أثـر التقلبـات في أسـعار النفط
على النـمو الاقتصـادي في مصـر

The impact of Oil-Price Volatility on the Economic Growth in Egypt

إعداد

أحمد محمد صدقي خليفة

مدرس مساعد بقسم الاقتصاد

كلية التجارة – جامعة الزقازيق

abosidky@zu.edu.eg

مجلة البحوث التجارية - كلية التجارة جامعة الزقازيق

المجلد الخامس والأربعين - العدد الرابع أكتوبر 2023

رابط المجلة: https://zcom.journals.ekb.eg/

أثر التقلبات في أسعار النفط على النمو الاقتصادي في مصر

الملخص

تهدف الدراسة إلى تحليل وقياس أثر التقلبات في الأسعار العالمية للنفط على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة الزمنية (1980 – 2021)، حيث شهدت الفترة العديد من التقلبات النفطية خاصة في السنوات الأخيرة. ونظراً لأن تقلبات المتغيرات المالية ومنها أسعار النفط لا تظهر سوى في البيانات ذات التكرارات العالية فقد تم استخدام بيانات شهرية لأسعار النفط لحساب مستوى التقلبات بها ***Oil Price Volatility (OPV)*** باستخدام نموذج ***Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (EGARCH)***، والذي يُعد أكثر دقة وملائمة في التعبير عن التقلبات في المتغيرات الاقتصادية والأسعار العالمية للنفط. وقد اعتمد التقدير على نموذج انحدار عينات البيانات المختلطة ***Mixed-Data Sampling (MIDAS)***، ونموذج الانحدار الذاتي غير الخطي ذي الفجوات المبطأة ***Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL)***، الذي يأخذ بعين الاعتبار العلاقة غير الخطية للتأثير غير المتماثل بين المتغيرات في المدى القصير والطويل باستخدام دوال الاستجابة للصدمات ***Impulse Response Function (IRF)*** وتحليل مكونات التباين ***Variance Decomposition (VDCs)***، وذلك بعد التأكد من سكون السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة باستخدام اختباري ديكي - فوللر الموسع ***ADF*** واختبار فيلبس – بيرون ***P-P***.

وقد أشارت النتائج إلى أن هناك علاقة عكسية توازنية طويلة الأجل أي علاقة تكامل مشترك بين تقلبات أسعار النفط والنمو الاقتصادي في مصر، كذلك أوضحت النتائج وجود عدم تناظر أو عدم تماثل في تأثير تقلبات أسعار النفط الموجبة والسالبة على النمو الاقتصادي.

الكلمات الدالة: تقلبات أسعار النفط، النمو الاقتصادي، الاقتصاد المصري، الموارد القابلة للنضوب، نموذج ***EGARCH*** نموذج ***MIDAS***، نموذج ***NARDL***

مقدمة

يُعتبر النفط من أهم الاكتشافات التي توصل إليها الإنسان منذ عام 1859 وأصبح عنصراً حيوياً من عناصر الحياة اليومية، فهو المصدر الأول والأساسي للطاقة، ومحور الإنتاج الصناعي والزراعي في العالم المعاصر. كما لم يعد مجرد سلعة تجارية عابرة، بل أصبح أهم سلعة في التجارة الدولية وتمثل تجارة النفط الخام ومشتقاته نسبه مرتفعة من التجارة العالمية خاصه وأنه يتدفق من مجموعه من الدول باتجاه مجموعة أخرى، مما يجعل لأي تغير في أسعاره أثراً كبيراً على الميزان التجاري ومن ثم على مستوى الأداء الاقتصادي لكل من الدول المصدرة والمستوردة (ابراهيم، 2019).

لذا فإن التقلبات في سعر النفط، بوصفها أحد أهم عناصر الإنتاج، تؤدي إلى تغيرات في الاتجاه نفسه في تكاليف الإنتاج ويترك آثاراً مختلفة في المتغيرات الاقتصادية الكلية ومنها النمو الاقتصادي. كما أشار (***Rafiq et al., 2009***) إلى أنَّ هذا التأثير في البلدان المستوردة للنفط، يعتمد بدرجة كبيرة على الهيكل الإنتاجي في الاقتصاد وبنسبة مساهمة القطاعات الإنتاجية في تكوين الناتج المحلي الإجمالي. كما أنّ الإنتاج الصناعي وإلى حد ما الإنتاج الخدمي وتوليد الطاقة الكهربائية يعتمد، منذ منتصف القرن العشرين وإلى الآن، بشكل أساسي على النفط ومشتقاته، وربما سيستمر هذا الاعتماد لقرن قادم، ولكن بمعدل متناقص (المصبح، 2018).

ولقد كانت مصر مصدر صافٍ للنفط ومنتجاته خلال الفترة (81 – 2006)، ثم تحولت إلى مستورداً صافياً للنفط ومنتجاته منذ عام (2007 وحتى الآن)، نظراً لازدياد الاستهلاك بمعدل سنوي بلغ في المتوسط 3% خلال السنوات الخمسة عشر الأخيرة ليفوق مستوى إنتاج النفط، وقد بلغت قيمة الصادرات المصرية من النفط نحو 8.597 مليار دولار عام 2021، بينما بلغت قيمة الواردات المصرية من النفط نحو 8.604 مليار دولار في العام نفسه. أي أن العجز التجاري النفطي المصري بلغ 6.7 مليون دولار في ذلك العام (المصري، 2023).

وترتيبا على ذلك فإن **الأثر المباشر** لتراجع أسعار النفط يعتبر إيجابيا بالنسبة للميزان التجاري المصري والموازين الخارجية عموما. كما سيقلل الضغوط المتعلقة بالاحتياج للعملات الحرة لتمويل الواردات النفطية، وبالتالي يمكن أن يؤثر إيجابيا على قيمة الجنيه المصري في مواجهة العملات الحرة الرئيسية.

لكن بالمقابل هناك **آثار سلبية غير مباشرة**، حيث إنَّ تراجع أسعار النفط سيؤثر على المساعدات العربية لمصر، كما سيؤثر على الاستثمار الأجنبي والسياحة وتحويلات العاملين من الخارج. حيث يعمل عدد كبير من المصريين في البلدان العربية المصدرة للنفط، وهذا الأمر يمكن أن يؤثر على

تحويلات المصريين العاملين في الدول العربية المصدرة للنفط. وكان صافي تحويلات المصريين العاملين في الخارج قد بلغ نحو 31.5 مليار دولار في العام المالي 2021 بما يجعل تلك التحويلات ثاني أهم مورد للنقد الأجنبي في مصر بعد الصادرات السلعية. وإذا تأثرت تلك التحويلات سلبياً فإن ذلك سوف يؤثر سلبياً على قيمة الجنيه المصري مقابل الدولار والعملات الحرة الرئيسية.

كما أن الاستثمارات المباشرة القادمة من الدول العربية النفطية ستتأثر بسبب انخفاض أسعار النفط، وكذلك ستتأثر الاستثمارات قصيرة الأجل الداخلة للاستثمار بالبورصة وأدوات الدين المحلي قصيرة الأجل. وكذلك ستتأثر السياحة الوافدة من الدول النفطية لمصر جراء انخفاض أسعار النفط. كذلك فإن ثلث الصادرات السلعية المصرية يتجه إلى الأسواق العربية وفي مقدمتها المملكة العربية السعودية وليبيا، وبالتالي فإن أي عملية ترشيد للواردات في تلك البلدان يمكن أن تؤدى إلى تخفيض حجم الصادرات السلعية المصرية إليها

1: مشكلة البحث:

تتسم أسعار النفط بالتقلب على المدى القصير، وعلى المدى البعيد (على مدى العقود الأربعة الماضية) شهدت أسعار النفط خمس دورات رواج وكساد كبيرة. وقد تباشر تلك التقلبات تأثيراً مباشراً على معدلات النمو الاقتصادي للدول المصدرة للنفط والمستوردة له على حدٍ سواء، سواء إيجاباً أو سلباً، وعليه فإنَّ الدراسة تركز على تقدير أثر التقلبات في أسعار النفط العالمية على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة (1980 – 2021).

وتُثير هذه التقلبات في أسعار النفط جدلاً واسعاً لما لها من تأثيرات هامة على النمو الاقتصادي في مصر باعتبارها دولة مستوردة للنفط وتعتمد بشكل كبير على استيراد النفط الخام، وبالتالي تكون أكثر تعرضاً للتأثر بالتقلبات التي تحدث في أسعاره، خاصة في ظل القرارات الأخيرة التي تم اتخاذها بشأن التخفيض التدريجي لدعم الطاقة في إطار برنامجها الإصلاحي منذ عام 2016.

وبناءً على ذلك تطرح هذه التقلبات في أسعار النفط التساؤل ويمكن صياغة التساؤلين التاليين:

أ) ما هو حجم تأثير تقلبات أسعار النفط العالمية على النمو الاقتصادي في مصر؟

ب) هل يتسم أثر تقلبات أسعار النفط على النمو الاقتصادي في مصر بكونه أثر متماثل أم غير متماثل؟

2: هدف الدراسة:

في ضوء الطلب المتزايد على النفط والتقلبات الحادة في أسعاره هناك ما يُبرر دراسة العلاقة بين تقلبات أسعار النفط والنمو الاقتصادي. ويتركز هدف الدراسة حول تقدير حجم واتجاه تقلبات أسعار

النفط العالمية على النمو الاقتصادي في مصر، وكذلك دراسة العوامل المؤثرة على أسعار النفط، بالإضافة إلى بحث التأثيرات غير المتماثلة لتقلبات أسعار النفط (أي التقلبات الموجبة والسالبة) على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة محل الدراسة.

3: الدراسات السابقة:

حظيت العلاقة بين تقلبات أسعار النفط والنمو الاقتصادي باهتمام كبير في مجال الاقتصاد الكلي، بيد أن العلاقة بينهما ليست محددة تحديداً دقيقاً، ووجد أنَّ هناك جدلاً مستمراً واختلافاً كبيراً في نتائجها، فقد تختلف النتائج باختلاف الدولة أو المجموعة التي تنتمي لها الدولة محل البحث فيما إذا كانت من الدول المصدرة للنفط أو المستوردة له، وكذلك فيما إذا كانت متقدمة أو نامية. وكذلك المنهجية المستخدمة في التحليل، والفترة الزمنية، والمتغيرات الحاكمة والمساعدة التي يتم الاستعانة بها في التحليل، ولذلك تختلف النتائج التجريبية – بل إنها قد تتعارض أحياناً – وهو ما سيتم توضيحه من خلال استعراض الدراسات السابقة.

تهدف دراسة (***Jouini & Gaaloul, 2021***) إلى معرفة آثار التقلبات في أسعار النفط على النمو الاقتصادي. وقد تم استخدام نهج تقدير المجموعة المتوسطة المجمعة ***Pooled Mean Group*** (***PMG***) في إطار نماذج الانحدار الذاتي (***panel-NARDL***) لبحث آثار التقلبات في أسعار النفط على النمو الاقتصادي على المدى الطويل والمدى القصير، من خلال التحكم في الاستثمار والقوى العاملة والانفتاح التجاري في النموذج، لدول مجلس التعاون الخليجي من عام 2000 إلى عام 2019. وتشير النتائج إلى أن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يتفاعل بشكل إيجابي وكبير مع تقلبات أسعار النفط على المدى الطويل. كما أن التقلبات الإيجابية في أسعار النفط لها تأثير إيجابي وهام على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، بينما تؤثر التقلبات السلبية في أسعار النفط سلباً وبشكل ملحوظ على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي على المدى الطويل. بالإضافة إلى ذلك، فإن استجابات الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لانخفاض أسعار النفط أعلى من الاستجابات لارتفاع أسعار النفط، مما يعني أن النشاط الاقتصادي يبدو أكثر حساسية تجاه التقلبات السلبية من التقلبات الإيجابية. كما كشفت النتائج أن الاستثمار والانفتاح التجاري لهما تأثير إيجابي وهام على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

كما ركزت دراسة (***He et al., 2010***) على تأثير تقلبات أسعار النفط على النمو الاقتصادي في دول مختارة من مجموعة دول الشرق الأوسط وشمال إفريقيا، حيث استخدم الباحثان نماذج متجه الانحدار الذاتي [***VAR***] لقياس أثر تقلبات أسعار النفط على معدل النمو الاقتصادي للدول المختارة،

ولوحظ أنَّ العلاقة بين المتغيرين (حجم التكوين الرأسمالي) كمتغير تابع و (سعر النفط) كمتغير مستقل علاقة خطية.

وتهدف دراسة (***Ito, 2010***) إلى دراسة تقلبات تأثير أسعار النفط تجريبيًا على مستويات التضخم وسعر الصرف الفعلي الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لروسيا. ولقد تم استخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (***VAR***) لبيانات ربع سنوية تمتد للفترة (1995:1 - 2009:3). وتشير النتائج إلى أن ارتفاع (انخفاض) أسعار النفط بنسبة 1٪ تساهم في نمو (انخفاض) الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة 0.44٪ على المدى الطويل. وبالمثل، نجد أن ارتفاع أسعار النفط على المدى القصير (4 أرباع) لا يؤدي فقط إلى تحفيز التضخم والنمو الاقتصادي سلبيًا وإيجابيًا، على التوالي، ولكن أيضًا يؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الفعلي الحقيقي.

وتهدف دراسة (***Rafiq et al., 2009***) إلى بحث أثر تقلب أسعار النفط على مؤشرات الاقتصاد الكلي في تايلاند. باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (***VAR***) لبيانات ربع سنوية تمتد للفترة (1993:1– 2006:4)، وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة سببية بين تقلبات أسعار النفط ومؤشرات الاقتصاد الكلي مثل البطالة والاستثمار. كما بينت النتائج أن أثر تقلبات أسعار النفط ينتقل إلى عجز الميزانية في تايلاند. وقد يكون نظام تعويم سعر الصرف الذي تم تطبيقه بعد الأزمة المالية الآسيوية (1997-1998) هو المساهم الرئيسي في قناة التأثير الجديدة هذه.

كما تهدف دراسة (***Ayadi, 2005***) إلى تحليل العلاقة بين تقلبات أسعار النفط على النمو الاقتصادي من خلال الإنتاج الصناعي في نيجيريا، باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (***VAR***) لبيانات سنوية تمتد للفترة (1980 – 2004)، وتشير النتائج إلى أن التقلبات في أسعار النفط تؤثر على أسعار الصرف الحقيقية، التي تؤثر بدورها على الإنتاج الصناعي. ومع ذلك، فإن هذا الأثر غير المباشر لأسعار النفط على الإنتاج الصناعي ليس ذا دلالة إحصائية. لذلك، فإن الآثار المترتبة على النتائج المعروضة في هذه الدراسة هي أن زيادة أسعار النفط لا تؤدي إلى زيادة الإنتاج الصناعي في نيجيريا.

واستخدم (***Peter Ferderer, 1996***) بيانات أمريكية تمتد للفترة من (***1970: 1 – 1990: 12***) لمعرفة ما إذا كانت العلاقة بين تقلبات أسعار النفط وأداء الاقتصاد الكلي كبيرة، قام الباحث مؤشر التذبذب بالانحراف المعياري لأسعار النفط خلال الشهر الواحد. وتوصل إلى أن التقلب في أسعار النفط يحتوي على معلومات مستقلة كبيرة تساعد في التنبؤ بنمو الإنتاج الصناعي. كما وجد باستخدام أسلوب ***VAR*** بأنه توجد أدلة على أن اضطرابات سوق النفط تؤثر في الاقتصاد من خلال الصدمات القطاعية وقنوات عدم اليقين. علاوة على ذلك، فإن التضييق النقدي رداً على ارتفاع أسعار

النفط يفسر جزئياً العلاقة بين أسعار النفط والناتج وتفاعل الاحتياطي الفيدرالي مع زيادة أسعار النفط مقارنة مع تأثير انخفاض أسعاره. وتخلص الورقة إلى أن الصدمات القطاعية وقنوات عدم التيقن توفر حلاً جزئياً للألغاز غير المتماثلة بين أسعار النفط والإنتاج.

ومن استعراض الدراسات السابقة عن أثر التقلبات في أسعار النفط والنمو الاقتصادي، يمكن استنتاج ما يلي:

أ) عدم وجود توافق ما بين الدراسات السابقة عن مدى وجود تأثير لتقلبات أسعار النفط على النمو الاقتصادي من عدمه، وفي حالة وجود تأثير فإنَّه يوجد اختلاف في حجم واتجاه هذا التأثير. كما لُوحظ مع بداية هذا القرن التزامن بين الانخفاض في فوائض الطاقة الإنتاجية والتنامي في الطلب على النفط، مما سبب تصاعداً في الأسعار الأمر الذي يثير الشك في فهم العلاقة بين النمو الاقتصادي والطلب على النفط وكذلك الأسعار النفطية، فمثلاً الانخفاض الكبير في أسعار النفط في منتصف الثمانينيات لم يُستتبع بنمو اقتصادي كبير في الدول المستهلكة، الأمر الذي يدعو للتفكير في إمكانية أن يكون النمو الاقتصادي نفسه هو المسئول عن تغير سعر النفط وفي الطلب عليه، فيرى البعض أن أسعار البترول لها تأثير مُثبط للنمو الاقتصادي، ويرى آخرون أن التأثير يأتي من النمو الاقتصادي لأسعار النفط والطلب عليه وليس العكس.

ب) يختلف تأثير التقلبات في أسعار النفط على النمو الاقتصادي من دولة لأخرى - فيما إذا كانت الدولة مصدرة للنفط أو مستوردة له، وكذلك فيما إن كانت متقدمة أو نامية – وحتى من فترة زمنية لأخرى داخل نفس الدولة، وبالتالي العلاقة غير محددة وقد يكون الأثر سالب أو موجب. ويتوقف ذلك على مجموعة كبيرة من العوامل والظروف المختلفة المرتبطة بالدولة أو بالاقتصاد العالمي واتجاهات التغير في الأسعار، والتي تحدد درجة استجابة الاقتصاد المحلي للتقلبات في أسعار النفط وقدرته على مواجهتها والتكيف معها باستخدام السياسات المالية والنقدية المناسبة. ومن أهم هذه العوامل طبيعة الدولة وما إذا كانت دولة مصدرة أم مستوردة للنفط، وهيكل القطاع الصناعي، وخصائص الصناعات المختلفة ومدى كثافة استخدامها للنفط ومدى توسعها، ونسبة تكاليف النفط من إجمالي نفقات الإنتاج. بالإضافة إلى مدى مساهمة هذه التقلبات في التأثير على مستوى الناتج المحلي الإجمالي والتضخم وغيرها من المتغيرات.

ج) كذلك من العوامل التي تؤدي إلى اختلاف أثر التقلبات في أسعار النفط دور الحكومة ومدى تدخلها في دعم الاقتصاد والصناعة لتخفيف أثر هذه التقلبات وتجنب حدوث الأزمات الاقتصادية. وبالتالي الخفض الكبير في دعم الطاقة يثير انتقاد العديد والأطراف والجهات في الدول المستوردة وذلك على خلاف الدول المصدرة للنفط.

د) وبالتالي فإن الأثر النهائي لتقلبات أسعار النفط العالمية على النمو الاقتصادي يتوقف على الأثر الصافي لعدة جوانب يصعب التأكد منها بشكل قاطع، حيث يكون الأثر نتيجة تفاعل كافة هذه العوامل والمتغيرات. الأمر الذي يُفسر اختلاف نتائج الدراسات التطبيقية على الدول المختلفة واستنتاجها بأن العلاقة غير ثابتة بالنسبة للدول المختلفة أو عبر الزمن للدولة الواحدة.

وتمثل هذه الدراسة استكمالاً للجهد العلمي لتحليل وبيان أثر تقلبات أسعار النفط العالمية على النمو الاقتصادي في مصر. وأهم ما يميز هذه الدراسة عن غيرها من الدارسات أنها تقوم على:

أ) قياس أثر التقلبات في أسعار النفط خلال الفترة الزمنية (1981 – 2021) والتي مر فيها الاقتصاد بالعديد من والأحداث الاقتصادية (مثل تحول الاقتصاد المصري من مصدر صافٍ للنفط خلال الفترة (1981 – 2016)، إلى مستورد صافٍ له خلال الفترة (2016 – 2021)، وتحرير سعر الصرف، والرفع التدريجي للدعم عن المنتجات البترولية وتطبيق آلية التسعير التلقائي وغيرها من الأحداث) والسياسية (مثل حرب أكتوبر 1973، أحداث الأقصر، ثورة يناير 2011 وغيرها من الأحداث) التي مر الاقتصاد بها خلال فترة الدراسة، وذلك على خلاف الكثير من الدراسات التي قامت ببحث الأثر على الدول المصدرة أو المستوردة بشكل منفصل.

ب) اختلاف طبيعة الاقتصاد المصري سواء خلال الفترة الأولى أو الفترة الثانية عن غيرها من الدول المصدرة أو المستوردة للنفط من حيث درجة التنوع ومدى توافر البنية التحتية، والاستقرار المالي والاقتصادي والسياسي، وهو ما يجعل من الصعوبة بمكان تعميم الأثر على جميع الدول سواء المستوردة أو المصدرة بنفس الطريقة والتفسير.

ج) استخدام مؤشر تذبذب أو تقلب أسعار النفط والذي تم حسابه باستخدام منهجية (***EGARCH***)، وفق التعريف الرياضي الذي سيرد لاحقاً، كمغير مفسر رئيسي، والذي يحوي الكثير من الارتفاعات والانخفاضات خلال فترة الدراسة، وذلك على خلاف الكثير من الدراسات التي قامت ببحث أثر كلاً من الارتفاع أو الانخفاض بشكل منفصل، وهو ما يؤدي إلى عدم القدرة على التيقن من أثر التقلبات في أسعار النفط على النمو الاقتصادي.

د) الأخذ في الاعتبار الأثر غير المباشر لتقلبات أسعار النفط على النمو الاقتصادي بالإضافة إلى الأثر المباشر، وذلك من خلال إدراج العديد من القنوات الناقلة للأثر، وهو ما قد يؤدي إلى اختلاف الدارسة الحالية عن الكثير من الدراسات السابقة في مدى وجود أثر من عدمه، وفي حال وجود أثر معنوي، فإن أخذ هذه القنوات في الاعتبار من عدمه يؤدي إلى الاختلاف في حجم وقوة هذا الأثر.

ه) استخدام منهجية حديثة نسبياً ***MIDAS*** والتي تتميز بإمكانية استخدام متغيرات ذات تكرارات مختلفة، حيث تم قياس التقلبات في أسعار النفط على أساس شهري والنمو الاقتصادي على أساس سنوي.

و) استخدام منهجية ***NARDL*** لقياس الأثر غير المتماثل ***Asymmetry*** لتقلبات أسعار النفط من خلال تحليل وتجزئة أسعار النفط إلى تقلبات موجبة وسالبة، وتتمثل ميزة هذا النموذج في أنه يفحص كلاً من التأثيرات غير المتكافئة قصيرة وطويلة المدى لتقلبات أسعار النفط على النمو الاقتصادي.

4: فرضية الدراسة:

في ضوء الدراسات المُشار إليها سابقاً، يُمكن صياغة فرضية الدراسة كما يلي:

أ) يوجد تأثير سلبي ذو دلالة إحصائية لتقلبات أسعار النفط العالمية على النمو الاقتصادي في مصر.

ب) هناك عدم تماثل بين التقلبات الموجبة والسالبة لسعر النفط على النمو الاقتصادي في مصر.

5: تقدير حجم تقلبات أسعار النفط العالمية:

إنَ لتقلبات أسعار النفط أثر كبير على أداء الاقتصاد الكلي كما أكدت بعض الأدبيات. (***Boyd et al., 2016***; ***Pindyck, 2004***; ***Sadorsky, 1999***) إذ يتم قياس أثر التقلبات في أسعار النفط باستخدام عدة نماذج، وقد وضح (***Engle, 1982***) أن استخدام نموذج ***GARCH*** لقياس التقلبات يعتبر أفضل من استخدام الانحراف المعياري (ومن ثم فإنَّ هذه الدراسة ستقوم على استخدامه). ويفترض نموذج ***GARCH*** التقليدي أنَّ التقلبات السالبة لها نفس تأثير التقلبات الموجبة، ولهذا سنقوم باستخدام نموذج ***EGARCH*** لـ (***Nelson, 1991***) حيث إنَّ هذا النموذج يفترض أن التقلبات السالبة لها تأثير أكبر من نظيرتها الموجبة. وقد تم استخدامه كمؤشر للتقلبات في أسعار النفط في العديد من الدراسات منها على سبيل المثال (***Baffes & Kshirsagar, 2016***; ***Bank, 2015***; ***Cheong, 2009***; ***Li & Karlsson, 2022***; ***Sekati et al., 2020***; ***Shen, 2021***).

ويعتمد التباين الشرطي في نموذج ***EGARCH*** على إشارة ***Signe*** وسعة أو مدى ***Amplitude*** التمثيلات السابقة لحدود الخطأ. وذلك لأنه في هذا النموذج يكون المتغير التابع هو لوغاريتم التباين الشرطي وبهذا نتلافى قيود نماذج ***GAECH*** التي يشترط أن تكون معلمات النموذج موجبة، كما يعد من النماذج التي تسمح بعدم التماثل في تأثير الصدمات الإيجابية والسلبية، حيث إنَّ هذا النموذج

يفترض أن الصدمات السالبة لها تأثير أكبر من نظيرتها الموجبة. وباستخدام هذا النموذج يمكن حساب التقلبات في أسعار النفط كما يلي:

$$\begin{cases} OPV_t = \omega + \alpha_1 OPV_{t-1} + \varepsilon_t, \rightarrow\rightarrow\rightarrow \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \\ Log(\sigma_t^2) = \varpi + \beta_1 Log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha_1 \left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \gamma_1 \left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| \end{cases}$$

معادلة المتوسط المشروط

معادلة التباين المشروط

حيث إنَّ OPV_t تمثل أسعار النفط. ويتم استخدام الانحراف المعياري المقدر $\sigma_t^T = 1$ لتقدير تقلبات أسعار النفط. ويكون نموذج ***EGARCH (1, 1)*** متماثل طالما ان $\gamma_1 < 0$.

وتُصنف نماذج ***EGARCH*** العلاقة بين القيم الماضية للخطأ العشوائي ولوغاريتم التباين الشرطي، في ظل وجود قيود على المعاملات التي تضمن عدم سلبية التباين الشرطي، كما أن هذه النماذج تسمح بوجود معلمات موجبة أو سالبة وهو ما يسمح بنمذجة مختلف التأثيرات غير المتماثلة للصدمات على التباين الشرطي.

وقد تم استخدام نموذج ***EGARCH (1, 1)*** من الدرجة الأولى أي باستخدام فترة إبطاء واحدة لكلاً من حد الخطأ وتباين الخطأ (وذلك في معادلة التباين المشروط)، ويرجع السبب في ذلك إلى أن الدراسات التطبيقية قد أثبتت أنه يغنى عن نموذج ***ARCH (3)*** فما فوق ***K*** كما يكون أداؤه أفضل من ***ARCH, GARCH*** لتوفيره درجات الحرية، بالإضافة إلى إمكانية استخدامه في حالة المعلمات السالبة والموجبة، وعليه فإنه يُعتبر نموذج مفيد وقوى لقياس تقلبات أسعار النفط في الدراسة الحالية، وذلك كما يتضح من الجدول التالي:

جدول رقم (1)

تقدير تقلبات سعر النفط باستخدام نموذج *EGARCH (1,1)*

Method: ML – ARCH

Variable		*Coefficient*	*Std. Error*	*z-Statistic*
Constant	α	*-0.0002*	*0.0029*	*-0.0856*
		Variance Equation		
Constant	λ_0	*-1.50 [a]*	*0.26*	*-5.73*
C (3)	λ_1	*0.66 [a]*	*0.08*	*8.59*
C (4)	λ_2	*-0.14 [a]*	*0.05*	*-2.99*
C (5)	λ_3	*0.80 [a]*	*0.05*	*17.70*

Note: a, b, c indicate significance at 1%، 5% and 10% respectively.

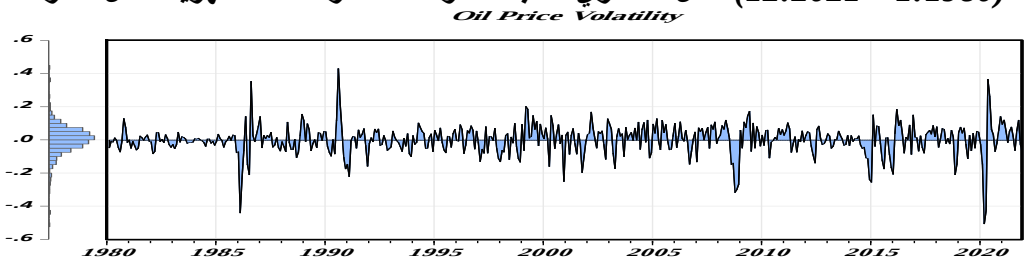
المصدر: تم إعداد الجدول باستخدام برنامج *E-Views 13*

$$LOG(GARCH) = C(2) + C(3) * ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4) * RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5) * LOG(GARCH(-1))$$

ويتضح من الجدول السابق أن معاملات معادلة التباين المشروط ذات دلالة إحصائية، وموجبة (أقل من الواحد الصحيح)؛ وبالتالي فهناك أثر ***ARCH*** في السلسلة المستخدم لمتوسط أسعار النفط الشهرية. أي أن هناك تقلبات والتي يمكن الحصول عليها من خلال بواقي التقدير السابق. وذلك كما يتضح من الشكل التالي:

شكل رقم (0)

***(12:2021 – 1:1980)* شكل انتشاري لتقلبات متوسط أسعار النفط الشهرية خلال الفترة**



المصدر: تم إعداد الرسم البياني باستخدام برنامج *E-Views 13*

وعند النظر إلى تطور سوق النفط في الشكل السابق يمكن ملاحظة أن فترات الارتفاع والانخفاض تتبع نمط الدورات الاقتصادية (تتكرر كل ستة أعوام أو نحو ذلك) يعقبها استقرار الأسعار[1]. فقد اتجه مؤشر تقلبات أسعار النفط الخام خلال الفترة (1981 – 1991) لتحركات كبيرة سواء كانت تصاعدية أو هبوطيه، في حين في الفترة الثانية (1992 – 2019)، خفت حدة هذه التقلبات في أسعار النفط الخام بالرغم من حدوث بعض الأحداث الجيوسياسية والاقتصادية، مثل هجمات 11 سبتمبر 2001، وأزمة دول جنوب شرق آسيا يوليو 1997، وحظر تصدير النفط من بعض الدول مثل ليبيا، وقد يرجع ذلك للسياسات التي اتبعتها الدول الصناعية المستوردة للنفط والمصدرة له، مثل التوسع في الإنتاج سواء النفط التقليدي أو الصخري والبحث عن مصادر بديلة وجديدة لتوليد الطاقة والاحتفاظ بمخزون من النفط.

[1] مع اشتداد التقلبات نشأت الحاجة إلى آليات تُمكِّن المنتجين والمستهلكين من التحوّط اتقاءً لهذه التقلبات. واتسمت تعاقدات المعاملات الثنائية والعقود الآجلة والخيارات بهذا التقلّب. الأمر الذي زاد من تعقيد السوق.

ولقد تعرضت أسعار النفط للعديد من التقلبات والصدمات وذلك إما متأثرة بظروف السوق أو مؤثرة في دور النفط في الاستهلاك العالمي للطاقة، وتبدو هذه التقلبات أكثر وضوحاً في السنوات الأخيرة خاصة منذ الأزمة المالية العالمية عام 2008. ويُلاحظ أن أسعار النفط بدأت تأخذ شكل الارتفاع المطرد منذ عام 1988 وحتى عام 2008، ومن الممكن تسميتها سنوات الرخاء الاقتصادي والنمو المطرد في دول الخليج العربي، فخلال عامي 2005 و2006 بلغ مؤشر التقلب في المتوسط نحو 2.9% و0.5%، أما في عام 2008 هبط إلى -6.6%. وظل معدل التقلب مرتفعاً بعد ذلك لا سيما في الربع الأخير من عام 2014، واستمر هذا الاتجاه حتى عام 2015. لكن في عام 2009 حدث انخفاض مفاجئ وقوي تلاه ارتفاع مستمر حتى نهاية عام 2013 وبدايات عام 2014، والتي شهدت ما نطلق عليه أزمة انخفاض سعر النفط، حيث بلغ مؤشر التقلب أدناه في الربع الأول من عام 2020 كما يتضح في القفزة الكبيرة في الشكل السابق. وصاحب هذا هبوط حاد في الأسعار الفورية. وكانت فترة الانخفاض في 2020 تمثل أكبر تقلب في أسعار النفط في الأعوام الأربعون الماضية. وقد يكون السبب في ذلك صعوبة التنبؤ بأسعار العقود الآجلة وحقيقة أن أسعار النفط لا تتأثر بالكميات المطلوبة والمعروضة فحسب، ولكن أيضاً بحالة عدم اليقين في السوق، والتغيرات في إقبال المستثمرين، وأحداث جيوسياسية واقتصادية معينة خلال فترة الدراسة.

ويؤثر التقلب في أسعار النفط على المخزونات والعكس صحيح. وقد خلصت الوكالة الأمريكية لمعلومات الطاقة إلى أن مخزونات النفط الخام أحد الأسباب المؤدية إلى تقلب أسعار النفط. ومن ناحية أخرى، يذهب (***Pindyck, 2004***) إلى القول بأن التغيرات في معدل التقلب قد تؤثر على القيمة الحالية للمخزونات - أي تكلفة الفرصة البديلة لإنتاج النفط الآن بدلاً من الانتظار – فالمنتجون المنافسون يحوزون مخزونات لخفض تكاليف تعديل الإنتاج. ويري ***Pindyck*** أن تقلبات الأسعار – سواء نجمت عن تقلبات في صافي الطلب أو شيء آخر مثل عمليات الشراء والبيع بدافع المضاربة – ستؤدي إلى تقلبات مستويات الاستهلاك والإنتاج وهكذا، فإن زيادة تقلب الأسعار ستصاحبها زيادة تقلب مستويات الإنتاج والاستهلاك. ويشير هذا ضمناً بدوره إلى زيادة الطلب من أجل التخزين، وعند مستوى معين للمخزون، سيرغب المشاركون في السوق في الاحتفاظ بقدر أكبر من المخزون من أجل تفادي التقلبات في الإنتاج والاستهلاك. وستكون النتيجة تحولاً بالصعود في الطلب على المخزون (الدولي، 2016).

كما يبدو أن زيادة عدم اليقين أدت إلى زيادة التقلب في السوق، ومن ثم إلى زيادة هائلة في المخزونات. ويبدو ببساطة أن اشتداد التقلب في السوق يزيد الطلب على المخزونات من أجل مواجهة احتمالات تعطل إمدادات المعروض. وأدى قرار منظمة أوبك في نوفمبر 2014 بعدم خفض الإنتاج

إلى زيادة مفاجئة في التقلبات. وما أعقب ذلك من قفزات أخرى أفضت إلى زيادة حادة في مخزونات النفط في إبريل 2015. ومع أن المخزونات انخفضت ببطء في إبريل ويونيو من نفس العام فإن الاتجاه نحو الارتفاع استمر حتى فبراير من ذلك العام.

6: تحليل اتجاهات النمو الاقتصادي في مصر:

ولقد شهدت مصر منذ بداية الثمانينيات من القرن الماضي تغيرات جوهرية في مختلف الجوانب السياسية والاجتماعية والاقتصادية، وذلك من خلال المرحلة الثانية من الانفتاح الاقتصادي والذي بدأ عام 1974 والتحول من نظام التخطيط المركزي إلى الانفتاح الاقتصادي، وأدت المشكلات الاقتصادية خلال تلك الفترة إلى ضرورة تبني برنامج الإصلاح والتكيف الهيكلي لمواجهة الاختلالات الهيكلية التي عانى منها الاقتصاد المصري طويلاً. ويتمثل الهف الأساسي لهذا البرنامج في إصلاح الاختلالات الهيكلية والمالية، وجدولة الديون وتحسين مناخ الاستثمار بما يساعد على جذب رؤوس الأموال الوطنية والأجنبية؛ أملاً في تحفيز النمو الاقتصادي وتسريع معدلاته، وحدثت خلال فترة الدراسة تقلبات كبيرة في معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي كما يتضح من الشكل (1).

ويتضح لنا أن الناتج المحلي الإجمالي لمصر قد حقق متوسط معدل نمو بلغ نحو 3.4% خلال فترة الدراسة (1981 – 2020)، وقد شهدت معدلات النمو في الفترة المُشار إليها الكثير من التقلبات صعوداً وهبوطاً تبعاً لما حدث من تقلبات السياسة الاقتصادية العامة وبرامج الإصلاح الاقتصادي التي تم اتباعها في تلك الفترة، حيث زاد الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي من 183.5 مليون جنيه عام 1981 ليصل إلى 1,333.6 مليون جنيه عام 2020، وبمتوسط بلغ 647.98 مليون جنيه خلال الفترة (1981 – 2020)، وذلك مقوماً بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي لعام 2017.

وبتقسيم فترة الدراسة إلى أربع فترات، وبحساب متوسط معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي لكل فترة، يُلاحظ أنها بلغت نحو 104.3% خلال الفترة الأولى (1981 – 1991)، ثم انخفضت إلى نحو 49.3% خلال الفترة الثانية (1992 – 2001)، ثم أخذت اتجاهاً تصاعدياً خلال الفترة الثالثة (2002 – 2016) حيث وصلت هذه النسبة إلى نحو 80.4%، وانخفض إلى أدنى مستوى له ليصل إلى 15.1% خلال الفترة الرابعة (2017 – 2020).

7: منهجية الدراسة:

اعتمدت الدراسة على مجموعة من المتغيرات لمصر والتي تأتى من قواعد بيانات متعددة ومنها مؤشرات التنمية العالمية من قاعدة بيانات البنك الدولي[1]، البنك المركزي المصري[2]. فبالنسبة للمتغير التابع وهو النمو الاقتصادي؛ فقد عبرت عنه الدراسة بمعدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، أما بالنسبة للمتغير المستقل الرئيسي فقد تم التعبير عنه بتقلبات أسعار النفط[3] ***Oil Price Volatility (VOP)*** باستخدام نموذج ***EGARCH*** والذي يُعد أكثر دقة وملائمة في التعبير عن التقلبات في المتغيرات الاقتصادية بصفة عامة وعن الأسعار العالمية للنفط بصفةٍ خاصة. ونظراً لأن تقلبات سعر النفط OPV_t ليست هي العامل الوحيد الذي يؤثر على النمو الاقتصادي، وإنما هناك عوامل اقتصادية أخرى، فقد تم استخدام مجموعة من المتغيرات المساعدة أو الضابطة، ولتحديد المتغيرات الداخلة في النموذج، كان من الضروري التنويه إلى المسارات أو القنوات التي يمكن لتقلبات أسعار النفط أن تؤثر من خلالها على النمو الاقتصادي، والتي تم الاعتماد فيها على مجموعة من الدراسات (***Balke et al., 2002; Cantah, 2014; Ghalayini, 2011; Herrera et al., 2015; Jiménez-Rodríguez & Sánchez, 2005; Lescaroux & Mignon, 2008; Lorde et al., 2009; Rafiq et al., 2009***؛ الشربيني، 2019). وفي ضوء تلك المسارات يمكن صياغة نموذج السلاسل الزمنية لدراسة هذا التأثير باستخدام المتغيرات التالية:

جدول رقم (2)
متغيرات الدراسة والرمزو المستخدمة في التعبير عنها

	اسم المتغير	الرمز المستخدم
المتغير التابع	معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي كمؤشر عن النمو الاقتصادي.	EG_t
المتغيرات المستقلة	التقلبات في أسعار النفط الخام.	OPV_t
	مؤشر عامل التحويل البديل (بالعملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي) للتعبير عن سعر الصرف الحقيقي.	ER_t
	الحساب الجاري (% من إجمالي الناتج المحلي).	CAB_t
	عجز الموازنة العامة للدولة (% من إجمالي الناتج المحلي).	BD_t
	صافي التدفقات الوافدة من الاستثمار الأجنبي المباشر (% من إجمالي الناتج المحلي).	FDI_t
	الرقم القياسي لأسعار المستهلك باعتباره مقياساً للتضخم (% سنوياً).	INF_t

[1] ***World Development Indicators | Databank (worldbank.org)***
[2] ***Time Series (cbe.org.eg)***
[3] ***Commodity Markets (worldbank.org)***

ومن ثم يمكن تخصيص الدالة التالية بحيث تصبح أكثر مناسبة لتحقيق هدف الدراسة كما يلي:

$$EG_t = \beta_0 + \beta_1 OPV_t + \beta_2 ER_t + \beta_3 CA_t + \beta_4 BD_t + \beta_5 FDI_t + \beta_6 INF_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

1.7: التوصيف الإحصائي للبيانات ومصفوفة الارتباط:

وهي مرحلة أولية من معالجة البيانات والتي تساهم في تلخيص الكم الكبير من المتغيرات المستخدمة إلى مقاييس بسيطة يسهل قراءتها ومقارنتها، ويشمل التحليل الوصفي هنا على التوصيف الإحصائي ومصفوفة الارتباط لمتغيرات الدراسة والواردة بالملحق.

ولمعرفة طبيعة وخصائص متغيرات نموذج الدراسة؛ فسوف يتم هنا استخدام الإحصاءات الوصفية الملائمة مثل الوسط الحسابي الذي يعد أحد مقاييس النزعة المركزية، والانحراف المعياري الذي يمثل أحد مقاييس التشتت، والحد الأدنى والحد الأقصى، هذا بالإضافة إلى الأشكال البيانية. ويبين الجدول التالي الخصائص الإحصائية لبيانات الدراسة.

جدول رقم (3)

التوصيف الإحصائي لمتغيرات الدراسة

	Unit	*Obs.*	*Mean*	*Std. Dev.*	*Min*	*Max*	*Jarque-Bera*
Dependent Variable:							
EG	***(annual %)***	***42***	***4.92***	***2.02***	***1.13***	***10.01***	***4.56***
Independent Variable:							
MOPV	***(Current US$)***	***503***	***0.00***	***0.09***	***-0.50***	***0.43***	***731.52***
AOPV	***(Current US$)***	***42***	***0.00***	***0.03***	***-0.06***	***0.07***	***0.07***
Control Variables:							
ER	***(Local versus US$)***	***42***	***5.30***	***4.59***	***0.72***	***17.77***	***21.87******
CA	***(% GDP)***	***41***	***-1.02***	***3.86***	***-9.64***	***9.01***	***3.19***
BD	***(% GDP)***	***39***	***9.65***	***5.43***	***0.88***	***22.20***	***0.84***
FDI	***(% GDP)***	***41***	***2.40***	***2.02***	***-0.20***	***9.35***	***52.97******
INF	***(annual %)***	***42***	***11.66***	***6.39***	***2.27***	***29.51***	***2.24***

جدول رقم (4)
مصفوفة معاملات الارتباط بين متغيرات الدراسة

	EG	*OPV*	*ER*	*CA*	*BD*	*FDI*	*INF*
EG	***1.00***						
OPV	***0.03***	***1.00***					
	[0.16]	***-----***					
ER	***-0.18***	***0.02***	***1.00***				
	[-1.1]	***[0.12]***	***-----***				
CA	***-0.38***	***0.08***	***-0.19***	***1.00***			
	[-2.51] **	***[0.48]***	***[-1.21]***	***-----***			
BD	***0.03***	***-0.14***	***-0.17***	***-0.20***	***1.00***		
	[0.19]	***[-0.83]***	***[1.04]***	***[-1.21]***	***-----***		
FDI	***0.41***	***0.10***	***0.15***	***-0.04***	***0.07***	***1.00***	
	[2.73] ***	***[0.63]***	***[0.9]***	***[0.23-]***	***[0.4]***	***-----***	
INF	***0.11***	***-0.17***	***-0.05***	***-0.08***	***0.60***	***0.13***	***1.00***
	[0.69]	***[-1.05]***	***[-0.32]***	***[-0.47]***	***[4.57] ******	***[0.81]***	***-----***

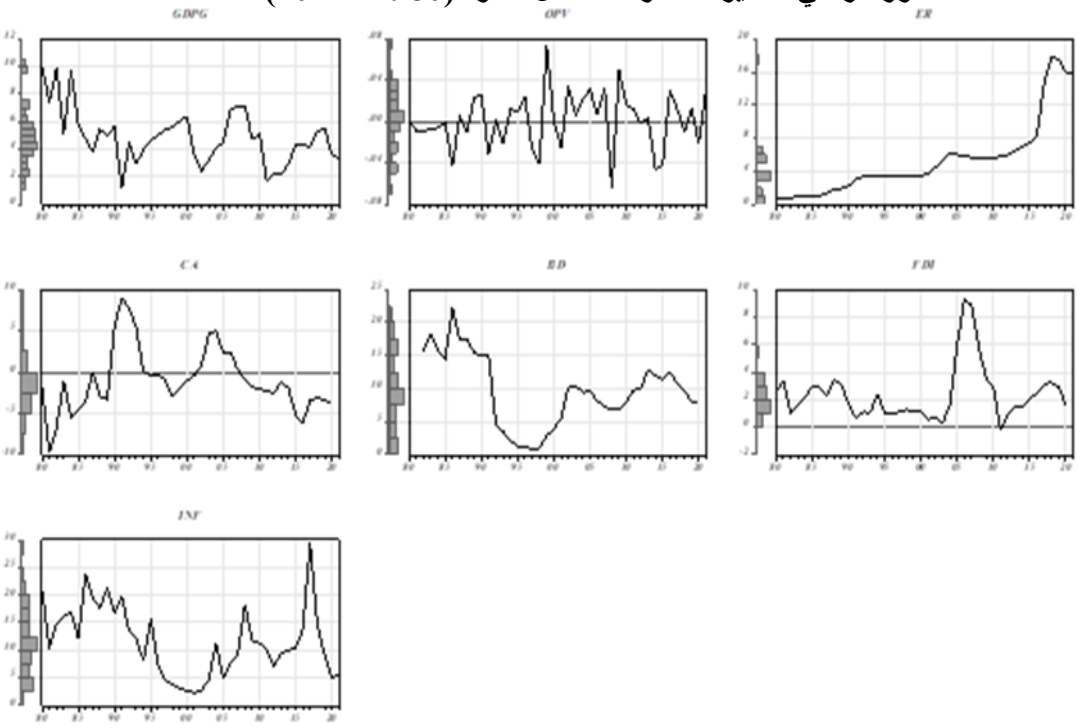
Note: ***, **, * indicate significance at 1%, 5% and 10% respectively.

المصدر: تم إعداد الجدول باستخدام برنامج *E-Views 13*

وبالانتقال إلى الجدول السابق فهو يوضح تحليل الارتباط بين متغيرات نموذج الدراسة. وذلك باستخدام الارتباطات ثنائية المتغير ***bivariate correlations***. هذه الارتباطات ثنائية المتغيرات تسمح لنا بالتحقق الأولى من العلاقات المفترضة، وبناءً على الإشارات المبدئية لمعاملات الارتباط ومدى قوتها؛ يمكن التوقع أن يكون تأثير تقلبات أسعار النفط إيجابياً ومعنوياً على النمو الاقتصادي في مصر. كما من المتوقع أن يكون تأثير جميع عوامل الإنتاج والمتغيرات الضابطة على النمو الاقتصادي إيجابية باستثناء تأثير سعر الصرف، والحساب الجاري والذي من المتوقع أن يكون تأثيره سلبياً. وقد تُثير هذه الارتباطات المنخفضة بين متغيرات الدراسة احتمال عدم وجود لمشكلة الازدواج الخطى ***Multicollinearity*** في نموذج الدراسة

كما يبين الشكل التالي تطور متغيرات الدراسة خلال الفترة من 1980 – 2021، ومن الواضح أن أغلب المتغيرات قد شهدت تذبذباً ولاسيما خلال فترة الثمانينيات من القرن العشرين، وخاصة متغير تقلبات أسعار النفط.

شكل رقم (1)
التطور الزمني لمتغيرات الدراسة خلال الفترة (1980 - 2021)



المصدر: تم إعداد الجدول باستخدام برنامج *E-Views 13*

2.7: الأسلوب القياسي والنتائج:

سوف يستخدم تحليل السلاسل الزمنية ونموذج التكامل المشترك واستقصاء الأثر الديناميكي لتقلبات أسعار النفط العالمية على النمو الاقتصادي في مصر وذلك من خلال الخطوات التالية:

1- اختبار جذر الوحدة ***Unit Root Test*** لبحث مدى سكون***Stationary*** المتغيرات.
2- اختبار التكامل المشترك ***Co-Integration*** باستخدام منهجي (***NARDL, MIDAS***)، لاختبار فرضية العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة.
3- نتائج تقدير أثر تقلبات أسعار النفط العالمية على النمو الاقتصادي في مصر.
4- التحقق من جودة النموذج وخلوه من مشاكل القياس وذلك من خلال الاختبارات الاستكشافية.

ويمكن تناول هذه الخطوات بشيء من التفصيل كما يلي:

1.2.7 اختبار جذر الوحدة *Unit Root Test* لبحث مدى سكون *Stationary* المتغيرات:

تتمثل الخطوة الأولى في التحليل القياسي في التحقق من سكون السلاسل الزمنية وتحديد درجة تكامل كل سلسلة في النموذج، حيث إنه على سبيل المثال إذا كان لدينا سلسلتان زمنيتان (***Yt, Xt***) غير ساكنتين، وتم استخدامهما في تقدير معادلة انحدار، فإن الانحدار الذي نحصل عليه في هذه الحالة

يكون انحدارا زائفاً ***Spurious Regression*** أي لا معنى له. وتعتبر بيانات السلاسل الزمنية "***Time Series Data***" من أهم أنواع البيانات التي تستخدم في الدراسات التطبيقية خاصة تلك التي تعتمد على بناء نماذج الانحدار لتقدير العلاقات الاقتصادية، وتفترض مثل هذه الدراسات أن السلاسل الزمنية المستخدمة تكون ساكنة ***Stationary*** (عطية، 2014).

وعندما لا تتوافر في السلاسل الزمنية صفة السكون فإن هذا يعني احتواء السلسلة الزمنية على جذر الوحدة ***Unit Root***، بما يعني ارتباط المتوسط الحسابي والتباين لهذه السلسلة مع الزمن، بمعنى أن الزمن يفسر جزء من التغير في سلسلة البيانات. وعليه فإن الانحدار بين متغيرين تحتوي سلاسلهما الزمنية على جذر الوحدة سوف تكون قوية ومعنوية رغم أن هذين المتغيرين قد لا تربطهما أي علاقة سوى هذا الاتجاه الزمني، وبذلك تصبح نتائج الانحدار كاذبة ومضللة وهو ما يطلق عليه الانحدار الزائف (أحمد & أحمد، 2013).

ومن أهم وأشهر الطرق المستخدمة لاختبار السكون وكما هو مبين في اختباري (***Dickey &*** ***Fuller, 1979; Phillips & Perron, 1988***) ديكي - فوللر الموسع ***Augmented Dickey-Fuller (ADF)*** وفيليبس – بيرون ***Phillips-Perron (P-P)***، كما تم الاعتماد على معيار ***SC*** من أجل تحديد عدد فترات الإبطاء المناسبة لمعادلة الاختبار، كما يلي.

ويتضح من النتائج اتفاق اختباري ***ADF*** و***P-P*** المستخدمين لتحليل السكون على أن المتغيرات (***EG, OPV, CA, FDI, INF***) ساكنة عند المستوى ***Level***؛ أي أنها متكاملة من الدرجة ***I (0)***. وفي المقابل اتفق الاختبارين على أن المتغيرين (***ER, BD***) غير ساكنين عند المستوى، ولكنهما ساكنين عند الفرق الأول ***First difference***. أي أنها متكاملة من الدرجة ***I (1)***. وفي جميع الأحوال أكد الاختبارين عدم وجود أي متغير ساكن عند الفرق الثاني وأن المتغيرات المستخدمة مزيج من ***I (0)، I (1)***.

2.2.7 اختبار التكامل المشترك *Co-Integration* باستخدام منهجي (*NARDL, MIDAS*)، لاختبار فرضية العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة:

بعد أن تم دراسة مدى سكون متغيرات الدراسة، تتمثل الخطوة التالية في البحث عن مدى وجود تكامل مشترك بين المتغيرات (وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات)، والذي يُعرف بأنه تصاحب بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر بحيث تؤدى التقلبات في إحداهما لإلغاء التقلبات في الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتهما ثابتة عبر الزمن (عطية، 2014).

أ) نموذج انحدار عينات البيانات المختلطة *MIDAS*:

تتطلب نماذج الانحدار أن تكون بيانات المتغيرات المفسرة تتبع نفس هيكل وتكرار المتغير التابع في الانحدار. ولكن لا يتم التقيد بهذا القيد في الممارسة العملية كما هو الحال في البحث الحالي؛ حيث لدينا بيانات بتكرارات مختلفة (مؤشر تقلبات أسعار النفط (المستقل) بتكرار شهري، ومتغير النمو الاقتصادي (التابع) وباقي المتغيرات المفسرة بتكرار سنوي). ولذا فإنه سيتم استخدام تقنية حديثة نسبياً وهي انحدار عينات البيانات المختلطة ***Mixed-Data Sampling*** أو ما يعرف بنموذج ***MIDAS*** والمقترح (***Andreou et al., 2010; Ghysels et al., 2004; Ghysels et al., 2007; Sinko, 2007; Sinko et al., 2010; Xu et al., 2020***)، وهي تقنية تسمح باستخدام البيانات بتكرارات مختلفة في نفس الانحدار. حيث تسمح بتفسير متغير بتكرار معين (وليكن سنوي) كدالة في القيم الحالية والمبطأة لمتغيرات يتم قياسها بتكرارات أعلى (وليكن ربع سنوي)، وبالطبع يمكننا أيضاً تضمين متغيرات مفسرة أخرى بتكرارات أقل، بالإضافة إلى القيم المتأخرة للمتغير التابع نفسه. لذلك يعد انحدار ***MIDAS*** نوعاً عاماً للغاية من نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ***ARDL***، حيث يتم استخدام بيانات ذات تكرار أعلى للمساعدة في التنبؤ بمتغير ذات تكرار أقل بطريقة مرنة.

ويقدم نموذج ***MIDAS*** عدة دوال ترجيحية مختلفة بين منهجي التجميع المرجح المتساوي ***The Aggregation approach***، والمعاملات المنفردة ***The Individual Coefficients approach***. حيث تعمل تلك الدوال المرجحة على تقليل عدد المعلمات في النموذج عن طريق وضع قيود على تأثير المتغيرات ذات التكرار الأعلى مختلفة فترات الإبطاء. وتتمثل هذه الأوزان الترجيحية في ***Step weighting***، ***Almon (PDL) weighting***، ***Exponential Almon weighting***، ***Beta weighting***، ***U-MIDAS***، وسوف يتم الاعتماد هنا على ترجيح (***Almon, 1965***) واسع الانتشار.

ويستخدم ترجيح (***Almon, 1965***) المبطأ (المعروف أيضاً بإسم فترات الإبطاء الموزعة متعددة الحدود ***Polynomial Distributed Lag Model – PDL Approach*** على نطاق واسع لوضع قيود على المعاملات المبطأة في نماذج الانحدار الذاتي. وبالتالي فهو مرشح طبيعي لترجيح البيانات ذات التكرارات المختلفة. فبالنسبة لكل متغير مبطأ ذات تكرار أعلى بأكبر من k، فإن معاملات الانحدار يتم نمذجتها كـــ ρ متعدد الحدود مبطأ في معلمات θ. وعليه يمكن كتابة نموذج الانحدار المقيد الناتج على النحو التالي:

$$y_t = X_t \cdot \beta + \sum_{\tau=0}^{k-1} X_{\frac{t-T}{S}}^{H} . \left[\sum_{J=0}^{\rho} \tau^J \theta_j\right] + \in_t \qquad (2)$$

حيث ρ هو النظام متعدد الحدود لـ ***Almon***، كما قد يكون عدد فترات الإبطاء المختارة k أقل من أو أكبر من S. والأهم من ذلك أن عدد المعاملات التي يتم تقديرها يعتمد على النظام متعدد الحدود وليس على عدد الفترات المبطأة للمتغيرات ذات التكرار الأعلى.

3.7: نموذج الانحدار الذاتي غير الخطي ذي الفجوات المبطأة *NARDL*:

وهو أسلوب الانحدار الذاتي غير الخطي ذي الفجوات المبطأة ***Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL)*** الذي تم تطويره من قبل (**Shin et al., 2014**)، وتستمد هذه الدراسة أهميتها من هذا الأسلوب حيث إنه على الرغم من وجود العديد من الأبحاث التي كتبت بهذا الخصوص، إلا أنه يوجد ندرة شديدة في اتباع هذا الأسلوب، وبذلك تُعد هذه الدراسة مساهمة بحثية ومواكبة للدراسات التي بدأ ينشغل بها المجتمع العلمي حول العالم، من حيث إعادة صياغة النظريات الاقتصادية باستخدام تقنيات قياسية أكثر كفاءة.

ويُعتبر نموذج ***NARDL*** من أحدث تقنيات الاقتصاد القياسي ويُعد امتداد لنموذج ***ARDL*** التي طوره (**Pesaran et al., 2001**)، بحيث يأخذ بعين الاعتبار احتمالية العلاقة غير الخطية (التأثير غير المتماثل ***Asymmetric*** للتقلبات الموجبة والسالبة) للمتغير المستقل على المتغير التابع، سواء في الأجل القصير أو الطويل. ويكون عدم التماثل نتيجة لاختلاف نمط التكيف بين المتغيرات. ويفيد هذا الأسلوب على اختبار فرضية العلاقة غير الخطية بين تقلبات سعر النفط والنمو الاقتصادي في مصر. وتنص فرضية العدم في هذا الأسلوب على تماثل ***Symmetric*** تأثير القيم السالبة للمتغير المستقل بالمقارنة مع تأثير القيم الموجبة. بمعنى أنَّ هناك آلية تأثير المتغير المستقل في المتغير التابع عند زيادته تشابه آلية تأثيره في حالة الانخفاض. بعكس الفرض البديل والذي ينص على وجود آلية تأثير مختلفة أو غير متماثلة ***Asymmetric*** بمعنى أنَّ آلية تأثير المتغير المستقل في المتغير التابع عند زيادته تختلف عن آلية تأثيره في حالة الانخفاض. ويعتبر نموذج ***NARDL***، تعميم من الخطية إلى اللاخطية، ولهذا فإنَّ المتغير المستقل x سوف يتم تقسيمه ما بين قيم سالبة وأخرى موجبة، بحيث يصبح لدينا:

$$X_t = X_0 + X_t^+ + X_t^- \qquad (3)$$

وهكذا تصبح دالة التكامل المشترك للعلاقة بين Y وX كما يلي:

$$Y_t = a + \beta^+ X_t^+ + \beta^- X_t^- + u_t \quad (4)$$

حيث u_t تمثل حد الخطأ في هذه المعادلة بقيمة متوسطة صفر وتباين ثابت. فيما تمثل كلاً من β^+ & β^- المعلمات غير المتماثلة في الأجل الطويل ***the associated asymmetric long-run parameters***. ويتم حساب X_t^+ و X_t^- كما في المعادلتين التاليتين:

$$X_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta X_j^+ = \sum_{j=1}^{t} max(\Delta X_j, 0) \quad (5)$$

$$X_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta X_j^- = \sum_{j=1}^{t} min(\Delta X_j, 0) \quad (6)$$

وانطلاقاً من هذا التقسيم للمتغير المستقل، فإن إدخال كلا المتغيرين X_t^+ و X_t^- في نموذج ***ARDL*** سوف ينتج لدينا نموذج ***NARDL***، كما يلي:

$$\Delta y_t = \mu - \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{\rho-1} a_j \Delta y_{(t-j)} +$$

$$\sum_{j=0}^{q-1} \left(\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-\right) + \varepsilon_t \quad (7)$$

وكما في النموذج السابق المعروض في المعادلة رقم (7) فإن θ^+ & θ^- تمثل معلومات الأجل الطويل للعلاقة غير المتماثلة في النموذج و π_j^+ & π_j^- تمثل المقدرات غير المتماثلة في الأجل القصير.

ويتم مقارنة قيمة $F-$ ***statistic*** المحسوبة بالقيم الجدولية ضمن الحدود الحرجة ***Critical Bounds***. فإذا كانت قيمة $F-$ ***statistic*** المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى الجدولية ***UCB***، ففي هذه الحالة يتم رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل؛ أي أن هناك علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات. وعلى النقيض من ذلك، إذا كانت قيمة $F-$ ***statistic*** المحسوبة أقل من قيمة الحد الأدنى الجدولية ***LCB***، ففي هذه الحالة يتم قبول الفرض العدمي الذي يشير إلى عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، أما إذا وقعت قيمة $F-$ ***statistic*** المحسوبة بين قيمة الحد الأعلى والأدنى، ففي هذه الحالة تكون النتيجة غير محسومة بمعنى عدم القدرة على اتخاذ قرار لتحديد عما إذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه.

فإذا جاءت نتائج إحصاء $F-$ ***Bounds*** المحسوبة لتؤكد على وجود علاقة تكامل، فإن ذلك يستلزم تقدير العلاقة طويلة الأجل والتي تأخذ الشكل التالي:

$$y_t = \theta + \sum_{i=1}^{p} \sigma_i \, y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} k_{i_t} \, x_{t-i} + \epsilon_t \quad (8)$$

بالإضافة إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ ويتم ذلك من خلال استخدام البواقي المقدرة بفترة إبطاء واحدة ε_{t-1} التي يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل في المعادلة السابقة، لذا فإن العلاقة قصيرة الأجل وتصحيح الخطأ تأخذ الصيغة الأتية:

$$\Delta y_t = \mu + \sum_{i=1}^{r} \pi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{s} \omega_i \Delta x_{t-i} + \gamma \varepsilon_{t-1} + v_t \qquad (9)$$

حيث نموذج تصحيح الخطأ ECM له أهميتين، الأول أنه يقدر معاملات الأجل القصير، بينما الثاني هو حد تصحيح الخطأ ECT الذي يتمثل في معاملγ في المعادلة السابقة، وهو يقيس سرعة تعديل الاختلال في التوازن من الأجل القصير باتجاه التوازن في الأجل الطويل، وهو ما يستلزم أن يكون معنوياً وسالباً حتى يُقدم دليلاً على استقرار العلاقة في الأجل الطويل (أي أن آلية تصحيح الخطأ موجودة بالنموذج).

1.3.7: نتائج تقدير أثر تقلبات أسعار النفط العالمية على النمو الاقتصادي في مصر:

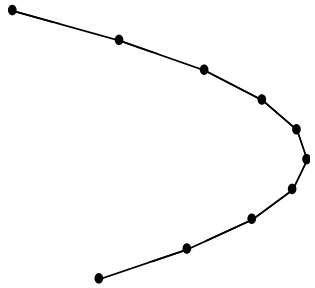
ويتضمن الجدول التالي نتائج اختبار فرضيات الدراسة:

جدول رقم (5)
لتقدير أثر التقلبات في سعر النفط على النمو الاقتصادي نتائج تقدير معادلة الانحدار

Methods	*Model (1): MIDAS*		*Model (2): NARDL*	
Observation	*39*		*36*	
Lags selection	*Max Lags: 10*		*(1, 0, 2, 2, 1, 1, 2)*	
Long run Coefficients:	*Coefficient*	*t-Statistic*	*Coefficient*	*t-Statistic*
$OPV\ (PDL_{01})$	-5.96	[-2.55] [a]	-	-
$\theta_1\ (PDL_{02})$	3	[2.797] [a]	-	-
$\theta_2 (PDL_{03})$	-0.26	[-2.83] [a]	-	-
OPV^+	-	-	-7.3	[-2.38] [b]
OPV^-	-	-	-6.997	[-2.27] [b]
ER	-0.21	[-3.60] [a]	-1.45	[-3.44] [a]
CA	-0.25	[-3.92] [a]	-0.04	[-2.07] [b]
BD	-0.11	[-2.26] [b]	-0.72	[-3.66] [a]
FDI	0.46	[4.51] [a]	0.16	[4.72] [a]
INF	0.06	[1.47]	0.55	[3.38] [a]
$DUM1982$	3.91	[2.92] [b]	-	
$DUM1986$	-	-	-1.36	[-6.27] [a]
$DUM1987$	-	-	0.86	[-5.56] [a]
$DUM1991$	-	-	-1.88	[-6.33] [a]
$DUM1992$	-	-	0.299	[0.82]
$DUM2018$	-		0.25	[1.47]
$DUM2019$	3.47	[2.37] [b]	-	-
$Constant$	4.55	[7.73] [a]	0.24	[2.1] [b]
Error Correction Model: ECM (-1)	-		-1.45	[-12.69] [a]
F-Bounds test	-		(10.7) [a]	

Coefficient symmetry tests	***-***	***(6.48) [b]***
R-squared	***%69***	***%97.5***
Adjusted R-squared	***%58***	***%92.7***
Durbin-Watson stat.	***1.9***	***2.28***
Fisher test (F-stat.)	***-***	***(16.7) [a]***

Lag	***Coefficient***
0	***-3.20***
1	***-0.96***
2	***0.78***
3	***2.00***
4	***2.71***
5	***2.91***
6	***2.60***
7	***1.77***
8	***0.44***
9	***-1.40***



Note: a, b, c indicate significance at 1%, 5% and 10% respectively.

المصدر: تم إعداد الجدول باستخدام برنامج *E-Views 13*

تؤكد نتائج النموذجين في الجدول السابق على وجود تأثير سلبي لتقلبات أسعار النفط على النمو الاقتصادي في مصر خلال فترة الدراسة، وهو ما يمكن توضيحه كما يلي:

أولاً: يوضح النموذج الأول نتائج اختبار فرضية الدراسة الأولى، كالتالي:

1) أن النموذج يفسر 58% من التغيرات في النمو الاقتصادي في مصر، وأن 43% تفسرها متغيرات أخرى خارج النموذج.

2) أن النموذج معنوي عند مستوى معنوية 1% وبدرجة ثقة 99%.

أن إشارات المعاملات للمتغيرات الداخلة في النموذج يمكن توضيحها من خلال المعادلتين التاليتين:

$$EG_t = \beta_0 + \beta_1 OPV_t + \beta_2 ER_t + \beta_3 CA_t + \beta_4 BD_t + \beta_5 FDI_t + \beta_6 INF_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$EG_t = 4.5 - 5.96 OPV_t - 0.2 ER_t - 0.25 CA_t - 0.11 BD_t + 0.5 FDI_t + 0.06 INF_t \quad (11)$$

3) يتبين من الإشارة السالبة للمعامل β_1 أنه يوجد تأثير سلبي (علاقة عكسية) لتقلبات أسعار النفط ذات التكرار الأعلى ***Oil Price Volatility*** على النمو الاقتصادي ذو التكرار الأدنى، حيث

كان معامل الانحدار ***5.96*** والمسمى ***PDL01*** ذو دلالة إحصائية عند مستوى ***5%***. وهو يتضمن أن زيادة تقلبات أسعار النفط بوحدة واحدة سوف تؤدى إلى انخفاض النمو الاقتصادي في مصر بمقدار ***5.96*** وحدة. ويتم الحصول على المعاملات المبطأة الفعلية من خلال تطبيق الأوزان الترجيحية على معامل الانحدار العام ***PDL01***. ويتم تحديد شكل دالة الأوزان الترجيحية من خلال معاملات ***MIDAS*** المتبقية. إن التقدير الإيجابي والمعنوي للمعامل $\boldsymbol{\theta_1}$ والمسمى ***PDL02*** وبقيمة ***3*** يتضمن أن نمط التباطؤ يتناقص بشكل حاد، ولكنه يعود للانخفاض ببطء مرة أخرى نتيجة للتقدير السلبي والمعنوي للمعامل $\boldsymbol{\theta_2}$ والمسمى ***PDL03*** وبقيمة ***0.26***. كما هو موضح في الرسم البياني لمعاملات التباطؤ في الجزء السفلى للجدول. ونخلص إلى أن المعاملات المبطأة للمتغير ذو التكرار الأعلى وهي تقلبات أسعار النفط لها تأثير سلبي على النمو الاقتصادي، ولكن هذا التأثير يتلاشى ثم يعود مرة أخرة إلى مستوى ضعيف جداً.

4) يتبين من الإشارة السالبة للمعامل $\boldsymbol{\beta_2}$ أن هناك تأثير سلبي (علاقة عكسية) بين سعر الصرف والنمو الاقتصادي في مصر، حيت تبلغ قيمة المعلمة 0.2 عند مستوى معنوية 1% بدرجة ثقة 99%، وتبين تلك المعلمة إن زيادة سعر الصرف بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى انخفاض النمو الاقتصادي بـ 0.2 وحدة.

5) يتبين من الإشارة السالبة للمعامل $\boldsymbol{\beta_3}$ أن هناك تأثير سلبي (علاقة عكسية) بين نسبة الحساب الجاري إلى الناتج المحلي الإجمالي والنمو الاقتصادي في مصر، حيت تبلغ قيمة المعلمة 0.25 عند مستوى معنوية 1% بدرجة ثقة 99%، وتبين تلك المعلمة إن زيادة نسبة الحساب الجاري إلى الناتج المحلي الإجمالي بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى انخفاض النمو الاقتصادي بـ 0.25 وحدة.

6) يتبين من الإشارة السالبة للمعامل $\boldsymbol{\beta_4}$ أن هناك تأثير سلبي (علاقة عكسية) بين نسبة العجز في الموازنة العامة إلى الناتج المحلي الإجمالي والنمو الاقتصادي في مصر، حيت تبلغ قيمة المعلمة 0.11 عند مستوى معنوية 5% بدرجة ثقة 95%، وتبين تلك المعلمة إن زيادة نسبة العجز في الموازنة العامة إلى الناتج المحلي الإجمالي بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى انخفاض النمو الاقتصادي بـ 0.11 وحدة.

7) يتبين من الإشارة الموجبة للمعامل $\boldsymbol{\beta_5}$ أن هناك تأثير إيجابي (علاقة طردية) بين نسبة صافي التدفقات الوافدة من الاستثمار الأجنبي المباشر إلى الناتج المحلي الإجمالي والنمو الاقتصادي في مصر، حيت تبلغ قيمة المعلمة 0.46 عند مستوى معنوية 1% بدرجة ثقة 99%، وتبين تلك

المعلمة إن زيادة نسبة صافي التدفقات الوافدة من الاستثمار الأجنبي المباشر إلى الناتج المحلي الإجمالي بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى زيادة النمو الاقتصادي بـ 0.46 وحدة.

8) إن المعامل $\boldsymbol{\beta_6}$ والخاص بمعدل التضخم غير معنوي، حيث تبلغ درجة الثقة حوالي 10%.

9) إن المعامل $\boldsymbol{\beta_0}$ (الثابت) وقيمته 4.55 معنوي عند مستوى 1% بدرجة ثقة 99%، حيث تبلغ درجة الثقة حوالي 10%.

ثانياً: يوضح النموذج الثاني نتائج اختبار فرضية الدراسة الثانية، كالتالي:

وتجدر الإشارة إلى أن النموذج الأول على الرغم من إجابته على تساؤل الدراسة الأولى، بتأكيده على حقيقة وجود تأثير سلبي لتقلبات أسعار النفط على النمو الاقتصادي بمصر، إلا أنه لم يعط الكثير حول الإجابة على تساؤل الدراسة الثاني، أي هل تتسم تقلبات أسعار النفط سواء الإيجابي أو السلبية بأنَ لها نفس التأثير على النمو الاقتصادي بمصر أم لا. وهو ما ستدعى التحقق أولاً من طبيعة العلاقة التي تحكم النموذج هل هي خطية أم غير خطية.

ويتميز نموذج ***NARDL*** باختبار التماثل ***Symmetry*** في الأجل الطويل حيث يتم اختبار فرضية العدم التالية، باستخدام اختبار ***Wald test*** أيضاً:

$$(\boldsymbol{\beta^+ = -\frac{\theta^+}{\rho}}) = (\boldsymbol{\beta^- = -\frac{\theta^-}{\rho}}) \qquad \textbf{(12)}$$

مقابل الفرضية البديلة التي تنص على عدم تماثل ***Asymmetry*** العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة كما يلي:

$$(\boldsymbol{\beta^+ = -\frac{\theta^+}{\rho}}) \neq (\boldsymbol{\beta^- = -\frac{\theta^-}{\rho}}) \qquad \textbf{(13)}$$

1) ويُلاحظ من الجدول السابق أن القيمة الاحتمالية لاختبار ***Coefficient symmetry tests*** المخصص لاختبار مدى تماثل تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع بأنه أقل من 5%، وهو ما يعني رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل الذي ينص على عدم تماثل ***Asymmetric*** تأثير التقلبات الموجبة والسالبة لسعر النفط على النمو الاقتصادي في الأجل الطويل. ومن ثم فإن العلاقة غير الخطية هي الأجدر لتقدير النموذج. ومن هنا ننتقل للخطوة التالية الخاصة بنتائج بتقدير نموذج ***NARDL***:

2) أن النموذج يفسر 92.7% من التغيرات في النمو الاقتصادي في مصر، وأن 7.3% تفسرها متغيرات أخرى خارج النموذج.

3) أن النموذج معنوي عند مستوى معنوية 1% وبدرجة ثقة 99%.

4) ويُلاحظ من الجدول السابق أن قيمة ***F-statistic*** (20.4) أكبر من الحد الأعلى ***UCB*** عند جميع مستويات المعنوية، مما يؤكد رفض فرض العدم القائل بعدم وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، ومن ثم قبول الفرض البديل القائل بوجود علاقة تكامل مشترك بين هذه المتغيرات.

5) ونظراً لوجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات نموذجي الدراسة، فإن ذلك يستلزم تقدير العلاقة طويلة الأجل كما يلي:

$$EG_t = \beta_0 + \beta_1 OPV_t^+ + \beta_2 OPV_t^- + \beta_3 ER_t + \beta_4 CA_t + \beta_5 BD_t + \beta_6 FDI_t + \beta_7 INF_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$EG_t = 0.24 - 7.3 OPV_t^+ - 6.99 OPV_t^- - 1.45 ER_t - 0.04 CA_t - 0.72 BD_t + 0.16 FDI_t + 0.55 INF_t \quad (15)$$

6) ويجيب المعاملين β_1 و β_2 على التساؤل الثاني للدراسة، حيث يتبين من الإشارة السالبة أنه يوجد تأثير سلبي (علاقة عكسية) لتقلبات أسعار النفط الموجبة أو السالبة على النمو الاقتصادي في مصر، فقد بلغ تأثير التقلبات الموجبة ***7.3*** عند مستوى معنوية 5% وبدرجة ثقة 95%، وهو ما يبين أن زيادة مستوى التقلبات الموجبة بوحدة واحدة يؤدي إلى انخفاض النمو الاقتصادي بـ 7.3 وحدة. في حين بلغ تأثير التقلبات السالبة 6.99 عند مستوى معنوية 5% وبدرجة ثقة 95%، وهو ما يبين أن زيادة مستوى التقلبات السالبة بوحدة واحدة يؤدي إلى انخفاض النمو الاقتصادي بـ ***6.99*** وحدة.

7) يتبين من الإشارة السالبة للمعامل β_3 أن هناك تأثير سلبي (علاقة عكسية) بين سعر الصرف والنمو الاقتصادي في مصر، حيث تبلغ قيمة المعلمة 1.45 عند مستوى معنوية 1% بدرجة ثقة 99%، وتبين تلك المعلمة أن زيادة سعر الصرف بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى انخفاض النمو الاقتصادي بـ 1.45 وحدة.

8) يتبين من الإشارة السالبة للمعامل β_4 أن هناك علاقة عكسية بين نسبة الحساب الجاري إلى الناتج المحلي الإجمالي والنمو الاقتصادي في مصر، حيث تبلغ قيمة المعلمة 0.04 عند مستوى معنوية 1% بدرجة ثقة 99%، وتبين تلك المعلمة أن زيادة نسبة الحساب الجاري إلى الناتج المحلي الإجمالي بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى انخفاض النمو الاقتصادي بـ 0.04 وحدة.

9) يتبين من الإشارة السالبة للمعامل β_5 أن هناك علاقة عكسية بين نسبة العجز في الموازنة العامة إلى الناتج المحلي الإجمالي والنمو الاقتصادي في مصر، حيث تبلغ قيمة المعلمة 0.72 عند مستوى معنوية 5% بدرجة ثقة 95%، وتبين تلك المعلمة أن زيادة نسبة العجز في الموازنة

العامة إلى الناتج المحلي الإجمالي بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى انخفاض النمو الاقتصادي بـ 0.72 وحدة.

10) يتبين من الإشارة الموجبة للمعامل $\boldsymbol{\beta_6}$ أن هناك تأثير إيجابي (علاقة طردية) بين نسبة صافي التدفقات الوافدة من الاستثمار الأجنبي المباشر إلى الناتج المحلي الإجمالي والنمو الاقتصادي في مصر، حيت تبلغ قيمة المعلمة 0.16 عند مستوى معنوية 1% بدرجة ثقة 99%، وتبين تلك المعلمة أن زيادة نسبة صافي التدفقات الوافدة من الاستثمار الأجنبي المباشر إلى الناتج المحلي الإجمالي بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى انخفاض النمو الاقتصادي بـ 0.16 وحدة.

11) يتبين من الإشارة الموجبة للمعامل $\boldsymbol{\beta_7}$ أن هناك تأثير إيجابي (علاقة طردية) بين الرقم القياسي لأسعار المستهلك باعتباره مقياساً للتضخم والنمو الاقتصادي في مصر، حيت تبلغ قيمة المعلمة 0.55 عند مستوى معنوية 1% بدرجة ثقة 99%، وتبين تلك المعلمة أن زيادة الرقم القياسي لأسعار المستهلك باعتباره مقياساً للتضخم بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى زيادة النمو الاقتصادي بـ 0.55 وحدة.

12) إن المعامل $\boldsymbol{\beta_0}$ (الثابت) ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 1% بدرجة ثقة 99%، حيث تبلغ درجة الثقة حوالي 10%.

13) وبعد تقدير العلاقة طويلة الأجل، ننتقل إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ ***ECM*** والذي يشير إلى إمكانية تصحيح الأخطاء قصيرة الأجل للعودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، ونظراً لأن حد تصحيح الخطأ معنوي عند مستوي معنوية 1% وبدرجة ثقة 99%، كما أنه ظهر بإشارة سالبة، مما يدل على أن آليه تصحيح الخطأ موجودة، أي أن هناك استقرار في العلاقة بين الأجل القصير والطويل، حيث بلغت قيمة حد تصحيح الخطأ ***ECM*** (-1.45)، وبهذا فإنّ أي صدمة قصيرة الأجل سوف يتم تصحيحها خلال 8.3 شهر تقريباً.

2.3.7 لتفسير نتائج النموذج لا يتم الاعتماد على نتائج الانحدار الموضحة سابقاً فقط، ولكن يتم الاعتماد على وصف السلوك الحركي لنموذج النمو وذلك من خلال:

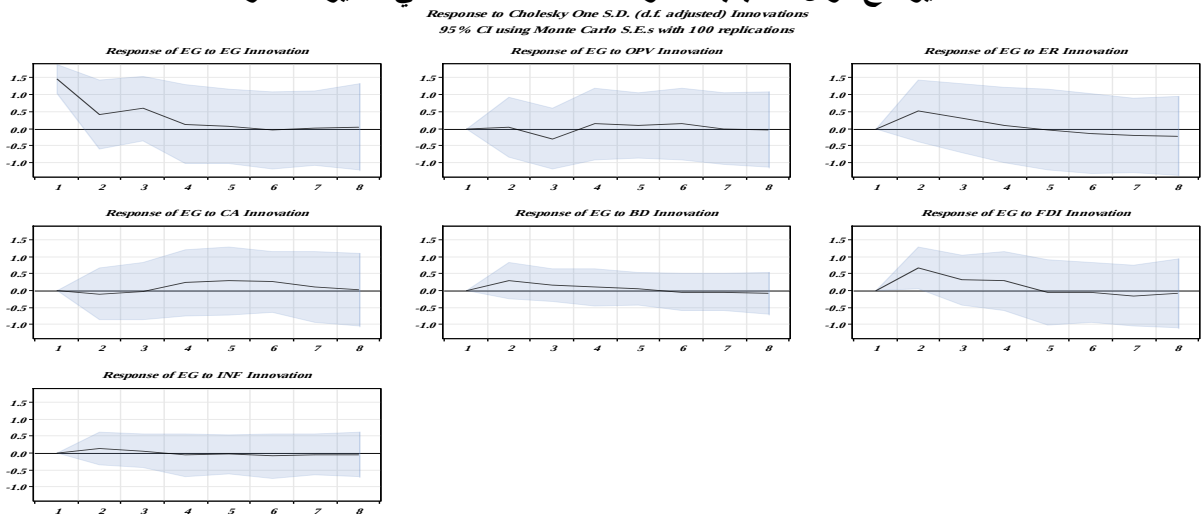
أ) دالة الاستجابة الفورية للصدمات:

دوال الاستجابة للصدمات ***Impulse Response Function (IRF)*** أو ما تسمى بدوال رد الفعل، هي من التطبيقات الهامة لنماذج ***VAR*** والتي يمكن من خلالها التعرف على أثر صدمة بمقدار وحدة واحدة لأحد المتغيرات في النموذج على القيم الحالية والمستقبلية للمتغيرات الأخرى. ففي حالة وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة فإن هذه المتغيرات تكون في حالة استقرار في فترة زمنية معينة. ومن ثم، فإن حدوث أي صدمة لأحد المتغيرات داخل النموذج ستعمل على التأثير على وضع

التوازن لفترة زمنية معينة للمتغير الذي حدثت به الصدمة والمتغيرات الأخرى في النموذج، يعود بعدها النموذج إلى وضع التوازن مرة أخرى.

وقد تم تقدير دالة رد الفعل أو الاستجابة لنموذج الدراسة من خلال نموذج ***VAR*** وذلك لقياس وتحليل مدى استجابة النمو الاقتصادي بمصر بالصدمات في الأسعار العالمية للنفط والمتغيرات المستقلة الأخرى التي يتضمنها النموذج، وفي متغير النمو نفسه، والمدى الزمنى الذي تستغرقه الصدمة بمقدار انحراف معياري واحد ***Cholesky one S.D.*** حتى يختفي ويتلاشى أثرها. وذلك من خلال مدى زمني يتراوح بين سنة وثماني سنوات. ويوضح الشكل والجدول التاليين استجابة النمو الاقتصادي لصدمة مفاجئة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغير نفسه والمتغيرات الأخرى بالنموذج.

شكل رقم (2)
يوضح دوال استجابة النمو للصدمات المختلفة في متغيرات الدراسة



المصدر: تم إعداد الجدول باستخدام برنامج *E-Views 13*

يوضح الشكل والجدول السابقين استجابة النمو الاقتصادي لصدمة مفاجئة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغير نفسه والمتغيرات المستقلة الأخرى، فالمحور الأفقي يبين عدد السنوات التي مرت بعد حدوث الصدمة للمتغير أم المحور الرأسي فيقيس استجابة النمو الاقتصادي. وهنا نلاحظ ما يلي:

- أن استجابة النمو الاقتصادي للصدمة فيه كانت فورية وموجبة في البداية بقيمة معامل استجابة يبلغ 1.5 وتتناقص تدريجياً حتى تصل إلى أدنى قيمة لها في السنة السادسة بمعامل ***0.05-*** (وهو أدنى استجابة للنمو بالنسبة لكل المتغيرات) بينما تبدأ في الصعود بعد ذلك يتجه نحو التوازن الأصلي بداية من السنة السابعة حيث تصل لمعامل استجابة في العام الثامن بحوالي ***0.05***.

- في حين أن استجابة الناتج الحقيقي لصدمة مفاجئة في باقي المتغيرات كان متذبذب وغير مستقر، ففي حالة حدوث صدمة في تقلبات أسعار النفط فإنَّ النمو الاقتصادي يستجيب بدءاً من الفترة التي تلت الصدمة (***Period 2***) ويتسم هذا الأثر بأنه سالب في البداية، ثم تتحول في السنة الرابعة إلى أثر موجب متصاعد حتى العام السادس، ثم تبدأ في التلاشي التدريجي بعد ذلك.

ب) تحليل (تجزئة) مكونات التباين:

الطريقة الأخرى للتعرف على السلوك الحركي لنموذج النمو هو من خلال تحليل مكونات التباين ***Variance Decomposition (VDCs)*** والتي يهدف إلى معرفة مدى مساهمة كل متغير (الأهمية النسبية للمتغير) في تفسير تباين أخطاء التنبؤ للمتغيرات في النموذج، بمعنى أخر قياس إسهام الصدمات العشوائية لمتغيرات النموذج في التقلبات المستقبلية لمتغير النمو. وهي إحدى الطرق لوصف السلوك الحركي للنموذج يتم فيه قياس تأثير الصدمات على متغيرات النموذج عبر الزمن. ويتم ذلك عن طريق تقسيم الخطأ لكل متغير إلى عدة أجزاء كل منها يخص متغيراً من متغيرات النموذج، وبعبارة أخرى إن تباين الخطأ لمتغير النمو يعزى للصدمات غير المُتنبأ بها لكل متغير من متغيرات النموذج خلال فترة التنبؤ. ويبين الجدول التالي نتائج تحليل التباين الخاص بالنمو الاقتصادي المتأتي من الصدمات المفاجئة الحادثة في متغيرات نموذج الدراسة، حيث يمثل العمود الثاني الخطأ المعياري أما الأعمدة الأخرى فتعطى النسبة من التباين.

جدول رقم (6)
نتائج تجزئة مكونات التباين بين متغيرات الدراسة

Period	*S.E.*	*EG*	*OPV*	*ER*	*CA*	*BD*	*FDI*	*INF*
1	*1.46*	*100*	*0.00*	*0.00*	*0.00*	*0.00*	*0.00*	*0.00*
		(0.00)	*(0.00)*	*(0.00)*	*(0.00)*	*(0.00)*	*(0.00)*	*(0.00)*
2	*1.77*	*73.62*	*0.06*	*8.64*	*0.30*	*2.87*	*14.04*	*0.47*
		(13.39)	*(5.03)*	*(11.31)*	*(4.90)*	*(4.13)*	*(9.16)*	*(1.78)*
3	*1.95*	*69.97*	*2.38*	*9.56*	*0.26*	*3.11*	*14.21*	*0.51*
		(14.06)	*(7.81)*	*(11.79)*	*(5.39)*	*(3.75)*	*(8.95)*	*(2.44)*
4	*2.00*	*66.99*	*2.75*	*9.33*	*1.58*	*3.19*	*15.57*	*0.58*
		(14.34)	*(8.05)*	*(11.25)*	*(6.67)*	*(4.66)*	*(9.37)*	*(2.69)*
5	*2.03*	*65.43*	*2.90*	*9.13*	*3.51*	*3.18*	*15.25*	*0.59*
		(14.32)	*(7.51)*	*(10.51)*	*(7.48)*	*(4.99)*	*(8.50)*	*(2.76)*
6	*2.05*	*63.65*	*3.26*	*9.30*	*4.99*	*3.13*	*14.90*	*0.77*
		(14.26)	*(7.75)*	*(10.18)*	*(8.09)*	*(5.25)*	*(8.11)*	*(2.90)*
7	*2.07*	*62.49*	*3.21*	*10.05*	*5.19*	*3.12*	*15.14*	*0.80*
		(14.62)	*(8.00)*	*(10.29)*	*(8.24)*	*(5.63)*	*(7.93)*	*(3.05)*
8	*2.09*	*61.66*	*3.17*	*10.94*	*5.14*	*3.21*	*15.05*	*0.83*
		(14.56)	*(7.99)*	*(10.73)*	*(9.10)*	*(6.16)*	*(7.92)*	*(3.21)*

المصدر: تم إعداد الجدول باستخدام برنامج *E-Views 13*

ويهتم تحليل التباين بمعرفة نسب التباين أو الاختلاف التي تسببها الصدمات لمتغير ما في نفسه، وفي المتغيرات الأخرى. ونلاحظ من الجدول السابق أن متغير النمو يفسر ***100%*** من مكونات التباين في الفترة الأولى وذلك عند حدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغير نفسه. كما أنه بدءً من الفترة التي تلت الصدمة (***Period 2***) فإن تغيرات النمو نفسه تفسر ***73.6%*** من التباين الذي يحدث فيه، بينما يرجع ***26.4%*** من تباين النمو يرجع إلى باقي المتغيرات. وتأخذ هذه النسبة في التراجع حتى يصل إلى ***61.7%*** بعد مرور ثماني سنوات. وقد أشارت نتائج التحليل إلى أنه في الأجل القصير كانت أكثر الصدمات تفسيراً للنمو هو الاستثمار الأجنبي المباشر، ففي السنة الخامسة على سبيل المثال كان الاستثمار الأجنبي المباشر يفسر أعلى نسبة من مكونات التباين بمقدار ***15.3%***، يليها سعر الصرف، ثم تقلبات أسعار النفط، ثم عجز الموازنة، ثم التضخم.

3.3.7: التحقق من جودة النموذج وخلوه من مشاكل القياس وذلك من خلال الاختبارات الاستكشافية:

وبعد تقدير النموذج تأتي مرحلة فحص النموذج للتأكد من جودته وخلوه من مشاكل القياس، وذلك باستخدام الاختبارات التشخيصية ***Diagnostic Tests***، وفقاً للاختبارات التالية:

جدول رقم (7)
نتائج الاختبارات الاستكشافية

Diagnostic Tests	Tests used	F-statistic (Prob.) Model (*2*): NARDL
Heteroskedasticity	Breusch –Pagan -Godfrey	F (23, 12) 0.59 (0.87)
Serial Correlation	Breusch-Godfrey LM test.	F (2, 10) 0.93 (0.42)
Normality	Jarque-Bera	0.61 (0.74)
Function Form	Ramsey RESET Test	F (1, 11) 0.00 (0.98)
Collinearity	Variance Inflation Factors (VIF)	< 10
Stability test	a. CUSUM b. CUSUM of Squares	stability stability

المصدر: تم إعداد الجدول باستخدام برنامج *E-Views 13*

أ) كما يشير اختبار ***ARCH Test*** إلى عدم وجود مشكلة اختلاف التباين ***Heteroskedasticity***، حيث كانت قيمة الاحتمال 0.87 أكبر من 5% وهو ما يفيد عدم امكانية رفض فرض العدم والقائل بثبات التباين. ***Homoscedasticity***.

ب) يشير اختبار ***LM Test*** إلى عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي ***Serial Correlation*** بين الأخطاء، حيث كانت قيمة الاحتمال 0.42 أكبر من 5% وهو ما يفيد عدم إمكانية رفض فرض العدم والقائل بغياب مشكلة الارتباط التسلسلي بين الأخطاء.

ج) كذلك تم التأكد من عدم وجود مشكلة الازدواج الخطى ***Multi-Collinearity*** بين متغيرات نماذج الدراسة، وذلك باستخدام اختبار معامل التضخم (***VIF***). حيث جاءت نتائج الاختبار لجميع متغيرات نماذج الدراسة أقل من القيمة (***10***)، مما يشير إلى عدم وجود مشكلة الازدواج الخطى بين متغيرات نماذج الدراسة المستخدمة في التحليل.

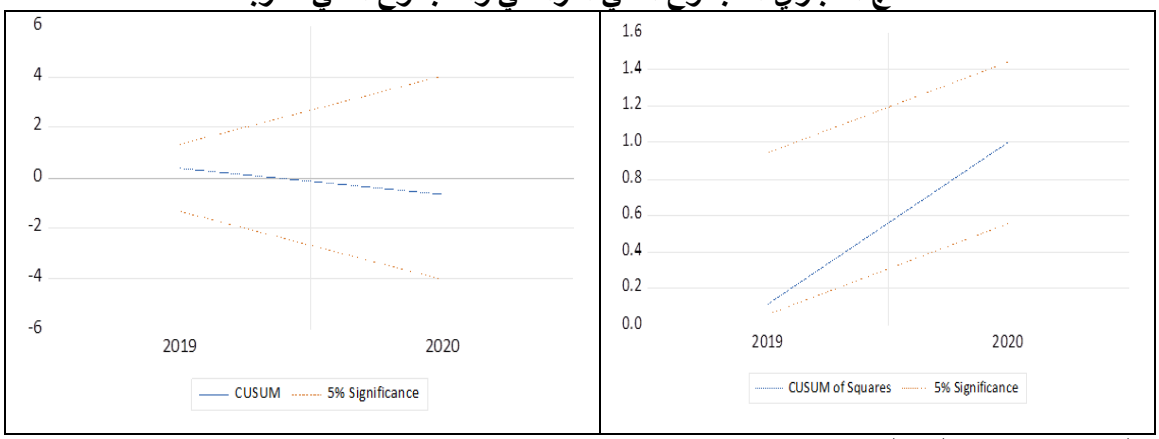
د) ويشير اختبار ***Jarque-Bera*** إلى عدم امكانية رفض فرضية العدم والقائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعاً طبيعياً ***Normality Test***، حيث كانت قيمة الاحتمال 0.74 أكبر من 5%، وهو ما يعني أن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي.

ه) كما تشير قيمة معامل التحديد المعدل ***Adjusted R-squared*** إلى ارتفاع القوة التفسيرية للمتغيرات المستقلة حيث بلغت قيمته 92.7%.

و) أن الانحدار المتحصل عليه غير زائف حيث إن $R^2 < D.W$.

ز) كذلك لكي نتأكد من خلو البيانات المستخدمة في هذه الدراسة من وجود أي تغيرات هيكلية فيها، أي التأكد من عدم وجود قفزات أو تغيرات مفاجئة في البيانات مع مرور الزمن، فقد تم استخدم اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة ***CUSUM***، وكذلك المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة ***CUSUM of Squares***. ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة إذا وقع الشكل البياني للاختبارين داخل الحدود الحرجة عند مستوى ***5%***، وبالتالي فإن النموذج ينجح في اختبار الاستقرار، بمعنى أنه لا تعد هناك ثمة تأثير للتغيرات الهيكلية التي تقلل من جودة نتائج القياس، وهو ما يمكن توضيحه بالشكلين التاليين.

شكل رقم (3)
نتائج اختباري المجموع الكلي التراكمي والمجموع الكلي للمربعات



المصدر: تم إعداد الجدول باستخدام برنامج *E-Views 13*

References

Almon, S. (1965). The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures. Econometrica, 33(1), 178. https://doi.org/10.2307/1911894

Andreou, E., Ghysels, E., & Kourtellos, A. (2010). Regression models with mixed sampling frequencies. Journal of Econometrics, 158(2), 246-261. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.01.004

Ayadi, O. F. (2005). Oil price fluctuations and the Nigerian economy. OPEC Review, 29(3), 199-217. https://doi.org/10.1111/j.0277-0180.2005.00151.x

Baffes, J., & Kshirsagar ،V. (2016). Sources of volatility during four oil price crashes [Article]. Applied Economics Letters, 23(6), 402-406. https://doi.org/10.1080/13504851.2015.1078435

Balke, N. S., Brown, S. P. A., & Yucel, M. K. (2002). Oil price shocks and the US economy :Where does the asymmetry originate? Energy Journal, 23(3), 27-52. <Go to ISI>://WOS:000176831600002

Bank, W. (2015). Commodity Markets Outlook: Anatomy of the Last Four Oil Price Crashes. https://tinyurl.com/2zzwp2hz

Boyd, R., Doroodian, K., & Thornton, D. (2016). The Impact of Oil Price Volatility on the Future of the U.S. Economy. Energy & Environment, 11(1), 25-48. https://doi.org/10.1260/0958305001499890

Cantah, W. (2014). Crude oil price and economic growth: the case of Ghana. CSAE Conference 20:14*Economic Development in Africa ،*

Cheong, C. W. (2009). Modeling and forecasting crude oil markets using ARCH-type models. Energy Policy, 37(6), 2346-2355. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.02.026

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979 .(Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74(366a), 427-431. https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531

Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica, 50(4), 987-1007. https://doi.org/10.2307/1912773

Ghalayini, L. (2011). The Interaction between Oil Price and Economic Growth. Middle Eastern Finance and Economics, 13(21 .141-127 ،(https://tinyurl.com/2qq56v5b

Ghysels, E., Santa-Clara, P., & Valkanov, R. (2004). The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression Models. https://EconPapers.repec.org/RePEc:cdl:anderf:qt9mf223rs

Ghysels, E., Sinko, A., & Valkanov, R .(2007) .MIDAS Regressions: Further Results and New Directions. Econometric Reviews, 26(1), 53-90. https://doi.org/10.1080/07474930600972467

He, Y., Wang, S., & Lai, K. K. (2010). Global economic activity and crude oil prices: A cointegration analysis. Energy Economics, 32(4), 868-876. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.12.005

Herrera, A. M., Lagalo, L. G., & Wada, T. (2015). Asymmetries in the response of economic activity to oil price increases and decreases? Journal of International Money and Finance, 50, 1 .133-08

Ito, K. (2010). The impact of oil price volatility on the macroeconomy in Russia. The Annals of Regional Science, 48(3), 695-702. https://doi.org/10.1007/s00168-010-0417-1

Jiménez-Rodríguez, R., & Sánchez, M. (2005). Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries. Applied

Economics, 37(2), 201-228. https://doi.org/10.1080/0003684042000281561

Jouini, J., & Gaaloul, S. (2021). Asymmetric Responses of Economic Growth to the Fluctuations in Oil Prices in the GGC Region. Arab Monetary Fund. https://tinyurl.com/2o2g96j2

Lescaroux, F., & Mignon, V. (2008). On the influence of oil prices on economic activity and other macroeconomic and financial variables. OPEC Energy Review, 32(4), 343-380. https://doi.org/10.1111/j.1753-0237.2009.00157.x

Li, Y., & Karlsson, H. K. (2022). Investigating the Asymmetric Behavior of Oil Price Volatility Using Support Vector Regression. Computational Economics. https://doi.org/10.1007/s10614-022-2-10266

Lorde, T., Jackman, M., & Thomas, C. (2009). The macroeconomic effects of oil price fluctuations on a small open oil-producing country: The case of Trinidad and Tobago. Energy Policy, 37(7), 2708-2716. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.03 004.

Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. Econometrica, 59(2), 347-370. https://doi.org/10.2307/2938260

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326. https://doi.org/10.1002/jae.616

Peter Ferderer, J. (1996). Oil price volatility and the macroeconomy. Journal of Macroeconomics, 18(1), 1-26. https://doi.org/10.1016/s0164-0704(96)80001-2

Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. Biometrika, 75(2), 335-346. https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335

Pindyck, R. S. (2004). Volatility in natural gas and oil markets. The Journal of Energy and Development, 30(1), 1-20. http://dspace.mit.edu/handle/1721.1/45005

Rafiq, S., Salim, R., & Bloch, H. (2009). Impact of crude oil price volatility on economic activities: An empirical investigation in the Thai economy. Resources Policy, 34(3), 121-132. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2008.09.001

Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. Energy Economics, 21(5), 449-469. https://doi.org/10.1016/s0140-9883(99)00020-1

Sekati, B. N. Y., Tsoku, J. T., Metsileng, L. D., & Tokic, D .(2020) . *Modelling the oil price volatility and macroeconomic variables in South Africa using the symmetric and asymmetric GARCH models. Cogent Economics & Finance, 8(1), 1792153. https://doi.org/10.1080/23322039.2020.1792153*

Shen, S. (2021). Empirical Analysis of ARCH Family Models on Oil Price Fluctuations. Applied Mathematics, 12(04), 280-286.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric

The impact of Oil-Price Volatility on the Economic Growth in Egypt

Abstract

The study aims at examining the impact of volatility in global oil prices on Egypt's economic growth during the period (1980-2021), as the period has experienced many oil shocks especially in recent years. Since volatilities in financial variables, including oil prices, are shown only in high-frequency data, monthly oil price data have been used to calculate the volatility level of Oil Price Volatility (OPV) Using the Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (EGARCH) model, which is more accurate and appropriate in expressing volatilities in economic variables and global oil prices. The estimate was based on the Mixed Data Sampling (MIDAS) and the Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL) Which takes into account the non-linear relationship of asymmetric effect between short-term and long-term variables using Impulse Response Function (IRF) shock response functions, and analysis of Variance Decomposition components (VDCs), after ascertaining the stationary of time series of study variables using Augmented Dicky-Fuller (ADF) and Phillips – Perron (P – P) tests.

The results indicated that there was a long-term counterbalanced relationship between oil price fluctuations and Egypt's economic growth. The results also showed an asymmetry or asymmetry in the impact of positive and negative oil price fluctuations on economic growth.

Keywords: Oil price volatility, economic growth, Egyptian economy, depleted resources, EGARCH model MIDAS model, NARDL model