Y}_t = 3.292 - 0.205 X_t$ | الخطي | ٥,٣٧-** | ٠,٦٤ | ٢٨,٨٧ |
| معدل العائد على رأس المال | $\hat{Y}_t = 1.914 - 0.111 X_t$ | الخطي | ٥,٤٢-** | ٠,٦٥ | ٢٩,٣٢ |
| نسبة الفائض إلى رأس المال | $\hat{Y}_t = 1.785 - 0.123 X_t$ | الخطي | ٥,٩٧-** | ٠,٦٩ | ٣٥,٦٨ |
| نسبة الفائض إلى الإيرادات | $\hat{Y}_t = 0.861 - 0.045 X_t$ | الخطي | ٣,١٧-** | ٠,٣٩ | ١٠,٠٧ |
| نسبة الإيرادات إلى المصروفات | $Log \hat{Y}_t = 6.329 - 0.111 X_t$ | نصف اللوغاريثمي | ٦,٦٣-** | ٠,٧٣ | ٤٣,٩٦ |
| نسبة الاحتياطي إلى رأس المال | $Log \hat{Y}_t = 7.253 - 0.135 X_t$ | نصف اللوغاريثمي | ٩,٤٠-** | ٠,٨٤ | ٨٨,٣٤ |
| متوسط نصيب العضو من حجم المعاملات | $\hat{Log Y}_t = 2.551 - 0.143 X_t$ | النصف لوغاريثمي | ٩,٩٣-** | ٠,٧٥ | ٤٧,٩٦ |
| متوسط نصيب العضو من صافي الفائض | $\hat{Y}_t = 5.988 - 0.359 X_t$ | الخطي | ٦,٠٣-** | ٠,٦٩ | ٣٦,٢٩ |
| نسبة الخدمات الاجتماعية | $Log \hat{Y}_t = 0.638 + 0.076 LogX_t$ | اللوغاريثمي | ٤,٠٦-** | ٠,٦٧ | ١٦,٤٨ |
| معدل التداول للسيولة | $\hat{Y}_t = 3.462 - 0.107 X_t$ | الخطي | ٠,٧٤-* | ٠,٠٦ | ٠,٥٥ |
| معدل تغطية الأصول للخصوم | $\hat{Y}_t = 3.902 - 0.141 X_t$ | الخطي | ٢,٥٣-* | ٠,٢٩ | ٦,٤٢ |

** معنوية عند المستوى الاحتمالي ٠,٠٥.
* معنوية عند المستوى الاحتمالي ٠,٠١.
المصدر: جمعت وحسبت من البيانات الواردة بجدول رقم (٥) بالدراسة

(٢) يشير معدل العائد على رأس المال المستثمر في الأصول الثابتة إلى كفاءة الجمعية في أداء نشاطها خلال الفترة ١٩٨٢-١٩٩٣ حيث كانت قيمة موجبة وبلغ حده الأقصى (١,٨٧٤) عامي ١٩٨٣ و ١٩٨٤، ثم أخذ يتناقص حتى بلغ ٠,٩٢٣ عام ١٩٩٣، ثم أخذ قيماً سالبة اعتباراً من عام ١٩٩٤ نظراً لتدهور الوضع المالي حيث تناقص بمعدل سنوي بلغ ١٣,٠٤%.

(٣) بلغت نسبة الفائض إلى رأس المال المستثمر في الأصول الثابتة حدها الأقصى البالغ حوالي ٢,٢٥٣ عامي ١٩٨٣ و ١٩٨٤، ثم أخذت في التناقص حتى بلغت ٠,١٩٣ عام ١٩٩٣، ثم أخذت قيماً سالبة اعتباراً من عام ١٩٩٤. بمعدل تناقص سنوي بلغ ٢٠,٢٦% (جدول ٦).

(٤) أما نسبة الفائض إلى الإيرادات للجمعية فإنها بلغت حدها الأقصى ٠,٨٠١ عامي ١٩٨٣ و ١٩٨٤، ثم تناقصت باستمرار حتى بلغت ٠,٥٧١ عام ١٩٩٣، ثم أخذت نسبة الفائض إلى الإيرادات قيماً سالبة اعتباراً من عام ١٩٩٤بمعدل تناقص سنوي بلغ ١٠,٥٩% (جدول ٦).

(٥) تفوقت الإيرادات على المصروفات خلال الفترة الأولى، وبلغت نسبتها حدها الأقصى البالغ ٥٠٣,٧٦ عامي ١٩٨٣ و ١٩٨٤، ثم تراجعت حتى بلغت ٢٣٣,٣٣ عام ١٩٩٣. أما الفترة الثانية (١٩٩٤-١٩٩٩) تفوقت المصروفات على الإيرادات حيث انخفضت نسبتها بمعدل سنوي قدره ١١,١٤% (جدول ٦).

(٦) تراجعت باستمرار نسبة الاحتياطي إلى رأس المال المستثمر في الأصول الثابتة خلال الفترة ١٩٨٢-١٩٩٩، حيث كانت ١٥١٢,٠٧ عام ١٩٨٢ ثم

انخفضت إلى ٥٦,٤٥٢ عام ١٩٩٩م بمعدل تناقص سنوي قدّر بحوالي ١٣,٥٠% (جدول ٦).

(٧) حدث تدهور في متوسط نصيب العضو من حجم المعاملات في الفترة الثانية إذ بلغ حد أدنى ٠,٤١٢ ألف ريال عام ١٩٩٩، في حين كان مرتفعاً خلال الفترة الأولى، وبلغ حد أقصى ٧٨٧٢ ريالاً عامي ١٩٨٣ و ١٩٨٤. وتراجع بمعدل تناقص سنوي بلغ بحوالي ١٤,٣%.

(٨) تراجع أيضاً متوسط نصيب العضو من صافي الفائض خلال فترتي الدراسة، إذ بلغ حده الأقصى حوالي ٦٣٠٩ ريالاً خلال عامي ١٩٨٣ و ١٩٨٤، ثم انخفض متوسط نصيب العضو من صافي الفائض حتى بلغ حوالي ١٥٢٢ عام ١٩٨٦، وأخذ صافي الفائض قيماً سالبة اعتباراً من عام ١٩٩٤. وقد تراجع بمعدل تناقص سنوي قدّر بحوالي ١٤,٠٣% (جدول ٦).

(٩) تشير النتائج إلى بدء اهتمام الجمعية بتقديم الخدمات الاجتماعية وذلك اعتباراً من عام ١٩٩٠ وتراوح متوسط نصيب العضو من الخدمات الاجتماعية بين حد أدنى بلغ حوالي ١٨٣٤ ريالاً وحد أقصى بلغ حوالي ٢٢٣٥ ريالاً خلال السنوات ١٩٩٤، ١٩٩٥، ١٩٩٦. وزاد معدل نمو سنوي مقداره ١,٤٠% (جدول ٦).

(١٠) ازدادت نسبة أو معدل التداول للسيولة النقدية للجمعية من حوالي ٠,٩٢٣ عام ١٩٩٠ إلى ما يقرب من ٥,٠٠ عام ١٩٩٣ مما يشير إلى تزايد قدرتها على الوفاء بالتزاماتها العاجلة، ثم تراجعت إلى ما يقرب من ٢,٠٦ عام ١٩٩٩. مما يشير إلى انخفاض كفاءة الجمعية وانخفاض

قدرتها على الوفاء بالتزاماتها العاجلة عما كانت عليه خلال الفترة السابقة بمعدل تناقص سنوي قدّر بحوالي ٣,٧٢% (جدول ٦).

(١١) تراجع معدل تغطية الأصول للخصوم الخاصة بالجمعية من حوالي ٣٨٦٣ ريالاً عام ١٩٨٢ إلى ما يقرب من ١٧٠٣ ريالاً عام ١٩٩٩ الأمر الذي يشير إلى انخفاض القدرة المالية للجمعية على مواجهة المطلوبات ومقابلة حقوق الآخرين والتزاماتها نحوهم، وقد تراجع معدل تغطية الأصول للخصوم بمعدل تناقص سنوي قدّر بحوالي ٥,٥٣% (جدول٦).

ومما سبق يتضح بطبيعة الحال تراجع مؤشرات قياس كفاءة الأداء والمركز المالي والنشاط الاقتصادي للجمعية التعاونية خلال فترة الدراسة، واستناداً إلى ما توصل إليه هذا البحث التوصية بالعمل على تصحيح وتحسين المركز المالي والاقتصادي للجمعية، وذلك من خلال الاستفادة من الدعم الحكومي، وزيادته، وتنويع الأنشطة والخدمات عن طريق إضافة منافع زمنية ومكانية وشكلية للسلعة أو السلع التي تتداولها الجمعية والتي من شأنها رفع مستوى تعامل الأعضاء مع الجمعية. والعمل أيضاً على فتح قنوات تسويقية لتنظيم تصريف المنتجات الزراعية للأعضاء، وذلك لتحقيق أحد أهم الأغراض التي من أجلها تم تأسيس الجمعية التعاونية الزراعية بالخرج في المملكة العربية السعودية.

# Analysis of Cooperatives Performance in Sample Observations From AL-Kharj Area, Saudi Arabia

**Dr. Mohammed A. O. Ibnouaf**
**Ahmad Mohammad Ali Abu El-Izz**

## Abstract

This research aims at analyzing the role of agricultural cooperatives in agricultural development in the Kingdom of Saudi Arabia. The Agricultural Cooperative at Al-Kharj area was selected as a case study. The role of Al-Kharj cooperative in developing the activities of its members, and the factors affecting the financial status of the cooperative during the period 1982-1999 were analyzed. The study relied on secondary data regression analysis in linear, semi log., and double log., forms were used. Also (t-test) and some performance indicators were utilized to assess the economic and financial status of the agricultural cooperative. The results indicated that the cooperative membership and capital increased by 1.1% and 9.35%, respectively, the economic activities of the cooperative had decreased during the studied period. Also there was an annual decrease of 1.01%, 12.9%, 2% and 0.97% in the cooperative financial reserve, total

revenue, total payments and assets respectively over the study period.

There were significant differences in the economic activities of Al-Kharj Cooperative, between the two studied periods (1982-1993 and 1994 -1999). By the beginning of the second period in 1994, the financial and economic activities, the rate of surplus, the ratio of surplus to invested capital, invested the liquidity rate, the assets coverage ratio and the returns of the cooperative started to decrease. Also, the rate of return decreased by 13%, and the member share from the return to the transactions with the cooperative and net surplus decreased by 14%. On the other hand, since 1990 the member's annual share in the social services increased by 1.4%. The research results also showed that while there was, to some extent, stability in the number of the cooperative members, value of the services provided by the cooperative and cooperative's assets, there was no stability in the cooperative capital and total revenue.

The research provided some recommendations such as the importance of diversifying the services and activities of the cooperative, making use of the government support to improve the cooperative financial and economic situation and opening marketing channels and outlets to sell the members agricultural products.

## المراجع

[ ١ ] الأجهوري، صباح عبد المنعم حسن علي، (دراسة تحليلية اقتصادية لأهم العوامل المؤثرة على الكفاءة الاقتصادية للجمعيات التعاونية الزراعية بمنطقة الدشودي)، رسالة ماجستير، قسم الاقتصاد الزراعي، كلية الزراعة، جامعة الإسكندرية، جمهورية مصر العربية، (١٩٨٨م).

[ ٢ ] جمعية الخرج الزراعية، (سجلات الجمعية)، الخرج، المملكة العربية السعودية، (١٩٨٢م).

[ ٣ ] الحمودي، خالد بن عبد الرحمن، وعصام عبد اللطيف أبو الوفا، وأحمد حمدي رياض نور الدين، (دراسة تحليلية لقياس كفاءة الجمعيات التعاونية الزراعية بالمنطقة الوسطى بالمملكة العربية السعودية)، مجلة اتحاد الجامعات العربية للدراسات والبحوث الزراعية، المجلد (٢) العدد (١)، جامعة عين شمس، (١٩٩٤م).

[ ٤ ] خليل، محمد عبد الودود، (محاضرات في الإطار العام لاقتصاديات التعاون)، دار المعارف، الإسكندرية، جمهورية مصر العربية، (١٩٨٦م).

[ ٥ ] سمير، محمد عبد العزيز، (اقتصاديات الاستثمار، التمويل، التحليل المال، مدخل في التحليل واتخاذ القرارات)، مؤسسة شباب الجامعة للطباعة والنشر والتوزيع، الإسكندرية، جمهورية مصر العربية، (١٩٨٦م).

[ ٦ ] عبد الغفار، حنفي، (الإدارة المالية)، الدار الجامعية للطباعة والنشر والتوزيع، مصر، (١٩٨٦م).

[ ٧ ] محمد، سماح كامل، (دراسة تحليلية لبعض العوامل الاقتصادية والاجتماعية التي تؤثر في إدارة الجمعيات التعاونية الزراعية في جمهورية مصر العربية)، رسالة ماجستير، قسم الاقتصاد الزراعي، كلية الزراعة، جامعة عين شمس، القاهرة، مصر، (١٩٨١م).

[ ٨ ] منظمة الأغذية والزراعة (FAO) التابعة للأمم المتحدة، (الكفاءة الإدارية للجمعيات التعاونية الزراعية في الدول النامية)، المكتب الإقليمي للشرق الأدنى، القاهرة، جمهورية مصر العربية، (١٩٧٦م).

[ ٩ ] وزارة التخطيط، الكتاب الإحصائي السنوي، العدد الثاني والثلاثون، مصلحة الإحصاءات العامة، الرياض، المملكة العربية السعودية، (١٩٩٦م).

[ ١٠ ] وزارة العمل والشئون الاجتماعية، (اللائحة الأساسية للجمعية التعاونية)، الإدارة العامة للتعاون، الرياض، المملكة العربية السعودية، (١٣٨٢هـ الموافق ١٩٦٢م).

[ ١١ ] وزارة العمل والشئون الاجتماعية، (التعاون في المملكة العربية السعودية)، وكالة الوزارة للشئون الاجتماعية، نشرة تعريفية عن التعاون بالمملكة، الإدارة العامة للتعاون، الرياض، المملكة العربية السعودية، (١٩٨٩م).

[ ١٢ ] وزارة المالية والاقتصاد الوطني، (نظام الجمعيات التعاونية ولائحة إعانة الجمعيات التعاونية)، الصادرة بقرار مجلس الوزراء رقم ٢٩٧ بتاريخ ١٣٨٢/٦/١٦هـ الموافق ١٩٦٢م، المتوج بالمرسوم الملكي ٢٦ بتاريخ ١٣٨٢/٦/٢٥هـ الموافق ١٩٦٢م، الطبعة الأولى، مطابع الحكومة الأمنية، الرياض، المملكة العربية السعودية، (١٩٧٨م).

[ ١٣ ] وزارة المالية والاقتصاد الوطني، (الكتاب الإحصائي السنوي)، العدد السادس عشر، مصلحة الإحصاءات العامة، الرياض، المملكة العربية السعودية، (١٩٨٠م).

[ ١٤ ] وزارة الزراعية والمياه، (الكتاب الإحصائي الزراعي السنوي)، أعداد متفرقة، إدارة الدراسات الاقتصادية والإحصاء، العدد الثامن، الرياض، المملكة العربية السعودية، (١٩٩٤م)، (١٩٩٧م)، (١٩٩٨م).

[ ١٥ ] Apthorpe, Raymond, Rural Cooperatives and Planned Change in Africa: An Analytical Overview, Geneva, United Nations Research Institute for Social Development, (1972).

[ ١٦ ] SAS Institute Inc., SAS User's Guide Statistics, USA, (1992).

[ ١٧ ] Widstrand, Carl, Cooperatives and Rural Development in East Africa, The Scandinavian Institute of African Studies, African Publishing Cooperation, New York, U.S.A. (1970).

# العلاقة بين كمية النقود والناتج المحلي الإجمالي في دولة قطر: دراسة تطبيقية باستخدام التكامل المشترك والعلاقة السببية

**د.خالد بن حمد بن عبد الله القدير**
أستاذ مساعد، قسم الاقتصاد، كلية العلوم الإدارية
جامعة الملك سعود

## ملخص البحث

هدف البحث إلى دراسة العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي وكمية النقود في دولة قطر باستخدام منهجية قرينجر واختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ وذلك لتحديد اتجاه العلاقة بين المتغيرين في الأجل الطويل والقصير. وقد دل اختبار التكامل المشترك على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الناتج وكمية النقود. كما وضح اختبار السببية أن هناك علاقة سببية في الأجل القصير والطويل تتجه من الناتج إلى كمية النقود وليس العكس. وبناءً على نتيجة اختبارات السببية نستنتج أن التغيرات في كمية النقود لا تساعد في تفسير التغيرات في الناتج، بينما تساعد التغيرات في الناتج في تفسير التغيرات في كمية النقود في الأجلين القصير والطويل. وهذه النتيجة تتوافق مع النظرية الكينزية التي تعتقد أن الناتج يحدد كمية النقود. وعليه فإن كمية النقود لا يمكن استخدامها كأداة للسياسة الاقتصادية للتأثير على المتغيرات الاقتصادية الحقيقية في الاقتصاد القطري.

# The Relationship between the Quantity of Money and Gross Domestic Product in the State of Qatar: Testing for Co integration and Causality

**Khalid H. A. Al-Qudair**
Assistant Professor, Department of Economics, College of Administrative Sciences
King Saud University, Riyadh, Saudi Arabia

## Abstract

This study examines the causal relationship between Gross Domestic Product and money supply in the state of Qatar using Granger causality techniques, Cointegration, and Error Correction Models in order to determine the direction of the causal relationship in both long and short runs. The cointegration test indicates the existence of a long run equilibrium between Gross Domestic Product and money supply. The causality test indicates that there is a causal relationship from output to money in both the long run as well as in the short run but not the opposite. This result suggests that output is determined by real factors which is consistent with the Keynesians proposition of the endogeneity of money supply. Therefore, the quantity of money can not be used as a policy instrument to affect the real variables.

## العلاقة بين كمية النقود والناتج المحلي الإجمالي:
## دراسة تطبيقية باستخدام التكامل المشترك والعلاقة السببية

### مقدمة

يعتبر الجدل الاقتصادي حول دور كمية النقود في النشاط الاقتصادي خصوصاً دورها في التأثير على المتغيرات الحقيقية والاسمية من أهم المواضيع الاقتصادية المثيرة للجدل. ويتركز الجدل حول مدى تأثير النقود على الناتج من جهة، وعلى الأسعار من جهة أخرى. ويرجع هذا الجدل الاقتصادي إلى القرن الثامن عشر حول حياد النقود. وازداد الجدل بعد نشر كتاب النظرية العامة للعمالة والفائدة والنقود لكينز (١٩٣٦) بين الكينزين والاقتصاديين التقليديين حتى يومنا الحاضر. ويمكن القول أن التقليديين والكينزين يختلفون اختلافاً جذرياً في نظرتهم للعلاقات الاقتصادية الكلية. فالنظرية الكينزية تركز على محددات الطلب الكلي، وتبرز أهمية دور الإنفاق الحكومي في ملء الفجوة بين الطلب والعرض الكليين. وترتكز فعالية السياسة المالية على دالة الاستهلاك وحجم المضاعف. في حين أن دور النقود محدود جداً في إعادة التوازن في ظل افتراض كينز بوجود مصيدة السيولة وإمكانية عدم مرونة الاستثمار لسعر الفائدة. ولكن يعتقد الكينزيون أن التغيرات الموجبة في الدخل تؤدي إلى زيادة الطلب على النقود لغرض المعاملات مما يؤدي إلى زيادة كمية النقود. أي أن اتجاه السببية يأتي من الدخل إلى كمية النقود دون أي تأثير عكسي من النقود على الدخل. ومن ناحية أخرى، يعتقد النقديون أن التغيرات في كمية النقود تؤدي إلى تغيرات متوقعة على الدخل النقدي لاستقرار دالة الطلب على النقود التي يعتقد فريدمان أنها أكثر الدوال استقراراً.

وقد تم القيام بعدد من الدراسات التطبيقية لاختبار العلاقة بين كمية النقود والدخل أعطت نتائج متباينة.

وستقوم هذه الدراسة باختبار العلاقة السببية بين كمية النقود والناتج المحلي الإجمالي في دولة قطر نظراً لأهمية المتغيرين ودورهما الفعال في توجيه السياسات الاقتصادية. ويتميز الاقتصاد القطري شأنه في ذلك شأن اقتصادات دول مجلس التعاون الخليجي الأخرى باعتماده على صادرات النفط والغاز، والدور الفعال الذي يقوم به الإنفاق الحكومي في توجيه مسار الاقتصاد. وقد بلغ معدل النمو ٤٥%، ٣,٦- %، ٩%، عام ٢٠٠٠م،٢٠٠١م، ٢٠٠٢م على التوالي مما يعني وجود تقلبات حادة في الاقتصاد القطري. في حين بلغ معدل نمو عرض النقود ٦,٥% ، ١٧,٣% ، ٢٠,٥%، وبلغت معدلات التضخم ١,٧% ، ١,٤% و١% في نفس الأعوام مما يعني فعالية المصرف المركزي القطري في المحافظة على استقرار الأسعار في نفس الفترة. ولذلك فإن بحث العلاقة السببية بين كمية النقود والناتج المحلي الإجمالي يعتبر مهما من أجل الاستخدام الأمثل للسياسات المالية والنقدية لتقليل التقلبات في معدل النمو والمحافظة على استقرار الأسعار.

و سيكون ترتيب البحث على النحو الآتي: المبحث الثاني سيتحدث عن التأصيل النظري للعلاقة بين كمية النقود والدخل. المبحث الثالث سوف يستعرض عدداً من الدراسات التطبيقية السابقة. ويعرض المبحث الرابع للمنهجية التي سيتم استخدامها لتحديد العلاقة بين كمية النقود والدخل. وفي المبحث الخامس يتم عرض أهم نتائج الدراسة التطبيقية. ويقدم المبحث السادس ملخصاً للدراسة وأهم النتائج والتوصيات.

## المبحث الثاني
## التأصيل النظري للعلاقة بين كمية النقود والدخل

يعود الجدل حول علاقة النقود بالنشاط الاقتصادي إلى عصر التجاريين وربما قبل ذلك. حيث تطرق التجاريون إلى علاقة النقود بالنشاط الاقتصادي من خلال نظرية كمية النقود (Quantity Theory of Money) والتي تربط بين التغيرات في كمية النقود والمستوى العام للأسعار.

ويعتبر (Thomas Mun, 1630) من أوائل الكتاب الذين أشاروا إلى أن زيادة كمية المعدن النفيس ستؤدي إلى زيادة في الأسعار المحلية نسبة إلى أسعار الدول الأخرى. (John Locke, 1691)، (David Hume, 1752)، (David Ricardo,1880)، و(John Stuart Mill, 1848) من بين آخرين، أعادوا صياغة العلاقة بين كمية النقود والأسعار فيما يعرف بكمية النقود التقليدية والتي تؤكد أن الأسعار تتغير بنفس النسبة التي تتغير بها كمية النقود المتداولة. وقد استقرت هذه العلاقة النسبية بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار في الكتابات التقليدية والمعروفة بحياد النقود (Neutrality of Money) وهو أن التغير في كمية النقود لن يؤدي إلى أي تأثير على المتغيرات الحقيقية، وإنما يؤدي إلى تغييرات نسبية في مستوى الأسعار. ويلاحظ أن التقليديين في تأكيدهم على هذه العلاقة النسبية بين كمية النقود والأسعار يفترضون أن النقود يجب أن تنفق ولا يحتفظ بها. فالنقود المنفقة تؤدي إلى تغيرات نسبية في الأسعار بينما النقود المكتنزة لا تؤثر على الأسعار (Mill, 1848). بالرغم من أن ( Locke (1691) و Hume(1752) يعتقدون بصحة نظرية كمية النقود في صورتها البسيطة، إلا أن بعض التجاريين

يعتقدون أن التجارة الداخلية تعتمد على كمية النقود وأن زيادة كميتها ضرورية لزيادة توظيف اليد العاملة (John Law,1705) ويعتقد كذلك أن زيادة عرض النقود تخفض تكلفة الاقتراض مما يزيد الأرباح والمبيعات دون زيادة الأسعار. وهذه الفكرة تتعارض تماما مع نظرية كمية النقود، ولكنه يرى أهمية الزيادة التدريجية لكمية النقود حتى لا تؤثر على مستوى الأجور والأسعار الذي يتحدد بحجم الرصيد من المعادن النفيسة. وفي موضع أخر يشير إلى أنه لا يكفى الاعتماد على النقود المعدنية فقط، بل يمكن كذلك إصدار الأوراق النقدية والمدارة بشكل مناسب من أجل زيادة حجم التجارة الداخلية (John Law,1705). وحتى في ظل وجود النقود الذهبية، فإن (Cantillon,1755) أشار إلى أن زيادة إنتاج المعادن النفيسة المحلية سيؤدي أولا إلى زيادة دخول من يعملون في ذلك القطاع، ثم زيادة الإنفاق على السلع الاستهلاكية، وهذا سيؤدي إلى رفع أسعار المواد الغذائية وزيادة أرباح المزارعين ومن ثم تخفيض الأجور الحقيقية؛ وهذا بدوره يؤدي إلى زيادة الأجور النقدية التي تؤدي إلى زيادة الإنفاق ومن ثم الأسعار. وعليه، فإن التجاريين كانوا مدركين للتأثير الممكن للنقود على النشاط الاقتصادي والآثار التوزيعية لها. وتعتبر معادلة التبادل لـ (Irving Fisher, 1911) (MV=PT) والتي تعبر عن العلاقة بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار عند التقليديين أشهر الصيغ الرياضية المعروفة والتي ترجع صياغتها الأولى إلى (Newcomb, 1886). حيث تعبر M عن كمية النقود و V عن سرعة دوران النقود التي تتحدد بعوامل سلوكية وتقنية، و P عن المستوى العام للأسعار، و T عن حجم المبادلات. وقد اختزلوا المعادلة إلى علاقة بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار مفترضين ثبات الناتج عند التوظف الكامل وثبات سرعة دوران النقود. وكذلك صياغة مدرسة كامبردج للأرصدة النقدية (M=KY) لـ (Pigou, 1917)،

و(Marshall, 1923)، و(Keynes, 1923) حيث k نسبة التفضيل النقدي، و Y الدخل النقدي.

وكما هو واضح في كتابات (David Hume, 1752)، وغيره من الكتاب التقليديين فإن العلاقة النسبية بين كمية النقود والأسعار هي علاقة في الأجل الطويل، ولكن في الأجل القصير تؤدي الزيادة في كمية النقود إلى التأثير على المتغيرات الحقيقية مثل الدخل والتوظيف. وقد عبر عن ذلك بوضوح (Fisher, 1911) عندما وصف العلاقة النسبية بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار، بافتراض ثبات سرعة دوران النقود والتي تعتمد على عوامل تقنية ومؤسسية، وثبات الناتج عند التوظف الكامل كما هو الافتراض التقليدي، بأنها العلاقة الطبيعية (الأجل الطويل)، ولكن في حال الانتقال من توازن نقدي إلى آخر وهي ما دعاها الفترات الانتقالية (Transition Periods)، فإن العلاقة لن تكون نسبية بين كمية النقود والأسعار.

وقد رفض كنز نظرية كمية النقود في الأجل القصير محور التحليل الكنزي وذلك لأن نظرية كمية النقود تعتمد على ثلاث افتراضات:

- أن الطلب على النقود لغرض المضاربة = صفر عند التوازن.
- ثبات الناتج عند مستوى التوظف الكامل.
- افتراض ثبات سرعة دوران النقود.

وهذه الافتراضات لا تنطبق في عالم يسوده عدم التأكد وتنتشر فيه البطالة.

وقد تبنى النقديون نظرية كمية النقود التقليدية معتقدين أن التغيرات في كمية النقود الاسمية تؤدي إلى تقلبات في الناتج والعمالة في الأجل القصير والى تأثير على الأسعار في الأجل الطويل.

واستمر الجدل حول صحة نظرية كمية النقود التقليدية واستنتاجاتها، حيث يختلف رأي Post Keynesian عن رأي المدرسة التقليدية المتعلق بنظرية كمية النقود، بل إنهم أكثر وضوحا من رأي كنز في النظرية العامة. فقد أعادوا تفسير النظرية العامة لكنز في عدة جوانب ومنها ما يتعلق بالاقتصاد النقدي وعدم حياد النقود. فالهدف النهائي للنشاط الاقتصادي في الاقتصاد الحديث هو توليد النقود (Making money). ويوضح Minsky (1977) ذلك بأنه في اقتصاد تتحدد فيه النقود الورقية المعروضة من خلال النظام البنكي القائم على الإقراض بحجم النشاط الاقتصادي ( أي أن النقود تتحدد داخل النظام)، فإن الزيادة في كمية النقود تؤدي إلى زيادة الاستثمار ومن ثم زيادة كمية النقود مرة أخرى. و يعتقد Moore(1988) and Wary (1990,1992a,1992b) أن البنك المركزي في الاقتصاد الحديث لا يتحكم في كمية النقود وأن عرض النقود يتكيف مع الطلب على الائتمان. فحين تقوم المنشات بالاقتراض من البنوك الخاصة، يؤدي ذلك إلى انخفاض الاحتياطيات الإضافية للبنوك فتلجأ البنوك الخاصة إلى البنك المركزي الذي يقوم بزيادة عرض النقود لمواجهة الزيادة في الطلب على الائتمان خوفا من انهيار النظام البنكي. ولذلك،فإن وظيفة البنوك في الاقتصاد الحديث هو تمويل قطاع الأعمال، وهذا الطلب هو الذي يحدد عرض النقود وليست السلطات النقدية. إن الزيادة في الإنفاق الاستثماري سواءً على رأس المال الحقيقي أو الأصول المالية أو غيرها يتطلب استجابة المؤسسات التمويلية لتلك الزيادة في الطلب على الائتمان (ويلاحظ عدم التفريق بين الطلب على النقود والطلب على الائتمان)، وهذا بدوره يؤدي إلى زيادة عرض النقود. وهذه الزيادة في الطلب على النقود، سيقابلها دائما زيادة مماثلة في عرض النقود بدون التأثير على سعر الفائدة إلا إذا لم يستجب البنك المركزي للزيادة في الطلب. وهذا يعني أن البنك المركزي يتحكم

في سعر الفائدة ولكن لا يسيطر على كمية النقود. وتعتمد كمية النقود المعروضة من قبل البنك المركزي على معدلات الربح المتوقعة من قبل المؤسسات الخاصة. ولذلك، فإن كلا من الطلب وعرض النقود يعتمدان على معدلات الربح المتوقعة للقطاع الخاص. وعليه، فإنه في هذا النموذج الذي يكون فيه عرض النقود متغيرا يتحدد داخل النموذج، فإن السياسة النقدية فعالة في التأثير على المتغيرات الحقيقية (النقود غير محايدة) وهذا يعود إلى طبيعة النقود في الاقتصاد الحديث الذي تلعب فيه البنوك التجارية دورا مركزيا، وأن التغيرات في كمية النقود ستؤثر على المتغيرات الحقيقية وبصورة مستمرة إلى الأجل الطويل . وهذه النتيجة تختلف عن دور النقود عند النقديين الذين يعتقدون بأن التغيرات في كمية النقود الاسمية تؤدي إلى تقلبات في الناتج والعمالة في الأجل القصير والى تأثير على الأسعار في الأجل الطويل.

## المبحث الثالث

## الدراسات التطبيقية السابقة

تعتبر دراسة (Friedman, M. and Schwartz, A,1963) و and (Friedman, M. Meiselman, D., 1963) أولى الدراسات الإحصائية التطبيقية التي تتبعت العلاقة بين كمية النقود والناتج. فقد بين (Schwartz Friedman) and دراستهما للتاريخ النقدي للولايات المتحدة (1867-1960م) دور النقود في الدورات الاقتصادية، وعلى وجه الخصوص فقد عزيا الانكماش الحاد إبان أزمة الكساد الكبير من (1929-1933م) إلى الانخفاض الحاد في عرض النقود خلال نفس الفترة. وفي دراسة (Meiselman and Friedman) تم التركيز على اختبار

الجدل النقدي - الكينزي حول فعالية السياستين المالية والنقدية من خلال الافتراض الكينزي باستقرار العلاقة بين الدخل و الاستهلاك والافتراض النقدي باستقرار دالة الطلب على النقود. حيث قاما باختبار النظريتين باستخدام بيانات للولايات المتحدة لعدة فترات زمنية عن طريق اختبار انحدار بين الإنفاق الاستهلاكي- بافتراض ثبات مضاعف الاستهلاك - والإنفاق الاستثماري والحكومي، وفي معادلة انحدار أخرى تم اختبار العلاقة بين الإنفاق الاستهلاكي وكمية النقود - بافتراض استقرار سرعة دوران النقود. وكانت النتيجة التي تم التوصل إليها أن النموذج النقدي الذي يربط بين الإنفاق وكمية النقود يقدم وصفاً أفضل لكيفية تحديد الإنفاق الكلي وأقوى من النموذج الكينزي. ورد الكينزيون أن النموذج الكينزي لا يمكن اختزاله في معادلة واحدة وأن إغفال المعادلات والمتغيرات الأخرى يعطي نتائج غير موثوقة. وفي عام 1968م قام (Andersen and Jordan) من البنك الاحتياطي الفدرالي في St. Louis بنشر النسخة الأولى مما يعرف بنموذج " St Louis ". وكان الهدف من النموذج اختبار الفرضية الكينزية بقوة تأثير السياسة المالية نسبة إلى السياسة النقدية على الناتج القومي الإجمالي الاسمي. ويختلف هذا النموذج عن نموذج (Meiselman Friedman) and لأنه يسمح باختبار آثار السياستين المالية والنقدية الحالية والمتباطئة معاً. ولم يجدا أي تأييد للفرضية الكينزية بفعالية السياسة المالية باستخدام عدة مقاييس للسياسة المالية، بينما السياسة النقدية ممثلة بالتغيرات في عرض النقود أقوى وأسرع تأثيراً على الإنفاق الكلي من السياسة المالية. واعتبر هذا النموذج تأييداً آخر للنموذج النقدي. وفي دراسة (Brunner and Meltzer, 1976) أوضحا أن تمويل الزيادة في الإنفاق الحكومي عن طريق زيادة عرض النقود سيؤدي إلى زيادة الإنفاق الكلي وبالتالي زيادة الدخل النقدي التي تؤدي في البداية إلى زيادة

الدخل الحقيقي وفي النهاية إلى زيادة الأسعار. وعلى وجه العموم يعتقد النقديون أن هناك علاقة مستقرة بين معدل نمو عرض النقود والدخل النقدي من خلال التغيرات في الإنفاق الكلي. ولكن تعتبر دراسة (Sims, 1972) أولى الدراسات التي طبقت منهجية قرينجر للعلاقة السببية حيث طور اختبار السببية ومن ثم طبقه على العلاقة بين كمية النقود والناتج للولايات المتحدة. وقد توصل إلى أن كمية النقود تساعد في تفسير الناتج وليس العكس أي أن اتجاه السببية من كمية النقود إلى الناتج متفقاً مع فريدمان والنقديين. ولكن قام (Williams, 1976 and Gowland, Goodhart,) بتطبيق نموذج Sims على المملكة المتحدة وتوصلوا إلى أن اتجاه السببية يأتي من الناتج إلى كمية النقود عكس ما توصل إليه Sims، وهذا يعتبر تأييداً للنموذج الكينزي. قام (Sims,1980) بدراسة أعمق للعلاقة بين كمية النقود والناتج، وكانت النتيجة التي توصل إليها مطابقة لما توصل إليه في دراسته (1972م) أن التغيرات في نمو عرض النقود تؤثر في نمو الناتج. وقد وضحت دراسة (Stock and Watson, 1989) للفترة (1960-1985م) للولايات المتحدة للعلاقة بين كمية النقود ممثلة بـ (M1) والناتج أن التغيرات في كمية النقود تؤدي إلى إحداث تغيرات في الناتج. ولكنهما لاحظا أن استبعاد اتجاه الزمن من السلسلة الزمنية لكمية النقود (M1) ضروري من أجل تحقيق العلاقة السببية بين المتغيرين. ولكن (Friedman, B. and Kuttner, K., 1992, 1993) استخدما نفس المنهجية التي استخدمها(Stock and Watson,1989) مع تمديد الفترة الزمنية إلى 1990م حيث لاحظا أن العلاقة بين كمية النقود والناتج أصبحت أقل قوة مع زيادة الفترة الزمنية. ومن جهة أخرى، وجدا أن القوة التفسيرية لسعر الفائدة أقوى تأثيراً من كمية النقود في تفسير التغيرات في الناتج. وبالنسبة للدول النامية، فقد اختبر (Abbas, 1991) العلاقة السببية بين النقود في

بعض الدول الآسيوية ووجد أن هناك علاقة ذات اتجاهين بين النقود والدخل في كل من: باكستان وماليزيا وتايلاند. ووجدت دراسة (Kalumia and Yourogou, 1997) للعلاقة السببية بين النقود والدخل لخمس دول في غرب أفريقيا علاقة سببية قوية بين النقود والدخل تتجه من النقود إلى الدخل مما يعني عدم حياد النقود. كما أوضحت دراسة (Tan and Baharumshah, 1999) للعلاقة السببية بين النقود، والناتج، والأسعار في ماليزيا أن النقود غير محايدة في الأجل القصير مما يعني أن هناك علاقة تتجه من كمية النقود إلى الناتج وليس العكس. وفي دراسة (Hussain and Abbas, 2000) للعلاقة السببية بين النقود والدخل والأسعار في باكستان تبين أن العلاقة السببية تتجه من الدخل إلى النقود وليس العكس مما يشير إلى أن العوامل الحقيقية وليست الاسمية تلعب دوراً مؤثراً في نمو الدخل القومي في باكستان.

ستقوم هذه الدراسة باختبار الفرضية النقدية بوجود علاقة مستقرة بين عرض النقود والدخل الإجمالي النقدي في قطر باستخدام منهجية التكامل المشترك والعلاقة السببية.

## المبحث الرابع
## منهجية البحث

تتعلق العلاقة السببية بين متغيرين ($Y_t$ و$X_t$) في تحليل السلاسل الزمنية والمعروفة بسببية قرينجر (Granger causality) بأهمية المعلومات الماضية لأحد المتغيرين في التنبوء بقيمة الآخر. فإذا كانت $Y_t$ تسبب $X_t$ حسب مفهوم قرينجر فإن $Y_t$ تساعد في التنبؤ بقيمة $X_t$ إذا كانت قيم المعاملات المتباطئة لـ $Y_t$ معنوية

إحصائياً. وحسب (Granger, 1969, 1980) ، إذا كانت القيم الماضية للسلسلة الزمنية ($Y_t$) تحتوي معلومات تساعد في التنبؤ بقيمة $X_t$ وهذه المعلومات غير موجودة في أي سلسلة زمنية أخرى في النموذج، فإن $Y_t$ تسبب $X_t$. وهذا يعني أن التغيرات في $Y_t$ يجب أن تحدث قبل التغيرات في $X_t$. ولذلك فإن وجود القيم الحالية والماضية لـ $Y_t$ إضافة للقيم الماضية لـ $X_t$ يزيد من القدرة التفسيرية للنموذج. وقد تكون السببية ثنائية بأن تتحدد قيمة كل متغير بقيمه الماضية إضافة للقيم الماضية للمتغير الآخر وهذا يعني أن هناك سببية من اتجاهين. و ينبغي ملاحظة أن عبارة $Y_t$ تسبب Xt لا تعني أن $X_t$ أثر أو نتيجة لـ $Y_t$ حتى لو تمت ملاحظة أن التغير في $X_t$ حدث بعد تغير $Y_t$ لأنه قد يكون التغير الذي حدث في كلا المتغيرين بسبب متغير ثالث (Enders, 1995).

ويتطلب اختبار العلاقة السببية بين السلاسل الزمنية الخطوات التالية:

**أولاً: تحليل السلاسل الزمنية:**

يعتبر تحليل السلاسل الزمنية مهماً للتأكد من سكون السلاسل الزمنية موضع الدراسة قبل إجراء أي اختبار للعلاقة السببية من خلال اختبارات جذر الوحدة وتحديد درجة تكامل السلاسل الزمنية. وقد وضحت عدد من الدراسات ومنها دراسة (Nelson and Polsser, 1982) أن أغلب السلاسل الزمنية تحوي جذر الوحدة، وكذلك بينت الدراسات التي قام بها و(Stock and Watson, 1989) أن مستويات تلك السلاسل الزمنية غير مستقرة. ويعني وجود جذور الوحدة في أي سلسلة زمنية أن متوسط وتباين المتغير غير مستقلين عن الزمن. ويؤدي وجود جذر الوحدة في السلاسل الزمنية إلى وجود ارتباط زائف ومشاكل في التحليل والاستدلال القياسي (RAO, 1994).

وهناك عدة اختبارات لاختبار سكون السلاسل الزمنية منها طريقة (Phillips and Perron , 1988) لاختبار استقرار السلاسل الزمنية والذي يختلف عن اختبار دكي- فولر البسيط والمركب أنه لا يحتوي على قيم متباطئة للفروق والذي يأخذ في الاعتبار الارتباط في الفروق الأولى في السلسلة الزمنية باستخدام التصحيح غير المعلمي (nonparametric correction)، ويسمح بوجود متوسط لا يساوي صفر واتجاه خطي للزمن (zero mean and deterministic linear time . trend)

$$\Delta Y_t = \mu_1 + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{.....(1)}$$

$$\Delta Y_t = \mu_2 + 0_t t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{.....(2)}$$

حيث $\Delta$ الفروق الأولى، $Y_{t-1}$ القيم المتباطئة للمتغير محل الدراسة لفترة واحدة، و t محدد لاتجاه الزمن، $\varepsilon_t$ متغير عشوائي. ويتضمن اختبار P-P اختبار- t لقيمة $\rho$. حيث يتم اختبار فرضية العدم بعدم استقرار السلسلة الزمنية في مستوياتها( $\rho = 0$)، مقابل الفرضية البديلة باستقرار السلسلة الزمنية ( $\rho < 0$). وعندما تكون قيمة $\rho$ معنوية وسالبة فهذا يعني رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة باستقرار السلسلة الزمنية.

وتعتبر كثير من السلاسل الزمنية غير مستقرة في مستوياتها، ولكن هذه السلاسل الزمنية غير المستقرة يمكن أن تكون متكاملة تكاملاً مشتركاً إذا كانت درجة تكاملها واحدة وكان هناك توليفة خطية يمكن اختبار استقرارها.

**ثانياً: اختبار التكامل المشترك:**

حينما تكون السلاسل الزمنية ساكنة و درجة التكامل بينها واحدة، يمكن استخدام طريقة التكامل المشترك كما اقترحها (Engle-Granger , 1987) لاختبار وجود التوازن طويل الأجل بين السلاسل الزمنية غير المستقرة في مستوياتها. يوجد تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية غير الساكنة (متكاملة من الدرجة الأولى)، I(1)، إذا كان هناك توليفة خطية من السلاسل متكاملة من الدرجة صفر I(0). وهذا يعني أن السلاسل الزمنية موضع الدراسة لها علاقة توازنية في الأجل الطويل على الرغم من وجود اختلال في الأجل القصير. ويعتبر اختبار التكامل المشترك اختبار لوجود علاقة توازنية مسلم بها في النظرية الاقتصادية ولصحة توصيف النموذج (Perman, 1991). يتم اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات محل الدراسة باستخدام طريقة (Engle-Granger , 1987) ذات الخطوتين بتقدير المعادلة التالية والتي تسمى انحدار التكامل المشترك (co-integrating regression) باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS):

$$Y_t = a + \beta X_t + \varepsilon_t \quad \text{.....(3)}$$

ثم اختبار سكون البواقي $e_t$ باستخدام اختبار فيلبس– بيرون (Phillips and Perron, 1988) المعادلة (1). فإذا كانت الاختبارات تدل على سكون البواقي $e_t$، بحيث تكون البواقي متكاملة من الدرجة صفر، I(0)، فهذا يعني وجود تكامل مشترك بين $Y_t$ و$X_t$ ونستنتج وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين.

**ثالثاً: اختبارات السببية:**

أشار قرينجر (1988م) أنه إذا كانت هناك سلسلتان زمنيتان متكاملتان، فلا بد من وجود سببية - قرينجر على الأقل في اتجاه واحد. المتغير $Y_t$ يسبب $X_t$

حسب مفهوم قرينجر ($X_t \leftarrow Y_t$)، إذا كان يمكن توقع قيمة $X_t$ بدقة أكبر باستخدام القيم الماضية لـ $X_t$ إضافة إلى القيم الماضية لـ $Y_t$ بدلاً من استخدام القيم الماضية لـ $X_t$ فقط.

فإذا كانت قيمة الاختبار الإحصائي (F) أكبر من القيمة المحسوبة، عندئذ يتم رفض فرضية $Y_t$ تسبب $X_t$ حسب مفهوم قرينجر.

ومن أجل اختبار هل $X_t$ تسبب $Y_t$ تتم إعادة نفس الخطوات السابقة بتقدير معادلة لـ $X_t$ على قيمها الماضية إضافة للقيم الحالية والماضية لـ $Y_t$.

**رابعاً- العلاقة في الأجل القصير ونموذج تصحيح الخطأ:**

يتم اختبار العلاقة قصيرة الأجل بين $Y_t$ و$X_t$ باستخدام السببية ونموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM) ويتطلب اختبار السببية تقدير المعادلتين التاليتين بطريقة المربعات الصغرى (OLS):

$$Y_t = a_0 + \sum_{j=1}^{n} a_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{m} \beta_i X_{t-i} + U_t \quad \text{.....(4)}$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} a_j Y_{t-j} + V_t \quad \text{.....(5)}$$

بعد التأكد من سكون البواقي عن طريق إجراء اختبارات جذر الوحدة، بحيث تكون البواقي متكاملة من الدرجة صفر، I(0)، والذي يعني وجود تكامل مشترك بين $Y_t$ و$X_t$ يتم بعد ذلك إجراء اختبار F- لاختبار المعنوية الإحصائية للمعالم المتباطئة للمتغير المستقل $X_t$ على المتغير التابع $Y_t$ في ظل وجود قيمه المتباطئة للمعادلة (4)، وكذلك إجراء اختبار F لاختبار المعنوية الإحصائية للمعالم

المتباطئة للمتغير المستقل ($Y_t$) على المتغير التابع $X_t$ في ظل وجود قيمه المتباطئة للمعادلة (5).

وحسب مفهوم قرينجر، يتم اختبار العدم $X_t$ لا تسبب $Y_t$ في المعادلة (4) إذا كانت:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \ldots. = \beta_m = 0.$$

مقابل الفرضية البديلة $X_t$ تسبب $Y_t$ إذا كانت:

$$H_a: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \ldots. = \beta_m > 0.$$

يتم اختبار العدم $Y_t$ لا تسبب $X_t$ في المعادلة (5) إذا كانت:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \ldots. = \alpha_n = 0.$$

مقابل الفرضية البديلة $Y_t$ تسبب $X_t$ إذا كانت:

$$H_a: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \ldots. = \alpha_n > 0.$$

**سببية قرينجر ونموذج تصحيح الخطأ:**

تعتبر طريقة قرينجر أكثر الطرق المستخدمة لاختبار السببية، وقد وضح (Engle-Granger, 1987) ، و(Granger , 1988) كيف يمكن إدخال طريقة قرينجر التقليدية لاختبار السببية في نموذج تصحيح الخطأ (ECM). الميزة الهامة لهذه الطريقة أنها لا تكتشف السببية من خلال طريقة قرينجر فقط، وإنما تكتشف قنوات إضافية من خلال تحليل التكامل المشترك. يعتبر اختبار التكامل المشترك اختباراً لوجود علاقة مستقرة معروفة سلفاً بين المتغيرات محل الدراسة وأن التغيرات التي تحدث فيها مرتبطة في المدى الطويل. ولذلك، إذا كان اختبار

التكامل المشترك يشير إلى وجود علاقة بين متغيرين في الأجل الطويل، فإن السببية يجب أن تكون موجودة على الأقل في اتجاه واحد ولكن هذا لا يمكن دائماً اكتشافه إذا كانت النتائج مبنية على اختبار قرينجر التقليدي للسببية (Granger, 1988). ولكن يمكن تحديد اتجاه العلاقة عن طريق استخدام نموذج تصحيح الخطأ المشتق من التكامل المشترك في الأجل الطويل إذا كان حد الخطأ في النموذج معنوي إحصائياً. إضافة إلى تحديد اتجاه العلاقة بين المتغيرات، فإن نموذج تصحيح الخطأ (ECM) يمكننا من التفريق بين السببية في الأجلين القصير والطويل. اختبار-F للمتغيرات التفسيرية (explanatory variables) في فروقها الأولى يشير إلى العلاقة السببية في الأجل القصير، في حين يمكن الاستدلال على العلاقة السببية في الأجل الطويل من خلال اختبار-t للقيمة المتباطئة لفترة واحدة لحد تصحيح الخطأ.

يمكن اختبار السببية في الأجلين القصير والطويل من خلال تقدير المعادلتين التاليتين بطريقة المربعات الصغرى (OLS):

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{j=1}^{n} a_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta X_{t-i} + \rho_1 e_{t-1} + U_t \quad \text{.....(6)}$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} a_j \Delta Y_{t-j} + \rho_2 e_{t-1} + V_t \quad \text{.....(7)}$$

حيث $\Delta$ الفرق الأول و $e_{t-1}$ حد تصحيح الخطأ يمثل العلاقة طويلة الأجل. إذا كانت معالم حد تصحيح الخطأ معنوية وسالبة، فإن ذلك يدل على وجود علاقة سببية في الأجل الطويل. فإذا كان كلا المعلمين ($\rho_1$ و$\rho_2$) معنويين فهذا يعني وجود علاقة سببية ذات اتجاهين من $Y_t$ إلى $X_t$ ومن $X_t$ إلى $Y_t$ ($X_t \longleftrightarrow Y_t$). في حين إذا

كانت $\rho 2$ فقط معنوية فهذا يعني أن هناك اتجاه واحد للسببية من $Y_t$ إلى $X_t$ ($X_t \leftarrow Y_t$) وهذا يتضمن أن $Y_t$ تقود $X_t$ تجاه التوازن في الأجل الطويل وليس العكس. وتمثل القيم المتباطئة لـ $\Delta Y_t$ و$\Delta X_t$ المتغيرات التفسيرية في النموذج وتشير إلى العلاقة السببية في الأجل القصير. فإذا إذا كانت معالم $\Delta X_t$ في معادلة (6) معنوية باستخدام اختبار -F، فهذا يعني أن $X_t$ تسبب $Y_t$ ($Y_t \leftarrow X_t$)، في حين إذا كانت معالم $\Delta Y_t$ في المعادلة (7) معنوية، فهذا يعني أن $Y_t$ تسبب $X_t$ ($X_t \leftarrow Y_t$) (Abbas, K. ,1991) و(Hussain and Abbas, 2000).

يعتبر اختبار قرينجر حساساً لاختيار الفجوة الزمنية للمتغيرات التفسيرية في معادلات العلاقة السببية. إذا كانت الفجوة الزمنية المختارة أقل من الفجوة الزمنية الصحيحة، فإن تجاهل القيم المتباطئة ذات العلاقة سيؤدي إلى تحيز في النتائج. وإذا كانت الفجوة الزمنية المختارة أكبر من الفجوة الصحيحة، فإن إضافة قيم متباطئة ليس لها علاقة سيؤدي إلى أن تكون قيم المعالم غير ذات كفاءة (inefficient). ومن أجل التغلب على المشاكل المصاحبة لعدم اختيار الفجوة الزمنية الملائمة اقترح (Hsiao,1981) طريقة تعتمد على الجمع بين طريقة السببية لقر ينجر و خطأ التوقع النهائي (final prediction error) لـ (Akaike ,1969).

## المبحث الخامس
## نتائج الدراسة التطبيقية

من أجل اختبار العلاقة السببية بين كمية النقود والناتج المحلي الإجمالي النقدي تم استخدام بيانات سنوية (1970-2001م) للناتج المحلي الإجمالي النقدي (GDP) وكمية النقود (M1) لدولة قطر من الكتاب السنوي للإحصاءات المالية الدولية (IFS)، الإصدار السنوي لعام 1999م وكذلك إصدار مارس 2002م.

**اختبار جذور الوحدة:**

وضحت نتائج تحليل السلاسل الزمنية موضع الدراسة (GDP و M1) لاختبار سكون السلاسل الزمنية واستقرارها عبر الزمن من خلال إجراء اختبارات جذر الوحدة وتحديد درجة تكامل السلاسل الزمنية باستخدام طريقة فيلبس– بيرون (Phillips and Perron,1988) أن السلسلة الزمنية للناتج المحلي الإجمالي وكمية النقود غير مستقرة في مستوياتها ولكنها مستقرة في فروقها الأولى، مما يعني أن السلاسل الزمنية محل الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى I(1) . ويوضح الجدول التالي نتائج تحليل السلاسل الزمنية:

جدول (1): اختبار P-P

| المتغير | اختبار المستوى باتجاه عام | اختبار المستوى بدون اتجاه عام | اختبار الفروق الأولى باتجاه عام | اختبار الفروق الأولى بدون اتجاه عام |
|---|---|---|---|---|
| GDP | 2.69 | 1.93 | 4.45 | 3.37 |
| M1 | 2.27 | 1.62 | 4.57 | 2.83 |

القيم الحرجة:

| | | |
|---|---|---|
| عند مستوى معنوية 1% | 4.29 | 2.64 |
| عند مستوى معنوية 5% | 3.57 | 1.95 |
| عند مستوى معنوية 10% | 3.22 | 1.62 |

وتشير النتائج الموضحة في الجدول أعلاه إلى عدم إمكانية رفض فرضية العدم وذلك لوجود جذر الوحدة للمستويات في السلسلتين الزمنيتين موضع الدراسة عند مستوى معنوية (5%) سواء بوجود اتجاه عام للزمن في السلاسل الزمنية أو في حال عدم وجوده. إضافة إلى ذلك تشير النتائج إلى رفض فرضية العدم لخلو السلاسل الزمنية موضع الدراسة من جذر الوحدة عند فروقها الأولى. ولذلك، فإن الناتج المحلي الإجمالي وكمية النقود متكاملين من الدرجة الأولى I(1).

**اختبار التكامل المشترك:**

نظراً لأن الناتج المحلي الإجمالي وكمية النقود غير ساكنين في مستوياتهما ولكنهما مستقران في فروقهما الأولى مما يعني أنهما متكاملان من الدرجة الأولى يتم اختبار وجود التوازن طويل الأجل بين السلاسل الزمنية غير المستقرة في مستوياتها وأن المتغيرين يتحركان معاً. وهذا يعني أن السلاسل الزمنية موضع الدراسة لها علاقة توازنية في الأجل الطويل على الرغم من وجود اختلال في الأجل القصير. يتم اختبار التكامل المشترك بين المتغيرين باستخدام طريقة أنجل - قرينجر (Engle-Granger,1987) ذات الخطوتين بتقدير المعادلتين التاليتين والتي تسمى انحدار التكامل المشترك (co-integrating regression) باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS):

$$Ln\ (GDP_t) = \alpha + \beta\ Log\ (M_t) + \varepsilon_t \qquad (8)$$

$$Ln\ (M_t) = \alpha + \beta\ Log\ (GDP_t) + \mu_t \qquad (9)$$

ثم اختبار سكون البواقي $e_t$ باستخدام اختبار (Phillips and Perron,1988) P-P المعادلة (1).

الجدول (2): اختبار التكامل المشترك

| الانحدار | نتيجة اختبار P-P لسكون البواقي |
|---|---|
| نتيجة انحدار GDP على M | -2 |
| نتيجة انحدار M على GDP | -2.01 |

القيمة الحرجة الجدولية عند مستوى معنوية 5% تساوي -1.95.

وقد دلت نتيجة اختبار سكون البواقي $e_t$ على خلو البواقي من جذر الوحدة في المعادلتين حيث بلغت القيمة المحسوبة لجذر الوحدة للبواقي أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5%. وعليه فإن البواقي متكاملة من الدرجة صفر،I(0)، وهذا يعني وجود تكامل مشترك بين الناتج وكمية النقود والذي يعني وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين.

**اختبارات السببية:**

أشار قرينجر (1988م) أنه إذا كانت السلسلتان الزمنيتان متكاملتان، فلا بد من وجود سببية - قرينجر على الأقل في اتجاه واحد. ونظراً إلى أن اختبار سكون البواقي أفاد بوجود تكامل مشترك بين الناتج وكمية النقود، فإنه من المناسب

إجراء اختبارات السببية لمعرفة اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرين موضع الدراسة. وحيث يعتبر اختبار قرينجر حساساً لاختيار الفجوة الزمنية للمتغيرات التفسيرية في معادلات العلاقة السببية لأن اختيار الفجوة الزمنية غير المناسبة سيؤدي إلى تحيز في النتائج. ومن أجل التغلب على المشاكل المصاحبة لعدم اختيار الفجوة الزمنية الملائمة سيتم استخدام منهجية (Hsiao, 1981).

ويتطلب اختبار تحديد الفجوة الزمنية المناسبة (FPE) إجراء انحدار $\Delta \ln (GDP_t)$ على حد ثابت وقيمها المتباطئة لأربع فترات ومن ثم اختيار الفترة الزمنية المناسبة عند أقل قيمة لـ (FPE). وبعد تحديد الفترة الزمنية المناسبة للقيم المتباطئة للمتغير التابع يتم إجراء انحدار لـ $\Delta \ln (GDP_t)$ على حد ثابت وقيمها المتباطئة المناسبة عند أقل قيمة لـ (FPE) ثم إضافة قيم المتغير المستقل $(\Delta \ln M_{t-1})$ للفترة الحالية ولفترة أربع سنوات ومن ثم اختيار الفترة الزمنية المناسبة عند أقل قيمة لـ (FPE).

و بعد ذلك تتم إعادة نفس الخطوات لتحديد الفجوة الزمنية المناسبة لمعادلة العلاقة السببية لكمية النقود.

وقد وضحت نتيجة اختبار اختيار الفجوة الزمنية (كما هو في الجداول الملحقة (جدول ملحق 1 و2) أن الفجوة الزمنية المناسبة للمتغير التابع هي فترة متباطئة واحدة والقيمة الحالية للمتغير المستقل في معادلة الناتج المحلي الإجمالي. وبناءً عليه يمكن كتابة معادلة الناتج المحلي التي سوف يتم تقديرها لتحديد اتجاه السببية على النحو التالي:

$$\Delta \ln (GDP_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln (GDP_{t-1}) + \alpha_2 \Delta \ln (M_t) + U_t \quad (10)$$

كما أن الفجوة الزمنية المناسبة في معادلة كمية النقود هي ثلاث فترات متباطئة للمتغير التابع و كذلك للمتغير المستقل. وبناءً عليه يمكن كتابة معادلة كمية النقود التي سوف يتم تقديرها لتحديد اتجاه السببية على النحو التالي:

$$\Delta \ln (M_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln (M_{t-1}) + \beta_2 \Delta \ln (M_{t-2}) + \beta_3 \Delta \ln (M_{t-3}) + \beta_4 \Delta \ln (GDP_t) + \beta_5 \Delta \ln (GDP_{t-1}) + \beta_6 \Delta \ln (GDP_{t-2}) + \beta_7 \Delta \ln (GDP_{t-3}) + V_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (11)$$

بعد اختيار الفجوة الزمنية المناسبة يتم إجراء انحدار للمعادلتين (10) و(11) باستخدام OLS لاختبار العلاقة السببية في الأجل القصير بين الناتج المحلي الإجمالي وكمية النقود. ويوضح الجدول التالي (3) أن التغيرات في الناتج المحلي الإجمالي تساعد في تفسير التغيرات في كمية النقود أو أن الناتج يسبب كمية النقود حسب مفهوم قرينجر. فقد بلغت قيمة F المحسوبة 5.37 وهي معنوية عند مستوى أكبر من 1%. في حين أن التغيرات في كمية النقود لا تساعد في تفسير التغيرات في الناتج المحلي الإجمالي أو أن كمية النقود لا تسبب الناتج حسب مفهوم قرينجر. فقد بلغت قيمة F المحسوبة 1.917 وهي غير معنوية. وعليه فهناك علاقة سببية في الأجل القصير تتجه من الناتج إلى كمية النقود وليس العكس.

جدول (3): العلاقة السببية في الأجل القصير

| معادلة الانحدار | فترات الإبطاء | قيمة F المحسوبة | اتجاه السببية |
|---|---|---|---|
| GDP على M | (1 ،0) | 1.917 | GDP ←\|M |
| M على GDP | (3 ،3) | 5.37 | M ←GDP |

ومن أجل اختبار العلاقة السببية طويلة الأجل بين الناتج المحلي الإجمالي وكمية النقود يتم إضافة حد تصحيح الخطأ ($\rho_1$ ، $\rho_2$) إلى معادلتي الناتج وكمية النقود. فإذا كانت قيمة معالم حد تصحيح الخطأ معنوية وسالبة، فإن ذلك يدل على وجود علاقة سببية في الأجل الطويل. وإذا كان كلا المعلمين معنويين فهذا يعني وجود علاقة سببية ذات اتجاهين بين الناتج وكمية النقود. وتوضح نتيجة الانحدار الجدول (4) أن حد تصحيح الخطأ في معادلة الناتج باستخدام اختبار t معنوي عند مستوى 6% وهذا يعني أن حد تصحيح الخطأ يساعد في تفسير التغيرات في كمية النقود مما يعني وجود علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من الناتج إلى كمية النقود. في حين كانت قيمة معلمة حد تصحيح الخطأ في معادلة كمية النقود غير معنوية مما يعني أن حد تصحيح الخطأ لا يساعد في تفسير التغيرات في الناتج. وعليه توجد علاقة سببية طويلة الأجل تتجه من الناتج إلى كمية النقود وليس العكس.

وبناءً على نتيجة اختبارات السببية نستنتج أن التغيرات في كمية النقود لا تساعد في تفسير التغيرات في الناتج، بينما تساعد التغيرات في الناتج في تفسير التغيرات في كمية النقود في الأجلين القصير والطويل.

جدول (4): العلاقة السببية في الأجل الطويل

| معادلة الانحدار | فترات الإبطاء | قيمة t المحسوبة لحد تصحيح الخطأ | اتجاه السببية |
|---|---|---|---|
| GDP على M | (1 ،0) | 0.188 | GDP ←/→ M |
| M على GDP | (3 ،3) | 1.989 | M ←/→ GDP |

## المبحث السادس

## أهم النتائج والتوصيات

هدف البحث إلى دراسة العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي وكمية النقود في دولة قطر باستخدام منهجية قرينجر ونموذج تصحيح الخطأ وذلك لتحديد اتجاه العلاقة بين المتغيرين في الأجل الطويل والقصير. وقد تم تحليل السلاسل الزمنية للتأكد من خلوها من جذر الوحدة عند فروقها الأولى ومن ثم اختبار التكامل المشترك باستخدام منهجية قرينجر ذات الخطوتين للتحقق من وجود توازن في الأجل الطويل. وقد دل اختبار جذر الوحدة للبواقي أنها متكاملة من الدرجة صفر،I(0)، وهذا يعني وجود تكامل مشترك بين الناتج وكمية النقود وأن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين.وقد وضح اختبار السببية في الأجل القصير أن هناك علاقة سببية في الأجل القصير تتجه من الناتج إلى كمية النقود وليس العكس. ومن أجل اختبار العلاقة السببية طويلة الأجل بين الناتج المحلي الإجمالي وكمية النقود تم إضافة حد تصحيح الخطأ إلى معادلتي الناتج وكمية النقود. وقد وضح اختبار السببية في الأجل الطويل أن هناك علاقة سببية طويلة الأجل تتجه من الناتج إلى كمية النقود وليس العكس. وبناءً على نتيجة اختبارات السببية نستنتج أن التغيرات في كمية النقود لا تساعد في تفسير التغيرات في الناتج، بينما تساعد التغيرات في الناتج في تفسير التغيرات في كمية النقود في الأجلين القصير والطويل. ويمكن تبرير هذه النتيجة أن الصادرات القطرية التي تتكون بشكل رئيس من النفط والغاز اللذين يتم تحصيلهما بالدولار مما يؤدي إلى زيادة أصول البنك المركزي من النقد الأجنبي، وبالتالي زيادة عرض النقود حسب احتياجات الاقتصاد. وهي تتوافق مع النظرية الكينزية التي تعتقد أن الدخل النقدي

يحدد كمية النقود. فعلى الرغم من قدرة مصرف قطر الوطني على التحكم في عرض النقود عبر أصوله من النقد الأجنبي المتحصل عليها من صادرات النفط والغاز، إلا أنه نظرا لاتباع الدولة لنظام سعر الصرف الثابت لا تستطيع تصميم سياسة نقدية مستقلة يستطيع من خلالها المصرف المركزي التأثير على المتغيرات الاقتصادية الكلية كما هي الحال في الدول المتقدمة. وعليه، فإن كمية النقود لا يمكن استخدامها كأداة للسياسة الاقتصادية للتأثير على المتغيرات الاقتصادية الحقيقية والتقليل من التقلبات في الاقتصاد القطري.

**ملحق:**

جدول (1 ملحق) لتحديد الفجوة الزمنية المناسبة لمعادلة الدخل:

$$\Delta \ln (GDP_t) = f (\Delta \ln GDP_{t-i})$$

| الفجوة الزمنية | FPE |
|---|---|
| 1 | ** 0.057178 |
| 2 | 0.060348 |
| 3 | 0.066134 |
| 4 | 0.074337 |

جدول (2 ملحق) لتحديد الفجوة الزمنية المناسبة لمعادلة الدخل:

$$\Delta \ln (GDP_t) = f ( \Delta \ln DP_{t-i} , \Delta \ln M_{t-i} )$$

| الفجوة الزمنية للدخل المحلي (المتغير التابع) | الفجوة الزمنية لعرض النقود(المتغير المستقل) | FPE |
|---|---|---|
| 1 | 0 | ** 0.057147 |
| 1 | 1 | 0.061003 |
| 1 | 2 | 0.061941 |
| 1 | 3 | 0.0690245 |
| 1 | 4 | 0.078111 |

جدول (3 ملحق) لتحديد الفجوة الزمنية المناسبة لمعادلة كمية النقود:

$$\Delta \ln (M_t) = f (\Delta \ln M_{t-i})$$

| الفجوة الزمنية | FPE |
|---|---|
| 1 | 0.032111 |
| 2 | 0.035168 |
| 3 | ** 0.031716 |
| 4 | 0.034933 |

جدول (4) لتحديد الفجوة الزمنية المناسبة لمعادلة كمية النقود:

$$\Delta \ln (M_t) = f (\Delta \ln M_{t-i}, \Delta \ln GDP_{t-i})$$

| الفجوة الزمنية لكمية النقود(المتغير التابع) | الفجوة الزمنية للدخل المحلي الإجمالي) | FPE |
|---|---|---|
| 3 | 0 | 0.031852 |
| 3 | 1 | 0.028056 |
| 3 | 2 | 0.021219 |
| 3 | 3 | ** 0.020930 |
| 3 | 4 | 0.021693 |

** أقل قيمة لخطأ التوقع النهائي

## المراجع

( 1 ) Abbas, K." Causality Test Between Money and Income: A Case Study of Selected Developing Asian Countries (1960-1988)", The Pakistan Development Review. 30:4. . (1991) PP. 919–929.

( 2 ) Andersen, L. and Jordan, J. "Monetary and Fiscal Action: A Test of Their Relative Importance in Economics Stabilization", Federal Reserve Bank of St. Louis, November( 1968) 50, PP.11-23.

( 3 ) Brunner, K. and Mehzer, A. (1976) "An Aggregative Theory for a Closed Economy". In Studies in Monetarism, ed. J. Stein, Amsterdam: North Holland.

( 4 ) Cantillon, R. "Essai sr la nature du commerece en general." Ed. H. .Higgs(London: Macmillan, 1755); reprinted (New York: Augustus M. Kelly ,1964).

( 5 ) Davidson, P "Endogenous money, the Production Process, and Inflation Analysis", Économie appliquée, vol. 41, no. 1, . (1988) pp. 151-69.

( 6 ) Enders, W . "Applied Econometric Time Series" (New York: John Wiley & sons. Inc., 1995).

( 7 ) Engle, R. F. and Granger, C. W.," Cointegration and Error-correction : Representation , Estimation and Testing", Econometrica, Vol. 55, 2, (1987) PP. 251-76.

( 8 ) Fisher, I., "The Purchasing Power of Money: Its Determination and Relation to Credit, Interest, and Crises."( New York: Macmillan., 1911).

( 9 ) Friedman, .M and Meiselman, D. ,"The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier" Ed. Commission on Money and Credit, in stabilization Policies (Englewood Cliffs, N. J.: Prentice-Hall, 1963).

(10) Friedman, .M and Schwartz, A. J. "A Monetary History of the United States, 1867-1960" (Princeton: Princeton University Press, 1963).

(11) Friedman, B.M. and Kuttner, K. N. "Another Look at the evidence on Money-Income Causality", Journal of Econometrics, vol. 57, (1993) PP. 189-202.

(12) Friedman, B.M. and Kuttner, K.N. "Money, Income, Prices, and Interest Rates", The American Economic Review, 82, (1992)PP. 472- 492.

(13) Granger, C.W., "Some Recent Developments in a Concept of Causality" , Journal of Econometrics, Vol. 39, (1988) PP. 199-211.

(14) Hsaio, C. "Autoregressive Modeling and Money - Income Causality Detection" Journal of Monetary Economics, 7, (1987) PP. 85-106.

(15) Hume, D., "Essays, Moral, Political, and Literary", (Ed. T. H. Green and T. H. Gorse. 2 vols., London, London: Longmans, Green, 1875) .

(16) Hussain, F. and Abbas, K" Money, Income, Prices, and Causality in Pakistan: A Trivariate Analysis", The Pakistan Development Review, Research Report No. 178. (2000).

(17) Kalulumia, P. and Yourogou, P. "Money and Income Causality in Developing Economies; A Case Study of Selected Countries in Sub-Saharan Africa", Journal of African Economics, Vol. 6 (2), (1997) PP. 197-230.

(18) Keynes, J. M., "The General Theory of Employment, Interest and Money" (New York: Harcourt Brace Jovanovich, Inc., 1936).

(19) Keynes, J. M.,"A tract on Monetary Reform" (London: Macmillan, 1923).

(20) Law, John , "Money and Trade Considered, with a Proposal for Supplying the Nation with Money" New ed.(Glasgow: Foulis,1705)

(21) Marshall, A. " Money, Credit, and Commerce" (London: Macmillan, 1923).

(22) Mill , J. S. " Principles of Political Economy" (London: J. W. Parker,1948).

(23) Minsky , H.P. " The Financial Instability Hypothesis: An Interpretation of Keynes and an Alternative to Standard Theory", Nebraska Journal of Economics and Business, Winter(1977)PP.5-16.

(24) Moore, B. 1988. Horizontalists and Verticalists: The macroeconomics of credit money (Cambridge, CUP,1988)

(25) Nelson, C. and Plosser, C. "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series; Some Evidence and

Implications", Journal of Money Economics, Vol. 10, (1982) PP.139-162.

(26) Newcomb, S. "Principles of Political Economy" ( New York: Harper, 1886).

(27) Perman, R. "Cointegration: an introduction to the literature", Journal of Economic Studies, Vol. 18 (1991), PP. 3-30 .

(28) Phillips, R., and P. Perron "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", Biometrika, Vol.57, (1988) , PP. 335–346.

(29) Pigou. A.C. "The Value of Money", The Quarterly Journal of Economics, Vol. 32, (November, 1917).

(30) Rao, B. "Cointegration-For the Applied Economics" (New York: The Macmillan Press Ltd, 1994).

(31) Sims, C. "Money, Income, and Causality", American Economic Review, September. (1972), PP.540–552.

(32) Sims, C. "Macroeconomics and Reality, Econometrica, Vol. 48, (1980) PP. 1-48.

(33) Sims, C. "Interpreting the Macroeconomics Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy" European Economic Review, Vol. 36, (1992) PP. 975-1000.

(34) Stock, J. H and M.W. Watson "Interpreting the Evidence on Money - Income Causality", Journal of Econometrics, 40, (1989) PP. 161-182.

(35) Stock, J.H. "Asymptotic properties of least squares estimators of co-integration vectors", Econometrica, Vol. 55, (1987) PP. 1035-50 .

(36) Tan, H. B. and Baharumshah, A. Z. "Dynamic Causal Chain of Money, Output, Interest Rate, and Prices In Malaysia: Evidence Based on Vector Error Correction Modelling Analysis", international Economic Journal, Vol. 13, No. 1, (1999) PP. 103 -120.

(37) Wray, L. R, Money and Credit in Capitalist Economies: The Endogenous Money Approach, ( Northampton MA: Edward Elgar Publishing (1990).

(38) Wary, L.R. " Alternative Approaches to Money and Interest Rate", Journal of Economic Issues, Vol.26,4, (1992a) PP.1145-78.

(39) Wray, L.R. "Commercial banks, the central bank, and endogenous money", Journal of Post Keynesian Economics, Vol. 14, no. 3, Spring.( 1992b)PP.297-310.

(40) Williams, W., C. Goodhart, and D. Gowland" Money, Income, and Causality: The U.K. Experience", American Economic Review, June, (1976) PP. 417– 423.

# A Consumption function for Saudi Arabia

**Saleh A. Al-Sultan***

## Abstract

This study utilizes cointegration theory and error correction model (ECM) to specify a candidate dynamic formulation of the aggregate consumption function for Saudi Arabia using annual data for the period 1967- 1999. A relatively recent technique robust to small sample bias developed by Stock and Watson, known as dynamic ordinary least squares (DOLS) was utilised to obtain the long-run estimates. The results suggest that real private income, real oil wealth, and inflation variables significantly influence private consumption in Saudi Arabia, while real interest rate is found somewhat significant. The error correction model (ECM), which appears to be a tentatively adequate conditional characterization of the data generating process, was employed to represent the dynamic of short-term without removing any information about the long run from the model.

* Saleh A. Al-Sultan is an economist, in the Department of Economic Analysis, Ministry of Finance and National Economy, Riyadh, Saudi Arabia.

Postal address: PO Box 25952, Riyadh 11476, Saudi Arabia.

E-mail: sasultan@yahoo.com

The obtained results were subject to a number of diagnostics tests, which indicate that the statistical appropriateness of the estimated function is adequate. The feed back effect of the error term is about 80 per cent, meaning that most of the disequilibrium between short and long run is corrected each year. The significant effect of oil wealth on consumption is a strong indication of "confidence effect" of presence of natural resources.

# دالة الاستهلاك للمملكة العربية السعودية

**د. صالح بن على السلطان**

## ملخص البحث

هذه الدراسة استخدمت نظرية التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ في اختيار صيغة ديناميكية لدالة الاستهلاك الكلي للمملكة العربية السعودية باستعمال بيانات سنوية للفترة ١٩٦٧-١٩٩٩. تم استخدام أداة حديثة نسبيا تتصف بالقوة إزاء انحياز العينات الصغيرة وهي أداة طورت بواسطة ستوك وواتسن، وتعرف بالمربعات الصغرى العادية الديناميكية، وقد تم استخدامها للحصول على تقديرات المدى الطويل. نتائج التقدير تقترح أن الدخل الخاص مقوما بقيمته الحقيقية، وثروة النفط مقومة بقيمتها الحقيقية، ومعدل التضخم هذه المتغيرات الثلاثة ذات تأثير بين على الاستهلاك الخاص في السعودية، وأما المتغير المستقل الرابع وهو معدل الفائدة فله تأثير ولكنه غير قوي. نموذج تصحيح الخطأ والذي يبدو ولكن بدون تأكيد أنه ملائم لخصائص مشروطة للبيانات هذا النموذج وظف لتمثيل المدى القصير الديناميكي بدون حذف أي معلومات حول المدى الطويل من النموذج. النتائج المتحصل عليها كانت عرضة لعدد من الاختبارات التشخيصية، والتي تشير إلى أن الملائمة الإحصائية للدالة المقدرة هي كافية. التأثير الرجعي لمتغير (رمز) الخطأ هو في حدود ٨٠%، مما يعني أن معظم فقد التوازن بين المدى القصير والمدى الطويل يصحح سنويا. التأثير الواضح لثروة النفط على الاستهلاك هو مؤشر قوي على تأثير الثقة من جراء وجود الموارد الطبيعية.

# A Consumption function for Saudi Arabia

**Saleh A. Al-Sultan**

## 1. Introduction:

Consumption function has been studied extensively since Keynes introduced his simple consumption function [1].[1] That is because consumption constitutes the largest proportion of Gross Domestic Product (GDP) and because of its role in economic growth and aggregate demand. There are two published macroeconometric models that included estimates of the consumption function for Saudi Arabia: Al-Bashir model [2] and Narasimham model [3].[2] In his pioneer macroeconometric model on Saudi Arabia, Al-Bashir specified private consumption as a function of private income and lagged consumption.[3] In a very close specification, Narasimham specified the consumption equation for the member states of the GCC as a function of personal disposable income and lagged consumption.[4] In these two studies personal wealth was not included because of the lack of data. Al-Bashir and Narasimham specifications were very

standard. More importantly, their specifications did not consider probably the main characteristics of the Saudi economy as an oil-based one. In addition, their estimations were plagued by problems of non-stationary regressions and of spurious correlation.

The aim of the paper is to specify and estimate a time-series aggregate private consumption function for Saudi Arabia, utilising cointegration theory over the period 1967-1999, taken in consideration the main feature of the Saudi Arabian economy as an oil-based one. Deriving estimates of the assumed long-run parameters are obtained using the Stock and Watson dynamic method [4]. Furthermore, the long-run estimates are supplemented by deriving short-run elasticities through the dynamic ECM.

The remainder of the paper is organised as follows: Section two discusses choice of variables and data issues. The econometric methodology used in the paper is reviewed in Section Three. Section Four presents the estimation results. Summary and concluding remarks are given in the last section.

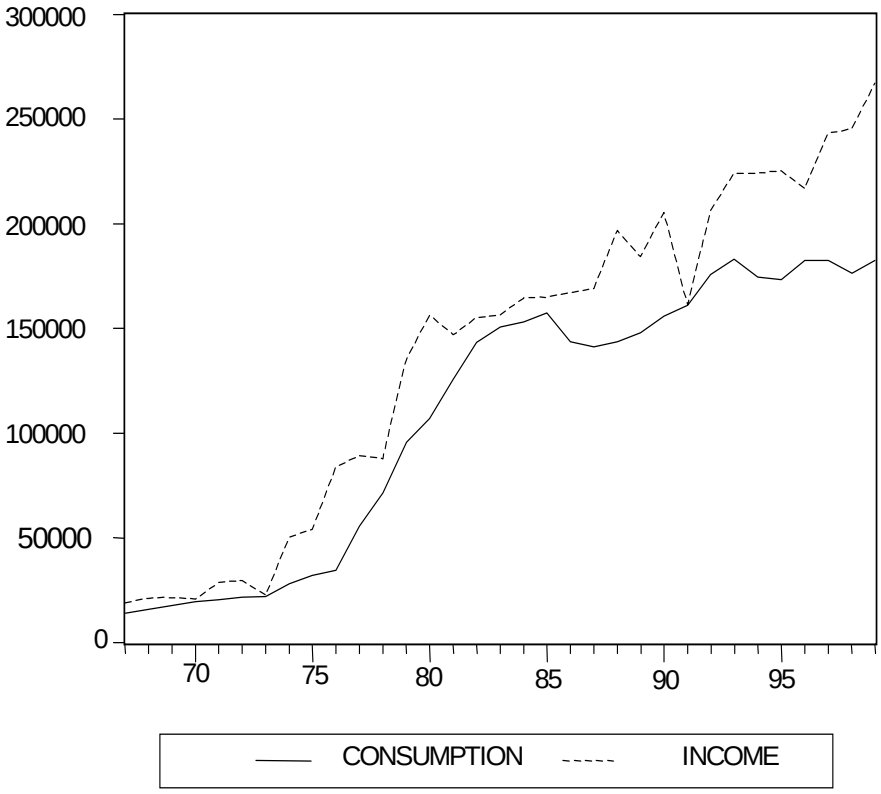
**2. Choice of variables & Data Issues:**

The regressor set used in estimating real private consumption expenditures $c_t$ includes real private national disposable income $y_t$, and real oil wealth $wo_t$, inflation $\pi_t$, and real interest rate $r_t$. For a matter of clarification, lower case letters are used for real values, while upper case letters are used for nominal values. Specifying consumption as a function of some measure of

income is obvious. The preferred measure is personal disposable income. But no data is available on this variable. Therefore, I constructed what I have called real private national disposable income as a proxy for real personal disposable income. It is constructed by subtracting government revenues from national disposable income (available in the Ministry of Planning's Department of Statistic's national account data), then adding transfer payments to consumers.[5] Transfer payment to consumers, including in kind subsidies, is also constructed.

Following Evans [5], real private national disposable income $y_t$ was obtained by deflating its nominal value by the consumer deflator CPI. In this way, we obtain a better measure for the purchasing power of the consumers. Similarly, $c_t$ and $wo_t$ were obtained by using CPI to deflate their nominal values. It should be said that there is a lack of data on aggregate consumption expenditures in real terms. The national account of Saudi Arabia publishes real values of gross domestic product by kind of economic activity in producer values only. Plot of real aggregate consumption $c_t$ compared to real private national disposable income $y_t$ is presented in Figure 1.

**Figure (1)**
**Aggregate Real Consumption and Real Private National Disposable Income in Saudi Arabia: 1967-1999, Million Saudi Riyals**




The second standard variable that should be included in the list of explanatory variables is personal assets or wealth (real and financial). However, the lack of data constrains the choice to add this variable.[6] Instead, oil wealth is the second variable in the list of explanatory variables. This type of wealth is not considered among personal wealth types, but it is added to reflect the effect of

huge oil resources as the main source of Saudi Arabia income on the behaviour of Saudi consumers. Such inclusion was also seen in Vaez-Zadeh work "the oil wealth and Venezuela economic behaviour" [6]. In Vaez-Zadeh work, consumption is assumed to relate directly to the expected real oil wealth. This relation is based on the possible "confidence effect" that resource availability might have on the behaviour of economic agents.

The third variable included in the list of explanatory variables is the rate of change of prices or inflation since it is expected to influence consumption. Such link between consumption and inflation is not theoretically conventional.[7] There were, however, a number of attempts to establish a link between inflation and consumption, especially as a result of the rapid inflation experienced by most countries in 1970s. Saudi Arabia experienced relatively high inflation during 1970s.[8] The inflation rate ($\pi_t$) is constructed by taking the difference of natural log of the consumer price index (CPI), which is called officially the cost of living index (CLI), for middle-income households.

The last explanatory variable in the list is real interest rate. This variable has been also added in the list of explanatory variables by many researchers, for example, Haque's [7]. Such inclusion is a very reasonable since interest rate should have a negative impact on aggregate demand, in which consumption represents the major component. That means higher interest rates

are hypothesised to induce people to consume less and save more.[9] By opposite way, lower interest rates encourage consumers to borrow more to smooth their consumption. Overall, interest rates influence the intertemporal optimization choices.

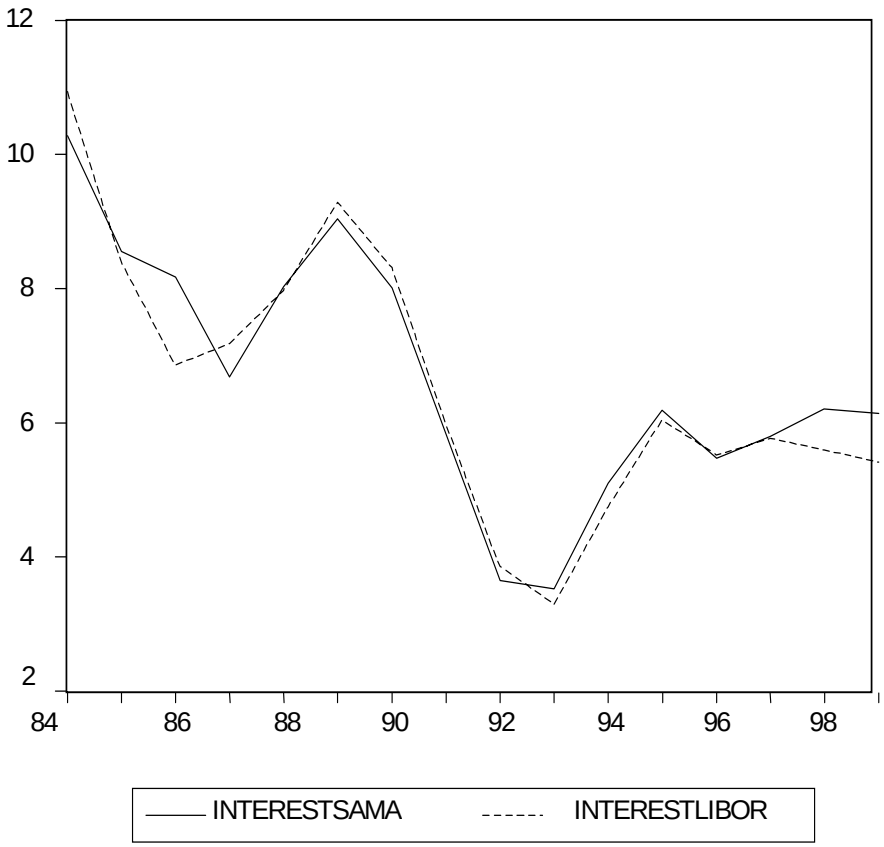
The interest rate used in this work is LIBOR series. The only available domestic series is the three-month interbank Saudi riyal deposit rate. It is published by the Saudi Arabian Monetary Agency (SAMA), the country's central bank, in the *Money & Banks Statistics* for the period 1987 and onward. The rates for the period 1984-1986 are available at the SAMA's Research Department. There is no data available pre 1984. Fortunately, libor series that covers the whole period moves a very close to the former one as shown in Figure 2. Moreover, since we found the correlation between Libor series and SAMA series for the period 1984-1999 to be 0.97, empirically we can use any one to represent the interest rate variable. The LIBOR series was chosen since it covers the whole period of study.

**Data:**

This study utilises annual data covering the period 1967-1999. Quarterly data for GDP and its components are not available. Saudi Arabia started publishing national account data in 1967. Except when indicated, the source of data is the National Centre for Financial & Economic Information's (NCFEI) database at the Saudi's Ministry of Finance and National Economy. The

base year used in this paper is 1990, which is different from the official base year. Accordingly, appropriate transformation has been conducted.

**Figure (2)**
**SAMA series and Libor series over the period 1984-99**




## 3. Econometric Methodology Issue:

Most macroeconomic time series such as consumption and income exhibit substantial co-movement, and the estimated functions obtained from these series frequently suffer from the problem of non-stationary regressors and spurious regressions, which do not reflect long-run relationship but common time trends. We can infer long-run relationship between non-stationary time series when the variables are cointegrated.[10] Accordingly, the first step is to decide whether the proposed variables in the consumption function are stationary or not. In the paper this step will be carried using augmented Dickey-Fuller (ADF) test [8], [9].

The next step is to test for the presence of cointegration among the explanatory variables using the Engle and Granger approach [10]. Basically, it involved a test of the null hypothesis of noncointegration or the existence of a unit root in the residuals ($\varepsilon_t$) of the static (possibly cointegrating) regression model shown in equation (1). The test is not simply a standard unit root test. Engle and Granger generated the critical values using Monte Carlo simulations of 100 observations.

(1) $\log c_t = \beta_0 + \beta_y \log y_t + \beta_{wo} \log wo_t + \beta_\pi \pi_t + \beta_r r_t + \varepsilon_t$

When the hypothesis of the presence of cointegration is not rejected, several methods are used to estimate the long-run relationship among the concerned variables in a single equation. The paper uses the Stock and Watson (S-W) dynamic ordinary least squares (DOLS) [11]. DOLS contributes to asymptotically

efficient estimators, which have been developed in late 1980s and early 1990s in the case of I(1), see for example, Phillips and Loretan [12], and Saikkonen [13].[11] But the DOLS approach is more general to allow for variables integrated of alternative orders using (dynamic) either ordinary or generalised least squares (GLS), although it later became more known as dynamic ordinary least squares (DOLS). Furthermore, based on Monte Carlo evidence, this approach was shown by Stock and Watson to perform more favourable in small samples relative to other asymptotically efficient estimators. General DOLS specification, which involves adding leads and lags of the change in the regressors, is given by equation (2).

(2) $\log c_t = \mathbf{B}\, \mathbf{X}_t + d_y(L)\, \Delta \log y_t + d_{wo}(L)\, \Delta \log wo_t + d_{\pi}(L)\, \Delta \pi_t + d_r(L)\, \Delta r_t + \nu_t$

Where $\mathbf{B} = [\alpha, \beta_y, \beta_{wo}, \beta_{\pi}, \beta_r]$, $\mathbf{X} = [1, \log y, \log wo, \pi, r]$, $d_y(L)$, $d_{wo}(L)$, $d_{\pi}(L)$, $d_r(L)$ represent lead and lag operators (for example, $d_y(L)\, \Delta \log y_t = \cdots + d_{y1}\, \Delta \log y_{t+1} + d_{y0}\, \Delta \log y_t + d_{y-1}\, \Delta \log y_{t-1} + \cdots$), and $\nu_t$ is the random error term.

Finally, an error correction model (ECM) will be developed. ECM implies that changes in the dependent variable (i.e. consumption) are a function of the level of disequilibrium in the cointegration equation and changes in the other explanatory variables as well. Initially, an overparamaterized ECM for consumption is to be specified, with up to two lags for the first difference of both the

explanatory variables and the dependent variable. In addition, the residual term obtained from DOLS level estimates is to be included in the ECM. ECM general specification is given by (3):

(3) $\Delta \log c_t = \varphi_1 \Delta \log c_{t-1} + \varphi_2 \Delta \log c_{t-2} + \gamma_0 \Delta \log y_t + \gamma_1 \Delta \log y_{t-1} + \gamma_2 \Delta \log y_{t-2} + \Omega_0 \Delta \log wo_t + \Omega_1 \Delta \log wo_{t-1} + \Omega_2 \Delta \log wo_{t-2} + \phi_0 \Delta \pi_t + \phi_1 \Delta \pi_{t-1} + \phi_2 \Delta \pi_{t-2} + \lambda_0 \Delta r_t + \lambda_1 \Delta r_{t-1} + \lambda_2 \Delta r_{t-2} + \theta (\log c_{t-1} - \mathbf{B}\,\mathbf{X}_{t-1} = \varepsilon) + \mu_t$

Where **B** and **X** are defined in (2), ε is the error-correction term.

The results would be sequentially simplified using standard general-to-specific modelling criteria. ECM implies the existence of a long-run relationship through the significance of the error-correction term since it is derived from the cointegration equation.

The coefficient of this term gives indication of how the disequilibrium in the long run is being corrected in the short-run.

**4 Estimation results:**

**4.1 Test for integration and cointegration:**

In applying cointegration techniques, there is a need first to decide whether the proposed variables in the consumption function are stationary or not by testing for the presence of unit root. This step will be carried out using the augmented Dickey-Fuller (ADF) unit root test.

The procedure to test for stationarity in the levels of variables starts with the most unrestricted model (a drift and time trend are included) as shown in equation (4):

(4) $x_t - x_{t-1} = \Delta x_t = \alpha + \beta T + \rho x_{t-1} + d \gamma \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$

where $x_t$ represents the variable of interest, log $c_t$, log $y_t$, log $wo_t$, $\pi_t$, or $r_t$, T is a time trend, and d = 0 or 1. The null hypothesis that $x_t$ is nonstationary ($\beta = 0$, and $\rho = 1$) is rejected if the coefficient on $x_{t-1}$ is significantly negative. One lag of the dependent variable is added to make sure that the error term is free of significant serial correlation.[12] If d = 0, then the test is the Dickey-Fuller (DF) test.

The results of the test for stationarity of our time series using the ADF test are shown in Table 1.[13] Comparing the estimated ADF statistic presented in the Table 1 with the critical values shown in the same table we found that the absolute values of these ADF statistics are not large enough to reject the hypothesis of non-stationarity of the variables log $c_t$, log $y_t$, log $wo_t$, $\pi_t$, and $r_t$ at level with (or without) time trend. Accordingly, first differencing is needed. As shown in Table 1, the explanatory variables become stationary after first difference, hence, it is evidence that all are I(1). Note that such step results in omitting the stochastic trend. The critical values are not from normal t-tables but calculated by Dickey and Fuller [9].[14]

The residuals are tested for serial correlation using the Lagrange multiplier (LM) test since the ADF test may lose power when the i.i.d. assumption is violated. The results of (LM) test of the fourth order for serial correlation are reported in Table 1. In all

series, it is observed that the residuals for zero-lag are free from serial correlation as indicated by the calculated values of LM.

**Table (1)**
**ADF test for unit root**

| VARIABLE | D | ADF STATISTICS | LM(4) |
|---|---|---|---|
| Log $c_t$* | 0 | -0.159 | 1.92 (0.14) |
| | 1 | -0.785 | 1.00 (0.42) |
| Log $y_t$* | 0 | -1.477 | 0.815 (0.53) |
| | 1 | -1.00 | 0.177 (0.95) |
| log $wo_t$* | 0 | -2.148 | 0.867 (0.50) |
| | 1 | -1.684 | 1.020 (0.42) |
| $\pi_t$* | 0 | -2.119 | 2.050 (0.12) |
| | 1 | -3.181 | 1.034 (0.41) |
| $r_t$* | 0 | -1.886 | 2.414 (0.08) |
| | 1 | -2.894 | 0.991 (0.43) |
| | | | |
| $\Delta$ log $c_t$** | 0 | 3.135 | 1.24 (0.32) |
| | 1 | -2.341 | 0.51 (0.68) |
| $\Delta$ log $y_t$** | 0 | -7.281 | 0.319 (0.86) |
| | 1 | -4.168 | 0.811 (0.53) |
| $\Delta$ log $wo_t$** | 0 | -6.535 | 0.743 (0.57) |
| | 1 | -4.382 | 0.745 (0.57) |
| $\Delta \pi_t$** | 0 | -3.975 | 1.140 (0.36) |
| | 1 | -3.719 | 1.276 (0.31) |
| $\Delta r_t$ ** | 0 | -3.894 | 0.488 (0.74) |
| | 1 | -3.861 | 0.446 (0.77) |

Notes:
* Critical value for ADF is -3.56 for 5% significance level; time trend is included.
** Critical value for ADF is – 2.96 for 5% significance level; time trend is omitted.
Numbers in parentheses are probability (p)-value.

The next step is to test for the presence of cointegration among the variables log $c_t$, log $y_t$, log $wo_t$, $\pi_t$ and $r_t$, using the Engle-Granger augmented Dickey Fuller test [10].[15] The test for the null hypothesis that log $y_t$, log $wo_t$, $r_t$ and $\pi_t$ are not cointegrated is equivalent in the E-G framework to testing whether $\varepsilon_t$ of equation (5) $\sim$ I(1) against the alternative that $\varepsilon_t \sim$ I(0), e.g. to check to see whether the OLS residual ($\varepsilon_t$) is I(0).[16] Equation (6) is to be used to test the residuals of equation (5) for stationarity.

(5) $\log c_t = \beta_0 + \beta_y \log y_t + \beta_{wo} \log wo_t + \beta_\pi \pi_t + \beta_r r_t + \varepsilon_t$

(6) $\Delta \varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \gamma \Delta \varepsilon_{t-1} + \nu_t$

The t-ratio for the coefficient on the residuals lagged one year ($\varepsilon_{t-1}$) that is the ADF statistics is -5.05, where the critical value for 5% significance level is -4.85.[17] This result indicates that we can reject the hypothesis that $\varepsilon$ is non-stationary, and conclude cointegration relationship exits among our chosen variables. LM test result using two lags is 0.83 with p-value of 0.66.

**4.2 Estimating a cointegration relationship:**

Having established the existence of a cointegration relationship, next step is to estimate that long-run relationship. The results are reported in Table 2. Since we have just 33 observations, up to two leads and lags of the first differences of the explanatory variables are used. One lead and one lag are used to

obtain the results in Table 2; using two leads and lags does not alter the results to any significant degree.

**Table (2)**
**long run estimate of consumption function**

| VARIABLE | COEFFICIENT* |
|---|---|
| Constant | -2.4765 (-4.41) |
| Log $y_t$ | 0.6036 (7.99) |
| Log $wo_t$ | 0.4352 (5.02) |
| $\pi_t$ | -0.0332 (-5.48) |
| $r_t$ | -0.0099 (-1.76) |
| Adjusted $R^2$ | 0.99 |

Notes:
* no zero-lag
Values in parentheses are t-statistics

The results for the period 1967 –1999 offer some insights on the relationship between consumption expenditures and the other variables in the equation. The estimated coefficients of all four variables are consistent with the expected signs presented earlier. The values of the adjusted $R^2$ are almost one. Real private income, real oil wealth and inflation significantly influence private consumption in Saudi Arabia, while real interest rate is found somewhat significant. Finally we notice that the obtained MPC is 0.60, which is not a very high such as 0.9 or 0.85.

**4.3 Short run dynamics: error-correction modelling ECM:**

ECM implies the existence of a long-run relationship through the significance of the error-correction term. The

coefficient of this term gives indication of how the disequilibrium in the long run is being corrected in the short-run.

Since $\Delta \log c_t$ and $\Delta \log y_t$ are jointly determined, IV is used in estimation. Initially, the model given in equation (3) is estimated. A general-to-specific approach based firstly on t-statistic and secondly on diagnostic tests was followed in determining a suitable lag structure. This approach usually produces lower values for $R^2$s. Many initial results, lagged income and oil wealth in particular, are inconsistent with the theoretically expected signs. The small number of instruments is a possible reason behind such a result. To increase the ratio of the number of instruments to explanatory variables, the two lags for each of the explanatory variables are restricted to equal each other. The Wald test results do not reject the imposed restrictions, and the final output is reported in Table 3.

The diagnostic tests as reported in Table 3 are LM residual correlation (serial correlation), arch, white heteroscedasticity, Ramsey's reset, linear restriction, Wald for coefficient restrictions, and instrument Sargan tests. Before making any comment on the results of these tests, there is a need to say that these tests should serve as a guide rather than clear evidence, given that the sample is quite small.

The diagnostic test results indicate that the model seems to be robust to various departures from classical regression

assumptions. In particular, the LM test indicates that residuals are not serially correlated. The presence of autoregressive conditional heterosecedasticity (ARCH) in the residuals is rejected by the ARCH test, and the restriction F-test does not reject the restrictions imposed on the original model. Ramsey's RESET results are exception. As mentioned in the previous paragraph, however, these tests should be taken as guide. On the other hand, when oil wealth variable in square form is added, the Ramsey's RESET test result indicates that the model is not mis-specified. However, the oil wealth variable in square form is excluded since its presence generally reduces the other diagnostic test values, the t-static values for the coefficients, and makes the model fails to pass the LM test.

**Table (3)**
**ECM results for consumption function**

| VARAIBLE | COEFFICIENT* | |
|---|---|---|
| Constant | 0.0162 (1.04) | |
| $\Delta$ Log c $_{t-1}$ | 0.6842 (3.26) | |
| $\Delta$ Log c $_{t-2}$ | 0.7112 (3.66) | |
| $\Delta$ Log y $_t$** | 0.2518 (1.52) | |
| $\Delta$ Log y $_{t-1}$ + $\Delta$ Log y $_{t-2}$ | -0.1690 (-2.31) | |
| $\Delta$ Log wo $_t$** | 0.1732 (3.61) | |
| $\Delta$ Log wo $_{t-1}$ + $\Delta$ Log wo $_{t-2}$ | -0.1116 (-1.73) | |
| $\Delta \pi_{t-1} + \Delta \pi_{t-2}$ | 0.0144 (4.64) | |
| $\Delta$ r $_t$** | 0.0143 (3.55) | |
| $\Delta$ r $_{t-1}$*** | 0.0052 (1.20) | |
| $\varepsilon$ | -0.8130 (-3.54) | |
| | | |
| Adjusted $R^2$ | 0.74 | |
| D-W | 2.18 | |
| Diagnostic testing**** | | |
| LM1: Obs×$R^2$ | 0.13 (0.71) | 1 |
| LM2: Obs×$R^2$ | 0.00 (1.00) | 2 |
| Arch1: Obs×$R^2$ | 1.36 (0.24) | 1 |
| W-H: Obs×$R^2$ | 19.92 (0.46) | 8 |
| R-Reset F-stat | 9.50 (0.00) | 1, 23 |
| Wald of coefficient. restrictions F-stat | 0.64 (0.64) | 4, 13 |
| Restriction F-stat[a 18] | 0.22 (3.02) [b] | 8, 13 |
| Instruments Sargan ($\chi^2$) [c] | 0.03 (19.67) [b] | 11 |

Notes:
* Values in parentheses are t-statistic
** Instrumented variables
*** The variable ($r_{t-1}$ + $r_{t-2}$) is omitted since its coefficient is found insignificant, but the coefficient of the error term $\varepsilon$ becomes almost one (0.96). However, if only $r_{t-1}$ is kept, the coefficient of the error term ($\varepsilon$) is reduced to –0.81, which is more reasonable.
**** Numbers in parentheses (except for the last two tests) are probability (p)-value. Numbers in the third column are degrees of freedom.
a: F restriction test is calculated manually since it is not given in Eviews
b: Numbers in parentheses are 5% critical values
c: Sargan test is calculated manually since it is not given in Eviews.

## Definitions:

LM1: the Breusch-Godfrey serial correlation LM test with one lag
LM2: the Breusch-Godfrey serial correlation LM test with two lags
Arch1: autoregressive conditional heteroscedasticity test with one lag
W-H: White heteroscedasticity test, no cross terms
R-reset: Ramsey's reset test (stability test) with one fitted term.

**Instruments list:**

constant, $\Delta \log c_{t-1}$ to $\Delta \log c_{t-3}$, $\Delta \log yd_{t-1}$ to $\Delta \log yd_{t-3}$, $\Delta \log wo_{t-1}$ to $\Delta \log wo_{t-3}$, $\Delta\pi_{t-1}$ to $\Delta \pi_{t-3}$, $\Delta r_{t-1}$ to $\Delta r_{t-3}$, $\log c_{t-1}$, $\log y_{t-1}$, $\log wo_{t-1}$, $\pi_{t-1}$, $r_{t-1}$,

Inspection of the estimated coefficients shown in Table 3 reveals important results. Overall, The statistical fit of the model to the data is generally satisfactory. Turning to the important behavioural findings, the first major finding is that the change in the consumption variable lagged one year or two years has a significant influence on the current change. Such results indicate that the change in real consumption expenditures is attributed to the disequilibrium between the actual and the desired consumption within the previous two years. Table 3 shows that there is a significant influence of the current change in the explanatory variables income, oil wealth, and interest rate.

Most importantly, the error-correction term in Table 3 is a clearly significant with an adjustment coefficient of –0.81, indicating that in the case we are off the long-run, overall

consumption adjusts to its long-run equilibrium level with about 80% of the adjustment taking place within a year. That means consumption will take about little more than one year to restore the equilibrium level.

**5.4 Closer look:**

Since there are inconsistencies with theoretically expected signs (insignificant values are omitted) as shown in Tables 3**,** each ECM has been transformed into a levels-form to gain better understanding of the dynamic nature of the system. The results are shown in Table 4. Clearly, the sign of the coefficient on consumption lagged three years indicates that current consumption moves in an opposite direction to consumption lagged three years. This is probably due to a slowdown of consumer spending following two years of what may be seen as overspending.

Of particular significance is the result that lagged income and oil wealth have generally low or insignificant effects on consumption. On the other hand, the coefficients on the lagged three-year times are generally higher than those lagged one year. The coefficient values of income also seem surprising. It seems that current income is marginally significant. MPC of income lagged one year has almost zero value. However, MPCs lagged three years are positive, although not high. Overall, it seems that higher income or oil wealth does not always produce higher consumption immediately. With respect to income, one possible

explanation is that the data used does not represent real personal disposable income very well. For oil wealth, since oil is owned by the government, higher oil wealth, which mostly results from higher oil prices does not always produce higher personal income.

**Table (4)**
**results of Table 3 after being transformed into level**

| VARAIBLE | COEFFICIENT |
|---|---|
| Constant | -1.993 |
| Log $c_{t-1}$ | 0.874 |
| Log $c_{t-2}$ | Ns |
| Log $c_{t-3}$ | -0.711 |
| Log $y_t$ | 0.252 |
| Log $y_{t-1}$ | 0.068 |
| Log $y_{t-3}$ | 0.169 |
| Log $wo_t$ | 0.173 |
| Log $wo_{t-3}$ | 0.112 |
| $\pi_{t-1}$ | -0.013 |
| $\pi_{t-3}$ | -0.014 |
| $r_t$ | 0.014 |
| $r_{t-1}$ | -0.017 |
| $r_{t-2}$ | -0.005[a] |

Table 4 reveals fairly low coefficient values for interest rates and inflation. The results shown in Tables 2, 3 and 4 are reproduced in Tables 5 and 6, with only income and oil wealth as explanatory variables. The test for the presence of cointegration using same method used before in the case of four variables (the Engle-Granger augmented Dickey Fuller test) has been reported in Table 5. As shown in this table, the t-ratio for the coefficient on

the residuals lagged one year ($\varepsilon_{t-1}$) that is the ADF statistics is -3.86, where the critical value for 5% significance level is -3.69. This result indicates that we can conclude cointegration relationship exists.

As shown by Tables 5 and 6, there are generally no significant differences resulting from omitting interest rate and inflation. The error correction term coefficient of the ECM has fallen from about 0.81 to about 0.69. $y_t$ is not shown since it is found insignificant in the ECM stage, but the coefficient of current oil wealth has increased more than two times.

**Table (5)**
**long run with income and oil wealth as the explanatory variables**

| VARIABLE | Constant | Log $y_t$ | Log $wo_t$ | Adjusted $R^2$ |
|---|---|---|---|---|
| COEFFICIENTS | -1.9611<br>(-2.30) | 0.8344<br>(8.24) | 0.2270<br>(1.95) | 0.96 |

Notes: ADF test result is –3.86, and the critical value at 5% significance level is –3.69. LM test result with two lags is 0.70 with p-value of 0.70. Values in parentheses are t-stat.

**Table (6)**
**ECM, and level (dynamic) with income and oil wealth as the explanatory variables**

| VARIABLE | COEFFICIENTS | |
|---|---|---|
| | ECM* | Level |
| Constant | 0.0547 (4.17) | -1.305 |
| $\log c_{t-1}$ | Na | 0.660 |
| $\log c_{t-2}$ | Na | 0.133 |
| $\log c_{t-3}$ | Na | -0.487 |
| $\text{Log } y_t$ | Na | Na |
| $\text{Log } y_{t-1}$ | Na | 0.290 |
| $\text{Log } y_{t-3}$ | Na | 0.286 |
| $\text{Log wo}_t$ | Na | 0.180 |
| $\text{Log wo}_{t-1}$ | Na | -0.106 |
| $\text{Log wo}_{t-3}$ | Na | 0.086 |
| $\Delta \log c_{t-1}$ | 0.3542 (3.72) | Na |
| $\Delta \log c_{t-2}$ | 0.4867 (5.00) | Na |
| $\Delta \log y_{t-1} + \Delta \log y_{t-1}$ | -0.2864 (-4.41) | Na |
| $\Delta \log \text{wo}_t$ | 0.1805 (5.77) | Na |
| $\Delta\log \text{wo}_{t-1} + \Delta \log \text{wo}_{t-2}$ | -0.0866 (-3.53) | Na |
| ECM term | -0.6940 (-8.25) | Na |
| Adjusted $R^2$ | 0.84 | Na |
| Diagnostic tests | | |
| LM1 | 0.06 (0.81) | Na |
| LM2 | 0.58 (0.75) | Na |
| Arch | 0.24 (0.62) | Na |
| W-H | 7.50 (0.82) | Na |
| R-Rest F-stat | 7.10 (0.01) | Na |
| Wald test | 2.98 (0.07) | Na |

Notes:
* with the exception of equality restriction imposed on the two lags of each income and oil wealth, the unrestricted model is same as the restricted except that $\Delta \log y_t$ is found insignificant. The Wald test results do not reject restrictions.
Na: not applicable or available

## 6 Summary & Conclusion remarks:

The purpose of This paper is to estimate the private consumption function of Saudi Arabia utilising the cointegration approach. We use annual data for the period 1967- 1999. A more recent technique robust to small sample bias developed by Stock and Watson, known as dynamic ordinary least squares (DOLS) was utilised to obtain both long and short-run estimates. The results of the empirical work suggest that real private income, real oil wealth, and inflation variables significantly influence private consumption in Saudi Arabia, while real interest rate is found somewhat significant.

The estimated long-run marginal propensity to consumption (MPC) is about 0.60. This MPC is not considered very high. Since the national disposable income has been used instead of the personal income, which is not available, the obtained MPC is mostly underestimated. But there is a potential of obtaining higher MPC in the future. That is because a large portion of the residents in Saudi Arabia is expatriate (about 25-30% during most study period) who spend large amount of their income out Saudi Arabia. Therefore, they have a relatively low MPC. The current policy of Saudization of labour force would mostly increase MPC over years.

The error correction model (ECM) was employed to represent the dynamic of short-term without removing any

information about the long run from the model. The obtained results were subject to a number of diagnostics tests, which indicate that the statistical appropriateness of the estimated function is adequate. The feed back effect is about 80 per cent, meaning that most of the disequilibrium between short and long run is corrected each year.

The significant effect of oil wealth on consumption is a strong indication of "confidence effect" of presence of natural resources. The implications of such confidence effect with respect to future consumption and more broadly to economic policies is a potential area for future research.

The estimation results reveal fairly low coefficient values for interest rates and inflation. Carrying estimation with only income and oil wealth as explanatory variables shows that there are generally no significant differences resulting from omitting interest rate and inflation.

## References

[1] Keynes, J. The General theory of employment, interest and money. Macmillan, London. 1936.

[2] Al-Bashir, F. A Structural econometric model of the Saudi Arabian economy: 1960-1970. John Wiley & Sons, Inc., 1977.

[3] Narasimham, G. Econometric models for member states of the Gulf Cooperation council. The Journal of Energy and Development, 15 (2), (1992), 189-209.

[4] Stock, J. and M. Watson. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. Econometrica, 61 (4), (1993), 783-820.

[5] Evans, M. Macroeconomic activity. Harper International Edition, New York, 1969.

[6] Vaez-Zadeh, R. Oil wealth and economic behaviour the case of Venezuela, 1965-81. IMF Staff Papers, 36, (1989), 343-84.

[7] Haque, N. Lahiri, K. and Montiel, P. A macroeconometric model for developing countries, IMF Staff Papers, 37 (3), (1990), 537-559.

[8] Dickey, D. and Fuller, W. Distribution of the estimators for autoregressive series with a unit root, Journal of American Statistical Association, 74, (1979), 427-31.

[9] Dickey, D. and Fuller, W. The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, Econometrica, 49, (1981), 1052-72.

[10] Engle, R. and Granger, C. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. Econometrica, 55, (1987), 251-76.

[11] Stock, J. Asymptotic properties of least-squares estimators of co-integration vectors. Econometrica, 55, (1987), 1035-56.

[12] Phillips, P. and Loretan, , M. "Estimating long run economic equilibria." The Review of Economic Studies, 58, (1991), 407-436.

[13] Saikkonen, P. Asymptotically efficient estimation of cointegrating regression, Econometric Theory, 7, (1991), 1-21.

[14] Meyer, L. Macroeconomics: a model building approach. South-Western Publishing Co. Cincinnati, Ohio, USA, 1980.

[15] Banerjee, A. et al. Co-integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data. Oxford University Press, 1993.

[16] Greene, W. Econometric analysis. Macmillan Publishing company, New York, USA. 1993.

[17] Harris, R. Using cointegration Analysis in Econometric Modelling. Prentice Hall, London, 1995.

[18] Maddala, G. and Kim, In-Moo Unit roots, cointegration, and structural change. Cambridge University Press, Cambridge, UK, 1998.

[19] MacKinnon, J. Critical values for cointegration tests, in R.F. Engle and C. W. J. Granger (eds.) Long-Run Economic Relationships, Oxford University Press, 1991, 267-76.

[1] Comprehensive review about consumption theories can be found for example in M. Evans [5] and L. Meyer [14].

[2] The Narasimham model is design for the member states of the Gulf Cooperation Council (GCC)- Bahrain, Kuwait, Oman, Qatar, Saudi Arabia, and the United Arab Emirates. These countries are almost identical in terms of economic conditions and structure.

[3] The Al-Bashir model was a pioneer, based on his PhD dissertation submitted to the Department of Economics in the University of Arizona in 1973, yet it is still the only published model of the Saudi economy. It is not Keynesian, but based on the aggregate supply components.

[4] Since there is no data on the personal disposable income, Narasimham used the following calculation as a proxy: national income minus government revenues less operating surplus, deflated by the consumer price index.

[5] Traditionally, taxes are subtracted from national disposable income. However, since there is no income tax in Saudi Arabia, I subtracted government revenues. However, part of government revenues are given to household as transfer payments.

[6] I tried to introduce M2 (in log form after it has been deflated by CPI) as a proxy for personal financial wealth, but it was found insignificant in the cointegration equation and highly correlated with income. On the other hand, using some measure such as M2 to represent the personal financial wealth has a serious limitation; since this kind of wealth belongs to private sector beside individuals.

[7] That is because, with real income and real wealth remaining unchanged, a rise in the price level must imply an equiproportionate rise in money income. If inflation (or price level) is included in the consumption function and the coefficient is found to be positive, then this would imply that consumers were exhibiting money illusion.

[8] We should distinguish between the price index for domestic output, and price index for consumers (CPI). Since Saudi Arabia is a very high open economy in terms of import and export, domestic inflation based on CPI is caused largely by the increases of prices of imported goods. These increases occur either because of an increase in the exchange rate or because of an increase in the price of foreign goods at their origin. As a result, there should be a substitution effect between domestic and foreign (tradable) goods, most of which are manufactured goods. However, since manufacturing production in Saudi Arabia has been clearly limited, there is a low degree of substitution. As a result, the Saudi consumers may prefer to increase their saving at least temporary (or invest in real assets). On the other hand, if the real value of domestic output (GDP) is unchanged, inflation reduces the real income importance as a constraint on consumption expenditures. To capture this

problem, Meyer [14] suggested using both income and exchange rate in the consumption function.

[9] Borrowing is not conventional practice in Saudi society. Before 1990s, buying consumer goods through instalment payments or borrowing from commercial banks were not a familiar practice in Saudi society. That is due in part to cultural consideration, and in part to the government-owned specialized credit institutions (SCIs) that provide medium to long-term interest-free loans. Moreover, certain percentages out of the loans are waived in some cases.
However, during the past decade, there has been a dramatic change. The number of bank branches increased sharply, and the financial system has developed. The commercial banks operating in the kingdom have started providing credits to the consumers, although such service is still somewhat under-utilised. People have been gradually becoming more tolerant toward borrowing from banks. On the other hand, the fund available through SCIs per capita fell strongly since mid-1980s as a result of decline of government oil-based revenues and population growth.

[10] Cointegration has been studied extensively. The interested reader is advised to consult a relatively recent econometric book, for example Banerjee [15], Greene [16], Harris [17], and Maddala and Kim [18].

[11] Essentially, those estimators are based on a simple static OLS regression, but corrected for those effects that cause the non-optimality of the static OLS regression. Those estimators vary in how accurate they are for these nuisances.

[12] Adding one lag is found to be enough since LM test shows no serial correlation for one or zero-lag.

[13] All empirical works are done through Eviews software, version 3.

[14] Eviews has incorporated MacKinnon critical values [19] into the Augmented Dickey-Fuller test.

[15] As mention in Section Three, the test is not simply a standard unit root test.

[16] Equation (5) is the first step of E-G two-step procedure.

[17] The critical value has been calculated manually using "Table A.6, Response surface for critical values of cointegration tests", source Mackinnon [19].

[18] The number of (linear) restrictions done in the above empirical work needs clarification.
F (m, n-k) = [(RSSR – RSSUR)/m] / RSSUR/(n-k), where
RSSR= RSS restricted
RSSUR= RSS unrestricted
Then, m equals the number of regressors omitted from the model, for example if we hypothesise that the coefficients $\beta 1$ and $\beta 2$ each has zero value, then m=2, and we say there are two linear restrictions.