دارسات اقتصادية

السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية

المجلد العاشر

العدد (١٩)

صفر (١٤٣٤هـ) **يناير (٢٠١٣م)**

أعضاء هيئة التحرير

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

المحتويات

أولاً: البحوث والدراسات

❖ **أثر التعليم في النمو الاقتصادي دراسة لعينة من البلدان مصنفة حسب أنماط النمو**

أثيل عبد الجبار الجومرد وإبراهيم أديب الجلبي ٣

❖ **العلاقة السببية بين سعر صرف الدولار وسعر النفط**

فوزان بن عبد العزيز الفوزان ٣٣

ثانياً: ملخصات رسائل الماجستير

❖ **أثر تقلب معدل النمو على النمو الاقتصادي لبعض الدول العربية**

حصة بنت محمد بن برجس الناصر ٧٣

❖ **أثر سوق الأسهم الأمريكية على تقلبات سوق الأسهم في المملكة العربية السعودية**

مأمون بن عبد العزيز السديس ٨٧

Economic Studies: A Refereed Bi-annual Series of the Saudi Economic Association, Volume (10), No. (19)

Economic Studies

A Refereed Bi-annual Series
Of the Saudi Economic Association

Volume (10)
No. (19)

January (2013) ***Safar (1434)***

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: Tayeb Bakheit Edris

Contents

Articles

- ***The Impact of Education on Growth: A Study of a Sample of Countries Classified by Patterns of Economic Growth.***
  Atheel A. Al-Jomard
  Ibraheem A. Al-Chalabi
- ***Causal Relationship Between Dollar Exchange Rate and Oil Price.***
  Fawzan Abdul Aziz Alfawzan

Thesis Abstracts

- ***Volatility Impact on Economic Growth Rate of Some Arab Countries.***
  Hussah Mohammed ALnasser
- ***The Effect of the American Stock Market on the Volatility of the Saudi Stock Market.***
  Mamoon Abdulaziz Ali AlSudais

أثر التعليم في النمو الاقتصادي
دراسة لعينة من البلدان مصنفة حسب أنماط النمو

أثيل عبد الجبار الجومرد* إبراهيم أديب الجلبي*

الملخص:

يتناول البحث بالدراسة أثر التعليم في النمو الاقتصادي، محاولا التثبت من وجود التأثير الإيجابي للتعليم في النمو الاقتصادي ابتداءً، ومن ثم المفاضلة بين الرأي القائل أن هذا التأثير مؤقت ويتلاشى في المدى البعيد عند وصول معدل نمو نصيب الفرد من الناتج إلى الحالة الساكنة، والرأي القائل أن تأثير التعليم مستمر ولا يتوقف مهما بلغ معدل نمو نصيب الفرد من الناتج.

ينطلق البحث في هذه المفاضلة من أنموذجين للنمو الاقتصادي الأول هو أنموذج سولو الموسع ١٩٩٠ للنمو الخارجي بوصفه ممثلا عن الرأي الأول، والثاني هو أنموذج لوكاس ١٩٨٨ للنمو الداخلي بوصفه ممثلا عن الرأي الثاني، حيث يتم اختبارهما على عينة من البلدان مصنفة حسب أنماط النمو الاقتصادي، وذلك باستخدام ما يعرف بأسلوب تصحيح الخطأ للبيانات المدمجة، إذ يتوصل البحث إلى ترجيح الرأي الثاني في البلدان التي

* أستاذ، قسم الاقتصاد، جامعة الموصل، العراق.

* مدرس، قسم الاقتصاد، جامعة الموصل، العراق.

تشهد نموا اقتصاديا معتبرا، أما في البلدان التي يكون معدل نموها ضعيفا أو سالبا فلا يظهر للتعليم فيها أثر واضح أو معنوي في النمو الاقتصادي.

أثر التعليم في النمو الاقتصادي
دراسة لعينة من البلدان مصنفة حسب أنماط النمو

المقدمة:

منذ أن نشأ علم الاقتصاد الحديث، بعد ظهور كتاب "ثروة الأمم" لآدم سميث عام ١٧٧٦، والتعليم يحظى باهتمام بالغ من قبل الاقتصاديين، لاسيما المعنيين منهم بقضايا النمو والتنمية. إلا أن متغير التعليم لم يدخل ضمن العوامل المؤثرة في النمو الاقتصادي في الدراسات النظرية بوضوح إلا بعد ظهور أنموذج لوكاس (Lucas). حيث كان للدراسات التطبيقية لعوامل ومحددات النمو الاقتصادي دور أساسي في مراجعة أنموذج النمو الاقتصادي التقليدي الذي يمثله أنموذج سولو Solow، إذ توصلت هذه الدراسات إلى قصور أنموذج سولو عن استيعاب كامل محددات النمو الاقتصادي في البلدان المتقدمة بالذات، وعدم تحقق ما يتنبأ به أنموذجه من حصول تقارب في الدخول بين كل من البلدان النامية والمتقدمة عبر الزمن. وتمخضت هذه المراجعة عن اتجاهين. تمثل الاتجاه الأول في رفض قانون تناقص الغلة الذي يقوم عليه أنموذج سولو، ووضع نظريات جديدة لتفسير النمو الاقتصادي. وعرف هذا الاتجاه بمدرسة النمو الداخلي، ومن رواده كل من روبرت لوكاس (R. Lucas)، وبول رومر (P. Romer). أما الاتجاه الثاني فتمثل في إدخال بعض التعديلات على فرضيات سولو دون المساس بجوهر المنطق الذي يقوم عليه أنموذجه، وعرف هذا الاتجاه

بالمدرسة الكلاسيكية الحديثة. ومن أبرز رواده غريغوري مانكيو ودايفيد رمر ودايفيد ويل (G. Mankiw, D. Romer & D. Weil,). الذين وضعوا صيغة معدلة لأنموذج سولو عرفت بأنموذج سولو الموسع Augmented Solow Model. ومنذ ذلك الحين والدراسات تتوالى محاوِلَةً التحقق من أثر التعليم في عملية النمو الاقتصادي.

ركزت معظم الدراسات على وجود أو عدم وجود تأثير للتعليم في النمو الاقتصادي، ولم تحدد إن كان هذا التأثير قصير الأجل وفقا للمدرسة الكلاسيكية الحديثة، أم طويل الأجل وفقا لمدرسة النمو الداخلي. واقتصرت الدراسات التي رجحت أحد هذين التأثيرين على البلدان المتقدمة ولم تتطرق إلى البلدان النامية حيث يكمن جوهر الخلاف بين المدرستين.

إن أهمية هذا البحث تأتي من محاولته التصدي للتحدي الأهم الذي تواجهه نماذج النمو الاقتصادي، وهو مدى تفسير هذه النماذج لعملية النمو الاقتصادي، ليس في البلدان المتقدمة فحسب، بل في مختلف بلدان العالم لاسيما النامية منها. وقد اعتمد البحث كلاً من أنموذج سولو الموسع (بوصفه ممثلاً للمدرسة الكلاسيكية الحديثة)، وأنموذج لوكاس (بوصفه ممثلاً لمدرسة النمو الداخلي) لغرض ترجيح إحدى المدرستين. وذلك لأن تأثير متغير التعليم في نمو نصيب الفرد من الناتج في المدى الطويل ضمن هذين الأنموذجين يمثل العنصر الجوهري في الترجيح. وقد تم استخدام ما يعرف بأنموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM) الذي يمكن من خلاله التمييز ما بين اتجاه تأثير المتغيرات التفسيرية في المدى

البعيد، وتأثيرات تقلباتها في الأجل القصير. وقد راعى البحث مشكلة عدم التجانس لاسيما بين البلدان النامية والمتقدمة

وعمل على تجاوزها في المدى القصير من خلال استخدام أسلوب مقدرات متوسط المجموعات المدمجة Pooled Mean Group Estimator (PMGE)، وفي المدى البعيد من خلال اعتماد معيار أنماط النمو في تصنيف البلدان إلى أربع مجموعات، حيث يتيح هذا المعيار تجاوز أثر التباين في كفاءة الإدارات الحكومية، والهياكل الاقتصادية بين البلدان.

لذا فقد تم تقسيم البحث إلى ثلاثة محاور رئيسة. ضمّ المحور الأول موقع التعليم في نظريات النمو الاقتصادي. وضم المحور الثاني عرضا للدراسات السابقة ذات البيانات المقطعية والبيانات المدمجة. وتم في المحور الثالث اختبار أثر التعليم في النمو الاقتصادي في البيانات المدمجة، والذي تضمن اختبار وجود أثر للتعليم في النمو الاقتصادي أو عدم وجوده، والترجيح بين مدارس النمو الاقتصادي في تحديد تأثير التعليم في المدى البعيد. واختتم البحث باستنتاجات تتعلق بتأثير التعليم في النمو الاقتصادي، ودور سياسات تطوير التعليم في النمو في المدى البعيد.

أولاً: التعليم في نظريات النمو الاقتصادي:

يمكن التمييز من الناحية النظرية بين رأيين أساسيين في تفسير تأثير التعليم في نمو نصيب الفرد من الناتج. الرأي الأول يعود إلى المدرسة الكلاسيكية الحديثة. وفقا لهذا الرأي يكون تأثير التعليم في نمو نصيب الفرد من الناتج قصير الأجل، ويتلاشى في المدى البعيد، وذلك بسبب خضوعه (بوصفه رأس مال بشري) لقانون تناقص العوائد، كما هي عليه الحال بالنسبة لتأثير رأس المال المادي، أي أن تأثير التعليم الإيجابي في نمو

نصيب الفرد من الناتج يتناقص وصولاً إلى الحالة الساكنة Steady State التي يتوقف فيها نمو نصيب الفرد من الناتج مهما كانت الزيادة المتحققة في مستوى التعليم. أما الرأي الثاني فيعود إلى مدرسة النمو الداخلي، إذ يتميز التعليم وفقا لهذه المدرسة بعدم خضوعه لقانون تناقص العوائد، أي يبقى تأثيره الإيجابي في نمو نصيب الفرد من الناتج ثابتا وربما متزايدا، ولا يتناقص. ويعد أنموذج سولو الموسع الممثل التقليدي للرأي الأول، بينما يعد أنموذج لوكاس الممثل التقليدي للرأي الثاني.

ينطلق الأنموذجان من دالة الإنتاج التي تأخذ صيغة دالة كوب دوكلاس Cobb-Douglas ذات عوائد الحجم الثابتة، كما في المعادلة الآتية:

$$Y(t) = K(t)^{\alpha} H(t)^{\beta} \big(A(t)L(t)\big)^{1-\alpha-\beta} \qquad (1)$$

حيث تمثل $Y(t)$ إجمالي الناتج، بينما تمثل $K(t)$ و$H(t)$ إجمالي رأس المال بنوعيه المادي والبشري على التوالي، أما $A(t)L(t)$ فتمثل العمل الفعال أي قوة العمل $L(t)$ مضروبة في مستوى التقنية المستخدمة مع قوة العمل$A(t)$، وتمثل α و β و$(1-\alpha-\beta)$ مرونات الناتج بالنسبة لعوامل الإنتاج. وقيمة كل من هذه المرونات أقل من الواحد بمعنى أن الناتج يزيد بفعل زيادة العامل الانتاجي لكن بنسبة أقل منه، وهذا ما يؤدي إلى تناقص عوائد العامل الإنتاجي عبر الزمن وصولاً إلى المرحلة التي يصبح فيها هذا العائد مساويا للصفر. ويطلق على هذه المرحلة الحالة الساكنة. ويعتمد نمو نصيب الفرد من الناتج $y = \frac{Y}{AL}$ طبقاً لأنموذج سولو الموسع على كل من الميل الحدي للادخار الموجه للاستثمار في رأس المال المادي s_k، والميل

الحدي للادخار الموجه للاستثمار في رأس المال البشري s_h، كما توضحه المعادلات الآتية:

$$\dot{k}(t) = s_k y(t) - (n + \mathrm{g} + d)k(t) \qquad (2)$$

$$\dot{h}(t) = s_h y(t) - (n + \mathrm{g} + d)h(t) \qquad (3)$$

إذ تمثل $\dot{k}(t)$ التغير في متوسط نصيب الفرد من رأس المال المادي، بينما تمثل $\dot{h}(t)$ التغير في متوسط نصيب الفرد من رأس المال البشري، حيث إن $k = \frac{K}{AL}$ و $h = \frac{H}{AL}$ أما t فترمز للزمن إشارة إلى أن المتغير يمثل سلسلة زمنية، أما n و g و d فترمز لمعدلات نمو قوة العمل ونمو التكنلوجيا والاندثار على التوالي. وكما يلاحظ من المعادلتين فإن حصيلة التغير في أي من نوعي رأس المال هي ناتج الفرق بين نسبة ما يدخره الفرد من دخله بشكل رأس مال مادي أو رأس مال بشري، وما يذهب من هذه المدخرات لتعويض الاندثارات في كلا النوعين من رأس المال، ولتحقيق النمو التكنولوجي، ولإمداد الأفراد الجدد - بفعل نمو قوة العمل- برأس المال المادي والبشري. وفي المدى البعيد يتعادل مقدار ما يُدّخر من كلا نوعي رأس المال مع ما يستنزف منهما بفعل الاندثار والتقدم التكنولوجي ونمو قوة العمل، أي تصبح الزيادة في نوعي رأس المال مساوية للصفر، وذلك بفعل قانون تناقص عوائد العامل الإنتاجي الذي يخضع له كلا من رأس المال المادي ورأس المال البشري [23]. أما في أنموذج لوكاس فإن رأس المال البشري لا يخضع لقانون تناقص العوائد، حيث إن التغير في متوسط نصيب الفرد من رأس المال البشري دالة ثابتة أو متزايدة لمتوسط نصيبه من مخزون المجتمع من رأس المال البشري ونسبة ما يخصصه من وقته للتعلم كما توضحه المعادلة الآتية:

$$\dot{h}(t) = h^{\gamma}(t)\delta\big(1 - \mu(t)\big) \qquad (4)$$

إذ تمثل $\mu(t)$ نسبة ما يخصصه الفرد من وقته للعمل وبالتالي فإن $(1-\mu(t))$ هي نسبة ما يخصصه الفرد من وقته للتعلم، على افتراض أن الفرد يوزع وقته ما بين العمل والتعلم[١]، وتمثل δ معاملا يقيس تأثير نسبة الوقت المخصص للتعلم في زيادة رأس المال البشري. أما h فتمثل نصيب الفرد من مخزون رأس المال البشري في المجتمع (وهي تقابل متوسط نصيب الفرد من رأس المال البشري في أنموذج سولو). وتمثل γ مرونة التغير في متوسط نصيب الفرد من رأس المال البشري $\dot{h}$ بالنسبة إلى نصيب الفرد من مخزون المجتمع من رأس المال البشري. وفي حال كون $\gamma > 1$ فهذا يشير إلى وجود عوائد خارجية لهذا المخزون تفيد المجتمع بأسره، وعلى أية حال فإن γ لا تقل عن الواحد الصحيح، وهذا يعني أن رأس المال البشري سيستمر نموه بشكل ثابت أو متزايد، ولا يمكن أن يتناقص. ويتوصل لوكاس عبر سلسلة من المعادلات الديناميكية، إلى معادلة تربط نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج κ بمعدل نمو نصيبه من رأس المال البشري ν، من خلال علاقة خطية كما موضح في الصيغة الآتية:

$$\kappa = \left(\frac{1-\alpha+\gamma}{1-\alpha}\right)\nu \qquad (5)$$

حيث تمثل المقادير داخل الأقواس مرونات ثابتة محددة في الأنموذج. وما دام رأس المال البشري ينمو بشكل مستمر، فإن معدل نمو نصيب الفرد من

[١] قد يكون تحكم الفرد في توزيع وقته بين العمل والتعلم في البلدان النامية أقل مما هو عليه في البلدان المتقدمة بسبب تباين ظروف هذه البلدان، وقد تكون انتاجية الوقت المخصص للتعلم عالية في البلدان المتقدمة مقارنة بنظيرتها في البلدان النامية، إلا أن تقسيم الوقت، يحصل لا محالة في كل البلدان بصرف النظر عن دور الفرد ذاته في ذلك، أو كفاءة الوقت المخصص للتعلم في إنتاج المعرفة. وكلما انخفضت نسبة الوقت المخصص للتعلم وتدنت إنتاجيته التعلمية، ضعف تأثيره في تكوين رأس المال البشري.

الناتج هو الآخر لا يتوقف نموه، وعليه فإن التعليم بوصفه رأس مال بشري يولد نموا مستمرا في متوسط نصيب الفرد من الناتج[٢] [22].

ثانياً: الدراسات السابقة.

إن الدراسات التطبيقية التي تناولت أثر التعليم في النمو الاقتصادي ظهرت منذ عقد الستينات الماضي، إلا أنها ظلت محدودة العدد ومقتصرة على بلدان معينة مثل الولايات المتحدة أو مجموعة البلدان الأوربية، واعتمدت أساليب قياسية بسيطة. إلا أنه منذ عقد التسيعنات ظهر سيل من الدراسات التطبيقية التي شملت مختلف بلدان العالم، وغطت فترات تزيد على الأربعين سنة، أُستخدِم فيها أحدث أساليب التحليل القياسي، وتطرقت إلى جوانب التعليم المختلفة الكمية والنوعية والتوزيعية. وقد تنوعت المقاييس التي أُعتمِدت في التعبير عن متغير التعليم، وأُستخدِمت طرائق وأساليب معقدة من أجل إيجاد صيغ لمتغير التعليم تلائم نظريات النمو الاقتصادي، وتعكس بدقة التباينات في هذا المتغير ما بين البلدان المختلفة وعبر الزمن. ويمكن التمييز بين نوعين من الدراسات التطبيقية، وفقاً لطبيعة البيانات المستخدمة. النوع الأول يشمل الدراسات التي استخدمت بيانات مقطعية، والثاني يشمل الدراسات التي استخدمت بيانات مدمجة.

١- الدراسات ذات البيانات المقطعية:

أول ما ظهرت الدراسات التطبيقية التي تناولت أثر التعليم في النمو الاقتصادي لعدد واسع من البلدان كانت تستخدم بيانات مقطعية، ومن أهم هذه الدراسات دراسة غريغوري مانكيو وآخرون (G. Mankiw, et al,

[٢] ينظر أيضاً [2, p329-333].

(1990، حيث اعتمدت هذه الدراسة أنموذجاً قياسياً مشتقاً من معادلة التقارب Convergence Equation، قامت بتطبيقه على عينة مكونة من ٩٨ بلدا من البلدان غير المنتجة للنفط، وذلك بعد إدخال متغير التعليم[٣] ضمن العوامل المؤثرة في النمو الاقتصادي إلى جانب كل من رأس المال المادي والنمو السكاني، وقد أظهرت نتائج التحليل صحة ما تنبأ به سولو في أنموذجه من تحقق التقارب في معدلات النمو بين البلدان، إذا تم الأخذ بعين الاعتبارالتفاوت في معدلات كل من تراكم رأس المال المادي ورأس المال البشري والنمو السكاني بين بلد وآخر [23]. وأطلق على الأنموذج الذي قدمته هذه الدراسة أنموذج سولو الموسع، والذي حظي بتأييد أغلب الباحثين خلال عقد التسعينات الماضي.

ومن الدراسات ذات البيانات المقطعية أيضا دراسة روبرت بارو (R. Barro, 1991)، التي تناولت عينة مكونة من ٩٨ بلداً للمدة ١٩٦٠-١٩٨٥، حيث استخدمت طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS في إجراء أكثر من انحدار لعدد كبير من المتغيرات المستقلة على متوسط معدل النمو السنوي لنصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي الحقيقي للمدة ١٩٦٠- ١٩٨٥، ومن هذه المتغيرات نسبة الطلبة الملتحقين في المراحل التعليمية الأولية والثانوية إلى عدد السكان البالغين السن القانوني للالتحاق بمراحل التعليم الأولي والثانوي سنة ١٩٦٠، ونسبة المتعلمين من البالغين، وقد توصلت الدراسة إلى وجود تأثير معنوي موجب لمتغيري التعليم في نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج، على أن لا يتم الجمع بينهما في

[٣] تم التعبير عن متغير التعليم بمتوسط نسبة الملتحقين في التعليم الثانوي من السكان في سن العمل خلال المدة ١٩٦٠- ١٩٨٥.

انحدار واحد، وإلا فإن تأثير نسبة المتعلمين من البالغين يصبح سالباً، كما توصلت الدراسة إلى أن البلدان الفقيرة يمكن أن تنمو أسرع من البلدان الغنية إذا كان متوسط نصيب الفرد من رأس المال البشري فيها مرتفعا مقارنة بمتوسط نصيبه من إجمال الناتج المحلي [8].

وتعد الدراسة التي قدمها جورج كرياكو (G. Kyriako, 1990) من الدراسات المهمة، وتأتي أهميتها من تقديرها لمتوسط نصيب العامل من سنوات التعليم في ١٢٠ بلدا، وذلك باستخدام طريقة التنبوء، ومن أهم ما توصلت إليه الدراسة هو أن متوسط نصيب العامل من سنوات التعليم يؤثر بشكل معنوي موجب في نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج، وأن استبعاد هذا المتغير من دالة الإنتاج يؤثر على فرضية التقارب، إذ لا تكون إشارة معامل القيمة الابتدائية لمتوسط نصيب الفرد من الناتج سالبة (وفقا لمقتضى فرضية التقارب) من دون وجود متغير متوسط نصيب العامل من سنوات التعليم في دالة الإنتاج [21].

وفي دراسة أجراها مارك بيلس وبيتر كيلناو (M. Bils & P. Klenow, 2000)، تم استخدام ما يعرف بعوائد التعليم لجاكوب منسر J. Mincer في دراسة أثر التعليم في النمو الاقتصادي في ٨١ بلدا، حيث تقيس هذه العوائد التغير في دخل الفرد الناجم عن التغير في مستوى تعليمه، وقد توصلت الدراسة إلى نتيجة مفادها أن صافي تأثير التعليم في النمو الاقتصادي لا يزيد عن ثلث العلاقة المقدرة في الدراسات التطبيقية، مع الأخذ بنظر الاعتبار التأثير غير المباشر للتعليم في النمو الاقتصادي من خلال تأثير التعليم في التقدم التقني. أما ما يظهر في الدراسات من علاقة قوية بين التعليم والنمو الاقتصادي فهو يعكس زيادة الطلب على التعليم

بسبب توقعات النمو المستقبلية من جهة، ومن جهة أخرى هناك عوامل غير ظاهرة تؤثر في كل من التعليم والنمو معاً، وقد ترك تحديد هذه العوامل إلى دراسات لاحقة [15].

وقد أجرى ألن كروجر ومايكل ليندال (A. Krueger & M. Lindahl, 2001)، دراسة حول أثر التعليم في النمو الاقتصادي لـ ١١٠ بلدا استخدما فيها معدل التغير في متوسط نصيب الفرد من الناتج لخمس سنوات مرة، ولعشر سنوات مرة ثانية، ولعشرين سنة مرة ثالثة، وذلك بوصفه محددا من محددات النمو الاقتصادي، خلافا للدراسات التطبيقية التي غالبا ما تأخذ متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم أول الفترة. ومن أهم ما توصلا إليه إن زيادة الفترة الزمنية يزيد من تأثير التعليم في النمو الاقتصادي وذلك لأن أخطاء القياس بالنسبة لمتغير التعليم تقل بزيادة الفترة الزمنية، كما توصلا إلى أن تأثير التعليم في الدول ذات مستوى التعليم المنخفض يكون موجبا ومعنويا، وفي الدول ذات مستوى التعليم المتوسط يكون غير معنوي، وفي الدول ذات مستوى التعليم المرتفع يكون سالبا، ما يشير إلى أن تأثير التعليم يأخذ شكل مقلوب حرف U، بمعني أنه يتناقص مع زيادة مستوى التعليم [20].

٢- الدراسات ذات البيانات المدمجة:

إن توفر قواعد بيانات للمؤشرات الاقتصادية لمختلف دول العالم وعبر عشرات السنين، أتاح للباحثين استخدام ما يعرف بأساليب تحليل البيانات المدمجة، التي تتعامل مع بيانات ذات بعدين مقطعي وزمني، ومن أهم قواعد البيانات تلك، قاعدة بيانات ألن هستون وروبرت سومر A. Heston & R. Summers ، وقاعدة بيانات البنك الدولي، ومن أبرز

من استخدم هذه البيانات في دراسة محددات النمو الاقتصادي روبرت بارو (R. Barro, 1996) إذ تناول في دراسته حول محددات النمو الاقتصادي عينة ضمت ١٠٠ بلد للمدة ١٩٦٠- ١٩٩٠، استخدم فيها القيمة الابتدائية لمتوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم الثانوي والعالي للذكور ضمن السكان في سن ٢٥ سنة فأكثر. وتوصل إلى عدد من النتائج أهمها: وجود تأثير معنوي موجب لمتغير متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم الثانوي والعالي للذكور، وأن سنة التعليم الثانوي والعالي الإضافية للذكور تؤدي إلى رفع معدل نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1.2% سنوياً، كما أن تأثير متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم الأولي للذكور سالب وغير معنوي في حال إدخاله في الأنموذج، ولا يغير من تأثير التعليم الثانوي والعالي، أما مستوى التعليم للإناث فإن تأثيره في النمو غير معنوي في جميع المستويات التعليمية، وإدخاله في الأنموذج لا يغير من تأثير التعليم الثانوي والعالي للذكور [11]. وأجرى بارو (Barro, 1999) تحديثاً لبياناته لتشمل سنة ١٩٩٥، وأدخل بعض التعديلات على أنموذجه القياسي [13]. وقدم (Barro, 2000) عرضا آخر من دراساته المتتالية بعد أن أجرى تحديثاً على بياناته لمتوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم لتشمل سنة ٢٠٠٠، ولم تختلف نتائجه بشكل عام عن نتائجه في الدراسات السابقة [12].

وقد نشر نذر الإسلام (N. Islam, 1995) دراسة شبيهة بدراسة غريغوري مانكيو وآخرون استخدم فيها أساليب تحليل البيانات المدمجة، حيث تناول عينات من البلدان مطابقة تقريبا لتلك التي تناولتها دراسة غريغوري مانكيو وآخرون وللمدة ذاتها ١٩٦٠- ١٩٨٥،إلا أنه اعتمد

متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم للسكان في سن ٢٥ سنة فأكثر للتعبير عن متغير التعليم، وأهم ما توصلت إليه الدراسة هو أن تأثير متغير التعليم في نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج في عينة البلدان غير المنتجة للنفط سالب معنوي، وسالب غير معنوي في بلدان OECD، وكذلك الحال بالنسبة للعينة بأكملها بعد استبعاد البلدان ذات البيانات الضعيفة [24].

وتعد دراسة فرانسيسكو كاسيلي وآخرون (F. Caselli, et al, 1996) من الدراسات المهمة في اختبار أنموذج سولو بصيغته الأصلية والموسعة باعتماد أساليب تحليل البيانات المدمجة، وتحديداً أسلوب طريقة العزوم المعممة Generalized Method of Moment (GMM)، إذ تناولت الدراسة ٩٧ بلداً للمدة ١٩٦٠- ١٩٨٥ موزعة على خمس فترات طول كل فترة خمس سنوات. وتوصلت الدراسة إلى أن التعليم يؤثر بشكل سلبي في النمو الاقتصادي، كما توصلت إلى نتيجة معاكسة لما توصلت إليه دراسة بارو (Barro, 1996)، فيما يخص أثر تعليم الذكور وأثر تعليم الإناث في النمو الاقتصادي، إذ أظهرت النتائج أن تعليم الذكور يؤثر بشكل سلبي معنوي في نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي في حين يكون تأثير تعليم الإناث موجباً. كما توصلت الدراسة إلى تقدير سرعة التقارب بـ 0.1، وهي أكبر بكثير من تقدير MRW لسرعة التقارب البالغة 0.006، قبل إدخال متغير التعليم، أما بعد إدخال متغير التعليم فإن الفرق يكون أقل، إذ تقدر سرعة التقارب على وفق الدراسة بـ 0.079، بينما تقدر قيمتها وعلى وفق أنموذج غريغوري مانكيو وآخرون بـ 0.0134 [17] .

وقدم ستيفن بوند وآخرون (S. Bond, et al, 2001) دراسة لتطوير أسلوب طريقة العزوم المعممة GMM في تحليل البيانات المدمجة مع تطبيق

الأسلوب المطور على أنموذج سولو بصيغتيه الأصلية والموسعة، إذ استخدم الباحثون البيانات ذاتها المستخدمة في دراسة كاسيلي وإيسكويفل وليفورت، حيث كان معامل التعليم سالباً وغير معنوي [16].

ومن الدراسات الحديثة في هذا الصدد دراسة صندوق النقد الدولي لسنة ٢٠٠٤ التي تناولت عينة مكونة من ١٢٠ بلدا ناميا للمدة ١٩٧٥-٢٠٠٠ مقسمة إلى خمس فترات زمنية كل خمس سنوات عُدّت فترة واحدة، إذ استخدمت الدراسة للتعبير عن رأس المال البشري متغيراً مركبا من معدلي الالتحاق في التعليم الأولي والثانوي، وتوصلت إلى وجود تأثير معنوي موجب لمتغير التعليم عند مستوى معنوية 5%، سواء بشكله الأصلي أو بعد أخذ الفرق الأول له في نمو متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي الحقيقي، حيث تراوح تأثير مستوى التعليم في نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي مابين 0.143 و 0.087، أما تأثير التغير في التعليم فتراوح ما بين 0.2 و 0.082 [6].

ومن الدراسات التي اعتمدت أسلوب المقدرات المدجمة ومقدرات متوسط المجموعات Pooled Mean Group Estimators (PMGE) دراسة جي. إيجوميرجيانيكس وآخرون (G. Agiomirgianakis, et al, 2002)، إذ شملت الدراسة عينة مكونة من ٩٣ بلداً للمدة ١٩٦٠- ١٩٨٧ مستخدمة بيانات سنوية. وقد استخدمت الدراسة للتعبير عن متغير التعليم ثلاث متغيرات هي متوسط نصيب العامل من سنوات التعليم الأولي والثانوي والعالي، حيث أظهرت النتائج بشكل عام وجود تأثير معنوي مرتفع لمتغير التعليم، وأن هذا التأثير يزداد مع زيادة المستوى التعليمي، فسنة التعليم الإضافية في المرحلة الابتدائية تؤدي إلى زيادة معدل النمو بنسبة 0.05%،

أما السنة التعليمية الإضافية في المرحلة الثانوية فتؤدي إلى زيادة معدل النمو بنسبة 0.11%، وتؤدي سنة التعليم الإضافية في التعليم العالي إلى زيادة النمو بنسبة 0.27%، وعند تقسيم البلدان إلى مجموعات حسب مستوى دخل الفرد، تباين أثر التعليم في النمو من مجموعة إلى أخرى، إذ ظهر أثر التعليم الأولي في البلدان مرتفعة الدخل غير معنوي، في حين كان تأثير التعليم الثانوي على حافة المعنوية، أما التعليم العالي فأثره معنوي وكبير 0.39%، أما في البلدان متوسطة الدخل فتأثير كل من التعليم الأولي والثانوي كان غير معنوي، أما تأثير التعليم العالي فمعنوي 0.30% ويقترب من تأثيره على مستوى العينة الإجمالية، وبالنسبة للبلدان ذات الدخول المنخفضة فجميع مستويات التعليم ذات تأثير معنوي (0.2% بالنسبة للتعليم الأولي والثانوي، و0.53% بالنسبة للتعليم العالي) [3].

وقد نشر آندري بسانيني وآخرون (A. Bassanini, et al, 2010) دراسة تناولوا فيها آثر التعليم في النمو الاقتصادي في مجموعة بلدان OECD، للمدة ١٩٧١- ٢٠٠٤. حيث استخدم الباحثون أسلوب (PMGE). وقد كان الغرض الرئيس من هذه الدراسة هو المفاضلة بين كل من أنموذج سولو الموسع وأنموذج لوكاس، إذ توصلت الدراسة إلى ترجيح أنموذج لوكاس وذلك وفقا لكل من قيمة معامل التعليم وقيمة معامل سرعة التقارب كما سيتم توضيح ذلك لاحقا [14].

وفي سنة ٢٠١٣ نشر ليانا سون وآخرون (L. Son, et al, 2013) دراسة عن أهمية التعليم من الناحيتين الكمية والنوعية بالنسبة لنمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي في ٢٧ بلدا أوربيا للمدة ١٩٦٠-٢٠١٠، استخدموا فيها كلا من متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم

لجميع المراحل مرة، ومتوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم العالي مرة أخرى، بوصفهما متغيرين يعكسان الجانب الكمي للتعليم، أما الجانب النوعي فقد عبرا عنه بمتغير درجة اختبار المهارات، حيث استخدما في التحليل أسلوب مقدرات التأثير العشوائي في تحليل انحدار البيانات المدمجة Random effect (RE)، وقد توصلا إلى أن التعليم في مجموعة البلدان الأوربية يؤثر بشكل إيجابي قوي في نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي لا سيما إذا تم التعبير عنه بمتغيرات تعكس نوعية التعليم، حيث يؤدي إدخال نوعية التعليم في التحليل إلى خفض أثر كمية التعليم بشكل كبير [28].

وفي سنة ٢٠١٣ أيضا قدم كل من أيبوراك عومر وأماغاهاوس جبران (I. Aomar & A. Jabrane, 2013) دراسة عن أثر التعليم في النمو الاقتصاد في ١٥ بلدا في منطقة الشرق الأوسط وشمال إفريقيا للمدة ١٩٧٥- ٢٠١٠ استخدما فيها بيانات روبرت بارو وجونغ- وا لي (Barro & Lee, 2010) المتعلقة بنصيب الفرد من سنوات التعليم في المراحل المختلفة مستخدمين أسلوب مقدرات التأثير العشوائي في تحليل انحدار البيانات المدمجة (RE)، حيث أظهرت النتائج أن أثر التعليم في مختلف المستويات سالب، وبعد إضافة بعض المتغيرات الإضافية في الأنموذج أصبح تأثير التعليم العالي موجبا، ما دفعهما للاستنتاج بأن أثر التعليم في النمو الاقتصادي لا يزال غامضا، ولا يمكن الجزم به [4]

ثالثاً: اختبار أثر التعليم في النمو الاقتصادي لبيانات مدمجة:

يتناول هذا القسم اختبار أثر التعليم في نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، ويكون الاختبار على مرحلتين: في المرحلة الأولى يتم

اختبار وجود تأثير إيجابي للتعليم في النمو الاقتصادي أو عدم وجوده لعينة مؤلفة من ٨٤ بلدا للمدة ١٩٧٠- ٢٠١٠، وفي المرحلة الثانية يتم تحديد شكل التأثير الإيجابي في حال وجوده هل هو قصير الأجل وفقاً للمدرسة الكلاسيكية الحديثة، أم طويل الأجل وفقا لمدرسة النمو الداخلي لعينة مؤلفة من ٤٥ بلدا للمدة ١٩٨٠- ٢٠١٠.

(أ) اختبار وجود التأثير الإيجابي للتعليم في النمو الاقتصادي أو عدم وجوده:

قبل الحديث عن ترجيح أي من نظريات النمو الاقتصادي التي تناولت أثر التعليم في النمو الاقتصادي، كان لا بد من التحقق من أن أثر التعليم في زيادة نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي موجب بالنسبة لبلدان العينة المشمولة بالبحث والتي تتألف من ٨٤ بلدا. وذلك عبر اعتماد دالة إنتاج كوب- دوكلاس بصيغتها اللوغارتمية، والتي يكون فيها لوغارتم متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي متغيراً معتمدا، وكل من لوغارتم رأس المال المادي ولوغارتم رأس المال البشري والنمو السكاني[٤] متغيرات تفسيرية. إذ تم استخدام متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بالقيمة الحقيقية محسوبا بطريقة لاسبيرس Laspeyres للتعبير عن المتغير المعتمد، ونسبة الاستثمار إلى الناتج المحلي الإجمالي للتعبير عن رأس المال البشري، وقد تم اعتماد قاعدة بيانات Penn World Table 7.1 في الحصول على بيانات هذين المتغيرين إلى جانب متغير النمو السكاني، أما متغير رأس المال البشري فقد تم التعبير

[٤]تم استخدام متغير النمو السكاني عوضا عن متغير نمو قوة العمل وذلك لأن متغير نمو قوة العمل لم يستوف شرط الخلو من مشكلة جذر الوحدة في جميع المجموعات التي تشملها عينة البحث.

عنه بمتوسط نصيب الفرد من السكان في سن ١٥ سنة فما فوق من سنوات التعليم، وقد تم اعتماد قاعدة بيانات بارو ولي (Barro & Lee, 2010) في الحصول على بيانات هذا المتغير.

ونظرا لتباين أثر التعليم في النمو الاقتصادي من بلد لآخر، بتباين الهياكل والسياسات الاقتصادية، وكفاءة الإدارة الحكومية (وهو ما يتنافى مع الشروط التي تقوم عليها أساليب تحليل البيانات المدمجة التي تفترض تجانس الوحدات المقطعية المتمثلة بالبلدان المشمولة بالدراسة)، كان لابد من تقسيم بلدان العينة إلى أكثر من مجموعة وفق معيار يحقق التجانس ضمن كل مجموعة. وقد تبين من خلال التطبيق أن أنسب معيار لتحقيق هذا الهدف هو ما يعرف بمعيار أنماط النمو[٥] الذي ابتكره (Lant Pritchett, 2000) في تصنيف بلدان العالم إلى ستة أنماط هي [27]:

١. نمط السفوح الحادة (Steep Hills) هو ذلك النمط الذي يحقق معدل نمو مقداره أكبر من 3% قبل سنة الانكسار وبعدها.
٢. نمط السفوح (Hills) هو ذلك النمط الذي يحقق معدل نمو مقداره أكبر من 1.5% قبل سنة الانكسار وبعدها.

[٥] وبموجب هذه الطريقة يجرى انحدار بسيط للوغارتم متوسط دخل الفرد الحقيقي على الزمن لكل بلد من بلدان العينة ولسلسلة زمنية تصل إلى أكثر من ٤٠ سنة. ثم تحدد قيم البواقي من المعادلة وتُختار اعلى قيمة لهذه البواقي فتمثل سنة الانكسار في تلك السلسلة. بتحديد سنة الانكسار تشطر السلسلة الى شطرين ويعاد اجراء الانحدار لكل شطر لتحديد معدل النمو الاجمالي لفترة ما قبل الانكسار ولفترة ما بعده. وبتطبيق المعادلات ذات العلاقة الواردة في دراسة بريشيت بخصوص معدلات النمو ما قبل وما بعد الانكسار يمكننا تحديد نمط النمو في البلد المعني [27] .

إذ تتميز بلدان هذين النمطين بالقدرة على مواجهة الصدمات الخارجية والداخلية وتلافيها بأقل الخسائر، حيث تتمتع ببنى تحتية متكاملة، وإدارات حكومية كفوءة.

٣. نمط الهضاب (Plateaus) هو ذلك النمط الذي يحقق معدل نمو مقداره أكبر من 1.5% قبل سنة الانكسار، وأقل من 1.5% بعد سنة الانكسار، مع بقاء معدل النمو موجبا، إذ تتأثر بلدان هذا النمط بالصدمات مما يؤدي إلى تباطؤ معدل النمو فيها مع بقائه موجباً، إذ إنّ تكامل البنى التحتية، وكفاءة الإدارات الحكومية فيها أضعف مما هي عليه في النمطين السابقين.

٤. نمط الجبال (Mountains) هو ذلك النمط الذي يحقق معدل نمو أكبر من 1.5% قبل سنة الانكسار، وأقل من الصفر بعدها، إذ تعاني البلدان ضمن هذا النمط من هشاشة البنى التحتية وضعف الإدارات الحكومية.

٥. نمط السهول (Plains) هو ذلك النمط الذي يحقق فيه البلد معدل نمو أقل من 1.5% في كلا الفترتين وقد يكون النمو سالباً أو قريباً من الصفر، إذ تتصف البلدان الواقعة ضمن هذا النمط بالجمود، وعدم تحقيق أي بناء اقتصادي يذكر، حيث تكون البنى التحتية ضعيفة جدا أو معدومة أساساً إلى جانب ضعف الأداء الحكومي.

٦. نمط النمو المتسارع (Denver or Accelerator) هو ذلك النمط الذي يكون فيه معدل النمو أقل من 1.5% قبل سنة الانكسار وأكبر منه بعد سنة الانكسار، إذ تتميز بلدان هذا النمط بقدرتها على استغلال الصدمات لصالحها من خلال استغلال أفضل لمواردها، مع وجود إدارات حكومية كفوءة ومرنة وبنى تحتية نشطة.

لقد تم تقسيم دول العينة إلى أربع مجموعات[٦] حسب معيار أنماط النمو الاقتصادي، وذلك بعد دمج نمطي السفوح الحادة والنمو المتسارع، ونمطي السهول والجبال، لعدم إمكانية الحصول على متغيرات ساكنة (خالية من مشكلة جذر الوحدة) إلا بعد دمج هذه الأنماط مع بعضها.

ولغرض الاختصار تم الاستعاضة عن المتغيرات في جداول نتائج التحليل بالرموز الآتية:

١. لوغارتم متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي تم الرمز له بالأحرف LNGDP.

٢. لوغارتم نسبة الاستثمار إلى الناتج المحلي الإجمالي تم الرمز له بالأحرف LN(I/GDP).

[٦] اعتمد البحث في تصنيف الأنماط على بيانات البلدان للسنوات ١٩٦٠- ١٩٩٩ المعدة من قبل (الجومرد والقهوجي ، ٢٠١١) لأكثر من ١٥٠ بلد بالاعتماد على بيانات متجانسة ومعتمدة من مصدر رصين واحد هو Penn World Tables. وفي هذا البحث فإن البلدان ضمن نمط السفوح الحادة هي: إيرلندا، الصين، كوريا، ماليزيا، سنغافورة، تايلند، والبرتغال. والبلدان ضمن نمط السفوح هي: أستراليا، النمسا، بلجيكا، بريطانيا، بوتسوانا، كولومبيا، الدانمارك، فنلندا، فرنسا، ألمانيا، إيطاليا، اليابان، النيبال، النرويج، باكستان، اسبانيا، تونس، تركيا، الولايات المتحدة الأمريكية. والبلدان ضمن نمط الهضاب هي: بوليفيا، البرازيل، كندا، كوستريكا، قبرص، مصر، السلفادور، غواتمالا، ليسوثو، ملاوي، المكسيك، المغرب، نيوزلندا، بنما، البراغواي، الفلبين، بولندا، سوايزلند، السويد. والبلدان ضمن نمط الجبال هي: الجزائر، بلغاريا، الكامرون، الكونغو، الإكوادور، سهل العاج،هنغاريا، هندوراس، إيران،جامايكا،الأردن، موزنبيق، كينيا، موريتانيا، منغوليا، ناميبيا، النيجر، بابوانيوغينيا، بيرو، رومانيا، رواندل، سيراليون، جنوب أفريقيا، توغو، فنزويلا، زامبيا، زمبابوي. والبلدان ضمن نمط السهول هي: بنين، بوروندي، مالي، سينيغال. والبلدان ضمن النمط المتسارع هي: بنغلاديش، الأرجنتين، تشيلي، غانا، الهند، اندنوسيا، سريلانكا، أورغواي، سلوفاكيا [1].

٣. لوغارتم متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم تم الرمز له بالأحرف LNAYS.

٤. النمو السكاني تم الرمز له بالأحرف (PG).

لقد تم اعتماد طريقة مقدرات الأثر الثابت Fixed Effect Estimators (FEE) في تطبيق تحليل انحدار المربعات الصغرى للمتغيرات التفسيرية المعتمدة في البحث على متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي. إذ تعد هذه الطريقة من أكثر الطرق شيوعا في تحليل انحدار البيانات المدمجة، وتتميز بسهولتها، وواقعية افتراضاتها، واتساقها حيث يتم التعامل مع أثر تباين الوحدات المقطعية من خلال إضافة هذا الأثر إلى الحد الثابت في معادلة الانحدار كما توضحه المعادلة الآتية:

$$Y_{it} = a_i + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \cdots + +\beta_k X_{kit} + u_{it} \qquad (6)$$
$$i = 1,2,..,N\,;\, t = 1,2,\ldots,T$$

إذ تمثل Y المتغير المعتمد، وX_1 و X_2 و لغاية X_k المتغيرات التفسيرية بينما تمثل كل من N وT عدد الوحدات المقطعية والفترات الزمنية على التوالي، أما الحد a_i فيمثل الحد الثابت الذي يختلف من وحدة مقطعية لأخرى - ليعكس أثر التباين بينها- ، لكنه يبقى ثابتا عبر الزمن، وتمثل β_1 و β_2 و لغاية β_k معاملات ثابتة لجميع الوحدات المقطعية والفترات الزمنية، وأخيرا تمثل u_{it} الحد العشوائي. ويطلق على هذه الطريقة أيضا طريقة المربعات الصغرى ذات المتغيرات الوهمية Least Squares Dummy Variables (LSDV)، وذلك لوجود المتغيرات الوهمية في أنموذج الانحدار بما يسمح بتباين الحد الثابت بين الوحدات المقطعية [5, p418-421]. وهناك أسلوب آخر في تحليل انحدار البيانات المدمجة بطريقة (FEE)، يتمثل في أخذ الأوساط الحسابية لقيم المتغيرات عبر الزمن أي ($\overline{Y}_i$ و $\overline{X}_i$) وطرحها من

قيم المتغيرات أي ($Y_{it} - \overline{Y}_i$ و $X_{it} - \overline{X}_i$) مع حذف الحد الثابت، حيث يتم استخدام هذه الطريقة عادة عند وجود عدد كبير نسبيا من الوحدات المقطعية وعدد قليل نسبيا من الوحدات الزمنية [7, p14-15]

ونظرا لكون بيانات متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم حسب ما هو متاح من قاعدة بيانات بارو ولي، محسوبة كل خمس سنوات مرة واحدة، فقد تم اخذ بيانات المتغيرات الأخرى لكل خمس سنوات ابتداء من سنة ١٩٧٠ ولغاية سنة ٢٠١٠، وقد تم التأكد من أن المتغيرات ساكنة لا تعاني من مشكلة جذر الوحدة وذلك باعتماد إحصائية لفن ولن وجو[٧] Levin, Lin and Chu (LLC)، كما يظهر في الجدول (1).

[٧] لمزيد من التفاصيل ينظر [17, p299-300].

الجدول (1)

نتائج اختبار جذر الوحدة للمتغيرات المستخدمة

في تحليل الانحدار بطريقة مقدرات الأثر الثابت

العينات / المتغيرات	نمطا السفوح الحادة والنمو المتسارع	نمط السفوح	نمط الهضاب	نمطا الجبال والسهول
LNGDP	-2.16***	-7.62***	-20.31***	-2.36***
LN(I/GDP)	-3.66***	-3.49***	-6.49***	-6.97***
LNAYS	-5.88***	-1.59**	-8.00***	-4.63***
PG	-4.48***	-3.52***	-5.28***	-8.95***

تمثل *** مستوى معنوية 1% و** مستوى معنوية 5% و* مستوى معنوية 10%، والنتائج مستخرجة باستخدام برنامج Stata11.2

وتشير نتائج تحليل الانحدار على وفق الجدول (2) إلى أن متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم ذو تأثير موجب معنوي في جميع الأنماط، ويكون عند أعلى مستوياته في نمطي السفوح الحادة والنمو المتسارع حيث يتجاوز الواحد الصحيح، ثم نمط السفوح حيث يكون قريبا من الواحد، ثم نمط الهضاب، وأخيرا يكون تأثيره في نمطي الجبال والسهول ضعيفا مقارنة ببقية الأنماط وفي هذا إشارة مباشرة إلى وجود علاقة واضحة بين تأثير متوسط سنوات التعليم في متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، والخصائص الاقتصادية للبلد كما تعكسها أنماط النمو.

جدول (2)

نتائج تطبيق أسلوب مقدرات الأثر الثابت للبيانات المدمجة FEE على عينة الدول مصنفة وفقا لأنماط النمو الاقتصادي

الأنماط / المتغيرات	نمطا السفوح الحادة والنمو المتسارع	نمط السفوح	نمط الهضاب	نمطا الجبال والسهول
LN (I/GDP)	**0.24 (2.16)	**-0.19 (2.23)	***0.17 (3.16)	**0.06 (2.05)
LN AYS	***1.75 (16.10)	***0.8 (14.91)	***0.69 (13.67)	***0.107 (3.26)
PG	***-10.27 (-3.04)	-2.02 (-0.57)	**3.61 (1.98)	-0.28 (-0.34)
الحد الثابت	***4.66 (11.16)	***8.58 (30.4)	***6.78 (34.12)	***7.31 (69.48)
Hausman test	1.66	***105.46	4.29	***23.15
Adj R-square	48%	80%	45%	60%
عدد البلدان	13	19	21	31

القيم داخل الأقواس من النوع () تمثل إحصائية t المحتسبة، والنتائج مستخرجة باستخدام برنامج Stata 11.2

أما باقي المتغيرات فهي ذات تأثير معنوي تنسجم إشارته مع المنطق الاقتصادي فيما عدا معامل رأس المال المادي في نمط السفوح الذي تبدو إشارته سالبة، وكذلك معامل النمو السكاني في نمط الهضاب الذي تظهر إشارته موجبة، ويمكن تفسير الحالة الأولى بأن نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي في نمط السفوح ينمو أسرع من نمو نصيب الفرد من الاستثمارات المادية، ما يجعل من نسبة الاستثمارات إلى الناتج المحلي الإجمالي تبدو متناقصة في الوقت الذي يزداد فيه نصيب الفرد من الناتج، ويمكن أن يعزى هذا التفوق في نمو الناتج مقارنة بالاستثمارات إلى أهمية

رأس المال البشري في رفع مستوى إنتاجية الفرد، وبالتالي مستوى ما يحصل عليه من الناتج المحلي الإجمالي، كما يعكس أيضا ارتفاع مستوى عامل الإنتاجية الكلية Total Factor Productivity في البلدان ضمن هذا النمط. أما الإشارة الموجبة لمعامل النمو السكاني فيمكن أن يعزى إلى أن دور السكان بوصفهم منتجين أكثر أهمية من دورهم بوصفهم مستهليكن، ما يعني أن زيادة السكان تؤدي إلى زيادة في القدرة على الإنتاج في بلدان هذا النمط.

ومن المفيد التنويه إلى أن اختبار Hausman في نهاية الجدول (2) هو للمقارنة ما بين طريقة مقدرات الأثر الثابت وطريقة مقدرات الأثر العشوائي Random Effect Estimator (REE) في تحليل انحدار البيانات المدمجة[٨]، إذ تشير نتائج الاختبار إلى وجود فرق معنوي في نتائج التحليل باستخدام الأثر العشوائي، عما هي عليه في نتائج تحليل انحدار البيانات المدمجة باستخدام طريقة الأثر الثابت، وذلك في نمط السفوح، ونمط الهضاب، حيث يتم تفضيل نتائج طريقة الأثر الثابت كونها لا تفترض عشوائية أثر عامل التباين بين الوحدات المقطعية على المتغير المعتمد كما هي عليه الحال في طريقة الأثر العشوائي، ولكي تكون المقارنة صحيحة كان لابد من توحيد جميع الأنماط على طريقة تحليل واحدة هي طريقة الأثر الثابت في تحليل انحدار البيانات المدمجة.

[٨] يستخدم اختبار Hausman للترجيح بين مقدرات طريقتي REE وFEE، إذ تعد طريقة REE أكثر دقة، لكن شريطة أن لا تختلف قيم مقدراتها معنويا عن قيم مقدرات FEE، لأن طريقة REE تفترض عدم وجود ارتباط بين العوامل المسئولة عن تباين الوحدات المقطعية، وبقية المتغيرات التفسيرية، بينما طريقة FEE لا تفترض ذلك، لذا إذا كان هناك فرق معنوي بين قيم مقدرات طريقتي REE و FEE، يتم اعتماد طريقة FEE، لأن مقدرات طريقة REE في هذه الحالة قد تكون متحيزة .

(ب) الترجيح بين مدراس النمو الاقتصادي في تحديد تأثير التعليم في المدى البعيد:

إن الترجيح بين المدرسة الكلاسيكية الحديثة ممثلة بأنموذج سولو الموسع، ومدرسة النمو الداخلي ممثلة بإنموذج لوكاس يتم من خلال التمييز ما بين أثر التغيرات قصيرة الأجل، وأثر المسار التوازني طويل الأجل للمتغيرات التفسيرية على المتغير المعتمد، وتحقيق ذلك يمكن من خلال استخدام ما يعرف بأنموذج تصحيح الخطأ ECM.

إن تطبيق أنموذج ECM، يتطلب إعادة صياغة للأنموذج المستخدم في التحليل السابق، بحيث يأخذ شكل أنموذج الانحدار الذاتي للتوزيعات المتخلفة زمنيا Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)، ويمكن تحقيق ذلك من خلال معادلة التقارب التي تعكس العلاقة ما بين مدى ابتعاد مستوى متوسط نصيب الفرد من الناتج عن مستواه في الحالة الساكنة Steady State، ومعدل نمو نصيب الفرد من الناتج. إذ يتناقص معدل نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج باستمرار وصولا إلى الحالة الساكنة كما توضح ذلك المعادلة الآتية:

$$\Delta \ln y(t) = -\phi(\lambda)(\ln y(t-s) - \ln y^*) \qquad (7)$$

حيث تمثل y متوسط نصيب الفرد من الناتج في أنموذج سولو الموسع $y = \frac{Y}{L}$، ومتوسط نصيب الفرد من الناتج مقسوما على نصيبه من رأس المال البشري في أنموذج لوكاس $y = \frac{Y}{uhL}$ في أي زمن، وتمثل y^* مستوى y في الحالة الساكنة، بينما تمثل s عدد الوحدات الزمنية التي تفصل القيمة السابقة للمتغير عن قيمته في الفترة الحالية (t)، أما ϕ فيطلق عليها معامل تصحيح الخطأ وهي دالة لما يعرف بمعامل سرعة التقارب λ الذي يعكس

سرعة وصول متوسط نصيب الفرد إلى الحالة الساكنة[٩]، إذ كلما زادت قيمة هذا المعامل انخفضت الفترة المطلوبة للوصول إلى الحالة الساكنة، أي أن العودة إلى حالة التوازن في المدى البعيد تكون أسرع. أما المعادلة بشكل عام فتشير إلى أن معدل نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج هو دالة عكسية لكل من الفجوة الفاصلة بين مستوى نصيب الفرد من الناتج في أي فترة زمنية ومستواه في الحالة الساكنة، ومعامل سرعة التقارب.

ويختلف مفهوم الحالة الساكنة بين كل من أنموذج سولو الموسع، وأنموذج لوكاس، ففي الأنموذج الأول تشير الحالة الساكنة إلى توقف نصيب الفرد من الناتج عن النمو، أي أن معدل النمو يصبح صفراً، أما في الأنموذج الثاني فتشير الحالة الساكنة إلى ثبات معدل نمو نصيب الفرد من الناتج أي أن معدل النمو لا يزيد ولا ينقص بل يبقى ثابتاً عند مستوى معين غالبا ما يكون موجباً.

وبالتعويض عن كل من $\ln y^*$ برأس المال المادي والبشري على وفق المعادلات (4)- (1) بعد تحويلها للصيغة اللوغارتمية، وعلى افتراض أن $s = 1$ وأن معدل الاندثار d والنمو التكنلوجي g غير معتبرين لتعذر قياسهما بدقة وبإدخال متغير الاتجاه الخطي للزمن يمكن الحصول على أنموذج (ECM) الآتي:

$$\Delta \ln y(t) = \alpha_0 - \phi(\ln y(t- \quad - \theta_1 \ln s_k(t) - \theta_2 \ln h(t) + \theta_3 n(t)) + \gamma t + b_1 \Delta \ln s_k(t) + b_2 \Delta \ln h(t) + b_3 \Delta n(t) + \varepsilon(t) \qquad (8)$$

[٩] إن العلاقة بين معامل سرعة التقارب λ ومعامل تصحيح الخطأ ϕ هي: $(\phi(\lambda) = 1 - e^{-\lambda s})$ [14].

حيث تمثل θ_1 و θ_2 و θ_3 معاملات عوامل الإنتاج الرئيسية في الأجل الطويل، بينما تمثل b_1 و b_2 و b_3 معاملات التغيرات في عوامل الإنتاج في الأجل القصير، وt هي متغير الاتجاه الخطي للزمن وهو متغير اختياري يمكن تفسيره بأنه يمثل تأثير التقدم التقني ويعد من المتغيرات قصيرة الأجل، وتختلف t بدلالتها عن (t) الموجودة أمام كل المتغيرات التي تعني أن المتغيرات المأخوذة هي سلاسل زمنية، و γ هي معامل متغير الاتجاه الخطي للزمن، وأخيرا تمثل ε حد الخطأ العشوائي [14].

إن التحقق من صحة أحد الأنموذجين سولو الموسع ولوكاس يتم من خلال التحقق من صحة ما يفترضه كل أنموذج من وجود أو عدم وجود تناقص في معدلات نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج. والعنصر المهم في هذا الاختبار هو رأس المال البشري، إذ يتفق الأنموذجان على أن متوسط نصيب الفرد من رأس المال المادي تتناقص عوائده مع زيادة مستواه، وبالتالي لا يعوَّل عليه في تحقيق معدلات ثابتة أو متزايدة لنمو متوسط نصيب الفرد من الناتج. أما متوسط نصيب الفرد من رأس المال البشري فهو محل الخلاف، إذ يرى مؤيدو المدرسة الكلاسيكية الحديثة أن عوائده تتناقص مع زيادة مستواه وهذا ما يفترضه أنموذج سولو الموسع. أما مؤيدو مدرسة النمو الداخلي فيرون أن عوائد رأس المال البشري تبقى ثابتة أو تكون متزايدة كلما زاد مستواه لدى الفرد أو المجتمع وهذا ما يفترضه أنموذج لوكاس. وهذا الثبات أو التزايد في عائد رأس المال البشري سوف ينعكس على نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج ليجعله ثابتا أو متزايداً وذلك على وفق الآلية الموضحة في المعادلة (8).

أما آلية التحقق فتعتمد على كل من القيمة المتوقعة لمعامل رأس المال البشري θ_2، وقيمة معامل سرعة التقارب λ. ففي أنموذج سولو الموسع يشترط أن تكون قيمة θ_2 أقل من الواحد الصحيح، وهذا الشرط مبني على أساس أن $\theta_2 = \beta/(1-\alpha)$ وفقا لاشتقاق أنموذج تصحيح الخطأ من معادلة التقارب في أنموذج سولو الموسع، وبالتالي يجب أن تكون أقل من الواحد انطلاقا من افتراض تناقص عوائد عوامل الإنتاج، حيث أن: $\alpha + \beta < 1$.

أما في أنموذج لوكاس فإن قيم المعلمة θ_2 هي واحد صحيح أو أكثر وفقا لاشتقاق أنموذج تصحيح الخطأ من معادلة التقارب لأنموذج لوكاس. بناء على ذلك يتم ترجيح أحد الأنموذجين وفقا للمعادلة (8)، من خلال التحقق من قيمة المعلمة θ_2. فإذا كانت أقل من الواحد الصحيح يتم ترجيح أنموذج سولو الموسع. أما إذا كانت لا تختلف معنويا عن الواحد الصحيح أو أكبر من الواحد ففي هذه الحالة يتم ترجيح أنموذج لوكاس.أما الترجيح من خلال قيمة معامل سرعة التقارب λ ، فيتأتى عبر الحصول على قيمة مقدرة لهذا المعامل من أنموذج تصحيح الخطأ مباشرة باستخدام الصيغة الآتية:

$$\lambda = -\frac{\ln(1-\hat{\phi})}{s} \qquad (9)$$

وعلى افتراض أن:

$$s = 1 \quad \text{فإن} \quad \lambda = -\ln(1-\hat{\phi})$$

ومن ثم مقارنتها بالصيغ المتنبأ بها في كل من الأنموذجين حيث أن قيمة λ المتنبأ بها في أنموذج سولو الموسع هي $\lambda = (1-\alpha-\beta)(n+g+d)$، وفي أنموذج لوكاس هي:

$\lambda = (1-\alpha)(\delta + n + g + d)/\alpha$. وبالتالي فإن الصيغة[10] التي تنتج قيمة أقرب إلى القيمة المقدرة في أنموذج تصحيح الخطأ ترجح المدرسة التي تمثلها [14].

إن تطبيق أنموذج[11] (ECM) في حالة البيانات المدمجة يمكن أن يتم وفق أكثر من أسلوب، منها: أسلوب الجمع ما بين المقدرات المدمجة ومقدرات متوسط المجموعات Pooled Mean Group Estimators (PMGE)، وأسلوب مقدرات الأثر الثابت الحركي Dynamic Fixed Effect (DFE)، و أسلوب متوسط المجموعات Mean Group Estimators (MGE)، ويعد أسلوب (PMGE) الأفضل كونه يفترض تجانس قيم معلمات المتغيرات التفسيرية في الأجل الطويل بين المقاطع العرضية، وعدم تجانس قيم معلمات التغيرات قصيرة الأجل للمتغيرات التفسيرية بين هذه المقاطع. وبذلك يعالج مشكلة التحيز التي قد تظهر عند استخدام أسلوب (DFE) إذا كان هناك عدم تجانس بين الوحدات المقطعية، ومشكلة عدم

[10] إن المقارنة بين القيمة المقدرة من نموذج تصحيح الخطأ والقيم المقدرة من صيغتي λ من معادلتي التقارب تتم بعد التعويض عن المعلمتين (α وβ) بالصيغتين الآتيتين $\alpha = \frac{\hat{\theta}_1}{1+\hat{\theta}_1}$ و $\beta = \frac{\hat{\theta}_2}{1+\hat{\theta}_1}$، وعليه تكون صيغة المقارنة بالنسبة لأنموذج سولو الموسع باستخدام الصيغة الآتية: $-\ln(1-\hat{\phi}) = s\left(\frac{1-\hat{\theta}_2}{1+\hat{\theta}_1}\right)(n+g+d)$، أما بالنسبة لنموذج لوكاس فتستخدم الصيغة الآتية: $-\ln(1-\hat{\phi}) = s\frac{1}{\hat{\theta}_1}(\delta+n+g+d)$، أو الصيغة $-\ln(1-\hat{\phi}) > s\frac{1}{\hat{\theta}_1}(n+g+d)$ ونظرا لعدم إمكانية تحديد قيمة δ، يتم الاكتفاء بافتراض أن $\delta > 0$ [14].

[11] يميز أنموذج ECM بين تأثيرات قصيرة الأجل وأخرى طويلة الأجل للمتغيرات التفسيرية على المتغير المعتمد، وعند توظيف أنموذج ECM لتقدير المعلمات بطريقة MGE فإنها تحتسب من خلال متوسطات قيم المعلمات المقدرة لكل وحدة من وحدات المقطع العرضي أما عند توظيف ECM لتقدير المعلمات بطريقة PMGE فإنها تحتسب بالنسبة للأجل الطويل من مجمل البيانات المدمجة دون أخذ متوسطات قيم المعلمات في الاعتبار، ما يجعل التحيز أقل (التحيز الذي قد ينجم عن وجود قيم متطرفة للمعلمات بسبب عدم تجانس وحدات المقطع العرضي) [26].

الكفاءة التي قد تظهر عند استخدام أسلوب (MGE) في حال وجود بعض الوحدات المقطعية المتطرفة، لاسيما عندما يكون عدد الوحدات المقطعية قليلاً نسبياً، أما الطريقة الإحصائية المعتمدة في عملية التقدير المعلمات فهي طريقة تقدير الإمكان الأعظم Maximum likelihood estimation (MLE) وهي طريقة معقدة يتم حلها باستخدام خوارزميات تقريبية، وقد اعتمد البحث خوارزمية Newton Raphson في التقريب للحصول على القيم المثلى لمعاملات الأنموذج [26].

إن استخدام أسلوب (PMGE) في البحث تطلب تقليص العينة إلى ٤٥ بلدا[١٢] وتقليص الفترة الزمنية عشر سنوات (١٩٨٠- ٢٠١٠) في مقابل زيادة عدد المشاهدات وذلك نتيجة استخدام بيانات سنوية بدلا من البيانات المأخوذة لكل ٥ سنوات، حيث تم احتساب البيانات الخاصة بمتوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم ابتدأ من سنة ١٩٨٠ على وفق طريقة (Barro & Lee, 2000) في تحديث البيانات وانطلاقاً من بيانات (Barro & Lee, 2000) نفسها لسنة ١٩٨٠ باعتبارها السنة التي على أساسها يتم تحديث بيانات السنوات اللاحقة. وكان التحديث يتم لكل سنة وليس لكل خمس سنوات وذلك باستخدام بيانات منظمة الأمم المتحدة

[١٢] البلدان ضمن نمط السفوح الحادة هي: الصين، كوريا، ماليزيا، تايلند، والبرتغال. والبلدان ضمن نمط السفوح هي: أستراليا، النمسا، بلجيكا، كولومبيا، الدانمارك، فنلندا، فرنسا، إيطاليا، اليابان، النرويج، اسبانيا، تونس، تركيا، بريطانيا، الولايات المتحدة الأمريكية. والبلدان ضمن نمط الهضاب هي: مصر، السلفادور، ملاوي، المكسيك، نيوزلندا، بولندا، السويد. والبلدان ضمن نمط الجبال هي: الجزائر، بلغاريا، الكامرون، كينيا، النيجر، بيرو، رومانيا، رواندا، توغو، فنزويلا، زمبابوي. والبلدان ضمن نمط السهول هي: بنين، مالي، سينيغال. والبلدان ضمن النمط المتسارع هي: الأرجنتين، تشيلي، اندنوسيا، أورغواي.

للتربية والعلوم والثقافة UNESCO الخاصة بمعدلات الالتحاق بالتعليم الابتدائي والثانوي والعالي[١٣].

أما باقي المتغيرات فقد تم اعتماد قواعد البيانات ذاتها التي اعتمدت في تحليل انحدار الأثر الثابت للبيانات المدمجة. لقد تم إجراء اختبار جذر الوحدة للتأكد من أن المتغيرات ساكنة عبر الزمن، باعتماد إحصائية (LLC) التي أظهرت أن جميع المتغيرات في الأنماط ساكنة عند مستوى معنوية ١٠٪، وأن معظمها ساكن عند مستوى ١٪، كما هو ظاهر في الجدول (3).

[١٣] للتأكد من إمكانية اعتماد البيانات المحسوبة بهذه الطريقة، تم استخدامها بدلا عن البيانات التي اعتمد عليها (Bassanini & Scarpetta, 2004)، مع الدول ذاتها وللمدة ذاتها، فكانت القيم متقاربة للغاية، لاسيما ما يخص معامل متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم حيث كانت هذه القيمة في دراسة (Bassanini & Scarpetta, 2004) تعادل ١,١٠ من دون أخذ الاتجاه الخطي للزمن و ٠,٧٤ عند أخذ الاتجاه الخطي للزمن، وفي حال اعتماد بيانات هذا البحث كانت قيمة معامل متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم هي ١,٠٣ من دون أخذ الاتجاه الخطي للزمن و ٠,٧٢ عند أخذ الاتجاه الخطي للزمن، وقد تمت مراسلة Bassanini لإبلاغه بهذا التقارب حيث عبر عن ارتياحه لذلك، وبناء على هذا التقارب تم اعتماد البيانات السنوية لمتوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم المحسوبة على وفق الطريقة الموضحة مع بقية بلدان العينة.

جدول (3)

نتائج اختبار جذر الوحدة حسب الأنماط للبيانات السنوية

العينات / المتغيرات	نمطا السفوح الحادة والنمو المتسارع	نمط السفوح	نمط الهضاب	نمطا الجبال والسهول
	اختبار LLC	اختبار LLC	اختبار LLC	اختبار LLC
LNGDP	-1.54*	-3.94***	-1.52*	-1.83**
LN(I/GDP)	-1.88**	-3.38***	-2.95***	-2.48***
LNAYS	-7.51***	-7.62***	-2.33***	-5.73***
PG	-5.03***	-2.55***	-6.00***	-8.56***

تمثل *** مستوى معنوية 1% و** مستوى معنوية 5% و* مستوى معنوية 10%، والنتائج مستخرجة باستخدام برنامج Stata 11.2

وبعد التحقق من سكون المتغيرات، تم تطبيق أنموذج تصحيح الخطأ على البيانات المدمجة باستخدام طريقة (PMGE) مرة بدون متغير الاتجاه الخطي للزمن، ومرة أخرى مع وجود متغير الاتجاه الخطي للزمن، حيث أظهرت النتائج أن متغير رأس المال البشري ممثلا بمتوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم ذو تأثير معنوي موجب في جميع الأنماط قبل إدخال متغير الاتجاه الخطي للزمن وبعد إدخاله، باستثناء حالتين هما نمط الهضاب، ونمطي الجبال والسهول معاً في حال عدم أخذ الاتجاه الخطي للزمن، حيث يكون المعامل موجبا لكنه غير معنوي. ومثل هذه الأنماط لا يمكن اعتبارها عينات مثالية لدراسة تأثير عوامل النمو الاقتصادي، وعليه يكون ظهور مثل هذه النتائج متوقعاً، أما بالنسبة لبقية المتغيرات، فكما يظهر في الجدولين (4) و(5)، يكون تأثير رأس المال المادي ممثلا بنسبة الاستثمار إلى الناتج المحلي الإجمالي، معنويا موجباً في جميع الحالات، في

حين أن متغير النمو السكاني تأثيره سالب معنوي في جميع الأنماط باستثناء نمطي الجبال والسهول معا، حيث لم يكن تأثير هذا المتغير معنويا وإن كان موجبا ، ويمكن تفسير ذلك بتدني مستوى متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي إلى الحد الذي لا يمكن أن ينخفض أكثر رغم زيادة عدد السكان حيث لا يحتاج السكان الجدد إلا لمستوى منخفض من الناتج دون أن يؤثر ذلك على موارد البلد بشكل واضح. أما معامل تصحيح الخطأ فهو معنوي سالب كما يفترض أن يكون، حيث أن الانحراف عن الحالة الساكنة أو المسار التوازني للنمو في فترة ما يحفز المتغيرات في الأجل الطويل للعودة إلى الحالة الساكنة أو المسار التوازني، وليس لمزيد من الانحراف، ويظهر أيضا أن القيمة المطلقة لهذا المعامل تكون في نمطي الجبال والسهول أعلى، بمعنى أن العودة إلى الحالة الساكنة أو المسار التوازني أسرع من بقية الأنماط، وهذا مؤشر على عجز البلدان ضمن هذين النمطين عن تغيير واقع النمو فيهما الذي يكون مساره في الأجل الطويل إما سالبا أو قريبا من الصفر، أما متغير الاتجاه الخطي للزمن فهو وإن كان غير معنوي باستثناء حالة نمط الهضاب، فإن إدخاله يغير في قيم بعض المعلمات لاسيما معلمة متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم.

إن معلمتي متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم، ونسبة الاستثمار إلى الناتج المحلي الإجمالي هي دوال لمرونات كل من رأس المال المادي α ورأس المال البشري β ، وبالتالي يمكن تقدير هاتين المعلمتين من قيم المعلمات المقدرة في الأنموذج على وفق الصيغ الواردة في الهامش ٦.

جدول (4)

نتائج تطبيق أنموذج تصحيح الخطأ لبيانات مدمجة

باستخدام طريقة PMGE

الأنماط / المتغيرات	نمطا السفوح الحادة والنمو المتسارع	نمط السفوح	نمط الهضاب	نمطا الجبال والسهول
قيم المعلمات للمتغيرات طويلة الأجل				
LN (I/GDP)	***0.47 (9.82)	***0.38 (7.59)	***0.44 (3.79)	***0.119 (3.329)
LN AYS	***0.91 (22.67)	***0.72 (17.03)	***0.60 (7.02)	***0.14 (4.49)
PG	**-5.59 (-2.33)	-3.37 (-1.51)	***-18.93 (-5.60)	0.21 (0.20)
معامل تصحيح الخطأ	***-0.124 (-2.69)	**-0.077 (-4.23)	**-0.088 (-2.12)	***-0.21 (-4.39)
α	0.31	0.27	0.3	0.11
β	0.62	0.52	0.42	0.125
adj R-square	59%	60%	39%	22.5%
عدد البلدان المشمولة	9	15	7	14

القيم داخل الأقواس من النوع () تمثل إحصائية t المحتسبة، والنتائج مستخرجة باستخدام برنامج Gauss 8.0 عبر مجموعة من الخطوات المعدة من قبل Yongcheol Shin سنة ١٩٩٨ مع إجراء بعض التعديلات اللازمة لتلائم البيانات المستخدمة.

جدول (5)

نتائج تطبيق أنموذج تصحيح الخطأ لبيانات مدمجة

باستخدام طريقة PMGE بوجود الاتجاه الخطي للزمن

العينة / المتغيرات	نمطا السفوح الحادة والنمو المتسارع	نمط السفوح	نمط الهضاب	نمطا الجبال والسهول
قيم المعلمات للمتغيرات طويلة الأجل				
LN (I/GDP)	***0.46 (11.78)	***0.61 (1.67)	***0.32 (7.85)	***0.25 (8.98)
LN AYS	***1.17 (5.25)	***1.33 (7.37)	0.13 (1.36)	0.09 (1.28)
PG	***-4.02 (-2.09)	-5.85 (-2.67)	**-1.81 (-2.03)	1.04 (0.98)
معامل تصحيح الخطأ	***-0.19 (-4.22)	***-0.145 (-3.1)	***-0.263 (-3.63)	***-0.4 (-5.82)
معامل الزمن	0.001 (1.005)	0.000 (-0.312)	***0.003 (2.364)	0.001 (0.33)
α	0.31	0.38	0.24	0.2
β	0.80	0.83	0.09	0.07
adj R-square	62%	64%	48%	33%
عدد البلدان المشمولة	7	15	7	14

إن القيمة المطلقة لمعامل رأس المال البشري فيما إذا كانت موجبة أم سالبة لا تحسم الخلاف بين مدرسة النمو الكلاسيكية الحديثة ومدرسة النمو الداخلي وإنما الذي يحسم الخلاف كما تمت الإشارة أعلاه هو فيما إذا كانت قيمة معامل رأس المال البشري تساوي الواحد الصحيح أو أكبر منه من جهة، أو أقل من الواحد الصحيح من جهة ثانية. وعند النظر في نتائج الجدولين (4) و (5) يتضح أن قيمة معامل متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم، في أنماط السفوح والسفوح الحادة والنمو المتسارع هي أكبر من الواحد الصحيح عند وجود متغير الاتجاه الخطي للزمن أو قريبة من الواحد

في حال عدم إدخال متغير الاتجاه الخطي للزمن، في حين أن قيمة هذا المعامل أقل من الواحد الصحيح في أنماط الهضاب والسهول والجبال. وعند اختبار معنوية الفرق بين قيم معامل متوسط سنوات التعليم في المجموعات الأربعة والواحد الصحيح باستخدام إحصائية t يتضح أن هناك ثلاث حالات يكون فيها الفرق غير معنوي عند مستوى معنوية 1% وهي حالتي نمط السفوح الحادة والنمو المتسارع بدون متغير الاتجاه الخطي للزمن، وبوجود هذا المتغير، وحالة نمط السفوح بوجود الاتجاه الخطي للزمن كما يظهر ذلك في الجدول (6). ما يعني ترجيح رأي مدرسة النمو الداخلي في هذه الأنماط فقط.

جدول (6)

اختبار معنوية الفرق بين معامل متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم والواحد الصحيح في المجموعات المصنفة حسب أنماط النمو

المجموعة	t-ratio (with out trend)	t-ratio (with trend)
نمطا السفوح الحادة والنمو المتسارع	2.35	0.77
نمط السفوح	7	1.83
نمط الهضاب	4.44	8.97
نمطا الجبال والسهول	3.75	13

أما بالنظر إلى معامل سرعة التقارب في الجدول (7) فيظهر بشكل واضح أن القيم المتنبأ بها لمعامل سرع التقارب المشتقة من معامل تصحيح الخطأ في المجموعات الأربعة أقرب إلى القيم المشتقة من معادلة سرعة التقارب وفق أنموذج لوكاس، ما يعني ترجيح رأي مدرسة النمو الداخلي فيما يخص أثر التعليم في الأجل البعيد.

جدول (7)

مقارنة قيمة معامل سرعة التقارب المتنبأ بها مع قيم معامل سرعة التقارب لأنموذج سولو الموسع و لوكاس في المجموعات المصنفة حسب أنماط النمو

النمط	الحالة	المتنبأ بها	على وفق أنموذج سولو الموسع	على وفق أنموذج لوكاس
السفوح الحادة والنمو المتسارع	من دون الاتجاه الخطي للزمن	0.13	0.002	0.1
	بوجود الاتجاه الخطي للزمن	0.21	-0.0036	0.1
السفوح	من دون الاتجاه الخطي للزمن	0.08	0.0061	0.063
	بوجود الاتجاه الخطي للزمن	0.156	-0.0061	0.053
الهضاب	من دون الاتجاه الخطي للزمن	0.09	0.009	0.0665
	بوجود الاتجاه الخطي للزمن	0.3	0.021	0.072
الجبال والسهول	من دون الاتجاه الخطي للزمن	0.51	0.033	0.139
	بوجود الاتجاه الخطي للزمن	0.51	0.031	0.126

إن نتائج تطبيق أنموذج تصحيح الخطأ باستخدام أسلوب PMGE ترجح رأي مدرسة النمو الداخلي فيما يخص البلدان ذات النمو المضطرد كما هي عليه الحال في البلدان ضمن أنماط السفوح الحادة والسفوح والنمو المتسارع. وهذا يفسر ما توصلت إليه دراسة بسانيني ٢٠١٠، التي اقتصرت على مجموعة بلدان OECD، إذ إن معظم بلدان مجموعة OECD تقع ضمن أنماط السفوح الحادة والسفوح. ولا يمكن تعميم نتائج دراسة بسانيني، على جميع بلدان العالم لاسيما النامية منها، وهذا ما بدا واضحا في هذا البحث الذي تناول عينة أشمل من البلدان، تتميز بتباين هياكلها الاقتصادية وكفاءة الأداء الحكومي والسياسات الاقتصادية فيها، حيث

يكون لهذا التباين انعكاسه الواضح في وتيرة النمو الاقتصادي، وبالتالي في أهمية التعليم في تحقيق النمو الاقتصادي.

الاستنتاجات:

١. إن تأثير التعليم في النمو الاقتصادي معنوي وموجب في مختلف بلدان العالم على اختلاف هياكلها الاقتصادية وكفاءة الأداء الحكومي والسياسات الاقتصادية فيها، وإن هذا التأثير يزداد مع تطور الهياكل الاقتصادية، وتحسن كفاءة الأداء الاقتصادي للحكومة، بحيث يمكن أن يحقق نموا مستمرا إذا كانت هناك بيئة اقتصادية قادرة على توظيف عوائد التعليم في تحقيق مزيد من النمو الاقتصادي. في المقابل ينخفض تأثير التعليم في البلدان التي تعاني من تخلف هياكلها الاقتصادية، وانخفاض كفاءة الأداء الاقتصادي الحكومي، وضعف القدرة على توظيف عوائد التعليم في زيادة مستوى النمو الاقتصادي.

٢. بناءً على ما تقدم، يتضح أن لسياسات تطوير التعليم دور مهم في التأثير على معدلات النمو الاقتصادي في المدى البعيد، سواء ما يخص سياسات نشر التعليم أو تحسين نوعيته، حيث أن أثر هذه السياسات ينعكس في رفع متوسط نصيب الفرد من رأس المال البشري، الذي يقود إلى زيادة مستمرة في معدل نمو متوسط نصيبه من الناتج.

٣. إن ضعف تأثير التعليم في البلدان التي تعاني من تخلف هياكلها الاقتصادية، وانخفاض كفاءة الأداء الاقتصادي الحكومي، يشير إلى انخفاض مرونة نسبة ما يخصصه الفرد من وقته للتعليم على حساب العمل وذلك بسبب انخفاض كفاءة التعليم الذي يتلقاه الفرد من حيث مساهمته في رفع إنتاجية الفرد وبالتالي زيادة مستوى نصيبه من الناتج.

٤. إن العلاقة بين التعليم والنمو الاقتصادي تتطلب اعتماد سياسات توظيف كفوءة للأيدي العاملة ذات المستوى التعليمي المرتفع، وإلا فإن هذه الطاقات قد تهدر بسبب عدم استثمارها في المجالات التي تلائم قدراتها، أو عدم حصولها على عائد يكافئ مقدرتها الإنتاجية، وقد ينتهي المطاف بأصحاب هذه الكفاءات إلى المغادرة إلى حيث يجدون البيئة الاقتصادية الملائمة لقدراتهم العلمية، وحيث يحصلون على العائد الذي يكافئ قدرتهم الإنتاجية.

٥. إن تأثير السياسات التعليمية خصوصاً تلك التي تستهدف رفع متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم يزداد كلما انخفض هذا المتوسط، على افتراض أن معامل متوسط نصيب الفرد من سنوات التعليم لا يختلف عن الواحد الصحيح، وهذا يستدعي من البلدان خصوصاً النامية منها أن تولي عنايتها بسياسات نشر التعليم والقضاء على الأمية، واستهداف الفئات والأقاليم التي تعاني من ضعف في المستوى التعليمي مثل النساء و الأقليات العرقية وسكان المناطق الريفية وغيرهم، وهناك اهتمام على صعيد دولي بسياسات نشر التعليم، وذلك تحقيقاً لأهداف الألفية[١٤] الثمانية التي يمثل القضاء على الأمية ونشر التعليم الابتدائي واحداً من أبرزها.

[١٤] الأهداف الألفية للتنمية Millenenum Development Goals هي ثمانية أهداف دولية تخص تخفيف الفقر، ونشر التعليم الأولي، وتمكين الإناث لنيل حقوقهن، وتخفيض وفيات الأطفال، وتحسين صحة الأمهات، ومقاومة الأمراض، وصيانة البيئة، وتعزيز التعاون الدولي من أجل التنمية. وقد تمت الموافقة على هذه الأهداف بعد اجتماع القمة الألفية للأمم المتحدة عام ٢٠٠٠ بعد تبني الإعلان الألفي للأمم المتحدة. وقد وافق على هذه الأهداف جميع الدول الأعضاء في الأمم المتحدة البالغ عددها ١٨٩ دولة، وحوالي ٢٣٠ منظمة دولية تعاهدت على تحقيق هذه الأهداف بحلول عام ٢٠١٥ [32, p16-17].

المراجع

[١] الجومرد، أثيل عبد الجبار ونزار صديق إلياس القهوجي، النمو الاقتصادي وتقدير معدل التقارب لمتوسط دخل الفرد بين البلدان للفترة ١٩٩٠- ٢٠٠٢، تنمية الرافدين، العدد ٩٥، ٢٠٠٩، ص١- ١٨.

[2] Aghion, Philippe & Peter Howitt, Endogenous Growth Theory, MIT Press, Cambridge, London, England, 3ed edition, 1999.

[3] Agiomirgianakis, G., D. Asteriou, and V. Monastiriotis, "Growth effects of human capital and stages of economic development: A panel data investigation of different country experiences", The Icfai Journal of Applied Economics, Vol.I, issue 1, 2002, 31-47

[4] Aomar, Ibourk & Amaghouss Jabrane, " Education and Economic Growth in the MENA Region: Some New Evidence", Journal of Economics and Sustainable Development, Vol.4, No.8, 2013, 34-45

[5] Asteriou, Dimitrios and Stephen G. Hall, Applied Econometrics, A Modern Approach Using Eviews and Microfit, USA: Palgrave Macmillan, 2nd Edition, 2011.

[6] Baldacci, Emanuele, Benedict Clements, Sanjeev Gupta, , and Cui Qiang, "Social spending, human capital, and growth in developing countries: Implications for achieving the MDGs", IMF Working papers, WP/04/217, 2004.

[7] Baltagi, Badi H., Econometric Analysis of Panel Data, UK: John Wily & Sons Ltd, 4th Edition, 2008.

[8] Barro, Robert J. "Economic growth in a cross section of countries", The Quarterly Journal of Economics, Vol. 106, No. 2, 1991, 407-443.

[9] Barro, Robert J. and Jong-Wha Lee, "International data on educational attainment: Updates and implications", CID Working Paper No. 42 April 2000.

[10] Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin, Economic Growth, 2nd edition, London, MIT press, U.K. 2003.

[11] Barro, Robert J., "Determinants of economic growth: across country empirical study", NBER Working Paper 5698, (1996).

[12] Barro, Robert J., "Education and economic growth", http://www.oecd.org/edu/country-studies/1825455.pdf, 2000.

[13] Barro, Robert J., "Human capital and growth in cross-country regressions", Swedish Economic Policy Review, 6, no. 2, 1999, 237-277.

[14] Bassanini, Andrea, Stefano Scarpetta & Jens Arnold, "Solow or Lucas? Testing Speed of Convergence on a Panel of OECD Countries", OECD and Institute for the Study of Labor (IZA), Discussion Paper No. 5261 October, 2010.

[15] Bils, Mark and Peter J. Klenow, "Does schooling cause growth?", American Economic Review, Vol. 90, 2000, 1160-1183.

[16] Bond, Stephen, Anke Hoeffler, and Jonathan Temple, "GMM Estimation of empirical growth models", Centre for Economic Policy Research (CEPR) Discussion Paper No. 3048, 2001.

[17] Caselli, Francesco, Gerardo Esquivel, and Fernando Lefort, "Reopening the convergence debate: A new look at cross-country growth empirics", Journal of Economic Growth, Vol.1, No.3, 1996, 363-389.

[18] Hsiao, Cheng, Analysis of Panel Data, Cambridge University Press, West Nyack, U.S.A. , 2002.

[19] Hsiao, Cheng, "Panel Data Analysis – Advantages And Challenges", Iepr Working Paper 06.49, Institute Of Economic Policy Research University Of Southern California, May, 2006.

[20] Krueger, Alan B. and Mikael Lindahl, " Education for growth: Why and for whom?",Journal of Economic Literature, Vol.39, Nov.4, 2001, 1101-1136.

[21] Kyriako, George, "Level and growth effects of human capital: A cross country study of the convergence hypothesis", C. Center V. Star for Applied Economics at New York University, RR91-26, 1991.

[22] Lucas, Robert E., "On the Meachanics of economic development", Journal of Monetary Economics, 22, 1988,3-43.

[23] Mankiw, Gregory N., David Romer, and David N. Weil, "A contribution to the empirics of economic growth", The Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, No.2., 1992, 407-437.

[24] Nazrul Islam, "Growth empirics: A panel data approach", The Quarterly Journal of Economics, Vol. 110, No.4, 1995, 1127-1170.

[25] Penn World Tables (PWT7.1), Center for International Comparisons of Production, Income and Prices (CIC), University of Pennsylvania, https://pwt.sas.upenn.edu

[26] Pesaran M. Hashem, Yongcheol Shin and Ron P. Smith, "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", Journal of the American Statistical Association, Vol.94, No. 446, 1999, 621-634.

[27] Pritchett, Lant, "Understanding Patterns of Economic Growth: Searching for Hills among Plateaus, Mountains, and Plains", The World Bank Economic Review, Vol.14, No.3, 2000, 221-250.

[28] Son, Liana, Graţiela Georgiana Noja, Mihai Ritivoiu, & Roxana Tolteanu, "Education and Economic Growth: an Empirical Analysis of Interdependencies and Impacts Based on Panel Data", Timisoara Journal of Economics and Business , Vol6, Issue 19, 2013, 39-54.

[29] UNESCO Institute for Statistics, http://stats.uis.unesco.org, 2010.

[30] United Nations, General Assembly, "Road Map Towards the Implementation of the United Nation Millennium Declaration", Report of the Secretary-General, Fifty-sixth session, 6 September 2001.

The Impact of Education on Economic Growth: A Study of a Sample of Countries Classified by Patterns of Growth.

Atheel A. Al-Jomard **Ibraheem A. Al-Chalabi**

Abstract

This research paper examines the effect of education on economic growth. It tries first to verify the existence of positive impact of education, and then study the trade- off between the view that this impact is temporary and vanishes in the long run as the rate of growth of income per capita reaches the steady state level, and the view that education impact prevails whatever the level of this growth rate.

The research stems from two economic growth models. The first is the augmented Solow model of external growth 1990, being a representative of the first view. The second model is that of the endogenous growth by Lucas 1988, which represent the second view. Then a test was carried out on a sample of developed and less developed countries, classified according to patterns of growth, using the error correction model for panel data. The results back the likelihood of the second view in countries experiencing considerable economic growth, while in those countries that had feeble growth or even negative growth rate, education had no significant impact.

العلاقة السببية بين سعر صرف الدولار وسعر النفط

فوزان بن عبد العزيز الفوزان*

الملخص:

هدفت هذه الورقة إلى كشف إمكانية وجود علاقة بين سعر صرف الدولار وأسعار النفط، واستخدمت الدراسة اختبار التكامل المشترك بمنهجية أنجل – جرينجر (Engle - Granger) ومنهجية (Johansen and Juselius) واختبار السببية لجرينجر (Granger)، وكانت البيانات لست فترات زمنية مختلفة ولسعر صرف الدولار مقابل اليورو ومقابل الين الياباني وسعر صرف الدولار الموزون، وهو متوسط سعر صرف الدولار مقابل عدد من العملات الرئيسية العالمية. وقد استخدمت الدراسة سعر النفط لسوق غرب تكساس (spot crude oil price of west Texas). دلت نتائج التكامل المشترك (Johansen and Juselius) على عدم وجود أي علاقة طويلة الأجل بين سعر صرف الدولار وأسعار النفط في أي من الاختبارين. ويستثنى من ذلك العينة التي كانت للفترة من (1950) وحتى (2011) ولبيانات سنوية (سعر صرف الدولار مقابل الين)، فقد دلت النتائج على وجود معادلة واحدة للتكامل المشترك بين سعر صرف الدولار وسعر النفط. وكذلك للعينة للفترة من (1971) وحتى (1998) ولبيانات

* أستاذ مشارك – قسم العلوم الإدارية – كلية الملك فهد الأمنية.

شهرية (سعر الصرف الدولار الموزون)، حيث دلت النتائج على وجود معادلتين للتكامل عند مستوى معنوية (5%) و(1%). أما بالنسبة لاختبار السببية فقد دل على وجود علاقة سببية في المدى القصير تمتد من سعر النفط إلى سعر صرف الدولار. وهذه العلاقة السببية وجدت في ثلاث معادلات. وهي تمتد من سعر النفط إلى سعر صرف الدولار. وما عدا ذلك فليس هناك أي علاقة سببية بين سعر الصرف وأسعار النفط في أي تجاه. والدراسة باختباراتها المختلفة على وجه العموم دلت على أن تقلبات أسعار النفط لا تشرح التقلبات الحاصلة في أسواق صرف الدولار وكذا التقلبات في سعر صرف الدولار لا يمكن أن تشرح التقلبات الحاصلة في سوق النفط. فالتقلبات في هذين السوقين بشكل عام مستقلة عن بعضها البعض، ولذلك ويمكن عزوها إلى متغيرات خارج نطاق هاتين السوقين.

العلاقة السببية بين سعر صرف الدولار وسعر النفط

المقدمة:

يعتمد الاقتصاد السعودي بشكل كبير على الإيرادات النفطية وعلى أسعار صرف الدولار. وتكمن أهمية سعر صرف الدولار بالنسبة للسعودية ولعموم منتجي النفط في كون النفط يباع ويشترى في الأسواق العالمية بالدولار. وقد لاحظ أهمية العلاقة بين سعر صرف الدولار وأسعار النفط كثير من الاقتصاديين ومنهم (Guirk, 1983), (Krugman, 1983, a, b) (Golub, 1983) and (Rogoff, 1991). وفي العقود الماضية بينت العديد من الدراسات أن التغيرات في سعر النفط الخام تلعب دور حاسما في إحداث تغيرات في أسعار صرف الدولار على سبيل المثال: (Amano and Norden, 1998b; Chen and Chen, 2007; Bénassy-Quéré et al., 2007; Lizardo and Mollick, 2010). وعلى العكس من ذلك هناك دراسات أخرى دلت أن اسعار الصرف هي التي تؤثر في أسعار النفط (Indjehagopian et al.,2000) و(Sadorsky, 2000) و (Yousefi and Wirjanto, 2004). إذن أسعار النفط وأسعار صرف الدولار ظلت موضوع للبحث والدراسة والخلاف إلى اليوم. ولذلك استهدف هذا البحث دراسة طبيعة واتجاه العلاقة بين سعر صرف الدولار وأسعار النفط. و يتضمن البحث الإطار النظري والدراسات السابقة ومصادر البيانات المستخدمة في الدراسة واختبارات جذر الوحدة و اختبارات التكامل المشترك واختبارات السببية و النتائج المتحصل عليها وخلاصة الدراسة.

الإطار النظري

العلاقة بين سعر الصرف وأسعار النفط:

حاول العديد من الاقتصاديين إيجاد نماذج يمكن أن تحدد طبيعة العلاقة بين سعر صرف الدولار وأسعار النفط. ولأن هذه النماذج تعتمد على أسس وافتراضات مختلفة؛ جاءت نتائجها مختلفة فيما يخص تلك العلاقة. وأول هذه النماذج التي تتناولها هذه الورقة هو الأنموذج المبني على العلاقة بين سعر النفط والطلب على النفط وعرضه. يرى هذا الأنموذج أن سعر صرف الدولار له تأثير فعال على الطلب والعرض من النفط. لأن أي تغيير في سعر الصرف سوف ينتقل ليحدث تغييرا في سعر النفط. وهذا ينطبق على المستهلكين والمنتجين من خارج الولايات المتحدة. والتأثير يعتمد على العملات المستخدمة في المعاملات المختلفة التي تتغير قيمتها مع تقلبات الدولار (Frankel, 2003) .

إذن انخفاض قيمة الدولار يخفض أسعار النفط في العملات المحلية للبلدان التي لها سعر صرف مرن مع الدولار. وفقا لهذه النظرية تأثير تغير سعر الصرف على الطلب على النفط يكون من خلال أثر الدخل واثر الإحلال. وفيما يتعلق بأثر الدخل فلأن انخفاض قيمة الدولار مقابل العملة الأخرى يجعل النفط ارخص وهو ما يعني زيادة في الدخل الحقيقي للمستهلك، وهذا يقود بدوره إلى زيادة الكميات المطلوبة. وأما أثر الإحلال فيحدث لأن انخفاض سعر صرف الدولار يخفض سعر شراء النفط مما يدفع المستهلك إلى استهلاك (عند انخفاض سعر الصرف) مزيد من النفط

على حساب خفض الاستهلاك من سلع أخرى. أما في جانب العرض فانخفاض سعر صرف الدولار يعني أن دخل منتجي النفط قد انخفض نظرا لأن النفط يتم تداوله في الأسواق العالمية وبيعه بالدولار. ووفقا لقانون العرض فإن انخفاض السعر يؤدي إلى انخفاض الكميات المعروضة. وبناء على هذه العلاقة في جانبي الطلب والعرض، . فأي انخفاض في قيمة الدولار تؤدي إلى زيادة في الكميات المطلوبة على النفط وانخفاض في الكميات المعروضة منه والعكس بالعكس (.Ibid).

أما الأنموذج الأخر فهو يحاول شرح العلاقة بين سعر صرف الدولار وسعر النفط فهو مبني على أساس أن الدول المصدرة للنفط دائما ما تسعى إلى استثمار العوائد النفطية في الدولار. وعندما ترتفع أسعار النفط؛ تزداد تبعا لذلك ثروات تلك الدول التي تمول استثماراتها باستخدام الدولار. وهذا بدوره يزيد الطلب على الدولار فيرتفع سعر صرفه مقابل العملات الأخرى. وعند انخفاض أسعار النفط تنخفض ثروات الدول المنتجة له؛ وبالتالي يقل الطلب على الدولار الذي يستخدمونه كأداة للاستثمار. ولذلك هذا الأنموذج يفترض وجود علاقة طردية سببية تتجه من أسعار النفط إلى سعر صرف الدولار.

وأما أنموذج (Clark. and McDonald, 1998) فهو يفترض أن سعر النفط يوثر في سعر الصرف من خلال معدل التبادل التجاري وصافي الأصول الأجنبية. وحتما أي تغير في سعر النفط سيحدث ثراً في معدل التبادل التجاري وصافي الأصول الأجنبية. وهذا بدوره يقود إلى تغير سعر صرف الدولار. وفقا لهذا الأنموذج هناك علاقة عكسية بين سعر صرف الدولار وبين سعر النفط لأن ارتفاع سعر النفط يميل معدل التبادل التجاري

لصالح الدول المنتجة على حساب الدول المستوردة (الولايات المتحدة) مما يخفض سعر صرف الدولار. وعلاوة على ذلك، فإن هذه الزيادة لها نفس التأثير على الولايات المتحدة من جهة خلق عجز في الحساب الجاري للولايات المتحدة، مما يؤدي إلى انخفاض في الأصول الأجنبية للولايات المتحدة. والنتيجة هي انخفاض في قيمة الدولار

وأما أنموذج المحفظة (Golub, 1983) فهو يقوم على افترض أن العالم مقسم إلى ثلاثة مناطق: أوبك والولايات المتحدة والاتحاد الأوروبي. وفقا لهذا الأنموذج فإن التغير في سعر النفط يحدث تغيراً في سعر صرف الدولار. وهذا التأثير يتوقف على موقف الدول المنتجة للنفط من نوع العملة التي يرغبون في الاستثمار فيها. على سبيل المثال عند ارتفاع سعر النفط ينخفض سعر صرف الدولار إذا كان ميل دول أوبك كبيرا نحو الاستثمار في اليورو على حساب الاستثمار في الدولار. لأن زيادة الطلب على اليورو يقابلها زيادة في عرض الدولار مما يخفض سعر صرف الدولار. أما إذا كان ميل الدول المنتجة للنفط نحو الاستثمار في الدولار على حساب العملات الأخرى، عندئذ الزيادة في أسعار النفط سوف يتبعها زيادة في دخول الدول المنتجة. وهذا يدفع تلك الدول لزيادة الطلب على الدولار ليكون وعاء استثمارياً. وهذا بدوره يرفع سعر صرف الدولار مقابل العملات الأخرى. إذن هذا الأنموذج لا يفترض علاقة مسبقة بين سعر صرف الدولار وسعر النفط. وإنما يربط ذلك في تفضيلات المنتجين الاستثمارية.

الدارسات التطبيقية السابقة:

تناولت الكثير من الدراسات التطبيقية طبيعة العلاقة بين سعر الصرف الدولار وأسعار النفط. ومن أهمها:

دراسة (Bénassy-Quéré, et al., 2007) التي استخدام أنموذج التكامل المشترك وأنموذج العلاقة السببية لتحديد العلاقة بين سعر النفط وسعر صرف الدولار للفترة (1974 – 2004). وأظهرت النتائج أن العلاقة السببية تمتد من أسعار النفط إلى سعر الصرف. وعلى المدى البعيد وجدوا أن زيادة سعر النفط بنسبة (10%) تودي إلى ارتفاع الدولار بنسبة (4.3%). وقد توقع الباحثان أن تنشأ علاقة عكسية مستقبلية بين هذين المتغيرين بسبب دخول الصين كمستهلك كبير للنفط. أما دراسة (Amano and Van Norden, 1998) تبين منها أن هناك علاقة سببية تمتد من النفط إلى سعر الصرف. وأظهرت الدراسة كذلك أنه لمرحلة ما بعد بريتون وودز كانت صدمات سعر الصرف نتيجة لارتفاع أسعار النفط. وتنبأ بأن يستمر هذا الاتجاه في المستقبل. ودرس (Roach, 2008) العلاقة بين سعر صرف الدولار وأسعار النفط للفترة (1992 – 2008)، وقد بين أن معظم اتجاهات البحوث النظرية ومعها الدراسات التطبيقية تؤكد على أن السببية تتجه من سعر صرف الدولار إلى سعر النفط؛ وذلك بسبب أن معظم عائدات النفط تعود لتستثمر في أوعية دولاريه. وهذا بدوره يزيد الطلب على الدولار فترتفع قيمته مقابل العملات الأخرى. كان هذا هو الاتجاه للفترة من (1992) وحتى (2004). أما في عام (2004) فلم يكن هناك أي علاقة بين المتغيرين، وللفترة ما بعد (2004) وحتى (2008) فكانت العلاقة عكسية بين سعر النفط وسعر صرف الدولار. كما أوضحت دراسة (Zhang et al.,

(2008 أن هناك علاقة سببية طويلة الأجل تمتد من سعر صرف الدولار إلى سعر النفط الخام ولم يجدوا تلك السببية في الأجل القصير إلا بشكل محدود للغاية. وقد استنتجا (Yousefi and Wirjanto, 2004) في دراستهما أنه عندما ينخفض (يرتفع) سعر صرف الدولار يقوم منتجو النفط برفع (خفض) أسعار النفط المصدر بغية المحافظة على نفس المستوى من العوائد النفطية. وبينت الدراسة أن مصدري النفط الكبار يستطيعون التأثير في الأسعار عبر قوتهم الاحتكارية، وبالتالي التكيف مع تغيرات أسعار الصرف بما يحقق مصالحهم. وقام (Korhonen and Juurikkala, 2009) باستخدام بيانات مجمعة للفترة (1975 – 2005) وأظهرت النتائج أن ارتفاع سعر النفط يؤدي إلى تغير سعر الصرف الحقيقي وبدرجة مرونة تتراوح ما بين (0.4) إلى (0.5). واختبروا (Parvar et. al., 2008) العلاقة بين سعر النفط وأسعار الصرف الحقيقية واستخدموا عينة من خمسة عشر بلد من البلدان المصدرة للنفط وبيانات شهرية واستخدموا اختبار الانحدار الذاتي، ووجدوا أن هناك علاقة طويلة المدى ومستقرة بين سعر النفط وأسعار الصرف ووجدوا أن هناك علاقة سببية من سعر النفط إلى سعر الصرف لأربع دول، وسببية من سعر الصرف إلى سعر النفط في بلدين وسببية ثنائية الاتجاه لأربعة بلدان، ولم يكن هناك أي سببية في أي تجاه للبلدان الأربعة المتبقية. وقام (Chen and Chen, 2007) بالتحقق من طبيعة العلاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف وسعر النفط باستخدام بيانات مقطعية وشهرية لمجموعة دول السبع (G7 Countries) ودلت النتائج على أن سعر النفط هو المتغير المسيطر على تغيرات سعر الصرف الحقيقية، ووجدوا أنه باستخدام سعر النفط يمكن التنبؤ بأسعار الصرف وبالتالي يمكن

تحقيق عوائد من خلال تلك التنبؤات. و قام (Huang and Heng, 2010) باستخدام طريقة الانحدار المساعد (Auxiliary Regression) التي من خلالها يمكن فصل التغيرات الديناميكية عن التغيرات الملاحظة لسعر النفط وتأثيرها على سعر الصرف الحقيقي للدولار. وأظهرت نتائج الدراسة أن هناك علاقة سببية ثنائية الاتجـــاه بين سعر صرف الدولار وأسعار النفط. و بحث (Ferraro and Rogoff, 2011) في إمكانية وجود علاقة مستقرة وموثوقة بين سعر صرف الدولار الأمريكي مقابل الدولار الكندي وسعر النفط، وقد تبين أن علاقة ضعيفة بين سعر الصرف وأسعار النفط للبيانات الشهرية وربع السنوية. أما في حالة استخدام البيانات اليومية فإن العلاقة بين سعر الصرف وأسعار النفط كانت قوية ومستقرة. وقام (Coudert and Mignon, 2008) باختبار العلاقة طويلة الأجل بين سعر النفط وسعر الصرف الحقيقي للنفط باستخدام التكامل المشترك واختبار السببية. وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة سببية تمتد من سعر النفط إلى سعر صرف الدولار وتوصلت إلى أن حلقة الربط بين هذين المتغيرين يكون من خلال كمية الأصول الأجنبية. ومن هذا الاستعراض لبعض الدراسات المتصلة بالعلاقة بين سعر صرف الدولار وسعر النفط الخام يتبين أن النتائج كانت متضاربة متصادمة، ولم يستطع الباحثون الوصول إلى نتيجة مستقرة ويمكن تعميمها. والإضافة في هذا البحث التي تميزه عن الدراسات السابقة تتمثل في نوع البيانات المستخدمة وفي نطاقها التاريخي، فمن المعلوم أن بيانات كل حقبة تاريخية تتضمن معلومات لا تتضمنها البيانات الأخرى. ومثل ذلك سعر صرف الدولار مقابل

العملات الأخرى، فسعر صرف الدولار مقابل اليورو يختلف عن سعر صرف الدولار مقابل الين.

البيانات المستخدمة واختبارات جذر الوحدة:

لكشف طبيعة العلاقة بين سعر صرف الدولار وأسعار النفط استخدمت الدراسة ست فترات زمنية مختلفة، وهي على النحو التالي. الفترة الأولى وهي لسعر صرف الدولار مقابل اليورو وسعر النفط وتمتد من (1- 1999) وحتى (1- 2012)، ولبيانات ربع سنوية. والفترة الثانية وتمتد من (1- 1973) وحتى (1- 2011)، ولبيانات شهرية وسعر صرف الدولار مقابل اليورو. والفترة الثالثة وتمتد من (1- 1971) وحتى (1- 2012)، ولبيانات شهرية وسعر صرف الدولار مقابل الين الياباني. والفترة الرابعة وتمتد من (1- 1971) وحتى (1- 2012)، ولبيانات ربع سنوية ولسعر الصرف الدولار مقابل الين. والفترة الخامسة وتمتد من (1950) وحتى (2011)، ولبيانات سنوية. والفترة السادسة وتمتد من (1971) وحتى (1998) ولبيانات شهرية ولسعر الصرف الدولار الموزون. وسعر صرف الدولار الموزون هو متوسط سعر صرف الدولار مقابل العملات العالمية الرئيسية. واعتمدت الدراسة على سعر النفط الجاري لغرب تكساس (Spot Oil Price: West Texas Intermediate) أو ما يسمى اختصارا (WTI) وذلك لكل الفترات الزمنية المذكورة انفاً. والبيانات كلها كان مصدرها هو: (Federal Reserve Bank of St. Louis) .

اختبار جذر الوحدة:

لأن هناك سلاسل زمنية ساكنة وأخرى غير ساكنة؛ لابد من معرفة طبيعة السلاسل الزمنية المستخدمة في الدراسة. فمعرفة طبيعة

السلاسل الزمنية يفرض نوع الأساليب الإحصائية المستخدمة ولتحقيق تلك الغاية تقوم الدراسة باستخدام اختبار ديكي فوللر الموسع (Augmented Dickey-Fuller (ADF) test) واختبار فليبس وبيرون (Phillips Perron, P P) ويعتمد اختبار (ADF) على تقدير المعادلتين التاليتين:

$$\Delta x_t = \propto_1 + \propto_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \propto_3 \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (1)$$

$$2\Delta x_t = \propto_1 + \propto_2 \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \propto_3 2\,\Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots (2)$$

حيث x_t تمثل المتغير موضوع الاختبار، Δ الفرق الاول و p تمثل عدد المتباطئات والتي يجب اختيارها كافيا للتخلص من الارتباط الذاتي. و ε_t تمثل حدود الخطأ العشوائي، والفرض العدمي (H_0: $\propto_2 = 0$) يعني أن السلسلة غير مستقرة في المستوى. وأما الفرض البديل (H_1: $\propto_2 < 0$) فيعني أن السلسلة مستقرة في المستوى ومتكاملة من الدرجة صفر، I(0)، . وعند قبول الفرض العدمي ينتقل الباحث إلى المعادلة (2) لإجراء اختبار جذر الوحدة للفرق الأول وهكذا.

جدول (1): اختبار (ADF) و(P P)

العينة للفترة من (1- 1999) وحتى (1- 2012): للبيانات ربع السنوية: سعر الصرف:(Ur/$)				
	ADF test		PP test	
المتغير	المستوى	الفرق الأول	المستوى	الفرق الأول
سعر النفط (س ن)	-1.79	-8.18	-1.64	-8.23
	(-2.88)	(-2.88)	(-2.88)	(-2.88)
الدولار مقابل اليورو (Ur/$)	-1.39	-9.05	-1.22	-9.05
	(-2.88)	(-2.88)	(-2.88)	(-2.88)
العينة للفترة من (1- 1973) وحتى (1- 2011): للبيانات الشهرية: سعر الصرف:(Ur/$)				
سعر النفط (س ن)	0.45	-7.59	-2.10	-8.06
	(-2.88)	(-2.88)	(-2.88)	(-2.88)

الدولار مقابل اليورو ($/Ur)	-1.47 (-2.88)	-8.9 (-2.88)	-1.489 (-2.88)	-8.95 (-2.88)

العينة للفترة من (1- 1971) وحتى (1- 2012): للبيانات شهرية: سعر الصرف ($/Y)				
سعر النفط (س ن)	-0.52	-11.44	-0.79	-14.14
	(-2.87)	(-2.87)	(-2.87)	(-2.87)
الدولار مقابل الين ($/Y)	-2.22	-15.74	-2.22	-15.70
	(-2.87)	(-2.87)	(-2.87)	(-2.87)
العينة للفترة من (1- 1971) وحتى (1- 2012): للبيانات ربع سنوية: سعر الصرف ($/Y)				
سعر النفط (س ن)	0.23	-8.91	-0.49	-10.12
	(-2.87)	(-2.88)	(-2.88)	(-2.88)
الدولار مقابل الين ($/Y)	-2.29	-8.75	-2.2	-8.70
	(-2.88)	(-2.88)	(-2.88)	(-2.88)
العينة للفترة من (1950) وحتى (2011): للبيانات السنوية: سعر الصرف ($/Y)				
سعر النفط (س ن)	-1.219	-9.47	1.02	-9.45
	(-2.911)	(-2.91)	(-2.91)	(-2.91)
الدولار مقابل الين ($/Y)	0.58	-6.00	1.11	-5.46
	(-2.91)	(-2.91)	(-2.91)	(-2.91)
العينة للفترة من (1971) وحتى (1998): للبيانات الشهرية سعر الصرف: الدولار الموزون				
سعر النفط (س ن)	-2.41	-11.56	-2.01	-11.35
	(-2.87)	(-2.87)	(-2.87)	(-2.87)
سعر صرف الدولار الموزون	-2.01	-13.28	-2.01	-13.36
	(-2.87)	(-2.87)	(-2.87)	(-2.87)

مستوى المعنوية (5%) للقيم ما بين الأقواس

وأما الاختبار الأخر فهو اختبار فيلبس- بيرون (Phillips Perron, P P) الذي يقوم على تقدير المعادلة التالية باستخدام طريق المربعات الصغرى:

$$\Delta Y_t = \mu_0 + \mu_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3)$$

وفرضية العدم لهذا الاختبار تقتضي عدم استقرار السلسلة الزمنية في مستوياتها ($\mu_1 = 0$)، والفرضية البديلة تقتضي استقرار السلسلة الزمنية ($\mu_1 < 0$)، مما يعني الحصول قيمة معنوية باستخدام اختبار (t) وتكون ذات قيمة سالبة. والجدول (1) يوضح نتائج الاختبارين. وتدل النتائج على أن قيمة (t) المحسوبة أقل من القيمة الحرجة لاختبارات المستوى لجميع المعادلات المحسوبة وفقا لاختباري ديكي فوللر الموسع واختبار فليبس

وبيرون. وهذا يبرهن على ان السلاسل الزمنية غير مستقرة في المستوى. أما بالنسبة للفرق الأول فالنتائج تدل على أنها خالية من جذر الوحدة ومستقرة عند الفرق الأول. ولذلك فهي متكاملة من الأولى؛ مما يبرر المضي قدما بإجراء اختبارات التكامل المشترك.

اختبارات التكامل المشترك:

جوهانسن وجوسليوس للتكامل المشترك:

تقوم هذه الدراسة باستخدام التكامل المشترك وفقا لمنهجية جوهانسن وجوسليوس (Johansen and Juselius,) _(Johansen, 1988) 1990 ومنهجية أنجل- جرانجر (Engle-Granger, 1987). وتبدأ الدراسة أولا بمنهجية جوهانسن وجوسليوس لاختبار التكامل المشترك بهدف كشف طبيعة العلاقة بين سعر صرف الدولار وأسعار النفط. وتتميز هذه المنهجية بأنها تسمح بالأثر المتبادل بين المتغيرات التي يتم تقديرها. اختبار التكامل المشترك وفقا المنهجية (Johansen _Juselius, J-J) يقوم على تقدير أنموذج متجه الانحدار (Vector Autoregressive Model VAR) الذي يفترض وجود p من المتغيرات في متجه الانحدار الذاتي من الدرجة k. ويمكن كتابة معادلتها على النحو التالي:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + \eta_t \quad t = 1, 2, \ldots, T \qquad (4)$$

حيث y_t تمثل متجهات المتغيرات غير المستقرة، و A_0 تمثل الحد الثابت. ويمكن إعادة كتابة المعادلة (4) لتكون:

$$\Delta y_t = A_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \, \Delta y_{t-i} + \Pi y_{t-1} + \eta_t \qquad (5)$$

حيث:

$\Gamma_i = -(I - A_1 - \cdots - A_i), \quad (i = 1, \ldots, p-1),$

$\Pi = -(I - A_1 - \cdots - A_p),$

وتعتمد منهجية Johansen - Juselius على اختبار رتبة المصفوفة Π والتي تتطلب وجود تكاملا مشترك بين هذه المتغيرات أن تكون المصفوفة ذات رتبة كاملة ($0 < r(\Pi) = r < n$). وفقا لهذه الطريقة يتم استخدام اختبارين إحصائيين مبنيين على دالة الإمكانات العظمى (Likelihood Ratio, LR). والاختباران هما اختبار الأثر (Trace Test) واختبار القيم المميزة العظمى (λ_{max} ,Maximum Eigenvalue Test). ويعرف اختبار الأثر (Trace Test) وفقا للمعادلة (6):

$$Trace = -T \sum_{i=r+1}^{n} In(1 - \hat{\lambda}_i) \qquad (6)$$

والفرضية العدمية هي أن عدد متجهات التكامل المشترك تقل أو تساوي عدد العلاقات التكاملية (r)، والفرضية البديلة هي أن عدد متجهات التكامل المشترك تساوي عدد العلاقات التكاملية (r) ، (حيث r = 0،1،2) ويعرف اختبار القيم الذاتية العظمى (λ_{max} Maximum Eigenvalue Test,) وفقا للمعادلة (7)

$$\lambda_{max} = -T(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \qquad (7)$$

والفرضية العدمية هي أن عدد متجهات التكامل المشترك تساوي العدد (r)، والفرضية البديلة هي أن عدد متجهات التكامل المشترك تساوي (r+1) وتشير النتائج الواردة في الجدول (٢) إلى انه يمكن قبول فرض

العدم (r = 0) بعدم وجود التكامل المشترك عند مستوى معنوية (5%). إذن يمكن القول أنه ليس هناك علاقة مستقرة وطويلة الاجل بين سعر النفط وسعر صرف الدولار. ويستثنى من ذلك العينة للفترة من (1950) وحتى (2011)، و لبيانات سنوية: (سعر صرف الدولار مقابل الين). فقد دلت النتائج على أنه لا يمكن قبول فرض العدم (r = 0) بعدم وجود التكامل المشترك عند مستوى معنوية (1%). إذن يوجد معادلة تكامل واحدة بين سعر صرف الدولار وسعر النفط. وكذلك للعينة للفترة من (1971) وحتى (1998)، ذات البيانات الشهرية (سعر الصرف الدولار الموزون) فقد دل اختبار القيم الذاتية العظمى على وجود معادلتين للتكامل عند مستوى المعنوية (5%) و(1%).

وجود التكامل المشترك لفترتين من ست فترات كانت موضوع الدراسة يقود إلى استنتاج هام ، وهو أن العلاقة المستقرة طويلة الأجل بين سعر صرف الدولار وأسعار النفط غير موجودة في الغالب الأعم، وذلك لدلالة أربعة اختبارات من اختبارات التكامل المشترك على هذا المعنى. إذن بشكل عام تقلبات أسعار النفط لا تشرح التقلبات الحاصلة في سوق صرف الدولار مقابل العملات الأخرى، وكذا تقلبات سوق صرف الدولار لا تشرح تقلبات أسعار النفط

جدول (٢): نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانسن

95% critical value for trace	λ_{tarce}	95% critical value for maximum eignvalue test	λ_{max}	Null Hypothesis	variable
العينة للفترة من (1- 1999) وحتى (1- 2012): للبيانات ربع السنوية: سعر الصرف($/Ur)					
14.07	9.30	15.41	11.49	R = 0	سعر النفط
3.76	2.19	3.76	2.19	r ≤ 1	سعر الصرف
العينة للفترة من (1- 1973) وحتى (1- 2011): للبيانات الشهرية: سعر الصرف:($/Ur)					
15.41	6.71	0.04	6.66	r = 0	سعر النفط
3.76	0.05	0.0004	0.05	r ≤ 1	سعر الصرف
العينة للفترة من (1- 1971) وحتى (1- 2012): للبيانات شهرية: سعر الصرف:($/Y)					
14.07	6.839	15.41	9.22	r = 0	سعر النفط
3.76	2.38	3.76	2.38	r ≤ 1	سعر الصرف
العينة للفترة من (1- 1971) وحتى (1- 2012): للبيانات ربع سنوية: سعر الصرف:($/Y)					
3.53	15.41	14.07	3.51	r = 0	سعر النفط
0.01	3.76	3.76	0.02	r ≤ 1	سعر الصرف
العينة للفترة من (1950) وحتى (2011): للبيانات سنوية: سعر الصرف:($/Y)					
15.41	20.37	14.07	18.75	r = 0	سعر النفط
3.76	1.63	3.76	1.63	R ≤ 1	سعر الصرف
العينة للفترة من (1971) وحتى (1998): للبيانات الشهرية سعر الصرف: الدولار الموزون					
15.41	20.90	14.07	12.62	r = 0	سعر النفط
3.76	8.28	3.76	8.28	r ≤ 1	سعر الصرف

اختبار أنجل- جرانجر للتكامل المشترك:

الطريقة الأخرى المستخدمة في هذه الدراسة هي التكامل المشترك وفقا لمنهجية أنجل - جرانجر (Engle-Granger, 1987) المكون من خطوتين. وتتكون هذه المنهجية من مرحلتين. المرحلة الأولى تكون باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS). وذلك تقدير المعادلة التالية:

$$EX_t + \alpha + \beta OI +$$

حيث تمثل EX_t، سعر صرف الدولار و OI تمثل سعر النفط. وبعد تقدير هذه المعادلة وفي المرحلة الثانية يُجرى اختبار سكون البواقي ($\hat{\mu}_t$) باستخدام طريقة ديكي فوللر الموسع لتحديد ما إذا كان هناك تكامل مشترك في المدى الطويل. وبعد استخدام طريقة المربعات الصغرى ثم تطبيق اختبار سكون البواقي بطريقة ديكي فوللر الموسع النتائج تبين كما يوضح الجدول (3) أنه ليس هناك تكامل مشترك بين سعر الصرف سعر النفط لكل المعادلات موضوع الدراسة، وذلك عند مستوى معنوية (1%). وهذا الاختبار متوافق بشكل عام مع النتائج المتحصل عليها من الاختبار السابق؛ مما يؤيد الاستنتاج القائل أن أسعار النفط لا تشرح تقلبات سعر صرف الدولار مقابل العملات الأخرى. وكذا التقلبات في سعر صرف الدولار لا يمكن أن تشرح التقلبات الحاصلة في سوق النفط

جدول (٣): التكامل المشترك وفقا لطريقة أنجل- جرانجر ذو المرحلتين

الانحدار	اختبار (ADF) لسكون البواقي
العينة للفترة من (1- 1999) وحتى (1- 2012): للبيانات ربع السنوية سعر الصرف ($/Ur)	
انحدار سعر النفط على سعر الصرف	4.78E-16
العينة للفترة من (1- 1973) وحتى (1- 2011): للبيانات الشهرية: سعر الصرف ($/Ur)	
انحدار سعر النفط على سعر الصرف	2.36E+12
العينة للفترة من (1- 1971) وحتى (1- 2012): للبيانات شهرية: سعر الصرف: ($/Y)	
انحدار سعر النفط على سعر الصرف	-2.51
العينة للفترة من (1- 1971) وحتى (1- 2012): للبيانات ربع سنوية: سعر الصرف: ($/Y)	
انحدار سعر النفط على سعر الصرف	-2.27
العينة للفترة من (1- 1971) وحتى (1- 2012): للبيانات سنوية: سعر الصرف: ($/Y)	
انحدار سعر النفط على سعر الصرف	-1.96
العينة للفترة من (1971) وحتى (1998): للبيانات الشهرية سعر الصرف: الدولار الموزون	
انحدار سعر النفط على سعر الصرف	-2.14

القيم الحرجة عند مستوى معنوية (1%) = 3.73- والقيم الحرجة عند مستوى معنوية (5%) =3.17-

اختبارات السببية لجرانجر:

بعد إجراء من اختبارات التكامل المشترك التي تكشف طبيعة العلاقة بين سعر النفط وسعر الصرف في المدى الطويل تركز الدراسة على سببية جرانجر (Granger, 1988) التي تهدف إلى اختبار ما إذا كان هناك علاقة بين المتغيرات موضوع الدراسة وإذا كان ثمة علاقة فما نوع هذه العلاقة وما اتجاه السببية لهذه العلاقة.

ولاختبار مدى وجود علاقة سببية بين المتغيرات تُستخدم المعادلتين التاليتين:

$$x_t = \propto_1 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{i1}\, x_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \lambda_{i1}\, y_{t-i} + \delta_i \qquad (9)$$

$$y_t = \propto_2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{i2}$$

الفرضية العدمية ($H0:\propto_3 = 0$) تشير إلى المتغير Y لا يحدث تغيرا في المتغير X والفرضية البديلة.($H1:\propto_3 \neq 0$) تعني أن Y يحدث تغيرا في المتغير X . ومثل ذلك بالنسبة لتأثير المتغير X على المتغير Y .

وفي هذا الاختبار يُقارن بين "F" المحسوبة والجدولية. فإذا كانت المحسوبة أكبر من الجدولية عندئذ يتم رفض الفرض العدمي ($H0:\propto_3 = 0$) . وهذا يعني أن هناك علاقة سببية بين المتغيرين لأن احد المتغيرين يؤثر في الأخر.

جدول (٤): اختبار السببية لجرانجر

فرضية العدم	F-test	Probability
العينة للفترة من (1- 1999) وحتى (1- 2012): للبيانات ربع السنوية: سعر الصرف:($Y/$)		
OIL PRICE does not Granger Cause EU$	3.73	0.026
EU$ does not Granger Cause OIL PRICE	0.51	0.60
العينة للفترة من (1- 1973) وحتى (1- 2011): للبيانات الشهرية: سعر الصرف:($/Y)		
OIL PRICE does not Granger Cause EU$	1.24748	0.29
EU$ does not Granger Cause OIL PRICE	0.41715	0.66
العينة للفترة من (1- 1971) وحتى (1- 2012): للبيانات شهرية: سعر الصرف:($Y/)		
OIL PRICE does not Granger Cause y-$	0.26	0.76
Y-$ does not Granger Cause OIL PRICE	1.251	0.29
العينة للفترة من (1- 1971) وحتى (1- 2012): للبيانات ربع سنوية: سعر الصرف:($Y/)		
OIL PRICE does not Granger Cause y-$	0.35	0.71
Y-$ does not Granger Cause OIL PRICE	1.22	0.29
العينة للفترة من (1- 1971) وحتى (1- 2012): للبيانات سنوية: سعر الصرف:($/ Y)		
OIL PRICE does not Granger Cause y-$	3.30	0.04
Y-$ does not Granger Cause OIL PRICE	1.17	0.32
العينة للفترة من (1971) وحتى (1998): للبيانات الشهرية سعر الصرف: الدولار الموزون		
OIL PRICE does not Granger Cause w$	3.44	0.03
W$ does not Granger Cause OIL PRICE	0.50	0.60

والجدول رقم (٤) يوضح اختبار السببية بين متغيرات الدراسة. والنتائج تدل على وجود علاقة سببية تمتد من سعر النفط إلى سعر الصرف وذلك اللعينة الأولى للفترة من (1- 1999) وحتى (1- 2012) وللبيانات ربع السنوية

وللعينة للفترة من (1- 1971) وحتى (1- 2012)، ولبيانات سنوية وسعر الصرف الدولار مقابل الين وللعينة للفترة من (1- 1971) وحتى (1- 1998)، ولبيانات شهرية وسعر الصرف الدولار الموزون. أذن العلاقة السببية وجدت في ثلاث معادلات. وفي هذه المعادلات الثلاث تمتد السببية من سعر النفط إلى سعر صرف الدولار. وما عدا ذلك فليس هناك أي علاقة سببية بين سعر الصرف وأسعار النفط في أي تجاه. و وعدم وجود السببية في نصف المعادلات الست التي تم تقديرها يؤيد بشكل كبير اختبارات التكامل المشترك التي ابانت في معظم نتائجها عن عدم وجود تكامل مشترك بين أسعار النفط وسعر صرف الدولار. ولذلك يمكن القول أن الدراسة على وجه العموم دلت على أن تقلبات أسعار النفط أسواق صرف العملات (الدولار مقابل العملات الأخرى) مستقلة عن بعضها البعض. فالتقلبات في أسواق صرف الدولار وأسعار النفط يمكن شرحها بعوامل أخرى خارج نطاق تلك الأسواق.

الخلاصة:

استهدفت هذه الورقة اختبار النظريات التي تربط بين سعر صرف الدولار وأسعار النفط. واستخدمت الدراسة بيانات سنوية وربع سنوية وشهرية ولست فترات زمنية مختلفة واستخدمت كذلك ثلاثة أسعار للصرف. وهي سعر صرف الدولار مقابل اليورو وسعر صرف الدولار مقابل الين وسعر صرف الدولار الموزون. وأظهرت النتائج أن جميع السلاسل الزمنية للمتغيرات موضوع الدراسة ليست مستقرة في المستوى وإنما مستقرة عند الفرق الأول ومتكاملة من الدرجة الأولى. واستخدمت الدراسة اختبار التكامل المشترك بمنهجية أنجل- جرانجر (Engle-Granger, 1987)

ومنهجية (Johansen – Juselius) واختبار السببية لجرانجر. (Granger, 1988). وقد دلت نتائج التكامل المشترك على عدم وجود أي علاقة طويل الأجل بين سعر الصرف وأسعار النفط في أي من الاختبارين. ويستثنى من ذلك الفترة الممتدة من (1950) وحتى (2011) ولبيانات سنوية: وسعر صرف الدولار مقابل الين. فقد دلت النتائج على انه لا يمكن قبول فرض العدم (r =0) الذي يفترض عدم وجود تكامل المشترك، عند مستوى معنوية (1%). إذن يوجد معادلة تكامل مشترك واحدة بين سعر صرف الدولار وسعر النفط. وكذلك العينة للفترة من (1971) وحتى (1998) ذات البيانات الشهرية وسعر الصرف الدولار الموزون، فقد دل اختبار القيم الذاتية العظمى على وجود معادلتين للتكامل المشترك عند مستوى معنوية (1%). أما بالنسبة لاختبار السببية فقد دل على وجود علاقة سببية في المدى القصير تمتد من سعر النفط إلى سعر صرف الدولار. وهذه العلاقة السببية وجدت في ثلاث معادلات. وهي تمتد من سعر النفط إلى سعر صرف الدولار. وما عدا ذلك فليس هناك أي علاقة سببية بين سعر الصرف وأسعار النفط في أي تجاه. إذن مجمل نتائج الدراسة تؤيد بشكل ضعيف النظريات التي تربط بين سعر صرف الدولار وأسعار النفط. ولذلك يمكن القول أن الدراسة في معظم دلالاتها بينت أن تقلبات أسعار النفط لا تشرح التقلبات الحاصلة في أسواق صرف الدولار ، وكذا التقلبات في سعر صرف الدولار لا يمكن أن تشرح التقلبات الحاصلة في سوق النفط. فالتقلبات في هاتين السوقين بشكل عام مستقلة عن بعضها البعض ويمكن عزوها إلى متغيرات خارج نطاق هاتين السوقين. ولذلك فالدعوى التي تزعم أن كبار منتجي النفط يؤثرون في أسواق صرف الدولار من

خلال تأثيرهم في أسواق النفط تُعد دعوى لا تستند إلى دليل علمي . وعلى وجه الإجمال فالنتائج التي توصلت إليها الدراسة متوافقة مع دراسات تطبيقية سابقة وغير متوافقة مع دراسات أخرى. غير أنه يمكن القول أن كل نتائج يتم التوصل إليها إنما تعبر عن المرحلة الزمنية التي أجريت فيها. لذلك من الأهمية بمكان أن تتواصل الدراسات التطبيقية لكل الفترات الزمنية لأن كل نتيجة أنما هي انعكاس للظروف والمتغيرات الاقتصادية التي تتحول وتتغير بفعل الإطار التاريخي المصاحب.

Reference

Alex YiHou Huang and Yi-Heng, (2010). "Is Crude Oil Price Affected by the US Dollar Exchange Rate?", International Research Journal of Finance and Economics. ISSN 1450-2887, Issue (58),

Amano, R. and van Norden, S., (1993) "Oil prices and the Rise and fall of the U.S. Real Exchange rate", Working Paper, Bank of Canada,.

Amano, R. and van Norden, S., (1995) "Exchange Rates and Oil Prices", Working Paper, Bank of Canada,.

Amano, Robert A. and Simon van Norden., (1998) "Exchange Rates and Oil Prices." Review of International Economics, 6(4), P. 683.

Bénassy-Quéré, A., Mignon, V. and Penot, A., (2007) "China and the Relationship Between the Oil Price and the Dollar", Energy Policy, (35), P. 5795-5805.

Bentzen, J., (2007) "Does OPEC Influence Crude Oil Prices?" Testing for Co-Movements and Causality Between Regional Crude Oil Prices. Applied Economics, (39), , P. 1375-1385.

Chaudhuri, K., and B.C. Daniel. (1998) "Long-run Equilibrium Real Exchange Rates and Oil Price". Economic Letters, (58), , P. 231-238.

Chen, S.S., and H.C. Chen, (2007) "Oil Prices and Real Exchange Rates". Energy Economics, (29), P. 390-404.

Clark, P. and McDonald, R., (1998)."Exchange Rates and Economic Fundamentals": A Methodological Comparison of BEERs and E, IMF Working, Paper (98/00).

De Santis, R.A., (2003) "Crude oil Price Fluctuations and Saudi Arabia's Behavior". Energy Economics, (25), , P. 155–73.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller, (1979) "Distributions of the Estimators for Autogressive Time Series with a Unit Root". Journal of the American Statistical Association, (74), , P. 427-431.

Engle, R. and Granger, C., (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", Econometrica, (55), , P. 251-276.

Golub, S., (1983). "Oil Prices and Exchange Rates", The Economic Journal, (93), (371), , P. 576-593.

Frankel, J. (2003), A proposed monetary regime for small commodity-exporters: Peg the export price, John F. Kennedy School of Harvard University Faculty Research Papers Series.

Ferraro and Ken Rogoff, (2011) "Can Oil Prices Forecast Exchange Rates?" Working Paper NO. (11-34). Visiting Scholar, Federal Reserve Bank of Philadelphia,.

Granger, C.W.J. and P. Newbold, (1974). "Spurious Regressions in Econometrics". Journal of Econometrics, (2), P. 111-120.

Huang, Y. and F. Guo, (2007). "The Role of Oil Price Shocks on China's Real Exchange Rate". China Economic Review, (18), , P. 403-416.

Hungnes, H., (2005). "Identifying Structural Breaks in Cointegrated VAR Models", Discussion Papers (422), Research Department of Statistics, Norway,.

Indjehagopian, J.P., F. Lantz, and V. Simon, (2000). "Dynamics of Heating Oil Market Prices in Europe". Energy Economics, (22), P. 225-252.

Johansen, S., (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", Journal of Economic Dynamics and Control, (12), P. 231-254.

Johansen, S. and Juselius, K., (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, (52), P. 169-210.

Johansen, S., Mosconi, R. and Nielsen, B., (2000). "Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend", Econometrics Journal, (3), P. 216-249.

Korhonen, I and T. Juurikkala, (2009). "Equilibrium Exchange Rate in Oil Exporting Countries, Journal of Economics and Finance, (33) (1), P. 71-79.

Krugman, P., (1983a). "Oil and the Dollar in Bhandari, J. and Putnam, B". (eds), Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates, MIT Press.

Krugman, P., (1983b). "Oil Shocks and Exchange Rate Dynamics in Frankel", J.A. (ed), Exchange rates and international macroeconomics, University of Chicago Press,.

Lizardo, R.A. and A.V. Mollick, (2010). "Oil Price Fluctuations and U.S. Dollar Exchange Rates". Energy Economics, (32), P. 399-408.

McGuirk, A., (1983). "Oil Price Changes and Real Exchange Rates Movements Among Industrial Countries", IMF Staff Papers, (30), P. 843-883.

Narayan, P.K., S. Narayan, and A. Prasad, (2008). "Understanding the Oil Price-Exchange Rate Nexus for the Fiji Islands". Energy Economics, (30), P. 2686–2696.

Parvar J., R. Mohammad and H. Mohammadi, (2008). "Oil Prices and Real Exchange Rates in Oil-Exporting Countries": A Bounds Testing Approach" MPRA Paper No. 13435,

Rogoff, K., (1991). "Oil Productivity, Government Spending and the Real Yen-Dollar Exchange Rate", FRB of San Francisco Working Papers 91-06,.

Rogoff, K., (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle", Journal of Economic Literature, (34), P. 647-668.

Roach, Stephen, "US Dollar - Oil Correlation Unveiled" (2008). Http://www.dailyfx.com/story/other/free_third_party_research/US_Dollar___Oil_Correlation_1219674072277.html. 28 Aug. 2008. Web.

Sadorsky, P., (2000). "The Empirical Relationship Between Energy Futures Prices and Exchange Rates". Energy Economics, (22), P. 253-266.

Virginie Coudert and Valérie Mignon, (2008). "Oil Price and the Dollar". Energy Studies Review, Vol. (15)(2),.

Wirl, F., and A. Kujundzic, (2004). "The Impact of OPEC Conference Outcomes on World Oil Prices: 1984–2001", The Energy Journal, (25), P. 45–62.

Yousefi, A. and T.S. Wirjanto, (2003). "Exchange Rate of the US Dollar and the J Curve: The Case of Oil Exporting Countries", Energy Economics, (25), P. 741-765.

Yousefi, A. and T.S. Wirjanto. (2004). "The Empirical Role of the Exchange Rate on the Crude-Oil Price Formation", Energy Economics, (26), P. 783-799.

Zhang, Y.J., Y. Fan, H.T. Tsai, and Y.M. Wei, (2008). "Spillover Effect of US Dollar Exchange Rate on Oil Prices", Journal of Policy Modeling, (30), P. 973-991.

Causal Relationship Between Dollar Exchange Rate And Oil Price

Fawzan Abdul Aziz Alfawzan

Abstract

The aim of this paper is to detect the possibility of a relationship between the exchange rate of the dollar and oil prices. The study used cointegration tests for Engle-Granger and cointegration tests for Johansen and Juselius. The data mainly consist of dollar exchange rate and spot crude oil price of west Texas. Different dollar exchange rates were utilized. For oil price the study uses the Spot Oil Price of West Texas. The results indicated the absence of any long-term relationship between the exchange rate of the dollar and oil prices in any tests. However, there are exceptions for some estimated equations. For the period from (1950) to (2011), and for annual data (exchange rate of the dollar against the yen), the results indicated the presence of one integration equation between the dollar exchange rate and the price of oil. This was also true for the period from (1971) to (1998) with monthly data (weighted dollar exchange rate). Results indicated by a maximum eigenvalue test show the existence of two integrating equations at (5%) and (1%) significance levels. For the Granger causality test, the result indicated the existence of a causal relationship between the price of oil to the U.S. dollar exchange rate. This causal relationship was found in the three equations. Beyond that there is no causal relationship between the exchange rate and oil prices. And in general the study has shown that oil price fluctuations do not explain the fluctuations Dollar exchange rate, as well as fluctuations in the dollar exchange rate cannot explain the fluctuations taking place in the oil market. Fluctuations in these markets is generally independent of each other, and

therefore can be attributed to variables outside the scope of these markets

أثر تقلب معدل النمو على النمو الاقتصادي لبعض الدول العربية

قدمت هذه الرسالة استكمالاً لمتطلبات درجة الماجستير في الاقتصاد من جامعة الملك سعود

حصة بنت محمد بن برجس الناصر

المقدمة:

يسعى أي اقتصاد في العالم لتحقيق أعلى المعدلات من أجل النمو والرفاه الاقتصادي والاجتماعي، ومما لاشك فيه أن قوة هذا الاقتصاد ومدى تنوعه عامل مهم في مواجهة العقبات والأزمات والصدمات الاقتصادية. واليوم دول العالم الإسلامي وبالأخص العالم العربي ومنطقة الشرق الأوسط في تحد اقتصادي لتحقيق الاحتياجات الأساسية، ومنها الأمن الغذائي، الاستقرار السياسي، الاستقلال الاقتصادي، وحرية القرارات الاقتصادية في العلاقات الدولية.

وظهرت تقارير في الآونة الاخيرة صادرة عن البنك الدولي ومنظمة المؤتمر الإسلامي حول نمو البلدان النامية، حيث أظهرت هذه التقارير ومنها تقرير (منظمة المؤتمر الإسلامي 2010م) أن هذه البلدان غنية بالموارد الاقتصادية في مختلف المجالات والقطاعات، مثل: الزراعة، والأراضي الصالحة للزراعة، والطاقة والتعدين، والموارد البشرية، إضافة لإشرافها على إقليم تجاري إستراتيجي، إلا أن هذا كله لم ينعكس على نموها

الاقتصادي وعلى مستويات التنمية الاقتصادية والبشرية، مما سبب لها مشاكل اقتصادية وتأخر عن اللحاق بالركب التطوري أسوةً بالدول المتقدمة.

أظهرت بعض الدراسات الاقتصادية التي قامت بالبحث في جانب تقلبات معدل النمو عبر الزمن(Barro,1998- Dobronogov and Iqbal, 2005- Romer,1986- Lucas,1988) أن السبب في تذبذب معدلات النمو يأتي من المحددات والمتغيرات الاقتصادية المؤثرة في النشاط الاقتصادي، إلا أن دراسات اخرى باحثة في مسألة التقلب بشكل اعمق اظهرت نتائجها أن لتقلب معدل النمو تأثير قد يفوق تلك المحددات (Ramey and Ramey,1995- Chatterjee and Shukayev, 2006- Hantkovska and Loayza,2003). فالتقلبات غالباً ما تفضي إلى أزمة اقتصادية تنعكس على مستويات المعيشة والبطالة والفقر، مما يدفع الحكومات إلى اللجوء لسياسات لمواجهتها كالإقتراض، وفرض الضرائب، وضغط الإنفاق، وكبح التضخم، من أجل اعادة التوازن الاقتصادي. لذا الهدف من هذا البحث هو فهم وتحليل التقلب وتبيان آثاره ودوره على معدل النمو الاقتصادي في بعض الدول العربية.

أهمية الدراسة:

اجتذب تقلب معدل النمو الاقتصادي كثير من الباحثين وأُلفت حوله الكثير من الأدبيات، وذلك بسبب أن معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي من أهم المقاييس المستخدمة في قياس النمو الاقتصادي لأي بلد، كما لا تخلو نظرية من نظريات النمو الاقتصادي من هذا المقياس. ومما يلاحظ عليه أن له سمات التقلب وعدم الاستقرار النسبي؛ ففي السنوات

الأخيرة شهدت بعض الدول تقلبات متفاوتة في معدلات نموها بعد أن كانت تشهد تقلبات تميل إلى الاعتدال، مما أثر على نموها الاقتصادي وبالأخص عوامل الإنتاج الكلية (Berument and other 2009). وهذا ما حدا ببعض خبراء الاقتصاد إلى التركيز ومحاولة فهم العلاقة ما بين معدل النمو والتقلب، حيث أظهرت دراسات تؤكد الأثر الإيجابي لهذه العلاقة، لكن بشكل ضئيل، على معدل نمو الناتج (Kormendi and Meguire 1985)، وأخرى تظهر الأثر السلبي (Ramey and Ramey1995,Chatterjee and Shukayev2006)؛ فالدراسات التي أظهرت أن البلدان التي لديها تقلبات متذبذبة عرضة لانخفاض معدلات نموها على الأجل الطويل، مما ينعكس ذلك على السياسات الحكومية لهذه البلدان. ونظراً لقلة المصادر والدراسات والمراجع العربية والتي أغفلت دور تقلب معدل النمو الاقتصادي باعتباره عاملاً مؤثراً ومهماً على اقتصادات الدول وبالأخص العربية؛ تأتي هذه الدراسة، حيث تركز على أثر التقلب على النمو الاقتصادي للدول العربية، وتحليل العلاقة ما بين تقلب النمو ومعدل النمو للناتج المحلي الإجمالي لاثنتي عشرة دولة عربية.

أهداف الدراسة:

تسعى الدراسة إلى تحقيق الأهداف التالية:

- تقدير تقلب معدل النمو للناتج المحلي الإجمالي.
- تحديد وتحليل تأثير تقلب النمو على معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي.
- تحديد وتحليل تأثير المتغيرات التفسيرية (محددات النمو) على معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي.

منهج الدراسة:

سيتم استخدام منهجين للدراسة:

١. المنهج التحليلي الوصفي: لتحليل العلاقة والتأثير ما بين تقلب معدل النمو للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للفرد والمتغيرات التفسيرية الأخرى الداخلة في الدارسة وبين معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي وأثره في النهاية على نمو اقتصادات الدول العربية الاثنتي عشرة.

٢. المنهج التحليلي القياسي: بالاعتماد على أسلوبين من أساليب التحليل القياسي لتقدير النموذج؛ الأول: التقدير الجمعي أو المدمج بالاستعانة بنموذج البيانات المقطعية(Panel Data)، حيث يتم دمج السلاسل الزمنية مع البيانات المقطعية للدول العربية (اثنتا عشرة دولة)، ويدرج به تقلب معدل النمو كمتغير رئيس بعد تقديره كسلسلة زمنية. والثاني: التقدير الفردي لكل دولة خلال فترة الدراسة بالاستعانة بنماذج اختلاف التباين الشرطي للأخطاء (GRACH Model's)؛ فتقلب معدل النمو يتم تقديره بعد تقدير النموذج لكل دولة على حدة. وكلا النموذجين يكون معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي كمتغير تابع والمتغيرات الأخرى تكون تفسيرية، وهي: معدل نمو السكان، الاستثمار الأجنبي المباشر كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، الإنفاق الاستهلاكي الحكومي كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، والتجارة وهي مجموع الصادرات والواردات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي.

الإطار الزمني للدراسة ومصادر بياناتها:

يغطي الإطار الزمني للدراسة الفترة الزمنية (1980 - 2009)، وتشمل الدول العربية (الجزائر – البحرين – مصر – الأردن – الكويت – موريتانيا – المغرب – عمان - السعودية – السودان – سوريا - تونس)، وتم اختيار العينة وحصرها في هذا العدد هو بسبب النقص الشديد في البيانات الإحصائية المنشورة للدول العربية وصعوبة الحصول عليها قبل تاريخ 1980م وبعد عام 2009م لأغلب الدول العربية. أما مصادر البيانات والإحصاءات فتم الحصول عليها من:

(١) مؤشرات التنمية الاقتصادية العالمية الصادرة عن البنك الدولي (World Bank).

http://databank.wordbank.org/ddp/home.do

(٢) مركز الأبحاث الإحصائية والاقتصادية والاجتماعية والتدريب للدول الإسلامية (SESRIC).

http://www.sesric.org/databases-index-ar.php

أقسام الدراسة:

تم تقسيم الدراسة إلى سبعة فصول على النحو التالي:

الفصل الأول: مقدمة عامة للدراسة.

الفصل الثاني: "الإطار النظري للنمو الاقتصادي وتقلبه". استعراض الدراسات والنظريات للمدارس والأنظمة التي لها خبراتها ومفاهيمها عن النمو الاقتصادي وخصوصاً النمو في الناتج المحلي الإجمالي. ايضاً استعراض مفهوم تقلب معدل النمو للناتج المحلي الإجمالي حيث اكتسب التقلب أهمية بسبب تأثيره ودوره في التفاوت في معدلات النمو للدول

وبالأخص مابين المتقدمة والنامية. فالتغيرات في المؤشرات الاقتصادية لمعدلات النمو للبلدان دفعت خبراء الاقتصاد إلى التركيز ومحاولة فهم العلاقة ما بين التقلب ومعدل النمو. فوجود التقلبات في هذه المعدلات قد يسبب مشاكل اقتصادية تُأخر عن اللحاق بالركب التطوري ويدفع الحكومات إلى تبني سياسات تتلاءم مع هذه التطورات الاقتصادية. يمكن تعريف التقلبات الاقتصادية بأنها تغيرات سريعة ومتناوبة في المتغيرات الاقتصادية تدور حول اتجاه محور مستقر في المدة الطويلة أو المتوسطة، وتمثل إحدى معالم النظام الاقتصادي الذي يعتمد على قوانين السوق والمنافسة، وتنعكس بظواهر متعددة على عناصر النشاط الاقتصادي، وتحدث خللاً في توازن واستقرار إحداها أو تطيل جميع قوى وعناصر هذا النشاط بحيث تصبح شاملة وتؤدي إلى تدني معدلات النمو الاقتصادي وتراجع التنمية (الموسوعة العربية، ص752).ويتم تقدير التقلب في الدراسة بطريقتين؛ الأولى: بحساب الانحراف المعياري للمتغير المراد دراسة التقلب به، وهو في هذه الدراسة معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للفرد، بحيث يأخذ الانحراف المعياري لمعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي بطريقة إحصائية مناسبة كسلسلة زمنية ممتدة من 1980م إلى 2009م مقسمة لفترات زمنية كل خمس سنوات خلال فترة الدراسة بهذا الشكل: {(1980- 1984)،(1985- 1989)، (1990- 1994)، (1995- 1999)، (2000- 2004)، (2005- 2009)} ؛ ليتكون تقلب النمو مقاساً بالانحرافات المعيارية لمعدلات النمو للناتج المحلي الإجمالي عبر الزمن لكل دولة خلال فترة الدراسة (Hantkovska and Loayza,2003- Chatterjee and Shukayev2006- Sahay,Goyal,2006- Bisio and Vevtura,2012-

(Miller and Other, 2012. وقد تم اختيار هذه الفترات لتتبع الخطط التنموية الخُمسية لكل دولة.والطريقة الثانية: بتقدير النموذج باختبار مناسب (Robert Engel, 2001)، حيث نختبر التباين الشرطي للأخطاء، وهو ما يمثل التقلب ففرضية العدم مقابل الفرضية البديلة، حيث فرضية العدم هي ثبات التباين، والفرض البديل هو عدم ثبات التباين. ولكي نقول عن سلسلة إنها متقلبة؛ لابد من تحقق شرط الفرض البديل، وهو ما تحاول الدراسة فهمه من خلال المتغير الرئيس وهو معدلات النمو في اثنتي عشرة دولة عربية.

الفصل الثالث: "الدراسات السابقة" استعراض الدراسات والنظريات والبحوث الخاصة بموضوع الرسالة سواء للمتغير الرئيس وهو تقلب نمو الناتج المحلي الإجمالي أم للمتغيرات التفسيرية الأخرى، وإعطاء لمحة سريعة عن بعض التأثيرات والعلاقات بين المتغيرات بعضها البعض.

الفصل الرابع: تقلب معدل نمو الناتج لبعض الدول العربية: أثار تقلب معدل النمو جدلاً واسعاً في أدبيات البحوث الاقتصادية، مما ولَّد فروعاً متميزة في أدبيات النمو الاقتصادي الحالية عن ما كان سابقاً، حيث يُشار تقليدياً إلى أن الاختلاف والتذبذب في التقلب خاص في دورات الأعمال لا علاقة له بالنمو (Lucas,1988). وحديثاً، هناك نظريات ودراسات عديدة تدعم العلاقة والأثر ما بين التقلب والنمو، مثل:

(Ramey and Ramey,1995) - (Alexander,2001) - (Imbs,2002) - (Hantkovska and Loayza,2003) - (Chatterjee and Shakayev,2006) - (Fountas and Other,2004) - (Bisio and Ventura,2012).

بعد دراسة (Ramey and Ramey,1995) بدأ تدفق عدد من البحوث حول النمو الاقتصادي، وهل هناك علاقة سلبية ما بين تقلب معدل نمو الناتج والنمو أم أنها إيجابية، وهل الارتباط على المدى القصير يمتد إلى المدى الطويل؟

وتُشير معظم البحوث والدراسات إلى سلبية العلاقة ما بينهما في الدول النامية بخلاف البلدان المتقدمة، حيث التقلب في هذه الاقتصادات الناشئة له أثر قوي وكبير على معدلات نمو الناتج لديها، مما يعكس المزيد من المشاكل الاقتصادية لها. وتقوم البحوث أيضاً بإدخال متغيرات تفسيرية للمساعدة أكثر في التقييم والحكم لمعرفة طبيعة هذه العلاقة؛ هل هي لا تزال قوية ومؤثرة بعد إدخال هذه المتغيرات، حيث إنها لا تخرج عن كونها ذات علاقة بالنمو أو ما يسمى بمحددات النمو.

ويمكن القول إن معالم المتغير الاقتصادي تتشكل وتتحد بناءً على مكونات وهيكلية هذا المتغير الاقتصادي ومدى تأثره وعلاقته بالمتغيرات الاقتصادية الأخرى، وبالأخص ما تشكل بالنسبة له عوامل أو محددات تحدد دوره في النشاط الاقتصادي، وفي النهاية مدى مساهمة هذا المتغير في تنمية ونمو اقتصاد بلد ما. عوامل النمو ومحدداته المستعرضة بناءً على دراسات سابقة- جرى ذكرها في الفصل الثالث وجد أنها بالفعل تشكل معالم هذا المتغير بسبب التقلبات فيها، حيث سجلت تذبذبًا على مدى سنوات الدراسة وتغير في مؤشراتها، وبالتالي انتقال هذا التقلب إلى سلوك المتغير الرئيس (معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي). ايضاً اكتسبت مسألة تأثير التقلبات على النمو الاقتصادي والأداء أهمية في السنوات الأخيرة، حيث ركزت البحوث والدراسات على التقلب في الدول، وبالتالي دراستها

ضمن السياق الدولي ودراسة تأثير المخاطر على النمو المتوازن في الاقتصادات المفتوحة. وقد تم اكتساب هذه الأهمية من التفاوت في معدلات النمو للدول وبالأخص التفاوت ما بين المتقدمة والناشئة. إن الاقتصادات الناشئة أو النامية لديها معدلات نمو أعلى بكثير من متوسط نمو الدول المتقدمة، وبالتالي هذا المعدل المرتفع في السنوات الأخيرة خلق تقلبًا يعتبر منخفضاً نحو الاقتصادات المتقدمة. وهو ما ذكره تقرير للأمم المتحدة (حالة وآفاق اقتصاد العالم، الملخص التنفيذي، 2012) أن الاقتصاد الدولي يترنح نحو حافة مرحلة رئيسية أخرى من الانكماش؛ لذا الاقتصادات الأكثر تنوعاً والتي لا تعتمد اعتماداً مفرطاً على عدد قليل من القطاعات والسلع الحيوية تكون أقدر على تحمل الصدمات. إن هذه الدراسة تقدم محاولة لفهم هذه التقلبات في معدل النمو عبر تتبع النمو في البلدان وبالأخص العربية، حيث قدمت سرد لعوامل اقتصادية مهمة هي من تساهم في تقلب معدل النمو وتحقق معدلات نمو جيدة خلال فترة زمنية معينة، كما قدمت تفسيرًا عن المسبب للنمو عن طريق محددات تلعب دوراً بارزاً في تشكيل هذا المعدل وهو انطلاقاً من بحوث ودراسات اقتصادية تناولت هذا الموضوع، منها:

(Barro 1998), (Dobronogov, Iqbal 2005), (George, Paschalis, Sotiris 2007), (Moral-Benito 2007).

كذلك قدمت الدراسة محاولة لتفسير التقلب عبر تتبع تطوره وآثاره على الاقتصادات النامية وبالأخص التي تعتمد على سلعة وحيدة أو قطاعات معينة في اقتصاداتها. وقد بينت أن التقلب ظهر منذ خمسينيات القرن الماضي عندما أصاب الضعف السلع الحيوية، وامتد من قطاع حيوي لآخر

ومن الركود المستمر في المنطقة، وبالطبع إسهام معدلات النمو السكانية المرتفعة.

الفصل الخامس: النماذج القياسية ومنهجية التحليل: تم الاعتماد على أسلوبين من أساليب التحليل القياسي لتقدير النموذج؛ الأول: التقدير الجمعي أو المدمج، حيث يتم دمج السلاسل الزمنية مع البيانات المقطعية للدول العربية (12 دولة) بغرض تحسين كفاية التقدير والحصول على نتائج جيدة. والثاني: التقدير الفردي لكل دولة خلال فترة الدراسة لتقصي طبيعة العلاقة بين المتغيرات الرئيسة والنمو الاقتصادي ومقارنة كل دولة بالدول العربية الأخرى لمعرفة مدى التباين فيما بينها.

التقدير المدمج للدول العربية:

يعتمد نموذج الدراسة المنهج القياسي المقترح من قبل (Ramey and Ramey,1995) - (Hantkovska and Loayza, 2003) - (Chatterjee and Shukayev2006) - (Sahay,Goyal,2006) - (Bisio and Vevtura,2012) - (Fang and Other,2012)، للفترة الزمنية (1980-2009) على البيانات المدمجة(Panel Data)، وبضم متغيرات اقتصادية من المتوقع أن تؤثر على معدل النمو(Paschalis 2007)– (Barro 1998) - (Dobronogov and Iqbal 2005)، كالتالي: أولاً: لاختبار العلاقة ما بين تقلب النمو ومعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي؛ سيتم تقدير نموذج بسيط يدرج التقلب كمتغير مستقل، ومعدل النمو كمتغير تابع وفق الصيغة التالية:

$$\dot{g}_{it} = \beta_0 + \beta_1 vol_{it} + \varepsilon_{it}$$

حيثُ: ($\dot{g}_{it}$) معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للدولة (i) في الفترة (t). و(vol_{it}) يعبر عن تقلب النمو وهو الانحراف المعياري لمعدلات نمو

الناتج (مقسم لفترات كل خمس سنوات في الفترة (t)) ومختلف عبر الدول (i). وهذا النموذج لا يحوي متغيرات تفسيرية، والهدف منه هو تبيان الأثر المباشر والفعلي للتقلب على معدل النمو. ولتقدير الأثر الكلي، وهو ما تسعى له الدراسة، سيتم تقدير نموذج مره أخرى بإدخال متغيرات تفسيرية له بهذا الشكل:

$$\dot{g}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{vol}_{\mathrm{it}} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

حيثُ: ($\dot{g}_{it}$) المتغيرات التفسيرية للدولة (i) في الفترة (t)، حيث سيتم إدراجها كبيانات مدمجة وهي مختلفة عبر الزمن (t) وعبر المشاهدات للدولة (i)، كالتالي:

$\{GOV_{it}\}$: الإنفاق الاستهلاكي الحكومي النهائي [كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي] للدولة(i) في الفترة (t).

$\{FDI_{it}\}$: الاستثمار الأجنبي المباشر[كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي] للدولة (i) في الفترة(t).

$\{N_{it}\}$: معدل نمو السكان للدولة (i) في الفترة (t).

$\{TR_{it}\}$: التجارة [كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي] للدولة (i) في الفترة (t).

وجميع المتغيرات مقومة بالدولار الأمريكي وبالأسعار الثابتة.

التقدير الفردي لكل دولة على حدة: يعتمد تقدير نموذج الدراسة لكل دولة على حدة على التطبيق على نماذج اختلاف التباين الشرطي للأحطاء.

GARCH Models (Robert Engle,2001) "GARCH(1,1) ,GARCH(p,q), GARCH-M, E-GARCH" (Berument and Other,2009) – (Andreou and Other,2008) – (Lee and Other,2007) – (Bodman,2006) – (Founts and Other,2004)

حيث المتغيرات الداخلة في النموذج عبارة عن سلاسل زمنية للفترة 1980م - 2009م، بحيث يكون النموذج لكل دولة كالتالي:

$$\Sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \dots\dots\dots\dots\dots\dots (1)$$

$$\Sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \dots (2)$$

$$Y_t = \grave{X}_t\theta + \lambda\sigma_{t-1}^2 + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots (3)$$

المعادلة الأولى: عبارة عن التباين المشروط، ومنها (ω) وهو عبارة عن الحد الثابت، وأنباء عن تقلبات الفترة السابقة وهو ما يقاس بمربع البواقي (ε_{t-1}^2)، وهو يمثل حد(ARCH)، وتباين الفترة السابقة المتوقع (σ_{t-1}^2) وهو ما يمثل حد (GARCH)، الذي يعبر عن التقلب.

المعادلة الثانية: عبارة عن تعميم لنموذج (GARCH) من قبل (Bollerslev 1986,)، وهو ما يسمى بنموذج GARCH (p,q)، حيث تمثل (p) رتبة حدود(GARCH)، و(q) رتبة حدود (ARCH).

المعادلة الثالثة: عبارة عن نموذج (GARCH-M) أو ما يسمى بـ (GARCH-IN-MEAN) يتم إدراج التباين المشروط أو الانحراف المعياري في النموذج العام لـ(GARCH) ،حيث تشير (λ) إلى العلاقة المتبادلة ما بين المتغير التابع (Y_t) وهو عبارة عن معدل نمو الناتج المحلي الاجمالي والتقلب.

الأساليب القياسية المستخدمة لتقدير النموذج: لتقدير النموذج، سيتم استخدام أسلوبين؛ الأول: أسلوب البيانات المدمجة Panel Data (مقطعية وسلاسل زمنية سنوية) لبعض الدول العربية. والثاني: أسلوب نموذج (GARCH Models) وسوف يطبق على كل دولة على حدة.

نموذج البيانات المدمجة (Panel Data): يعتبر هذا التقدير مفضلاً للعينات الكبيرة والبيانات المقطعية عبر الزمن، ويتيح إجراء العديد من الاختبارات الإحصائية للفرضيات المختلفة، وأيضًا يتحكم في أثر إهمال بعض البيانات أو الفروق الخاصة لكل دولة في أن يكون لها تأثير في نتيجة التحليل القياسي.

واستخدام هذا المنهج يتم من خلال ثلاثة نماذج:

نموذج الانحدار المجمع ((Pooled Regression Model (PRM).

نموذج الآثار الثابتة ((Fixed Effects Model (FEM).

نموذج الآثار العشوائية ((Random Effects Model (REM).

وحتى يمكن الاختيار بين أي من هذه النماذج يجب اختياره واستخدامه في التحليل، يتم تطبيق اختبارين:

الأول: اختبار مضاعف لاجرانج (LM) من جانب Breusch and Pagan (1980) من أجل الاختيار بين الانحدار المجمع (PRM) والأثر الثابت (FEM) والأثر العشوائي (REM) .

الثاني: اختبار (H) المقترح من جانب Husman 1978، ويستخدم من أجل الاختيار بين الأثر الثابت (FEM) والأثر العشوائي(REM). (Asteriou and Hall,2007) (Eivews7 Guide) .

نموذج الانحدار المجمع ((Pooled Regression Model (PRM):

يتكون النموذج كالتالي:

$$Yit = \alpha_i + \grave{X}\beta_{ki} + \varepsilon_{it}$$

i=1,2,……,N

t=1,2,……,T

k=1,2,……K

TN=T*N

حيث:

i : الدولة.

t : الفترة الزمنية.

N : عدد الدول الداخلة في الدراسة.

T : عدد الفترات الزمنية.

TN : عدد المشاهدات في التقدير.

k : عدد المتغيرات المستقلة.

Y : المتغير التابع.

X : مصفوفة المتغيرات المستقلة.

α : الحد الثابت.

β : معاملات الانحدار.

ε : المتغير العشوائي.

ويفترض وجود تجانس تباينات حدود الخطأ العشوائي بين الدول محل الدراسة $(\sigma_i^2 = \sigma_\varepsilon^2)$ مع وجود تغاير قدره صفر بين الأخطاء العشوائية للدول[$cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = 0$ حيث ان $i \neq j$].

نموذج الآثار الثابتة ((Fixed Effects Model (FEM)):

تعالج الآثار الثابتة (FEM) مشكلة تظهر في نموذج الانحدار المجمع (PRM)، وهي إذا كانت القيم المقدرة كمعاملات الانحدار متحيزة، يتم الاستعانة بالأثر الثابت، وسبب إدخاله في النموذج هو أن هناك بعض المتغيرات غير الملاحظة والتي تؤثر على المتغير التابع، ولا تتغير عبر الزمن.

وتؤثر هذه المتغيرات مباشرة أو غير مباشرة على المتغير التابع من خلال تأثيرها على المتغيرات المستقلة.

ويكون النموذج بالشكل التالي:

$$Y_{it} = \alpha_1\delta_{1it} + \alpha_2\delta_{2it} + \cdots \ldots\ldots\ldots\ldots + \grave{X}_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$
$$I=1,2,\ldots\ldots\ldots\ldots,N$$
$$t=1,2,\ldots\ldots\ldots\ldots,T$$

حيث:

(δ_{jit}) : المتغير الصوري الخاص بالدولة(i). وتكون قيمة هذا المتغير مساوية للواحد الصحيح عندما (i=j)، ويكون صفر عكس ذلك.

(β) : معامل الميل. ويفترض ثبات قيمة هذه المعاملات لكل دولة وعبر الزمن.

نموذج الآثار العشوائية (Random Effects Model (REM)):

يتخذ شكل المعادلة التالية:

$$Y_{it} = \alpha + \grave{X}_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$$
$$I=1,2,\ldots\ldots\ldots\ldots,N$$
$$t=1,2,\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots,T$$

ويفترض عدة افتراضات:

$$E(\mu_{it}) = 0, var(\mu_{it}) = \sigma_\mu^2$$
$$cov(\varepsilon_{it}, \mu_i) = 0$$
$$var(\varepsilon_{it} + \mu_i) = \sigma^2 = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2$$
$$corr(\varepsilon_{it} + \mu_i, \varepsilon_{is} + \mu_i) = \rho = \sigma_\mu^2 + \sigma^2$$

حيث إن:

(μ_i) : حد الخطأ الخاص بالدولة(i). ويفترض ثبات قيمته، وهو يعكس المتغيرات المستقلة الخاصة بالدولة والتي لا يشملها النموذج وهو يمثل الدولة بدلاً من(α_j).

(E) : القيمة المتوقعة.

(corr) = الارتباط.

اختبار (F-test):

بغرض تحديد أسلوب التحليل الأكثر ملائمة لبيانات الدراسة، يتم استخدام هذا الاختبار لإجراء اختبارات المفاضلة بين أسلوب (Pooled OLS) وأسلوب (Fixed Effect)، لتقدير النموذج المطلوب من خلال المعادلة التالية:

$$F(n-1,nT-N-K)= \frac{(e'epooled- e'eLSDV)/ (n-1)}{(e'eLSDV)/ (nt-n-k)}$$

حيث: $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_\infty$

الفرض العدمي: قبول استخدام أسلوب (Pooled).

$H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_\infty$

الفرض البديل: قبول الفرض استخدام أسلوب (Fixed Effect). وتشير:

(F) : رمز الاختبار (F-test).

(n-1) : درجة حرية تعني عدد المشاهدات

(عدد المتغيرات ❖ عدد السنوات)- ١ .

(nt) : عدد المشاهدات المقطعية❖ عدد المشاهدات الزمنية (السنوات).

(N) : عدد المشاهد المستخدمة في النموذج.

(K) : معاملات المتغيرات المفسرة أو درجات الحرية (عدد المعالم المقدرة بدون الحد الثابت).

(e'epooled) : مجموع مربعات الأخطاء للنموذج المقيد.

(e'eLSDV) : مجموع مربعات الأخطاء للنموذج غير المقيد (Asteriou and Hall,2007),(Eivews7 Guide).

اختبار مضاعف لاجرانج (LM):

إذا كانت القيمة الإحصائية لـ(LM) كبيرة فهي تشير إلى أن الانحدار المجمع (FEM) والآثار العشوائية (REM) أفضل من الآثار الثابتة (PRM)؛ أي الاختبار يفترض وجود معنوية إحصائية، والعكس صحيح.

وتتخذ احصاءة LM الشكل التالي:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum_{i=1}^{N}(\sum_{t=1}^{T}\varepsilon_{it})^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\varepsilon_{it}} - 1\right]^2 \sim X^2$$

(Asteriou and Hall,2007),(Eivews7 Guide)

اختبار(Husman Test (H)):

في هذا الاختبار يتم استخدام(X^2) الذي يعتمد على إحصائية (Wald)، حيث يستخدم هذا الاختبار للمفاضلة بين أسلوب (Random Effect) و(Fixed Effect) باستخدام المعادلة التالية:

$$\text{₩} = \chi^2[K-1]=[b-B']' \; \psi'^{-1} \; [b-B']$$

حيث:

(H_0) : الفرض العدمي: قبول الأثر العشوائي (Random Effect).

(H_1) : الفرض البديل: قبول الأثر الثابت (Fixed effect).

وتتبع (₩) توزيع (χ^2) عند درجات حرية [K-1]. وتشير [b-B']´ إلي مدور مصفوفة المعاملات المقدرة للنموذج (Fixed Effect) و (Random Effect)، كما تشير ψ'^{-1} [b-B'] إلى معكوس

مصفوفة التبـــــــاين مضروب في مصفوفة المعاملات (Asteriou and Hall,2007),(Eivews7 Guide).

نموذج أختلاف التباين الشرطي للأخطاء (GARCH):

يستخدم بكثرة في البيانات المالية، حيث من المفترض في التحليل القياسي أن يكون تباين حد الخطأ ثابتًا عبر الزمن أو ما يعرف بفرضية ثبات التباين، لكن في بعض البيانات الاقتصادية لا يتحقق هذا الشرط، حيث يظهر تباين وتقلب في فترات مختلفة من السلسلة، وعليه من الأفضل فحص نمط التقلب ومعرفة هل هذا السلوك زمني؛ أي فحص التباين المشروط لحدود الخطأ في النموذج تحت الدراسة (conditional variance) أو التباين غير المشروط (unconditional variance) .

لقد اقترح (Robert Engle,1982) نموذجاً غير خطي يعبر عن الانحدار الذاتي الذي يتضمن تبايناً شرطياً غير متجانس باستعمال معلومات سابقة، يسمى بنموذج التباين الشرطي غير المتجانس Auto Regressive Conditional Heteroscedastic (ARCH)، حيث يؤخذ على مختلف النماذج الخطية للسلاسل الزمنية أنها لا تستطيع أن تترجم الصفة الحركية للظواهر الاقتصادية، وهو ما أدى إلى عرقلة تطور عدة جوانب في نمذجة السلاسل الزمنية، وأيضاً نموذج الانحدار الذاتي يفسر القيمة الحالية للسلسلة بدلالة القيم الماضية، ومن ثم لا يستغل استغلالاً كاملاً للمعلومات الموجودة في السلسلة. ويمكن تعريف (ARCH) على أنه تشويش أبيض يخضع للتوزيع الطبيعي مضروب في المتغير العشوائي الذي يرتبط خطياً بالقيم الماضية.

ولصياغة نموذج (GARCH)، نأخذ بعين الاعتبار حركة التباين الشرطي للأخطاء في نموذج (ARCH)، وأبسط هيئة لنموذج(GARCH) هو نموذج GARCH(1,1)، وتكون معادلة التباين بهذا النموذج كما يلي:

$$Y_t = X_t\theta + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \dots\dots\dots\dots\dots\dots (2)$$

تمت صياغة المعادلة الأولى بدلالة متغيرات خارجية مدرج فيها حد للخطأ، يرتبط بالتوقعات للفترة الماضية استناداً إلى معلومات سابقة، وهو ما يسمى بالتباين المشروط والمنصوص عليها في المعادلة الثانية، والتي تعتمد على أن (ω) عبارة عن الحد الثابت وأنباء عن تقلبات الفترة السابقة، وهو ما يقاس بمربع البواقي (ε_{t-1}^2)، وهو يمثل حد (ARCH)، وتباين الفترة السابقة المتوقع (σ_{t-1}^2) وهو ما يمثل حد (GARCH).

وفي عام (1986)، عمم (Bollerslev) نمذجة سرعة التقلبات الشرطية (Conditional Volatility)، وهو ما يسمى بنموذج GARCH(p,q)) Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic)، والذي يكتب رياضياً كما يلي:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \dots\dots\dots\dots\dots (2)$$

حيث تمثل (p) رتبة حدود(GARCH)، و(q) رتبة حدود(ARCH).

وللحصول على نموذج (GARCH-M) أو ما يسمى بـ (GARCH-IN-MEAN) (Engle, Lilien and Robins 1987)، يتم إدراج التباين المشروط أو الانحراف المعياري في النموذج العام لـ(GARCH) ليصبح كما يلي:

$$Y_t = \grave{X}_t\theta + \lambda\sigma_{t-1}^2 + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots\dots (3)$$

حيث تشير (λ) إلى العلاقة المتبادلة ما بين المتغير التابع (Y_t) والتقلب.

ويمكن تقدير نموذج GARCH-M(1,1) بطريقتين؛ الطريقة الأولى: هي أن المتوسط المشروط يمكن أن يعتمد على تباينه المشروط على النحو التالي:

$$Y_t = \mu + \lambda\sigma_{t-1}^2 + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots\dots (4)$$

أما الطريقة الثانية للمتوسط المشروط فهي أن يعتمد على الانحراف المعياري، وتكون المعادلة كالتالي:

$$Y_t = \mu + \lambda\sqrt{\sigma_{t-1}^2} + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots (5)$$

(شيخي، 2012)، (Eivews7 Guide).(السواعي، 2012).

اختبار النموذج القياسي:

اختبارات سكون السلاسل الزمنية:

لكي يتم الحكم على سكون السلسلة، لابد أن تتمتع بعدد من الخصائص، منها:

- ثبات متوسط القيم عبر الزمن. $E(Y_t) = \mu$
- ثبات التباين عبر الزمن. $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$
- أن يكون التغاير(Covariance) بين أي قيمتين لنفس المتغير معتمدًا على الفجوة الزمنية بين القيمتين، وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التغاير.

$$Y_k = [(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$$

حيث (μ) الوسط الحسابي، و(σ^2) التباين، و(Y_k) معامل التغاير (شيخي، 2012م)، (عطية، 2000م). ويتم من خلال اختبار ديكي فولر(Augmented Dickey-Fuller) أو اختبار فيلبس وبيرون (Phillips and Perron 1998).

اختبار السكون للبيانات المدمجة (Panel Data): الكشف عن سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات في هذا النموذج من خلال اختبار Levin, Lin and Chu Test:2002 LLC) واختبار :Im, Pesaran and Shin Test) 2003 IPS) اللذين يعتمدان على معادلة الانحدار لديكي- فولر -DF) .ADF)

اختبار الكشف عن الارتباط الذاتي: الارتباط الذاتي تعني الحالة التي يكون فيها حد الخطا في فترة زمنية على علاقة مع حد الخطا في اي فترة زمنية اخرى ويمثل الارتباط الذاتي احد مشاكل الانحدار ومخالفة لاحد فرضياته وهي ان التباين المشترك للمتغير العشوائي يكون مساويا للصفر ،ووجود الارتباط الذاتي يعني ان سلوك المتغير العشوائي في معادلة الانحدار الخطي البسيط يعتمد على سلوك نفس المتغير في الفترات السابقة. ويتم من خلال اختبار(Durbin-Watson) و اختبار مضاعف لاجرانج (Lagrange Multiplier Test) و لمعالجة الارتباط الذاتي- اختبار طريقة الفرق العام .(Generalized Difference Method)

اختبار التوزيع الطبيعي:

لابد لأي سلسلة زمنية أن تكون ساكنة، فمن طبيعة استقرار السلاسل أن تخضع لتوزيع طبيعي، بحيث يكون معامل التناظر(الالتواء)(Skewness) معدوماً ومعامل التفلطح (Kurtosis) مساوياً إلى 3؛ فالقانون الطبيعي يتميز بالتناظر بالنسبة إلى المتوسط، وباحتمال ضعيف للقيم الشاذة. ويعتمد اختبار (Bera Jarque) على معامل التفلطح (Kurtosis) والتناظر (Skewness)، مع الأخذ بالاعتبار أن السلاسل التي تتميز بتوزيع غير طبيعي وغير متناظر تكون عبارة عن نماذج غير خطية تتلاءم مع الظاهرة

المدروسة وتنبئ عن وجود تذبذبات غير ثابتة في التباين الشرطي للصدمات التي تطرأ على سلسلة ما (شيخي، 2012م).

اختبار اكتشاف عدم ثبات تباين الخطأ: يتم من خلال اختبار(White Test) واختبار ثبات التباين الشرطي للأخطاء (ARCH-LM).ولمعالجة عدم ثبات تباين حد الخطأ يتم استخدام طريقة المربعات الصغرى المعممة (Generalized Least Squares). حيث تتعرض سلاسل البيانات المقطعية(Cross-Section Data) لعدم ثبات تباين حد الخطأ أكثر من السلاسل الزمنية، وعند ظهور هذه المشكلة يترتب عليها تحيز مقدرات النموذج الخطي، وتصبح غير كفؤة في تقديراتها لقيمة المعلمات، مما يؤدي أيضاً إلى الخطأ في اختبارات المعنوية، مثل: اختبار(F) واختبار(t) لتصبح غير واقعية، ولا يمكن الاعتماد عليها (شيخي، 2012م)، (السواعي، 2012م)

الفصل السادس: النتائج القياسية: تستخدم الدراسة بيانات زمنية سنوية لاثنتي عشرة دولة عربية، هي: (الأردن- البحرين- الجزائر- سوريا- السودان- الكويت- المغرب- السعودية- تونس- مصر- عمان- موريتانيا)، والسبب هو عدم توافر البيانات للدول الأخرى من عام 1980م إلى 2009 م، لمتغير رئيس تابع هو معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وبالتطبيق على نموذجين قياسيين؛ الأول: هو نموذج البيانات المدمجة (Panel Data)، والثاني: هو نموذج اختلاف التباين الشرطي للأخطاء (GARCH)؛ وبالاستعانة بمتغيرات تفسيرية هي: تقلب معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، الإنفاق الاستهلاكي النهائي الحكومي، الاستثمار الأجنبي المباشر، معدل نمو السكان، والتجارة .

حيث سنرمز للمتغيرات في كل نموذج على حدة وفق الصيغة التالية:

نموذج البيانات المدمجة (Panel Data):

$$\dot{g}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{vol}_{\mathrm{it}} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

وسوف يرمز للمتغيرات كالتالي:

($\dot{g}_{it}$) معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي للدولة(i) في الفترة (t) بالرمز (?G).

(vol_{it}) يعبر عن تقلب النمو وهو الانحراف المعياري لمعدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي بالرمز (?VOL).

(X_{it}) المتغيرات التفسيرية للدولة (i) في الفترة (t)، حيث سيتم إدراجها كبيانات مدمجة وهي مختلفة عبر الزمن (t) وعبر المشاهدات للدولة (i) كالتالي:

(GOV_{it}) الإنفاق الاستهلاكي النهائي الحكومي النهائي [كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي] للدولة (i) في الفترة(t) بالرمز (?GOV).

(FDI_{it}) الاستثمار الأجنبي المباشر[كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي] للدولة (i) في الفترة (t) بالرمز (?FDI).

(N_{it}) معدل نمو السكان للدولة (i) في الفترة (t) بالرمز(?N).

(TR_{it}) التجارة [مجموع الصادرات والواردات كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي] للدولة(i) في الفترة(t) بالرمز(?TR).

نموذج اختلاف التباين الشرطي للأخطاء(GARCH):

$$\sigma_{\mathrm{t}}^2 = \omega + \sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{q}} \alpha_i \varepsilon_{\mathrm{t}-\mathrm{i}}^2 + \sum_{j=1}^{\mathrm{p}} \beta_{\mathrm{j}} \sigma_{\mathrm{t}-\mathrm{j}}^2 \ldots (1)$$

$$\dot{g}_t = \dot{X}_t \theta + \lambda \sigma_{\mathrm{t}-1}^2 + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

حيث:

($\dot{g}_t$) معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي في الفترة(t).

($\grave{X}_t$) المتغيرات التفسيرية في الفترة(t).

(σ_t^2) يمثل التقلب وهو عبارة عن التباين المشروط في نماذج (GARCH).

(ω) عبارة عن الحد الثابت، مربع البواقي (ε_{t-1}^2)، وهو يمثل حد (ARCH) ويرمز له بالرمز(ε). تباين الفترة السابقة المتوقع ($_{t-1}^2$)، وهو ما يمثل حد (GARCH). وتمثل (p) رتبة حدود(GARCH)، و(q) رتبة حدود (ARCH). في المعادلة الرابعة وهي معادلة المتوسط، تشير (λ) إلى العلاقة المتبادلة ما بين المتغير التابع (Y_t) والتقلب.

ولقد تم الحصول على البيانات جميعها من موقع البنك الدولي مؤشرات التنمية والتخطيط (WDI)، وهي محسوبة بالأسعار الثابتة ومقومة بالدولار الأمريكي.

رموز دول العينة المستخدمة في تحليل نتائج الجانب القياسي:

الدولة	الاختصار	الدولة	الاختصار	الدولة	الاختصار
السعودية	SAU	مصر	EGY	الجزائر	DZA
الكويت	KWT	الاردن	JOR	موريتانيا	MRT
عمان	OMN	تونس	TUN	المغرب	MAR
البحرين	BHR	السودان	SDN	سوريا	SYR

ملخص النتائج: اعتمدت الدراسة في تحليلها للعلاقة ما بين التقلب ومعدل النمو للناتج المحلي الإجمالي على نموذجين، هما (Panel Models, GARCH Models)، حيث اشتملت عينة الدراسة في نموذج (Panel Models) على 360 مشاهدة، وفي نموذج (GARCH Models) على 30 مشاهدة لكل متغير.

ومن أجل التحليل القياسي لنموذج البيانات المقطعية، تم إجراء اختبارات سكون السلاسل الزمنية باستخدام اختبار جذر الوحدة لديكي فولر(Dickey Fuller). وبينت النتائج أن السلاسل ساكنة في مستواها عند مستوى معنوية 5%، وعند تطبيق اختبار الكشف عن اختلاف التباين كشف عن ثبات التباين للبواقي في النموذج عند مستوى معنوية 5%. وقد تم إجراء اختبار الارتباط الذاتي المتزامن عبر الوحدات المقطعية (Contemporaneous Correlation)، وكشف عن وجود ارتباط ذاتي بين البواقي، وبالتالي تم التقدير باستخدام نموذج (GLS). ومن أجل اختيار أي من نماذج البيانات المدمجة سيتم اختياره من أجل استخلاص النتائج؛ تم تطبيق اختبارات {اختبار F-STASTISTIC، واختبار Husman، واختبار مضاعف لاجرانج LM}، وبالاستعانة باختبار (Wald Test)، حيث كانت النتيجة أن الأثر الثابت هو المناسب للتطبيق، حيث عكست النتائج أن هناك سلبية للتقلبات لكنها ضعيفة الأثر مقارنة بسلبية تقلبات معدل نمو السكان عند مستوى معنوية 5%.

وفي التحليل القياسي لنموذج التباين الشرطي للأخطاء تم إجراء اختبار سكون السلاسل الزمنية عن طريق اختبار ديكي فولر، وكانت تعكس عن سلاسل ساكنة اما بالمستوى أو بالفرق الأول عند مستوى معنوية 5%و 10%. وأظهر اختبار التوزيع الطبيعي للسلاسل الزمنية وجود تقلبات تخضع لها هذه السلاسل، وأيضاً تم تطبيق اختبار الارتباط الذاتي الذي كشف عن وجود ارتباط بين البواقي لهذه السلاسل؛ لذا تم أخذ الفرق الأول للسلاسل لمعالجة مشكلة الارتباط الذاتي، ولأن بعض المتغيرات لم تسكن إلا بعد أخذ الفرق الأول لها. وتم أيضاً إجراء اختبار

الكشف عن اختلاف التباين المتمثل في وجود أثر (ARCH-LM)، وهو ما يسمح بتطبيق نموذج GARCH(p,q). وتم الكشف عن أن دول العينة يوجد بها تقلبات واختلاف تباين ماعدا (الجزائر- الأردن- موريتانيا) عند مستوى معنوية 5%. وبينت النتائج أن هناك تقلبات شديدة على معدل النمو وجميعها إيجابية وذات دلالة إحصائية ماعدا المغرب وعمان فالتقلبات سلبية عند مستوى معنوية 5% و 10%. أما العلاقة ما بين المتغيرات ومعدل النمو فكانت نوعاً ما ضعيفة والأغلب ليست ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5% و 10% ماعدا الإنفاق الاستهلاكي الحكومي؛ فقد كان على علاقة مع ست دول وجميعها علاقة سلبية وقوية ومؤثرة على معدل النمو والتجارة، وأيضاً على علاقة مع معدل النمو في خمس دول، إلا أنها ضعيفة نوعاً ما مقارنة بالإنفاق الحكومي (سبق مناقشة تأثير الإنفاق الاستهلاكي الحكومي وعلاقته بمعدل النمو في الفصل الرابع).

وقد بينت نتائج نموذج (GARCH-M) أن هناك انتقال لأثر التقلبات وهي سلبية وذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5% في عمان والكويت والبحرين ومصر وتونس، أما سوريا والسودان فهي تقلبات ايجابية وهي ذات تأثير قوي وواضح ، في حين أن السعودية والمغرب لا يوجد بها انتقال لأثر التقلبات على معدل النمو. أما بالنسبة للمتغيرات الأخرى وعلاقتها بمعدل النمو فقد أظهرت النتائج وكما في نموذج GARCH(p,q) ضعفها وعدم معنوية أغلبها، ماعدا الإنفاق الاستهلاكي الحكومي الذي مازال مؤثرًا على معدل النمو في سبع دول، وهو ذو أثر سلبي قوي في خمسة منها.

وبناءً على نتائج التطبيق للنموذجين وقبول نتائج تطبيق نموذج GARCH، أن التأثير الايجابي للتقلب والذي ظهر من خلال نتائج التطبيق يجعل من الممكن القول ان من صالح هذه الدول التي ظهر بها هذا الاثر حدوث تقلبات في معدلات نموها، مما يسبب استقرار في مستوى نموها الاقتصادي وبالتالي أي تغيير في التقلب ارتفاعاً مثالاً سوف يرفع من النمو الاقتصادي ويزيده والعكس بسبب العلاقة الايجابية ما بين التقلب ومعدل النمو. لذا للمحافظة على الاستقرار الاقتصادي لابد من المحافظة على القرارات والسياسات الاقتصادية التي عززت هذه العلاقة وتبني خطط اقتصادية تنموية للمتغيرات الاقتصادية المهمة في اقتصاديات الدول العربية. ومن أجل أيضاً تجنب انعكاس وارتداد التقلب بسبب التغير الذي يحصل خصوصاً لمحددات النمو المكونة والمشّكله لمعالمه وبالتالي التسبب بأضطرابات سلبية في الاقتصاد الذي يترجم بحدوث تقلب سلبي للنمو.

الفصل السابع: الخلاصة والتوصيات:

- التنوع الإنتاجي والتقليل من الاعتماد المفرط على السلعة الوحيدة (النفط) أو التركيز على قطاع معين وبالتالي خلق اقتصاد متنوع لا يعتمد على سلعة وحيدة أو صناعة بعينها.
- التنسيق بين السياسات الاقتصادية خصوصاً مابين المتغيرات التي تشكل محددات معدل النمو للوصول إلى استقرار اقتصادي تنموي تتجلى مظاهره في استمرار تحقيق معدلات نمو اقتصادي مستقر.
- تبني سياسات تُشجع وتوازن في جذب الاستثمارات الأجنبية بما يحقق نمواً اقتصادياً.

- التأكيد على أهمية الإنفاق الحكومي في النشاطات التي تخلق مزيداً من الطلب وفرص العمل، دون الاعتماد المفرط عليه، وترك الدور للاستثمار الأجنبي في ذلك.
- ترشيد الإنفاق الاستهلاكي بسبب العلاقة السلبية التي توصلت لها الدراسة.
- تكثيف الدراسات والبحوث العربية في هذا الجانب لنقصها الشديد خلاف البحوث الأجنبية.
- التسهيل على الباحث الاقتصادي بتوفير البيانات الإحصائية للمتغيرات الاقتصادية الحيوية للدول العربية تبدأ من السبعينيات الميلادية وذلك لعدم توفر بيانات منشورة عنها.

أثر سوق الأسهم الأمريكية على تقلبات سوق الأسهم في المملكة العربية السعودية

قدمت هذه الرسالة استكمالاً لمتطلبات درجة الماجستير في الاقتصاد
من جامعة الملك سعود

مأمون بن عبد العزيز السديس

مقدمة:

يقوم أي كيان اقتصادي على عدد من القطاعات والأسواق، تزيد أو تنقص بحسب تطور هذا الاقتصاد أو تخلفه. وتنقسم القطاعات إلى قطاعات سلعية وقطاعات خدمية ومن أهمها الخدمات المالية والاستثمارات ومن أهم الأسواق في الاقتصادات المتقدمة أسواق الأوراق المالية وأهمها الأسهم. وسوق الأوراق المالية يتم فيه بيع وشراء الأسهم والسندات دون الحاجة للوجود الماديّ للصكوك والأوراق المالية وغيرها. كما أنه يلعب دوراً هاماً في تشجيع الادخار خاصة لصغار المدخرين ويساهم في تحفيز الاستثمار وتقليل المخاطر.

وتتميز التعاملات اليومية في سوق الأوراق المالية بالضخامة مقارنة بالأسواق الأخرى كما يلزم القانون أحياناً المتعاملين بسوق الأوراق المالية بالشراء والبيع من خلال وسيط مالي، أما في الأسواق التقليدية فلا يوجد إلزام في الاستعانة بوسيط. وينظر إلى سوق الأوراق المالية على أنه محرك الاقتصاد الوطني لأن الشركات المتداولة فيه هي التي تقوم بأغلب النشاطات الاقتصادية في البلد. وعلى الرغم من الاختلافات بين سوق

الأوراق المالية والأسواق التقليدية إلا أنه مثله مثل جميع الأسواق الأخرى حيث يتأثر بعوامل عديدة منها المضاربة مثل سوق أي سلعة أو خدمة. وبحسب طبيعة كل سوق من أسواق الاقتصاد الوطني فإنه (على سبيل المثال) من المرجح وبشدة أن يتأثر سوق الخدمات السياحية بظروف الاستقرار السياسي في البلد بدرجة كبيرة.

ويتأثر سوق الأسهم كما أثبتت دراسات عديدة بعدد من العوامل مثل الدعم الحكومي، الناتج المحلي، التضخم، أسعار النفط وغيرها. وقد قامت دراسات كثيرة بدراسة تأثر الأسواق المالية ببعضها وخاصة تأثر الأسواق الصغيرة بسوق قيادي مثل سوق الأسهم الأمريكية. وهذا ما يقود إلى موضوع هذه الدراسة حيث يتم بحث العلاقة التبادلية بين سوق الأسهم في المملكة العربية السعودية وأسواق الأسهم في الولايات المتحدة الأمريكية. حيث نفترض وجود علاقة طردية بين سوق الأسهم السعودية وأسواق الأسهم الأمريكية، أي أن تحركات أسواق الأسهم الأمريكية تؤثر طرديا على سوق الأسهم السعودية.

وحيث أن سوق الأسهم السعودية حديث النشأة مقارنة مع أسواق المال في الدول المتقدمة وحيث أنه أيضاً يتميز بقلة عدد الشركات المدرجة أسهمها في السوق مقارنة مع حجم الاقتصاد السعودي الكبير، فإنه يجب أن تستمر الدراسات على هذا السوق لأنه مازال يتطور بشكل سريع. كما أن الظروف المحيطة تتغير بسرعة مما يستدعي الحذر في اعتماد نتائج دراسات تمت قبل سنوات طويلة كحقيقة مطلقة نظراً لتغير الظروف والتطور الهائل الذي شهده سوق الأسهم السعودية وخاصة بعد تطور قطاعاته بعد الهيكلة الجديدة للقطاعات في عام ٢٠٠٨م.

مشكلة الدراسة:

تطرقت بعض الدراسات في الدول الغربية ودول شرق آسيا للعلاقة بين أسواق الأسهم في البلدان المختلفة. وعرضت هذه الدراسات تأثر بعض أسواق الأسهم في هذه الدول بأسواق الأسهم الأمريكية. وحيث أن الاقتصاد الأمريكي يعتبر أكبر اقتصادات العالم وله تأثير كبير على الاقتصاد العالمي بشكل عام، وبما أن الاقتصاد السعودي له ارتباط وثيق بالاقتصاد الأمريكي من عدة نواحي فإن السؤال الرئيس الذي تحاول هذه الدراسة الإجابة عليه هو:

هل هناك علاقة بين السوق المالية في المملكة العربية السعودية وأسواق المال الأمريكية؟

وبيان مدى تأثير هذه العلاقة إن وجدت.

هدف الدراسة:

يهدف هذا البحث بشكل رئيس إلى تحليل العلاقة بين مؤشر سوق الأسهم السعودية ومؤشرات أسواق الأسهم الأمريكية، وتوضيح هذه العلاقة. وبحث ما إذا كانت أسواق المال الأمريكية ذات تأثير مباشر على سوق الأسهم السعودية أم لا ، ومدى هذا التأثير إن وجد.

أهمية الدراسة:

معرفة وجود تأثير لأسواق الأسهم الأمريكية على سوق الأسهم السعودية وطبيعة هذا التأثير. وإيضاح انتقال العدوى من الأسواق الأمريكية إلى السوق السعودية بطريقة تجعل المحللين والكتاب والدارسين والمتعاملين في سوق الأسهم السعودية يضعون تأثير الأسواق الأمريكية - إن وجد - في الحسبان. وهي مهمة كذلك لجلاء الغموض الذي يطرحه

كثير من المحللين والكتاب في سوق الأسهم السعودية عن بعض المتغيرات والتأكد من مدى تأثيرها وهل هو تأثير ملموس وبيّن؟ وهل العلاقة دائمة؟ واتجاه هذا التأثير هل هو إيجابي أم سلبي؟ وهل سوق الأسهم الأمريكية بديل لأسواق الأسهم السعودية بالنسبة للمستثمر في المملكة العربية السعودية، أم أن سوق الأسهم السعودية ترتبط بأسواق الأسهم الأمريكية بشكل تكاملي؟.

فرضية الدراسة:

تفترض الدراسة أن العلاقة بين سوق الأسهم السعودية وأسواق الأسهم الأمريكية طردية. أي أن تحركات أسواق الأسهم الأمريكية تؤثر طردياً على سوق الأسهم السعودية.

منهجية الدراسة:

سوف يتم الاعتماد على المنهج القياسي في هذه الدراسة والذي يتم من خلاله وضع النموذج القياسي لمتغيرات هذه الدراسة، ومن ثم سيتم تحليل العلاقة بين متغيرات الدراسة باستخدام عدد من نماذج الانحدار الذاتي لاختلاف التباين المشروط المعمم والذي يرمز له بـ (GARCH). وتم اختيار هذا النموذج نظراً لأنه يستخدم بشكل كبير في البيانات المالية، ولأن المستثمرين في السنوات الأخيرة أصبحوا يهتمون بأكثر من عنصر يؤثر في أداء الأسواق المالية مثل درجة المخاطرة لانخفاض درجة اليقين والذي يحتاج لنماذج خاصة تتعامل مع تقلبات قيم الأسهم عبر تحليل سلاسل زمنية متعددة أو ما يمكن أن نطلق عليه تباين السلسلة، وكذلك لملائمة نماذج (GARCH) لالتقاط التقلبات. وكما هو معروف من دراسات التحليل القياسي إن تباين الحد العشوائي ثابت عبر الزمن (فرضية ثبات التباين).

ولأن الدراسة تتعامل مع بيانات مالية لا يتحقق فيها شرط ثبات التباين في كثير من الحالات حيث يوجد هناك تقلبات عالية أو منخفضة عبر الفترات المختلفة للسلسلة، فإنه من الأفضل فحص طبيعة هذا التقلب في التباين والتعرف على سلوكه. كما سيتم إجراء اختبارات السكون، حيث سيتم التأكد من استقرار السلسلة وثبات تباينها ومتوسطها الحسابي.

نطاق الدراسة ومصادر البيانات:

سيتم تطبيق الدراسة على سوق الأسهم السعودية خلال الفترة من يناير ٢٠٠٧م وحتى نهاية شهر ديسمبر من عام ٢٠١١م وذلك عن طريق أخذ البيانات الأسبوعية للمؤشر العام لسوق الأسهم السعودية (المتغير التابع) وكذلك بيانات المتغيرات المستقلة لنفس الفترة، مع ملاحظة أن البيانات الأسبوعية لأسعار الفائدة على الريال لم تتوفر خلال الفترة ولذلك تم سحب القيمة الشهرية لأسعار الفائدة على جميع الأسابيع في الشهر، كما تم استخدام نفس الطريقة مع متغير عرض النقود حيث لم تتوفر البيانات الأسبوعية له إلا من بداية عام ٢٠٠٩م. وقد تم اختيار هذه الفترة تحديداً نظراً لأنها تمثل فترة ما بعد تصحيح ٢٠٠٦م، كما أن طبيعة سوق الأسهم بعد ٢٠٠٧م تختلف تماماً عن الفترة التي سبقته وكذلك طبيعة المتعاملين تختلف في الفترتين. وسيتم الاعتماد على البيانات من عدة مصادر أهمها:

١. السوق المالية السعودية (تداول).
٢. التقارير السنوية والنشرات الإحصائية لمؤسسة النقد.
٣. مصلحة الإحصاءات العامة والمعلومات.
٤. مواقع متخصصة في بيانات الأسواق الأمريكية.

النموذج القياسي المستخدم:

تركز الدراسة على بحث العلاقة التبادلية بين سوق الأوراق المالية في المملكة العربية السعودية وأسواق الأوراق المالية الأمريكية، حيث سيتم استخدام بيانات أسبوعية لجميع المتغيرات لمدة خمس سنوات بدءاً من شهر يناير ٢٠٠٧م إلى شهر ديسمبر ٢٠١١م. وستكون المتغيرات على النحو التالي:

المتغير التابع: مؤشر سوق الأسهم السعودية.

المتغيرات المستقلة:

- مؤشرات أسواق المال الأمريكية (Dow Jones، Standard & Poor's 500، NASDAQ).
- أسعار النفط الحقيقية بالدولار.
- عرض النقود M1.
- سعر الفائدة على الريال.

يذكر أنه لم تتوفر بيانات أسبوعية للناتج المحلي الإجمالي (GDP) حيث كان من الممكن أن يكون ضمن المتغيرات المستقلة في الدراسة.

وسيتم في الدراسة تطبيق نماذج الانحدار الذاتي لاختلاف التباين المشروط المعمم Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) حيث يتم عادةً استخدام هذه النماذج في الدراسات المالية وذلك لقدرة هذه النماذج على التعامل مع مشكلة عدم ثبات التباين والتقلبات (Volatility) والتي تظهر في البيانات المالية. ويأخذ نموذج (GARCH) الشكل التالي:

$$TASI_t = \mu + \varepsilon_t , \quad \varepsilon_t = \sigma_t Z_t \quad \text{and } Z_t \text{ i.i.d.}(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \, \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \, \sigma_{t-j}^2 \qquad (1)$$

حيث:

$TASI_t$: مؤشر سوق الأسهم السعودية.

ω : ثابت.

σ_t^2 : تباين حد الخطأ.

ε_{t-i}^2 : ترمز لتقلبات الفترة الماضية (t-1) وتساوي مربع البواقي وتمثل حد ARCH.

ε_{t-j}^2 : تعبر عن التباين للفترة الماضية وتمثل حد GARCH.

كما سيتم استخدام نموذج (EGARCH) الأسّي وذلك لاختبار المعلومات غير الخطية واختبار المتغيرات المدروسة كالتالي:

$$TASI_t = \mu + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \sigma_t Z_t \quad \text{and } Z_t \text{ i.i.d.(0,1)}$$

$$\text{Log}(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} + \beta_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_3 \text{Log}(\sigma_{t-1}^2)$$

ويتميز نموذج (EGARCH) أن الأنباء السلبية تؤثر على التقلبات بصورة أكبر، ويمكن تحديد أثر أسواق الأسهم الأمريكية على تقلبات عوائد سوق الأسهم السعودية باستخدام المعادلة التالية:

$$\text{Log}(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} + \beta_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_3 \text{Log}(\sigma_{t-1}^2) + \gamma(\text{American Stock index})_{t-1} + \eta(\text{Oil Prices})_{t-1} + \lambda(Ms)_{t-1} + \mu(interestrate)_{t-1} \qquad (2)$$

R_t = ln(Stock index t ÷ Stock indext-1)

$\rightarrow R_t$ = (ln Stock index t − ln Stock indext-1)

ASIt = ln(American Stock indext ÷ American Stock indext-1)
→ ASIt = (ln American Stock indext − ln American Stock indext-1)

OPt = ln(Oil prices t ÷ Oil prices t-1)
→ OPt = (ln Oil prices t − ln Oil prices t-1)
(Mos) t = ln((Ms) t ÷ (Ms) t-1)
→ (Mos) t = (ln (Ms) t − ln (Ms) t-1)

Ir_t= ln(Interest rate t ÷ Interest rate t-1)
→ Ir_t = (ln Interest rate t – ln Interest rate t-1)

حيث:

R_t : مؤشر تداول سوق الأسهم السعودية الأسبوعي.

R_{t-1} : مؤشر تداول سوق الأسهم السعودية للأسبوع الماضي.

American Stock $index_t$: مؤشر تداول سوق الأسهم الأمريكية الأسبوعي.

American Stock $index_{t-1}$: مؤشر تداول سوق الأسهم الأمريكية للأسبوع الماضي.

Oil $prices_t$: أسعار النفط الأسبوعية.

Oil $prices_{t-1}$: أسعار النفط للأسبوع الماضي.

$(Ms)_t$: عرض النقود الأسبوعي.

$(Ms)_{t-1}$: عرض النقود للأسبوع الماضي.

Interest $rate_t$: معدل الفائدة الأسبوعي على الريال.

Interest $rate_{t-1}$: معدل الفائدة على الريال للأسبوع الماضي.

- **نتائج الفترة (٢٠٠٧- ٢٠١١م):**

بحسب نموذجي GARCH(1,1) وَ EGARCH فإن مؤشر (Dow Jones) يؤثر على مؤشر السوق المالية السعودية بشكل إيجابي قوي خلال الفترة (٢٠٠٧- ٢٠١١م). وظهرت نتائج النموذجين متقاربة جداً. ولمعرفة أي النموذجين يعطي نتائج أفضل فقد تم مقارنة النموذجين بمعيار Akaike وتبين أن نموذج GARCH(1,1) يعطي نتائج أفضل من نموذج EGARCH.

كما بينت النتائج أن مؤشر (S&P500) يؤثر إيجابيا على السوق المالية السعودية بشكلٍ كبير خلال الفترة (٢٠٠٧- ٢٠١١م). وأوضحت نتائج الدراسة أيضاً أن مؤشر (NASDAQ) هو أقل الأسواق الأمريكية تأثيراً على السوق المالية السعودية خلال نفس الفترة بحسب نموذجي GARCH(1,1) وَ EGARCH.

أظهرت نتائج الدراسة أنه عند إدخال متغيرات إضافية أسعار النفط، وعرض النقود، وأسعار الفائدة في نموذج GARCH(1,1) مع مؤشرات أسواق المال الأمريكية في نموذج واحد وإجراء اختبار GARCH(1,1) ثلاث مرات، في كل مرة يتم إدخال مؤشر أحد الأسواق الأمريكية (Dow Jones، S&P500، NASDAQ) مع متغيرات أسعار النفط وعرض النقود وأسعار الفائدة في نموذج واحد، حيث تبين أن لأسعار النفط تأثيرٌ إيجابيٌ بسيطٌ على التقلبات في مؤشر السوق المالية السعودية في نماذج GARCH(1,1) الثلاث الخاصة بمؤشرات (Dow Jones، S&P500 ، NASDAQ) خلال الفترة (٢٠٠٧- ٢٠١١م).

وأوضحت نتائج الدراسة أن متغير عرض النقود لا يؤثر على التقلبات في مؤشر السوق المالية السعودية في نماذج GARCH(1,1) الثلاث. وكذلك

متغير أسعار الفائدة. فقد أظهرت نتائج الدراسة في نماذج GARCH(1,1) الثلاثة أنه لا يوجد أي تأثير معنوي لأسعار الفائدة على التقلبات في مؤشر السوق المالية السعودية.

وقد بيّنت نتائج الدراسة أنه عند إدخال متغيرات أسعار النفط وعرض النقود وأسعار الفائدة في نموذج EGARCH مع مؤشرات أسواق المال الأمريكية في نموذج واحد وإجراء اختبار EGARCH ثلاث مرات، حيث يتم إدخال مؤشر أحد الأسواق الأمريكية (Dow Jones، S&P500 ، NASDAQ) كل على حده مع متغيرات أسعار النفط وعرض النقود وأسعار الفائدة في نموذج واحد، حيث تبين أن لأسعار النفط تأثيرٌ إيجابيٌ بسيطٌ على التقلبات في مؤشر السوق المالية السعودية في النماذج الثلاثة الخاصة بمؤشرات (Dow Jones، S&P500 ، NASDAQ) خلال الفترة (٢٠٠٧- ٢٠١١م).

كما أوضحت نتائج الدراسة أن متغير عرض النقود لا يؤثر على التقلبات في مؤشر السوق المالية السعودية خلال الفترة (٢٠٠٧- ٢٠١١م). بينما أظهرت نتائج الدراسة في نماذج EGARCH المختلفة أنه لا يوجد أي تأثير معنوي لأسعار الفائدة على التقلبات في مؤشر السوق المالية السعودية خلال الفترة ذاتها.

•

□

- **نتائج الفترة (٢٠٠٨- ٢٠١٠م):**

بحسب نموذجي GARCH(1,1) وَ EGARCH فإن مؤشر (Dow Jones) يؤثر على مؤشر السوق المالية السعودية بشكل إيجابي قوي جداً خلال الفترة (٢٠٠٨- ٢٠١٠م) وبقدرٍ أكبر من تأثيره خلال الفترة (٢٠٠٧- ٢٠١١م) حيث ظهرت خلال الفترة (٢٠٠٨- ٢٠١٠م) تأثيرات الأزمة المالية العالمية بشكلٍ واضح وجلي على الأسواق العالمية ومن ضمنها السوق المالية السعودية التي تأثرت بالتغيرات في الأسواق الأمريكية بشكلٍ عام ومؤشر (Dow Jones) بشكلٍ خاص. وظهرت نتائج نموذجي GARCH(1,1) وَ EGARCH متقاربة جداً. ولمعرفة أي النموذجين يعطي نتائج أفضل فقد تم مقارنة النموذجين بمعيار Akaike وتبين أن نموذج GARCH(1,1) يعطي نتائج أفضل من نموذج EGARCH.

كما بينت النتائج أن مؤشر (S&P500) يؤثر إيجابيا على السوق المالية السعودية بشكلٍ كبير جداً خلال الفترة (٢٠٠٨- ٢٠١٠م)، حيث ظهرت خلال هذه الفترة تأثيرات الأزمة المالية العالمية التي عصفت باقتصاداتٍ كثيرة في أنحاء العالم، وتأثرت السوق المالية السعودية كغيرها بهذه الأزمة واتضح خلال فترة الأزمة المالية العالمية ارتباط التقلبات في السوق المالية السعودية بالتغيرات في مؤشر (S&P500). وأوضحت نتائج الدراسة أيضاً أن مؤشر (NASDAQ) هو أقل الأسواق الأمريكية تأثيراً على السوق المالية السعودية خلال نفس الفترة بحسب نموذجي GARCH(1,1) وَ EGARCH، ولكن تأثير مؤشر (NASDAQ) خلال هذه الفترة كان أكبر من تأثيره خلال الفترة (٢٠٠٧- ٢٠١١م).

وأظهرت نتائج الدراسة أيضاً أنه عند إدخال متغيرات أسعار النفط وعرض النقود وأسعار الفائدة في نموذج GARCH(1,1) مع مؤشرات أسواق المال الأمريكية في نموذج واحد وإجراء اختبار GARCH(1,1) ثلاث مرات، في كل مرة يتم إدخال مؤشر أحد الأسواق الأمريكية (Dow Jones، S&P500 ، NASDAQ) مع متغيرات أسعار النفط وعرض النقود وأسعار الفائدة في نموذج واحد، أن لأسعار النفط تأثيرٌ إيجابيٌ بسيطٌ على التقلبات في مؤشر السوق المالية السعودية في نماذج GARCH(1,1) الثلاثة الخاصة بمؤشرات (Dow Jones، S&P500 ، NASDAQ) خلال الفترة (٢٠٠٨- ٢٠١٠م). ويلاحظ أن تأثير أسعار النفط على السوق المالية السعودية خلال هذه الفترة يساوي تقريباً ضعف تأثيره خلال كامل فترة الدراسة (٢٠٠٧- ٢٠١١م). مما يعني أن ارتباط السوق المالية السعودية بأسعار النفط ازداد بشكل ملحوظ عند اشتداد الأزمة المالية العالمية.

كما أوضحت نتائج الدراسة أن متغير عرض النقود لا يؤثر على التقلبات في مؤشر السوق المالية السعودية في نماذج GARCH(1,1) الثلاث. وكذلك متغير أسعار الفائدة فقد أظهرت نتائج الدراسة في نماذج GARCH(1,1) الثلاثة أنه لا يوجد أي تأثير معنوي لأسعار الفائدة على التقلبات في مؤشر السوق المالية السعودية.

بينما بيّنت نتائج الدراسة أنه عند إدخال متغيرات أسعار النفط وعرض النقود وأسعار الفائدة في نموذج EGARCH مع مؤشرات أسواق المال الأمريكية في نموذج واحد وإجراء اختبار EGARCH ثلاث مرات، حيث يتم إدخال مؤشر أحد الأسواق الأمريكية (Dow Jones، S&P500، NASDAQ) كل على حده مع متغيرات أسعار النفط وعرض

النقود وأسعار الفائدة في نموذج واحد، حيث تبين أن لأسعار النفط تأثيرٌ إيجابيٌ بسيطٌ على التقلبات في مؤشر السوق المالية السعودية في النماذج الثلاثة الخاصة بمؤشرات (Dow Jones، S&P500 ، NASDAQ) خلال الفترة (٢٠٠٨- ٢٠١٠م). ويذكر أن تأثير أسعار النفط على السوق المالية السعودية خلال هذه الفترة يساوي تقريباً ضعف تأثيره خلال كامل فترة الدراسة (٢٠٠٧- ٢٠١١م). مما يعني ارتباط السوق المالية السعودية بأسعار النفط ازداد بشكل ملحوظ عند اشتداد الأزمة المالية العالمية.

كما أوضحت نتائج الدراسة أن متغير عرض النقود لا يؤثر على التقلبات في مؤشر السوق المالية السعودية خلال الفترة (٢٠٠٨- ٢٠١٠م). بينما أظهرت نتائج الدراسة في نماذج EGARCH المختلفة أنه لا يوجد أي تأثير معنوي لأسعار الفائدة على التقلبات في مؤشر السوق المالية السعودية خلال الفترة ذاتها.

التوصيات:

- يجدر بهيئة السوق المالية مراقبة تحركات الأسواق المالية العالمية لمحاولة التنبؤ بالتقلبات المستقبلية في السوق المالية السعودية.
- ينصح المتعاملون والمحللون والمستشارون ومكاتب الوساطة بالسوق المالية السعودية بأخذ علاقة السوق المالية السعودية بالأسواق المالية العالمية بشكل عام والأسواق الأمريكية بشكلٍ خاص بعين الاعتبار.
- من الممكن مستقبلاً فصل السوق المالية السعودية إلى سوقين، الأول يختص بالشركات التي تتأثر بالتغيرات في الأسواق المالية الأمريكية، والثاني يختص بالشركات التي لا تتأثر بالتغيرات في الأسواق المالية الأمريكية.

- علاقة السوق المالية السعودية بمتغيري عرض النقود وأسعار الفائدة تحتاج إلى مزيد من الدراسة.
- دور المضاربة في تحركات مؤشر السوق المالية السعودية يحتاج إلى دراسة.
- أثر انهيار ٢٠٠٦م كان متبوعاً بالأزمة الاقتصادية العالمية قد يفسر بعض سلوك المتعاملين في السوق المالية السعودية.