تأثير صدمات أسعار النفط وعدم استقرار سعر الصرف على النمو الاقتصادي في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1970 – 2010).

د.فوزي محمد لياس
قسم الاقتصاد ، كلية الاقتصاد- جامعة بنغازي
د.محمد إدريس علي
قسم الاقتصاد ، كلية الاقتصاد- جامعة بنغازي

ملخص:

تهدف هذه الورقة إلى معرفة تأثير صدمة أسعار النفط وعدم استقرار سعر الصرف الحقيقي على النمو الاقتصادي في ليبيا، للفترة 1970-2010، باستخدام بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات: سعر النفط، سعر الصرف والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي كمتغير تقريبي للنمو الاقتصادي، وقد تم استخدام منهجية التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ (VECM) لغرض اختبار العلاقة بين متغيرات النموذج المقدرة.

واستنتجت الدراسة وجود علاقة توازنية بين المتغيرات في الأجلين الطويل والقصير، كما بينت النتائج أن تأثير أسعار النفط على النمو كان ضعيفاً، ويرجع السبب في ذلك لعدم قيام الدولة بالتوسع في الإنفاق على المشاريع التنموية أثناء ارتفاع أسعار النفط لأجل زيادة النمو الاقتصادي. كما أن تأثير تغير معدل سعر الصرف كان سلبياً على النمو الاقتصادي، وذلك بسبب ارتفاع قيمة الواردات، والتي تمثل الواردات من السلع الاستهلاكية اللازمة لتلبية الطلب المحلي الجزء الأكبر منها.

الكلمات الدالة: أسعار النفط، الناتج الحقيقي، أسعار الصرف، التكامل المشترك.

1. مقدمة:

يعتبر قطاع النفط القطاع الأساسي الذي يرتكز عليه الاقتصاد الليبي، كما يمثل العامل الرئيسي المعزز للتوازنات الاقتصادية الكلية الداخلية والخارجية، فقد ساهم بشكل كبير في توفر احتياطي الصرف الأجنبي الذي يستخدم لإدارة الحفاظ على استقرار سعر الصرف من خلال سياسات المصرف المركزي بإعادة تقييم سعر صرف العملة المحلية. فعلى الرغم من تنوع الموارد الاقتصادية في ليبيا، وما يتوفر لها من ميزة نسبية بالنظر إلى موقعها الجغرافي مقارنة بدول نفطية أخرى، إلا أنها لا تزال تعتمد اعتماداً كبيراً على قطاع النفط في توفير النقد الأجنبي اللازم، سواء لتمويل الواردات، أم لتوفير الإيرادات للميزانية العامة، إذ تمثل الإيرادات النفطية حوالي 90٪ من إجمالي الإيرادات العامة في الاقتصاد الليبي في المتوسط (مصرف ليبيا المركزي، النشرة الاقتصادية، 2011)، ما

يجعل الاقتصاد الليبي حساسا جدا تجاه التغيرات في أسعار النفط وسعر الصرف، طالما أن معظمها يتولد عن عائدات النفط. وعليه فإن الاقتصاد الليبي لايزال معرضا لخطر صدمات أسعار النفط نتيجة لاعتماده بشكل كبير على الإيرادات المتأتية من حصيلة الصادرات النفطية.

تسعى هذه الورقة لتبيان تأثير تقلبات أسعار النفط وسعر صرف العملة المحلية (الدينار) على النمو الاقتصادي في ليبيا، بالاعتماد على البيانات السنوية للفترة (1970 - 2010)، وذلك باستخدام تقنية التكامل المشترك بمنهجية (جوهانسن-جوسيليوس)، لدراسة حساسية النمو الاقتصادي لتقلبات أسعار النفط وسعر الصرف في المدى الطويل، واختبار تلك العلاقة في المدى القصير بواسطة "نموذج تصحيح الخطأ".

تحتوي الورقة على خمسة أقسام، القسم الأول يتناول المقدمة، والقسم الثاني يستعرض الأدبيات والمسائل النظرية، في حين يتناول القسم الثالث منهجية الدراسة، فيما ينطوي القسم الرابع على تقييم المعالم المقدرة ومناقشتها، وفي القسم الخامس النتائج والتوصيات.

2. الإطار النظري والأدبيات:

يعتبر كل من سعر النفط ومعدل سعر الصرف من المتغيرات التي تقود الاقتصاد، والتي من خلالها يُقيم الاقتصاد العالمي، فحركة هذين المتغيرين تحظى بتأثير عميق على التجارة الدولية من ناحية، وعلى كافة الأنشطة الاقتصادية من ناحية أخرى لجميع الدول، فتقلبات أسعار النفط تؤثر على مؤشرات الاقتصاد الكلي، سواء في المدى القصير أم المدى الطويل، وفي هذا الجزء سوف نشير إلى القنوات الرئيسية والتي من خلالها يتأثر الاقتصاد كنتيجة لتقلبات أسعار النفط، والتي تشمل، الأثر من حالة عدم التأكد (uncertainty)، الأثر على التضخم، الأثر على تخصيص الميزانية، الأثر على جانب العرض، الأثر على التعديل القطاعي، والأثر على ميزان المدفوعات، وبالاستعانة بالنموذج الكينزي للطلب والعرض الكليين (Y=C+I+G+(X-M حيث يمثل الجزء الأيمن من المعادلة الطلب الكلي (الإنفاق الكلي) AD، والذى يحوي الاستهلاك والاستثمار والإنفاق الحكومي على التوالي، بالإضافة إلى صافى التعامل مع الخارج والذي يمثل الفرق بين الصادرات والواردات (X-M)، بينما يمثل الجزء الأيسر من المعادلة العرض الكلي (الإنتاج) AS،.

ومن خلال النموذج يمكن القول بأن تقلبات أسعار النفط تؤثر على الاستهلاك والاستثمار والإنتاج الصناعي بصورة مباشرة، وعلى التضخم والبطالة بصورة غير مباشرة، إذ يرى Ebrahim et al (2014) بأن سيادة حالة من عدم التأكد في الاقتصاد بسبب تقلبات أسعار النفط ستؤدي إلى انخفاض الاستهلاك النهائي الكلي، كما أن حالة عدم التأكد تجاه مستويات الربح المتوقعة من الاستثمارات وتوقعات انخفاض الطلب نتيجة لتقلبات أسعار النفط، من شأنها أن تؤدي لانخفاض الاستثمار الحقيقي خلال المدى القصير والمتوسط، فيما يعتمد انخفاض أو ارتفاع الاستثمارات المالية على هيكل المخاطر

وعلى تفضيلات المستثمرين في السوق. أما بالنسبة لجانب الإنتاج فيعتمد على قرارات المؤسسات، إذ من الممكن أن تتخذ المؤسسة قرارا بتخفيض الإنتاج استجابة لانخفاض الطلب في السوق، أو أن تبقي على نفس مستويات إنتاجها مع اللجوء لرفع الأسعار.

كل ما سبق يصب في التأثير المباشر لتقلبات أسعار النفط، أما عن التضخم والبطالة والتي ستتأثر بشكل غير مباشر، فالتضخم يعتمد في حدّته وشدّته على محصلة تفاعل الضغوط التضخمية نتيجة زيادة الأسعار والضغوط الانكماشية نتيجة انخفاض مستوى الطلب، عليه فإن التضخم يعتمد على أيّ من الضغوط لها التأثير الأكبر، أما عن البطالة فستزداد بصورة مباشرة كنتيجة لانخفاض الاستهلاك والإنتاج الصناعي. فعلى الرغم من أن تقلبات أسعار النفط لها آثار عديدة على عناصر الاقتصاد الكلي للدول، إلا أن هذه الآثار تختلف من دولة إلى أخرى باختلاف ما إذا كانت الدولة مصدرة للنفط أو مستوردة له، إذ تشير التوقعات في الغالب إلى الأثر السلبي على اقتصادات الدول المستوردة للنفط وإلى الأثر الإيجابي على الدول المصدرة للنفط في حالة ارتفاع أسعار النفط، فقد أشارت العديد من الدراسات (Akpan, 2009) إلى أن غالبية الدول المصدرة للنفط، والتي تخضع إيراداتها النفطية بالكامل لسيطرة الحكومات المركزية، بأن زيادة أسعار النفط تشجع الحكومات على تنفيذ مشاريع جديدة، بينما يدفع انخفاض أسعار النفط الحكومة إلى الاقتراض لمواجهة العجز في الموازنة العامة نتيجة لتراجع حصيلة الإيرادات النفطية، وما ينجم عنها من توقف في المشاريع الحكومية وانخفاض في الاستثمارات.

أما في حالة الدول المستوردة للنفط، فارتفاع أسعار النفط سيؤثر بشكل مباشر في جانب العرض، إذ يمثل النفط أحد أهم مدخلات العملية الإنتاجية، وعليه سترتفع تكاليف الإنتاج، وبالتالي سيواجه الاقتصاد بضغوط تضخمية (التضخم بسبب زيادة التكاليف) تختلف حدتها فيما إذا كان التضخم متوقعا أو غير متوقع، إلا أن النتيجة تكمن في انخفاض الناتج الكلي للاقتصاد وبالتبعية زيادة البطالة وانخفاض السعات الإنتاجية المستخدمة .J.bradford (2002)، بالإضافة لذلك فقد أشار(Rebeca, 2003) بأن صدمات أسعار النفط تعمل على تغير علاقة الموازنة بين القطاعات المختلفة داخل الاقتصاد، فالزيادة أو(الانخفاض) في أسعار النفط تُولد التوسع أو (الانكماش) للقطاعات ذات الكفاءة في استخدام الطاقة نسبةً إلى القطاعات ذات الكثافة في استخدام الطاقة، حيث تكون تكلفة إعادة التخصيص بين القطاعات كبيرة في الفترة القصيرة بما ينعكس بصفة عامة على خسائر في الإنتاج، ففي حين تزيد هذه الخسائر من الانكماش في الاقتصاد عندما تزداد أسعار النفط، فهي تُقيد التوسع في الاقتصاد عندما تنخفض أسعار النفط، ما يُسبب ما يعرف بالتأثير غير المتماثل (asymmetric effect).

أما عن القناة التي تتغلغل من خلالها تقلبات أسعار النفط في الاقتصاد الكلي، فيمكن تتبعها من خلال الرقم القياسي

لأسعار المستهلك CPI، حيث يؤدي ارتفاع أسعار النفط في الدول المستوردة له إلى ارتفاع الرقم القياسي للأسعار، والذي يعتمد على الوزن النسبي لأسعار الطاقة ضمن هذا المؤشر، ومدى اتباع سياسات الدعم لأسعار الطاقة، كما أن ارتفاع مؤشر CPI (كمؤشر للتضخم) يؤدي إلى انخفاض الإنفاق العائلي (الإنفاق الاستهلاكي) كأحد أهم مكونات الطلب الكلي، الأمر الذي يترتب عليه زيادة النفقات الحكومية والتي تكون في الغالب نفقات تحويلية، وليست نفقات رأسمالية، فزيادة العبء الحكومي نتيجة للتضخم تؤدي إلى إعادة تخصيص الميزانية وما يترتب عليها من إعادة هيكلة الإنفاق والتي ستكون في الغالب على حساب النفقات الرأسمالية، كما تؤدي إعادة تخصيص الميزانية إلى زيادة تكاليف الاقتراض أو انخفاض الإنفاق الحكومي خلال الفترات القادمة (Rupa, 2015)، وبالتالي انخفاض عنصر آخر من مكونات الطلب الكلي (الإنفاق الحكومي)، ومن ثم انخفاض الناتج المحلي الإجمالي كمؤشر للنمو الاقتصادي.

وللسيطرة على مكونات الطلب الكلي تتدخل الدولة بسياساتها النقدية والمالية (التوسعية أو الانكماشية)، ففي حال ما رغبت الدولة في تخفيض أحد مكونات الطلب الكلي تستخدم السياسة المالية أو النقدية الانكماشية كزيادة الضرائب أو تخفيض الإنفاق الحكومي للأولى، أو تخفيض عرض النقود للثانية، والذي يؤدي إلى انتقال منحنى الطلب الكلي AD ، ومن خلال تتبع نموذج (AD_AS) فبانتقال منحنى AD إلى الخلف، ينخفض الدخل التوازني في المدى الطويل، بينما تتم السيطرة على الأسعار (Edgmand, 1987).

أما عن القناة الأخرى والتي تشترك من خلالها تقلبات أسعار النفط مع تقلبات أسعار الصرف في التأثير على مكونات الطلب الكلي فتتمثل في صافي التعامل مع الخارج، إذ تجدر الإشارة، إلى أن زيادة أسعار النفط وما يترتب عنها من زيادة في حصيلة الإيرادات النفطية، وما يقترن بها من تدفق للعملات الأجنبية إلى داخل الاقتصاد الوطني ستنعكس بصورة مباشرة في ارتفاع قيمة العملة المحلية مقارنة بالعملات الأخرى، فقد بين (Fakhri, 2010) بوجود تأثير معنوي قوي على معدلات سعر الصرف من خلال اختبار العلاقة بين سعر النفط ومعدل سعر الصرف الحقيقي للدول المصدرة للنفط، فمعدل سعر الصرف الحقيقي يمثل السعر النسبي للعملتين المحلية والأجنبية.

كما أنه يُعرف على أنه معدل سعر الصرف الاسمي الذى يأخذ الاختلافات في التضخم بين الدول في حسابه، وعلى ذلك، فإن أهميته تنبع من حقيقة إمكانية استخدامه كمؤشر للتنافسية في التجارة الخارجية للدولة، وحيث أن بعض محددات معدل سعر الصرف الحقيقي كشروط التبادل التجاري، صافي الأصول الأجنبية، والإنفاق الحكومي، كلها في الأساس تعتمد على سعر النفط في الدول النامية المصدرة للنفط، فعندما يزداد سعر النفط، ستتحسن شروط التبادل التجاري ويزداد صافي الأصول الأجنبية ويتوسع الإنفاق الحكومي، والعكس بالعكس. عليه

فإن معدل سعر الصرف الحقيقي يلعب دوراً مهماً على الأنشطة الاقتصادية، إلا أن هذا الدور لايزال من المواضيع الجدلية للدراسات النظرية والتطبيقية، حيث تشير النظرية الاقتصادية(J.Bradford, 2002) إلى أن ارتفاع قيمة العملة المحلية يجعل من القطاعات الأخرى (غير قطاع النفط) المكونة للاقتصاد الوطني أقل تنافسية في السوق العالمية، فارتفاع سعر صرف العملة المحلية من شأنه أن يثبط الصادرات ويشجع الواردات، بينما انخفاض سعر صرف العملة المحلية يساهم في انتقال الدخل من البلدان المستوردة إلى البلدان المصدرة من خلال تغير شروط التبادل التجاري الدولي في غير مصلحة الدول المستوردة، ومن ثم التأثير على النمو الاقتصادي للدول المستوردة والمصدرة على حد سواء، كما أن سياسة تخفيض سعر الصرف كإحدى سياسات تشجيع الصادرات يعتمد نجاحها على ما إذا كانت الدولة تمتلك قطاعا إنتاجيا يمتاز بالمرونة لمواكبة الزيادة في الطلب المحلي على السلع والخدمات، فإن لم تستطع الدولة مواكبة الزيادة في الطلب المحلي ستلجأ إلى الاستيراد من الخارج.

ومن خلال عمليات التجارة البينية تواجه الدولة بالتضخم المستورد، كما أن مسألة نظام سعر الصرف المتبع لاستقرار الاقتصاد الكلي والنمو نوقشت بشكل كبير (Matthew - Adegboye, 2014)، فالمقترحون لمعدل سعر الصرف المرن يؤكدون على الحاجة للمرونة في الاقتصاد الكلي في مواجهة الصدمات غير المتماثلة الحقيقية، وعلى العكس من ذلك، يشدد المقترحون لمعدلات سعر الصرف الثابت على منافع الاقتصاد الجزئي في انخفاض تكاليف الصفقات للتجارة الدولية، وتدفقات رأس المال، وبالتالي المساهمة في تحسين النمو. وعلى نحو غير مباشر، فإن معدلات سعر الصرف الثابتة تعزز الشفافية الدولية للسعر، حيث يُمكن للمستهلكين مقارنة الأسعار في دول مختلفة بطريقة سهلة. والجدير بالذكر أن هنالك من يجادل في حقيقة أنه إذا ما احتاج سعر الصرف الحقيقي للتعديل، وليكن بهدف إنهاء العجز التجاري، فإن ذلك ممكن الحدوث حتى في ظل أسعار الصرف الثابتة، حيث أن الثابت في هذه الحالة هو سعر الصرف الاسمي، وليس سعر الصرف الحقيقي. عليه وبشكل مبدئي، فإن التعديلات في مستويات الأسعار المحلية والخارجية، يمكن أن تؤدي إلى نتيجة مماثلة عند حدوث تغييرات في سعر الصرف الاسمي (Blanchard, 1997).

وأخيرا تجدر الإشارة إلى أن زيادة أسعار النفط لا تكون في جميع الأحوال مفيدة للدول المصدرة للنفط، فعلى الرغم من فترات الازدهار خلال المدة (1973 - 1983) نتيجة لزيادة العوائد النفطية للدول المنتجة للنفط (وخاصه العربية منها)، إلا أن تلك الفترة رافقها تضخم في الأسعار وفي معدلات الأجور وفي الاعتماد على القوى العاملة الأجنبية. كما أن زيادة مساهمة القطاع النفطي في نمو الناتج القومي أدى إلى تدني دور القطاعات غير النفطية لأغلب الدول النامية والمصدرة للنفط، وهو ما بات يعرف بظاهرة المرض الهولندي (The Dutch Disease)، بمعنى التخلي عن القطاعات

الأخرى (الزراعة، الصناعة، الخدمات ... الخ) لصالح قطاع النفط، وبالتالي تناقص إنتاجية هذه القطاعات وتضاؤل القيمة المضافة إلى الدخل الحقيقي (Fakhri, 2010).

وفيما يلي مجموعة من الدراسات التي تناولت تأثير تقلبات أسعار النفط وكذلك عدم استقرار سعر الصرف على الناتج المحلي الإجمالي، كمتغير تقريبي للنمو الاقتصادي.

تناولت دراسة (Hamilton, 1983) مدى استقرار علاقة الانحدار ما بين تغيرات أسعار النفط الاسمية ولوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، إضافة إلى العلاقة السببية بين تغيرات أسعار النفط ومؤشرات اقتصادية كلية، وقد قسمت الدراسة الفترة الزمنية (1948 - 1980) إلى فترتين فرعيتين، الأولى (1948 - 1972) والثانية (1973 - 1980)، حيث بينت تميز كلتا الفترتين بعلاقة معنوية إحصائيا ما بين تغير أسعار النفط والناتج المحلي الإجمالي، غير أن تقديرات الفترة الكلية أنتجت معاملات أصغر من كلا المقدرتين لكل من الفترتين بشكل منفصل.

وفي غانا تقدم (Jumah & Pastuszyn, 2007) بدراسة عن الاقتصاد الغاني للفترة (1980 - 2005)، حيث أشارت النتائج إلى وجود علاقة سلبية بين أسعار النفط والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (النمو الاقتصادي)، فيما أكدت دراسة (Bouzid, 2011) على قوة العلاقة السالبة بين التقلبات في أسعار النفط الخام الحقيقية والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لتونس كدولة مستوردة للنفط، وباختبار سببية جرانجر توصلت الدراسة إلى وجود اتجاه وحيد للسببية يتجه من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي إلى أسعار النفط.

وقد استنتج (Jin, 2008) أن الزيادات في أسعار النفط تؤثر سلبا على النمو الاقتصادي في اليابان والصين، وتؤثر إيجابيا على النمو الاقتصادي لروسيا. وعلى وجه التحديد، ترتبط الزيادة الدائمة بنسبة 10% في أسعار النفط العالمية بنمو إجمالي الناتج المحلي الإجمالي الروسي بنسبة 5.16 %، وبانخفاض الناتج المحلي الإجمالي الياباني بنسبة 1.07 %. ومن ناحية أخرى، أدت تقلبات سعر الصرف الحقيقي إلى أثر إيجابي في نمو الناتج المحلي الإجمالي لروسيا مقابل نمو سلبي في اليابان والصين.

لقد توصل (Hamilton J, 2008) في دراسة أجريت على الولايات المتحدة إلى وجود علاقة سلبية بين أسعار النفط والنشاط الاقتصادي الكلي، كما بينت نتائج هاملتون بين عامي (1948 – 1972)، بأن تقلب أسعار النفط يؤثر على نمو الناتج المحلي الإجمالي، وأظهرت النتائج أن زيادة أسعار النفط بنسبة 10% ، أدت إلى انخفاض الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 0.6 % تقريبا في الربعين الثالث والرابع بعد الصدمة.

ومن جانبه، درس (Bachetta & van, 2000) العلاقة ما بين سعر الصرف

والنمو الاقتصادي في جنوب أفريقيا خلال الفترة (1970 - 1998)، حيث خلصت النتائج إلى وجود ارتباط سلبى قوي بين المتغيرين، فيما توصل (Schnabl, 2007) من خلال الدراسة التي أجريت على عدد (41) بلدا في الاتحاد النقدي الأوروبي عن الفترة (1986- 2005)، إلى وجود علاقة سلبية قوية بين تقلبات أسعار الصرف والنمو الاقتصادي خصوصاً في الاقتصادات الكبيرة والمغلقة نسبيا، مثل منطقة اليورو واليابان، والتي كانت حساسة لتقلبات أسعار الصرف الكبيرة .

أما دراسة (Gbatu, et al. 2017) فقد استخدمت نموذج الانحدار الذاتي غير المقيد بهدف تحليل الارتباط الديناميكي بين تقلبات أسعار الصرف (ERV) والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في ليبيريا (RGDP)، وقد أظهرت النتائج عدم وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين المتغيرين في المدى القصير، بينما بيَّن تحليل التباين بأن عنصر الابتكار في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقيRGDP لليبيريا من شأنه أن يؤدي إلى حدوث تقلبات في قيمة سعر الصرف (ERV) على المدى الطويل، ما من شأنه أن يؤدي إلى تخفيف الأثر السلبي لتقلبات سعر الصرف على التبادل التجاري.

ومن ناحيتها، كشفت دراسة (Gerado, 2002) لتقييم الأثر لتقلبات معدل سعر الصرف على اقتصادات الدول النامية بوجود علاقة سالبة وقوية لتقلبات معدل سعر الصرف على صادرات الدول النامية، كما أن الأثر السلبي يشمل الانخفاض في الاستثمار الأجنبي المباشر لمناطق محددة، والزيادة في احتمالية حدوث أزمات معدل سعر الصرف في الدول النامية، عليه فإن النتائج تشير ضمنا إلى أن الاستقرار الكبير في نظام سعر الصرف الدولي سيساعد في تحسن التجارة و فرص الاستثمار الأجنبي المباشر للدول النامية.

كما درس (Matthew, & Adegbo-ye, 2014) أثر صدمة أسعار النفط وعدم استقرار سعر الصرف على النمو الاقتصادي في نيجيريا، على أساس بيانات ربع سنوية عن الفترة (1:1986 إلى 4:2012) باستخدام أسلوب جوهانسن للتكامل المشترك، وذلك لقياس درجة حساسية النمو الاقتصادي لتقلبات أسعار النفط وسعر الصرف في الأجل الطويل، فقد استخدمت الورقة نموذج (VAR) لتقدير العلاقة في الأجل القصير ومعامل تصحيح الخطأ (ECM)، و توصلت الدراسة إلى أن الصدمات في أسعار النفط والتقلبات في أسعار الصرف يؤثران إيجابياً على النمو الاقتصادي الحقيقي في نيجيريا. وبشكل مغاير أوضح (Olomola, 2006)، في دراسة عن الاقتصاد النيجيري للفترة (1970 - 2003) أن صدمات أسعار النفط لا تؤثر على الناتج والتضخم ، بل كان لها تأثير كبير على أسعار الصرف.

أما (Aliyu, 2009) وبالنظر إلى دراسته عن الاقتصاد النيجيري للفترة (1986-2007) فقد وجد بأن صدمات أسعار النفط وكذلك تغيرات أسعار الصرف يؤثران إيجابياً على النمو الاقتصادي الحقيقي في نيجيريا، في حين

بيّن اختبار السببية المتبادلة أن اتجاه السببية يجري من أسعار النفط إلى الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي فقط.

وفي نيجيريا أيضا بيّن (Apero et.al, 2013) من خلال فحصهما لعلاقة السلاسل الزمنية لأثر تقلبات سعر النفط على نشاط الاقتصاد الكلي باستخدام تقنيات القياس الحديثة، توصلا إلى دلائل لوجود علاقة تمارس في اتجاه واحد بين معدل سعر الفائدة، سعر الصرف، وأسعار النفط، تتجه مباشرة من أسعار النفط إلى كلٍّ من معدل سعر الصرف ومعدل سعر الفائدة، وفي نفس الوقت بينت الدراسة عدم وجود علاقة ذات أهمية بين أسعار النفط والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

كما فحصت دراسة Mohme & (Dikkaya, 2017) العلاقة السببية بين السلاسل الزمنية الربع سنوية لأسعار النفط والناتج المحلي الإجمالي ومعدل سعر الصرف لكل من أذربيجان وكازاخستان بشكل منفصل، وذلك باستخدام اختبار السببية لـ Toda - (Yamamot)، وخلصت الدراسة إلى أن هناك اتجاه واحد للسببية من معدل سعر الصرف إلى أسعار النفط، ومن أسعار النفط إلى الناتج المحلي الإجمالي، ومن الناتج المحلي الإجمالي إلى معدل سعر الصرف، أما فيما يخص كازاخستان فالسببية تتجه من أسعار النفط إلى الناتج المحلي الإجمالي، ومن معدل سعر الصرف إلى الناتج المحلي الإجمالي، ومن أسعار النفط إلى معدل سعر الصرف.

وفي دراسة (Mohammad Rez, 2007) باستخدام أسلوب (VAR) تم فحص وتحليل العلاقة الديناميكية بين صدمات سعر النفط غير المتماثلة وأهم المتغيرات الرئيسية للاقتصاد الكلي في إيران والذي يعتمد بشكل كبير على الإيرادات النفطية، حيث خلصت الدراسة إلى أن زيادة أو (انخفاض) سعر النفط ينطوي على تأثير إيجابي أو (سلبي) على الناتج الصناعي، كما أن استجابة الإيرادات الحقيقية ومعدل سعر الصرف الحقيقي لصدمات أسعار النفط غير المتماثلة كانت ذات معنوية، علاوة على ذلك، فإن استجابة التضخم لأي نوع من صدمات سعر النفط كانت هي الأخرى ذات دلالة معنوية موجبة.

وأخيرا وفي دراسة (Ibrahem 2011) حول علاقة سعر النفط ومعدل سعر الصرف الحقيقي بالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للبحرين للفترة (1980-2005)، وباستخدام أسلوب التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ، فقد تم التوصل إلى وجود علاقة توازنية في المدى الطويل بين المتغيرات الثلاثة، كما كان لمعدل سعر الصرف الحقيقي تأثيراً أقوى على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، حيث نصحت الدراسة باعتماد البحرين على السياسة التي تعتمد على معدل سعر الصرف الحقيقي.

من خلال الدراسات السابقة يتضح بأنه ليس هناك اتفاق عام حول طبيعة العلاقة واتجاهها فيما بين أسعار النفط وتقلبات أسعار الصرف على النمو الاقتصادي، ويعود ذلك إلى التباين في طبيعة الاقتصاديات التي تمت دراستها أو الفترات الزمنية أو أساليب القياس والتقدير المستخدمة.

3. المنهجية:

هناك عدد كبير من متغيرات الاقتصاد الكلي التي تؤثر على النمو الاقتصادي، والتي لها نفس الأهمية التي ينظر من خلالها إلى صدمات أسعار النفط وتقلبات أسعار الصرف، باعتبارها أحد متغيرات السيطرة، مثل الاستثمار والاستهلاك والإنفاق الحكومي، والتجارة الخارجية، والاستثمار الأجنبي المباشر، وما إلى ذلك، ولكن إذا ما تم إدخالها في النموذج فإن ذلك سيقلل من درجات الحرية؛ ولهذا السبب سوف يقتصر النموذج على المتغيرات المختارة فقط.

تم استخدام البيانات المنشورة للفترة الزمنية من 1970 إلى 2010 من النشرات الإحصائية المختلفة لمصرف ليبيا المركزي دون غيرها، لعدم وجود بيانات حديثة ومؤكدة بهذا الخصوص.

وبناءً على الدراسات والأدبيات التي تناولت هذا الموضوع مثل دراسة (Ibrahem , 2011)، تفترض هذه الورقة بأن الصيغة الدالية للنموذج تأخذ الشكل التالي : LGDP = f (LEX, LPOIL)

عند تقدير النموذج في صيغته اللوغاريتمية وباستخدام أسلوب التكامل المشترك وكذلك نموذج تصحيح الخطأ، والذي يشير إلى أن تحركات السلاسل الزمنية لأكثر من متغير يعد مؤشراً على وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل فيما بين متغيرات النموذج، وهذا ما يدل على وجود علاقة اقتصادية في الأجل الطويل تدفع متغيرات النموذج للتغير معاً. وقد تم اعتماد النموذج التالي:

LGDP = f (LEX, LPOIL)

$LRGDP_t = \alpha + \beta_1 \, LPOIL_t + \beta 2 \, LREX + \varepsilon_t$ ………………………………………. (1)

حيث:

- (LRGDP) = لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.
- (LREXR) = لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي.
- (LPOIL) = لوغاريتم أسعار النفط.

وبما أن الهدف الرئيسي من هذه الورقة ليس فقط تقييم طبيعة العلاقة المتبادلة بين المتغيرات، بل يشمل كذلك التحقق من الأثر الديناميكي بين المتغيرات في الأجلين القصير والطويل، فسيتم بالتالي إجراء اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات لتحقيق هذه الأهداف.

ولإجراء اختبار التكامل المشترك يجب اختبار سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات محل التقدير، إذ يجب أن تكون السلاسل الزمنية مستقرة ومتكاملة من نفس الدرجة حتى يمكن إجراء اختبارات التكامل المشترك.

في السنوات الأخيرة، تم تطوير عدة طرق إحصائية واقتصادية، تختبر خاصية سكون بيانات السلاسل الزمنية. وفي هذه الورقة، تم تطبيق اختبار ديكي فولر (Dickey & Fuller, (1979)، وكذلك اختبار فليبس بيرون (Phillips & Perron, (1988) لقياس جذر الوحدة وسكون السلاسل الزمنية عبر الزمن. وستتم إجراءات اختبار التكامل المشترك بإحدى الطرق التالية:

- اختبار "إنجل و جرانجر (Engle & Granger, (1987) ذو الخطوتين" لاختبار بواقي انحدار التكامل المشترك، وتستخدم في حالة وجود متغيرين فقط، وهذه الطريقة لا تتواءم مع طبيعة هذه الدراسة، بسبب وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك في النموذج، مما يسبب مشاكل في تقدير التكامل المشترك للمتغيرات.

- من ناحية أخرى، طور جوهانسن وجوسيليوس (Johansen& Juselius., 1990) أسلوبا آخر للتقدير، مختلفا عن نموذج المعادلة المفردة لإنجل - جرانجر، يختبر عدد علاقات التكامل المشترك في نظام متجهات الانحدار الذاتي (VAR) من خلال تقدير الإمكان الأعظم (maximum likelihood) . ويفضل هذا الأسلوب عندما يزيد عدد المتغيرات محل الدراسة عن متغيرين، (Johansen S. ,(1988) وبالإضافة إلى تطبيق هذا الأسلوب فقد تم تطبيق اختبار نموذج تصحيح الخطأ.

3.1 اختبار جذر الوحدة:

يرى الكثيرون بأن بيانات الاقتصاد الكلي تتسم بالاتجاه العشوائي أو ما يطلق عليها (random walk phenomenon) ,Gujarati & Dawn, (2004)، وإذا لم تعالج تلك المشكلة، فإن السلوك الإحصائي للمتغيرات يتأثر بهذا الاتجاه، حيث يتم إجراء المعالجة على البيانات لتحديد مستوى درجة التكامل المشترك.

في هذا الجزء سيتم استخدام اختباري ديكي فولر المطور (ADF) وكذلك فليبس بيرون (PP). وبإجراء هذين الاختبارين تم الحصول على النتائج الموضحة بالجدولين (1) و (2):

جدول (1) نتائج اختبار جذر الوحدة (root test) عند المستوى باستخدام اختبارات (ADF وPP)

المتغيرات	ADF			PP		
	مقطع	مقطع واتجاه	بدون	مقطع	مقطع واتجاه	بدون
LRGDP القيمة الاحتمالية	-.527 [0.874]	-0.914 [0.944]	0.997 [0.913]	-2.909 [0.053]	-2.928 [0.165]	0.995 [0.912]
LREX القيمة الاحتمالية	-0.702 [0.136]	-1.596 [0.832]	1.845 [0.109]	-3.502 [0.313]	-3.245 [0.090]	-1.702 [0.083]
LPOIL القيمة الاحتمالية	-2.823 [0.064]	-2.695 [0.244]	0.780 [0.877]	-2.823 [0.064]	-3.027 [0.138]	-0.587 [0.839]

- تم الحصول على هذه النتائج من خلال برنامج E-views10.

في الجدول (1) تشير النتائج أنه لا يمكن رفض فرض العدم لجذر الوحدة لأي من متغيرات النموذج وذلك بسبب القيمة الاحتمالية للمقدرات، التي كانت جميعها أكبر من (0.05)، ما يشير إلى أن كل السلاسل الزمنية للمتغيرات المشمولة في النموذج غير مستقرة عند مستوياتها لاحتوائها على جذر الوحدة (Unit root).

وبعد أخذ الفروق الأولى لسلاسل المتغيرات جاءت النتائج كما هو موضح في الجدول رقم (2) ، حيث تم رفض فرض العدم، وقبول الفرض البديل بكون السلاسل ساكنة بعد أخذ الفروق الأولى. وقد كانت القيم الاحتمالية للمقدرات أصغر من (0.05) لكل المتغيرات، لذا يمكن استنتاج أن كل السلاسل الزمنية للمتغيرات المشمولة في النموذج مستقرة عند أخذ الفروق الأولى، أي أنها من الرتبة (1) I.

جدول (2) نتائج اختبار جذر الوحدة (Unit-root) باستخدام اختبارات (ADF وPP)

المتغيرات	ADF			PP		
	مقطع	مقطع واتجاه	بدون	مقطع	مقطع واتجاه	بدون
I (1) LRGDP* القيمة الاحتمالية	-8.298** [0.000]	-8.023** [0.000]	-8.271** [0.000]	-7.671** [0.000]	-7.566** [0.000]	-7.628** [0.000]
I (1) LREX* القيمة الاحتمالية	-8.760** [0.000]	-8.981** [0.000]	-8.719** [0.000]	-8.921** [0.000]	-9.082** [0.000]	-8.825** [0.000]
I (1) LPOIL* القيمة الاحتمالية	-9.377** [0.000]	-5.791** [0.001]	-9.066** [0.000]	-9.519** [0.000]	-9635** [0.000]	-8.976** [0.000]

* تشير إلى أن المتغيرات من الرتبة I(1) .
** يشير رفض الفرضية الصفرية عند1%و 5% و 10%.
- تم الحصول على هذه النتائج من خلال برنامج E-views10.

وبعد التأكد من استقرار السلاسل الزمنية عند الفروق الأولى، يتم تحديد طول فترة الإبطاء المناسبة، حيث تم استخدام الاختبارات Akaike Information Criterion(AIC)، واختبار Schwartz Bayesian Criterion(SBC)، فيما اختيرت فترة الابطاء المثلى لتكون فترتين.

3.2 اختبار التكامل المشترك:

سيتم اختبار الفرضية التي تنص على أن النمو الاقتصادي له علاقة مع سعر الصرف الحقيقي وأسعار النفط المعادلة (1)، وكما أسلفنا في هذه الحالة يفضل استخدام الإمكان الأعظم (اختبار جوهانسون). ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك فقد اقترح كل من (Johansen , 1988) (Johansen & Juselius, 1990) إجراء اختبارين، الأول

هو اختبار الأثر(Trace)، من أجل اختبار فرضية أن هناك على الأكثر (K) من متجهات التكامل المشترك مقابل النموذج العام غير المقيد (r=k) ، ويجري اختبار فرضية العدم(H_0) : على وجود (r) من متجهات التكامل المشترك، مقابل الفرض البديل (H_1) : الذي ينص على وجود (r+1) من متجهات التكامل المشترك، والثاني هو اختبار الإمكان الأعظم (maximum eigenvalue).

3.2.1 تقدير التكامل المشترك في الأجل الطويل:

بعد التأكد من كون المتغيرات مستقرة عند أخذ الفروق الأولى وأن لديها نفس الرتبة، يتم إجراء اختبار جوهانسون للتكامل المشترك، والجدولين (4) ، (3) يوضحان نتائج التقدير

جدول (3) اختبار (Trace) التكامل المشترك غير المقيد للمعادلة

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.434138	33.14556	29.79707	0.0198
At most 1	0.236982	10.93879	15.49471	0.2153
At most 2	0.009958	0.390309	3.841466	0.5321

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

جدول (4) اختبار الإمكان الأعظم (maximum eigenvalue)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.434138	22.20677	21.13162	0.0352
At most 1	0.236982	10.54848	14.26460	0.1783
At most 2	0.009958	0.390309	3.841466	0.5321

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

من النتائج المتحصل عليها يتضح بأن قيمة الأثر (Trace) وكذلك قيمة الإمكان الأعظم (maximum eigenvalue) تدلان على وجود متجه وحيد للتكامل المشترك على الأقل بين متغيرات النموذج عند مستوى دلالة (5%)، مقارنة بالقيمة الحرجة، ما يستدل منه على وجود علاقة توازن في المدى الطويل بين كل من النمو الاقتصادي (RGDP) وسعر الصرف الحقيقي(REX)، وكذلك أسعار النفط (POIL).

ونظراً لوجود على الأقل علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، سيكون بالإمكان إجراء تقدير نموذج (VECM) للمتغيرات في شكل فروق من الدرجة الأولى. والجدول رقم (5) يوضح نتائج تقدير الأجل الطويل لمعادلة النموذج المقترحة.

جدول (5) نتائج تقدير الأجل الطويل للمتغيرات

LRGDP	LREX	LPOIL
1	-1.859	**0.0568**
Standard error	(-0.22484)	**(0.14)**
t- statistics	(-2.301)	**(3.311)**

- تم الحصول على هذه النتائج من مخرجات برنامج E-views 10.

$$LRGDP = 1.097 - 1.859*LREX_{(-1)} + 0.0568*LPOIL_{(-1)} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

(-2.301) (3.311)

يتضح من الجدول (5) بأن إشارات المعاملات الخاصة بمتغيرات النموذج جاءت كما هو متوقع، وأن المعاملات ذات دلالة إحصائية، ويشير مؤشر التكامل المشترك بأن هناك علاقة توازنية مستقرة في الأجل الطويل بين الناتج المحلي الحقيقي (RGDP)، كمعبر عن النمو الاقتصادي، وبين كل من: سعر الصرف الحقيقي(REX) ، وسعر النفط (POIL). وهذا يعني أن الزيادة الدائمة لأسعار النفط بنسبة (1%)، ستؤدي إلى زيادة النمو الاقتصادي بنسبة (0.056%)، حيث يرجع هذا الانخفاض إلى كون ما نسبته (80%) من الإيرادات النفطية تذهب لتغطية بنود الموازنة العامة خصوصاً الباب الأول (المرتبات والمهايا) والباب الثاني (المصروفات التسييرية)، وكذلك الباب الرابع (بند الدعم السلعي والوقود)، (نشرة مصرف ليبيا المركزي 2015، جدول رقم 29)، فيما تتضاءل النسبة المخصصة للإنفاق على زيادة القدرة الانتاجية والتنمية.

لهذا السبب كانت مرونة أسعار النفط منخفضة، وهو ما يمكن تفسيره أيضا من منظور تخلي الدولة الليبية عن التخطيط

للتنمية للأمدين المتوسط والطويل منذ عام 1986، واستبدالهما بموازنات سنوية للتنمية وفقا للمتاح من الإيرادات النفطية مما أثر سلبا على سياسات التنمية المتعلقة بتخصيص الموارد على القطاعات الاقتصادية المختلفة، وما يترتب على ذلك من خلل في إدارة التنمية نفسها وفي استخدام الموارد الاستخدام الأمثل، فضلا عن انخفاض مستوى تأهيل وكفاءة العنصر البشري.

وفي نفس الوقت، فإن زيادة سعر الصرف الحقيقي بنسبة (1%) ستؤدي إلى تخفيض النمو الاقتصادي بنسبة (1.859%-) ، ما يمكن تفسيره بالنظر إلى أن ارتفاع قيمة الواردات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي؛ والتي تمثل الواردات الاستهلاكية النسبة الأكبر منها، سوف يجعلها أرخص نسبيا بالمقارنة مع تكاليف إنتاجها محليا، ما يدفع إلى مزيد من الاستيراد والتخلي عن الإنتاج المحلي، ويؤثر سلبا على النمو الاقتصادي، خاصة في قطاعات الإنتاج السلعي. كما يمكن تفسير هذا الأثر بالنظر إلى الخلل الذي تحدثه أعراض المرض الهولندي، والتي يعاني منها الاقتصاد الليبي، حيث يؤدي تقدير سعر الصرف فوق قيمته الحقيقية إلى نمو القطاعات المنتجة للسلع غير القابلة للتبادل الدولي بمعدلات أعلى من معدلات النمو في القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتبادل الدولي، ويجعل بالتالي استيراد السلع أجدى اقتصاديا من تصنيعها محليا.

3.2.2 تقدير التكامل المشترك في الأجل القصير:

الجدول (6) يبين نتائج تقدير الأجل القصير باستخدام اختبار (VAR).

جدول (6) نتائج تقدير الأجل القصير للمتغيرات

المتغيرات	قيمة المعامل	الخطاء المعياري	قيمة (t)	الاحتمالية
Ecm (-1) *	-0.191	0.052	-3.67	0.0009
DLREX (-2) *	0.480	0.207	2.299	0.0287
DLPOIL (-2) *	0.107	0.014	3.251	0.0201
C*	0.044	0.014	3.251	0.0028
R^2	0.56			
F	3.833	Probe (0.0004)		
D.W	2.38			

* تشير بكونها مقبولة عند مستوى معنوية 5% .
- تم الحصول على هذه النتائج من مخرجات برنامج E-views 10

$$LRGDP=0.044+0.48^{*}\ DLREX_{(-2)} + 0.107^{*}DLPOIL_{(-2)} -0.191MEC_{(-1)} \quad \ldots\ldots\ldots (3)$$

4. تقييم المعالم المقدرة:

من النتائج المتحصل عليها من الجدول (6) بلغت قيمة الثابت حوالي (0.044) ، وبإشارة موجبة وهذا يعني أنه عندما لا توجد أية صدمات في أسعار النفط أو تغيرات في سعر الصرف الحقيقي، فإن الناتج المحلي سوف ينمو بمعدل 0.044%، وجاءت إشارة سعر الصرف موجبة بقيمة (0.48) بمعنى أن ارتفاع سعر الصرف بنسبة 1% في الأجل القصير سيؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة (0.48%). كما أن إشارة تقلبات أسعار النفط جاءت موجبة هي أيضا بقيمة (0.107)، بمعنى أن الزيادة الدائمة في سعر النفط بنسبة 1% في الأجل القصير سيؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة 0.11% تقريباً.

كما أن نموذج تصحيح الخطأ (ECM) جاء بالإشارة السالبة (0.191-)، وهو مقبول بالنظر إلى قيمة (t) التي بلغت (3.67-)، وهذا يعني بأن ما نسبته 19.1% من اختلالات الأجل القصير يتم تصحيحها للوصول إلى التوازن في الأجل الطويل.

وبإجراء اختبار السببية (Wald test) بين سعر الصرف والنمو الاقتصادي في الأجل القصير، فقد تم رفض فرض العدم القائل بعدم وجود علاقة في الأجل القصير وكان ذلك عند مستوى دلالة (1%) ، وقبول الفرض البديل بوجود علاقة، حيث كانت القيمة الاحتمالية أقل من (0.05) لجميع المعاملات المقدرة، كما هو مبين بالجدول (7).

جدول (7) اختبار (Wald Test) لتقدير العلاقة في الأجل القصير بين سعر الصرف والنمو الاقتصادي.

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.243544	(2, 30)	0.0531
Chi-square	6.487088	2	0.0390

- تم الحصول على هذه النتائج من مخرجات برنامج E-views 10.

أما بالنسبة للعلاقة ما بين سعر النفط والنمو الاقتصادي ، فهي أيضاً وجدت في الأجل القصير، حيث تم رفض فرض العدم "فرض العدم القائل" بعدم وجود علاقة في الأجل القصير *عند مستوى دلالة (1%)* وقبول الفرض البديل بوجود علاقة كما هو مبين بالجدول (8) .

جدول (8) اختبار (Wald Test) لتقدير العلاقة في الأجل القصير
بين أسعار النفط والنمو الاقتصادي.

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.074416	(2, 30)	0.0610
Chi-square	6.148832	2	0.0462

- تم الحصول على هذه النتائج من مخرجات برنامج E-views 10.

- **التقييم وفق معايير الاقتصاد القياسي:**

يستخدم معيار الاقتصاد القياسي لمعرفة مدى توافر الخصائص المرغوبة من عدم تحيز والاتساق لمتغيرات النموذج، فإذا لم تستوف فروض الاقتصاد القياسي المستخدمة فإما أن تفقد المقدرات خصائصها المرغوبة أو تصبح المعايير الإحصائية غير صالحة للاستخدام، حيث لا يمكن الاعتماد عليها في تحديد معنوية هذه المقدرات.

أ- مشكلة الارتباط الذاتي:

من خلال التقدير الاستكشافي فإن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي ويتضح ذلك من خلال قيمة (D.W) البالغة حوالي (2.38)، وكذلك من نتائج اختبار (LM test)، والموضحة بالجدول (9) ، حيث تم قبول فرض العدم (H_0)، الذي ينص على عدم وجود مشكلة ارتباط ذاتي.

جدول (9)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.519193	Prob. F(2,28)	0.0986
Obs*R-squared	5.795036	Prob. Chi-Square(2)	0.0552

- تم الحصول على هذه النتائج من مخرجات برنامج E-views 10.

ب- مشكلة اختلاف التباين:

من خلال اختبار (Breusch-Pagan)، اتضح بأن النموذج لا يعاني مشكلة اختلاف تجانس تباين عنصر الخطأ العشوائي (Heteroscedasticity) ، كما هو موضح بالجدول رقم (10)، حيث تم قبول فرض العدم (H0)، الذي ينص على عدم وجود مشكلة اختلاف التباين، ورفض الفرض البديل.

جدول (10)

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.804080	Prob. F(9,28)	0.6161
Obs*R-squared	7.804227	Prob. Chi-Square(9)	0.5540
Scaled explained SS	3.870769	Prob. Chi-Square(9)	0.9197

- تم الحصول على هذه النتائج من مخرجات برنامج E-views 10.

5. النتائج والتوصيات:

وفقاً للنتائج المتحصل عليها، فقد أظهرت النتائج وجود علاقة قوية بين سعر الصرف والنمو الاقتصادي في الأجل الطويل، بينما لم تكن علاقة أسعار النفط قوية بالشكل الكافي. كما بينت النتائج أيضاً وجود علاقة بين سعر الصرف والنمو الاقتصادي في الأجل القصير، وقد استنتجت الدراسة أن سعر النفط يلعب دوراً إيجابياً في التأثير على الناتج المحلي الإجمالي في المدى القصير، وهو ما يفسره أن ارتفاع أسعار النفط يؤدي إلى دخل نقدي أعلى، سوف ينعكس في صورة ارتفاعات في الطلب الكلي، بشقيه العام والخاص، ما من شأنه أن يؤثر طرديا على إجمالي الناتج المحلي(النمو)، والأمر ذاته بالنسبة لسعر الصرف.

وفي هذا السياق؛ ومن خلال النتائج التي تم الحصول عليها من تحليل النموذج القياسي، يمكننا تقديم بعض التوصيات:

أ- ضرورة إجراء دراسة شاملة من أجل وضع برنامج للتنوع الاقتصادي في الدولة وإيجاد مصادر إضافية و / أو بديلة للدخل والصرف الأجنبي.

ب- السعي إلى إنشاء صناعات تحويلية من أجل تعزيز الصادرات غير النفطية، إضافة إلى زيادة درجة التصنيع في السلع المصدرة إلى الخارج.

ج- الاستفادة من الميزة النسبية للموارد الطبيعية التي تزخر بها البلاد في جلب الاستثمارات الأجنبية، لتوفير الصرف الأجنبي.

د- التوسع في الإنفاق الرأسمالي والتنموي، وذلك من أجل تحسين البنية التحتية والخدمات العامة، إلى جانب العمل على ترشيد الإنفاق التسييري.

ه- وضع سياسة تجارية تشجع على توريد المعدات الرأسمالية والإنتاجية، وذلك للمساعدة في إيجاد وتنمية صناعات محلية تسهم في تنوع مصادر الدخل وتوفير فرص عمل.

المراجع:

- Akpan, E., 2009. Oil price shocks and Nigerian's macro economy. *Journal of Economics*, 4, (2), 12–19.

- Aliyu, S., 2009. Impact of oil shocks and exchange rate volatility on economic growth in Nigeria: An Empirical Investigation. *Research Journal of International Studies,* 11, (4), 11-15.

- Amaira Bouzid .2011. The Relationship of oil prices and Economic Growth IN Tunisia ;Avector Error correction Model Analysis. *The Romanian Economic Journal.*

- Apereo, et al., 2013. Macroeconomic of oil price Levels and Volatility in Nigeria. *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences,* 2, (4), 2226-3624.

- Bachetta, P., & van , W. E., 2000. Does exchange rate stability trade and welfare? *American Economic Review,* 90, 1093-1109.

- Blanchard, Olivier .1997. *Macroeconomics*. Prentice Hall, Upper Saddlr River, New Jersy 07458.

- Dickey, D. A., & Fuller, W. A., 1979. Distribution of estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of American Statistical Association,* 74, 427-431.

- Dikkaya, Mehmet & Bayram Veli Doyar . 2017. Causality Among Oil Prices, GDP and Exchange Rate: Evidence from Azerbaijan and Kazakhstan. *bilig***,** Autumn, 83.

- Ebrahim, Zoheir et al., 2014. Macroeconomic impacts of oil price volatility: mitigation and resilience. *Frontiers in Energy*, 8, (1), 9-24, doi:10.1007/s11708- 014-0300-3.

- Edgmand .1987. *Macroeconomics theory And Policy*. Third Edition.

- Engle, R. F., & Granger, C. W., 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometric*, 55, 251-276.

- Fakhri Hasanov .2010. The Impact of Real oil price on Real Effective Exchange Rate: The Case of Azerbijan, available at: http://ssrn.com.

- Gbatu, et al., 2017. Causal Effects and Dynamic Relationship between Exchange Rate Volatility and Economic Development in Liberia. *International Journal of Economics and Financial Issues,* 7, (4).

- Gerardo, et al., 2002. The Impact of G-3 Exchange Rate Volatility on Developing Countries. *CID working paper*, 86, (February).

- Greenspan, A., 2004. In Oil and the Macro economy Since the 1970s by Barsky, R. and L. Retrieved from http://. www.cepr.o rg/pubs/dps/DP4496.asp on 28th, June.

- Gujarati, N. D., & Dawn, C. P., 2004. *Basic Econometrics.* Fourth Edition. The McGraw-Hill Series.

- Hamilton, J., 2008. Oil and the Macro economy. In: S. Durlauf and L. Blume (Eds.), New Palgrave Dictionary of Economics and the Law, 2nd ed ,McMillan.

- Hamilton, J. D., 1983. Oil and the Macro economy since World War II. *Journal of Political Economy,* 91, 228-248.

- Ibrahem, A. E., 2011. Real Influences of Real Exchange Rate and Oil Price Changes on The Growth of Real GDP: Case of Bahrain. *International Conference on Management and Service Science,* 155-164.

- J. Bradford delong .2002. *Macroeconomics*. Updated Edition ,McGraw-Hill, Irwin.

- Jin, G., 2008. The Impact of Oil Price Shock and Exchange Rate Volatility on Economic growth: A Comparative Analysis for Russia Japan and China. *Research Journal of International Studies*, 8, 98-111.

- Johansen, S., 1988. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, 231-254.

- Johansen, S. & Juselius, K., 1990. Maximum Likelihood Estimation and lnferences on Cointegration with Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 52, (2), 169-210.

- Jumah, A. & Pastuszyn, G., 2007. Oil price shocks, monetary policy and aggregate demand in Ghana. Economic series. *Institute of Advance Studies,* Vienna.

- Matthew, A. O. & Adegboye, B. F., 2014. An Analysis of the Effect of Oil Price Shock and Exchange Rate Instability on Economic Growth in Nigeria. *Scottish Journal of Arts, Social Sciences and Scientific Studies,* Journals website: http://www.ibimapublishing.com

- Mohammad Reza Farnazegan, et al., 2007. The Effects of oil price shocks on the Iranian Economy. *JEL classification*, E32; E37; Q32.

- Olomola, P. A., 2006. Oil Price shock and aggregate Economic activity in Nigeria. *African Economic and Business Review*, 4, (2), fall.

- Phillips, & Ouliaris. 1990. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometric,* 58, (1), 165-193.

- Phillips, P. & Perron, P., 1988. Testing for a unit root in time series. *Biometrica,* 75 , 335-346.

- Rebeca, et al., 2013. oil price shocks and GDP Growth Empirical Evidence For Same OECD countries. *The European Central Bank*.

- Rupa, Chanda. 2015. Study of Imp-

act of Oil Price Volatility on Different Economies. Available at: http://tejas.iimb.ac.in>articles

- Schnabl, G., 2007. Exchange Rate Volatility and Growth in Small Open Economies at the EMU Periphery. Working Paper Series, accessed from http://www.ecb.int , 773.