

دراسات اقتصادية

Economic Studies

أولاً: البحوث والدراسات

- محددات الطلب من الاحتياطات الأجنبية لدول مجلس التعاون الخليجي
ايمن محمد إبراهيم هندي
- التحركات المتزامنة المتقلبة زمنياً بين أسعار الصرف: دراسة تطبيقية للمملكة العربية السعودية والاقتصاديات العالمية (إنجليزي)
جمال الجويني

ثانياً: مقالات وعرض كتب

- أوجه الضعف في فرضية التوقعات العقلانية لهيكل أسعار الفائدة (مقال إنجليزي)
نيزار حيراثي

ثالثاً: ملخصات رسائل

- التحليل الاقتصادي للكفاءة الإنتاجية لمصانع منتجات الألبان وعلاقته بالأمن الغذائي في المملكة العربية السعودية
نجيب محمد علي الدودحي

السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية
نصف سنوية محكمة
تصدر عن جمعية الاقتصاد السعودية

First: Articles -

- *Time-Varying Comovements among Exchange Rates: Empirical Evidence from Saudi Arabia and International Economies*
Jamel Jouini
- *Determinants of Demand for Foreign Reserves in GCC Countries.(Arabic)*
Ayman M. A. Hendy

Second: View Articles and Books

- *Weakness in the Expectations Hypothesis of the term structure interest rates*
Nizar Harrathi

Third: Thesis Abstracts

- *Economic Analysis of the Production Efficiency of the Milk Products Factories and its Relationship to Food Security in Saudi Arabia*
Nageeb M. Aldawdahi

A Refereed Bi Annual Series
of The Saudi Economic Association
Published by The Saudi Economic Association

Guidelines for Authors Economic Studies Scientific Series for the Saudi Economic Society

This refereed biannual periodical is a publication of the Saudi Economic Society at king Saud University. Its purpose is to provide an opportunity for scholars to publish their original research. The Editorial Board, through Division Editorial Boards, will consider manuscripts in the field of economics and its branches. 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 And if accepted for publication, may not be published elsewhere without the express permission of the Editor-in- Chief.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., ... books³ 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 71115 RYADH 11587

SAUDI ARABIA

10 – Frequency: Biannual

قواعد النشر في

مجلة دراسات اقتصادية

السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية

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 المراجع 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 المراجع داخل قوسين مربعين متبوعا باسم المؤلف ثم الأسماء الأولى أو اختصاراتها فعنوان الكتاب (تحت 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 المراجع السابق ذكره (نفسه) مع ذكر أرقام الصفحات المعنية بين قوسين مربعين على مستوى السطر. يجب مراعاة عدم استخدام الاختصارات مثل: المراجع نفسه ، المراجع 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 المراجع بين قوسين بنفس طريقة استخدامها في المتن . تقدم التعليقات على صفحات مستقلة علما بأنها ستطبع اسفل الصفحات المعنية ويفصلها عن المتن خط.

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

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

(٩) المراسلات: توجه جميع المراسلات إلى:

رئيس التحرير - السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية ص ب ٧١١١٥ الرياض ١١٥٨٧ المملكة العربية السعودية

هاتف ٠١١٤٦٧٤١٤١ فاكس ٠١١٤٦٧٤١٤٢

(١٠) عدد مرات الصدور: نصف سنوية.

هذه الدورية العلمية نصف سنوية محكمة تعنى بالشئون الاقتصادية تصدر عن جمعية الاقتصاد السعودية بجامعة الملك سعود، وهي تهدف إلى إتاحة الفرصة للباحثين لنشر نتائج أبحاثهم. تنظر هيئة التحرير – من خلال هيئات التحرير الفرعية - في نشر مواد في علم الاقتصاد وفروعه. تقدم البحوث الأصلية، التي لم تنشر أو ترسل للنشر في محلات أخرى، بالإنجليزية أو بالعربية، وفي حالة القبول يجب ألا تنشر المادة في أي دورية أخرى دون إذن كتابي من رئيس هيئة التحرير.

تصنف المواد التي تقبلها المجلة للنشر إلى الأنواع الآتية:

(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 أجزاؤها في مجال علم الاقتصاد وفروعه أو أجريت في خلال فترة زمنية محددة وإلا تتجاوز (٥) صفحات.

(٣) المنبر (منتدى): 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 × 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 إلا 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 x ١٨سم)، ويتم إعداد الأشكال بالحبر الصيني الأسود على ورق كلك، ولا تقبل صور الأشكال عوضا عن الأصول . كما يجب أن تكون الخطوط واضحة ومحددة ومنمتظمة 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 ، م، م، كم، مل، كجم، ق، %، ... الخ.

(٥) المراجع : بصفة عامة يشار إلى المراجع بداخل المتن بالأرقام حسب أولوية ذكرها. تقدم المراجع جميعها تحت



دارسات اقتصادية: السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية، المجلد (١١)، العدد (٢١)

دارسات اقتصادية

السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية

المجلد الحادي عشر

العدد (٢١)

يناير (٢٠١٤م)

صفر (١٤٣٥هـ)

أعضاء هيئة التحرير

(رئيساً)	أ. د. خالد بن حمد القدير
(سكرتيراً)	د. أحمد بن عبد الكريم المحيميد
(عضواً)	أ. د. محمد بن إبراهيم السحيباني
(عضواً)	أ. د. عادل محمد خليفة غانم
(عضواً)	د. بندر بن أحمد محمد أبا الخيل

المحتويات

أولاً: البحوث والدراسات

* محددات الطلب من الاحتياطات الاجنبية لدول مجلس التعاون الخليجي

ايمن محمد إبراهيم هندي

* التحركات المتزامنة المتقلبة زمنياً بين أسعار الصرف: دراسة تطبيقية للمملكة

العربية السعودية والاقتصاديات العالمية (إنجليزي)

جمال الجويني

ثانياً: مقالات وعرض كتب

* أوجه الضعف في فرضية التوقعات العقلانية لهيكل أسعار الفائدة (مقال

إنجليزي)

نيزار حيراثي

ثالثاً: ملخصات رسائل

* التحليل الاقتصادي للكفاءة الإنتاجية لمصانع منتجات الألبان وعلاقته بالأمن

الغذائي في المملكة العربية السعودية

نجيب محمد علي الدودحي

أولاً: البحوث والدراسات

محددات الطلب من الاحتياطات الأجنبية لدول مجلس التعاون الخليجي

د. أيمن محمد إبراهيم هندي*

ملخص البحث

تهدف الورقة إلى التعرف على أهم محددات الطلب من الاحتياطات الأجنبية لدول مجلس التعاون الخليجي، كما تستعرض الورقة تطور احتياطات النقد الأجنبي الخليجية خلال الفترة ١٩٧٥ - ٢٠١٣م. بالإضافة إلى ذلك؛ تختبر الورقة مدى كفاية الاحتياطات الأجنبية في دول مجلس التعاون الخليجي على الوفاء بالتزاماتها الخارجية، بما يجنبها الإجراءات والسياسات التي قد تلجأ إليها في حالة عدم وجود أو عدم كفاية هذه الاحتياطات. وقد اعتمدت الدراسة قياسياً على تحليل الانحدار للبيانات المدمجة Panel data (نموذج الأثر الثابت). وتشير نتائج التقدير إلى أن أهم محددات الطلب على الاحتياطات الأجنبية لدول مجلس التعاون الخليجي هي الناتج المحلي الإجمالي (حجم الدولة) والواردات من السلع والخدمات وتحويلات العمالة وعرض النقود.

(الكلمات المفتاحية: الاحتياطات الأجنبية، دول مجلس التعاون الخليجي، بيانات مدمجة)

* استاذ مساعد، قسم الاقتصاد، كلية إدارة الأعمال، جامعة الملك سعود

Determinants of Demand for Foreign Reserves in GCC Countries

ABSTRACT

This paper aims at identifying the determinants of demand for foreign reserves in GCC countries. It also demonstrate development of foreign reserves over the period from 1975 to 2013, in addition, the paper tests the adequacy of GCC foreign reserves to meet external obligations. By implementing the regression analysis of Panel data (fixed effect model), results indicate that the most important determinants of the demand for foreign reserves in GCC countries are the GDP (the country size), imports of goods and services, workers' remittances and money supply.

محددات الطلب من الاحتياطات الأجنبية لدول مجلس التعاون الخليجي

مقدمة:

على إثر طفرتي أسعار النفط في الأعوام ١٩٧٣-١٩٧٤ و ١٩٧٩م تحققت لدى دول مجلس التعاون الخليجي فوائض مالية ضخمة، حيث ارتفعت هذه الفوائض من ٥ مليار دولار في نهاية عام ١٩٧٣م إلى ٦٠ مليار دولار في عام ١٩٧٤م، ثم عاودت الارتفاع مرة أخرى في عام ١٩٧٩م، ورغم تدهورها إبان الحرب العراقية الإيرانية، وتداعيات حرب تحرير الكويت، إلا أنها عاودت الارتفاع مع الطفرة النفطية الثالثة بدءاً من العام ٢٠٠٣م. ورغم انخفاض أسعار النفط والإيرادات بسبب الأزمة المالية العالمية في العام ٢٠٠٨م؛ إلا أنها عادت إلى مستوياتها المرتفعة مع التعافي التدريجي للاقتصاد العالمي في ٢٠١١م. ورغم اختلاف الطفرة الأخيرة عن الطفرتين السابقتين في تأثيرها على اقتصادات الدول المنتجة للنفط، بسبب اتساع الهياكل الإنتاجية لدول مجلس التعاون من ناحية، وزيادة القدرة الاستيعابية لاقتصاداتها من ناحية أخرى، لاتزال دول مجلس التعاون الخليجي تحتل مراتب متقدمة عالمياً في حجم احتياطاتها الأجنبية في نهاية العام ٢٠١٤م. فالمملكة العربية السعودية تحتل المركز الثالث بنحو ٦٩٨ بليون دولاراً، والامارات المركز ٢٩ بنحو ٧٥ بليون دولاراً، وقطر في المركز ٤٠ بنحو ٤١ بليون دولاراً، والكويت في المركز ٤٣ بنحو ٣٨,٥ بليون دولاراً، وسلطنة عمان في المركز ٦٢ بنحو ١٧,٧

بليون دولاراً، والبحرين في المرتبة ٨٣ بنحو ٦ بلايين دولاراً. مع ملاحظة أنه قد لا يمكن التمييز بين الاحتياطات الأجنبية والصناديق السيادية، كما تم الإشارة في الهامش.¹

ويعد الطلب على الاحتياطات الأجنبية دالة في طبيعة الهيكل الاقتصادي للدولة، ومستوى تطوره، كما توفر الاحتياطات الأجنبية القدرة على تسوية المدفوعات الدولية، وتجنب الأزمات التي تنشأ بسبب عدم القدرة على السداد. إضافة إلى أن الاحتياطات الأجنبية توفر الثقة لدى الشركاء الدوليين، سواء في الاستثمار أو التجارة؛ من ناحية مقدرة الدولة على الوفاء بالتزاماتها، وهو ما يمكن من الحصول على التمويل الخارجي دون تكلفة كبيرة. والحد الأدنى المتعارف عليه دولياً لحجم هذه الاحتياطات يجب ألا يقل عن ٢٠% من إجمالي قيمة الواردات (أو من ٣ إلى ٦ أشهر من تغطية الواردات)، وترجع أهمية البحث إلى سببين رئيسيين؛ الأول: الزيادة الملحوظة في مستويات الاحتياطات الخليجية، وبالتالي العوامل المسؤولة عن المستويات الحالية للاحتياطات الأجنبية بدول مجلس التعاون. والسبب الثاني: التدهور الحاد في أسعار النفط خلال العامين الماضيين، وما قد يترتب عليه من تدهور مستويات الاحتياطات الأجنبية بدول مجلس التعاون، وبالتالي التساؤل عن مستويات الأمان لتلك الاحتياطات.

¹ The World Factbook, "reserves of foreign exchange and gold", CIA .

يجب ملاحظة أن الأرقام السابقة لا تعكس قيمة الصناديق السيادية للدول والتي بلغت تقديراتها للأمارات ٨١٦,٦ بليون دولاراً، وللمملكة العربية السعودية ٥٣٢,٨ بليون دولاراً، وللكويت ١١٥ بليون دولاراً، ولقطر ٣٤٢ بليون دولاراً؛ راجع بيانات معهد صناديق الثروة السيادية، مارس ٢٠١٣.

رتبتُ الورقة على النحو التالي؛ بعد المقدمة السابقة تم تخصيص الجزء التالي لاستعراض الإطار النظري والدراسات السابقة، وأما الجزء الذي يليه فيستعرض أهم مؤشرات تطور الاحتياطات الأجنبية الخليجية، ومدى كفاية تلك الاحتياطات، في حين يستعرض الجزء الأخير من الدراسة النموذج القياسي، يليه النتائج والتوصيات.

الإطار النظري والدراسات السابقة:

طبقاً للمدخل النقدي (Monetary Approach) تعد العلاقة بين عرض النقود والطلب عليها - في دولة صغيرة- المحدد لمستوى الاحتياطات الأجنبية أو للتغيرات في سعر الصرف. فإذا كانت الدولة تتبع نظام سعر الصرف المربوط، فإن تغيرات عرض النقود لا بد أن تنعكس على مستوى الاحتياطات الأجنبية. فعندما يزيد المعروض النقدي، ويزيد الطلب على السلع والخدمات سواء المحلية أو المستوردة؛ ترتفع مستويات الأسعار محلياً ويزيد الطلب على الواردات، وهو ما ينعكس على عجز الميزان التجاري، ويؤدي لتهور في الاحتياطات الأجنبية. ومع كل انخفاض في الاحتياطات الأجنبية تقوم السلطات النقدية بتخفيض عرض النقود، وهو ما ينعكس بدوره على مستوى الأسعار وتنافسية الإنتاج المحلي حتى يعود التوازن مرة أخرى بين عرض النقود والطلب عليها. ويستخلص من ذلك أن الطلب على الاحتياطات الأجنبية يعتمد على محددات التوازن بين عرض النقود والطلب منها، وعلى نظام سعر الصرف المتبع.

تعرف الاحتياطات الأجنبية لدولة ما - حسب صندوق النقد الدولي - بأنها تلك الأصول الخارجية الموجودة تحت تصرف السلطات النقدية والخاضعة لسيطرتها لتلبية احتياجات ميزان المدفوعات التمويلية، أو التدخل في أسواق الصرف للتأثير على سعر صرف العملة، أو غير ذلك من الأغراض ذات الصلة، كالمحافظة على الثقة في العملة المحلية وتشكيل أساس يستند إليه في الاقتراض الخارجي. أي لا بد أن تكون الأصول الاحتياطية أصولاً بالعملة الأجنبية، وموجودة بالفعل، وليست أصولاً محتملة.^٢

وعليه تتكون الاحتياطات الرسمية من الذهب النقدي، والنقد الأجنبي (عملة وودائع، أوراق مالية، مشتقات مالية)، والمركز الاحتياطي للدولة لدى صندوق النقد الدولي من حقوق السحب العادية والخاصة.

لقد تراجع دور الذهب وتدهورت أهميته كأحد عناصر الاحتياطات الأجنبية، خاصة في ظل الثبات النسبي لعرضه، مقارنة بعناصر الاحتياطات الأجنبية الأخرى، من نحو ٧٠% عام ١٩٥٠م إلى نحو ٤١% عام ١٩٧٠م، ثم إلى نحو ٥,٨% عام ١٩٩٠م، وواصلت أهمية الذهب هبوطها لتصل إلى نحو ٠,٥% عام ٢٠١٤م. وخلال نفس الفترة ارتفع نصيب العملات الأجنبية في إجمالي الاحتياطات الدولية من نحو ٣٠% خلال فترة الخمسينيات والستينيات إلى نحو ٨٨% من إجمالي الاحتياطات خلال التسعينيات، لتصل نحو ٩٤% في عام ٢٠٠٠. ووصلت إلى ٩٨% من عام ٢٠٠٦م إلى العام ٢٠٠٨م، ثم إلى نحو ٩٦% في عام ٢٠١٤م.

^٢ صندوق النقد الدولي، (٢٠٠٩)، ص ١١١.

ويمثل الدولار الأمريكي أهم مكونات الاحتياطات الأجنبية، حيث بلغت نسبته في السنوات الثلاثة (١٩٩٩، ٢٠٠٠، ٢٠٠١) نحو ٧١%. ثم بدأت هذه النسبة في الانخفاض حتى وصلت إلى نحو ٦٢,٨% نهاية عام ٢٠١٤، في المقابل انخفض نصيب اليورو من نحو ١٧,٩%، ليصل لنحو ١١,٦% من إجمالي الاحتياطات الأجنبية نهاية عام ٢٠١٤م.^٣

ويمثل المركز الاحتياطي لدى صندوق النقد الدولي نسبة محدودة في حجم الاحتياطات الدولية، حيث لم يزد إسهامها عن ٦,١% في عام ١٩٧٢م، ليرتفع إلى نحو ٩,٧% عام ١٩٨٣م، وتراجع وبشكل ملحوظ في العام ٢٠١٤ إلى نحو ٢,٥%.^٤

ومع انهيار نظام Britton Woods لأسعار الصرف الثابتة؛ لقي الطلب من الاحتياطات الأجنبية اهتماماً كبيراً في مجال البحوث النظرية والعملية، وكذلك للتعرف على مستوى الطلب من الاحتياطات تحت نظام أسعار الصرف المرنة. وذلك للبحث في العوامل أو المحددات التي تؤثر في طلب الدولة من الاحتياطات الأجنبية. واهتمت الدراسات ببحث الاختلافات في دوال الطلب من الاحتياطات الأجنبية بين الدول النامية والمتقدمة، وفيما يلي استعراض لبعض هذه الدراسات:

في دراسة محمود حسن حسني (١٩٩٨م) لتقدير محددات الطلب من الاحتياطات الأجنبية في مصر خلال الفترة من ١٩٧٠-١٩٩٥م؛ استخدم

^٣ IMF, (2015), Allocated Reserves; Foreign Exchange Holdings والإحصاءات

المالية الدولية، (٢٠١٥) صندوق النقد الدولي.

^٤ Barry Eichengreen, et. Al., (2014)

الباحث دالة موسعة تحتوي على متغير عدم الاستقرار في حصيلة الصادرات، والثروة الكلية للدولة مقدرة برصيد رأس المال الثابت، ومتغير صوري لتغيرات نظام سعر الصرف، ومتوسط التعرفة الجمركية (لامتصاص أثر السياسة التجارية المطبقة) بالإضافة للميل للاستيراد، وتكلفة الاحتفاظ بالاحتياطات. وقد استنتجت الدراسة معنوية كل من نظام سعر الصرف، وتكلفة الاحتفاظ والثروة الكلية، وعدم معنوية باقي المتغيرات.

وفي اختبار (Badinger, H., (2004) لدالة الطلب على الاحتياطات الأجنبية في النمسا باستخدام نموذج تصحيح الخطأ خلال الفترة ١٩٨٥-١٩٩٧م؛ أكدت النتائج صحة المنهج النقدي لميزان المدفوعات من ناحية عدم توازن فائض الطلب وفائض العرض من النقود على تقلبات الاحتياطات الأجنبية. كما أكدت الدراسة معنوية كل من متغير الواردات، ومتغير تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالاحتياطات.

وفي دراسة (Baek, S., and Choi, C., (2004) لدالة الطلب من الاحتياطات الأجنبية في ١٣٧ دولة خلال الفترة ١٩٨٠-٢٠٠٠م؛ استنتجت الدراسة معنوية كل من نظام سعر الصرف المتبع، وتقلب حصيلة الصادرات، ومتوسط نصيب الفرد من الناتج في تفسير تقلبات مستوى الاحتياطات الأجنبية بتلك الدول.

كما اختبرت دراسة (AL Salem, (2005) تقدير محددات دالة الطلب من الاحتياطات الأجنبية لخمس دول مصدرة للنفط هي: الكويت وهولندا والنرويج والمملكة العربية السعودية وفنزويلا، وذلك خلال الفترة ١٩٨٥-٢٠٠٢م. وقد استنتجت الدراسة تأثر الطلب من الاحتياطات الأجنبية بالدول النفطية بزيادة الواردات وتكلفة الفرصة البديلة، وأسعار النفط، كما استنتجت أن

ظروف سوق النقد، ونظام سعر الصرف المتبع ذو تأثير كبير على مستوى الاحتياطات في كل دولة.

وفي دراسة (Terada-Hagiwara, Akiko, (2005) التحليلية -دون استخدام أي من الأساليب القياسية- عن الطلب من الاحتياطات الأجنبية في ثلاثة عشر من دول جنوب شرق آسيا عقب الأزمة المالية التي حدثت هناك في يوليو ١٩٩٧م؛ أكدت الدراسة على دور كل من حساب رأس المال، ونظام سعر الصرف في تحديد مستويات الاحتياطي في الدول موضع التحليل.

وباستخدام التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ توصلت دراسة (Prabheesh, K, P., et al., (2007) في تقدير محددات دالة الطلب من الاحتياطات الأجنبية في الهند خلال الفترة ١٩٨٣-٢٠٠٥ إلى معنوية كل من نسبة الواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي، ونسبة النقود بمعناها الواسع إلى الناتج المحلي الإجمالي، والمرونة في أسعار الصرف، وفروق معدلات الفائدة، أي أن تلك المتغيرات هي المحددات الأساسية لدالة الطلب من الاحتياطات في الأجل الطويل. كما بينت النتائج حساسية الاحتياطات لتقلبات حساب رأس المال، وضعف حساسيتها لتكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالاحتياطات، كما تشير سرعة التعديل بنموذج تصحيح الخطأ إلى كفاءة إدارة الاحتياطات، والسياسة النشطة في هذا الاتجاه.

وفي دراسة (Choudhry, T., and Hasan, M., (2008) عن العلاقة بين الاحتياطات من العملات الأجنبية ونظام سعر الصرف المتبع في ثلاث دول نامية هي: كينيا، والمكسيك، والفلبين؛ وباستخدام التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ لاختبار العلاقة بين الاحتياطات وثلاثة متغيرات أخرى هي: الميل المتوسط للاستيراد، وحجم الواردات وتقلب مستوى الاحتياطات،

توصلت الدراسة إلى وجود علاقة ثابتة طويلة الأجل بين الاحتياطات من العملات الأجنبية والمتغيرات المفسرة في الدول الثلاث، وخلال جميع الفترات الفرعية سواء التي شهدت ثبات سعر الصرف أو تعويمه. أما نتائج تصحيح الخطأ فتشير إلى العلاقة السببية بين المتغيرات المفسرة والاحتياطات خلال الأجلين الطويل والقصير، وأيضاً أثناء تطبيق نظامي سعر الصرف الثابت والمعوم.

أما دراسة (Hsin, H., et. al., (2011) عن الاقتصاد الصيني، فقد تناولت دراسة محددات احتياطات الصين من العملات الأجنبية، وذلك أثناء الفترات التي شهدت أحداث مهمة بالاقتصاد الصيني والعالمي مثل: إنفلونزا الطيور، ونظام أسعار الصرف الحرة المدارة التي اعتمدها الصين، وسياسات التجارة خمسة عشر لتايوان التي اقترحتها الصين، ونظام تعاملات المصارف الأجنبية بالصين. وقد استخدمت الدراسة متغيرات صورية لامتناس الآثار السابقة، وتوصلت من النموذج القياسي إلى وجود آثار سلبية للمتغيرات السابقة على الاحتياطات من العملات الأجنبية.

كذلك استعرضت دراسة (Xin Wang., et. al., (2012) عن الاقتصاد الصيني، والذي يعد من أعلى الاحتياطات عالمياً بنحو يفوق الثلاثة تريليون دولاراً، تطورات إصلاح نظام إدارة النقد الأجنبي في عام ١٩٩٤م. وتجاوز الفائض التجاري الصيني الفائض في أي اقتصاد آخر، والضغط الدولية لإعادة تقييم العملة الصينية. كما ناقشت الدراسة المستويات العالية لاحتياطي النقد الأجنبي في الصين؛ في محاولة لفهم العلاقة بين مستوى الاحتياطات وسعر الصرف والمستوى العام للأسعار. وقد أوصت الدراسة بناء

على المستويات العالية للأداء الاقتصادي والاحتياطات بالمزيد من المرونة في نظام سعر الصرف المتبع بالصين.

توصلت دراسة (Zeng S., (2012) أيضاً عن الاقتصاد الصيني، وباستخدام أسلوب المؤشرات وبتطبيق نموذج Heller, (1966) لتحليل التكلفة والعائد؛ إلى أن الزيادة الملحوظة في احتياطي النقد الأجنبي بالصين قد تجاوزت متطلبات النقد الأجنبي (واردات ثلاثة أشهر)، كما أن متطلبات احتياطات النقد الأجنبي تفوق بنسبة ٤٠% رصيد الديون الخارجية الإجمالية. وكشف تحليل التكلفة والعائد لمتطلبات الاحتياطي من العملات الأجنبية لمؤسسات الاستثمار الأجنبي عن زيادة التكاليف عن العوائد. وباستثناء الفترة ٢٠٠٠ - ٢٠٠٣م؛ جاوز احتياطي النقد الأجنبي الفعلي بالصين المستوى الأمثل المحسوب باستخدام نموذج هيلر، أما في باقي السنوات فقد قل احتياطي النقد الأجنبي الفعلي عن المستوى الأمثل، كما ناقشت الدراسة عدداً من أوجه القصور في نموذج هيلر لحساب المستوى الأمثل للاحتياطات.

في دراسة (Tahir Khan, M., (2013) عن العلاقة بين اثر تقلبات سعر الصرف وتقلبات الاحتياطات الأجنبية في باكستان، وباستخدام التكامل المشترك وتحليل السببية خلال الفترة من ١٩٨٣ على ٢٠٠٩م؛ توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طويلة الاجل بين كل من معدل الصرف الاسمي الفعال ومعدل الصرف الحقيقي والاحتياطات الأجنبية، كما ان اتجاه السببية من سعر الصرف إلى الاحتياطات.

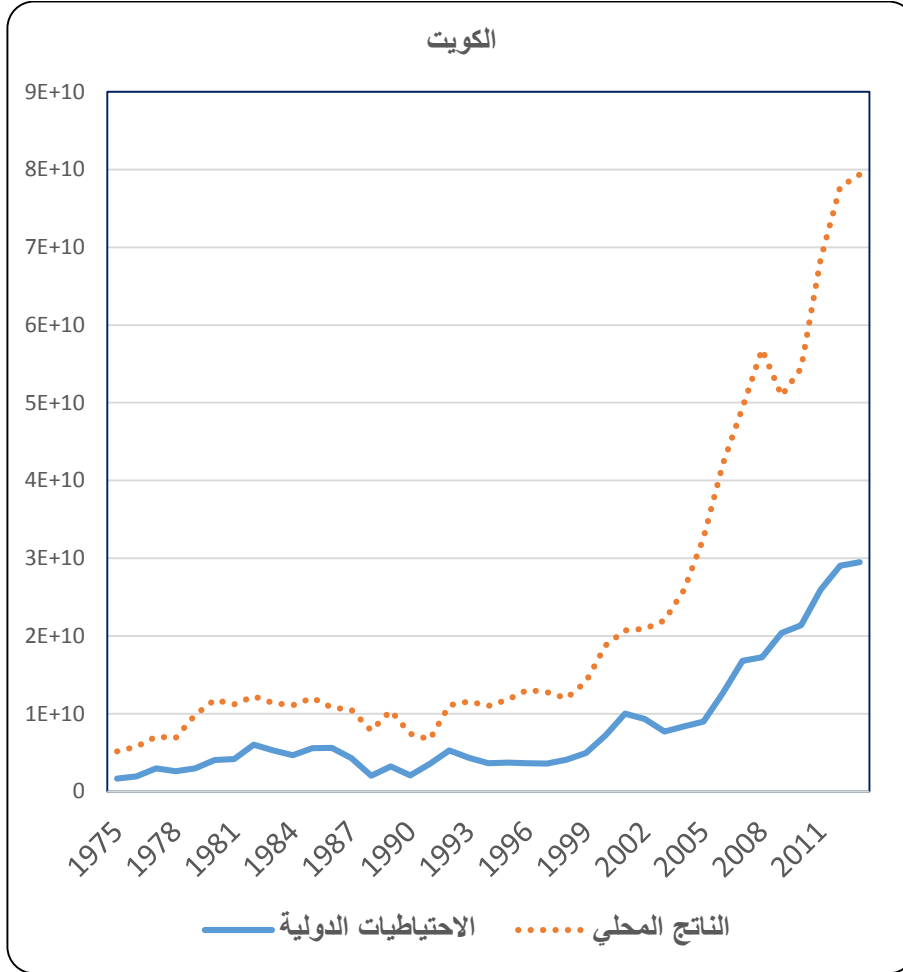
وترجع دراسة (Barry Eichengreen, et. Al., (2014) التحول عالمياً في مستوى ومكونات الاحتياطات الأجنبية إلى تغير نظام سعر الصرف أوائل السبعينيات (من نظام سعر الصرف الثابت إلى نظام سعر

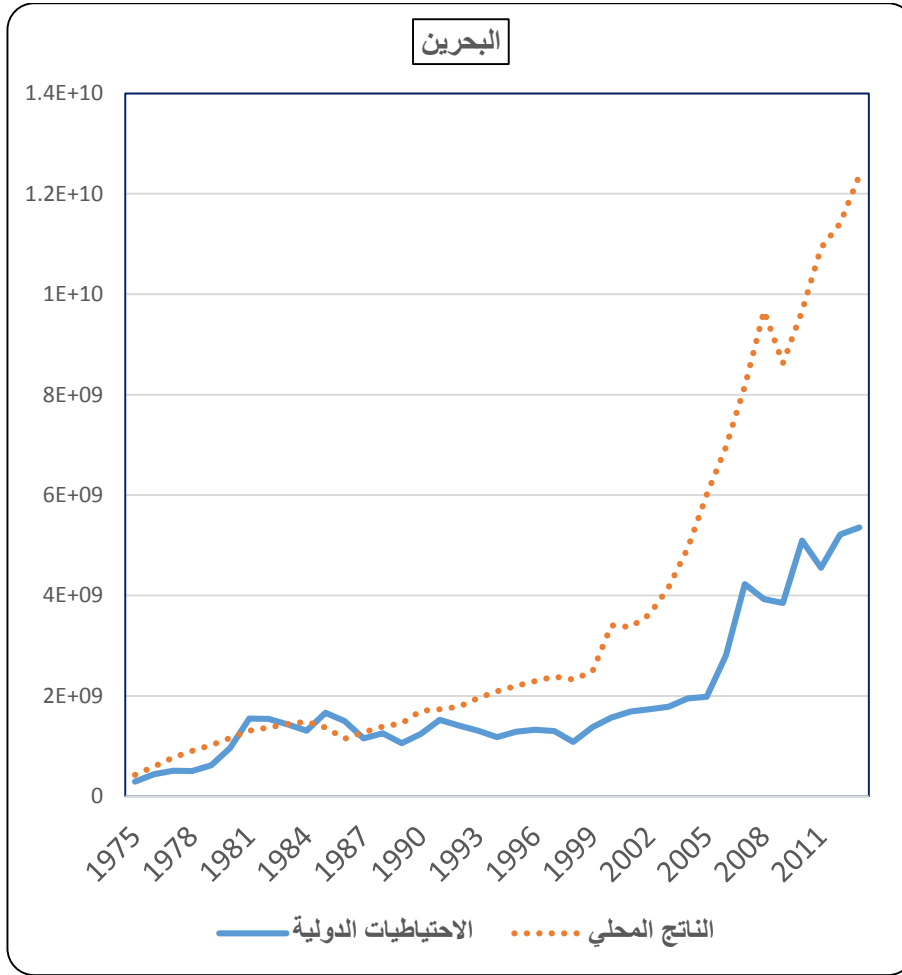
الصرف المرن)، المعروفة في الكتابات الاقتصادية "بفرضية الاضطراب Upheaval Hypothesis"، والتي تستدعي الاحتفاظ بمستويات احتياطات أعلى بالعملات الأجنبية. إن دواعي تحقيق مصداقية السياسات النقدية، ومنع التقلبات الحادة في مستويات سعر الصرف، ومعدلات التضخم، وعدم الرغبة في حدوث تقلبات كبيرة في تخصيص الموارد؛ تستدعي جميعها السيطرة على تقلبات الأسعار وسعر الصرف، وهو ما يتطلب الاحتفاظ باحتياطات كبيرة بالعملات الأجنبية. كما تشير الدراسة أيضاً إلى أن حجم الدول مقدراً بالنتائج المحلي الإجمالي، ودرجة انفتاح حساب رأس المال من المحددات المهمة لزيادة الطلب على العملات الأجنبية.

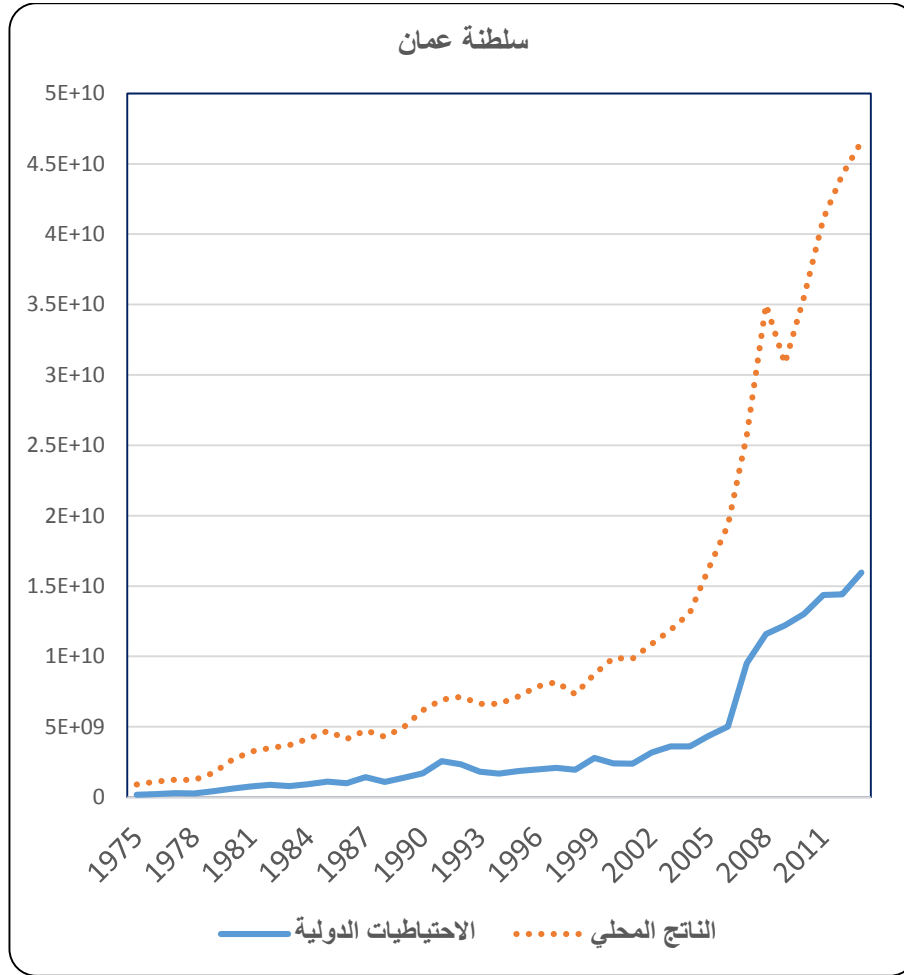
مؤشرات تطور وكفاية الاحتياطات الاجنبية بدول مجلس التعاون:

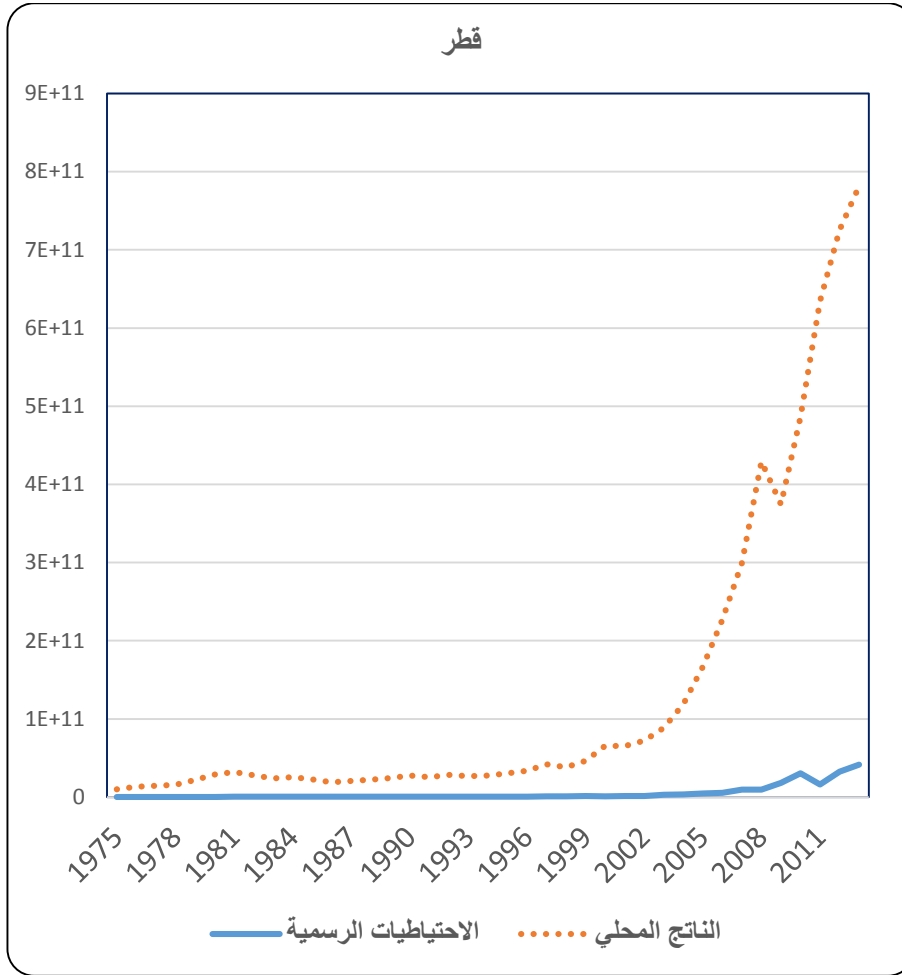
يشير تطور الاحتياطات الخارجية بالجدول (م ١) بالملحق الاحصائي والممثلة بالشكل (١) إلى نموها بنسب بسيطة خلال الارتفاع الأول لأسعار النفط. وقد وصلت الاحتياطات ذروتها في السعودية في العام ١٩٨١م بنحو ٣٢,٤ بليون دولار، وبنحو ٣,٢ بليون دولار في الإمارات ونحو ١,٦ بليون دولار في البحرين في نفس العام، ونحو ٦ بلايين دولاراً في الكويت في العام ١٩٨٢م. أما في كل من قطر وعمان؛ فقد وصلت ارتفاعاتها حتى العام ١٩٩١م. إلا أن القفزات الحقيقية الكبيرة في نمو الاحتياطات قد بدأت مع ارتفاعات أسعار النفط في العام ٢٠٠٥م، ولم تتوقف في الزيادة حتى آخر البيانات المتاحة في العام ٢٠١٣م.

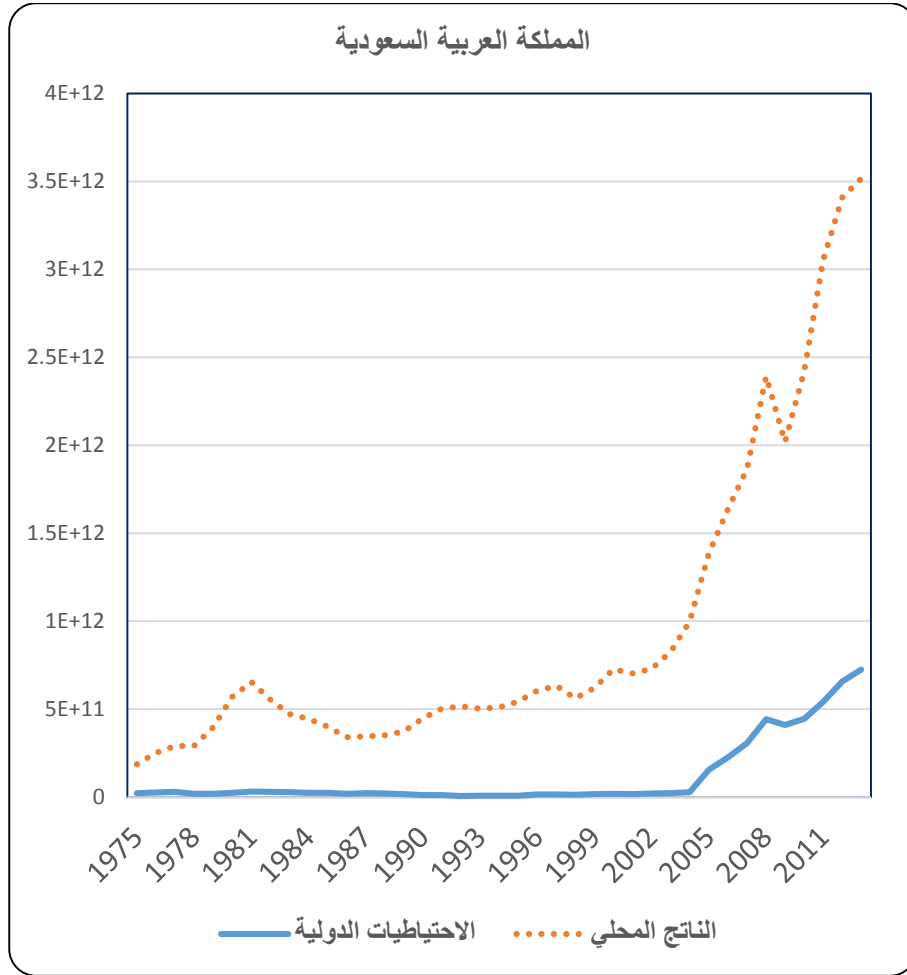
شكل (١): الاحتياطات الأجنبية والنتاج المحلي الإجمالي لدول مجلس التعاون الخليجي (دولار أمريكي)

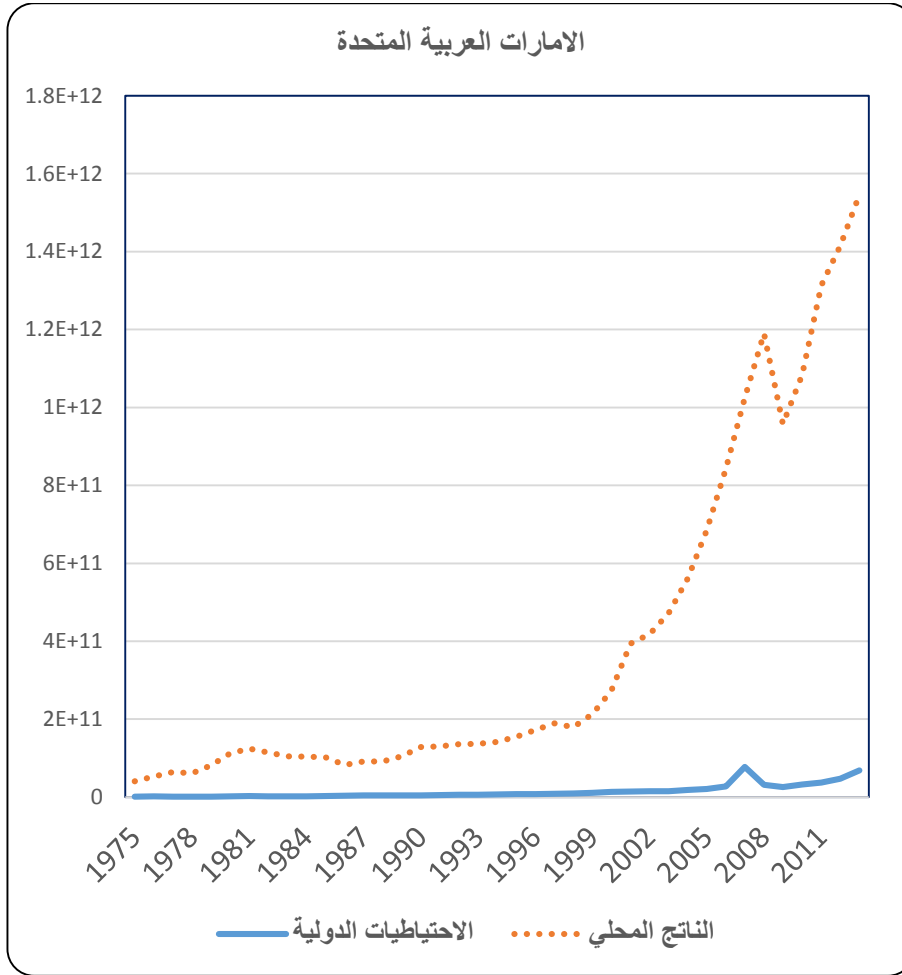












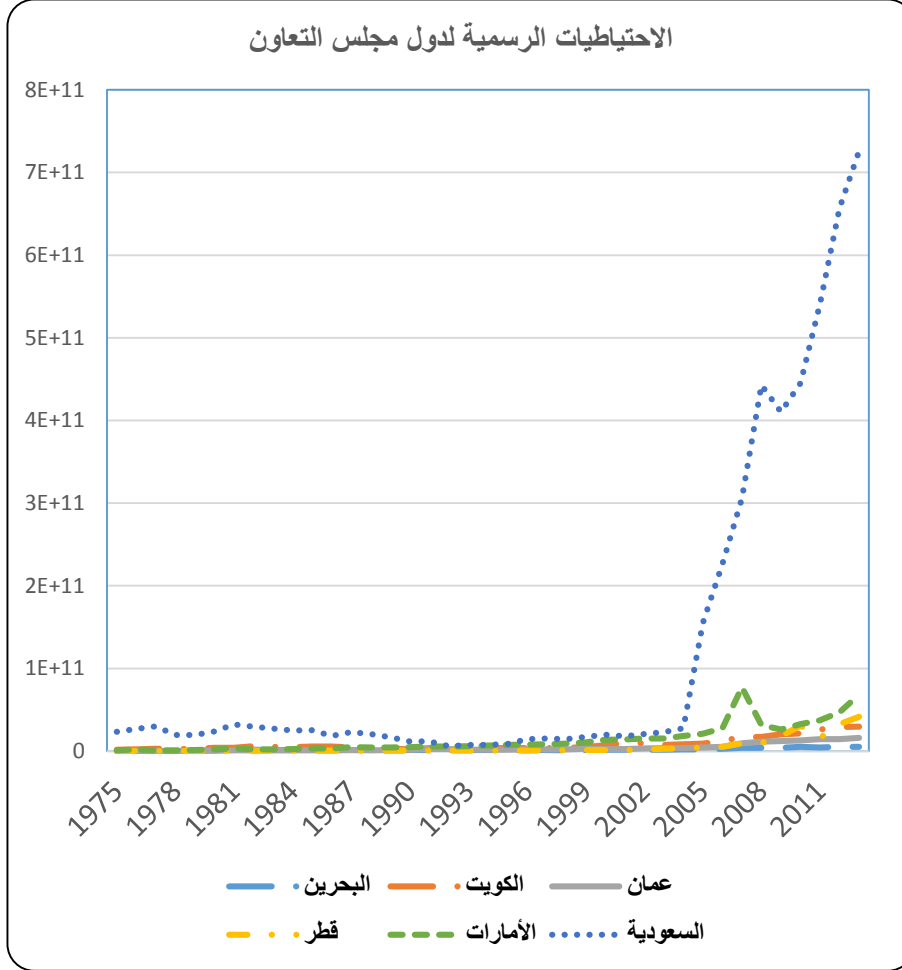
وترى دراسة (Duha Al-Kuwari, 2013) أن الاعتماد الكبير لاقتصادات دول مجلس التعاون الخليجي على عائدات النفط قد أدى لعدة نتائج مهمة وهي:

١. الحاجة لتحقيق الاستقرار في الإنفاق العام، ومعدلات النمو الاقتصادي في ظل تقلب أسعار النفط: وهو ما يتطلب المزيد من الاحتياطات. وتشرح الاشكال السابقة بوجه عام التزامن بين معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي ونمو الاحتياطات الأجنبية بدول مجلس التعاون، وذلك على الرغم من تفوق معدلات نمو الناتج على نمو الاحتياطات بشكل ملحوظ في كل من قطر والامارات العربية المتحدة.

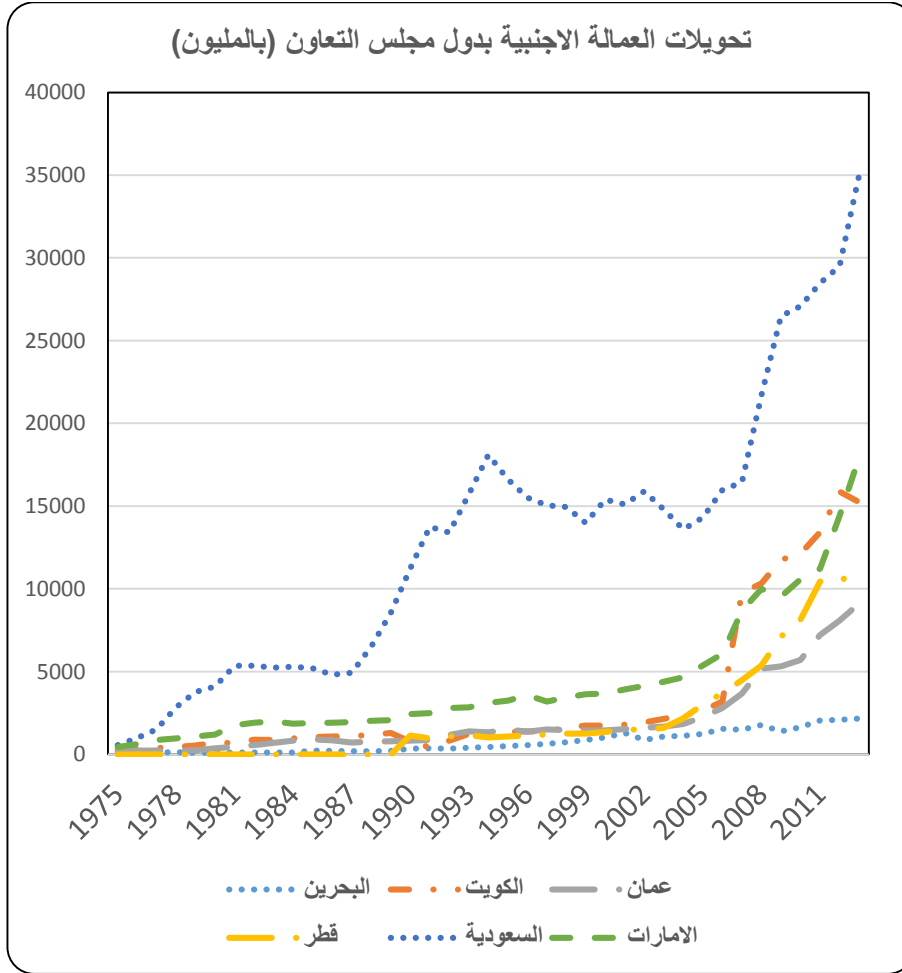
٢. هيمنة القطاع العام: حيث لا يزال دور القطاع الخاص محدوداً في تكوين الناتج المحلي الإجمالي، وهو ما يتطلب احتياطات كبيرة لمساعدة دول مجلس التعاون على الوفاء بالتزاماتها.

٣. تزايد الطلب على الاحتياطات الأجنبية مع زيادة تحويلات العمالة الأجنبية: فقد وصلت تلك التحويلات إلى نحو ١٠% من الناتج لسلطنة عمان في المتوسط خلال السنوات العشرة الأخيرة ، بينما تتخفف في الكويت إلى ٨%، ونحو ٧% في البحرين، ونحو ٦% في المملكة العربية السعودية خلال نفس الفترة؛ على الرغم من أن المملكة الأعلى قيمة كما يتضح من الشكل (٢).

الشكل (٢): الاحتياطات الرسمية وتحويلات العمالة الاجنبية بدول مجلس التعاون (دولار أمريكي)



المصدر: صندوق النقد الدولي (٢٠١٥) الإحصاءات المالية الدولية.



المصدر: البنك الدولي، (٢٠١٥) تحويلات العمالة الاجنبية.

وبسبب التخوف من أثر زيادة الطلب على العملات الأجنبية على قيم العملة الخليجية، وبسبب الرغبة في الحفاظ على مصداقية نظام سعر الصرف المربوط، كان لزاماً على السياسة النقدية الاحتفاظ بمستويات كبيرة من الاحتياطات، وإلا سوف يكون لتحويلات العمالة الأجنبية آثاراً انكماشية على اقتصادات تلك الدول.

إن الطبيعة السائلة للاحتياطات بوجه عام تعني أن هناك تكلفة فرصة بديلة للاحتفاظ بتلك الاحتياطات، ولذلك من المفيد البحث في العائد المرتبط بالاحتفاظ بها. والعائد المتوقع من الاحتياطات هو القدرة على مواجهة الاحتياجات الدورية، وامتصاص الصدمات الخارجية غير المتوقعة مثل ارتفاع أسعار الواردات، ونقص حصيلة الصادرات، وصعوبات الاقتراض الخارجي. ويعني ذلك أن هناك حجماً مناسباً من الاحتياطات الخارجية للوفاء بالمتطلبات الخارجية الدورية، وأن هناك حجماً آخر يجب توفيره لمواجهة الصدمات الخارجية. وتتعدد المؤشرات الخاصة بالحجم الأمثل من الاحتياطات الخارجية؛ وفيما يلي تتعرض الورقة لأهم تلك المؤشرات مع تطبيقها على دول مجلس التعاون الخليجي:

نسبة أو عدد أشهر تغطية الواردات: وهو أحد المقاييس التقليدية لتغطية احتياجات الميزان التجاري للدولة، وهو من المؤشرات الأساسية بسبب ارتباط الواردات بمستويات الاستهلاك المحلي، والإنتاج الجاري، والنمو الاقتصادي. وتتراوح الفترة المثلى لتغطية الاحتياطات للواردات بين ثلاثة وخمسة أشهر.

⁵ IMF., (2011).

جدول (١): نسب تغطية الواردات بالأشهر في دول مجلس التعاون الخليجي

السنوات	الامارات	سعودية	قطر	عمان	الكويت	البحرين
2000	3.39	5.01	27.24	5.65	7.47	8.79
2001	2.94	4.79	29.50	4.97	9.58	9.41
2002	2.33	5.52	31.19	6.77	7.91	8.02
2003	1.93	5.25	59.47	6.08	5.51	7.27
2004	1.97	5.25	54.37	4.49	5.14	5.52
2005	1.52	22.74	53.61	5.42	4.66	4.38
2006	1.51	23.90	63.34	5.11	6.14	3.90
2007	4.95	25.23	90.78	6.79	6.16	3.57
2008	1.84	30.04	65.13	6.14	5.37	2.77
2009	1.24	30.33	92.15	8.73	7.81	3.97
2010	1.40	30.63	207.46	8.15	7.27	3.44
2011	1.43	32.77	96.00	7.37	7.76	3.25
2012	3,817	36.60	157.95	6.21	7.58	3.06
2013	4,473	37.86	169.73	4.97	7.55	2.96

المصدر: صندوق النقد الدولي (٢٠١٥) الإحصاءات المالية الدولية.

تشير ارقام الجدول (١) إلى أنه عدا الامارات والسعودية وقطر، فإن عدد أشهر تغطية الاحتياطات الأجنبية للواردات تكاد تتفق مع التوصيات الخاصة بهذا الصدد. ففي الدول الثلاث وصلت الاحتياطات لأرقام غير مسبوقه تتعدى الأربعة آلاف شهر في الامارات، و ١٧٠ شهراً تقريباً في قطر، ونحو ٣٨ شهراً في السعودية، والأرقام الكبيرة تلك تكشف عن دوافع أخرى غير

الاستيراد للاحتفاظ بهذه الاحتياطات الكبيرة، فقد يكون الهدف الرئيس لتلك الاحتياطات هو مواجهة الصدمات الخارجية.

وبمقارنة دول مجلس التعاون الخليجي مع بعض دول العالم في العام ٢٠١٣م نجد أن تغطية الاحتياطات لأشهر الواردات هي شهر واحد في المملكة المتحدة، ونصف شهر في الولايات المتحدة، و٢٢ يوم في منطقة اليورو، وثلاثة عشرة شهراً في اليابان، وثمانية عشرة في الصين.

نسبة الاحتياطات إلى الخصوم الأجنبية **Foreign Liabilities**: تعبر الخصوم الأجنبية عن حقوق المستثمرين الأجانب ومطالبتهم على الأصول الوطنية. وقد ظهرت أهمية هذا المؤشر بعد الأزمة المالية في جنوب شرق آسيا، وكما يتضح من حسابها في الجدول (٢):

جدول (٢): نسب تغطية الخصوم الاجنبية في دول مجلس التعاون الخليجي

السنوات	الامارات	سعودية	قطر	عمان	الكويت	البحرين
2000	0.96	1.14	1.89	1.45	3.69	2.25
2001	1.74	1.11	1.71	1.54	5.63	2.54
2002	1.87	1.80	1.90	2.26	6.19	2.44
2003	1.83	2.12	2.34	3.06	6.16	1.93
2004	1.61	2.24	1.39	3.77	9.22	1.32
2005	0.91	8.93	1.48	6.36	4.28	1.3٤
2006	0.57	14.30	0.76	3.19	2.62	7.09
2007	0.88	10.89	0.53	2.63	2.16	1.٦٧
2008	0.41	14.64	0.39	2.03	3.47	1.23
2009	0.38	15.41	0.32	3.82	3.13	1.31

2010	0.44	17.61	0.11	4.00	2.79	1.25
2011	0.47	26.87	0.10	4.17	2.45	1.25
2012	0.55	31.01	0.31	4.35	2.12	1.18
2013	0.60	36.55	0.52	4.53	1.78	1.07

المصدر: صندوق النقد الدولي (٢٠١٥) الإحصاءات المالية الدولية.

تشير ارقام الجدول (٢) إلى ارتفاع معدلات التغطية في دولة واحدة فقط هي السعودية (نحو ٣٧ ضعفاً)، بينما تتدنى النسبة حتى في الامارات وقطر وهو ما يكشف عن زيادة ملحوظة في الاستثمارات الأجنبية في الدوليتين، وانخفاض نسبي في السعودية. وهو أمر متوقع في ظل عدم السماح بالاستثمارات الأجنبية كإيداعات في البنوك أو حتى البورصة السعودية، ورغم القرار الأخير للسماح لصناديق الاستثمار الأجنبية بالاستثمار في سوق الأسهم السعودي إلا أن اللائحة التنفيذية له لم تصدر بعد. أما في كل من البحرين والكويت فالمعدل في الحدود الموصى بها وهي الواحد الصحيح، وأعلى قليلاً في سلطنة عمان ولكنها لم تصل لمستويات تلك النسبة في السعودية.

نسبة الاحتياطات إلى عرض النقود:

يمكن من خلال مؤشر نسبة الاحتياطات إلى عرض النقود معرفة درجة الثقة في العملة الوطنية، ومدى كفاءة النظام المصرفي^٦. فمن المعروف أن لأي عملة قيمتان داخلية وخارجية، وأن زيادة عرض النقود تؤدي لتدهور القيمة الداخلية للعملة، وهو ما ينتقل لاحقاً لقيمتها الخارجية، حيث تبدأ ظاهرة

^٦ Mishra, R., & Sharma, C., (2011)

الاحلال النقدي، مما يفقد الحكومة قدراً كبيراً من احتياطاتها، وبدون حجم مناسب من الاحتياطات لا يمكن الدفاع عن القيمة الخارجية للعملة.

جدول (٣): نسب الاحتياطات لعرض النقود في دول مجلس التعاون

السنوات	الامارات	سعودية	قطر	عمان	الكويت	البحرين
2000	1.46	0.44	0.95	1.67	1.30	1.32
2001	1.32	0.37	0.63	1.23	1.50	1.15
2002	1.19	0.38	0.66	1.49	1.08	1.00
2003	0.95	0.38	0.88	1.61	0.76	0.81
2004	0.84	0.39	0.75	1.43	0.68	0.85
2005	0.74	2.04	0.64	1.39	0.75	0.70
2006	0.85	2.70	0.58	1.46	0.89	0.82
2007	1.56	2.98	0.84	1.91	1.10	1.00
2008	0.56	3.89	0.69	2.23	0.71	0.78
2009	0.43	2.94	0.87	3.81	0.65	0.67
2010	0.52	2.66	0.88	3.95	0.58	0.83
2011	0.52	2.66	0.90	4.22	0.52	0.65
2012	0.58	2.68	0.91	4.11	0.45	0.75
2013	0.66	2.72	0.93	4.42	0.39	0.72

المصدر: الإحصاءات المالية الدولية، (٢٠١٥) صندوق النقد الدولي.

ويعد انخفاض "نسبة الاحتياطات إلى عرض النقود" مؤشراً رئيساً لأزمة العملة، ونطاق هذه النسبة هو أن يكون ٥-١٥٪ بالنسبة للدول التي تستخدم

سعر الصرف المعوم، و ١٠-٢٠٪ بالنسبة للدول التي تستخدم سعر الصرف الثابت أو المعوم المدار.^٧

يبين الجدول (٣) أن نسبة الاحتياطيات الأجنبية إلى النقود في جميع دول مجلس التعاون أعلى من المعدل الذي يعد كافياً في أغلب السنوات، بل ترتفع النسبة بشكل مبالغ فيه سواء في السعودية أو قطر أو عمان.

النموذج والتقدير:

اعتماداً على المنهج النقدي فإن عرض النقود، ونظام سعر الصرف المتبع، والواردات، والمطالبات بالعملة الأجنبية (ومن بينها تحويلات العمالة الأجنبية) تمثل المتغيرات الأساسية للطلب على الاحتياطيات الأجنبية، وعليه فقد تم صياغة النموذج التالي للقياس:

$$\log RES_t = a + \beta_1 \log GDP_t + \beta_2 \log IM_t + \beta_3 \log LR_t + \beta_4 FL_t + \beta_5 \log M_t + U_t$$

حيث RES_t = قيمة الاحتياطيات الأجنبية، و GDP_t = الناتج المحلي الاسمي، و IM_t = قيمة الواردات من السلع والخدمات، و LR_t = تحويلات العمالة الأجنبية، و FL_t = الخصوم الأجنبية، و M_t = عرض النقود بالمفهوم الواسع، و U_t = الخطأ العشوائي.

بحكم طبيعة الاقتصاد الخليجي تمت إضافة متغير تحويلات العمالة الأجنبية من دول مجلس التعاون إلى النموذج. ويغطي النموذج

⁷ Wijnholds, O. B., & Katelyn, A., (2001).

الفترة (١٩٧٥-٢٠١٣م)، وتم تحويل قيم جميع البيانات إلى الدولار الأمريكي، وجمعت من الإحصاءات المالية الدولية، (٢٠١٥) صندوق النقد الدولي، عدا بيانات تحويلات العمالة الأجنبية من دول مجلس التعاون، فتم الحصول عليها من البنك الدولي (٢٠١٥م).

ويعتمد التقدير على استخدام تحليل الانحدار للبيانات المدمجة Panel data رغم كون السلسلة الزمنية للتحليل طويلة، وهو ما يعطي صدقية أكبر للنتائج. وقد تم تطبيق البيانات المدمجة المتوازنة Balanced Panel Data رغم عدم أكمال البيانات لبعض المتغيرات في بعض الدول مثل: عرض النقود والخصوم الأجنبية في كل من عمان وقطر للفترة ٢٠٠٩-٢٠١٣م، وبيانات تحويلات العمالة الأجنبية من قطر للفترة ١٩٧٥-١٩٨٩م، وبيانات الخصوم الأجنبية في الكويت للفترة ٢٠٠٩-٢٠١٣م وقد تم الاعتماد على استكمال البيانات Interpolation الاسي لاستكمالها (ومجموعها ٢٥ مشاهدة من نحو ١٣٦٨ مشاهدة في التقدير). وبداية تم أداء اختبارات جذر الوحدة للبيانات المدمجة لمعرفة تحقق سكون السلاسل الزمنية من عدمه. وتشير عدة دراسات مثل: Levin, Lin and Chu (2002), Hadri (1999), and Im, Pesaran an Shin (2001) Baltagi, (2003) إلى أن اختبارات جذر الوحدة للبيانات المدمجة panel-based unit root أقوى من اختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية لكل متغير على حدة. وتشير نتائج التحليل إلى وجود جذر الوحدة للبيانات في المستوى، إلا أن جميع السلاسل قد سكنت عند الفرق الأول (أنظر النتائج بالملحق جدول (م٣).

لقد تم إجراء التقدير بدون اوزان، وموزونة بالقطاعات (الدول) cross-section weights فكانت أفضل النتائج لصالح الأخيرة. ووفقاً ل Greene (2012, p. 417)، ولاختيار النموذج المتوافق مع طبيعة البيانات Data generating process وما إذا كانت تتطابق مع نموذج الأثر العشوائي أو الثابت؛ تم تقدير نموذج الأثر العشوائي وإجراء اختبار هوسمان التوصيفي Haussman Specifications (أو اختبار الأثر العشوائي للبيانات المقطعية Test cross-section random effects)، ويقوم التقدير على اختبار الفرضيتين التاليتين:

- فرض العدم (H_0) عدم وجود ارتباط بين المتغيرات المستقلة في النموذج والآثار الثابتة لكل دولة، وإذا قبل فرض العدم يجب تطبيق نموذج الأثر العشوائي Random Effects.

- أما إذا رفض فرض العدم فيجب قبول الفرض البديل (H_1) أي وجود ارتباط بين المتغيرات المستقلة في النموذج والآثار الفردية لكل دولة، ويتم تطبيق نموذج الآثار الثابتة Fixed Effects.

وقد أظهرت النتائج أن قيمة (χ^2) باحتمال تحقق الخطأ من النوع الثاني مساوية للصفر ($p=0$)، لذلك رفض فرض العدم وقبل الفرض البديل، فالنموذج يجب أن يكون ذو أثر ثابت أو فردي Individual effects وأن معاملات التقدير سوف تكون متسقة وذات كفاءة. ويتصف هذا النموذج بعدد من المزايا لعل من أهمها قدرته على اكتشاف عدم التجانس بين الدول الست من ناحية المتغيرات المفسرة.

كما أن أحد المزايا الكبيرة الضمنية لاستخدام نموذج الأثر الثابت هو إدخاله لمتغيرات صورية dummy لامتناس الأثر الفردي لكل دولة، وهو ما يعالج أثر المتغيرات غير الملاحظة omitted variable في النموذج؛ وبالتالي يقلل من التحيز في النتائج بسببها. وأيضاً من مزايا النموذج إمكانية تقديره باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية؛ ولذلك يطلق عليها طريقة المربعات الصغرى المشتملة على المتغيرات الصورية Least Squares with Dummy Variables (LSDV) وبالتبعية يمكن الاعتماد على الإحصائيات المعروفة لتقدير جودة النموذج ومعلماته.

ويوضح الجدول رقم (٤) نتائج اختبار نموذج الأثر الثابت Fixed

Effect Model بكامل متغيراته كما يلي:

جدول رقم (٤): نتائج تقدير النموذج

المتغير	المعلمة	الخطأ المعياري	t المحسوبة	احتمال تحقق الخطأ من النوع الثاني
الثابت	-5.151401	0.965286	-5.336656	0.0000
النتائج المحلي	0.539115	0.039576	13.62218	0.0000
الواردات	0.188857	0.048733	3.875336	0.0001
عرض النقود	0.022773	0.011466	1.986133	0.0389
تحويلات العمالة	-0.136525	0.044074	-3.097650	0.0022
الخصوم الاجنبية	-0.013881	0.033978	-0.408540	0.6833
الاثار الفردية لكل دولة				
البحرين	0.599196		Adjusted R-squared	0.940915
الكويت	-0.004707		S.E. of regression	0.494023

372.0456	F-statistic	-0.064685	عمان
0.000000	Prob(F-statistic)	-0.038436	قطر
1.651475	S.D. dependent var	-0.103763	السعودية
54.42501	Sum squared resid	-0.387604	الإمارات

تشير النتائج إلى غياب المعنوية الإحصائية لمتغير الخصوم الأجنبية، وتعد قيمة معامل التحديد المصحح (٠,٩٤) جيدة حيث لا تعكس وجود انحدار زائف، كما أن القيمة الاحتمالية لاختبار F تساوي ($p=0.000$) ويعني ذلك إن النموذج المقدر معنوي، أي إن المتغيرات المستقلة والمتمثلة في الناتج المحلي الاسمي والواردات وتحويلات العمالة ولحد ما عرض النقود؛ لها تأثير معنوي على الاحتياطات الأجنبية بدول مجلس التعاون. ونظراً لاتباع التحليل طريقة المربعات الصغرى العادية فقد تم اختبار خصائص البواقي وبخاصة سكون البواقي فكانت نتائجها كما يلي:

جدول رقم (٥): اختبار سكون البواقي

Group unit root test: Summary				
Series: RESIDBH, RESIDKW, RESIDOMN, RESIDQTR, RESIDSA,				
Null: Unit root		RESIDUAE		
Exogenous variables: Individual effects				
Obs	Cross-sections	Prob.**	Statistic	Method
227	6	0.0000	-4.73183	Levin, Lin & Chu t*
227	6	0.0000	-5.85715	Im, Pesaran and Shin W-stat
227	6	0.0000	61.4353	ADF - Fisher Chi-square
228	6	0.0000	53.3451	PP - Fisher Chi-square

يوضح الجدول (٥) سكون البواقي وهو ما يعني توفر شروط تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية من ناحية، وعدم تحيز وكفاءة المقدرات الإحصائية الواردة في جدول (٤) لنتائج التقدير من ناحية أخرى.

ويلاحظ على النموذج القياسي كونه يضم معظم المتغيرات الواردة في الإطار النظري. إلا أنه من الواضح أن المتغيرات الأكثر تفسيراً لمستويات الاحتياطي المرتفعة في دول مجلس التعاون الخليجي هي: الناتج المحلي (حجم الدولة) والواردات من السلع والخدمات وتحويلات العمالة وعرض النقود. كما يشير الأثر الثابت إلى وجود تباينات ليست بالكبيرة بين الكويت والأمارات من ناحية، وبين باقي دول مجلس التعاون من ناحية أخرى.

وقد ترجع الزيادة الملحوظة في معامل الناتج المحلي (نحو ٠,٥٤) إلى عدة أسباب؛ أولاً: استخدام الدراسة الناتج المحلي الاسمي وهو ما يتضمن اثر الزيادة في المستوى العام للأسعار وقد لفتت دراسة Xin Wang., et. al., (2012) السابق الإشارة لها النظر لهذا المتغير. ثانياً: إهمال النموذج القياسي ادراج تغييرات أسعار النفط بشكل صريح، حيث يتأثر الناتج المحلي لدول مجلس التعاون بشكل كبير بتغيرات أسعار النفط. ثالثاً: إهمال النموذج القياسي أيضاً إدراج متغير الصادرات - كما هو متبع في العديد من الدراسات السالف الإشارة لها- وذلك بسبب تأثر الناتج المحلي بتغيرات أسعار النفط، كما ان الورقة تدرس محددات الطلب من الاحتياطات الأجنبية، وليس محددات عرض تلك الاحتياطات. وفي هذا السياق؛ لا يخفى دور السياسة المالية بدول مجلس التعاون، لذلك نجد معنوية إحصائية واضحة لمتغير الناتج المحلي، فلا يزال

دور القطاع الخاص أقل من الممكن، في ظل المحددات السياسية ومرحلة النمو الاقتصادي التي تعيشها دول مجلس التعاون الخليجي.

أما معنوية دور الواردات من السلع والخدمات في تفسير الطلب على الاحتياطات الأجنبية؛ فقد كان متوقفاً في ظل عدم اكتمال الهياكل الإنتاجية خليجياً، والاحتياجات الكبيرة للاقتصاديات الخليجية للاستيراد؛ سواء لأغراض الاستهلاك أو للأغراض الاستثمارية. وسوف تظل دول مجلس التعاون الخليجي -في المدى المنظور- في حاجة للاستيراد؛ وبالتبعية في حاجة لتأمين موارد العملات الأجنبية اللازمة.

وبالنسبة لمتغير تحويلات العمالة الأجنبية بدول مجلس التعاون الخليجي؛ فرغم معنويتها ($p=0.0022$) إلا أن اشارتها جاءت مخالفة للتوقع، ولا تملك الورقة تفسيراً لذلك إلا أن النموذج تعامل مع هذا المتغير كمحدد لدالة عرض الاحتياطات، وليس الطلب عليها، فمع زيادة تحويلات العمالة الأجنبية من دول مجلس التعاون كما اتضح في الجزء الثالث من الورقة؛ يتناقص عرض الاحتياطات الأجنبية.

وقد كان متوقفاً (من الجدول ٣) عدم معنوية تأثير الخصوم الأجنبية بسبب ضعف الأهمية النسبية لها في دول مجلس التعاون، فالمطالبات الخارجية على اقتصادات تلك الدول ضعيفة بسبب عدم وجود القروض الخارجية لدول مجلس التعاون، كما أن عوائد الاستثمارات الخارجية لدول المجلس من الأهمية بحيث يتضاءل معها دور التدفقات للداخل إلى تلك الدول،

أضف إلى ذلك أن عدداً من دول مجلس التعاون لا يزال حتى تاريخه لا يسمح بالودائع البنكية، ولا بالاستثمار في أسواق رأس المال للأجانب.

أما عن متغير عرض النقود؛ فيبدو أن استقرار الطلب على النقود خليجياً، وانتهاج تلك الدول لسياسة نقدية تحفظية بسبب نظام ربط العملة من ناحية، ومتطلبات الوحدة النقدية الخليجية من ناحية أخرى؛ قد دعم مصداقية السياسات الاقتصادية عامة، والسياسة النقدية بوجه خاص وتسبب في ضعف العلاقة (المعنوية $p=0.0389$) بين مستويات الاحتياطات الأجنبية وعرض النقود في دول مجلس التعاون.

النتائج والتوصيات:

ارتفع الطلب على الاحتياطات الأجنبية الخليجية بشكل كبير خلال السنوات العشرة الأخيرة، ورغم أهمية تلك الاحتياطات لجميع دول العالم؛ إلا أنها ذات أهمية خاصة لدول مجلس التعاون بسبب الاعتماد المفرط على حصيلة صادرات النفط في إدارة السياسة الاقتصادية ودواعي النمو الاقتصادي بتلك الدول. لقد استغلت دول مجلس التعاون الطفرة الثالثة لأسعار النفط في بناء مستويات جيدة من الاحتياطات، وقد حاولت الورقة البحث في الأسباب المفسرة لهذه الزيادة في مستويات الطلب على الاحتياطات الأجنبية خليجياً عن مثيلتها العالمية.

تظهر نتائج التقدير أن حجم الدولة والواردات وتحويلات العمالة، ولحد ما عرض النقود؛ هي الأسباب الرئيسة لزيادة مستويات الطلب على

الاحتياطات الأجنبية الخليجية، وهو ما يتفق مع نتائج الدراسات الأخرى لنفس الموضوع في دول عديدة. إلا أن نتائج التقدير لم تجد تأثيراً للخصوم (المطالبات) الأجنبية بسبب الاستثمارات غير الوطنية بدول مجلس التعاون. بعد العرض السابق؛ لعل من أهم التوصيات ضرورة إعطاء موضوع التنوع الاقتصادي أهميته القصوى للعديد من الأسباب من أهمها ما يلي:

- تنوع مصادر حصيلة الصرف الأجنبي، وتقليل الحاجة للاستيراد وبالتالي تقليل الحاجة للاحتياطات الأجنبية.

- ضرورة إعطاء مساحة أكبر للقطاع الخاص في الأنشطة الاقتصادية؛ وهو ما يقلل في المستقبل من الدور النسبي للدولة؛ ناهيك عن قدرته على إشباع الطلب بالإنتاج محلياً بدلاً عن الاستيراد، وهو ما يقلل الحاجة لبناء مستويات مرتفعة من الاحتياطات الأجنبية.

كما ينبغي الاستمرار في السياسة النقدية التحفظية المتبعة في دول مجلس التعاون، والتي تأكدت على مدار السنوات الماضية مصداقية تلك السياسات، أيضاً؛ ينبغي عدم السماح بارتفاع معدلات التضخم نظراً لآثارها السلبية على التنافسية، وزيادة الطلب على الواردات وبالتالي زيادة الطلب على الاحتياطات الأجنبية.

كذلك تشير الخبرة الدولية إلى نجاح دول عديدة مستضيفة للعمالة الأجنبية في استقطاب مدخرات تلك العمالة، وتوظيفها محلياً بما يقلل من التحويلات الخارجية، ويزيد من الاستثمار والناتج والصادرات.

أخيراً؛ توصي الدراسة الباحثين في اقتصادات دول مجلس التعاون
مراعاة التباين الكبير في الأوزان النسبية للدول الستة، حيث أن إهمال الفروق
في الأوزان النسبية قد يحرف نتائج التقدير بشكل كبير.

قائمة المراجع:

١. البنك المركزي المصري، (٢٠١٣)، "النشرة الإحصائية الشهرية"، يناير.
٢. حسني، محمود حسن، (١٩٩٨)، "محددات الطلب على الاحتياطيات الدولية مع إشارة خاصة إلى الاقتصاد المصري"، المجلة العلمية للبحوث والدراسات التجارية، العدد ٢، ص ص. ٢٥٧ - ٢٨٦.
٣. صندوق النقد الدولي، (٢٠٠٩)، "دليل ميزان المدفوعات ووضع الاستثمار الدولي"، الطبعة السادسة، فصل ٦، ص ١١١.
٤. صندوق النقد الدولي، (٢٠١٥)، الإحصاءات المالية الدولية.
٥. معهد صناديق الثروة السيادية، (٢٠١٣) مارس.
1. AL Salem, Hamza, (2005), "The demand for international foreign reserves of Energy-Exporting countries", Doctoral Thesis, VDM, Verlag, Germany.
2. Barry Eichengreen, Livia Chițu and Arnaud Mehl (2014), "Stability or Upheaval ?The Currency Composition of International Reserves in the Long Run", ECB Working Paper, No. 1715, August.
3. Badinger, H., (2004), "Austria's Demand For International Reserves And Monetary Disequilibrium: The Case Of A Small Open Economy With A Fixed Exchange Rate Regime", *Economica*, Vol. 71, No. 1, pp. 39-55.
4. Baek, Seung-Gwan, and Changkyu Choi., (2004), "Exchange Rate Regimes and International Reserves", *The Korean Economic Association*, Vol. 24, No. 1, pp. 105-129
5. Baltagi, Badi H. (2001), *Econometric Analysis of Panel Data*, 2nd edition. New York: John Wiley& Sons, LTD.

6. Choudhry, Taufiq, and Hasan, Mohammad. (2008), "Exchange Rate Regime and Demand for Reserves: Evidence from Kenya, Mexico and Philippines", Open Economies Review, Vol. 19, No. 2, April, pp. 167-181.
7. Duha Al-Kuwari, (2013), "Mission Impossible ? Genuine Economic Development in the Gulf Cooperation Council countries" LSE, September, No. 33, pp. 2-6
9. Greene, William H., (2012), "Econometric Analysis", 7th ed. Harlow, Pearson.
10. Hadri, K., (1999), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root in Panel Data with Serially Correlated Errors," Manuscript. Department of Economics and Accounting, University of Liverpool.
11. Heller, H. Robert., (1966), "Optimal International Reserves", The Economic Journal, No 302.
12. Hsin-Hong, Kang, and Hsin-Chuan, Chou. (2011), "The Impact of Macroeconomic Variables and Major Events on Foreign Exchange Reserves in China", International Conference on Micro and Macro Economics Research, Proceedings, July 25-26. Singapore: Global Science and Technology Forum.
13. Im, K.S., Pesaran, M.H. and Y. Shin, (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," Journal of Econometrics, Vol. 115, pp. 53-74.
14. IMF, (2011), "Assessing Reserve Adequacy", IMF Policy Papers, February 14, p. 9.

15. -----, (2015), "Allocated Reserves Foreign Exchange Holdings", Online: www.imf.org.
16. Levin, A., Lin, C.F., and C.Chu, (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," Journal of Econometrics, Vol. 108, pp. 1-24
17. Mishra, R., and Sharma, C., (2011), "India's Demand for International Reserve and Monetary Disequilibrium: Reserve Adequacy under Floating Regime", Journal of Policy Modeling, Vol. 33, No. 6, pp. 901-919.
18. Prabheesh, K P , Malathy, D and Madhumathi, R., (2007), "Demand for Foreign Exchange Reserves in India: A Co-integration Approach", South Asian Journal of Management, Vol. 14, No. 2, pp. 36-46.
19. Tahir Khan, M., (2013), " Exchange Rate as A Determinant of Fluctuation In Foreign Exchange Reserves: Evidence from Economy of Pakistan", Department of Management Sciences, Abdul Wali Khan University, Mardan, Vol. 4, No. 2, March, pp. 459-472.
20. Terada-Hagiwara, Akiko, (2005), "Foreign Exchange Reserves, Exchange Rate Regimes, and Monetary Policy: Issues in Asia", Asian Development Review, Vol. 22, No. 2, pp. 2-42.
21. The World Fact book, "Reserves of Foreign Exchange and Gold", CIA, Online: <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/>
22. Wijnholds, O. B., and Katelyn, A., (2001), "Reserve Adequacy in Emerging Market Economies", IMF Working Paper, No. 01/143, pp. 16-19.
23. World bank, "Migration & Remittances Data", online:

24. <http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTDECPROSPECTS/0,,contentMDK:22759429~pagePK:64165401~piPK:64165026~theSitePK:476883,00.html>
25. Xin Wang, Aric Krause, and Christopher S. P. Tong, (2012), "Foreign Exchange Reserve Accumulation, Domestic Stability, and Foreign Exchange Policy: The Case of China", (2001-2010) International Journal of Economics and Finance, December, Vol. 4 Issue 12, pp. 39-50.
26. Zeng, Shihong, (2012), "Study on Chinese Foreign Exchange Reserves", Journal of Applied Finance and Banking, Vol. 2. No.1, pp. 29-67.

ملحق احصائي

جدول (م١): الاحتياطات الخارجية لدول مجلس التعاون (بليون دولار)

السنوات	الإمارات	السعودية	قطر	عمان	الكويت	البحرين
1975	1.0	23.3	0.1	0.2	1.7	0.3
1976	1.9	27.0	0.1	0.2	1.9	0.4
1977	0.8	30.0	0.2	0.3	3.0	0.5
1978	0.8	19.4	0.2	0.3	2.6	0.5
1979	1.5	19.5	0.3	0.4	3.0	0.6
1980	2.0	23.6	0.4	0.6	4.0	1.0
1981	3.2	32.4	0.4	0.8	4.2	1.6
1982	2.2	29.7	0.4	0.9	6.0	1.5
1983	2.1	27.5	0.4	0.8	5.3	1.4
1984	2.3	24.9	0.4	0.9	4.7	1.3
1985	3.2	25.2	0.5	1.1	5.6	1.7
1986	3.4	18.5	0.6	1.0	5.6	1.5
1987	4.8	22.9	0.7	1.4	4.3	1.2
1988	4.5	20.8	0.5	1.1	2.0	1.3
1989	4.5	17.0	0.6	1.4	3.2	1.1
1990	4.6	11.9	0.7	1.7	2.1	1.2
1991	5.4	11.9	0.7	2.6	3.5	1.5
1992	5.8	6.2	0.7	2.3	5.3	1.4
1993	6.1	7.6	0.7	1.8	4.3	1.3
1994	6.7	7.6	0.7	1.7	3.6	1.2
1995	7.5	8.9	0.8	1.8	3.7	1.3
1996	8.1	14.6	0.7	2.0	3.6	1.3
1997	8.4	15.1	0.8	2.1	3.6	1.3
1998	9.1	14.4	1.0	2.0	4.1	1.1
1999	10.7	17.2	1.3	2.8	4.9	1.4
2000	13.5	19.8	1.2	2.4	7.2	1.6
2001	14.2	17.8	1.3	2.4	10.0	1.7
2002	15.2	20.8	1.6	3.2	9.3	1.7
2003	15.1	22.9	2.9	3.6	7.7	1.8
2004	18.5	27.5	3.4	3.6	8.4	1.9

هندي، ايمن محمد ابراهيم، محددات الطلب من الاحتياطات الأجنبية لدول مجلس التعاون الخليجي

2.0	9.0	4.4	4.5	155.3	21.0	2005
2.8	12.7	5.0	5.4	226.3	27.6	2006
4.2	16.8	9.5	9.4	305.7	77.2	2007
3.9	17.2	11.6	9.7	442.8	31.7	2008
3.9	20.4	12.2	18.4	410.3	26.1	2009
5.1	21.4	13.0	30.6	445.3	32.8	2010
4.6	25.9	14.4	16.2	541.2	37.3	2011
5.2	29.0	14.4	32.5	657.0	47.0	2012
5.4	29.5	16.0	41.6	725.9	68.2	2013

المصدر: صندوق النقد الدولي (٢٠١٥) الإحصاءات المالية الدولية.

جدول (م٢): تحويلات العمالة الأجنبية بدول مجلس التعاون (مليون دولار)

السنوات	الإمارات	السعودية	قطر	عمان	الكويت	البحرين
1975	427.8209	554.35	n.a.	208.16	275.83	76.36
1976	609.7561	988.67	n.a.	219.75	314.65	84.93
1977	870.1898	1506.36	n.a.	221.77	369.9	101.1
1978	954.9244	2844.48	n.a.	212.22	432.64	129.82
1979	1073.287	3763.94	n.a.	248.69	531.9	93.55
1980	1190.956	4094.1	n.a.	361.9	691.83	95.76
1981	1757.014	5348.1	n.a.	457.44	688.7	106.65
1982	1906.837	5346.87	n.a.	552.98	875.27	108.25
1983	1988.559	5236.26	n.a.	691.95	864.56	100.27
1984	1855.625	5284.05	n.a.	816.45	962.64	111.44
1985	1879.597	5198.59	n.a.	903.31	1044.05	228.19
1986	1913.648	4803.78	n.a.	845.59	1083.98	207.98
1987	1948.788	4934.58	n.a.	702.21	1101.69	193.62
1988	2018.524	6510.01	n.a.	762.03	1179.09	194.15
1989	2067.557	8542.06	n.a.	790.64	1283.28	198.67
1990	2424.408	11236.3	1131.868	816.65	769.62	332.18
1991	2478.889	13746.3	961.5385	871.26	425.65	369.15
1992	2794.062	13397.1	1085.165	1180.76	828.72	335.64
1993	2833.016	15717	1162.088	1383.62	1229.13	395.75

السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية، المجلد (١١)، العدد (٢١)، صفر (١٤٣٥هـ) يناير (٢٠١٤م)

430.59	1330.55	1326.4	1024.451	18102	3105.421	1994
499.73	1353.67	1498.05	1071.154	16616	3241.624	1995
559.31	1376.05	1370.61	1142.033	15513.2	3568.51	1996
634.84	1374.66	1500.65	1186.813	15034.4	3187.142	1997
725	1611.13	1466.84	1247.527	14954.1	3430.905	1998
856.12	1731.19	1438.39	1259.341	13976.8	3635.126	1999
1010	1730	1450	1354.9	15400	3675.97	2000
1290	1790	1530	1506.9	15100	3910.143	2001
872	1930	1600	1483	15900	4138.87	2002
1080	2140	1670	1595.095	14800	4389.38	2003
1120	2400	1830	2176.967	13600	4648.06	2004
1223	2647.603	2257.477	3008.819	14314.6	5372.362	2005
1531	3183.238	2788.036	3690.1	15964.14	6072.158	2006
1483	9763.771	3669.701	4482.577	16446.56	8682.61	2007
1774	10322.57	5180.754	5379.845	21696.16	9994.554	2008
1391	11749.21	5315.995	7105.07	26469.73	9531.591	2009
1642	12126.48	5703.511	8140.623	27069.01	10566.45	2010
2050	13420.55	7214.564	10444.68	28474.93	11220.04	2011
2074	15873.61	8086.606	10412.91	29492.57	14398.15	2012
2166	15242.34	9104.419	11281.04	34984.19	17933.01	2013

البنك الدولي، (٢٠١٥) تحويلات العمالة الاجنبية.

جدول (م ٣): ملخص اختبار تحليل جذر الوحدة للبيانات المدمجة

Pool unit root test: Summary

Series: LOG(GDPBH), LOG(GDPKW), LOG(GDPOMN), LOG(GDPQTR),
LOG(GDPSA), LOG(GDPUAE), LOG(M2BH), LOG(M2KW),
LOG(M2OMN), LOG(M2QTR), LOG(M2SA), LOG(M2UAE), LOG(MBH),
LOG(MKW), LOG(MOMN), LOG(MQTR), LOG(MSA), LOG(MUAE)

Date: 11/04/15 Time: 16:18

Sample: 1975 2013

Exogenous variables: None

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on AIC: 0 to 5

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Obs	Cross-sections	Prob.**	Statistic	Method
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
648	18	0.0000	-20.6291	Levin, Lin & Chu t*
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
648	18	0.0000	524.608	ADF - Fisher Chi-square
666	18	0.0000	876.518	PP - Fisher Chi-square

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Pool unit root test: Summary

Series: LOG(RESBH), LOG(RESKW), LOG(RESOMN), LOG(RESQTR),
LOG(RESSA), LOG(RESUAE), LOG(XBH), LOG(XKW), LOG(XOMN),
LOG(XQTR), LOG(XSA), LOG(XUAE), LOG(CAPBH), LOG(CAPKW),
LOG(CAPOMN), LOG(CAPQTR), LOG(CAPSA), LOG(CAPUAE)

Date: 11/04/15 Time: 16:29

Sample: 1975 2013

Exogenous variables: None

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on AIC: 0 to 5

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Obs	Cross-sections	Prob.**	Statistic	Method
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
659	18	0.0000	-20.8000	Levin, Lin & Chu t*
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
659	18	0.0000	500.078	ADF - Fisher Chi-square
666	18	0.0000	545.440	PP - Fisher Chi-square

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

ثالثاً: ملخصات الرسائل

التحليل الاقتصادي للكفاءة الإنتاجية لمصانع منتجات الألبان وعلاقته بالأمن الغذائي في المملكة العربية السعودية

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

نجيب محمد علي مثنى الدودحي

مقدمة:

يعد القطاع الزراعي من القطاعات الحيوية في الاقتصاد السعودي وهو مصدر مهم لإمداد السكان بالغذاء. ويعتبر إنتاج الألبان أحد المصادر الرئيسية في الدخل الزراعي المحلي حيث بلغت قيمة إنتاج الحليب الخام ٥٨٢ مليار ريال تمثل ١٢,٣% من قيمة الناتج الزراعي المحلي عام ٢٠١١م (وزارة الزراعة، ٢٠١١م). ويلعب قطاع تصنيع الأغذية دوراً استراتيجياً مهماً في توفير الأمن الغذائي والإسهام في تحقيق أنشطة تتكامل مع القطاع الزراعي، ومن ثم يعد هذا القطاع عنصراً داعماً ومحفزاً لتطوير القطاع الزراعي. وتأتي أهمية تصنيع الألبان ومشتقاتها في المملكة العربية السعودية نتيجة لتزايد الطلب عليها لما تمثله من أهمية خاصة في الغذاء بحكم ما تحتويه من مكونات كالبروتين والدهون والأملاح المعدنية والفيتامينات. وتحتل قضية الغذاء وتوفير الاحتياجات الغذائية للسكان في المملكة العربية السعودية الأولوية في أهداف السياسة الاقتصادية للدولة حيث تتبنى المملكة الكثير من

السياسات لتوفير الغذاء الآمن لسكانها من خلال زيادة الإنتاج المحلي برفع كفاءة استخدام الموارد. وفي السنوات الأخيرة ازداد الاهتمام بقطاع تصنيع الألبان في المملكة العربية السعودية نظراً لتزايد الطلب عليها، مما ترتب عليه وضع مجموعة من السياسات والبرامج التنموية الداعمة للإنتاج المحلي، حيث بلغت قيمة الإعانات المقدمة من صندوق التنمية الزراعية (البنك الزراعي العربي السعودي سابقاً) منذ إنشائه حتى عام ٢٠١٠م حوالي ٢,٩٤ مليار ريال (صندوق التنمية الزراعية، ٢٠١٠م).

وإذا كان لصناعة الألبان ومنتجاتها أهمية في الغذاء بصفة عامة فإن أهميتها تزداد للأطفال (صغار السن) نظراً لما تحتويه من مكونات ضرورية للنمو والنشاط والصحة مثل البروتينات والدهون والأملاح المعدنية والفيتامينات وباعتبار ما تتسم به من تنوع منتجاتها وكذلك أسعارها التي تناسب المستهلكين مما يعطى فرصة لتلبية مختلف الأذواق والرغبات البشرية.

مشكلة الدراسة:

تحرص العديد من شركات إنتاج وتصنيع الألبان على التوسع في الإنتاج والتصنيع تلبية لتوسع السوق بزيادة الطلب والزيادة في عدد السكان؛ ولذلك حرصت هذه الشركات على العمل بكفاءة تقنية واقتصادية وإدارية ومالية، وضح رؤوس الأموال بالاستثمارات الإضافية وبذل الجهود المستمرة ما أدى إلى ظهور تصنيفات بين شركات الألبان (شركات كبيرة، ومتوسطة، وصغيرة)، وخلق صناعة تنافسية بينها. وكان لشدة المنافسة بين شركات الألبان وخاصة المنافسة السعرية تأثير واضح أدى إلى ضعف قدرة بعض الشركات على المنافسة بالإضافة إلى أن بعض المصانع تعاني من مشاكل تقنية وإدارية أدت إلى تشغيل المصانع بطاقة إنتاجية تقل عن الطاقة القصوى؛ بل إن بعضها

توقف بشكل مؤقت بسبب قوة المنافسة وضعف كفاءتها الإنتاجية؛ وهو ما يستدعي قياس الكفاءة الإنتاجية للموارد المستخدمة في هذه الصناعة والعمل على اقترابها من الطاقة الإنتاجية القصوى، واتخاذ مزيد من الإجراءات لحماية هذه الصناعة والحفاظ على استثماراتها من أجل الاستمرار في تحقيق الأمن الغذائي لمنتجات الألبان. كما تواجه بعض المصانع، وخاصة الصغيرة، صعوبة في التحكم في أساليب وتقنية التصنيع، وقلة انسياب الألبان للمصانع مما يجعلها تواجه صعوبة في توفير المواد الخام المطلوبة لتشغيلها. بالإضافة إلى اعتماد مصانع الألبان على الاستيراد في توفير معدات وماكينات تصنيع وتعبئة الألبان مما يزيد من تكاليف التصنيع، ومن ثم ينعكس أثر كل ذلك على أسعار الألبان المصنعة. كما تواجه مصانع الألبان ضعفاً في التنسيق فيما بينها وبين باقي المنتجين خاصة فيما يتعلق بالكميات المنتجة من الحليب الخام.

أهداف الدراسة:

استهدفت هذه الدراسة تحليل الكفاءة الإنتاجية لمصانع الألبان في المملكة العربية السعودية وذلك من خلال تحقيق الأهداف الفرعية الآتية:

(١) دراسة تطور الطاقة الإنتاجية التصنيعية من الألبان في المملكة العربية السعودية.

(٢) تقدير الكفاءة الإنتاجية التقنية والاقتصادية لمصانع إنتاج الألبان لاستكشاف مدى هذه الكفاءة والعوامل الفنية والاقتصادية المؤثرة فيها بما يحقق زيادة إسهام الطاقة الإنتاجية لمصانع الألبان في تحقيق الأمن الغذائي للمملكة العربية السعودية.

٣) تقدير الحجم الاقتصادي للموارد الإنتاجية والسعات الاقتصادية لمصانع إنتاج الألبان في المملكة العربية السعودية.
منهجية الدراسة:

يستند هذا البحث في تحقيق أهدافه على مجموعة من الأساليب التحليلية تتمثل في أسلوب التحليل الاقتصادي القياسي الوصفي والكمي المتمثل في أسلوب تحليل الانحدار الخطي المتعدد لتقدير دوال التكاليف واستخدام مقياس (فاريل) وتحليل مغلف البيانات لتقدير الكفاءة الإنتاجية لمصانع إنتاج الألبان في المملكة العربية السعودية.
منهجية فاريل لقياس الكفاءة الإنتاجية:

على الرغم من أن مفهوم الكفاءة الإنتاجية قد استحوذ على اهتمام الاقتصاديين منذ أمد طويل، إلا أن الاهتمام بقياس الكفاءة الإنتاجية لم يتزايد إلا في السنوات الأخيرة عندما نشر فاريل مقالته الشهيرة: "قياس كفاءة الإنتاج" في عام ١٩٥٧م؛ حيث يعد فاريل أول من أسس منهجية تحليل وحساب الكفاءات، فقد اقترح أن كفاءة أي منشأة تتكون من جزئين أساسيين هما: الكفاءة التقنية Technical Efficiency، والكفاءة التوزيعية Allocative Efficiency (وهي ما تعرف بالكفاءة السعرية)، وعن طريق ضرب هذين المؤشرين يمكن الحصول على الكفاءة الاقتصادية الكلية Total Economic Efficiency.

وتعكس الكفاءة التقنية قدرة المنشأة في الحصول على أقصى إنتاج ممكن باستخدام قدر معين من الموارد الإنتاجية. أما الكفاءة التوزيعية فتعكس قدرة المنشأة على استخدام الموارد عند المستويات المثلى لها.

فروض تحليل فارييل لقياس الكفاءة الإنتاجية والتوزيعية والاقتصادية:

- (١) العملية الإنتاجية تستخدم عنصرين فقط من عناصر الإنتاج هما العمل ورأس المال.
- (٢) العملية الإنتاجية متجانسة وخطية من الدرجة الأولى ويمثلها منحنى الناتج المتساوي لوحدة واحدة من المخرجات.
- (٣) جميع الوحدات الإنتاجية العاملة في الصناعة تواجه الأسعار النسبية نفسها لعنصري الإنتاج والسائدة في السوق.
- (٤) تجانس كل من مدخلات الإنتاج ومخرجات الإنتاج.

ويعتمد نموذج **Data Envelopment Analysis (DEA)** على استخدام البرمجة الخطية لإنشاء مغلف أو مجال يحوى البيانات؛ بحيث يمكن تقدير كفاءة الإنتاج في مختلف المنشآت وفقا لتوليفة الموارد المستخدمة في هذا المجال (المغلف) الذي يمثل منحنى الإنتاج المتمائل.

ويأخذ نموذج البرمجة الخطية المستخدم في قياس الكفاءة الشكل الآتي:

(١) نموذج البرمجة في ظل ثبات العائد للسعة:

$$\text{Min}_{\theta, \lambda} \theta_i^{CRS}$$

St.

$$\lambda Y - y \geq 0$$

$$\theta x_i - X \lambda \geq 0$$

$$\lambda \geq 0$$

حيث إن:

θ_i : تمثل قيمة مؤشر الكفاءة التقنية للوحدة الإنتاجية وتأخذ قيم من صفر إلى واحد صحيح.

λ : تمثل محصلة المتجه (Nxi) للثوابت أو الأوزان المرتبطة بكل المشروعات الإنتاجية الكفؤة.

X_i : متجه لتدنية التكاليف للمشروع الإنتاجي i.

Y : معدل الإنتاج.

(٢) نموذج البرمجة في ظل تغير العائد للسعة:

وهنا يتم تعديل نموذج البرمجة الخطية الذي يفترض ثبات العائد للسعة لكي يناسب فرضية تغير العائد للسعة كما أوضح ذلك (1996, Seaford L.M)، وذلك بإضافة قيد جديد يعبر عن تقعر مجال الإنتاج. ويصاغ هذا النموذج على النحو الآتي:

$$\text{Min}_{\theta, \lambda} \theta_i^{VRS}$$

St.

$$\lambda Y - y \geq 0$$

$$\lambda xi - X\lambda \geq 0$$

$$NT\lambda \leq 1$$

$$\lambda \geq 0$$

تقدير الكفاءة الاقتصادية وفقا لمفهوم مدخلات الإنتاج:

(١) عدم الكفاءة التقنية: ويمثل القدر الذي يمكن خفضه من الموارد دون أن يتأثر مستوى الإنتاج، وتقدر بالمسافة (QP) - شكل (١).

ويمكن تقدير نقص الكفاءة التقنية (TIE) من النسبة الآتية:

$$TIE = QP/OP$$

ويلاحظ أن مقياس نقص الكفاءة التقنية يجب أن يكون أقل من الواحد الصحيح.

(٢) الكفاءة التقنية:

ويمكن تقدير الكفاءة التقنية بمعلومية معيار عدم الكفاءة التقنية بواسطة طرح هذا المعيار من الواحد الصحيح.

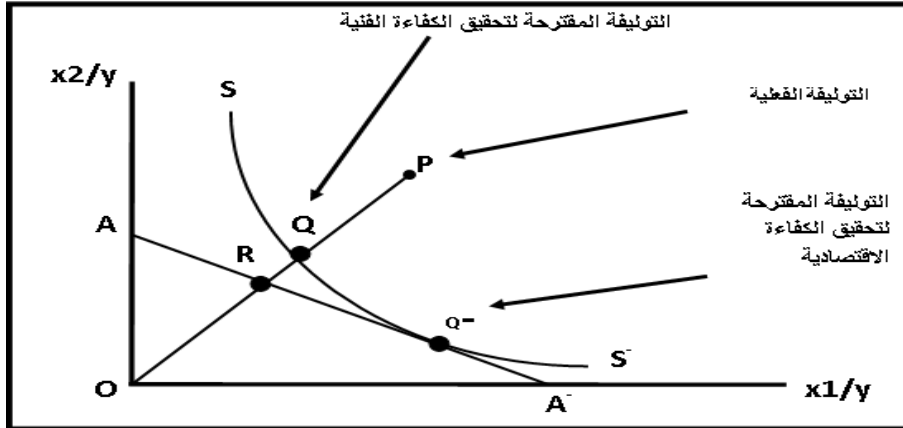
وبالتالي فإنه يمكن تقدير الكفاءة التقنية من المعادلة الآتية:

الكفاءة التقنية = ١ - عدم الكفاءة التقنية

$$TE = 1 - (QP/OP) = OQ/OP$$

وتتراوح قيمة معامل الكفاءة التقنية ما بين الصفر والواحد الصحيح؛ فإذا كانت قيمة هذا المعامل تساوى الواحد الصحيح فإن ذلك يشير إلى أن المنشأة تعمل بكفاءة فنية تامة (قمره، ٢٠٠٦م)، وهو ما يعنى وقوع التوليفة الموردية على منحنى الإنتاج المتمائل كما هي الحال بالنسبة للتوليفة (Q).

شكل (١): تقدير الكفاءة التقنية والكفاءة التوزيعية وفقا لمفهوم مدخلات الإنتاج



حيث: 'SS' منحنى الإنتاج المتساوي Isoquant، 'AA' خط النسب السعرية
Isocost، OP الإنتاج، $X_2/Y, X_1/Y$ موارد الإنتاج Inputs.

(٣) الكفاءة التوزيعية Allocative efficiency:

يمكن الوصول إلى النسبة السعرية بين الموردين من خلال رسم خط النسبة السعرية AA، وبالتالي فإنه عند استخدام الوحدة الإنتاجية للتوليفة بين الموردين عند النقطة (P) يمكن تقدير الكفاءة التوزيعية لهذه المنشأة، شكل (١).

ويمكن تقدير الكفاءة التوزيعية (AE) للمزرعة وفقاً للنسبة الآتية:

$$AE = OR/OQ$$

حيث تعبر المسافة (RQ) عن الخفض في تكاليف الإنتاج الذي يمكن أن يحدث عند تحقيق كل من الكفاءة التقنية والكفاءة التوزيعية التامة للإنتاج معاً؛ أي عند النقطة أو التوليفة (Q') على منحنى الإنتاج المتمثل، وهو ما يعنى تحقيق الكفاءة الاقتصادية عند هذه التوليفة، بينما تحقق التوليفة (Q) الكفاءة التقنية فقط دون أن تحقق الكفاءة التوزيعية للموارد المستخدمة.

(٤) الكفاءة الاقتصادية Economic Efficiency:

يمكن تقدير الكفاءة الاقتصادية وفقاً للنسبة الآتية:

$$EE = OR/OP$$

وتعبر المسافة (RP) في شكل (١) عن الخفض في التكاليف دون أن يتأثر مستوى الإنتاج.

ويمكن الحصول على النسبة التي تمثل الكفاءة الاقتصادية عن طريق حاصل ضرب النسبة التي تمثل الكفاءة التقنية في النسبة التي تمثل الكفاءة التوزيعية على النحو الآتي:

$$EE = TE * AE = (OQ/OP) * (OR/OQ) = (OR/OP)$$

وتتراوح جميع القيم السابقة بين الصفر والواحد الصحيح.

على أن ثمة ثلاثة اتجاهات في تحليل هذا النوع من البيانات، يمكن

إيجازها في الآتي:

(١) استخدام أسلوب DEA وفقا لمفهومي ثبات العائد للسعة CRS وتغير

العائد للسعة VRS بما يسمح بتقدير الكفاءة التقنية (TE)، وكفاءة السعة

(SE)، لإنتاج أهم المنتجات في مختلف الأنشطة الانتاجية.

(٢) استخدام أسعار موارد الإنتاج والإنتاج وتطبيق الأسلوب نفسه يمكن تقدير

كفاءة التكاليف (CE)، والكفاءة التوزيعية للموارد (AE).

(٣) الاتجاه الجديد لتطوير أسلوب (DEA) باستخدام بيانات فترتين زمنييتين

أو أكثر؛ ما يعطى الفرصة للمقارنة بين الفترات الزمنية على أساس

معايير الكفاءة المختلفة للمنشأة.

كما اعتمدت هذه الدراسة في تحقيق أهدافها على بعض المعادلات

الاقتصادية المستخدمة في تقدير المخزون الاستراتيجي ومعامل الامن

الغذائي: وتتمثل تلك المعادلات فيما يلي:

(١) فترة كفاية الإنتاج للاستهلاك = إجمالي الإنتاج المحلي ÷ الاستهلاك

المحلي اليومي.

(٢) فترة تغطية الواردات للاستهلاك = إجمالي الواردات ÷ الاستهلاك المحلي

اليومي.

(٣) مقدار الفائض والعجز = [مجموع طول فترتي كفاية الإنتاج وتغطية

الواردات - ٣٦٥] × الاستهلاك المحلي اليومي - كمية الصادرات.

٤) معامل الأمن الغذائي = حجم المخزون الإستراتيجي (محصلة الفائض والعجز) ÷ متوسط الاستهلاك المحلي السنوي. كما يمكن تقديره من خلال محصلة نسبة التغير في المخزون الإستراتيجي إلى الاستهلاك المحلي السنوي. وتتراوح قيمة معامل الأمن الغذائي بين الصفر والواحد الصحيح، حيث كلما اقتربت قيمة معامل الأمن الغذائي من الصفر كلما انعدم الأمن الغذائي والعكس صحيح، حيث كلما اقتربت قيمة معامل الأمن الغذائي من الواحد كلما ازداد الأمن الغذائي للسلعة في الدولة (غانم وقمره، ٢٠١٠م).

مصادر البيانات:

اعتمدت هذه الدراسة في تحقيق أهدافها على بعض البيانات الثانوية المنشورة وغير المنشورة في اصدارات وزارة الزراعة ومصلحة الإحصاءات العامة ومعلومات الغرفة التجارية الصناعية بالرياض. كما اعتمدت هذه الدراسة بصفة أساسية على البيانات الأولية التي تم تجميعها من خلال الاستبانة التي تم توزيعها على مصانع إنتاج الألبان في المملكة العربية السعودية وبلغ عدد مفردات العينة البحثية ١٤ مفردة تمثل ١٣% من إجمالي عدد مصانع الألبان في المملكة العربية السعودية عام ٢٠١١م.

نتائج الدراسة:

أسفرت هذه الدراسة عن مجموعة من النتائج أهمها:

أولاً: فيما يتعلق بالطاقات الإنتاجية والتصنيعية للألبان في المملكة تبين الآتي:

١) تتوزع مصانع الألبان على عشر مناطق في المملكة هي الرياض، الشرقية، القصيم، المدينة المنورة، تبوك، حائل، جازان، عسير، ومكة

المكرمة، ونجران. ويوجد في منطقة الرياض أكبر عدد من المصانع بلغ ٤٠ مصنفاً بنسبة بلغت ٣٧% من إجمالي عدد المصانع البالغ ١٠٨ مصانع حتى عام ٢٠١٢م. وبقياس معامل التركيز الجغرافي لعدد المصانع ورأس المال المستثمر والعمالة فقد بلغ ٠,٤٩، ٠,٧٤، ٠,٦٦ على التوالي. (٢) تحتل منطقة الرياض المرتبة الأولى من حيث الطاقة الإنتاجية حيث يمثل إنتاجها نحو ٧٦,٧%، في حين لا تزيد الأهمية النسبية لبقية المناطق الإنتاجية عن ٢٣,٣%.

(٣) ازداد الإنتاج المحلي لمنتجات الألبان بمعدل نمو سنوي بلغ ٦,٧٦%، في حين ازداد الاستهلاك المحلي بمعدل نمو سنوي بلغ ٢,٩٨% خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠١٠م.

ثانياً: فيما يتعلق بالوضع الراهن للأمن الغذائي لمنتجات الألبان فقد تبين الآتي.

(١) حققت المملكة مستوى لا يستهان به من الأمن الغذائي لمنتجات الألبان؛ حيث بلغ معامل الأمن الغذائي للحليب الطازج ٠,٨٩، خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠١٠م.

(٢) بلغ حجم المخزون الإستراتيجي للحليب المجفف نحو ٥١,٤٠ ألف طن، يكفي الاستهلاك المحلي لفترة تقدر بنحو ٢٢٦,٩ يوم. وفي ضوء كل من المخزون الإستراتيجي ومتوسط الاستهلاك المحلي للحليب المجفف البالغ ٨٢,٦٧ ألف طن، يقدر معامل الأمن الغذائي للحليب المجفف في المملكة العربية السعودية نحو ٠,٦٢ خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠١٠م.

(٣) بلغ معامل الأمن الغذائي للجبين والزيادي والزبدة والقشدة ٠,٥٩، ٠,٤٧، ٠,٣٧، ٠,٤١ على التوالي خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠١٠م. وبصفة عامة

بلغ معامل الأمن الغذائي لمنتجات الألبان (مكافئ الحليب) في المملكة العربية السعودية ٠,٤٢ خلال نفس الفترة المشار إليها آنفاً.

ثالثاً: أما فيما يتعلق بتقدير دوال تكاليف منتجات الألبان فقد تبين الآتي:

(١) بلغت مرونة تكاليف إنتاج كل من الحليب واللبن والزبادي والجبن الطري واللبنه حوالي ٠,٨٤، ٠,٨٧، ٠,٩٨، ٠,٨٣، ٠,٧١، على التوالي. وهذا يعني أن مرونة التكاليف أقل من الواحد صحيح، مما يدل على أن منتجات الألبان في المملكة لديها وفورات في السعة.

(٢) بلغ الحجم الأمثل لإنتاج الحليب حوالي ١٢٦,١٨ ألف طن، في حين بلغ الحجم الأمثل لإنتاج كل من اللبن والزبادي والجبن الطري واللبنه ١١٨,٥٢، ١٥,٧٣، ٧,٣٤، ٣,١٦ ألف طن على التوالي. ووفقاً للمنطق الاقتصادي فإنه يجب على مصانع الألبان أن تعمل جاهدة لتحقيق الحجم الأمثل لمنتجاتها المختلفة حتى تتساوى التكاليف الحدية مع التكاليف المتوسطة. وذلك عند أدنى قيمة للتكاليف المتوسطة.

رابعاً: وفيما يتعلق بالكفاءة الإنتاجية والاقتصادية لمصانع الألبان فقد تبين الآتي:

(١) تفوقت الكفاءة التقنية للمصانع الكبيرة على نظيرتها المقدره للمصانع الصغيرة في ظل ثبات وتغير العائد للسعة؛ ففي ظل ثبات العائد للسعة بلغت الكفاءة التقنية للمصانع الصغيرة والكبيرة حوالي ٠,٧٢، ٠,٨٢ وهذا يعني أن المصانع الصغيرة والكبيرة يمكنها زيادة إنتاجها بنسبة ٢٨%، ١٨% دون أية زيادة في كمية أو مقدار الموارد الاقتصادية المستخدمة. أما في ظل تغير العائد للسعة فقد بلغت الكفاءة التقنية لكل من المصانع الصغيرة والكبيرة حوالي ٠,٨٨، ٠,٩٣ وهذا يعني أن مصانع الألبان

الصغيرة يمكنها زيادة إنتاجها بنسبة ١٢% دون أية زيادة في مقدار الموارد الاقتصادية المستخدمة، في حين أن مصانع الألبان الكبيرة يمكنها أيضا زيادة إنتاجها بنسبة ٧% دون أية زيادة في مقدار الموارد الاقتصادية المستخدمة. وعالية فإن الكفاءة التقنية للمصانع الكبيرة تزيد على نظيرتها المقدره للمصانع الصغيرة بمقدار ٠,١٠، أي بنسبة بلغت ١٣,٩% في ظل ثبات العائد على السعة. أما في ظل تغير العائد للسعة فإن الكفاءة التقنية للمصانع الكبيرة تزيد على نظيرتها المقدره للمصانع الصغيرة بمقدار ٠,٠٥، أي بنسبة بلغت ٥,٧%.

(٢) تفوقت الكفاءة التوزيعية للموارد الاقتصادية المستخدمة في المصانع الكبيرة على نظيرتها المقدره للمصانع الصغيرة في ظل ثبات وتغير العائد للسعة؛ ففي ظل ثبات العائد للسعة بلغت الكفاءة التوزيعية للمصانع الصغيرة والكبيرة حوالي ٠,٨٦ ، ٠,٩٢ وهذا يعني أن عملية إعادة توزيع الموارد الاقتصادية تؤدي إلى تخفيض تكلفة تصنيع منتجات الألبان بنسبة تبلغ ١٤%، ٨% لكل من المصانع الصغيرة والكبيرة على التوالي، ومن ثم فإن الكفاءة التوزيعية للموارد الاقتصادية المستخدمة في مصانع الألبان الكبيرة تتفوق على نظيرتها المقدره للمصانع الصغيرة بمقدار ٠,٠٦، أي بنسبة تبلغ حوالي ٧%. أما في ظل تغير العائد للسعة فقد بلغت الكفاءة التوزيعية للموارد المستخدمة في كل من المصانع الصغيرة والكبيرة حوالي ٠,٨٤، ٠,٩٥ وهذا يعني أن عملية إعادة توزيع الموارد الاقتصادية تؤدي إلى تخفيض تكاليف تصنيع منتجات الألبان بنسبة ١٦%، ٥%، لكل من المصانع الصغيرة والكبيرة على التوالي، ومن ثم فإن الكفاءة التوزيعية للموارد الاقتصادية المستخدمة في مصانع الألبان الكبيرة تتفوق على

نظيرتها المقدرة للمصانع الصغيرة بمقدار ٠,١١ أي بنسبة تبلغ حوالي ١٣,١%.

(٣) تفوقت أيضاً الكفاءة الاقتصادية للمصانع الكبيرة على نظيرتها المقدرة للمصانع الصغيرة في ظل ثبات وتغير العائد للسعة؛ ففي ظل ثبات العائد للسعة بلغت الكفاءة الاقتصادية للمصانع الصغيرة والكبيرة حوالي ٠,٦٢ ، ٠,٧٥ وهذا يعني أن المصانع الصغيرة والكبيرة تستطيع تحقيق المستوى نفسه من الإنتاج في ظل تخفيض تكاليف تصنيع منتجات الألبان بنسبة تبلغ ٣٨%، ٢٥% لكل منهما على التوالي. أما في ظل تغير العائد للسعة فقد بلغت الكفاءة الاقتصادية للمصانع الصغيرة والكبيرة حوالي ٠,٧٤ ، ٠,٨٩ وهذا يعني أن المصانع الصغيرة والكبيرة تستطيع تحقيق نفس المستوى من الإنتاج في ظل تخفيض تكاليف تصنيع منتجات الألبان بنسبة تبلغ ٢٦%، ١١% لكل منهما على التوالي.

(٤) وأخيراً فيما يتعلق بكفاءة السعة فقد تبين تفوق كفاءة السعة للمصانع الكبيرة على نظيرتها المقدرة للمصانع الصغيرة؛ إذ بلغت كفاءة السعة للمصانع الكبيرة نحو ٠,٨٧ في حين بلغت نحو ٠,٨٣ للمصانع الصغيرة ومن ثم تفوقت كفاءة السعة للمصانع الكبيرة على نظيرتها المقدرة للمصانع الصغيرة بمقدار ٠,٠٤ أي بنسبة تبلغ حوالي ٨,٧%.

خامساً: فيما يتعلق بأثر تحقيق الكفاءة التقنية لمصانع منتجات الألبان في ظل ثبات وتغير العائد للسعة على الأمن الغذائي لمنتجات الألبان فقد تبين الآتي:

(١) في ظل ثبات العائد للسعة بلغ متوسط الكفاءة التقنية لمصانع منتجات الألبان ٠,٧٦٢ وبالتالي يمكن لمصانع الألبان زيادة إنتاجها بنسبة

٢٣,٨% دون زيادة القدر المستخدم من الموارد، ومن ثم إحلال نسبة الزيادة في الإنتاج محل الواردات من منتجات الألبان خلال فترة الدراسة. ويترتب على تنفيذ هذه السياسة زيادة الإنتاج المحلي وتخفيض الواردات بنسبة ٢٣,٨% لكل منهما على التوالي. وفي ظل ثبات الاستهلاك المحلي يتوقع زيادة معامل الأمن الغذائي لمنتجات الألبان من ٠,٤٢ إلى ٠,٤٥؛ أي يزداد مستوى الأمن الغذائي لمنتجات الألبان بمعدل يبلغ ٧,١٤%.

(٢) أما في ظل تغير العائد للسعة فقد بلغ متوسط الكفاءة التقنية لمصانع منتجات الألبان ٠,٩٠٢ وهو ما يعني أنه يمكن لمصانع الألبان زيادة إنتاجها بنسبة ٩,٨% دون زيادة القدر المستخدم من الموارد، ومن ثم إحلال نسبة الزيادة في الإنتاج محل الواردات من منتجات الألبان خلال فترة الدراسة. ويترتب على تنفيذ هذه السياسة زيادة الإنتاج المحلي وتخفيض الواردات بنسبة ٩,٨% لكل منهما على التوالي. وفي ظل ثبات الاستهلاك المحلي يتوقع زيادة معامل الأمن الغذائي لمنتجات الألبان من ٠,٤٢ إلى ٠,٤٣، أي يزداد مستوى الأمن الغذائي لمنتجات الألبان بمعدل يبلغ ٢,٤%.

توصيات الدراسة:

تبين في ضوء النتائج التي أسفرت عنها هذه الدراسة فإنها توصي بالاتي:

(١) وضع سياسة تصنيعية هدفها خفض تكاليف الإنتاج، خاصة وأن مصانع إنتاج الألبان العاملة في المملكة العربية السعودية يمكنها تحقيق نفس المستوى من الإنتاج في ظل تخفيض تكاليف التصنيع بنسبة ٢٣,٥%، ١٩,٦% في ظل ثبات وتغير العائد للسعة لكل منهما على التوالي.

- (٢) تشجيع مصانع الألبان الصغيرة على التكتل والاندماج مع بعضها لتكوين مصانع كبيرة الحجم؛ وهنا يمكنها من تخفيض تكاليف الإنتاج ومن ثم تستطيع تحقيق الميزة النسبية في الإنتاج من ناحية وزيادة القدرة التنافسية مع المصانع الكبيرة من ناحية أخرى.
- (٣) إعادة توزيع الموارد الاقتصادية المستخدمة في مصانع إنتاج الألبان بما يضمن تحقيق المستوى نفسه من الإنتاج في ظل تخفيض التكاليف بنسبة ١٢,٢% ظل ثبات وتغير العائد للسعة.



*Economic Studies: A Refereed Bi-annual Series of the Saudi
Economic Association, Volume (11), No. (21)*

Economic Studies

*A Refereed Bi-annual Series
Of the Saudi Economic Association*

*Volume (11)
No. (21)*

JANUARY (2014)

SAFAR (1435)

Economic Studies
A Refereed Bi-annual Series
Of the Saudi Economic Association

Editorial Board

Editor-in-Chief : K. H. Alqudair

Editor : A. A. Almohaimeed

Associate Editors

M. A. Al-Suhaibani

A. M. Ghanem

B. A. Aba alkhail

Type Setting: AL-Tayeb Bakheit Idris

Contents

Articles

- ***Time-Varying Comovements among Exchange Rates: Empirical Evidence from Saudi Arabia and International Economies***
Jamel Jouini
- ***Determinants of Demand for Foreign Reserves in GCC Countries.(Arabic)***
Ayman M. A. Hendy

View Articles and Books

- ***Weakness in the Expectations Hypothesis of the term structure interest rates***
Nizar Harrathi

Thesis Abstracts

- ***Economic Analysis of the Production Efficiency of the Milk Products Factories and its Relationship to Food Security in Saudi Arabia***
Nageeb M. Aldawdahi

First: Articles

**Time-Varying Comovements among Exchange Rates:
Empirical Evidence from Saudi Arabia and
International Economies**

Jamel Jouini*

Abstract: The paper investigates the exchange rate comovements between Saudi Arabia and five heterogeneous countries during the period from 1995M1 to 2013M7. The choice of heterogeneous economies is prompted by our desire to examine the cross-market linkages between Saudi Arabia and developing countries relative to developed countries. For this purpose, we opt for the Dynamic Conditional Correlation multivariate GARCH (DCC-GARCH) model developed by Engle (2002) that has the advantage to assess the interrelations among markets in a time-varying framework. We also apply the structural break approach of Bai and Perron (1998, 2003) to detect potential change dates given that the estimation period is characterized by various domestic and international events that may alter the comovements among markets. The results indicate that the Saudi market is highly and positively correlated with economies with which it is financially and economically linked. However, there is evidence of relatively low and negative correlation between Saudi Arabia and the other considered countries. The findings also reveal regime-shifts in the dynamic

* Department of Economics, College of Business Administration, King Saud University, Saudi Arabia.

Jouini, Jamel, Time-Varying Comovements among Exchange Rates

conditional correlations, which may be explained by the 1997 Thai baht collapse, the 2008 global financial crisis, and domestic events. Overall, the relevance of the econometric approaches allows obtaining reliable results. The findings are of great interest for currency risk management, international portfolio diversification and trade, and provide important policy and economic implications for central banks.

Key-words: Exchange rates, comovements, DCC-GARCH, structural change, Saudi Arabia.

JEL Classification: C58, F31, G15.

**التحركات المترامنة المتقلبة زمنياً بين أسعار الصرف:
دراسة تطبيقية للمملكة العربية السعودية والاقتصاديات العالمية
جمال الجويني**

الملخص: تدرس هذه الورقة روابط أسعار الصرف بين المملكة العربية السعودية وخمس دول غير متجانسة باستخدام بيانات شهرية خلال الفترة الممتدة من يناير ١٩٩٥ إلى يوليو ٢٠١٣م. اختيار اقتصاديات غير متجانسة ينم عن رغبتنا في دراسة روابط أسعار الصرف المتبادلة بين المملكة العربية السعودية والبلدان النامية مقارنة بالدول المتقدمة. لهذا الغرض، تم استخدام نماذج اختلاف التباين المتعدد ذات الارتباط الشرطي الديناميكي الذي اقترحه (Engle (2002) والذي يتميز بقدرته على تقييم العلاقات المتبادلة بين الأسواق في إطار ديناميكي. قمنا أيضاً بتطبيق نموذج التغير الهيكلي الذي اقترحه (Bai and Perron (1998, (2003 للكشف عن التغيرات المحتملة نظراً لأن فترة الدراسة تتميز بوجود عدة أحداث محلية ودولية من شأنها أن تؤثر على الروابط بين الأسواق. تشير النتائج إلى أن السوق السعودي مترابط بشكل كبير وإيجابي بالاقتصاديات التي يرتبط بها مالياً واقتصادياً. لكن، هناك ارتباط منخفض نسبياً وسالب بين المملكة العربية السعودية والبلدان الأخرى. النتائج تكشف أيضاً عن التغيرات الهيكلية في الارتباط بين الأسواق والتي يمكن تفسيرها بالأزمة المالية الآسيوية عام ١٩٩٧م، الأزمة المالية العالمية عام ٢٠٠٨م وأحداث محلية أخرى. عموماً، أهمية المنهجية القياسية المستخدمة أدت إلى الحصول على نتائج موثوقة. النتائج ذات أهمية كبيرة لإدارة مخاطر العملة، تنويع محافظ الأسهم الدولية والتجارة، وتقديم سياسات وتوصيات اقتصادية هامة للبنوك المركزية.

**Time-Varying Comovements among Exchange Rates:
Empirical Evidence from Saudi Arabia and
International Economies**

1. Introduction:

Prior literature examining the interdependence among financial series for Saudi Arabia and the Gulf region focuses, in general, on stock prices. Within this context, Abraham et al. (2001) conduct an empirical issue to analyze the cross-market linkages between some Gulf economies and the United States. Their results find evidence of equity portfolio diversification earnings to investors as the considered stock markets are weakly correlated between them. Simpson (2008) studies the stock price comovements between the UAE and the other Gulf countries, and outlines that the UAE equity market has a main role in the markets of Kuwait, Qatar and Saudi Arabia. Alkulaib et al. (2009) examine the interdependence between MENA countries, and find that the Gulf region has an influence over the others. Arouri and Nguyen (2010) stress that there is evidence of low correlation among the Gulf equity markets and between them and the world market, suggesting that the regional and international diversifications are beneficial for global investors. Cheng et al. (2010) find time-varying financial comovements between the MENA stock price markets and the Dow Jones Global index. More recently, Jouini (2015) investigates the stock market comovements between Saudi Arabia and emerging and developed economies. The author finds that the Saudi market is

weakly integrated into the considered markets as there is evidence of low correlation among them.

To the best of our knowledge, no attention has been paid to empirical issues on the dynamic changes in comovements among exchange rates for Saudi Arabia. For this purpose, the current paper aims at avoiding these shortcomings of the literature by investigating empirically the linkages between Saudi Arabia and international markets (Australia, China, Germany, Qatar and the United States) based on nominal effective exchange rates. Many reasons may reflect the potential financial linkages between Saudi Arabia and these countries. Indeed, the inclusion of Australian and German markets is due to the fact that they are considered among the global factors for Saudi Arabia. China is a trading partner for Saudi Arabia and an emerging power in the world. Qatar is a Gulf country and shares similar economic and political features with Saudi Arabia. The United States are considered given that the Saudi currency is tied to the American dollar. In addition, the inclusion of heterogeneous economies allows diversifying the analysis of exchange rates linkages in order to assess the comovements between the Saudi market and developing economies relative to advanced markets.

The paper employs the DCC-GARCH model developed by Engle (2002) to capture the joint behavior of exchange rates linkages in a time-varying framework. Therefore, correlation between markets and their volatility can be accurately predicted. Given that the conditional correlations obtained from the estimation of the DCC-GARCH model may vary over time, our

analysis is complemented by a structural break procedure of Bai and Perron (1998, 2003) to select the change points that may characterize the structure of the correlations between the markets. The other incentive behind the use of the structural break approach is to check whether the international financial and economic events such as the Thai baht collapse of 1997, the 2003 invasion of Iraq, the global financial crash of 2008, among others, alter the cross-market interactions between the exchange rates.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 presents a brief literature review on exchange rates linkages. The econometric framework is provided in section 3. Section 4 introduces the data used in the empirical issue and discusses the obtained results. Some concluding remarks are given in section 5.

2. Literature Review:

The study of the cross-market correlations among exchange rates has received extensive attention in the recent literature. Within this context, Pérez-Rodríguez (2006) investigates the linkages among euro, yen and British pound against U.S. dollar exchange rates based on daily data from 1999 to 2004 and by using the DCC-GARCH model. The author finds relevant results regarding the volatility spillovers and correlation among the currencies. Indeed, there is evidence of volatility transmission between the three currencies, high correlation between the Euro and British pound, and strong dependence between the European Central Bank Euro reference rate and U.S. traded spot rates. In a similar work, Kitamura (2010) investigates

the intraday volatility linkages among the euro, British pound and Swiss franc during the period 2008-2009 based on a varying-correlation multivariate GARCH process. The obtained results indicate evidence of return volatility running from the euro to the British pound and the Swiss franc, and high integration of these last currencies with the euro.

Boero et al. (2011) adopt copula models to examine the linkages of the euro with the Japanese yen, the British pound and the Swiss franc before and after the introduction of the euro (January 1994-November 2007). For the Deutsche mark, the analysis covers the period prior to the launch of euro.¹ The findings show evidence of changes in the comovements among some currency pairs. Antonakakis (2012) analyzes the return and volatility spillover effects between major European exchange rates by opting for a DCC-GARCH process. The results show evidence of lower return and volatility spillovers among currencies in the post-euro period. They also outline that the linkages are positively related to extreme phases and US dollar appreciations, and that the volatility spillovers are bidirectional and more pronounced between European currencies. Chkili et al. (2012) employ models from the GARCH family to examine the volatility properties of two US dollar exchange rates and three European stock markets. The findings indicate that there is asymmetry and long memory in all conditional volatilities, and that the bidirectional linkages between stock prices and exchange rates are strongly significant for France and Germany.

¹ All exchange rates are measured against the US dollar.

Dimitriou and Kenourgios (2013) examine the comovements among US dollar exchange rates expressed in other international currencies from 2004 to 2011 by employing the Dynamic Conditional Correlation multivariate Fractionally Integrated Asymmetric Power ARCH (DCC-FIAPARCH) process.² The analysis focuses on the effect of different sub-periods of the global financial crash and the Eurozone sovereign debt crisis on the linkages among the currencies. The results suggest that the correlations among the international currencies decrease during the collapse periods, which reflects the vulnerability of the currencies. The findings have important implications for portfolio diversification policies and outline the necessity of coordination between central banks. More recently, Tamakoshi and Hamori (2014) make use of an asymmetric dynamic conditional correlation multivariate GARCH model to investigate the dynamic linkages among US dollar exchange rates expressed in euro, British pound and Swiss franc by focusing on the influence of the recent European financial crisis on such linkages. The results find evidence of asymmetry in the cross-market correlations, thus reflecting higher association during joint appreciation periods than during joint depreciation periods. They also display the role of the financial turmoil in triggering the shift of fund flows to Swiss franc in particular.

3. Econometric Methodology:

The DCC-GARCH process allowing to determine the correlations between the exchange markets and the structural

² Note that the FIAPARCH model is developed by Tse (1998).

break approach to detect the number of breaks and their locations in such correlations are presented.

3.1. DCC-GARCH Model:

To highlight the practical importance of the linkages among the selected exchange rates, we use the dynamic conditional correlations computed from the estimation of the multivariate DCC-GARCH model developed by Engle (2002). This model enables us to examine the comovements among the exchange rates in a time-varying framework, thus leading to more reliable insights on cross-market linkages. For this purpose, we assume that each exchange rate return variable is modeled as follows:

$$r_t = c + \rho r_{t-1} + v_t \quad (1)$$

where r_t is the exchange rate return series,³ c is the intercept, ρ is the autoregressive coefficient, and v_t is the disturbance term.

The DCC process of Engle (2002) is based on two stages. In the first stage, we estimate the standard deviation $\sqrt{h_{ii,t}}$ ($i=1, 2, \dots, k$) by fitting, for each exchange rate return series,⁴ the following univariate GARCH (1, 1) process:

$$h_t = \omega + \alpha v_{t-1} + \beta h_{t-1} \quad (2)$$

where $\omega > 0$, $\alpha \geq 0$, $\beta \geq 0$. The second stage consists in estimating the conditional correlations using the standardized residuals $e_{it} = v_{it} / \sqrt{h_{ii,t}}$ computed from the first stage. The

³ The returns are the first log differences of the level series.

⁴ The number of exchange rate return series is k .

conditional variance-covariance matrix H_t is then defined as follows:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (3)$$

where $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \sqrt{h_{22,t}}, \dots, \sqrt{h_{kk,t}})$ and R_t is the time-varying conditional correlation matrix of order k :

$$R_t = (\text{diag}(P_t))^{-1/2} P_t (\text{diag}(P_t))^{-1/2} \quad (4)$$

with $P_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{P} + \theta_1 u_{t-1} u'_{t-1} + \theta_2 P_{t-1}$ a symmetric positive definite matrix of order k , \bar{P} a matrix of unconditional variances of the standardized errors u_t of order k , and θ_1 and θ_2 positive terms such that $\theta_1 + \theta_2 < 1$. The dynamic conditional correlation between two exchange rates is then defined as follows:

$$\rho_{ij,t} = \frac{(1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{p}_{ij} + \theta_1 u_{i,t-1} u_{j,t-1} + \theta_2 p_{ij,t-1}}{\left((1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{p}_{ii} + \theta_1 u_{i,t-1}^2 + \theta_2 p_{ii,t-1} \right)^{1/2} \left((1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{p}_{jj} + \theta_1 u_{j,t-1}^2 + \theta_2 p_{jj,t-1} \right)^{1/2}} \quad (5)$$

where $p_{ij,t}$ is the (i, j) th element extracted from the matrix P_t . The maximum likelihood estimation technique is applied to estimate the model based on the BHHH (Berndt-Hall-Hall-Hausman) optimization algorithm.

3.2. Structural Change Procedure:

Given the dynamic conditional correlations, $\rho_{ij,t}$, obtained from the estimation of the above DCC-GARCH model, we make use of the structural break procedure of Bai and Perron (1998, 2003) to select the number of breaks and their locations. For this purpose, we consider the following mean-break model:

$$(10)$$

$$\rho_{ij,t} = \mu_t + u_t, \quad t = T_{i-1} + 1, \dots, T_i, \quad i = 1, 2, \dots, m+1 \quad (6)$$

where μ_t is the mean over the regime i , u_t is the disturbance term, T_i is the i th change point with $T_0 = 0$ and $T_{m+1} = T$, and m is the number of structural changes.

The means and break dates are estimated by the ordinary least squares method given a minimal number of observations in each regime. The number of change points is determined through a sequential test of a given number of breaks against the alternative of an additional break date. The final number of structural changes is determined when the test does not reject the null hypothesis of no additional change point.⁵

4. Empirical Illustration:

The comovements between the nominal effective exchange rate of Saudi Arabia and those of Australia, China, Germany, Qatar and the United States are investigated based on monthly data from 1995M1 to 2013M7 (223 observations). The nominal effective exchange rates are constructed based on 138 trading partners, and gathered from <http://www.bruegel.org>.

4.1. Unit Root Tests:

We first investigate the stationarity properties of the return series based on a unit root test without breaks (NG) of Ng and Perron (2001) and a recent unit root test with breaks (CKP) of Carrion-i-Silvestre et al. (2009).⁶ Considering regime-shifts

⁵ The readers are referred to Bai and Perron (1998, 2003) for more details on the selection of breaks using the sequential test.

⁶ The two tests allow testing non-stationarity under the null hypothesis.

when testing for unit root allows getting more reliable conclusions given that tests without breaks are not generally powerful in presence of structural change in the variables. The results depicted in Table 1 indicate that all tests show evidence of stationary return series at the conventional significance levels. Three break dates are detected for each exchange rate return series, as reported in Table 1. These breaks may be due to some domestic and international events such as the Thai baht collapse of 1997, the 2003 invasion of Iraq and the global financial turmoil of 2008. These results may confirm the periods of high volatility observed in the exchange rate returns reported in Figure 1.

Table 1. Results of the unit root tests for return series

	NG		CKP	Break dates		
	Intercept	Trend	Breaks in trend			
Saudi A.	0.308***	0.997***	2.756***	1997M12	2000M5	2008M10
Australia	1.706***	1.142***	4.344***	1997M3	1999M2	2008M10
China	0.308***	0.969***	2.283***	1997M12	2004M11	2008M10
Germany	2.969**	1.075***	2.730***	2000M8	2003M12	2008M12
Qatar	0.309***	0.984***	3.043***	1997M5	2000M5	2008M10
US	0.302***	1.002***	2.638***	1997M12	2003M5	2008M3

Note: *** and ** denote stationarity at the 1% and 5% levels, respectively.

4.2. Descriptive Analysis:

Some descriptive statistics of the exchange rate returns are presented in Table 2. China has the largest average returns and Qatar shows the smallest level. The Australian market is the most volatile, as indicated by its standard deviation that is equal to 0.023. By cons, the German exchange rate is the least risky

since its standard deviation is equal to 0.010. The other markets are similar in terms of volatility. The skewness coefficient is positive for all markets, except of the Australian market. This indicates that for this latter market, large negative returns may be more prevalent than large positive returns. The exchange rate returns are leptokurtic given that the kurtosis coefficient exceeds 3 for all markets. The normality is rejected for four out of six markets, as indicated by the Jarque-Bera statistic. This result confirms the fact that the normality assumption is generally rejected for financial variables. The Ljung-Box statistic outlines the presence of serial correlation in all exchange rate returns. The ARCH test shows evidence of heteroscedastic returns for four out of six exchange rate markets. The empirical correlation coefficient reveals positive and high connection of the Saudi exchange rate with those of China, Qatar and the United States. However, there is evidence of negative and relatively low dependence between the Saudi market and those of Australia and Germany. These first insights of the preliminary analysis confirm the adoption of the model given by Eqs. (1)-(5) to investigate the linkages between the Saudi and selected exchange rates.

Figure 1. Dynamics of exchange rate returns

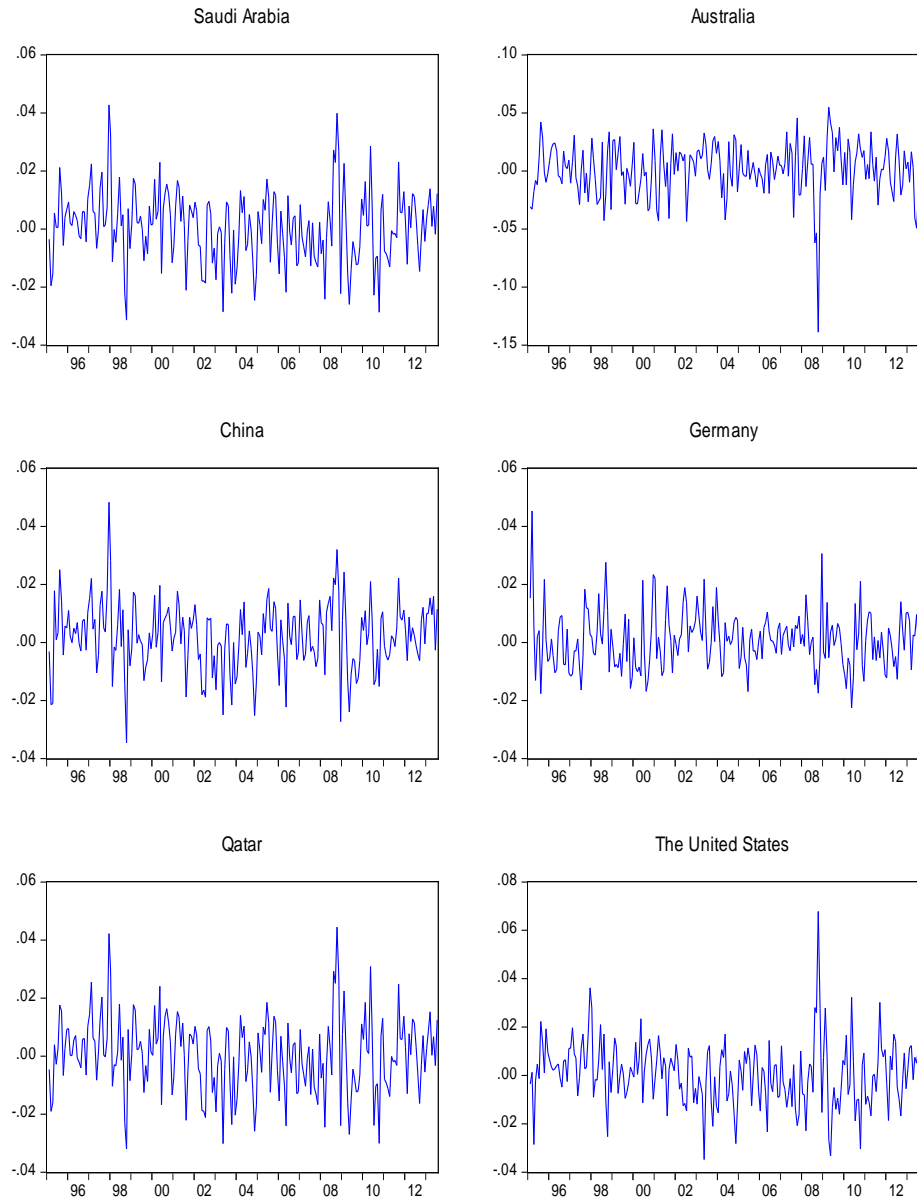


Table 2. Summary statistics of return series

	Mean	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	JB	LB	ARCH	Corr
Saudi A.	7.060E-4	0.012	0.116	3.607	3.903	27.874***	15.057**	1.000
Australia	1.250E-3	0.023	-1.242	8.338	320.665***	19.913***	11.889*	-0.311
China	2.095E-3	0.012	0.056	3.997	9.304***	26.294***	13.545**	0.932
Germany	7.020E-4	0.010	0.740	4.647	45.335***	21.554***	6.043	-0.677
Qatar	5.270E-4	0.013	0.115	3.548	3.272	25.075***	12.258*	0.996
US	7.800E-4	0.013	0.498	5.720	77.580***	32.282***	10.558	0.935

Notes: JB is the Jarque-Bera test for normality; LB is the Ljung-Box test for serial correlation of order 6; ARCH is the test for conditional heteroscedasticity of order 6; and Corr denotes the unconditional correlation between the Saudi exchange rate returns and the other markets. ***, ** and * denote rejection of the null hypothesis at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

4.3. Estimate Results:

The estimated mean and variance equations as well as the DCC coefficients are presented in Table 3. The intercept of the mean equation is not statistically significant for all markets. The exchange rate returns of all markets can be affected by their past own values, as indicated by the statistical significance of all autoregressive coefficients at the conventional levels. For the volatility equation, the results indicate that the constant term is statistically significant for four out of six exchange rate markets. The ARCH coefficients are significant for all exchange rate markets, except the Australian market. This indicates that the conditional volatility of these markets is influenced by the past unexpected shocks, but the effect is weak given that the ARCH coefficient estimates are low. The conditional volatility of all markets is highly affected by its past own value, as shown by the GARCH coefficients that are large, positive and significant. A

striking feature is that the impact is similar for the markets given the small differences in the GARCH coefficient estimates. A feature of substantial importance is that the volatility of all exchange rate markets is highly persistent given that the sum of ARCH and GARCH coefficient estimates is close to unity.

The DCC coefficients are strongly significant and satisfy the property of mean-reversion as their sum is less than one, suggesting that all exchange rate conditional volatilities slow to achieve the normal equilibrium state. These coefficients also tell us about the high persistence of all conditional correlations given that their sum is close to unity (0.942). Some diagnostic tests are applied on the standardized residuals to check the validity of the model. The results reported in Table 4 indicate that the model is suitable to examine the interactions between the considered exchange rates although the normality hypothesis is rejected for some cases.

Table 3. Estimate results of the AR(1)-GARCH(1, 1) models and DCC coefficients

	c	ρ	ω	α	β
Saudi A.	2.984E-4 (7.295E-4)	0.257*** (0.040)	1.692E-5** (7.137E-6)	0.070*** (0.024)	0.798*** (0.070)
Australia	1.280E-4 (1.516E-3)	0.135** (0.063)	4.307E-5 (4.120E-5)	0.106 (0.070)	0.815*** (0.114)
China	9.376E-4 (6.795E-4)	0.239*** (0.041)	1.571E-5* (9.228E-6)	0.073** (0.035)	0.793*** (0.101)
Germany	7.558E-4 (5.670E-4)	0.267*** (0.046)	3.020E-6 (2.019E-6)	0.082** (0.033)	0.877*** (0.045)
Qatar	2.107E-4 (7.679E-4)	0.254*** (0.038)	1.956E-5** (7.772E-6)	0.062*** (0.024)	0.801*** (0.068)
US	6.392E-4 (8.132E-4)	0.229*** (0.046)	1.134E-5*** (4.166E-6)	0.094*** (0.021)	0.835*** (0.038)
DCC coefficients					
θ_1	0.072*** (0.013)				
θ_2	0.870*** (0.023)				

Notes: The values in parentheses are the standard errors. ***, ** and * denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

Table 4. Results of the diagnostic tests

	Saudi A.	Australia	China	Germany	Qatar	US
LB	14.117 (0.293)	15.449 (0.218)	16.704 (0.161)	12.357 (0.417)	14.636 (0.262)	22.308 (0.034)
LM	16.238 (0.181)	12.840 (0.381)	25.434 (0.013)	5.341 (0.946)	15.506 (0.215)	14.448 (0.273)
JB	1.929 (0.381)	282.280 (0.000)	7.043 (0.030)	44.874 (0.000)	1.467 (0.480)	55.150 (0.000)

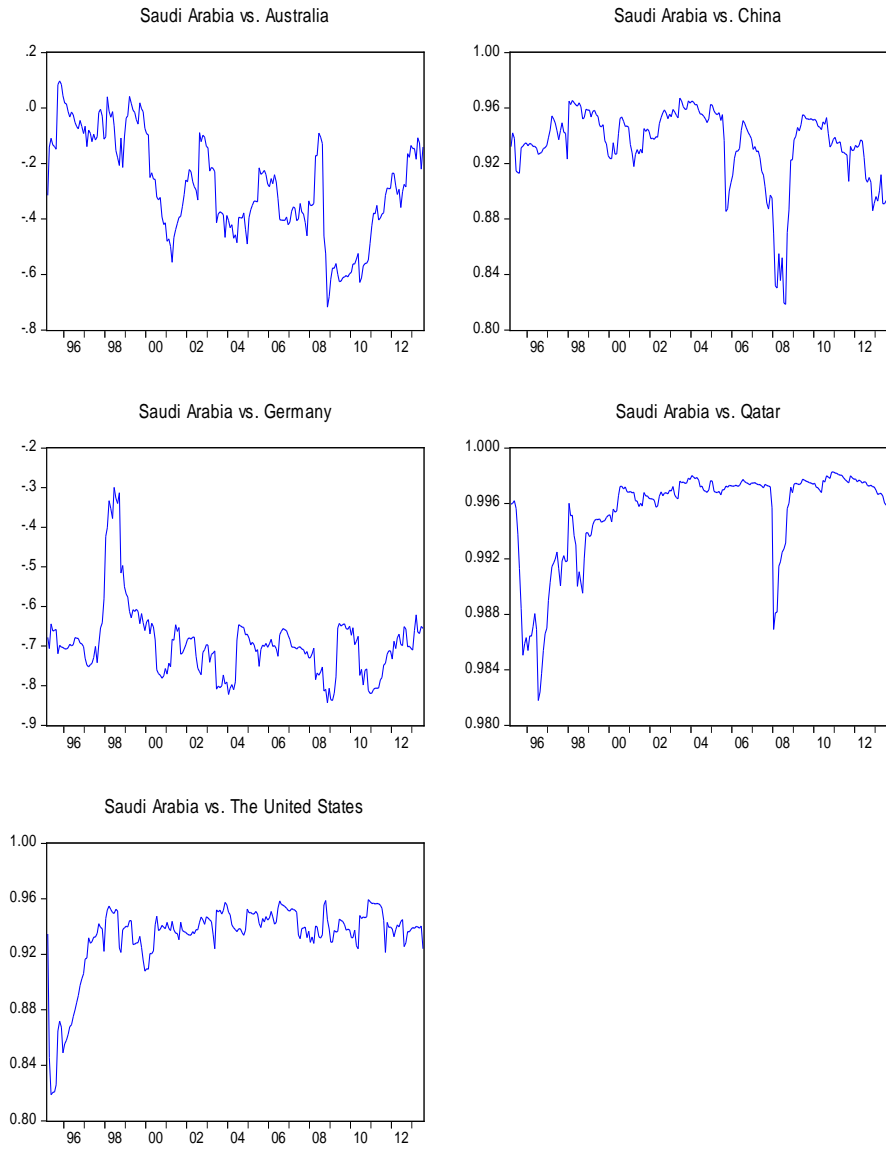
Notes: LB is the Ljung-Box test for autocorrelation of order 12; LM is the ARCH test of order 12; and JB is the Jarque-Bera test for normality. The values in parentheses are the p -values of the tests.

4.4. Dynamic Conditional Correlation Patterns:

The dynamic conditional correlations between the Saudi exchange rate and the other markets are reported in Figure 2. These correlations allow studying and understanding the comovements between the selected markets. A visual inspection of the plots indicate that the correlations between Saudi Arabia, and China, Qatar and the United States are highly positive, thus reflecting strong comovements between Saudi Arabia and these countries. These facts may be explained by the trading partnership between Saudi Arabia and China, the economic links between Saudi Arabia and Qatar, and the connection of the Saudi currency to the US dollar. On the other hand, the Saudi exchange rate is negatively and weakly linked with the other markets, especially Australia.

A noticeable feature is that the cross-market comovements between Saudi Arabia and the countries with which there are strong ties (China, Qatar and the United States) do not fluctuate greatly and are less volatile than those between Saudi Arabia and the other countries (Australia and Germany). In the same context, as pointed by McKinnon and Schnabl (2003), and Qiao et al. (2011), the linkages among the markets may be affected substantially by geographical and regional proximities. The correlation graphs show also evidence of an apparent downward peak during the 2008 global financial crisis for China and Qatar. In addition, other peaks in different periods are detected for all correlation pairs.

Figure 2. Dynamic conditional correlations



Jouini, Jamel, Time-Varying Comovements among Exchange Rates

The average values of the conditional correlations presented in Table 5 are similar to the unconditional correlations between Saudi Arabia and the selected economies in terms of sign and magnitude (see Table 2). The volatility of the conditional correlations varies across exchange rates, as mentioned by the standard deviation. Moreover, the Saudi Arabia/Qatar correlation pair is the least volatile since the corresponding standard deviation is the lowest. However, the Saudi Arabia/Australia correlation pair is the riskiest as the standard deviation is the largest. For Germany, the standard deviation is somehow little high compared to China and the United States. These two latter results confirm the above insights drawn from the correlation graphs concerning the volatility for Australia and Germany. The results of the skewness and kurtosis coefficients, and the Jarque-Bera statistic show evidence of non-normality for all correlations.

Table 5. Summary statistics of conditional correlations

	Mean	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	JB
Saudi A./Australia	-0.281	0.185	-0.072	2.170	6.539**
Saudi A./China	0.934	0.027	-1.870	7.387	305.988***
Saudi A./Germany	-0.692	0.092	1.966	8.868	459.467***
Saudi A./Qatar	0.995	0.003	-1.870	5.779	199.964***
Saudi A./US	0.933	0.026	-2.543	9.784	661.948***

Notes: JB is the Jarque-Bera test for normality. *** and ** denote non-normality at the 1% and 5% levels, respectively.

4.5. Stability Check:

The insights detected from the correlation graphs (Figure 2) and descriptive analysis (Table 5) tell us about the fact that the conditional correlations between Saudi Arabia and the considered countries are time-varying and may be subjected to structural breaks. To check this, we carefully apply the above sequential structural change procedure to detect the number of mean-breaks and their locations in the cross-market comovements. The results displayed in Table 6 indicate that all correlations are characterized by the presence of at least one break date in their structure, suggesting that the vulnerability of the exchange rates varies across regimes. Indeed, two break dates are located for Saudi Arabia/Australia and Saudi Arabia/Qatar, one break for Saudi Arabia/Germany and Saudi Arabia/the United States, and three break points for Saudi Arabia/China. The detected break dates are similar to those detected in the exchange rate returns when testing for unit root in their structure, thus suggesting the strong evidence of structural change in the considered series and the reliability of the econometric procedures used in this paper. The Breaks coincide with some international events such the 1997 Thai baht collapse and the 2008 global financial crisis. Domestic events may explain the other selected break dates.

To sum up, detecting breaks in the cross-market linkages would have an impact on forecasting, volatility and cross correlations. Moreover, the comovements between the exchange rates are found to be regime-dependent, which has important policy and economic implications.

Table 6. Mean-breaks in conditional correlations

	Break 1	Break 2	Break 3
Saudi A./Australia	2000M3	2008M9	-
Saudi A./China	2002M7	2005M9	2008M11
Saudi A./Germany	2000M6	-	-
Saudi A./Qatar	1998M11	2008M11	-
Saudi A./US	1997M12	-	-

5. Conclusion:

The paper has examined the cross-market comovements between Saudi Arabia and five countries during the period from 1995M1 to 2013M7. The analysis is based on DCC-GARCH process that allows determining the time-varying correlations to assess the linkages among markets. We have also employed a structural break approach to detect potential regime-shifts in the correlations given the international events that have occurred during the estimation period.

The findings indicate that the linkages among the exchange rates vary across countries. Indeed, the cross-market correlations between Saudi Arabia, and China, Qatar and the United States are positive and high, reflecting the strong comovements between these economies. However, there is evidence of relatively low and negative correlation between the Saudi exchange rate and those of Australia and Germany, suggesting weak linkages among them. These results outline the importance of trading, economic and financial linkages between Saudi Arabia and international economies in explaining the intensity of the comovements. Another important insight is that

the correlations between the exchange rates differ from those based on stock prices for Saudi Arabia relative to international economies in terms of intensity, which adds new evidence to the literature. Indeed, when relying on exchange rates, the results show evidence of high correlations, which does not comply with previous works that find evidence of low correlations based on stock prices (see Abraham et al., 2001; Arouri and Nguyen, 2010; and Jouini, 2015). We also find that the cross-market correlations encompass changes that may be due to international events. Most of the detected break dates coincide with the dates selected in the exchange rates returns, thus reflecting the robustness of the results and the appropriateness of the econometric approaches used in the paper.

References:

1. Abraham, A., Seyyed, F.J. and Al-Elg, A. (2001). Analysis of diversification benefits of investing in the emerging Gulf equity markets. *Managerial Finance* 27, 47-57.
2. Alkulaib, Y.A., Najand, M. and Mashayekh, A. (2009). Dynamic linkages among equity markets in the Middle East and North African countries. *Journal of Multinational Financial Management* 19, 43-53.
3. Antonakakis, N. (2012). Exchange return co-movements and volatility spillovers before and after the introduction of euro. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 22, 1091-1109.
4. Arouri, M.H. and Nguyen, D.K. (2010). Time-varying characteristics of cross-market linkages with empirical application to Gulf stock markets. *Managerial Finance* 36, 57-70.
5. Bai, J. and Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica* 66, 47-78.
6. Bai, J. and Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics* 18, 1-22.
7. Boero, G., Silvapulle, P. and Tursunalieva, A. (2011). Modelling the bivariate dependence structure of exchange rates before and after the introduction of the euro: a semi-parametric approach. *International Journal of Finance and Economics* 16, 357-374.

8. Carrion-i-Silvestre, J.L., Kim, D. and Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks both under the null and the alternative hypotheses. *Econometric Theory* 25, 1754-1792.
9. Cheng, A.-R., Jahan-Parvar, M.R. and Rothman, P. (2010). An empirical investigation of stock market behavior in the Middle East and North Africa. *Journal of Empirical Finance* 17, 413-427.
10. Chkili, W., Aloui, C. and Ngugen, D.K. (2012). Asymmetric effects and long memory in dynamic volatility relationships between stock returns and exchange rates. *Journal of International Markets, Institutions and Money* 22, 738-757.
11. Dimitriou, D. and Kenourgios, D. (2013). Financial crises and dynamic linkages among international currencies. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 26, 319-32.
12. Engle, R.E. (2002). Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 339-350.
13. Jouini, J. (2015). New empirical evidence from assessing financial market integration, with application to Saudi Arabia. *Economic Modelling* 49, 198-211.
14. Kitamura, Y. (2010). Testing for intraday interdependence and volatility spillover among the euro, the pound and Swiss franc markets. *Research in International Business and Finance* 24, 158-270.

15. McKinnon, R. and Schnabl, G. (2003). Synchronised business cycles in East Asia and fluctuations in the Yen/Dollar exchange rate. *The World Economy* 26, 1067-1088.
16. Ng, S. and Perron, P. (2001) Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica* 69, 1519-1554.
17. Pérez-Rodríguez, J.V. (2006). The euro and other major currencies floating against the US dollar. *Atlantic Economic Journal* 34,367-384.
18. Qiao, Z., Li, Y. and Wong, W.-K. (2011). Regime dependent relationships between the stock markets of US, Australia and New Zealand: a Markov switching VAR approach. *Applied Financial Economics* 21, 1831-1841.
19. Simpson, J. (2008). Financial integration in the GCC stock markets: evidence from the early 2000s development phase. *Journal of Economic Corporation* 29, 1-28.
20. Tamakoshi, G. and Hamori, S. (2014). Co-movements among major European exchange rates: A multivariate time-varying asymmetric approach. *International Review of Economics and Finance* 31, 105-113.
21. Tse, Y.K. (1998) The conditional heteroscedasticity of the Yen-Dollar exchange rate. *Journal of Applied Econometrics* 13, 49-55.

Second: View Articles and Books

Weakness in the Expectations Hypothesis of the term structure interest rates

Nizar Harrathi¹

Abstract

In this paper, we present the empirical weakness of the expectation hypothesis of the term structure interest rates (EHTS). The related empirical study on the validity of EHTS indicates that there are potential reasons of the rejection of the EHTS related to time-varying risk premium and the irrational expectation. Nevertheless, many studies provide evidence of structural breaks in the term structure interest rates and conclude that the omitted structural break leads to the bias estimated parameters of the long run relationship between short and long rate and the rejection of the expectation hypothesis of the term structure interest rates.

1. Introduction

The expectations hypothesis of the term structure of interest rates (EHTS) has received a extensive attention in empirical research. This interest is explained by the important role that plays the EHTS in the analysis and the conduct of monetary policy and inflation targeting. Additionally, the EHTS give information about money

¹ Department of Economics, College of Business Administration-King Saud University
P.O. Box 71115 Riyadh 11587, Saudi Arabia. (nharrathi@ksu.edu.sa)

market efficiency. According to the expectations hypothesis of the term structure interest rate, the long-term interest rate is an average of the current and expected future short-term interest rates plus a constant risk premium that is time invariant but maturity dependent. The standard implication of the relationship between short-term and long-term interest rates given by the EHTS is that the long-term interest rates are determined by the expectations on the future short-term interest rate. Hence, this relationship implies that the term structure of interest rates, also known as the yield curve provides useful information about the future changes in the short-term interest rate. Therefore, the term spread between rates can be used to predict the future movements in long-term interest rates. Additionally, the EHTS suggest that the term spread is an unbiased predictor of future changes in short-term interest rates.

Extensive studies have empirically investigated the validity of the expectation hypothesis of the term structure interest rates interest rates. The evidence of the HTS is mixed and generally not supported. Hardouvelis (1994), Hurn et al. (1995), Dahlquist and Jonsson (1995), Engsted (1996), Gerlach and Smets (1996), Engsted (1996), Hejazi et al. (2000), Mills (2002), Ghazali and Low (2002), Boero and Torricelli (2002) among others provide some evidence of the expectation hypothesis of the term structure interest rate. Further, they find support of the existing relationship between short and long rate and conclude that the term spread is an unbiased predictor the future short rate changes. Otherwise, a lot of empirical studies have focused on whether the term spread

prediction is supported and conclude that the predictability of the term structure has been rejected. Shiller et al. (1983), Mankiw and Miron (1986), Campbell and Shiller (1991), Hsu and Kugler (1996), Gerlach (1997), Bekaret et al. (1997), Jondeau and Ricard (1999), Longstaff (2000), Bekaert and Hodrick (2001) among other conclude that the expectation hypothesis of the term structure interest rates is often strongly rejected especially for U.S interest rate and most European countries. They find evidence of the empirical weakness of the predictive power of the term spread.

The remainder of this paper is organized as follows. The following section provides the expectation hypothesis of the term structure interest rate, such as the traditional single equation, the Campbell and Shiller methodology and the error correction model. In section 3, we present the empirical failure of the expectation hypothesis of the term structure interest rate presented in the related literature review. In section 4, we present the evidence of the structural change in the term structure interest rate. Section 5 relates the main concluding comments.

2. The expectation hypothesis of the term structure

The expectations hypothesis of term structure interest rate asserts that the long term with a maturity of m (R_t) is determined by the average expected short-term, one period interest rate (r_t) plus a constant risk premium dependent to maturity. The general form of

the term structure relationship between the long term interest rate and the current and expected future short interest is given by:

$$R_t = \frac{1}{m} \sum_{i=0}^m E_t(r_{t+i}) + \theta$$

Where E_t is the expectation operator conditional on information available at time t . With the assumption that agents are risk-neutral and form their expectations rationally, we also obtain the following equation.

$$E_t(PFS_t) = \frac{1}{m} \sum_{i=0}^{m-1} (r_{t+i} - r_t) = -\theta + S_t + \varepsilon_t$$

Where $S_t^{n,m} = R_t - r_t$ define the yield spread and PFS_t is the Perfect foresight spread. The testable equation of the expectation hypothesis is given as:

$$PFS_t = \alpha + \beta S_t + \varepsilon_t$$

Where $\alpha = -\theta$ and $\beta = 1$. Under the pure expectation hypothesis, the risk premium is close to zero, this correspond to the hypothesis that $\alpha = 0$ and $\beta = 1$.

Campbell and Shiller (1987, 1991) indicate that the expectation hypothesis of the term structure interest rate can be rejected if the short and the long rate are non stationary (I(1)) and establish the vector error correction specification that can be able to capture the expected future changes in the short rates. The bivaraiate VAR model for the term spread ($S_t = R_t - r_t$) and the first differences of the short interest rate (Δr_t) take the following form:

$$\begin{bmatrix} \Delta r_t \\ S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(l) & b(l) \\ c(l) & d(l) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta r_{t-1} \\ S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (30)$$

Where $a(l)$, $b(l)$, $c(l)$ and $d(l)$ are the lagged polynomials. Campbell and Shiller (1991) indicate that the VAR specifications provide the testable version of EHTS by using the Wald or the LR test of restrictions imposed by the model. With the assumption that each interest rate are a integrated process of order one, $I(1)$. The expectation hypothesis of the term structure interest rates indicates that the change in the short interest rate Δr_t and the term spread S_t are stationary. This fact implies that $(1, -1)^T$ is a cointegrating vector.

Otherwise, Given that the short and the long interest rate are integrated with order 1 and they have a stationary linear relationship, then the short and the long rate are said to be cointegrated. For the EHTS, the cointegration relationship reflects the long run equilibrium between the interest rates of different maturities. Hence, if the short and long interest rates are cointegrated, the spread is interpreted as the optimal predictor of future changes in short rates and can be used as evidence of the EHTS. For this purpose, the Engle and Granger (1987) and the vector error correction model (VECM) are performed to validate the expectation hypothesis of the term structure interest rate. The empirical model is given as:

$$\Delta Y_t = c + \lambda t + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

(31)

Where $Y_t = (R_t, r_t)^\top$, The long run relationship between the short and the long rate is define as $\beta^\top Y_{t-1} = (1 - \beta_1)^\top Y_{t-1} = R_t - \beta_1 r_t$. The expectation hypothesis tests of term structure interest rate are based on the presence of a cointegrating relation between rates of different maturities. Under the null hypothesis that the term spread is a good predictor of the future changes in short rates, this cointegrating vector is $(1 - 1)^\top$.

3. The empirical weakness of the EHTS

The literature review provides some reasons for the rejection of the expectation hypothesis of the structure interest rate. One plausible and frequent explanation for the empirical failure of the expectation hypothesis of the term structure interest rates is the time-varying risk premium. The EHTS is based on the assumption of the independent time risk premium. In this context, Mankiw and Summers (1984) show that time-varying risk premium explains the future changes in the short rate can be explained by the time-varying risk premium. In contrast, Mankiw and Miron (1986) and Margaritis (1994) conclude that a time-varying risk premium limit the predictive power of the term spread between rate. The authors assert that the possibility of a time-varying risk premium is a tangible reason for the failure of the expectation hypothesis of the term structure interest rate. Likewise, Engle et al. (1987) have investigated the time-varying term premium in the term structure interest rates by using ARCH in mean (ARCH-M) model. They provide evidence of the time-varying term premium in the term

structure interest rates. Recently, Richardson (2001), Qiang and Kenneth (2002) and Pasquale et al. (2006) confirm the time dependent term premium and suggest that the time-varying term premium led to the rejection of the expectations hypothesis of the term structure of rates.

Otherwise, several empirical works indicate that there are many potential reasons for the empirical failure of the expectation hypothesis of the term structure interest rates. Much of the empirical results are based on the single equation model, also known as a traditional single equation approach, which cannot extract information in the term spread, as well as the future changes in the short rates. As the results, predictability of the term spread of the future changes cannot be correctly identified. In addition, given that short rates and long rates are proven to be non-stationary and integrated of order 1, standard regression of the single equation of expectations hypothesis of the term structure interest rate do not provide an efficient estimation of the parameters. Indeed, the rejection of the expectation hypothesis of the term structure interest rates can be attributed to the econometric biases associated with the traditional single-equation model. Additionally, the expectation hypothesis of the term structure interest rate indicate that the term spread between long and short rate is integrated with order 0, while many empirical study show that the term spread is non stationary especially when the maturity of the long rate is one year or greater.

Also, using the vector autoregressive (VAR) specification of the relationship between short rates and long rate developed by Campbell and Shiller (1991), also known as Campbell and Shiller methodology, Baillie and Bollerslev (1998) and Bekaert et al. (2001) among other have shown that the estimated parameters of the VAR model suffer from a small-sample biases and conclude that the standard VAR inadequately captures the movement between short and long rate. Additionally, the VAR dynamics imposes non-linear constraints and the peso problems may consequently affects the statistical analysis, such as the problem with the size and power properties of the Wald, Lagrange Multiplier (LM) and Distance Metric (DM) tests.

4. The structural change in the term structure interest rate

Many empirical studies have investigated the presence of the structural change in the term structure interest rates. Engsted and Nyholm (2000), Chris and Alisetr (2002) Mariam and Cecilio (2002), and Hansen and Seo (2003) among other provides evidence of structural change in the term structure interest rate and conclude that is related to the regime switching monetary policy. Mariam and Cecilio (2002) have examined the parameter instability in the cointegration relationship between short and long rates for Spanish Data. They find evidence of structural change in the term structure interest rate and indicate that the regime switching monetary policy and the exchange rate instability affect the estimated parameters of the long run relationship between short and long rate. Moreover,

Hansen and Johansen (1999) have obtained the same finding by using monthly U.S interest rate from 1970:3 to 1987:2.

Moreover, Johansen et al. (2000), Saikkonen and Lütkepohl (2000) and Lütkepohl et al. (2006) find that a spurious regression can be obtained when structural change is omitted and conclude that the unit root and the cointegration test are rejected when structural change are not included.

5. Conclusion

The expectations hypothesis of the term structure interest rate suggest that the long-term interest rate is an average of the current and expected future short-term interest rates plus a constant risk premium. The validity of the EHTS indicates that the term spread is an unbiased predictor of future changes in short-term interest rates. Therefore, a lot of empirical study reveal that the expectation hypothesis of the term structure interest rate cannot be supported and conclude that the empirical failure is explained by the time-varying risk premium. However, many studies confirm that the structural change in the term structure interest rate related to the regime switching monetary policy affect the estimated results of the EHTS such as the cointegration relationship. In this paper, we find that the empirical weakness of the expectation hypothesis can be explained by the omitted structural change in the term structure interest rate.

6. References

- Baillie, R.T., Bollersle, T, 1998. The Forward Premium Anomaly Is Not as Bad as You Think, manuscript, University of Virginia.
- Balduzzi, P., Bertola, G., Foresi, S., 1997. A Model of target changes and the term structure of interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 39, 223-249.
- Bekaert G, Hodrick R.J and Marshall D, 2001. Peso Problem Explanations for Term Structure Anomalies, *Journal of Monetary Economics*, 48(2), 241-270.
- Bekaert, G., Hodrick, R.J., 2001. Expectations hypothesis tests. *The Journal of Finance* LVI, 1357-1394.
- Boero, G., Torricelli, C., 2002. The information in the term structure of german interest rates. *The European Journal of Finance*, 8, 21-45.
- Campbell, J., Shiller, R., 1991. Yield spreads and interest rate movements. *Review of Economic Studies* 58, 495-514.
- Chris, B., Alistair, G, 2002. Testing for non-stationarity and cointegration allowing for the possibility of a structural break: an application to EuroSterling interest rates, *Economic Modeling*, 19, 65-90.
- Cuthberston, K., Berdin, D., 2000., The Expectations Hypothesis of The Term Structure: The case of Irland, *The Economic and social Review*, 31(3), 267-281.

- Dahlquist, M., Jonsson, G., 1995. The information in Swedish short-maturity forward rates. *European Economic Review*, 39, 1115-1131.
- Engsted, T., Tanggaard, C., 1994. Cointegration and the US Term Structure. *Journal of Banking and Finance*, 18, 167-181.
- Engsted, T., 1996. The predictive power of the money market term structure. *International Journal of Forecasting*, 12, 289-295.
- Engsted, T., Nyholm, K., 2000. Regime shifts in the Danish term structure of interest rates, *Empirical Economics*, 25, 1-13.
- Ghazali, N.A., Low, S.W., 2002. The expectations hypothesis in emerging financial markets: the case of malaysia. *Applied Economics*, 34, 1147-1156.
- Gerlach, S., Smets, F., 1996. The term structure of euro rates: some evidence in support of the expectations hypothesis. *Journal of International Money and Finance*, 16, 285-303.
- Hansen, H., Johansen, S., 1999. Some tests for parameter constancy in cointegrated VAR-models, *Econometrics Journal* ,2, 306-333.
- Hansen, B.E., Seo, B., 2003. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models, *Journal of Econometrics* 110, 293 - 318.
- Hardouvelis, G.A., 1994. The term structure spread and future changes in long and short-rates in the g7 countries. *Journal of Monetary Economics*, 33, 255-283.

Hansen, B., Seo, B., 2002. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error correction models. *Journal of Econometrics*, 110, 293-318.

Hejazi, W., Lai, H., Yang, X., 2000. The expectations hypothesis, term premia, and the canadian term structure of interest rates. *Canadian Journal of Economics* 33, 133-148.

Lütkepohl, H., Saikkonen, P., Trenkler, C., 2006. Break Date Estimation for VAR Processes with Level Shift with an Application to Cointegration Testing, *Econometric Theory*, 22, 15-68.

Hurn, S.A., Moody, T., Muscatelli, V.A., 1995. The term structure of interest rates in the london interbank market. *Oxford Economic Papers* 47, 418-436.

Hsu, C., Kugler, P., 1997. The Revival of the Expectations Hypothesis of the US Term Structure of Interest Rates. *Economics Letters*, 55, 115-120.

Jondeau, E., Ricart, R., 1999. The expectations hypothesis of the term structure: tests on us, german, french and uk euro-rates. *Journal of International Money and Finance*, 18, 725-750.

Longstaff, F.A., 2000. Arbitrage and the expectation hypothesis. *The Journal of Finance*, 55(2), 989-994.

Margaritis, D. 1994. Time-varying risk premia in the term structure of interest rates in New Zealand, *Applied Financial Economics*, 4, 111-20.

Mariam. C., Cecilio, T., 2002, Instability Test in Cointegration Relationships. An Application to the Term Structure of Interest Rates, *Economic Modelling*, 19, 783-799.

Mankiw, G., Miron, J., 1986. The changing behaviour of term structure of interest rates. *Journal of Economics Dynamic and Control* 27, 2243-2265.

Mankiw, N.G., Summers, L.H., 1984. Do long-term interest rates overreact to short-term interest rates? *Brooking Papers on Economic Activity* 1, 61-96.

Pasquale, D., Corta, L.S, Thornton, D.L, 2006. The Expectation Hypotheses of the Term Structure of very Short-Term Rates: Statistical Tests and Economic Value, Working Paper, November 2006.

Qiang, D., Kenneth, J.S, 2002. Expectation puzzles, time-varying risk premia, and affine models of the term structure, *Journal of Financial Economics*, 63(3), 415-441.

Saikkonen, P., Lütkepohl, H., 2000. Testing for the cointegrating rank of a VAR process with structural shifts, *Journal of Business & Economic Statistics*, 18, 451-464.

Arabic Section

القسم الإنجليزي