المجلد الثاني عشر (العدد ٢٣)
شوال ١٤٣٨هـ يوليه ٢٠١٧م

جامعة الملك سعود
King Saud University

Volume 12 (No. 23)
Shawwal 1438H July 2017

دراسات اقتصادية

Economic Studies

دراسات اقتصادية
المجلد الثاني عشر
العدد الثالث والعشرون
شوال ١٤٣٨هـ يوليه ٢٠١٧م

بحوث والدراسات:

• التنبؤ بأسعار النفط الخام في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية Box-Jenkins
خالد بن حمد القدير وأسماء حسن باراس

• محددات الاستثمار الاجنبي المباشر بالمملكة العربية السعودية: مدخل نموذج حدود فترات ابطاء الانحدار الذاتي الموزعة
أيمن محمد ابراهيم هندي وعبد الرزاق بشير

ARTICLES:

• *Evidence on the Determinants of Foreign Direct Investment in Saudi Arabia: An ARDL Bounds Approach*
Ayman M. E. Hendy and Alabdulrazag Bashier

• *Forecasting Crude Oil Prices for Saudi Arabia: The Box-Jenkins Approaches*
Khalid H. A. Alqudair and Asma H. Baras

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

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

ردمد: ١٣١٩-٥٤٩٢

ISSN: 1319-5492

دراسات اقتصادية: السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية، المجلد (١٢)، العدد (٢٣)

دراسات اقتصادية

السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية

المجلد الثاني عشر

العدد (٢٣)

شوال (١٤٣٨هـ) ***يوليه (٢٠١٧م)***

دراسات اقتصادية

السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية

البحوث والدراسات

- **التنبؤ بأسعار النفط الخام في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية Box-Jenkins**

  خالد بن حمد القدير وأسماء حسن باراس

- **محددات الاستثمار الاجنبي المباشر بالمملكة العربية السعودية: مدخل نموذج حدود فترات ابطاء الانحدار الذاتي الموزعة**

  أيمن محمد ابراهيم هندي وعبد الرزاق بشير

أعضاء هيئة التحرير

أ. د. أحمد بن عبد الكريم المحيميد	(رئيساً)
د. حمد بن عبد الله الغنام	(سكرتيراً)
أ. د. محمد بن إبراهيم السحيباني	(عضواً)
أ. د. فوزان بن عبد العزيز الفوزان	(عضواً)
أ. د. عادل محمد خليفة غانم	(عضواً)

الصف والإخراج الفني/ الطيب بخيت إدرس

المحتويات

البحوث والدراسات

- **التنبؤ بأسعار النفط الخام في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية Box-Jenkins**
  خالد بن حمد القدير وأسماء حسن باراس
- **محددات الاستثمار الاجنبي المباشر بالمملكة العربية السعودية: مدخل نموذج حدود فترات ابطاء الانحدار الذاتي الموزعة**
  أيمن محمد ابراهيم هندي وعبد الرزاق بشير

Economic Studies: A Refereed Bi-annual Series of the Saudi Economic Association, Volume (12), No. (23)

Economic Studies

A Refereed Bi-annual Series
Of the Saudi Economic Association

Volume (12)
No. (23)

JULY (2017) ***SHAWWAL (1438)***

Economic Studies

A Refereed Bi-annual Series
Of the Saudi Economic Association

Articles

- ***Evidence on the Determinants of Foreign Direct Investment in Saudi Arabia: An ARDL Bounds Approach***
  Ayman M. E. Hendy and Alabdulrazag Bashier
- ***Forecasting Crude Oil Prices for Saudi Arabia: The Box-Jenkins Approaches***
  Khalid H. A. Alqudair and Asma H. Baras

Economic Studies

A Refereed Bi-annual Series
Of the Saudi Economic Association

Editorial Board

Editor-in-Chief : *A. A. Almohaimeed*
Editor : *H. A. Alalghannam*
Associate Editors
M. A. Al-Suhaibani
F. A. Alfawzan
A. M. Ghanem

Type Setting: AL-Tayeb Bakheit Idris

Contents

Articles

- ***Evidence on the Determinants of Foreign Direct Investment in Saudi Arabia: An ARDL Bounds Approach***
  Ayman M. E. Hendy and Alabdulrazag Bashier
- ***Forecasting Crude Oil Prices for Saudi Arabia: The Box-Jenkins Approaches***
  Khalid H. A. Alqudair and Asma H. Baras

التنبؤ بأسعار النفط الخام في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية Box-Jenkins

أ.د. خالد حمد القدير*، أسماء حسن باراس**

ملخص البحث

تهدف الدراسة إلى تحليل سلوك أسعار النفط الخام الأسبوعية Weekly Brent Spot Price خلال الفترة من ١٥ مايو ١٩٨٧م إلى ١ ديسمبر ٢٠١٥م، من أجل بناء نموذج يساعد على التنبؤ بالأسعار في الأجل القصير باستخدام منهجية Box-Jenkins. وقد أشارت نتائج اختبارات جذر الوحدة إلى عدم استقرار الأسعار الأسبوعية لخام برنت وتكاملها من الدرجة الأولى I(1). كما أظهرت نتائج تطبيق منهجية Box–Jenkins أن النموذج الأنسب لدراسة سلوك السلسلة الزمنية لأسعار النفط هو نموذج AR(3)، مع الأخذ بعين الاعتبار اختلاف التباين من خلال استخدام نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين المعمم GARCH (2,2). كما نلاحظ وجود سرعة وحدة في التقلبات الشرطية في بعض الفترات الزمنية خلال فترة الدراسة والتي تعود إلى الأزمات الاقتصادية والمالية العالمية.

مفاتيح:
منهجية Box-Jenkins، نموذج ARIMA، اختبار جذر الوحدة، التقلبات الشرطية، نموذج GARCH، التنبؤ، أسعار النفط الخام.

* أستاذ بقسم الاقتصاد، كلية إدارة الأعمال جامعة الملك سعود، الرياض، المملكة العربية السعودية.
** خريجة ماجستير، قسم اقتصاد، جامعة الملك سعود، الرياض، المملكة العربية السعودية.

التنبؤ بأسعار النفط الخام في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية Box-Jenkins

المقدمة:

يُعرف التنبؤ بأنه تقدير القيم المستقبلية للظاهرة الاقتصادية اعتماداً على قيمها السابقة والعوامل المؤثرة على تلك الظاهرة خلال مدة زمنية معينة. ولموضوعات التنبؤ أهمية كبيرة في الأدب الاقتصادي لكونها تساعد في حل المشكلات واتخاذ القرارات لمختلف مستويات الوحدات الاقتصادية. ويعتمد التنبؤ الاقتصادي على دراسة وتحليل سلوك السلاسل الزمنية للظواهر الاقتصادية. وفي مجال الطاقة – لا سيما النفط – فقد تنوعت الأساليب القياسية للتنبؤ منها ما يعتمد على الاجتهاد والخبرة في مجال الصناعة، ومنها ما يعتمد على القيم السابقة للمتغير التابع خلال فترة من الزمن. وفي هذا السياق تنفرد نماذج ARIMA بقدرتها على دراسة الظواهر الاقتصادية وتقديم تنبؤ جيد في المدى القصير بالاعتماد على قيم المتغير التابع فقط، بينما تتضمن طرق التنبؤ الأخرى عدة متغيرات مستقلة حسب ما تمليه النظرية الاقتصادية مثل نماذج المعادلات الآنية والانحدار المتعدد (الفارس، ١٩٩٣: ١٩٦).

إن الاقتصاديات الريعية (Mahdavy,1970: 428) التي تعتمد على مورد وحيد يُشكل النفط فيها جانباً لا يُستهان فيه من إيرادات الدولة ومصدراً رئيساً لتراكم الاحتياطي الأجنبي وتمويل الواردات والإنفاق العام، وبالتالي تصبح رهينة تذبذبات أسعار هذه الموارد فينتعش اقتصادها عند ارتفاع الأسعار وينتكس عند انخفاضها. وحتى وإن استطاعت الدولة أن تدير إيراداتها النفطية بكفاءة رغم تذبذب الأسعار قد لا تنجو من "مفارقة الوفرة"، التي تعني أن الدول التي تملك مواردا طبيعية تنمو بمعدلات أقل من نظيراتها من الدول التي لا تتمتع بنفس الموارد (Sachs and Warner,1995:2).

مشكلة الدراسة:

يُوصف الاقتصاد السعودي بأنه اقتصاد ريعي لثقل وزن القطاع النفطي فيه، حيث تمثل صادرات النفط ٧٢,٥٪ من إيرادات المملكة العربية السعودية في ٢٠١٥م (SAMA,2016:105)، وبلغت مساهمة القطاع النفطي لنفس العام ٤٣٪ من الناتج المحلي الإجمالي (SAMA,2016:110)، وذلك بدوره يجعل الاقتصاد السعودي عُرضةً لتقلبات أسعار النفط التي لا تتحدد بالعرض والطلب منه فقط، وإنما يتجاوز ذلك إلى عوامل سياسية واجتماعية واقتصادية، ففي عام ٢٠٠٨م انخفضت أسعار النفط إبان الازمة المالية العالمية حيث بلغ متوسط خام برنت ٤٠,٣٥$ / للبرميل في ديسمبر ٢٠٠٨م (OPEC, Jan. 2009:10)، بينما بلغ في ديسمبر للعام ٢٠٠٧م ٩١,٢٥$/ للبرميل (OPEC, Jan. 2008:7). ولا يخفى أن لهذه التقلبات في أسعار النفط تأثيرات سلبية على المتغيرات الاقتصادية كالإيرادات والانفاق العام والاحتياطي الأجنبي وغيرها، وقد يمتد هذا التأثير إلى خطط التنمية بالمملكة. لذلك تعني

الدراسة بتحليل السلسلة الزمنية لأسعار النفط باستخدام منهجية قياسية متمثلة في أسلوب Box-Jenkins للبيانات الأسبوعية خلال الفترة ١٥ مايو ١٩٨٧م إلى ١ ديسمبر ٢٠١٥م، والتي تصدرها الإدارة الامريكية لمعلومات الطاقة The U.S. Energy Information Administration (EIA).

أهمية الدراسة:

يَحفلُ الأدب الاقتصادي بالأطروحات التي تتنبأ بأسعار النفط بواسطة متغيرات مستقلة كمستوى مخزون النفط (Ye et al., 2005: 492)، أو معدلات تشغيل المصافي (Dées et al., 2008: 9) ، إلا أن عدداً قليلاً من الباحثين تناول موضوع التنبؤ بأسعار النفط من خلال تحليل السلسلة الزمنية لأسعار النفط بالاعتماد على القيم السابقة له دون المتغيرات الأخرى (Ahmad, 2011: 3) و (Quan, 2015: 461) . وتنتهج الدراسة الحالية هذا الأسلوب الأخير للتنبؤ باستخدام منهجية Box-Jenkins، وتبيان مدى قدرة نموذج ARIMA في التنبؤ بأسعار النفط الخام للمملكة العربية السعودية التي تمتلك ربع الاحتياطي العالمي للنفط وتعتبر أكبر دولة مصدرة له. وعليه تُسهم هذه الدراسة في الأدب الاقتصادي من خلال التنبؤ بأسعار النفط الخام، مما قد يُساعد في التخطيط لإدارة هذا المورد الحيوي للاقتصاد السعودي.

هدف الدراسة:

تهدف الدراسة الحالية إلى تحليل السلسلة الزمنية لأسعار النفط الخام الأسبوعية لبناء نموذج يساعد على التنبؤ في المدى القصير باستخدام منهجية Box-Jenkins: Autoregressive Moving Average (ARMA)، والتي تحتاج إلى معرفة قيم المتغير التابع (الأسعار) فقط لبناء النموذج. ولمعالجة هذا الموضوع سيتم تخصيص المبحث الثاني لاستعراض التأصيل النظري

والدراسات التطبيقية السابقة، أما المبحث الثالث سيتناول المنهجية المستخدمة باختصار، بينما سيخصص المبحث الرابع لعرض أهم النتائج التطبيقية، وتُختم خُلاصة الدراسة في المبحث الخامس.

١. التأصيل النظري والدراسات التطبيقية:

تنوعت الأساليب المستخدمة في التنبؤ بأسعار النفط الخام، حيث تقدم دراسة (Zamani, 2004:7) نموذجاً للتنبؤ الفصلي Quarterly بأسعار نفط خام غرب تكساس المتوسط على أساس القيم المتباطئة للمخزون الصناعي، باستخدام التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ (ECM). وبنفس هذه المنهجية تقوم دراسة (lanza et al., 2005: 845) بتقدير العلاقة الديناميكية لأسعار عشر سلاسل من الزيوت الخام الثقيلة وأربعة عشرة سلسلة لأسعار المنتجات النفطية في أوروبا وأمريكا للفترة ١٩٩٤-٢٠٠٢م، ثم تقارن أداء التنبؤ لنموذج تصحيح الخطأ مع نموذج Naïve في الفروق الأولى. بينما تبني دراسة (Ye et al., 2005: 493) نموذجاً للتنبؤ قصير المدى لأسعار نفط خام غرب تكساس Monthly Spot Price الصادر عن OECD باستخدام مستويـــات مخزون النفط الصنـــاعي كمتغير مستقل. كما اقترحت دراسة (Lee & Huh, 2017:7) نموذج Bayesian Model with informative Priors للتنبؤ طويل الأجل بأسعار نفط خام غرب تكساس المتوسط، بالاعتماد على مجموعة من المتغيرات المستقلة: الطلب والعرض العالمي على النفط، وتكاليف المواد الأولية، والأوضاع المالية مُعبراً عنها بمؤشر الدولار الأمريكي، والأحداث الجيوسياسية معبراً عنها بالمتغير الصوري، وأظهرت نتائج الدراسة

دقة أداء نموذج Bayesian Model with informative Priors بعد مقارنته بكل من نموذج OLS و Nerural Network Model .

تعتبر منهجية Box-Jenkins من أشهر النماذج القياسية استخداماً في التنبؤ بأسعار عدد من المتغيرات الاقتصادية، واستخدمت هذه المنهجية بشكل واسع في التنبؤ بأسعار النفط الخام أما منفردة أو بالمقارنة مع تقنيات قياسية أخرى. ففي شكلها المنفرد تحلل دراسة (Ahmad, 2011:3) السلسلة الزمنية لمتوسط الأسعار الشهرية للنفط الخام لسلطنة عمـــان، باستخدام منهجية Box-Jenkins للفترة من سبتمبر ٢٠١٠م إلى أغسطس٢٠١١م وتوصلت إلى أن النموذج الأفضل للتنبؤ قصير الأجل هو نموذج المضاعف الموسمي (multiplicative seasonal model) ARIMA(1,1,5) x(1,1,1). وبالمنهجية ذاتها تحلل دراسة (Abledu & Kobina, 2012: 127) السلسلة الزمنية للأسعار السنوية لنفط خام غانا في الفترة ١٩٩٩ إلى ٢٠٠٠، حيث خلصت الدراسة إلى أن النموذج الأفضل للتنبؤ هو ARIMA (1,1,0)، وهذه النتيجة مماثلة لما توصلت له دراسة (Quan, 2015:460) عند تحليل السلسلة الزمنية لمتوسط الأسعار الشهرية لنفط خام Daq ، للفترة من يناير ٢٠٠٠ إلى ديسمبر ٢٠١٠.

وتتباين نتائج الدراسات التطبيقية في مدى دقة التنبؤات التي يقدمها نموذج ARIMA عند مقارنته مع نماذج أخرى. تعتمد جودة التنبؤ بحسب نموذج ARIMA على المدة الزمنية، حيث يحقق نموذج ARIMA جودة عالية في الأجل القصير بينما تقل جودته في الأجل الطويل (Fernandez, 2006:5). في هذا المجال يقارن (الجبوري، ٢٠١٠: ٥٧) بين دقة نموذج ARIMA وأحد نماذج التسريح الاسي هو نموذج هولت Holt's Method في

التنبؤ بأسعار النفط العراقي لعام ٢٠١٠م، وتوصلت إلى أن نموذج ARIMA يعطي دقة تنبؤيه أعلى من نموذج Holt's Method. وكذلك تفوق دقة أداء نموذج ARIMA في دراسة (Tularam & Saeed, 2016:231) عند التنبؤ بأسعار نفط خام غرب تكساس المتوسط على كل من نموذج Exponential Smoothing (ES)، ونموذج Holt-Winters (HW).

ومن جهة أخرى تتفوق بعض النماذج في التنبؤ بأسعار النفط الخام على نموذج ARIMA، ففي دراسة (Yu et al., 2005:44) أظهر نموذج ARIMA نتائجاً أقل جودة في التنبؤ بأسعار نفط خام غرب تكساس المتوسط بالمقارنة مع كل من نموذج Nonlinear Artificial Neural Network ونموذج Nonlinear Integrated Fuzzy Expert System Approaches، وأيضا أظهرت نتائج دراسة (Xie et al., 2006: 449) أن نموذج ARIMA يعطي تنبؤاً أقل جودة من آلة المتجه الداعم Support Vector Machine (SVM). وتقارن دراسة (Yaziz et al., 2011:1133) بين منهجيتي ARIMA وGARCH للتنبؤ بأسعار نفط خام غرب تكساس للفترة من يناير ١٩٨٦م الى سبتمبر ٢٠٠٩م وتوصلت إلى أن نموذج الانحدار الذاتي للتباين الشرطي (GARCH (1,1)) هو النموذج الأفضل في التنبؤ. وفي دراسة (Ahmed & Shabri, 2014: 431) للتنبؤ بأسعار نفط خام غرب تكساس اليومية للفترة من ١يناير ١٩٨٦ إلى ٣٠ سبتمبر ٢٠٠٦، أعطى نموذج Support Vector Machine (SVR) تنبؤات أعلى دقة أمام كل من نموذج ARIMA وGARCH.

٢. المنهجية القياسية:

يعتبر نموذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك المتكامل ARIMA نموذجاً غير نظري؛ لكونه لا يستمد متغيراته بالاعتماد على أي نظرية اقتصادية على خلاف النماذج الأخرى في التنبؤ. وإنما وفقا لفلسفة Box-Jenkins: " دع البيانات تتحدث عن نفسها" (جوجارات، ٢٠١٥: ١٠٧٨). يكتفي نموذج ARIMA بمعرفة قيم المتغير التابع، حيث يُفسر المتغير التابع من خلال قيمه السابقة والحالية والقيم السابقة للخطأ العشوائي. وعليه تعتمد الدراسة الحالية على منهجية Box-Jenkins، والتي تحتاج إلى معرفة قيم المتغير التابع (Brent Spot Price) لتحليل السلسلة الزمنية لأسعار النفط الخام الأسبوعية Weekly Crude Oil Price للمملكة العربية السعودية خلال الفترة من ١٥ مايو ١٩٨٧م إلى ١ ديسمبر ٢٠١٥م ؛ من أجل بناء نموذج يساعد على التنبؤ في المدى القصير. وتضم هذه المنهجية نموذجين وهما نموذج الانحدار الذاتي ونموذج الوسط المتحرك (العاني،٢٠٠٥: ٢).

٢,١ نموذج الانحدار الذاتي Autoregressive Model (AR):

يعرف نموذج الانحدار الذاتي بالنموذج الذي يتأثر فيه المتغير التابع بقيمه السابقة، أي أن القيم الحالية لهذا المتغير تحدد من خلال قيمه السابقة خلال فترة زمنية معينة. ويمكن صياغة نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى (AR(1)) كما يلي:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث يمثل y_t المتغير التابع و ε_t المتغير العشوائي الذي يتبع التوزيع الطبيعي بوسط حسابي صفر وتباين ثابت يساوي σ_ε^2 ($\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$). كما تمثل α_1 معلمة الانحدار من الدرجة الأولى، والتي يشترط أن تكون أقل من الواحد

الصحيح بالقيمة المطلقة لضمان استقرار النموذج ($|\alpha_1| < 1$). ويمكن صياغة نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة p ($AR(p)$) كما يلي:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \cdots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث تمثل p عدد المتباطئات، و $\alpha_1 \ldots \alpha_p$ معلمات الانحدار الذاتي.

٢,٢ نموذج الوسط المتحرك Moving Average Model (MA):

يعرف نموذج الوسط المتحرك بالنموذج الذي يتأثر فيه المتغير التابع بالقيم الحالية والسابقة للمتغير العشوائي، حيث يمكن صياغة نموذج الوسط المتحرك من الدرجة الأولى ($MA(1)$) كما يلي:

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث يمثل y_t المتغير التابع و ε_t المتغير العشوائي الذي يتبع التوزيع الطبيعي بوسط حسابي يساوي صفر وتباين ثابت يساوي σ_ε^2 ($\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$). كما تمثل θ_1 معلمة الوسط المتحرك من الدرجة الأولى. ويمكن صياغة نموذج الوسط المتحرك من الدرجة q ($MA(q)$) كما يلي:

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \cdots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

حيث تمثل q عدد المتباطئات و $\theta_1 \ldots \theta_q$ معلمات المتوسطات المتحركة.

٢,٣ نموذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك Auto Regressive Moving Average Models (ARMA)

نموذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك هو خليط بين نموذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك، حيث يمكن تحديد القيم الحالية للمتغير التابع من خلال قيمه السابقة والقيم الحالية والسابقة للمغير العشوائي خلال فترة زمنية معينة. ويمكن صياغة نموذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك من الدرجة (1,1) والذي يرمز إليه بـ ARMA(1,1) كالآتي:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث يمثل y_t المتغير التابع و ε_t المتغير العشوائي الذي يتبع التوزيع الطبيعي بوسط حسابي يساوي صفر وتباين ثابت يساوي σ_ε^2 $(\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2))$. كما تمثل كل من α_1 و θ_1 معلمات الانحدار الذاتي والوسط المتحرك من الدرجة الأولى على التوالي. ويمكن كتابة الصيغة المعممة لنموذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك من الدرجة (p،q) والذي يرمز إليه بـ ARMA(p,q) كما يلي:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \cdots + \alpha_p y_{t-p} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \cdots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

حيث تمثل p درجة نموذج الانحدار الذاتي وq درجة نموذج الوسط المتحرك والتي تمثل كل منهما عدد المتباطئات، بينما تمثل كل من $\alpha_1 \ldots \alpha_p$ معلمات الانحدار و $\theta_1 \ldots \theta_q$ معلمات المتوسطات المتحركة. (عطيه، ٢٠٠٩: ٧٢٨)

وبما أن نموذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك لا يستخدم إلا في حالة سكون السلسلة الزمنية، فقد قام Box- Jenkins سنة ١٩٧٦ بوضع منهج خاص يأخذ بعين الاعتبار حالة عدم السكون وقام بتطوير نموذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك المتكامل **(Auto Regressive Integrated Moving Average Models, ARIMA)**، حيث يتم معالجة عدم سكون السلسلة الزمنية من خلال تحويلها الى الفروق من الدرجة d والتي تمثل درجة التكامل ويرمز إلى هذا النموذج بـ ARIMA(p,d,q). (الغنام، ٢٠٠٨: ٨)

٢,٤ منهجية Box – Jenkins (1976):

تستخدم منهجية Box-Jenkins لتحديد النموذج المناسب لتحليل سلوك السلاسل الزمنية خلال فترة زمنية معينة، حيث تمر هذه المنهجية بأربع مراحل كالتالي:

٣,٤,١. التشخيص Identification

بعد التأكد من سكون السلسلة الزمنية يتم تحديد النموذج أو النماذج التي يمكن استخدامها لتحليل سلوك السلسلة الزمنية. يتم في هذه المرحلة فحص كل من دالة الارتباط الذاتي (Autocorrelation Function, ACF) ودالة الارتباط الجزئي (Partial Autocorrelation Function, PACF) والتي تمكن من تحديد درجة التباطؤ للوسط المتحرك (q) و الانحدار الذاتي (p). حيث تمثل كل من (q) و (p) آخر تباطؤ قبل أن تؤول معلمة الارتباط للصفر احصائيا.

٣,٤,٢. التقدير Estimation

بعد تحديد درجة نموذج الانحدار الذاتي ونموذج الوسط المتحرك يتم استخدام طريقة المربعات الصغرى OLS لتقدير هذه النماذج. ويمكن من خلال اختبار معنوية المعلمات المقدرة ومعنوية النماذج من معرفة قدرة هذه النماذج على تحليل سلوك السلسة الزمنية. حيث يتم في هذه المرحلة استبعاد النموذج أو النماذج ذات المعالم المقدرة غير معنوية احصائيا.

٣,٤,٣. مرحلة الفحص والملائمة Diagnostic test

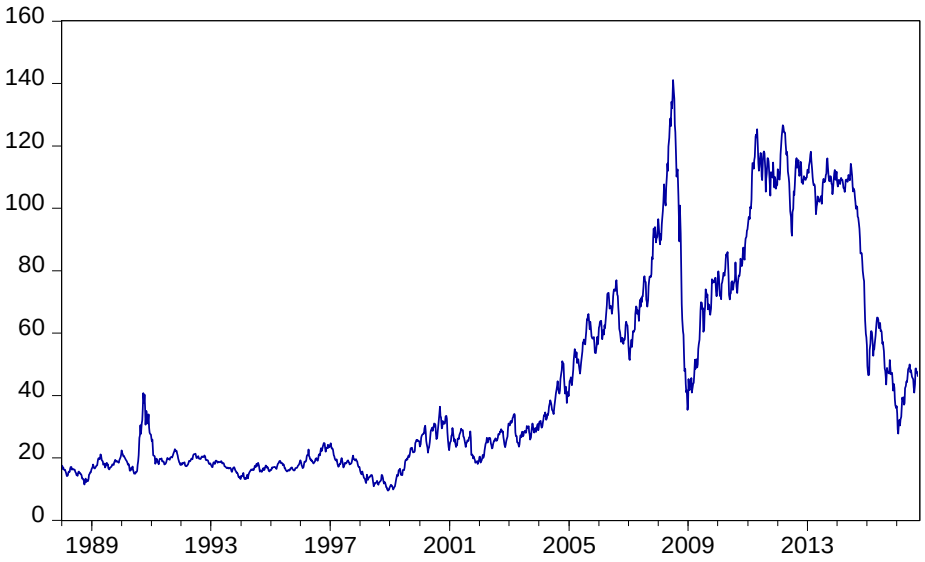
تتعلق هذه المرحلة بفحص النماذج المقدرة لمعرفة أكثرها ملاءمة لتحليل سلوك المتغير، وذلك من خلال اختبار الفرضيات المتعلقة بطريقة التقدير المستخدمة. ويتم في هذه المرحلة اختبار التوزيع الطبيعي للمتغير العشوائي واختبار عدم وجود ارتباط ذاتي وثبات التباين.

٣,٤,٤. مرحلة التنبؤ Forecasting

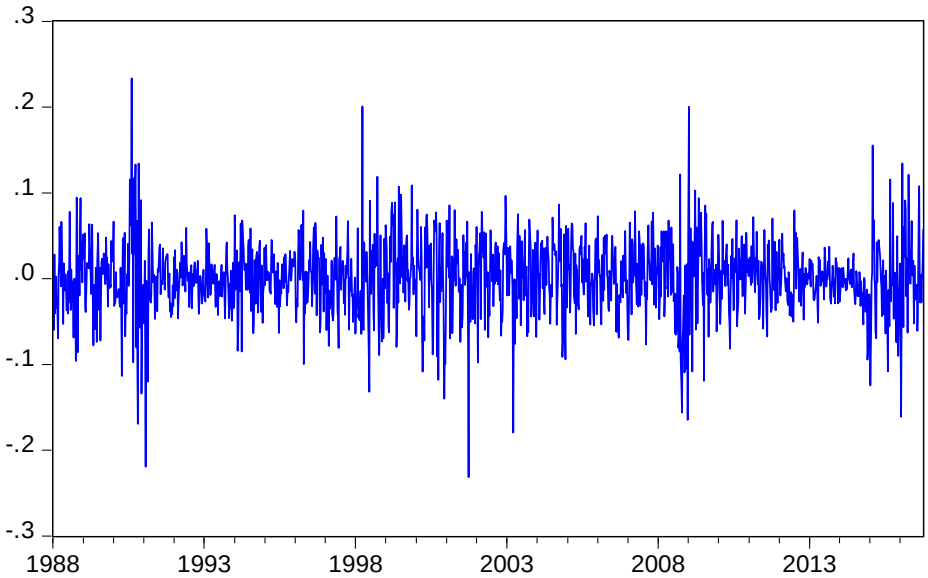
في هذه المرحلة يتم استخدام النموذج الذي تم اختياره للقيام بالتنبؤ بالقيم المستقبلية للسلسة الزمنية.

٤. النتائج التطبيقية:

لتحليل سلسلة أسعار النفط الخام للمملكة العربية السعودية تم استخدام السلسلة الزمنية للأسعار الاسبوعية الفورية لخام برنت Weekly Brent Spot Price، الصادرة عن الإدارة الأمريكية لمعلومات الطاقة (EIA)، حيث اشتملت العينة على ١٤٩٠ مشاهدة للفترة ١٥ مايو ١٩٨٧م-١ ديسمبر ٢٠١٥م. ولتطبيق منهجية ARIMA لابد أولا من فحص سكون السلسلة الزمنية، حيث يلاحظ من الشكل (١) أدناه اختلاف سلوك السلسلة الزمنية لأسعار خام برنت خلال فترة الدراسة، ووجود متجه زمني تصاعدي يدل على عدم سكون السلسلة الزمنية في المستوى. كما نلاحظ من خلال الشكل (٢) المتعلق بمعدل نمو الأسعار الأسبوعية لخام برنت- وهو الفرق الأول اللوغاريتمي سكون السلسلة الزمنية خلال الفترة مع وجود بعض التقلبات وهي دلالة على امكانية السكون عند الفرق الاول First Difference.



الشكل (١): السلسلة الزمنية للأسعار الأسبوعية لخام برنت



الشكل (٢): السلسلة الزمنية لمعدل نمو الأسعار الأسبوعية لخام برنت

ولاختبار استقرار سلسلة أسعار خام برنت خلال فترة الدراسة تم استخدام اختبار ديكي فولر الموسع (Augmented Dickey Fuller, ADF, 1979) واختبار فيليبس بيرون (Phillips-Perron, PP, 1988) لاختبار فرضية العدم بوجود جذر الوحدة وذلك باستخدام النموذج التالي:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \, \Delta y_{t-i} + \mu_t$$

حيث يمكن صياغة الاختبار كالآتي:

$$H_0: \theta = 1$$
$$H_1: \theta < 1$$

ويبرز الجدول (١) الخصائص الإحصائية واختبار جذر الوحدة لأسعار ومعدل نمو أسعار الخام برنت، حيث نلاحظ من خلال نتائج اختبارات السكون رفض فرضية العدم بوجود جذر الوحدة في معدل نمو أسعار الخام برنت مما يشير إلى سكون أسعار الخام برنت عند الفرق الأول، أي أنها متكاملة من الدرجة الاولى ((I(1)). كذلك نلاحظ أن السلسلتين لا تتبعان التوزيع الطبيعي حيث تشير احصائية Bera–Jarque الى رفض فرضية العدم عند مستوى ٥٪.

جدول (١): الخصائص الاحصائية واختبار جذر الوحدة

السلسلة	Mean	Max	Min	Std. Dev	JB	ADF	PP
أسعار الخام برنت	45.433	141.070	9.440	34.047	245.060*	-0.673	-0.843
معدل نمو أسعار لخام برنت	0.001	0.234	-0.232	0.043	532.699*	32.022*	-32.193*

* تشير الى رفض فرضية العدم عند حدود ٥٪ ; القيم الجدولية لاختبار جذر الوحدة عند حدود ٥٪ تساوي ١,٩٥- ; Std. Dev تشير الى الخطأ المعياري؛ JB تشير الى احصائية Jarque Bera لاختبار التوزيع الطبيعي؛ القيمة الجدولية لتوزيع كاي تربيع (χ^2) عند مستوى ٥٪ ودرجة حرية ٢ تساوي ٥,٩٩١.

ولتحديد درجة نموذج الانحدار الذاتي (p) ونموذج الوسط المتحرك (q) تم فحص دوال الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة معدل نمو الأسعار، حيث أشارت النتائج أن عدد الفجوات الزمنية التي يمكن اعتمادها في كلا النموذجين تساوي ٣ (p=q=3) وهي الدرجة التي تصبح بعدها جميع المعلمات غير معنوية. ومن خلال هذه النتائج، فإن النماذج التي يمكن اعتمادها لتحليل سلوك الأسعار الأسبوعية لخام برنت خلال الفترة الزمنية هي:

النموذج الأول: نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الثالثة: AR (3)

$$DLbr_t = \alpha_0 + \alpha_1 DLbr_{t-1} + \alpha_2 DLbr_{t-2} + \alpha_3 DLbr_{t-3} + \varepsilon_t$$

النموذج الثاني: نموذج الوسط المتحرك من الدرجة الثالثة: MA (3)

$$DLbr_t = \theta_0 + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t$$

النموذج الثالث: نموذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك المتكامل من الدرجة الثالثة: ARIMA(3,1,3)

$$DLbr_t = \alpha_0 + \alpha_1 DLbr_{t-1} + \alpha_2 DLbr_{t-2} + \alpha_3 DLbr_{t-3} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t$$

حيث تشير DLbr إلى الفرق الأول اللوغاريتمي للأسعار الأسبوعية لخام برنت.

ويبرز الجدول (٢) نتائج تقدير النماذج الثلاث، حيث نلاحظ أن جميع معلمات نموذج الانحدار الذاتي AR(3) ونموذج الوسط المتحرك MA(3) معنوية ماعدا معلمة المتباطئة الثانية عند مستوى ٥٪. كما نلاحظ أن جميع معلمات نموذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك المتكامل ARIMA(3,1,3) غير معنوية. وقد تم استبعاد الحد الثابت من نتائج التقدير لعدم معنويته في النماذج الثلاث. وبناءً على هذه النتائج نستبعد نموذج ARIMA(3,1,3) لتحليل سلوك الأسعار الأسبوعية لخام برنت ونحتفظ بكل من نموذج AR(3) ونموذج MA(3).

وفيما يتعلق بنتائج فحص البواقي، تشير نتائج اختبار Jarque-Bera إلى رفض فرضية العدم للتوزيع الطبيعي للبواقي كما تشير نتائج اختيار Box-Pierce إلى قبول فرضية عدم وجود ارتباط ذاتي. كما نلاحظ من خلال نتائج اختبار LM رفض فرضية العدم المتعلقة بثبات تباين البواقي.

من خلال نتائج مرحلة الفحص والملائمة يتبين أنه لا يمكن تفضيل نموذج الانحدار الذاتي على نموذج الوسط المتحرك؛ وبالتالي تم اللجوء إلى معيار اكايكي (AIC) للحسم فيما بينها من خلال مقارنة قيم هذا المعيار في كل نموذج. وبالنظر إلى النتائج يمكن تفضيل نموذج الوسط المتحرك MA(3) حيث قيمة معيار اكايكي هي الأدنى، وبالتالي فإن هذا النموذج هو الأنسب لتحليل سلوك الأسعار الأسبوعية لخام برنت.

جدول (٢): نتائج التقدير

نتائج تقدير نموذج AR(3)						
LM(4)	Q(4)	JB	AIC	AR(3)	AR(2)	AR(1)
99.0434*	3.3120	428.4780*	-3.5106	0.0925*	-0.0240	0.1897*
				(0.0257)	(0.0262)	(0.0258)
نتائج تقدير نموذج MA(3)						
LM(4)	Q(4)	JB	AIC	MA(3)	MA(2)	MA(1)
101.4239*	0.1164	524.9790*	-3.5134	0.1053*	0.0075	0.1953*
				(0.0257)	(0.0262)	(0.0257)
نتائج تقدير نموذج ARIMA(3,1,3)						
	MA(3)	MA(2)	MA(1)	AR(3)	AR(2)	AR(1)
	0.2002	-0.0694	0.0429	-0.1093	0.0485	0.1514
	(0.1989)	(0.2205)	(0.4576)	(0.2014)	(0.1927)	(0.4581)
LM(4)	Q(4)	JB	AIC			
100.8831*	0.0079	533.0290*	-3.5083			

* تشير الى رفض فرضية العدم عند مستوى ٥٪؛ (.) تشير الى الانحراف المعياري; JB تشير الى احصائية Jarque-Bera لاختبار التوزيع الطبيعي؛ Q(4) تشير الى احصائية Box-Pierce لاختبار الارتباط الذاتي من الدرجة ٤؛ LM(4) تشير الى احصائية اختبار ARCH لثبات التباين؛ AIC الى معيار اكايكي .

ولمعالجة المشاكل الاحصائية المتعلقة بعدم ثبات تباين البواقي تم استخدام نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH). حيث قام Engle (1982) بتطوير هذا النموذج لمعالجة القصور الناتج عن التقلبات المرتبطة بالزمن (Volatility)، حيث أن التباين الشرطي (التقلبات) مرتبط بالقيم السابقة لمربعات البواقي. ويمكن صياغة نموذج ARCH(p) والذي يسمى بدالة التباين الشرطي. وإذا كانت البواقي تتبع مسار انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين ARCH(p) فيمكن صياغة النموذج كما يلي:

$$\varepsilon_t = \mu_t \sqrt{h_t}$$
$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2$$

حيث تشير h_t الى التباين الشرطي، و μ_t تشويش ابيض (White noise) الذي يتبع التوزيع الطبيعي بوسط حسابي صفر وتباين يساوي ١، و p الفجوة الزمنية. ويشترط في هذا النموذج أن تكون جميع المعلمات موجبة ($\alpha_0 \geq 0, \alpha_i \geq , i = 1 \dots p$) لضمان أن يكون التباين موجبا. وقد قام Bollerslev (1986) بتعميم نموذج ARCH ليصبح نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين المعمم وهي امتداد لنموذج (General ARCH Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH)، حيث أدرج القيم السابقة للتباين الشرطي من الدرجة q في دالة التباين الشرطي ليصبح نموذج GARCH(p,q) والذي يكتب كما يلي:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \cdots + \beta_q h_{t-q}$$

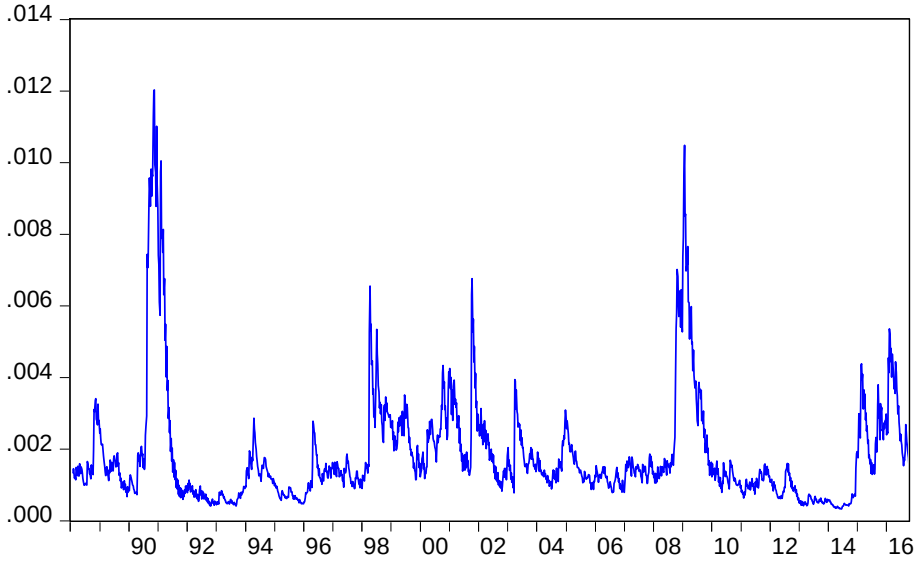
في هذه الدالة يرتبط التباين الشرطي زمنيا بقيمه السابقة وبالقيم السابقة لمربعات البواقي من الدرجة q وp على التوالي. ويشترط في نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين المعمم أن تكون جميع المعلمات موجبة ($\alpha_0 \geq 0, \alpha_i \geq , i = 1 \dots p , \beta_j \geq 0, j = 1 \dots q$) لضمان أن يكون التباين موجبا. بالإضافة إلى الشرط الثاني وهو أن تكون مجموع معلمات القيم السابقة لمربعات البواقي والتباين أقل من الواحد لضمان استقرار التباين $\sum_{i=1}^{p} \alpha_i + \sum_{j=1}^{q} \beta_j < 1$.

للوصول إلى النموذج المناسب لتحليل سلوك الأسعار الأسبوعية لخام برنت، تم أولا تحديد عدد الفجوات الزمنية q و p الخاصة بنموذج GARCH وذلك باستخدام معيار اكايكي (AIC) حيث تم تحديد النموذج AR(3)-GARCH(2,2) كأنسب نموذج. يوضح الجدول (٣) نتائج تقدير AR(3)-GARCH(2,2) حيث تم الأخذ بعين الاعتبار التباين الشرطي. كما يبرز الشكل (٣) سلسلة تقلبات أسعار خام برنت حيث نلاحظ أنها تتميز بالحدة خاصة في بداية التسعينات والتي تعود أسبابها إلى حرب الخليج الأولى، وخلال الفترة ما بين سنة ٢٠٠٨ و٢٠٠٩ وهي الفترة إبان الأزمة المالية العالمية (Financial Crisis of 2007–2008).

جدول (٢): نتائج تقدير نموذج AR(3)-GARCH(2,2)

نتائج تقدير نموذج AR (3)		
AR(1)	AR(2)	AR(3)
0.22260*	-0.08306*	0.03227
(0.02693)	(0.02885)	(0.02783)
نتائج تقدير نموذج GARCH (2,2)		
α_0	α_1	α_2
0.00005*	0.09668*	0.11078*
(0.00002)	(0.01352)	(0.01339)
	β_1	β_2
	-0.06556*	0.83958*
	(0.04275)	(0.04602)

* تشير الى رفض فرضية العدم عند مستوى ٥٪؛ (.) تشير الى الانحراف المعياري.



الشكل (3): السلسلة الزمنية لتقلبات معدل نمو الأسعار الأسبوعية لخام برنت

٥. الخاتمة:

هدفت هذه الدراسة إلى تحليل سلوك السلسلة الزمنية لأسعار النفط الخام، من أجل بناء نموذج يساعد على التنبؤ بالأسعار في الأجل القصير، حيث تم استخدام البيانات الأسبوعية لأسعار خام برنت والصادرة عن الإدارة الامريكية لمعلومات الطاقة The U.S. Energy Information Administration (EIA)، للفترة الزمنية الممتدة من ١٥مايو ١٩٨٧م إلى ١ ديسمبر ٢٠١٥م. استخدمت هذه الدراسة منهجية Box–Jenkins وذلك في إطار نموذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك المتكامل (ARIMA). وأظهرت نتائج اختبارات جذر الوحدة أن السلسلة الزمنية للأسعار الاسبوعية الفورية لخام برنت Weekly Brent Spot Price ساكنة عند الفرق الأول اللوغاريتمي أي أنها

متكاملة من الدرجة الأولى I(1). كما أظهرت نتائج تطبيق منهجية Jenkins–Box أنه يمكن المفاضلة بين ثلاث نماذج وهي MA(3) وMA(3) وARIMA(3,1,3). ومن خلال نتائج الفحص والملائمة خلصت الدراسة أن النموذج الأفضل لدراسة سلوك السلسلة الزمنية لأسعار النفط هو نموذج الوسط المتحرك AR(3) مع الأخذ بعين الاعتبار اختلاف التباين من خلال استخدام نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين المعمم GARCH (2,2). كما تميزت التقلبات الشرطية بالسرعة والحدة في بعض الفترات خلال فترة الدراسة والناتجة على الأزمات الاقتصادية والمالية.

المراجع:

- التقرير الشهري لمنظمة OPEC، يناير ٢٠٠٩-٢٠٠٨م.
- الجبوري، عبير (٢٠١٠م)، "التنبؤ بأسعار النفط العراقي للعام ٢٠١٠م باستخدام السلاسل الزمنية"، مجلة بابل للعلوم الإنسانية، مجلد ١٨، العدد ١، ص ص ٤٥-٦١.
- جوجارات، د. (٢٠١٥). الاقتصاد القياسي، (هند عبدالغفار عودة، مترجم)، الرياض، دار المريخ للنشر.
- العاني، أحمد حسين بتال (٢٠٠٥)، " استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ الاقتصادي"، مجلة العلوم الإنسانية والاقتصادية، جامعة الانبار، العدد ٦، ص ص ١-١١ .
- عبد القادر محمد عطية، (٢٠٠٩)، " الحديث في الاقتصاد القياسي: بين النظرية والتطبيق"، الطبعة الثالثة، مصر –الإسكندرية، الدار الجامعية.
- الغنام، حمد (٢٠٠٨)، " تحليل السلسلة الزمنية للتضخم في المملكة العربية السعودية"، مجلة جامعة الملك سعود–العلوم الإدارية، مجلد ٢٠، عدد ١، ص ص ٣٧-٦٠.
- الفارس، عبد الرزاق (١٩٩٣)، " توقعات الطلب على البنزين في دول مجلس التعاون لدول الخليج العربية"، الطاقة في الخليج تحديات وتهديدات، ترجمة خليل حماد، مركز الامارات للدراسات والبحوث الاستراتيجية، الطبعة الثانية ٢٠١٤م، ص ص ١٨٩-٢١٤.
- مؤسسة النقد العربي السعودي، التقرير السنوي الثاني والخمسون ١٤٣٧هـ (٢٠١٦م).

- Abledu, G. K., & Kobina, A. (2012). "Stochastic Forecasting and Modeling of Volatility Oil Prices in Ghana using ARIMA Time Series Model", European Journal of Business and Management, Vol. 4, No. 16, pp. 122-131.
- Ahmad, M. I. (2011). "Modeling and Forecasting Oman Crude Oil Prices Using Box-Jenkins Techniques", (June 19, 2011). Society of Interdisciplinary Business Research (SIBR) 2011, Conference on Interdisciplinary Business Research.
- Ahmed, R. A., & Shabri, A. B. (2014). " Daily Crude Oil Price Forecasting Model Using ARIMA, Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic and Support Vector Machines ", American Journal of Applied Science, Vol. 11, Issue 3, pp 425-432.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", Journal of Econometrics, Vol. 31, Issue 3, pp.307-327.
- Box, G. & Jenkins, G., (1976)."Time Series Analysis: Forecasting and Control. ", San Francisco. Calif, Holden Day.
- Dées, S., Gasteuil, A., Kaufmann, R., & Mann, M. (2008)."Assessing the Factors behind Oil Price Changes", European Central Bank Working Paper, Series No. 855, January 2008.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." Journal of the American Statistical Association, Vol. 74, Issue 366, pp 427–431.
- Engel, R. F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica, Vol. 50, Issue 4, pp. 987-1008.

- Fernandez, V. (2006). "Forecasting crude oil and natural gas spot prices by classification methods", Centro de EconomíaAplicada, Universidad de Chile, Documentos de Trabajo with number 229. pp 1-10
- Lanza, A., Manera, M., & Giovannini, M. (2005). "Modeling and Forecasting Cointegrated Relationships Among Heavy Oil and Product Prices", Energy Economics, Vol. 27, pp. 831-848.
- Lee, C. Y. & Huh, S. Y. (2017). " Forecasting Long-Term Crude Oil Prices Using a Bayesian Model with Informative Priors", Sustainability, Vol. 9, Issue 2(190), pp 1-15.
- Mahdavy, H. (1970). "The Patterns and Problems of Economic Development in Rentier State: The Case of Iran", in Studies in Economic History of the Middle East, M.A. Cook. ed, London Oxford University Press, pp. 428-467.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). " Testing for a Unit Root in Time Series Regression." Biometrika, Vol. 75, Issue 2, pp 335-346.
- Quan, L. (2015). " Daqing Crude Oil Prices Forecast Based on ARIMA Model", The Open Petroleum Engineering Journal, Vol. 8, Issue 1, pp 457-462.
- Sachs, J., & Warner, A. (1995). "Natural resource Abundance and Economic Growth", National Bureau of Economic Research, working paper No. 5398, December.
- Tularam, A., & Saeed, T. (2016). " Oil-Price Forecasting Based on Various Univariate Time-Serires Models", American Journal of Operations Research, Vol. 6, Issue 3, pp 226-235.
- Xie, W., Yu, L., Xu, S., & Wang, S. (2006). "A new method for Crude Oil Price Forecasting Based on Support Vector Machines", International Conference on Computational Science (Part IV), pp. 444–451.
- Yaziz, S., Ahmad, M., Nian, L, & Muhammad, N. (2011). "A Comparative Study on Box-Jenkins and Grach Models in

Forecasting Crude Oil Prices." Journal of Applied Sciences, Vol. 11, Issue 7, pp 1129-1135.

- Ye, M., Zyren, J., & Shore, J. (2005). "A monthly crude oil spot price forecasting model using relative inventories." International Journal of Forecasting Vol. 21, Issue 3, pp 491-501.
- Yu, L., Wang, S., & Lai, K. (2005). "A Rough-set-refined Text Mining Approach for Crude Oil Market Tendency Forecasting", International Journal of Knowledge and Systems Sciences, Vol. 2, pp. 33-46.
- Zamani, M. (2004). "An Econometrics Forecasting Model of Short Term Oil Spot Price", 6th IAEE European Conference.

Forecasting Crude Oil Prices for Saudi Arabia: The Box-Jenkins Approaches

Khalid H. A. Alqudair **Asma H. Baras**

Abstract

The study investigates the crude oil prices behavior over time during the weekly period from May 15th 1987 to December 1st 2015. The Box-Jenkins approach has been employed to build Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) models to analyze and forecast the crude oil prices time series behavior. The results of the ADF and PP unit root test indicates that the crude oil prices are non-stationary and integrated with order 1 I(1). Furthermore, the application of Box-Jenkins approaches show that the AR(3)-GARCH(2,2) is the best model describing crude oil prices behavior. Moreover, we examine the dynamic behavior of conditional volatility using GARCH model. We find high fluctuations in conditional volatility related to the financial and economic crisis during the period.

JEL classification: *C12, C22, Q43*

Key Words: *Box-Jenkins approaches, ARIMA Model, Volatility, GARCH, Crude Oil.*

Evidence on the Determinants of Foreign Direct Investment in Saudi Arabia: An ARDL Bounds Approach

Ayman M. E. Hendy **Alabdulrazag Bashier**
Department of Economics, College of Business, King Saud University.

Abstract

The objective of the present paper is to investigate the determinants of foreign direct investment in the Kingdom of Saudi Arabia (KSA) over the period 1970-2015. The methodology employs the Autoregressive Distributed Lagged (ARDL) model bounds testing to Cointegration, the VECM model to examine the long-run and short-run relationships among variables, in addition to causality test within VECM framework using Wald F-statistic test. The paper begins with a review of theory and recent empirical evidence relating to the foreign direct investment. It also discusses briefly the experience of Saudi Arabia with foreign direct investment. The empirical findings reveal that there is long-run equilibrium relationship among variables indicating that the independent variables as whole influence FDI inflows to KSA in the long-run. As expected infrastructure and service sector share exert positive impacts on FDI inflow, while the impacts of GDP growth rate, manufacturing share, and trade openness were negative. KSA should develop service sector and to the extent infrastructure as tools to attract more FDI inflows.

Keywords: FDI, KSA, ARDL, Cointegration, economic growth,

Evidence on the Determinants of Foreign Direct Investment in Saudi Arabia: An ARDL Bounds Approach

1. Introduction:

Foreign direct investment (hereafter; FDI) plays a crucial role in in economic and social development all over the world. Where the Saudi government was interested in attracting a significant share of FDI, it gives many incentives and concessions to foreign investors such as the facilitation of procedures, and the establishment of a specialized body (Saudi Arabian General Investment Authority). Kingdom of Saudi Arabia (hereafter; KSA) has also developed the regulations and the foreign investment laws to be consistent with WTO entry clause: "Nondiscrimination in National Treatment". Though giving foreign investors similar concessions that enjoyed by national investor (Hegger, Richard C, 2003).

As a result; FDI in the Kingdom has increased sharply from average $ 17,836 billion during the period 1996-2004, to approximately $ 44,532 billion on average during the period from 2004 to 2007[1]. With the decline in oil prices and revenues, balance-of-payments deficit increased sharply in association with the general budget deficit, (the twin deficit). The government spending in many projects - particularly in the oil and gas sectors- reduced and followed by a significant drop in FDI inflows into the

[1] Appendix Table.

Kingdom. However, it remained the first in Western Asia region in FDI attraction up to 2009 with about $ 36 billion. With the outbreak of unrest in the region, known as "the Arab spring", KSA witnessed adverse consequences, through the "Contagion effect". The KSA's share of FDI flows declined sharply. It amounted about $ 16 billion in 2011, and around $ 12 billion in 2012. Although it has not directly affected by the events in the region, KSA paid a large bill because of instability in the region, which reflected on the FDI flows. However, the outstanding FDI in KSA was about $ 224 billion in the year 2015 compared to $ 176.4 billion in 2010 (UNCTAD, 2015).

The economic importance of FDI in the Kingdom does not depend on the size and the speed of FDI inflows, but also depends on how it responds to the requirements of balanced growth for different economic sectors and activities. Moreover, the economic importance of FDI depends on willingness of FDI to contribute to technology transfer; and employment training to deal with advanced techniques associated with FDI, thereby contributing to economys' ability to grow.

KSA provides lowest energy price for investment projects; thus, making it an ideal destination for projects that depend on energy consumption. In addition, transfer of capital and profit abroad is permitted. Moreover, the share size of the Saudi markets that the foreign investors get to serve offers them an additional benefit of 'economies of scale'. Furthermore, the development of

six smart cities, strategically located and accompanied by a streamlined bureaucracy, is expected to be a boon for FDI. For all the above, the question is still valid on the determinants that plays the most important role in attracting FDI?

The paper is organised as follows. Following the introduction, section 2 explores the theoretical background and previous work on FDI. Section 3 outlines the historical development of FDI inflows into KSA. Section 4 presents the econometric model and data specification. While section 5 presents and discusses the results, section 6 for conclusions and policy implications.

2. Theoretical Framework and Literature Review:

2.1 Theoretical framework:

There are many advantages due to FDI inflows into the host countries. First, financial liberalization doctrine since MacKinnon (1973) and Shaw (1973), more recently, Rachdi et al., (2011) found that financial liberalization (capital account liberalization) has a positive impact on economic growth. Second, Technology transfers: the knowledge transferred not only in the areas of production, marketing and all other administrative; but also spill over to domestic firms, thus affecting better economic performance of domestic firms as well. Haskel et al., (2007) article is of the view that FDI inflow to a particular industry increases the productivity of domestic firms. Third, FDI is regarded as a dominant tool for development to the receiving countries. FDI has not only improved the country's capital formation, but also enhanced the balance of

payments and creates employment within the host nation (Osama Badr and Tahar Ayed, 2015). Forth, FDI efficiently uses of available economic resources. Fifth, FDI deepening sectorial interdependence helps in achieving economic integration of economic activities (Takahiro Akita and Chu ThiTrung Hait, 2008). Sixth, creating productive partnerships; where, native partners have knowledge of the local market, regulations and laws, and foreign partners have industrial production technologies, advanced managerial experience and profit opportunities in export markets. The idea is that FDI promotes the competitiveness of local firms. Blomstrom, et al., (1994) find positive evidence in Mexico and Indonesia, while Smarzynska (2002) finds that local suppliers in Lithuania benefited from spill over by supplying foreign customers.

In contrary, severe adverse effects of FDI on host country economy especially private investment. FDI may crowd-out local private investment, and hence, exerts a negative impact on economic development. Hanson (2001) considers that positive effects are very few, while Greenwood (2002) argues that most effects would be negative. Lipsey (2002) concludes that there are positive effects, but there is not a consistent relationship between FDI stock and economic growth. This may take place though the following channels: (1) While most host countries want to lead foreign investment to support the balance of payments through the substitution of imports, foreign investment could lead to increased imports of production inputs and intermediate goods. This may

deepen the balance of payment deficit and exchange rate pressures (Sushant Sarode, 2012); (2) Failing to create forward and backward linkages with local industries; (3) Strengthening oligopolistic competition of foreign projects which harms national projects; (4) Do not add jobs and reliance on foreign labor, creating additional economic and social problems; (5) Deviation from the licensing requirements.

According to received theory of international business, there are three factors that motivate the flows of FDI across international borders, the ownership, location, and internalization (Mohammad et al, 2013). These factors were proposed by eclectic paradigm introduced first in the 1970s by Dunning. It is an explanation of the international production. The original work was introduced to explain production differences of the same company in different countries. The Ownership advantages reflect the firm's ownership of intangible assets such as technology, patents, and skilled management etc. The location stem from factors that are the host countries-specific like abundant natural resources, large market size, cheap factors of production, and friendly business environment etc. (Mohammad et al, 2013). According to Dunning, FDI is just a one mode of Internalization (I) of multinational corporations is determined by the interaction of two groups of determinants; the ownership specific advantages (O) and the location specific advantages (L). This is why it is "known as the OLI model". The interaction of the ownership and the location

specific advantages may be lead to any other mode such as franchises or licensing, or may be only a trade. The eclectic paradigm is best regarded as a framework for analyzing the determinants of international production rather than as a predictive theory of the multinational corporations. The location specific advantages includes a large number of variables, most notably would be addressed in this paper's testing model. From a theoretical perspective, the location effects have been analyzed in eclectic paradigm, the OLI framework. Hence, the theoretical framework for this paper builds on the location advantages of KSA in context of the OLI framework.

2.2 Literature Review:

There is a huge numerous body of theoretical and applied literature on the determinants of FDI inflows to host countries. Some of these have dealt with the theoretical foundations of literature for FDI and its determinants to developed and developing economies. The empirical findings are mixed. These differences in findings could be due to various factors such as; country-specific, regional-specific, data used time series or panel data, econometric methodology, time span of the data, variable specification, and the frequency of the data. The following surveys the most recent papers that addressed the FDI determinants in general and KSA case as well.

Jones and Jacob (2016) applied the ARDL bounds testing for cointegration approach, and VECM model to the annual time series

data from 1984 to 2014 to examine the determinants of FDI inflows into Namibia. In the short-run, the empirical findings indicate a negative and significant impact of exchange rate; inflation and economic growth positively affect FDI, while population growth was positive but insignificant. As for the long run, it is found that population growth has a negatively impact, and Inflation has positive impact on FDI inflows.

Keshmeer (2016) applied the ARDL bounds test for cointegration approach over the period 1980-2013 to examine the short-run and long-run relationships between FDI and its determinants for Fiji. Their empirical findings indicated the existence of a direct and significant impact of gross domestic product, trade openness on FDI, while GDP per capita, exchange rate and political instability exert negative impact on FDI inflow in Fiji. Moreover, infrastructure development, inflation and financial markets have no impact on its FDI inflow.

Sharif and Dalia (2016) examine the determinants of FDI for MENA countries over the period 2006-2013 using panel estimation. Their findings revealed significant determinants of FDI are infrastructure, human capital, lagged FDI and market openness are the significant determinants of FDI in the MENA region.

Zahid and Adil (2016) used annual time series data over the period 1961-2013 to examine the determinants of FDI inflows into Pakistan. They applied the ARDL bounds test for Cointegration and VECM technique for analyzing the data. The empirical findings

concluded that GDP, and exchange, and INF significant impact on FDI, whereas, Openness and interest rate have insignificant impacts.

Gharaibeh (2015) examines the determinants of FDI inflows into Bahrain using annual data for the period 1980-2013 by using the multiple OLS regression. The empirical findings show that the only significant variables are government expenditures, interest rate, education, trade openness, and population with positive impact, while inflation, labor force, and trade openness are negative and significant.

Jawaher A. (2015) studies the impacts of FDI inflows on Saudi economy, and in addition Social impacts using time series data ranging from 2000 to 2013. Unfortunately, the study ends up without a strong conclusions or evidence. The econometric test relied upon FDI data generated between 2000 and 2013 that may not give a clear picture of the economic changes due to the short period of time to analyze economic changes.

Nor et al., (2015) explore the importance role of infrastructure development in attracting FDI into Malaysia over the period 1980-2013. They employed the ARDL bounds test for cointegration to estimate the short-run and long-run relationships FDI and its determinants. They conclude that all determinants; infrastructure, GDP, and exchange rate had positive and significant impact on FDI in Malaysia.

O'Meara (2015) applied OLS method on large cross-country sample of developed and developing countries of 99 countries for

the year 2005 to inspect the main determinants of FDI inflow. He concluded that population; labor force, per capita GDP, Household final consumption, and trade are the most determinants of FDI. Unexpectedly, educational attainment turned out to be negative.

Rahman, A. (2015) investigated the flows of FDI to the economy of KSA and the various determinants that govern FDI performance. The paper then focuses on the determinants of FDI where the roles of market size, openness and international trade, wage rates, and country risk in attracting FDI to the KSA are investigated. Empirical methods used to gauge the issues include causality tests and conventional regression models where results generally show that economic activities affect FDI in a robust, positive and significant way. Exports had a significant negative impact on the KSA's FDI, while the socio-political risk variables were mostly significant, and negative in their impacts on FDI inflows.

Sober (2013) aimed at investigating the FDI determinants of FDI in Pakistan using annual time series data over the period 1977-2010. The estimation results of the ARDL approach indicated that the infrastructure had an influential impact on FDI inflow in short-run and long-run through its positive and significant impact on the FDI, whereas financial market, GDP growth and inflation had an insignificant impact on FDI in Pakistan.

Godwin et al., (2012) utilized the Granger causality and error correction model to inspect the determinants of FDI inflows into Nigeria over the period 1970-2009. Their results concluded that

government policy, policy incentives, natural resources, and trade openness cause FDI. The ECM results provided support for fiscal incentives, infrastructure development, and favorable government policies are most important determinants of FDI.

Alkhathlan and Tarique (2011) shows that there is a positive relationship between FDI, GDP and GDP growth rate, while it is negatively related to privatization and imports plus exports. They are taken together to show trade sensitivity. However, the relationship between FDI and GDP growth rate is very weak. The paper explains that though capital outflows from KSA was larger than capital inflows. The impact of import and exports on FDI as being observed; is a reflection of the fact that the country mostly imports the finished goods for consumption; and exports crude oil. Though both Consumption goods and crude oil are demand inelastic, large FDI is coming to the oil sector but not in the consumer goods sector. Where the coefficient of growth rate of GDP is almost negligible (0.004), and statistically significant, the paper explained that through the risks of macroeconomic instability associated with FDI (high inflation, and cost of stabilizing the exchange rate).

Mughal and Akram (2011) applied the ARDL approach for cointegration and VECM technique to explore the role of market size in attracting FDI inflows into Pakistan. They used annual time series data for the period 1984 to 2008 on the variables market size (proxy GDP current US $), exchange rate (official exchange rate)

and corporate taxes. The empirical results revealed that the market size is an important factor influencing FDI in Pakistan.

Asima et al. (2008) using panel data analysis for fifteen MENA countries spanning the period from 1980 to 2003, provide evidence of the heterogeneous nature of the MENA region reflecting the differences in determinants of FDI between GCC and non-GCC countries. The paper provides empirical evidence on the relative importance of the manufacturing and services sectors to the non-GCC and GCC countries. The results show that FDI in the non-GCC nations is linked to the expansion of the manufacturing sector whereas for the GCC countries there is a strong association between inward FDI and the services sector.

As for KSA case, there is a number of applied research investigated the determinants of FDI inflows into KSA. They used different methodology in analyzing the factors affecting FDI inflows. Alkhathlan (2011a) used annual time series data on GDP, Exports and Imports, Privatization, and GDP growth over the period 1971-2007 using OLS estimation method. Abdulrahim (2015) examined the determinants of FDI inflows into KSA over the period 2000-2013 using descriptive analysis. Alkhathlan (2011) investigated the impact of FDI on exports along with other variables over the period 1980-2007 using the co-integration approach. Robert and Abdulaziz (2009) employed the gravity model to estimate the determinants of FDI inflows into KSA using panel data for 33 countries over the period 1980-2005. The found that market

size plays a crucial role influencing FDI inflows. Mohammad et al. (2013) examines the importance of natural resource availability measured by the oil reserves on FDI inflows into KSA over the period 1980-2010 using cointegration analysis. Their study showed a positive and significant impact of natural resources on FDI inflows. Said (2014) examined the determinants of FDI inflows into KSA using annual time series data over the period 1981-2010 using the multiple regression analysis. His empirical findings revealed a significant negative impact of GDP, while significant positive impact of gross fixed capital formation GFCF, while it is positive but insignificant for trade openness.

3. FDI in KSA:

KSA has all the factors that attracting FDI; it provides lowest energy price for investment projects; thus, making it an ideal destination for projects that depend on energy consumption. The sheer size of the KSA markets that the foreign investors get to serve offers them an additional benefit of 'economies of scale. Moreover, the development of six smart cities strategically located and accompanied by a streamlined bureaucracy, sound infrastructure, well-regulated banking system, and stable political environment. KSA ranks in "Global Competitiveness Index"2015 of World Economic Forum; is the 24th. KSA also ranks 49 on "Ease of Doing Business" of World Bank. Moreover, KSA ranks 43 on "Global Innovation Index" of the World Intellectual Property Organization (World Economic Forum, 2016).

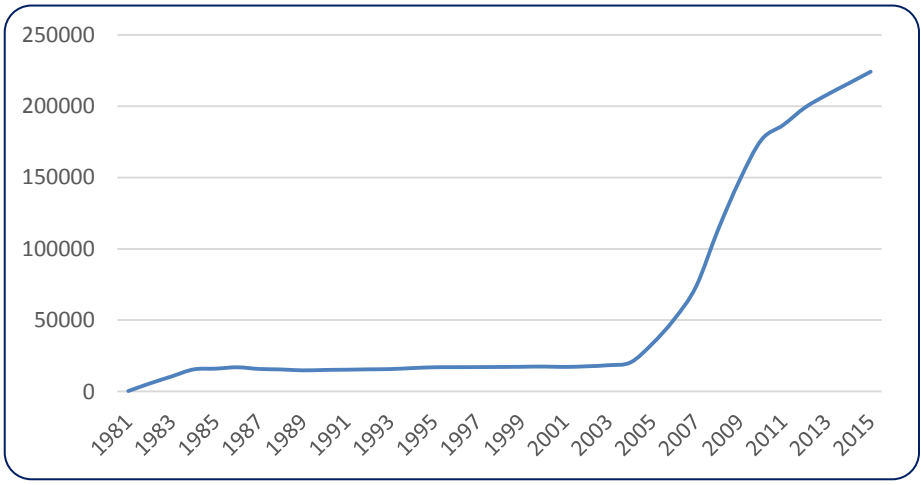
In contrary, many factors may be work in the opposite direction such as increased focus on Suadization (substitute of native for foreign labor force) resulted in forced departure of over 1 million expatriate workers; thus, hampering the investors' sentiment، especially in the construction domain. In addition, KSA lacks transparent, comprehensive legal framework for resolving commercial disputes, in accordance with the international standards. Moreover, the nation has been ranked 127 out of 189 countries against contract enforcement in the World Bank's 'Doing Business' report 2015.

However, FDI significantly contribute to economic and social development goals of the Kingdom In 2016. KSA disseminates Kingdom Vision 2030 as stated in the vision: "we will work to increase this contribution by encouraging domestic and foreign investment in the sectors of health and municipal and housing services, finance, energy and other". In addition, the vision addresses "easing restrictions on ownership and foreign investment". Furthermore: "Raising FDI to GDP ratio from 3.8% to the world average of 5.7%" (Saudi Arabia Vision 2030).

Since the first oil shock in 1973, capial flows to KSA were to contracted infrastucture constructions and building porpuses rather than proper FDI . In 2000, with establishment of the General Investment Authority; it subjects to all appropriate documents being lodged, and it processes applications within 30 days. Until April 2000, foreign equity in the industrial sector was limited to 49%.

While in principle full foreign ownership was allowed in other sectors (except oil).Wholly foreign owned firms could not bid for government contracts or access cheap credit or tax concessions. After that date FDI in KSA can access to tax holidays and concessional finance in other sectors, making full foreign ownership more feasible.

Figure 1: FDI Stock($ billions)



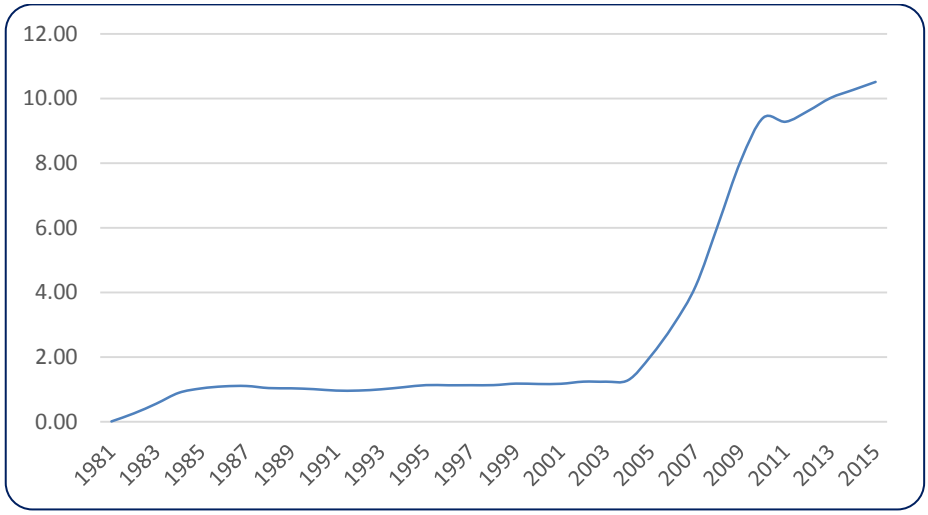
Source: Appendix table

As shown in table (Appendix, 2), figures of FDI to KSA approach a beak in 2006, with about 24.33 billion Dollar. Surprisingly, during the global financial crises, KSA received about 39.46_billion Dollar, and the trend continued two year after with about 36.46, 29.23 billion Dollar in 2009 and 2010, respectively.

Privatization in KSA did not provide incentives to FDI. Where the Suadization law had a negative effect on FDI, law skilled Saudi labor force, high salary accompanied with less enthusiasm to work, making inconsistent relationship between productivity and wage rate. This reduces the interest of the investors, however; local and foreign, to own privatized Saudi enterprises. Tax concessions and good infrastructure facilities did not offset high cost of Saudi labor, whatever FDI is coming to KSA; mostly it is in the oil sector.

Deviation from the licensing requirements especially immigrant labor is phenomenal in KSA. Statistics from the Ministry of labor (Ministry of planning and development information center) the number of Foreign immigrate labor allowed to inter KSA in 2013/2014 about 1,336,525; this figure has risen in 2015/2016 to about 1,938,080 (General Authority for Statistics). That created a lot of economic difficulties related housing, infrastructure and public services.

Figure 2: FDI % of GDP



Source: Appendix table

Further, in many of the years under study, the outflow of investment from KSA has been more than the inflow. Two important factors may be responsible for this; one, the strong economic base of the country which is mainly due to earnings from oil exports and; second the small capacity of the Saudi economy other than oil sector which attracts a inadequate amount of FDI.

As seen in Figure (2), in the recent years, FDI inflow's contribution to GDP has been relatively low. However, because of the government measures, the decline in its contribution to GDP, in 2014, was less when compared to 2013. The largest share of FDI contribution to GDP was in 2009 with about 8.5% of Saudi GDP.

Figures descended after that to 5.5%, 2.44%, 1.66%, and 1.19% and to 1.06% during the years: 2010, 2011, 2012, 2013, and 2014 respectively.

With announcement of KSA vision 2030, FDI inflow is expected to increase in the coming years. While globalization and international orientation of FDI benefit the local economy, it transfers many external shocks to local markets. During the global financial crises; foreign banks in KSA suffers a liquidity management problem because the difficulties of lending from the international markets. This adds many pressures in the KSA financial institutions, which may consider as a risk factor of FDI. Thanks to FDI that contributes at large to foreign reserves to KSA during the crises. However, cost of serialized foreign exchange market intervention was also large (Mahmoud and Hakim, 2015).

4. Methodology and Data:

The objective of the paper is to capture the impact of selected variables on FDI in KSA. In order to achieve this objective the paper employed the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds testing approach for cointegration proposed by Pesaran, et al. (2001). The procedure was adopted because it has many advantages over other estimating procedures such as Johansen (1991) and Engle (1987) methods of cointegration. For example, it is more appropriate for estimation in small sample studies, it does not require that all variables should be in the same order of integration either I(1) or I(0). The existence of long-run relationship

between FDI and selected explanatory variables was modeled as follows:

$$FDI = f (MS, INFR, MFG, OP, SER) \quad (1)$$

Where FDI is FDI stock, MS is a proxy for market size, and INFR is infrastructure variable, MFG is share of manufacturing sector in GDP, OP trade openness, and SER is service sector share in GDP.

4.1 Variables & Data:

The FDI is measured as the FDI stock was chosen as the dependent variable for that FDI stocks is more stable than FDI flows (Nor, et al., 2015). The market size of the host market plays a vital role as an important element attracting foreign investors to invest in the country. It determines the host country's economic conditions and the potential demand for their product. The reasons behind that are that market size results in economies of scale, reduction in tariffs, new market potential for goods and services of foreign investors. GDP is the proxy for market size and expected to exert positive and significant impact, and it was supported by the findings of applied research (for example, Godwin, et al., 2012; Keshmeer, 2016; Mughel and Akram, 2011). Trade Openness measured as the ratio of total trade of goods and services that is the sum of exports and imports as a percentage of GDP. The relationship between FDI and openness is indeterminate (Asima, 2008). A positive sign indicates the importance of trade openness in attracting FDI as found by Asima et al. (2008). However, a negative

coefficient would be indicative of "tariff-jumping" FDI whereby firms undertake investment in a country to avoid high tariff and non-tariff barriers as found by Gharaibeh (2015), and Sharif and Dalia (2016). Manufacturing sector is measured as the percentage of the manufacturing sector contribution to GDP. Asima et al, (2008) found positive and significant impact on FDI for MENA and Non-GCC countries. Infrastructure development: the theoretical underpinning summarized that well-developed regions with better infrastructures were more attractive for FDI (Nor et al., 2015). There many measures used as proxy for infrastructure; Godwin et al. (2015) used government expenditures on transports and communications, Keshmeer (2016) used gross fixed capital, and Gharaibeh (2015) and Nor et al. (2015) fixed telephone lines per 100 person, and they found positive and significant impact on FDI inflows . To proxy a country's infrastructure, we flow Sharif and Dalia (2016) study in using the number of fixed telephone lines per 100 people. Sharif and Dalia (2016) argues that use of the number of fixed telephone lines is assumed to be suitable as it facilitates communication between the host and home country. Service sector is measured as a share of GDP. From the equation (1) above, the econometric model of the FDI and its key determinants is derived as follows:

$$FDI = \alpha_o + \alpha_1 MS_t + \alpha_2 INFRS_t + \alpha_3 MFG_t + \alpha_4 OP_t + \alpha_5 SER_t + \varepsilon_t \qquad (2)$$

Data source is the UNCTAD. (2016) and it covers the period from 1981 to 2015.

4.2 ARDL Bounds Test:

Where avoiding the I(2) order of stationarity of variables are imperative, the stationary order of all variables is first procedure before the implementation of the ARDL bounds test. The validity of calculated F statistics depends on the assumption that all variables under considerations are stationarity I(0) or unit root I(1) variables. The unit root tests in the ARDL procedure had to be carried out in order to ensure that all variables are not integrated of order 2 or beyond.

Applying the bound testing procedure requires first to model equation (2) as a conditional ARDL:

$$\Delta FDI = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_{1i} \Delta FDI_{t-1} + \sum_{j=0}^{p} \beta_{2i} \Delta INFRS_{t-j} + \sum_{j=0}^{s} \beta_{3i} \Delta MGF_{t-i} + \sum_{j=0}^{p} \beta_{4i} \Delta SER_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \beta_{5i} \Delta OP_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \beta_{2i} MS_{t-j} + \delta_1 FDI_{t-1} + \delta_2 INFRS_{t-1} + \delta_3 MFG_{t-1} \delta_4 SER_{t-1} + \delta_5 OP_{t-1} + \delta_6 MS_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Then, testing equation (3) using OLS to verify the existence of long-run relationship among the variables. The tested null hypothesis of no-cointegration is H0: $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_6 = 0$ against the alternative hypothesis of H1: $\delta 1 \neq \delta 2 \neq \delta 3 \neq \delta 4 \neq \delta_6 \neq 0$.

Following Pesaran, et al. (2001). The null hypothesis can be rejected if the computed F statistic lies above the upper bound critical value, implying that there is a long-run cointegration relationship between the variables in the model. Conversely, the null hypothesis of no-cointegration cannot be rejected if the computed F statistic falls below the lower bound critical value.

Nevertheless, inference would be inconclusive if the calculated value falls within the bounds.

In order to determine the optimal lag-length incorporated into the model and select the ARDL model to be estimated, the model can be selected on the basis of Schwarz Bayesian criterion (SBC) and Akaike information criteria (AIC)[2].

Since the study utilizes time series data with 35 observations, it has a lower prediction error compared to AIC in all cases (Disbudak and Purkis, 2010). Finally, the short-run dynamic parameters were acquired by employing an error correction model associated with long-run estimates:

$$\Delta FDI = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta i \Delta FDI_{t-1} + \sum_{j=0}^{p} \gamma i \Delta MS_{t-j} + \sum_{j=0}^{s} \pi i \Delta OP_{t-i} + \sum_{j=0}^{p} \sigma i \Delta INFRS_{t-j} + \sum_{J-0}^{P} \sigma i \Delta MFG_{t-j} + \sum_{J-0}^{P} \sigma i \Delta SER_{t-j} + \lambda_1 ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

[2] This test will provide 6 methods (LL, LR(p), FPE, AIC, HQIC, SBC) and there will be a star on them where that criteria had optimal lag

5. Empirical Results and Discussion:

This study aims at examining the determinants of FDI inflows to KSA by exploring the long and short-run relationships between FDI and a set of explanatory variables. This section presents the estimation results of the long and short-run of ARDL (4, 3, 4, 4, 4, 4), the Granger-Causality, as well as the stability tests.

Stationarity test (Unit root tests)

The first step in the estimation procedure is to make sure that none of the variables is integrate of order 2, I(2) according to Pesaran et al. (2001). To do so, the Augmented Dickey-Fuller (ADF) (1979, 1981) test is applied to the variables to determine the integration order for the time series variables. Table 1 reports the ADF unit root tests, all variables are integrated of either I(1) or I(0) but not I(2).

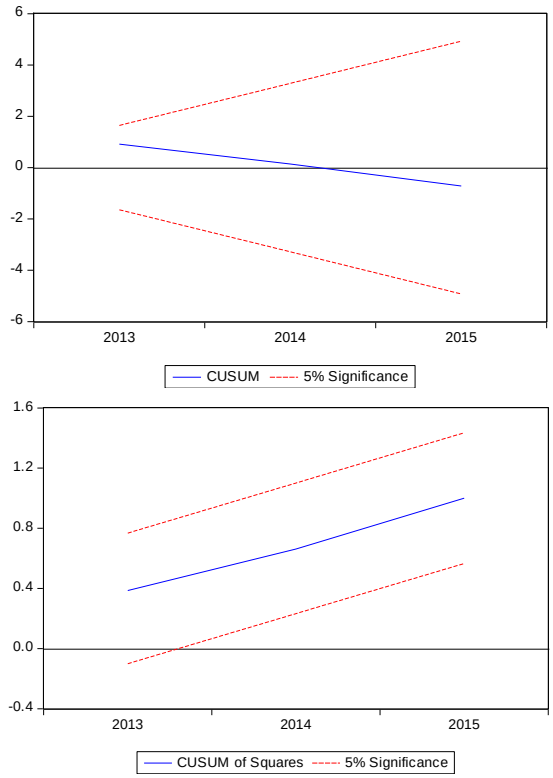
Table 1: Results of unit roots tests

Variable	ADF results		
	Constant	Constant &	None
MS	-3.89**	-4.00**	-0.456
ΔMS	-----	-----	
FDI	-2.63	-1.67	-0.33
ΔFDI	-4.08*	-2.77	-4.13*
LSER	-2.32	-2.81	-0.49
ΔSER	-4.21*	-4.09*	-4.18*
INFRS	-1.09	-1.17	0.58
ΔINFRS	-5.37*	-5.31*	-5.17*
MFG	-2.54	-3.04	1.33
ΔMFG	-5.69*	-5.02*	-4.69*
OP	-2.05	-2.16	-0.729
ΔOP	-4.77*	-4.71*	-4.80*

(*), (**) significant at 1%, 5% respectively

The next step is to examine the existence of long-run relationships among model variables. It is imperative that the ARDL (4, 3, 4, 4, 4, 4) model is free of statistical problems in order to be valid for estimation. The statistical tests of residual diagnostic revealed that the model is from Serial correlation problem as it shown by the insignificant value of LM F-statistic test (2.66), therefore, the null hypothesis of no serial correlation is accepted. In addition, the Breusch-Pagan-Godfrey F-statistics test for heteroscedasticity is 0.41 and insignificant; hence, the null hypothesis of heteroscedasticity is accepted. Finally, the insignificant Jaque-Bera normality test statistic of value 0.0.52 revealed that the error terms are normally distributed. Moreover, Figure (3) shows the results of stability tests CUSUM and CUSUMSQ results. They indicate that the model is stable and it is free of breaks since the lines lie within 5% boundaries.

Figure 3: Testing Stability of the Model



5.1 Bounds test to cointegration

The next step is to estimate the shor-trun and long run As the unit root test results indicate that none of the variables is I(2), this gives the ability to perform the OLS regression method and to apply the bounds testing to cointegration to estimate the short-run and log-run relationships among variables (Narayan & Singh, 2007). The order of lags of the ARDL model was selected based the minimum

AIC, and the ARDL (4, 3, 4, 4, 4, 4). The results of the bounds testing are reported in table (2). The results provide evidence on existence of long-run equilibrium relationship among variables. As the table reported, the calculated F-statistics of 27.49 is greater than the upper bound critical value of 4.68 critical values provided by Pesaran (2001) at 1 per cent level for FDI, and hence, the null hypothesis of no cointegration can be rejected.

Table 2: ARDL Bounds Test

Test Statistic	Value	k
F-statistic	27.48607	5
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.26	3.35
5%	2.62	3.79
2.5%	2.96	4.18
1%	3.41	4.68

Long-run and short-run estimation results

Since there cointegration relationship among variables, then the following step is to estimate the VECM model for the cointegrated equation. Table 3 reports the short-run cointegration results. It shows that the first differenced of all variables as well as their lagged periods are significant in the short-run, except.

Table 3: ARDL (4, 3, 4, 4, 4, 4): Short-run cointegration results

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
D(FDI(-1))	0.057877	0.455317	0.6798
D(FDI(-2))	-0.148701	-1.391222	0.2584
D(FDI(-3))	-0.398049	-3.894656	0.0300
D(GDPG)	-0.061858	-0.957949	0.4088
D(GDPG(-1))	0.037150	0.391416	0.7216
D(GDPG(-2))	-0.292469	-5.626091	0.0111
D(INFRS)	0.000005	5.991402	0.0093
D(INFRS(-1))	-0.000002	-2.033289	0.1349
D(INFRS(-2))	-0.000007	-5.782741	0.0103
D(INFRS(-3))	0.000001	0.683885	0.5431
D(MFG)	-0.106323	-0.169638	0.8761
D(MFG(-1))	2.685265	4.185860	0.0249
D(MFG(-2))	3.269689	6.605267	0.0071
D(MFG(-3))	3.000044	6.710758	0.0068
D(OP)	-0.155335	-2.519780	0.0862
D(OP(-1))	0.197783	2.591917	0.0809
D(OP(-2))	0.357297	4.987671	0.0155
D(OP(-3))	-0.127504	-2.974784	0.0588

D(SER)	-0.455789	-3.357015	0.0438
D(SER(-1))	-0.332751	-2.861490	0.0645
D(SER(-2))	-0.172226	-2.347994	0.1005
D(SER(-3))	-0.320932	-4.157448	0.0253
CointEq(-1)	-0.898046	-6.934838	0.0061

The error correction term is as expected negative and significant at 1 per cent level providing support for the presence of long-run causality runs from all explanatory variables to the independent variable (FDI). The error correction term coefficient is (–0.898) indicating that about 89.8% of short-run shock is corrected in one year. The error correction term lies within the range of theoretically accepted, that is between 0 and -1 (Jones and Jacob, 2016).

Table 4 reports the long-run estimation results of ARDL (4, 3, 4, 4, 4, 4). The table indicates that GDPG variable is negative but statistically insignificant. The infrastructure is consistent with Nor et al (2013) where it exerts positive and statistically significant very small impact (0.000012) on FDI to KSA. The negative and significant openness coefficient result indicated an inverse relation between FDI inflows and trade openness ratio, and it is in line with Gharaibeh (2015) and Sharif and Dalia (2016) but contradicts Mohammad et al (2013) who found positive and significant impact. Gharaibeh (2015) and Sharif and Dalia (2016) argued that the

negative sign is an indicative of "tariff-Jumping" where the investors' motive is to avoid high tariff and non-tariff barriers. The negative and significant coefficients of MFG indicate that MGF share of GDP hinders the inflow of FDI, whereas the MFG share expands, the FDI inflow decreases. This result is in line with Asima (2008) for the GCC countries reflecting the market size. The service sector coefficient indicates the positive relation with FDI, and it is significant at 6% which less than 10%. This result can be due to fact that service sector is less capital intensive with low cost of instillation. Moreover, investment adjusts much faster to its desired level than manufacturing sector (Aleksandra, 2007)

Table 4: Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
GDPG	-0.222008	-1.821516	0.1661
INFRS	0.000012	6.563296	0.0072
MFG	-10.821494	-7.827360	0.0043
OP	-0.513651	-6.424260	0.0076
SER	0.361972	2.865074	0.0643
C	89.476969	9.535411	0.0024

5.2 Non- Granger-Causality results

Table (6) reports the results of non-Granger causality based on Wald-test F-statistic for short-run and long run causalities running from explanatory variables to FDI. The coefficient of ECM when FDI is the dependent variable is negative and statistically significant indicating that there is long-run causality runs from all explanatory variables to FDI.

Table 5: The results of Granger-Causality (Wald F-statistic test)

		Short-Run (Weak) Causality					Joint Short/Long-run (Strong) Causality						Long-R
	ΔFDI	ΔGDPG	ΔINFRS	ΔMFG	ΔOP	ΔSER	ΔFDI	ΔGDPG	ΔINFRS	ΔMFG	ΔOP	ΔSER	λ_i
ΔFDI	-----	2.12	14.7*	15.3	27.	38.7*	-----	8.48	11.1*	12.5	28.3*	29.2*	-6.93*

Notes: the null hypothesis is that there is no Granger-Causality between variables. Δ, is the first difference operator.

*, **, # denote significance at 1% and 5% level and insignificant respectively

The short-run causality shows short-run weak and strong unidirectional causality runs from all variables to FDI at 1 per cent level of significance except GDPG.

6. Conclusions:

FDI is considered a free financing for economic growth in host countries, in addition to, its additional spillovers benefits such as technological fusion, human capital development, and employment. Therefore, most if not all developing countries including KSA are competing to attract FDI by offering a set of economic incentives. The study is an attempt to respond to the legitimate question: what are the driving forces that attract FDI to

KSA? To explain the potential driving factors that motivate foreign investors to invest in KSA, the study employed the ARDL bounds test to cointegration, as well as, Granger-Causality within VECM framework using annual time series data for the period 1980-2015. The empirical findings contain important policy implications that can enhance and increase the FDI inflows to KSA. The empirical findings reveal that there is long-run equilibrium relationship among variables indicating that the independent variables as whole influence FDI inflows to KSA in the long-run. As expected infrastructure and service sector share exert positive impacts on FDI inflow, while the impacts of GDP growth rate, manufacturing share, and trade openness were negative.

- The export-oriented nature of FDI in Saudi Arabia could explain the negative market size parameter. More efforts should be directed toward attracting import substitutes industries.
- Negative trade openness parameter also suggests that the crucial need for more efforts to reduce trade barriers especially non-tariff barriers.
- Positive coefficient of services sector suggests KSA should develop service sector. The service sector makes a direct and significant contribution to GDP and job creation for developed and less developed economies. It also provide crucial inputs for the industrial sector, thus having a significant effect on the overall investment climate. Some service sectors such as the health and education are also directly relevant to achieving Saudi Vision 2030.

Reference

- Aadland, D. (2002). Detrending Time - Aggregated Data. Winter Meetings of the Econometric Society, Washington D.C.
- Aleksandra, R, (2008). Contrasting the Dynamic Patterns of Manufacturing and Service FDI: Evidence from Transition Economies. Vienna University of Economics and B.A. Department of Economics, Working Paper No. 117.
- Alkhathlan, Khalid Tarique. (2011). Foreign Direct Investment in Saudi Arabia. Journal of Economic Development Perspective, 9(2).
- Alkhathlan Khalid A. (2011). Foreign Direct Investment and Export Growth in Saudi Arabia: A Cointegration Analysis. China-USA Business Review, 10(2): 137-149.
- Asima, S., Gwendolyn R., Ajit K.(2008). Determinants of Foreign Direct Investment in MENA Countries: An Impirical Analysis. University of Wollongong in Dubai – Papers.
- Blomstrom, M., R. Lipsey and M. Zegan. (1994). What Explains Developing Country Growth?" NBER Working Paper, No. 4132, National Bureau for Economic Research, Cambridge, Massachusetts.
- Caves, R.E. (1996). Multinational Enterprise and Economic Analysis, 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press.

- Dunning, J. H. (1988), .The Eclectic Paradigm of International Production: A restatement and some possible extensions. Journal of International Business Studies, 19.
- ----------(2001), "The Eclectic (OLI) Paradigm of International Production: Past, Present and Future", Int. J. of the Economics of Business, Vol. 8, No. 2, pp. 173- 190.
- Engle R F and Granger G W J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing', Econometrica, 55: 251-276.
- General Authority for Statistics, Saudi Arabia, Online: http://www.stats.gov.sa/en/node.
- Gharaibeh, Ahmad, M. (2015). The Determinants of Foreign Direct Investment-Empirical Evidence from Bahrain. International Journal of Business and Social Science, 6(8): 94-106.
- Global Innovation Index. (2015). (GII), in its 8th edition this year, is co-published by Cornell University, Insead, and the World Intellectual Property Organization (WIPO, a specialized agency of the United Nations, Sep 17
- Godwin, C. O., Felix, N. A., and William, C. N. (2012). An Error Correction Model Analysis of the Determinant of ForeignDirect Investment: Evidence from Nigeria. Munich Personal RePEc Archive, Paper No. 36676.

- Gorg, H., Greenaway D. (2002), Much Ado about Nothing? Do Domestic Firms Really Benefit from Foreign Direct Investment? Research Paper 2001/37
- Haskel, Jonathan E, Sonia C Pereira, and Matthew J Slaughter. (2007), Does Inward Foreign Direct Investment Boost the Productivity of Domestic Firms? Review of Economics and Statistics, 89 no. 3 482-496.
- Hanson, G. (2001). Should Countries Promote Foreign Direct Investment? G-24 Discussion Papers 9, United Nations Conference on Trade and Development
- Hegger, Richard C. (2003). Investment in Saudi Arabia: A Legal Minefield. International Financial Literatures Review, 11: 37-38
- Hendry, D. (1995). Dynamic Econometrics, Oxford University Press.
- Jawaher Abdulrahim. (2015). The Impact of Foreign Direct Investment On Saudi Arabia Economics, Department California State Polytechnic University, Pomona.
- Jones S. Dembo & Jacob M. Nyambe. (2016). Investigating the Determinants of Foreign Direct Investments in Namibia. European Journal of Business, Economics and Accountancy, 4(5): 93-104.
- Keshmeer, K. M. (2016). Direct Foreign Investment and Its Determinants: A Case Study. International Economics, 69(2): 149-171.

- Lipsey R (2002), Home and Host Country Effects of FDI, Lidingö, Sweden.
- McKinnon, R. (1974) Money and Capital in Economic Development. The American Political Science Review, 68(3): 1822-1824.
- Mohammad, H. A., Mohammad, B. K., and Shahzad, H. (2013). Determinants of Resource-Seeking Foreign Direct Investment: Co-Integration and Causality Analysis for Saudi Arabia. British Journal of Economics, Management & Trade, 3(4): 468-478.
- Mughal, M. and Akram, M. (2011). Does market size affect FDI? The Case of Pakistan. Interdisciplinary Journal of Contemporary Research In Business, 2(9).
- Nor, A. A., Normaz W. I., NurHaiza N. (2015).The Impact of Infrastructure on Foreign Direct Investment in Malaysia. International Journal of Management Excellence, 5(1): 584-590.
- Osama Badr and Tahar Ayed. (2015). The Mediator Role of FDI in North Africa: Case of Egypt, Journal of Advanced Management Science, 3(1): 4.
- O'Meara, Graeme. (2015). Examining the Determinants of Foreign Direct Investment. Undergraduate Economic Review, 11(1). Available at: http://digitalcommons.iwu.edu/uer/vol11/iss1/13.
- Pesaran, M. H, Shin, Y, Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16: 289-326.

- Rachdi, Houssem, and Hichem Saidi. (2011). The Impact of Foreign Direct Investment and Portfolio Investment on Economic Growth in Developing and Developed Economies'. Interdisciplinary Journal of Research in Business, 1(6): 10-17.
- Rahman, A. (2015). Determinants of Foreign Direct Investment in the Kingdom of Saudi Arabia. Available at: http://faculty.ksu.edu.sa/ammar/Publications/Determinants of Foreign Direct Investment in KSA.pdf.
- Roberts, B. M., and Abdulaziz, A. (2009). Source Country Characteristics and the Inflow of Foreign Direct Investment into Saudi Arabia. World Economy, 32(12): 1730-1746.
- Said, Malki. (2014). The Determinants Of Foreign Direct Investment In Saudi Arabia: A Multiple Regression Analysis. International Journal of Arts & Sciences, 7(6):351–377.
- Saudi Arabia Vision 2030, Online: vision 2030. gov.sa/download/file/fid/417 pp. 21-28.
- Sillah Bukhari (200. Human capital, foreign direct investment stock, trade and the technology diffusion in Saudi Arabia 1974-2011. Journal of Economic Studies, 42(1): 101-116.
- Sherif Abbas1, Dalia El Mosallamy. (2016). Determinants of FDI Flows to Developing Countries: An Empirical Study on the MENA Region. Journal of Finance and Economics, 4(2): 30-38.
- Shaw, E. (1973). Financial Deepening in Economic Development. (New York: Oxford University Press).

- Smarzynska, B. (2002). Spillovers from Foreign Direct Investment through Backward Linkages: Does Technology Gap Matter? Mimeo, World Bank.
- Sober Mall (2013). Foreign Direct Investment Inflows in Pakistan: A Time Series Analysis with Autoregressive Distributive Lag (ARDL) Approach. International Journal of Computer Applications, 78(5).
- Sushant Sarode. (2012). Effects of FDI on Capital Account and GDP: Empirical Evidence from India, International Journal of Business and Management, 7(8).
- Takahiro A. and Chu T. H. (2008). Inter-Sectorial Interdependence and Growth in Vietnam: A Comparative Analysis with Indonesia and Malaysia. Journal of Applied Input-Output Analysis, (13 &14).
- UNCTAD. (2015). World Investment Report 2015: Reforming International Investment Governance. New York and Geneva: United Nations
- ----------(2016). World Investment Report 2014-Country Fact Sheet- Saudi Arabia. New York and Geneva: United Nations.
- World Economic Forum. (2016). The Global Competitiveness Report 2015–2016. World Bank's 'Doing Business' report (2015),
- ----------, Global Development Indicators.

- Zahid, Iqbal & Adil, Mahmood. (2016). ARDL Approach for Determinants of Foreign Direct Investment (FDI) in Pakistan (1961-2013): An Empirical Study. Global Journal of Quantitative Science, 3(2):.9-14.

Appendix Table

year	GDPC	FDI stock	FDI/GDP
1981	25997.27	413.92	0.02
1982	21857.66	5786.67	0.26
1983	18937.12	10730.57	0.57
1984	17288.42	15580.43	0.90
1985	15496.69	16071.85	1.04
1986	15488.05	17038.55	1.10
1987	14268.67	15863.65	1.11
1988	14837.36	15535.21	1.05
1989	14309.7	14881	1.04
1990	14979.94	15193	1.01
1991	15831.71	15358	0.97
1992	16080.87	15608	0.97
1993	15642.72	15788	1.01
1994	15332.97	16478	1.07
1995	14972.42	17056	1.14
1996	15096.6	17120	1.13
1997	15114.03	17177	1.14
1998	15165.36	17271	1.14
1999	14673.31	17394	1.19
2000	14979.75	17577	1.17
2001	14640.44	17281	1.18
2002	14232.22	17734	1.25
2003	14869.82	18512	1.24
2004	15774.72	20454	1.30
2005	16447.79	33535	2.04
2006	16904.09	50659	3.00
2007	17461.25	73479.73	4.21
2008	18465.97	112935.5	6.12
2009	18346.4	148088.8	8.07

2010	18753.98	176377.9	9.40
2011	20121.84	186758.1	9.28
2012	20696.58	199032.1	9.62
2013	20753.12	207897	10.02
2014	21030.91	215908.7	10.27
2015	21312.81	224049.8	FDI/GDP

Source: UNCTAD. (2016). World Investment Report 2014- Country Fact Sheet- Saudi Arabia. New York and Geneva: United Nations

محددات الاستثمار الاجنبي المباشر بالمملكة العربية السعودية: مدخل نموذج حدود فترات ابطاء الانحدار الذاتي الموزعة

أيمن محمد ابراهيم هندي عبد الرزاق بشير

الملخص

تهدف هذه الورقة إلى فحص محددات الاستثمار الأجنبي المباشر في المملكة العربية السعودية خلال الفترة ١٩٧٠–٢٠١٥. وقد اعتمدت منهجية القياس على تطبيق دالة الانحدار الذاتي الموزعة المبطئة Autoregressive Distributed Lagged (ARDL) وذلك لاختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ VECM لفحص العلاقة بين المتغيرات في المدى الطويل والمدى القصير، بالإضافة لاختبار السببية. وتبدأ الورقة باستعراض النظرية والأدلة التجريبية الأخيرة المتعلقة بمحددات الاستثمار الأجنبي المباشر. كما تناقش الورقة بإيجاز تجربة المملكة العربية السعودية في مجال الاستثمار الأجنبي المباشر. وتبين النتائج التجريبية أن هناك علاقة توازن طويل الأجل وذات آثار إيجابية بين تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر إلى المملكة والبنية التحتية وقطاع الخدمات، بينما توجد علاقة توازنيه سلبية بين تدفق الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، قطاع الصناعة التحويلية، والانفتاح التجاري.