التأثير غير المتماثل لسعر النفط والسيولة المحلية على معدل التضخم في مصر باستخدام منهجية (NARDL)[1]

د. معتز محمد عبد الكريم

مدرس الاقتصاد

كلية الدراسات الاقتصادية والعلوم السياسية- جامعة الإسكندرية

جمهورية مصر العربية

Motaz.alex7@alexu.edu.eg

ملخص البحث

تهدف هذه الدراسة إلى بحث العلاقة غير الخطية بين السعر العالمي للنفط والسيولة المحلية كمتغيرات تفسيرية ومعدل التضخم السنوي في مصر كمتغير تابع في الأجلين الطويل والقصير، وذلك اعتمادًا على بيانات سلاسل زمنية تغطي الفترة (1960 – 2021). وقد استخدمت الدراسة نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL) لقياس التأثير غير المتماثل للسعر العالمي للنفط والسيولة المحلية على معدل التضخم السنوي، وللتأكد من وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة تم استخدام مدخل اختبار الحدود Bounds testing approach، ونموذج تصحيح الخطأ (ECM). وقد توصلت الدراسة إلى أن سعر النفط يمارس تأثيرًا غير متماثل على معدل التضخم في الأجل الطويل، في حين أن العلاقة التي تجمع بينهما متماثلة في الأجل القصير. وأما السيولة المحلية، فقد وجدت الدراسة أن تأثيرها على معدل التضخم متماثل سواء في الأجل الطويل أو الأجل القصير، وهو ما يعني أن فاعلية السياسية النقدية التوسعية لا تختلف جوهريًا في التأثير على معدل التضخم عن السياسية النقدية الانكماشية. وقد تم التأكيد على تلك النتائج من خلال اشتقاق المضاعفات الديناميكية التراكمية لكل من سعر النفط والسيولة المحلية. وتوصي الدراسة بضرورة بذل أقصى جهد للسيطرة على الارتفاعات السعرية عند مستويات يتحقق معها الاستقرار الاقتصادي المحلي.

الكلمات الدالة

سعر النفط، السيولة المحلية، معدل التضخم، التأثير غير المتماثل، الانحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، مصر.

[1] تم تقديم البحث في 2022/11/6، وتم قبوله للنشر في 2022/11/15.

(1) مقدمة

لقد شهد الاقتصاد المصري في الآونة الراهنة ضغوطًا تضخمية لم يعانها من قبل، بلغ معها معدل التضخم السنوي ذروته عام 2017 حين تخطى 29.5% وفقًا لمؤشرات التنمية العالمية الصادرة عن البنك الدولي. وهو ما يهدد الاستقرار الاقتصادي الداخلي ويلقي بتداعياته السلبية على القدرة الشرائية ومستوى معيشة الأفراد، والفقر وتوزيع الدخل، وغيرها من المتغيرات الاقتصادية الاجتماعية التي أصبحت محور اهتمام معظم البرامج الإصلاحية الاقتصادية الحالية.

تلك الموجات التضخمية التي أصابت الاقتصاد المصري تعود في جزء منها إلى عوامل داخلية والجزء الآخر يعزى إلى عوامل خارجية، فمن بين تلك العوامل الداخلية الزيادة في العرض النقدي وما قد تشكله من فائض في الطلب المحلي يتسبب في الضغط على الأسعار لأعلى، فقد كشفت بيانات البنك الدولي أن مستوى السيولة المحلية (M2) كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي المصري كسر حاجز الـ 98% عام 2016، وبلغ معدل النمو السنوي في السيولة المحلية (M2) حوالي 40% خلال العام ذاته، وذلك بعد أن سجلا 33%، 5.4% على التوالي خلال عام 1970[1].

وأما العوامل الخارجية فلعل أشهرها تحرير سعر صرف الدولار الأمريكي مقابل الجنيه المصري ليتخطى 18.5 جنيهًا/دولار أمريكي في يناير 2017 وفقًا لبيانات البنك المركزي المصري، وذلك كاستجابة لمتطلبات برنامج الإصلاح الاقتصادي الذي تبنته الحكومة المصرية مع صندوق النقد الدولي في فبراير 2016. علاوة على ذلك، التقلبات الحادة في الأسعار العالمية للطاقة وبخاصة النفط الخام، وما خلفه ذلك من ارتفاع في تكاليف النقل والإنتاج، فمع بداية العقد الثاني من الألفية الثالثة كشفت النشرة الإحصائية للطاقة العالمية الصادرة عن شركة (BP) أن المتوسط السنوي لسعر خام برنت قد تجاوز 110 دولارات للبرميل، مسجلًا بذلك سعرًا هو الأعلى في تاريخه.

تهدف الدراسة إلى بحث العلاقة غير الخطية بين كل من السعر العالمي للنفط الخام والسيولة المحلية (M2) كمتغيرات مستقلة وبين معدل التضخم السنوي كمتغير تابع، بالتطبيق على الاقتصاد المصري خلال الفترة (1960 – 2021) في الأجلين الطويل والقصير، وذلك باستخدام **منهجية قياسية** تعتمد على نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، بما في ذلك اشتقاق المضاعفات الديناميكية التراكمية لكل من السعر العالمي للنفط والسيولة المحلية.

تتمثل **أهمية الدراسة** في أنها تمد صانع القرار بالأدوات اللازمة لمعرفة الآلية التي يمارس بها كل من السعر العالمي للنفط والسيولة المحلية (M2) تأثيره في معدل التضخم المصري، بما يمكنه من تحقيق التضخم المستهدف، ومن اتخاذ التدابير اللازمة للمحافظة على الأسعار المحلية مستقرة عند مستويات مقبولة يتحقق معها الاستقرار الاقتصادي المحلي. من جانب آخر، يتضح أن دراسة العلاقة غير الخطية بين معدل التضخم والسيولة المحلية توضح ما إذا كانت فاعلية السياسة النقدية التوسعية في التأثير على معدل التضخم أكبر من فاعلية السياسية

[1] وفقًا للبنك المركزي المصري فإن السيولة المحلية Domestic Liquidity يقصد بها العرض النقدي بمفهومه الواسع (M2).

النقدية الانكماشية أو أقل، أو كانتا متساويتين. وعلى هذا الأساس، يمكن صياغة مشكلة الدراسة في التساؤلين التاليين:

هل تأثير السعر العالمي للنفط على معدل التضخم في مصر متماثل سواء في الأجل الطويل أو الأجل القصير؟

هل تأثير السيولة المحلية (M2) على معدل التضخم في مصر متماثل سواء في الأجل الطويل أو الأجل القصير؟

هذا، ويتم تناول الدراسة وفقًا للأقسام التالية: أولًا، إجراء المسح الأدبي النظري والتجريبي. ثانيًا، تحليل تطور سعر النفط والسيولة المحلية خلال الفترة (1960 – 2021). ثالثًا، تحليل تطور معدل التضخم خلال الفترة ذاتها. رابعًا، عرض المنهجية والنموذج القياسي المستخدم. خامسًا، استعراض النتائج التطبيقية التي تم التوصل إليها ومناقشتها. وأخيرًا، عرض الخاتمة وتقديم التوصيات.

(2) المسح الأدبي

تناولت عديد من الأدبيات النظرية العوامل المؤثرة في التضخم منها النظرية الكلاسيكية التي ترى أن التضخم ظاهرة نقدية يمكن التحكم فيه من خلال كمية النقود فوفقًا للنظرية الكمية للنقود quantity theory of money هناك علاقة تناسبية طردية بين كمية النقود ومستوى الأسعار توضحها معادلة التبادل لفيشر، التي هي متطابقة صحيحة بالتعريف، ويمكن عرضها على النحو التالي: (M V = P T)، حيث تشير: (V) إلى سرعة دوران النقود، (T) إلى حجم المبادلات، (M) إلى كمية النقود، (P) إلى مستوى الأسعار (Mankiw, 2010).

يمكن تقسيم التضخم إلى تضخم جذب الطلب demand-pull inflation وتضخم دفع النفقة cost-push inflation، فالنوع الأول يأتي عندما يكون الاقتصاد في وضع توظف كامل، وبالتالي لا يستطيع الجهاز الإنتاجي الاستجابة لفائض الطلب من خلال زيادة الإنتاج، الأمر الذي ينعكس في شكل ارتفاعات سعرية. وغالبًا ما يقف وراء الزيادة في الطلب إفراط البنك المركزي في الإصدار النقدي. أما النوع الثاني فهو يتعلق بجانب العرض، إذ إن زيادة متوسط التكاليف الكلية ستدفع بالأسعار إلى أعلى حتى إن لم يكن هناك فائض في الإنفاق الكلي، ولعل أبرز مسببات تضخم دفع النفقة ارتفاع أسعار المواد الخام ومدخلات الطاقة (McConnell et al., 2018).

أما الأدبيات التطبيقية، فهناك عديد من الدراسات التجريبية التي تناولت العوامل المؤثرة في معدل التضخم منها ما هو خطي ومنها ما هو غير خطي، وسوف يتم استعراض عدد من تلك الدراسات التي أجريت على البلدان النامية وبخاصة مصر، وذلك على النحو التالي:

قام الجزار والبرماوي (2022) بدراسة أثر الصدمات غير المتماثلة لسعر الصرف على معدل التضخم في مصر وذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، اعتمادًا على بيانات سلاسل زمنية شهرية تغطي الفترة من يناير 2016 حتى ديسمبر 2020. وقد توصلت الدراسة إلى أن العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم غير خطية، أي إن التأثير غير متماثل، كما أن معدل التضخم يتأثر بالصدمات الإيجابية لسعر الصرف في الأجل القصير، ولا يتأثر بالصدمات السلبية. أما في الأجل الطويل فقد بينت الدراسة أن تأثير كل من الصدمات الإيجابية والسلبية لسعر الصرف على معدل التضخم غير معنوي.

قام السيد (2020) بدراسة أثر الصدمات النقدية غير المتماثلة على معدل التضخم في مصر باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، واعتمادًا على بيانات سلاسل زمنية سنوية تغطي الفترة (1961 – 2018). وقد أوضحت نتائج الدراسة أن التضخم يتأثر بشكل غير متماثل للصدمات النقدية سواء في الأجل الطويل أو الأجل القصير، إذ يتأثر معدل التضخم بالصدمات الموجبة بشكل أسرع من تأثره بالصدمات السالبة، وهو ما يعني أن السياسة النقدية التوسعية أكثر فاعلية في التأثير على التضخم من السياسة النقدية الانكماشية، كما اتضح من اختبار السببية غير المتماثل أن العلاقة السببية تسير من الصدمات النقدية إلى معدل التضخم.

قام Ali (2020) بدراسة الآثار غير المتماثلة لأسعار النفط على التضخم في مصر باستخدام منهجية (ARDL) غير الخطية، واعتمادًا على بيانات سلاسل زمنية تغطي الفترة (1960 – 2017). وقد توصلت الدراسة إلى أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين التضخم وأسعار النفط والناتج المحلي الإجمالي وعرض النقود، وأن التغير في أسعار النفط يمارس تأثيرًا غير متماثل على التضخم في الأجلين القصير والطويل. ففي الأجل القصير كان تأثير التغيرات الموجبة أكبر من تأثير التغيرات السالبة وكلاهما معنوي، أما في الأجل الطويل فكان تأثير التغيرات الموجبة غير معنوي والتغيرات السالبة معنويًا.

قام البرماوي والجزار (2022) بدراسة التأثير غير المتماثل لصدمات سعر الفائدة على معدل التضخم في مصر باستخدام نموذج (NARDL)، واعتمادًا على بيانات سلاسل زمنية شهرية تغطي الفترة من يناير 2016 حتى ديسمبر 2020. وقد توصلت الدراسة إلى أن العلاقة بين سعر الفائدة ومعدل التضخم غير خطية، وأن العلاقة بين الصدمات الموجبة لسعر الفائدة ومعدل التضخم علاقة طردية ولها معنوية إحصائية، أما الصدمات السالبة لسعر الفائدة فتأثيرها غير معنوي على التضخم في الأجل القصير، أما في الأجل الطويل فلم تجد الدراسة لسعر الفائدة تأثيرًا معنويًا على التضخم سواء للصدمات الموجبة أو السالبة.

قام Lacheheb & Sirag (2019) بدراسة العلاقة بين التغيرات في سعر النفط ومعدل التضخم في الجزائر باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، وذلك اعتمادًا على بيانات سلاسل زمنية سنوية تغطي الفترة (1970 – 2014). وقد توصلت الدراسة إلى أن هناك تأثيرًا غير متماثل لسعر النفط على التضخم، حيث تمارس الزيادة في سعر النفط تأثيرًا معنويًا على معدل التضخم، في حين أن تأثير الانخفاض في سعر النفط على التضخم كان غير معنوي.

قام Ibrahim (2015) بدراسة العلاقة بين سعر الغذاء وسعر النفط في ماليزيا باستخدام منهجية (NARDL) وبالاعتماد على بيانات سلاسل زمنية سنوية تغطي الفترة (1971 – 2012). وقد توصلت الدراسة إلى وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدارسة وهي: سعر الغذاء، وسعر النفط، والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وأن العلاقة بين سعر النفط وسعر الغذاء غير متماثلة، حيث زيادة سعر النفط تؤثر معنويًا على سعر الغذاء، في حين أن الانخفاض في سعر النفط لا يؤثر معنويًا على سعر الغذاء وذلك في الأجل الطويل والأجل القصير.

قام Zakaria et al. (2021) بقياس تأثير أسعار النفط العالمية على معدلات التضخم في دول جنوب آسيا باستخدام بيانات سلاسل زمنية شهرية تغطي الفترة من يناير عام 1980 حتى ديسمبر عام 2018، وذلك بتطبيق نموذج

(NARDL). وقد توصلت الدراسة إلى وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، فضلًا عن أن السعر العالمي للنفط تأثيره غير متماثل على معدل التضخم، إذ إن الصدمات الموجبة للسعر العالمي للنفط تؤثر معنويًا على معدل التضخم، لكن الصدمات السالبة للسعر العالمي للنفط تأثيرها غير معنوي على التضخم.

قام سالم (2019) بدراسة محددات التضخم في الاقتصاد المصري باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة (ARDL) وبالاعتماد على بيانات سلاسل زمنية سنوية تغطي الفترة (1990 – 2018). وقد كان من بين تلك المحددات: المعروض النقدي وسعر البترول. وقد توصلت الدراسة إلى أن سعر البترول يؤثر معنويًا على معدل التضخم بشكل إيجابي، في حين أن المعروض النقدي ليس له تأثير معنوي على معدل التضخم.

قام الطوخي وزيدان (2015) بدراسة العلاقة بين السياسة النقدية ومعدل التضخم في مصر باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي واختبار جوهانسن للتكامل المشترك، وذلك بالاعتماد على بيانات سلاسل زمنية شهرية تغطي الفترة من يناير 2000 حتى ديسمبر 2012. وقد توصلت الدراسة إلى أن هناك علاقة اقتصادية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، وأن السيولة المحلية وسعر الفائدة على الإقراض والناتج المحلي الإجمالي لهم تأثير معنوي طويل الأجل على الرقم القياسي لأسعار المستهلكين، وأن السيولة المحلية تمارس تأثيرًا إيجابيًا على الرقم القياسي لأسعار المستهلكين.

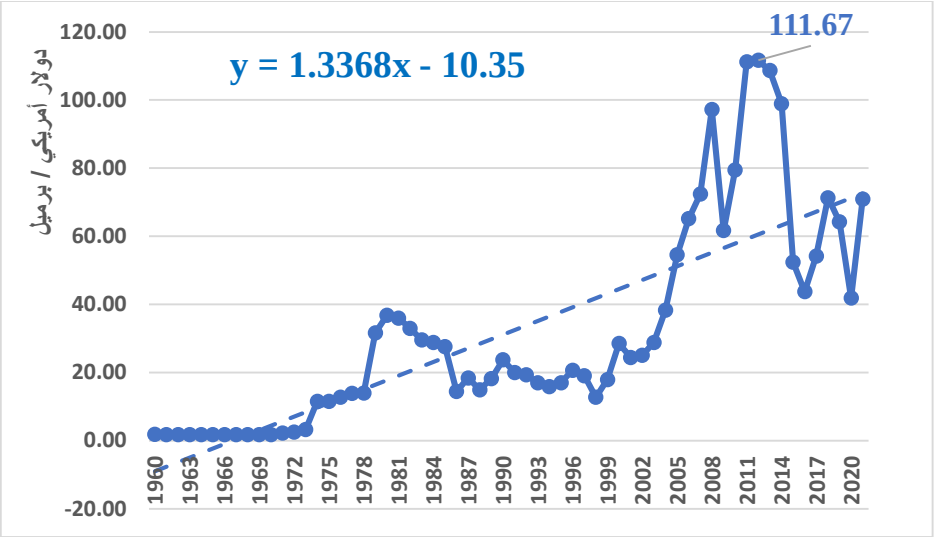
قام Cooray & Khraief (2019) بدراسة العلاقة غير الخطية بين نمو العرض النقدي والتضخم في الأجلين الطويل والقصير في ثلاث دول وهي: الولايات المتحدة الأمريكية، والمملكة المتحدة، واليابان، وذلك باستخدام نموذج (NARDL) واعتمادًا على بيانات ربع سنوية ابتداء من الربع الأول لعام 1950 حتى الربع الرابع لعام 2014. وقد توصلت الدراسة إلى أن معدل التضخم يتأثر بالصدمات النقدية بشكل غير متماثل في الأجل الطويل في الدول الثلاثة.

تختلف الدراسة الحالية عن غيرها في أنها تتناول العلاقة بين السعر العالمي للنفط والسيولة المحلية من جهة وبين معدل التضخم السنوي من جهة أخرى بشكل غير خطي في الأجلين الطويل والقصير، وهو ما لم يجده الباحث في الاقتصاد المصري، كما أن تلك الدراسة تعتمد على سلاسل زمنية سنوية تغطي فترة طويلة نسبيًا، ابتداء من 1960 حتى 2021، وهو ما يزيد من دقة النتائج القياسية التي توصلت إليها الدراسة، كما أنها استخدمت نموذجًا قياسيًا حديثًا في بحث العلاقات غير المتماثلة.

(3) تحليل تطور السعر العالمي للنفط الخام والسيولة المحلية في مصر خلال الفترة (1960 – 2021)

يوضح الشكل (1) تطور المتوسط السنوي لسعر النفط الخام خلال الفترة محل الدراسة، حيث يتضح أن سعر النفط الخام كان يتقلب سنويًا صعودًا وهبوطًا حول خط اتجاه عام صاعد خلال الفترة كلها، بواقع زيادة قدرها 1.3 دولار/برميل سنويًا في المتوسط كما توضحها معادلة الاتجاه العام الخطي الظاهرة على الرسم. وقد وصل إلى أعلى مستوى له خلال فترة الدراسة عام 2012 مسجلًا 111.67 دولارًا للبرميل في المتوسط. وتلك الصدمات النفطية

الموجبة والسالبة لم يكن وراءها عوامل اقتصادية فقط بل عوامل سياسية وجيولوجية وبيئية وتنظيمية وتكنولوجية أيضًا.



شكل 1: تطور سعر النفط الخام خلال الفترة (1960 – 2021)

المصدر: إعداد الباحث اعتمادًا على بيانات (BP Statistical Review of World Energy, 2022).

ملحوظة: ابتداء من عام 1984 حتى نهاية فترة الدراسة تم الاعتماد على سعر خام برنت، وما قبل ذلك يمثل سعر الخام العربي الخفيف.

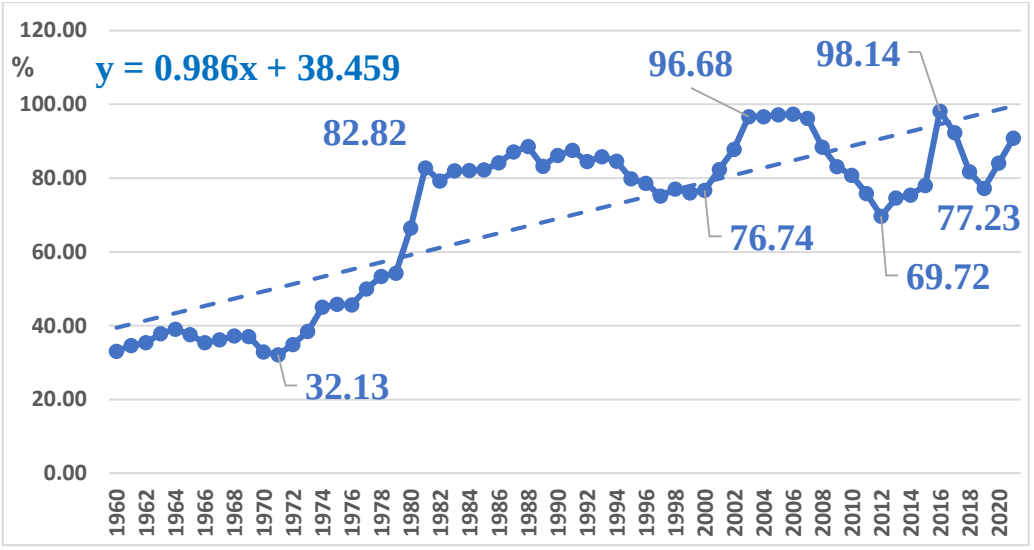
ففي ستينيات القرن الماضي كان سعر النفط مستقرًا عند حوالي 1.8 دولار بفعل سياسات منظمة الدول المصدرة للبترول (OPEC) التي تأسست عام 1960. وظل هذا الوضع قائمًا إلى أن جاءت صدمة النفط الأولى عام 1973 نتيجة عدة أسباب أهمها: اندلاع حرب أكتوبر، والحظر النفطي الذي فرضته منظمة الدول العربية المصدرة للبترول (OAPEC) على البلدان الغربية لإجبار إسرائيل على الانسحاب من الأراضي العربية (عبد الرؤوف، 2011)، مما دفع بالأسعار النفطية إلى الارتفاع من 2.5 دولار عام 1972 إلى 11.6 دولارًا عام 1974. ولم تكد الاقتصادات العالمية تتعافى من الصدمة النفطية الأولى حتى جاءتها الثانية مع اندلاع الثورة الإيرانية عام 1979، حيث سجل النفط الخام آنذاك ارتفاعًا من 14 دولارًا عام 1978 إلى 36.8 دولارًا عام 1980. وفي الثمانينيات جاءت صدمة النفط الثالثة لتهوي بأسعار النفط إلى 14.4 دولارًا عام 1986 من جراء الإفراط في الإنتاج النفطي بالتزامن مع تراجع الطلب العالمي على النفط بفعل تباطؤ النشاط الاقتصادي للبلدان الصناعية وقتئذ (ياسين، عبد السلام، 2021).

ظلت أسعار النفط تتأرجح صعودًا وهبوطًا حتى نهاية الألفية الثانية مدفوعة بالغزو العراقي للكويت عام 1990، والأزمة المالية الآسيوية في نهاية التسعينيات، والمضاربات في أسواق العقود الآجلة، والتقلبات في قوى الطلب والعرض، ومع بداية الألفية الثالثة حدثت قفزات مطردة في أسعار النفط استمرت حوالي عقدًا من الزمان، إذ اندفعت أسعار النفط من 24.4 دولارًا عام 2001 إلى 97.3 عام 2008 أي بارتفاع بلغ 300% تقريبًا، ولعل ذلك يعود في جزء كبير منه إلى هجمات 11 سبتمبر التي استهداف الولايات المتحدة الأمريكية عام 2001، وما تلاها من الغزو

الأمريكي للعراق عام 2003، فضلًا عن الكوارث الطبيعية التي كان أبرزها إعصار كاترينا الذي ضرب الولايات المتحدة الأمريكية عام 2005.

ثم جاء الانخفاض الحاد في سعر النفط فيما بين عامي 2008، 2009 متجاوزًا 50% كأحد أهم تداعيات الركود الذي أصاب اقتصاديات العالم من جراء الأزمة المالية العالمية التي انفجرت في الولايات المتحدة الأمريكية عام 2008 وامتدت لتطول البلدان التي تتشابك اقتصاداتها مع الاقتصاد الأمريكي. ثم عادت الأسعار لترتفع مرة أخرى قبل أن تنهار في العقد الأول من الألفية الثالثة، حيث انخفض سعر برميل البترول من 111.7 دولارًا تقريبًا عام 2012 إلى 43.7 دولارًا عام 2016 أي بانخفاض يزيد عن النصف، ويأتي ذلك كانعكاس للإغراق الأمريكي لأسواق النفط العالمية، إذ قامت الولايات المتحدة الأمريكية بزيادة إنتاجها النفطي بما يزيد عن 60% فيما بين عامي 2011، 2015، فوفقًا لبيانات النشرة الإحصائية للطاقة العالمية Statistical Review of World Energy الصادرة عن شركة (BP) ارتفع الإنتاج اليومي الأمريكي من النفط من حوالي 8 ملايين برميل عام 2011 إلى 13 مليون برميل تقريبًا عام 2015. وأخيرًا، أخذت الأسعار في التقلب صعودًا وهبوطًا ابتداء من عام 2016 حتى نهاية فترة الدراسة بفعل عدد من العوامل منها جائحة كوفيد-19 المعروفة باسم جائحة كورونا التي ضربت العالم من شرقه لغربه.

وفيما يتعلق بالسيولة المحلية فإن الشكل (2) يوضح تطور السيولة المحلية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي المصري خلال الفترة (1960 – 2021). حيث يتضح أن نسبة السيولة المحلية إلى الناتج المحلي الإجمالي المصري كانت تتقلب صعودًا وهبوطًا حول خط اتجاه عام صاعد خلال الفترة كلها، بواقع زيادة قدرها 0.99 نقطة مئوية سنويًا في المتوسط كما توضحها معادلة خط الاتجاه العام الظاهرة على الرسم. وقد وصلت تلك النسبة إلى أعلى قيمة لها خلال فترة الدراسة عام 2016 مسجلة حوالي 98.14%.



شكل 2: تطور السيولة المحلية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي المصري خلال الفترة (1960 – 2021)

المصدر: إعداد الباحث اعتمادًا على مؤشرات التنمية العالمية (WDI) الصادرة عن البنك الدولي (World Bank, 2022).

ملحوظة: السيولة المحلية هي نفسها العرض النقدي بمفهومه الواسع (M2) وذلك وفقًا للبنك المركزي المصري.

لقد لعب الائتمان المحلي وبخاصة المقدم للقطاع الحكومي دورًا محوريًا في تشكيل اتجاهات السيولة المحلية (M2) في مصر خلال العقود الستة الماضية، فبمقارنة الشكل (2) بالشكل (1)م يتضح أن الارتفاعات والانخفاضات التي حدثت في نسبة (M2/GDP) خلال فترة الدراسة تزامنت بشكل ملحوظ مع الارتفاعات والانخفاضات التي حدثت في صافي المطلوبات من الحكومة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي المصري[1]. وأبرز تلك التغيرات هو ارتفاع نسبة (M2/GDP) من 32.13% إلى 82.82% فيما بين عامي 1971 و1981 الذي كان متزامنًا مع ارتفاع نسبة صافي المطلوبات من الحكومة إلى الناتج المحلي الإجمالي من 32.9% إلى 52.1% خلال الفترة ذاتها. وقد تكرر هذا التزامن خلال الفترات التالية: (1994 - 1997)، (2000 - 2003)، (2012 - 2016)، وآخره ما حدث فيما بين عامي 2016، 2019، حيث انخفضت نسبة (M2/GDP) من 98.14% إلى 77.23% بالتزامن مع تراجع نسبة صافي المطلوبات من الحكومة إلى الناتج المحلي الإجمالي من 69.3% إلى 46.4% خلال الفترة ذاتها.

بتحليل السيولة المحلية إلى مكوناتها يتضح أن أشباه النقود هي المكون صاحب الوزن النسبي الأكبر[2]، إلا أن أهميتها النسبية تراجعت قليلًا لصالح الودائع الجارية بالعملة المحلية، إذ يتضح من الشكل (2)م أن أشباه النقود في يونيو 2004 شكلت حوالي 82.2% من السيولة المحلية في حين أن الودائع الجارية بالعملة المحلية شكلت فقط حوالي 5%، وفي يونيو 2020 كانت تلك الحصص 76.1%، 10.6% لكل من أشباه النقود والودائع الجارية بالعملة المحلية على التوالي. أما النقد المتداول خارج الجهاز المصرفي فلم يسجل ارتفاعًا ملحوظًا، إذ زاد فقط من 12.9% إلى 13.3% خلال الفترة ذاتها.

وفيما يتعلق بالأصول المقابلة للسيولة المحلية[3]، فإن الائتمان المحلي قد شكل النصيب النسبي الأكبر في هيكل الأصول المقابلة للسيولة المحلية، إذ كانت حصته تتأرجح صعودًا وهبوطًا حول 100% خلال الفترة (2004 – 2020) كما هو واضح من الشكل (3)م. وبتسليط مزيد من الضوء على الائتمان المحلي ذاته يتضح أن تحولات كبيرة قد حدثت في هيكله النسبي، فيتضح من الشكل (4)م أن صافي المطلوبات من الحكومة شكل حوالي 30% من جملة الائتمان المحلي في يونيو 2004، في حين أن المطلوبات من قطاع الأعمال الخاص استحوذت على 53% تقريبًا خلال الشهر ذاته. وبعد مرور حوالي 16 سنة أصبحت تلك الأنصبة النسبية 67%، 21% لكل من صافي المطلوبات من

[1] صافي المطلوبات من الحكومة هي عبارة عن الائتمان المقدم للحكومة من الجهاز المصرفي مطروحًا منه الودائع الحكومية لدى الجهاز المصرفي.

[2] السيولة المحلية = العرض النقدي بالمفهوم الواسع (M2) = المعروض النقدي (M1) + أشباه النقود.

حيث:

المعروض النقدي (M1) = النقد المتداول خارج الجهاز المصرفي + الودائع الجارية بالعملة المحلية.

أشباه النقود = الودائع غير الجارية بالعملة المحلية + الودائع الجارية بالعملات الأجنبية + الودائع غير الجارية بالعملات الأجنبية.

[3] الأصول المقابلة للسيولة المحلية = صافي الأصول المحلية + صافي الأصول الأجنبية.

حيث:

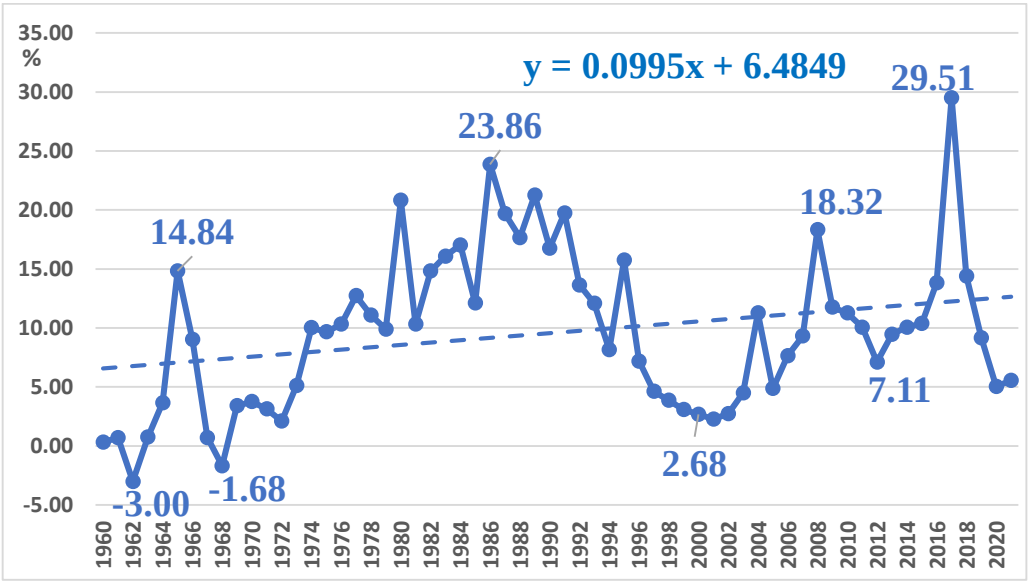
صافي الأصول المحلية = الائتمان المحلي + صافي البنود الموازنة.

الائتمان المحلي = صافي المطلوبات من الحكومة + المطلوبات من قطاع الأعمال العام + المطلوبات من قطاع الأعمال الخاص + المطلوبات من القطاع العائلي.

الحكومة والمطلوبات من قطاع الأعمال الخاص على التوالي في يونيو 2020. الأمر الذي يتضح معه أن الحكومة هي القطاع الرئيس المسئول عن التطورات التي لحقت بالسيولة المحلية خلال الفترة (2004 – 2020).

(4) تحليل تطور معدل التضخم السنوي في مصر خلال فترة الدراسة

يوضح الشكل (3) تطور معدل التضخم السنوي في مصر مقيسًا بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين خلال فترة الدراسة، حيث يتضح من الشكل أن معدل التضخم السنوي يتقلب صعودًا وهبوطًا حول خط اتجاه عام صاعد إذ تبين معادلة انحداره المقدرة على الزمن أنه يزداد بحوالي 0.1 نقطة مئوية سنويًا في المتوسط. هذا، ويتضح أن أعلى قيمة اتخذها معدل التضخم كانت في عام 2017 حيث بلغ 29.5%، وأدنى قيمة له كانت عام 1962 حيث وصل إلى -3%، مسجلًا بذلك متوسط سنوي بلغ 9.6% تقريبًا خلال فترة الدراسة.



شكل 3: تطور معدل التضخم السنوي في مصر خلال الفترة (1960 – 2021)

المصدر: إعداد الباحث اعتمادًا على مؤشرات التنمية العالمية (WDI) الصادرة عن البنك الدولي (World Bank, 2022).

يتضح من الشكل أن معدل التضخم ارتفع في النصف الأول من ستينيات القرن الماضي بشكل ملحوظ ليسجل 15% تقريبًا عام 1965 بعد أن كان حوالي -3% عام 1962 محفوزًا بعدد من العوامل لعل أهمها: رفع سعر الصرف الأجنبي الذي سجل وفقًا لبيانات البنك الدولي حوالي 44 قرشًا للدولار الأمريكي عام 1963 بعد أن كان 35 قرشًا تقريبًا عام 1961 بارتفاع يعادل 25% تقريبًا. هذا فضلًا عما يبينه الشكل (2) من زيادة السيولة المحلية (M2) كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي من 33% عام 1960 إلى حوالي 38% عام 1965.

ابتداء من نهاية ستينيات القرن الماضي وحتى منتصف عقد الثمانينيات شهد الاقتصاد المحلي موجة جديدة من التضخم أدت إلى ارتفاع معدل التضخم من -1.7% عام 1968 إلى 23.9% عام 1986، ولعل ذلك مرده إلى: اندلاع حرب أكتوبر عام 1973 وما ترتب عليها من ارتفاع أسعار النفط، فوفقًا لما يظهره الشكل (1) قفز سعر النفط الخام

من 3.3 دولارات أمريكية للبرميل عام 1973 ليسجل 36.8 دولارًا أمريكيًا للبرميل عام 1980 مخلفًا وراءه ضغوطًا تضخمية عالمية ومحلية زاد من حدتها الارتفاع الذي شهدته السيولة المحلية (M2) كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي خلال عقد السبعينيات، إذ وفقًا للشكل (2) وصل هذا المعدل إلى 83% عام 1981 بعد أن كان 32% عام 1971 بارتفاع يتجاوز خمسين نقطة مئوية. يضاف إلى ذلك رفع سعر الصرف الأجنبي إلى 70 قرشًا للدولار الأمريكي عام 1979 بعد أن كان 39 قرشًا تقريبًا عام 1978 بارتفاع يعادل 79% تقريبًا، وذلك بحسب بيانات البنك الدولي.

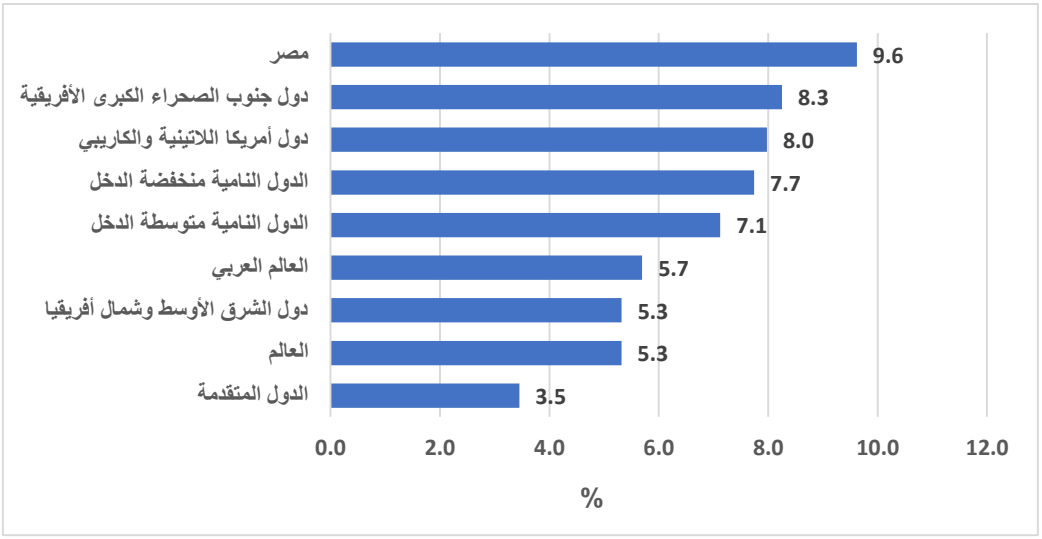
ابتداء من النصف الثاني من ثمانينيات القرن الماضي أخذ معدل التضخم في التراجع حتى نهاية الألفية الثانية مسجلًا حوالي 2.7% عام 2000، وهو ما كان مدعومًا بتراجع أسعار النفط عالميًا، إذ سجل خام برنت 12.7 دولارًا للبرميل عام 1998، أي بتراجع يقدر بحوالي 66% عما كان عليه عام 1980، وهو ما يتضح من الشكل (1). فضلًا عن تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي عام 1991 الذي كان من بين أهدافه اتباع سياسات مالية ونقدية انكماشية للسيطرة على عجز الموازنة العامة ومعدل التضخم، وهو ما أدى إلى تراجع ملحوظ في نسبة العجز الكلي للموازنة العامة إلى الناتج المحلي الإجمالي التي انخفضت من 15.24% عام 1991/90 إلى 0.91% عام 1997/96 (العيسوي، 2007)، فضلًا عن تراجع نسبة السيولة المحلية (M2) إلى الناتج المحلي الإجمالي – كما هو ظاهر من الشكل (2) - من 5.87% عام 1991 إلى 75.2% عام 1997.

خلال العقد الأول من الألفية الثالثة تعرض الاقتصاد المصري لضغوط تضخمية جديدة كانت مدفوعة بعدد من العوامل لعل أبرزها: ارتفاع سعر خام برنت - على النحو الذي بينه الشكل (1) - من 18 دولارًا للبرميل عام 1999 إلى 97 دولارًا للبرميل عام 2008، ورفع سعر الصرف الأجنبي من 3.47 جنيهات للدولار الأمريكي عام 2000 إلى حوالي 6.2 جنيهات للدولار الأمريكي عام 2004، وزيادة السيولة المحلية (M2) كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي من 76.7% عام 2000 إلى 97.1% عام 2005، وذلك بناء على مؤشرات التنمية العالمية الصادرة عن البنك الدولي. الأمر الذي أدى في النهاية إلى ارتفاع معدل التضخم ليسجل 18.3% عام 2008 أي ما يعادل 7 مرات ما كان عليه عام 2000 حين سجل 2.7%.

وفي عام 2017 حقق معدل التضخم أعلى معدل له خلال فترة الدراسة مسجلًا 29.5% بعد أن كان 7.1% عام 2012، وقد أسهم في ذلك عدد من العوامل كان أهمها الاتفاق الذي وقعته الحكومة المصرية مع صندوق النقد الدولي في فبراير 2016 الذي بموجبه حصلت مصر على قروض بحوالي 12 مليار دولار خلال الفترة (2016 – 2019) وذلك في مقابل الالتزام بعدد من الإجراءات منها: تحرير سعر الصرف الأجنبي، وتخفيض العجز في الموازنة العامة من خلال خفض الدعم العيني وتطبيق ضريبة القيمة المضافة (عبد الخالق، 2022)، الأمر الذي صاحبه ارتفاع في سعر الصرف الأجنبي – كما أظهرته بيانات البنك الدولي - من 7.7 جنيهات للدولار الأمريكي عام 2015 إلى حوالي 17.8 عام 2017. يضاف إلى ذلك، الارتفاع الذي حدث في السيولة المحلية (M2) التي زادت من 69.7% من الناتج المحلي الإجمالي لعام 2012 إلى حوالي 98.1% عام 2016، وهو ما عكسه الشكل (2).

مما سبق يتضح أن أهم مسببات التضخم في مصر خلال فترة الدراسة هي: سعر الصرف الأجنبي، والعرض النقدي بمفهومه الواسع كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، والأسعار العالمية للنفط. وبمقارنة متوسط معدل التضخم السنوي في مصر خلال فترة الدراسة بنظيره في المجموعات الدولية – كما هو واضح من الشكل (4) – يتضح مدى

خطورة الارتفاعات السعرية التي تعرض لها الاقتصاد المصري، إذ يتضح من الشكل أن متوسط معدل التضخم السنوي في مصر خلال فترة الدراسة بلغ 9.6% متخطيًا بذلك جميع متوسطات المجموعات الدولية الظاهرة في الشكل بما في ذلك المجموعات الدولية التي تنتمي إليها مصر كالدول النامية متوسطة الدخل ودول الشرق الأوسط وشمال إفريقيا والعالم العربي، وبفارق يزيد عن 4 نقاط مئوية مقارنة بنظيره الخاص بالعالم.



شكل 4: متوسط معدل التضخم السنوي في مصروالمجموعات الدولية خلال الفترة (1960 – 2021)

المصدر: إعداد الباحث اعتمادًا على مؤشرات التنمية العالمية (WDI) الصادرة عن البنك الدولي (World Bank, 2022).

وبتسليط الضوء على خصائص معدل التضخم في مصر يتضح مدى خطورته من الناحية الاجتماعية، إذ يتضح أن جميع فئات المجتمع لا تتعرض لنفس الموجات التضخمية على حد سواء فمعدلات التضخم أشد ارتفاعًا في المجتمعات الريفية – ذات معدل الفقر الأعلى - مقارنة بالمجتمعات الحضرية، كما أن التضخم أشد ارتفاعًا بالنسبة للسلع الغذائية الأساسية، حيث إن معدل التضخم الخاص بمجموعة الطعام والمشروبات – تلك المجموعة التي يخصص الفقراء نصيبًا نسبيًا أكبر من دخلهم للإنفاق عليها مقارنة بالأغنياء - أكثر ارتفاعًا من نظيره العام، كما أن التضخم في مصر تضخم ركودي إذ إنه مصحوب بمعدلات بطالة مرتفعة، تلك البطالة التي تنال نصيبها الأكبر من العمالة الأقل مهارة التي تنتمي في أغلبها إلى الشرائح ذات الدخل المنخفض، الأمر الذي يلقي بظلاله على مدى خطورة التضخم على التفاوت في توزيع الدخل في الاقتصاد المصري (عبد الكريم، 2020).

بالنظر لمعدل التضخم المستورد – كما هو موضح من الجدول (1) – يتضح أن معدل التضخم السنوي المستورد قد تراجع خلال العقود الأربعة الماضية من 2.69% في المتوسط خلال الفترة (1981-1989) إلى 0.65% في المتوسط خلال الفترة (2010-2021)، وبالنظر إلى معدل التضخم المستورد كنسبة من معدل التضخم المحلي يتضح أن متوسطه قد تراجع هو الآخر من 23.08% خلال الفترة (1990-1999) ليسجل 6.93% خلال الفترة (2010-2021). هذا التراجع لم يكن مدفوعًا بتراجع اعتماد الاقتصاد المصري على الاقتصاد العالمي بقدر ما كان مدفوعًا بتراجع

الأسعار العالمية خلال تلك الفترة إذ تراجع معدل التضخم العالمي السنوي من 8.02% في المتوسط خلال الفترة (1981-1989) إلى 2.67% في المتوسط خلال الفترة (2010-2021).

جدول 1: تطور متوسط معدل التضخم المستورد في مصر خلال الفترة (1981 – 2021)

الفترة	متوسط معدل التضخم المحلي السنوي (%)	متوسط معدل التضخم العالمي السنوي (%)	متوسط معدل التضخم المستورد السنوي (%)	متوسط التضخم المستورد/التضخم المحلي (%)
1989-1981	16.98	8.02	2.69	18.38
1999-1990	10.49	7.21	2.10	23.08
2009-2000	7.54	4.17	1.28	20.62
2021-2010	11.32	2.67	0.65	6.93

المصدر: إعداد الباحث اعتمادًا على مؤشرات التنمية العالمية (WDI) الصادرة عن البنك الدولي (World Bank, 2022).

ملاحظات: تم احتساب التضخم المستورد بناء على العلاقة التالية: معدل التضخم المستورد = (الواردات/الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي) × معدل التضخم العالمي.

تم البدء من عام 1981 نظرا لعدم توافر بيانات معدل التضخم العالمي قبل هذا التاريخ في قاعدة بيانات البنك الدولي.

(5) المنهجية والنموذج القياسي

قام Shin et al. (2011) بتطوير نموذج ARDL لاستخدامه في تحديد التأثير غير المتماثل في الأجلين الطويل والقصير، وذلك اعتمادًا على فكرة الفصل بين المجموع الجزئي Patrial sum للتغيرات الموجبة والسالبة في المتغير التفسيري المطلوب دراسة تأثيره غير المتماثل على المتغير التابع، وذلك فيما يعرف باسم نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model (NARDL). وهذا الأخير هو ما تعتمد عليه تلك الدراسة، وبداية يمكن توضيح علاقة الأجل الطويل في صورتها الخطية على النحو التالي:

$$\boldsymbol{LnINF_t = \beta_1\, LnOP_t + \beta_2\, LnMS_t + \beta_3\, LnGDPC_t + \beta_4\, LnPOP_t + \beta_5\, LnREX_t + U_t \dots\dots\dots (1)}$$

حيث: (INF_t) يرمز إلى معدل التضخم مقيسًا بمعدل التغير في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين، (OP_t) سعر النفط الخام بالدولار الأمريكي، (MS_t) يشير إلى السيولة المحلية (M2) كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، ($GDPC_t$) هو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، (POP_t) هو معدل النمو السكاني السنوي، (REX_t) هو سعر الصرف الحقيقي[1]، (β): يرمز إلى معاملات انحدار الأجل الطويل، (Ln): يعبر عن اللوغاريتم الطبيعي.

[1] تم الحصول على سعر الصرف الحقيقي من خلال حاصل ضرب سعر الصرف الاسمي (بالجنيه المصري لكل دولار أمريكي واحد) مضروبًا في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين الخاص بالولايات المتحدة الأمريكية منسوبًا إلى نظيره الخاص بمصر.

يمكن التعبير عن العلاقة السابقة في شكلها غير الخطي من خلال فصل متغيري سعر النفط والسيولة المحلية إلى مكونين: مكون يعبر عن التغيرات الموجبة، والآخر عن التغيرات السالبة، وذلك على النحو التالي:

$$\boldsymbol{LnINF_t = \beta_1^+ LnOP_t^+ + \beta_1^- LnOP_t^- + \beta_2^+ LnMS_t^+ + \beta_2^- LnMS_t^- + \beta_3\, LnGDPC_t + \beta_4\, LnPOP_t + \beta_5\, LnREX_t + U_t} \dots\dots\dots (2)$$

حيث: $(LnOP_t^+)$، $(LnOP_t^-)$، $(LnMS_t^+)$، $(MS_t^- Ln)$ هم المجاميع الجزئية partial sums للتغيرات الموجبة والسالبة في لوغاريتم سعر النفط ولوغاريتم السيولة المحلية على التوالي، ويمكن الحصول عليهم على النحو التالي:

$$\boldsymbol{LnOP_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta LnOP_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta LnOP_j, 0)} \dots\dots\dots\dots\dots (3)$$

$$\boldsymbol{LnOP_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta LnOP_t^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta LnOP_j, 0)} \dots\dots\dots\dots\dots (4)$$

$$\boldsymbol{LnMS_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta LnMS_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta LnMS_j, 0)} \dots\dots\dots\dots\dots (5)$$

$$\boldsymbol{LnMS_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta LnMS_t^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta LnMS_j, 0)} \dots\dots\dots\dots\dots (6)$$

$$\boldsymbol{LnOP_t = LnOP_0 + LnOP_t^+ + LnOP_t^-} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (7)$$

$$\boldsymbol{LnMS_t = LnMS_0 + LnMS_t^+ + LnMS_t^-} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (8)$$

حيث: $(LnOP_0)$، $(LnMS_0)$ هما القيمتان المبدئيتان لكل من لوغاريتم سعر النفط ولوغاريتم السيولة المحلية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي على التوالي.

ويمكن وضع العلاقة (2) في صورة قابلة للتقدير باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، وذلك لدراسة التأثير غير المتماثل لكل من سعر النفط والسيولة المحلية على معدل التضخم على النحو التالي:

$$\Delta LnINF_t = \alpha + \rho LnINF_{t-1} + \omega_1^+ LnOP_{t-1}^+ + \omega_1^- LnOP_{t-1}^- + \omega_2^+ LnMS_{t-1}^+ + \omega_2^- LnMS_{t-1}^- + \omega_3 LnGDPC_{t-1} + \omega_4 LnPOP_{t-1} + \omega_5 LnREX_{t-1} + \sum_{i=1}^{q-1} \lambda_{1i} \Delta LnINF_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \lambda_{2i}^+ \Delta LnOP_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{\theta-1} \lambda_{2i}^- \Delta LnOP_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{\phi-1} \lambda_{3i}^+ \Delta LnMS_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{\psi-1} \lambda_{3i}^- \Delta LnMS_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{\pi-1} \lambda_{4i} \Delta LnGDPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{\zeta-1} \lambda_{5i} \Delta LnPOP_{t-i} + \sum_{i=0}^{\sigma-1} \lambda_{6i} \Delta LnREX_{t-i} + U_t \dots\dots\dots (9)$$

حيث: (Δ) تشير إلى الفرق الأول للمتغير، (α) هي ثابت الدالة، ($q, p, \theta, \phi, \psi, \pi, \zeta, \sigma$) عبارة عن العدد الأمثل لفترات التباطؤ الزمني لكل متغير، (λ_i) تمثل معاملات الأجل القصير.

النموذج السابق هو عبارة عن نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد unrestricted error correction model، وما يميزه هو أنه يبحث العلاقات بين المتغيرات في الأجلين الطويل والقصير معًا، ويمكن تقديره من خلال عدة خطوات على النحو التالي:

أولًا، يتم الكشف عن استقرار المتغيرات الداخلة في النموذج وتحديد رتبة تكاملها من خلال اختبار جذر الوحدة، وإنجازًا لهذا الغرض يتم استخدام اختبار ديكي – فولر الموسع Augmented Dickey-Fuller (ADF) (Dickey & Fuller, 1979). ويعد الهدف الرئيس من اختبار جذر الوحدة هو التأكد من عدم وجود أي متغير له رتبة تكامل I(2).

ثانيًا، يتم تقدير العلاقة السابقة خلال الفترة (1960 - 2021)، على أن يتم استخدام أربع فترات إبطاء كحد أقصى لكل متغير، وأن يتم الاعتماد على معيار Akaike Information criterion (AIC)) لاختيار فترات الإبطاء المثلى لكل متغير. وجدير بالذكر أن هذا النموذج يعطي مباشرة معاملات الأجل القصير، أما معاملات الأجل الطويل فيتم الحصول عليها من خلال الصيغة التالية: ($\beta = -\frac{\omega}{\rho}$).

ثالثًا، يتم إجراء اختبار التكامل المشترك باستخدام مدخل اختبار الحدود Bounds testing approach الذي تم تطويره بواسطة Pesaran et al. (2001) و Shin et al. (2011) للكشف عن مدى وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، حيث يتم اختبار فرض العدم المشترك التالي:

$$H_0: \rho = \omega_1^+ = \omega_1^- = \omega_2^+ = \omega_2^- = \omega_3 = \omega_4 = \omega_5 = 0$$

بعد الحصول على قيمة إحصائية F-statistic يتم مقارنتها بالقيم الحرجة الجدولية التي اقترحها Pesaran et al. (2001)، فإذا كانت قيمة إحصائية F تقع أعلى الحد الأعلى upper-bound critical value عند مستوى معنوية

معين، يتم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل الذي ينص على وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج.

رابعًا، يتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM)، وذلك للتأكد من وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة عن طريق فحص سالبية ومعنوية معامل حد تصحيح الخطأ (ECT) الذي تعبر قيمته عن سرعة التعديل[1].

خامسًا، يتم إجراء اختبار التماثل في الأجلين الطويل والقصير باستخدام (Wald Test). ففي الأجل الطويل تأتي فروض العدم لهذا الاختبار على النحو التالي:

$$-\frac{\omega_1^+}{\rho} = -\frac{\omega_1^-}{\rho}, \qquad -\frac{\omega_2^+}{\rho} = -\frac{\omega_2^-}{\rho}$$

أما في الأجل القصير فتأتي فروض العدم على النحو التالي:

$$\sum_{i=0}^{p-1} \lambda_{2i}^+ = \sum_{i=0}^{\theta-1} \lambda_{2i}^-, \qquad \sum_{i=0}^{\phi-1} \lambda_{3i}^+ = \sum_{i=0}^{\psi-1} \lambda_{3i}^-$$

سادسًا، اشتقاق المضاعفات الديناميكية التراكمية cumulative dynamic multipliers، تلك التي تعمل على فهم نمط تعديل pattern of adjustment المتغير التابع للصدمات الموجبة والسالبة في المتغيرات التفسيرية، وذلك حتى تتم استعادة التوازن مرة أخرى في الأجل الطويل، وعلى هذا الأساس يمكن صياغة تأثير المضاعف الديناميكي التراكمي لكل تغير بوحدة واحدة في كل من: $LnOP^+$، $LnOP^-$، $LnMS^+$، $LnMS^-$ على $(LnINF)$ في الصورة التالية:

$$m_{1,h}^+ = \sum_{j=0}^{h} \frac{\partial LnINF_{t+j}}{\partial LnOP_t^+}, \qquad m_{1,h}^- = \sum_{j=0}^{h} \frac{\partial LnINF_{t+j}}{\partial LnOP_t^-}, \qquad h = 0, 1, 2, \dots$$

$$m_{2,h}^+ = \sum_{j=0}^{h} \frac{\partial LnINF_{t+j}}{\partial LnMS_t^+}, \qquad m_{2,h}^- = \sum_{j=0}^{h} \frac{\partial LnINF_{t+j}}{\partial LnMS_t^-}, \qquad h = 0, 1, 2, \dots$$

وكلما $h \longrightarrow \infty$ فإن كلا من: $\beta_1^+ \leftarrow m_{1,h}^+$، $\beta_1^- \leftarrow m_{1,h}^-$، $\beta_2^+ \leftarrow m_{2,h}^+$، $\beta_2^- \leftarrow m_{2,h}^-$. حيث (β) هي معاملات الأجل الطويل.

---

[1] يأخذ نموذج تصحيح الخطأ الصيغة التالية:

$$\Delta LnINF_t = \alpha + \varphi ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^{q-1} \lambda_{1i} \Delta LnINF_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \lambda_{2i}^+ \Delta LnOP_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{\theta-1} \lambda_{2i}^- \Delta LnOP_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{\phi-1} \lambda_{3i}^+ \Delta LnMS_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{\psi-1} \lambda_{3i}^- \Delta LnMS_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{\pi-1} \lambda_{4i} \Delta LnGDPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{\zeta-1} \lambda_{5i} \Delta LnPOP_{t-i} + \sum_{i=0}^{\sigma-1} \lambda_{6i} \Delta LnREX_{t-i} + U_t$$

حيث الحد (ECT_t) عبارة عن البواقي الخاصة بانحدار الأجل الطويل.

سابعًا، إجراء عدد من الاختبارات التشخيصية Diagnostic tests للنموذج المقدر للتأكد من مدى ملاءمته ودقة نتائجه. وتأتي تلك الاختبارات على النحو التالي: (1) إجراء اختبار الارتباط الذاتي Autocorrelation للتأكد من عدم وجود ارتباط بين القيم المتتالية لحد الخطأ العشوائي، ولهذا الغرض يتم استخدام اختبار Breusch-Godfrey (BG) المعروف باسم LM Test، الذي يختبر فرض العدم القائل بعدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي (Maddala, 1992). (2) إجراء اختبار عدم ثبات التباين Heteroscedasticity للتأكد من ثبات تباين حد الخطأ العشوائي، وتحقيقًا لهذا الغرض يتم استخدام اختبار Breusch-Pagan-Godfrey test (BPG)، الذي يختبر فرض العدم القائل بثبات تباين حد الخطأ العشوائي (Gujarati, 2004). (3) إجراء اختبار أخطاء التعيين Specification Errors للتأكد من عدم وجود أخطاء في تعيين النموذج، وإنجازًا لهذا الغرض يتم استخدام اختبار Ramsey RESET test. (4) التأكد من استقرار النموذج المستخدم من خلال استخدام اختبارين وهما: اختبار المجموع التراكمي للبواقي (CUSUM)، واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي (CUSUMSQ).

(6) النتائج والمناقشة

(6-1) البيانات

بيانات المتغيرات المستخدمة في الدراسة التجريبية تم تجميعها على أساس سنوي، وقد تم الحصول على سعر النفط الخام من بيانات النشرة الإحصائية للطاقة العالمية Statistical Review of World Energy الصادرة عن شركة (BP)، حيث ابتداء من عام 1984 حتى نهاية فترة الدراسة تم الاعتماد على سعر خام برنت، وما قبل ذلك يمثل سعر الخام العربي الخفيف. أما باقي متغيرات الدراسة فقد تم الحصول عليها خلال فترة الدراسة من مؤشرات التنمية العالمية (WDI) الصادرة عن البنك الدولي. وقد تم تحويل جميع البيانات إلى الصيغة اللوغاريتمية قبل إدخالها في تقدير نموذج الدراسة.

(6-2) اختبار جذر الوحدة

يوضح الجدول (2) نتائج اختبار ديكي – فولر الموسع لجذر الوحدة، حيث يتضح من نتائج الاختبار أن اللوغاريتم الطبيعي لمعدل التضخم واللوغاريتم الطبيعي لسعر الصرف الحقيقي مستقران في صورتهما الأصلية، وبالتالي فإن رتبة تكاملهما تكون من الدرجة صفر I(0)، أما باقي متغيرات الدراسة في صورتها اللوغاريتمية فهي غير مستقرة في صورتها الأصلية ولكنها مستقرة بعد أخذ الفرق الأول، وبالتالي فهي متكاملة من الدرجة الأولى I(1)، وعلى هذا الأساس لا توجد متغيرات ذات رتبة تكامل أعلى من الدرجة الأولى وهو ما يسمح بإجراء اختبار الحدود bounds testing approach للتكامل المشترك.

جدول 2: نتائج اختبار ديكي- فولر الموسع (ADF) لجذر الوحدة

المتغير	المتغير في وضعه الأصلي level		المتغير في الفرق الأول 1st Difference		رتبة المتغير I(d)
	Constant	Constant & Trend	Constant	Constant & Trend	
LnINF	4.256- (0.001)	4.471- (0.004)	10.757- (0.000)	10.697- (0.000)	I(0)
LnOP	1.339- (0.606)	1.751- (0.716)	7.149- (0.000)	7.135- (0.000)	I(1)
LnMS	1.564- (0.495)	1.729- (0.726)	5.584- (0.000)	5.592- (0.000)	I(1)
LnGDPC	1.099- (0.711)	1.681- (0.747)	4.215- (0.001)	4.228- (0.008)	I(1)
LnPOP	1.564- (0.495)	1.729- (0.726)	5.584- (0.000)	5.352- (0.000)	I(1)
LnREX	3.442- (0.013)	4.158- (0.009)	5.414- (0.000)	5.378- (0.000)	I(0)

المصدر: إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي EViews.

ملحوظة: تم تحديد فترات الإبطاء المثلى اعتمادًا على Akaike Information Criterion (AIC).

(3-6)اختبار التكامل المشترك

بعد أن اتضح أن هناك عددًا من متغيرات النموذج غير مستقر في صورته الأصلية، أصبح من الضروري وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج لاستكمال باقي خطوات التقدير، والجدول (3) يوضح نتائج اختبار التكامل المشترك بالاعتماد على مدخل اختبارات الحدود Bounds testing approach.

جدول 3 :نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام bounds test*

مستوى المعنوية	Lower Bound Value	Upper Bound Value
%1	2.96	4.26
%5	2.32	3.5
%10	2.03	3.13
F-statistic (Prob.)	8.025 (0.000)	
Selected Model	NARDL (4, 4, 1, 3, 2, 3, 2, 2)	

المصدر: إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي EViews.

ملحوظة: القيم الحرجة لاختبار bounds test مأخوذة من:

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16(3), Table CI(iii), P. 300.

يتضح من الجدول أن العدد الأمثل لفترات إبطاء متغيرات نموذج الدراسة المستخدم هو NARDL (4, 4, 4, 3, 2, 3, 2, 2)، وقد تم اختيار هذا النموذج بناء على تقييم 312500 نموذج باستخدام معيار (Akaike Information criterion (AIC) مع وضع أربع فترات إبطاء كحد أقصى لكل متغير.

كما يظهر الجدول أن قيمة إحصائية F-statistic أكبر من upper-bound critical value عند مستويات المعنوية المختلفة، وبالتالي يتم رفض فرض العدم، وقبول الفرض البديل، مما يعني أن هناك تكاملًا مشتركًا بين متغيرات النموذج، بمعنى آخر هناك علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج غير الخطي، الأمر الذي يسمح باستكمال باقي خطوات التقدير الخاصة بالنموذج غير الخطي دون وجود انحدار زائف.

(4-6)نتائج تقدير نموذج NARDL

يوضح الجدول (4) نتائج تقدير نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، حيث يوضح الجزء الأول من الجدول مخرجات الأجل الطويل، والجزء الثاني يوضح مخرجات الأجل القصير، وأما الجزء الثالث والأخير فيوضح معامل التحديد وقيمة إحصائية (F) وكذلك حد تصحيح الخطأ.

جدول 4: نتائج تقدير نموذج (NARDL)

المتغير التابع: $\Delta LnINF$			
المتغير	قيمة المعلمة المقدرة	الخطأ المعياري	(Prob.) T-Statistic
Constant	***61.917	18.796	(0.003) 3.294
$LnINF(-1)$	***1.604-	0.212	(0.000) 7.577-
$LnOP^{+}(-1)$	***1.22	0.296	(0.000) 4.119
$LnOP^{-}(-1)$	0.222	0.248	(0.378) 0.896
$LnMS^{+}(-1)$	***3.33	0.97	(0.002) 3.432
$LnMS^{-}(-1)$	**2.45	0.935	(0.014) 2.619
$LnGDPC(-1)$	***6.424-	1.974	(0.003) 3.255-
$LnPOP(-1)$	1.449	1.213	(0.242) 1.195
$LnREX(-1)$	***1.533-	0.409	(0.001) 3.751-
$\Delta LnINF(-1)$	***0.463	0.136	(0.002) 3.403
$\Delta LnINF(-2)$	***0.47	0.117	(0.000) 4.012
$\Delta LnINF(-3)$	***0.23	0.079	(0.007) 2.898
$\Delta LnOP^{+}$	***0.731	0.246	(0.006) 2.967
$\Delta LnOP^{+}(-1)$	***1.033-	0.312	(0.003) 3.314-
$\Delta LnOP^{+}(-2)$	***0.831-	0.265	(0.004) 3.140-
$\Delta LnOP^{+}(-3)$	0.251-	0.244	(0.313) 1.027-
$\Delta LnOP^{-}$	0.215-	0.349	(0.543) 0.616-
$\Delta LnMS^{+}$	0.688	0.952	(0.476) 0.723
$\Delta LnMS^{+}(-1)$	0.303-	1.104	(0.786) 0.275-
$\Delta LnMS^{+}(-2)$	***3.443-	1.171	(0.007) 2.941-
$\Delta LnMS^{-}$	2.626-	1.798	(0.155) 1.461-

المتغير التابع: $\Delta LnINF$			
المتغير	قيمة المعلمة المقدرة	الخطأ المعياري	(Prob.) T-Statistic
$\Delta LnMS^{-}(-1)$	3.298-	1.943	(0.101) 1.697-
$\Delta LnGDPC$	2.247	3.008	(0.461) 0.747
$\Delta LnGDPC(-1)$	2.433	2.667	(0.369) 0.912
$\Delta LnGDPC(-2)$	**6.437-	2.384	(0.012) 2.700-
$\Delta LnPOP$	21.381	6.233	(0.002) 3.430
$\Delta LnPOP(-1)$	***20.855-	6.09	(0.002) 3.425-
$\Delta LnREX$	*0.797-	0.417	(0.066) 1.912-
$\Delta LnREX(-1)$	***1.869	0.446	(0.000) 4.194
R2	0.82	F-statistic (Prob.)	(0.000) 4.567
Adj. R2	0.64	ECT(-1)	(0.000) 1.604-

المصدر: إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي EViews.

ملحوظة: (*)، (**)، (***) تشير إلى مستوى معنوية 10%، 5%، 1% على الترتيب.

يوضح الجزء الثاني من الجدول (4) نتائج الأجل القصير، فقد أوضحت النتائج أن معدل التضخم يتأثر بالصدمات الموجبة في سعر النفط إيجابيًا خلال نفس الفترة، وسلبيًا مع وجود فترة تباطؤ زمني وفترتين، ولا يوجد تأثير معنوي للصدمات السالبة في سعر النفط على معدل التضخم. وفيما يتعلق بالسيولة المحلية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي (M2/GDP)، فقد أوضحت النتائج أن معدل التضخم يتأثر بالتغيرات الموجبة في السيولة المحلية سلبيًا مع وجود فترتي تباطؤ زمني، ولا يوجد تأثير معنوي للتغيرات السالبة. وهو ما يعني أن معدل التضخم يتأثر في الأجل القصير بالزيادات في كل من سعر النفط والسيولة المحلية، لكنه لا يتأثر بالانخفاضات فيهما. أما باقي المتغيرات فقد أوضح الجدول ذاته أن معدل التضخم في الأجل القصير يتأثر بنفسه إيجابيًا مع وجود فترة تباطؤ زمني وفترتين وثلاث، كما أنه يتأثر سلبيًا بنصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي مع وجود فترتي تباطؤ زمني، ويتأثر بمعدل النمو السكاني إيجابيًا خلال نفس الفترة الزمنية، وسلبيًا مع وجود فترة تباطؤ زمني واحدة، وأخيرًا، يتأثر معدل التضخم إيجابيًا بسعر الصرف الحقيقي مع وجود فترة تباطؤ زمني واحدة. وعن باقي حدود الأجل القصير، فلم يكن لها تأثير معنوي على معدل التضخم.

يتضح من الجزء الثالث من الجدول (4) أن قيمة معامل التحديد تظهر أن 82% من التغيرات في اللوغاريتم الطبيعي لمعدل التضخم تفسر من خلال اللوغاريتم الطبيعي للمتغيرات المستقلة، وهو ما يعني قدرة تفسيرية مرتفعة للنموذج. كما يتضح من قيمة إحصائية (F) أن النموذج معنوي إحصائيًا عند مستوى معنوية 1%. يضاف إلى ذلك أن معامل حد تصحيح الخطأ إشارته سالبة ومعنوي إحصائيًا عند مستوى معنوية 1%، الأمر الذي يؤكد النتائج التي تم التوصل إليها من اختبار الحدود بأن هناك تكاملًا مشتركًا بين متغيرات النموذج. وفيما يتعلق بقيمة معامل تصحيح الخطأ فهي توضح أن 160% تقريبًا من خطأ التوازن الناشئ عن صدمات العام السابق يتم تصحيحه سنويًا في المتوسط.

وفيما يتعلق بنتائج الأجل الطويل فإن الجدول (5) يوضح معاملات الأجل الطويل بعد عمل normalization لها من مخرجات نموذج (NARDL) الواردة في الجدول (4).

جدول 5: نتائج الأجل الطويل باستخدام نموذج (NARDL)

المتغير	قيمة المعلمة المقدرة	الخطأ المعياري	(Prob.) T-Statistic
$\mathbf{LnOP_t^+}$	***0.761	0.161	(0.000) 4.714
$\mathbf{LnOP_t^-}$	0.138	0.152	(0.371) 0.909
$\mathbf{LnMS_t^+}$	***2.076	0.478	(0.000) 4.347
$\mathbf{LnMS_t^-}$	**1.528	0.581	(0.014) 2.631
$\mathbf{LnGDPC_t}$	***4.006-	1.054	(0.001) 3.800-
$\mathbf{LnPOP_t}$	0.903	0.756	(0.242) 1.194
$\mathbf{LnREX_t}$	***0.956-	0.228	(0.000) 4.197-

المصدر: إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي EViews.

ملاحظات: (*)، (**)، (***) تشير إلى مستوى معنوية 10%، 5%، 1% على الترتيب.

تم الحصول على القيم المقدرة لمعلمات الأجل الطويل من خلال الصيغة التالية: $(\beta = -\omega/\rho)$.

يتضح من الجدول (5) ما يلي:

بالنسبة لسعر النفط في الأجل الطويل يتضح من الجدول أن الصدمة الموجبة في سعر النفط لها تأثير معنوي وإيجابي على معدل التضخم، حيث زيادة سعر النفط بنسبة 1% تؤدي إلى زيادة معدل التضخم بنسبة 0.76%، أما صدمة سعر النفط السالبة فلم يكن لها تأثير معنوي على معدل التضخم، وهو ما يعني أن معدل التضخم يستجيب للارتفاعات في أسعار النفط، لكنه لا يستجيب للانخفاضات فيها. ولعل ذلك مرده إلى جمود الأسعار في الاتجاه الهبوطي، إذ إن المنتجين يستجيبون برفع الأسعار من جراء الارتفاعات في أسعار مدخلات الطاقة، لكنهم لا يستجيبون بتخفيضها عند تراجع أسعار الطاقة. تلك النتيجة تتفق مع ما توصلت إليه دراسات عديدة، منها دراسة (Zakaria et al. 2021).

فيما يتعلق بالسيولة المحلية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي (M2/GDP) فيتضح من الجدول أن معدل التضخم يتأثر في الأجل الطويل بالصدمة الموجبة في (M2/GDP) بشكل معنوي وإيجابي، حيث زيادة (M2/GDP) بنسبة 1% تؤدي إلى زيادة معدل التضخم بنسبة 2.1%، في حين أن الصدمة السالبة في (M2/GDP) تؤثر معنويًا وسلبيًا في معدل التضخم، إذ إن الانخفاض في (M2/GDP) بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض معدل التضخم بنسبة 1.5%، وهو ما يعني أن استجابة معدل التضخم للزيادة في السيولة المحلية أكبر من نظيرتها في حالة الانخفاض في السيولة المحلية. كما يلاحظ أن التأثير الذي تمارسه السيولة المحلية على معدل التضخم مرن في الحالتين.

أما باقي متغيرات النموذج في الأجل الطويل، فقد اتضح من الجدول أن متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي يؤثر بشكل معنوي وسلبي على معدل التضخم، حيث إن زيادة متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1% تؤدي إلى انخفاض معدل التصخم بنسبة 4% تقريبًا. وبالنسبة لمعدل النمو السكاني، فقد أظهرت النتائج أنه لا يمارس تأثيرًا معنويًا على معدل التضخم. وأخيرًا، اتضح أن سعر الصرف الحقيقي يؤثر بشكل

معنوي وسلبي على معدل التضخم، إذ إن زيادة سعر الصرف الحقيقي بنسبة 1% تؤدي إلى انخفاض معدل التضخم بنسبة 0.96% تقريبًا.

(5-6) اختبارات التماثل والمضاعفات الديناميكية

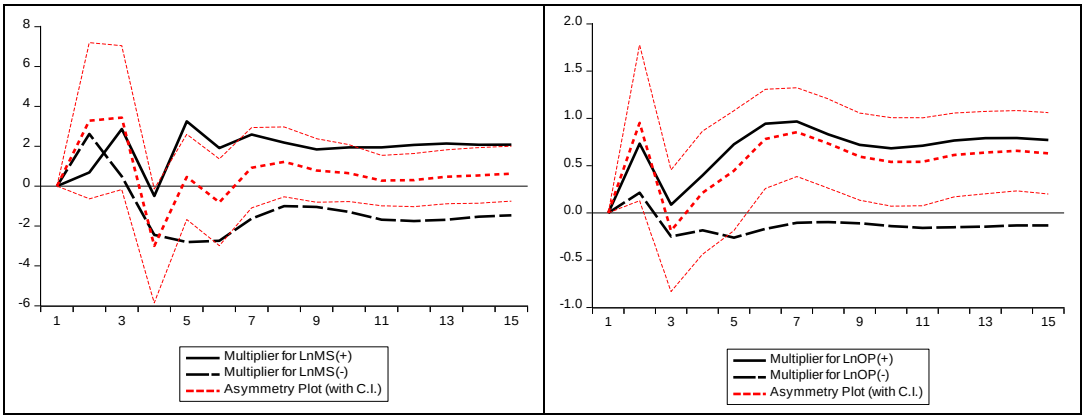
يتضح من نتائج اختبارات التماثل في الأجلين الطويل والقصير لكل من سعر النفط والسيولة المحلية – كما هو واضح من الجدول (6) – أن سعر النفط له تأثير غير متماثل على معدل التضخم في الأجل الطويل، حيث يتضح من الجدول أن (P-value) أقل من 0.05، الأمر الذي يعني رفض فرض العدم القائل بوجود تماثل في الأجل الطويل، وهذا يتفق مع ما توصل إليه عدد من الدراسات، كدراسة Lacheheb & Sirag (2019)، أما في الأجل القصير فلا يتم رفض فرض العدم وبالتالي العلاقة متماثلة. وفيما يتعلق بالسيولة المحلية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، فقد اتضح من نتائج الجدول ذاته أنه لا يمكن رفض فرض العدم سواء في الأجل الطويل أو القصير، ومن ثم تأثير السيولة المحلية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي على التضخم متماثل في الأجلين الطويل والقصير، وهو ما يعني أنه لا يوجد اختلاف جوهري بين فاعلية السياسة النقدية التوسعية والسياسة النقدية الانكماشية في التأثير على التضخم، وهو ما يتفق مع ما توصلت إليه دراسة (Karras & Stockes 1999).

جدول 6: نتائج اختبارات التماثل باستخدام اختبار (Wald)

المتغير	الأجل	F-Statistic	Prob.
$LnOP_t$	الأجل الطويل	6.636	0.016
	الأجل القصير	1.944	0.174
$LnMS_t$	الأجل الطويل	0.525	0.475
	الأجل القصير	0.87	0.359

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات النماذج، وباستخدام البرنامج الإحصائي EViews.

هذا، ويمكن إثراء التحليل الديناميكي بين متغيرات الدراسة من خلال اشتقاق المضاعفات الديناميكية التراكمية لكل من سعر النفط والسيولة المحلية، والشكل (5) يوضح تلك المضاعفات.



شكل 5: المضاعفات الديناميكية التراكمية لكل من سعر النفط والسيولة المحلية

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات النماذج، وباستخدام البرنامج الإحصائي EViews.

بالنظر إلى المضاعفات الخاصة بسعر النفط يتضح أن التوازن يتم تحقيقه بعد مرور 12 عامًا تقريبًا، وذلك فيما يتعلق بالصدمة الموجبة، في حين أن تصحيح التوازن الخاص بالصدمة السالبة يتم بعد مرور 14 عامًا تقريبًا، كما يتضح من الشكل أيضًا أن خط الصفر لا يقع داخل نطاق الخطين المعبرين عن فترة ثقة 95%، الأمر الذي يؤكد أن تأثير سعر النفط على معدل التضخم غير متماثل. وفيما يتعلق بالسيولة المحلية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، فيتضح أن التعديل اللازم للوصول إلى التوازن يستلزم مرور 12 عامًا تقريبًا بالنسبة للصدمة الموجبة، في حين أن هذا التعديل يستغرق 14 عامًا تقريبًا بالنسبة للصدمة السالبة، يضاف إلى ذلك أن خط الصفر يقع داخل نطاق الخطين المعبرين عن فترة ثقة 95%، الأمر الذي يؤكد أن تأثير السيولة المحلية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي على معدل التضخم متماثل.

(6-6) الاختبارات التشخيصية

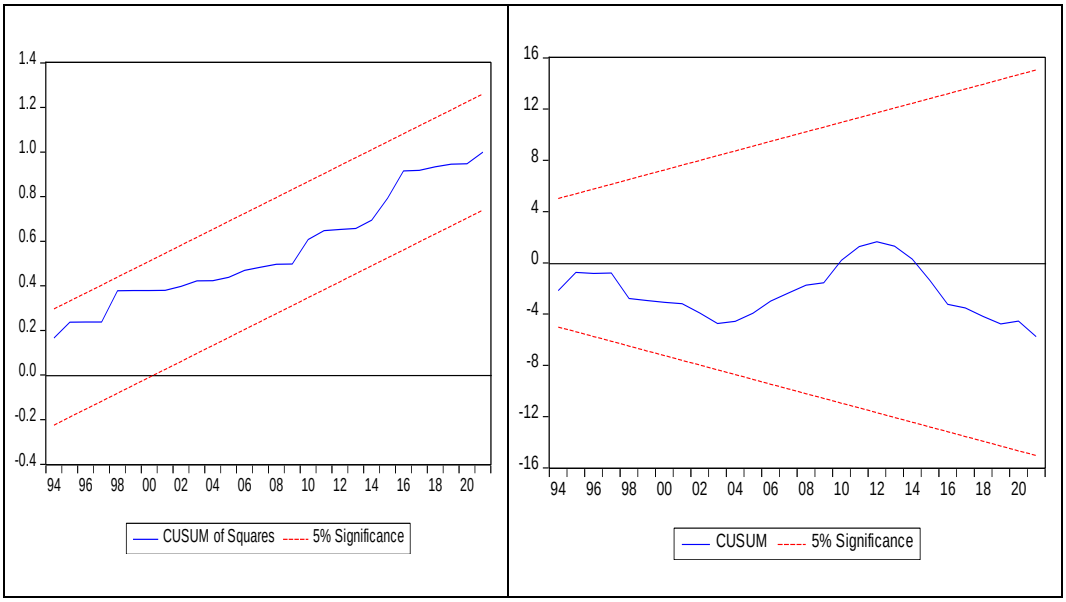
كخطوة أخيرة يتم إجراء الاختبارات التشخيصية للتأكد من مدى ملاءمة النموذج المستخدم، حيث يوضح الجدول (7) نتائج تلك الاختبارات.

جدول 7: نتائج الاختبارات التشخيصية لنموذج (NARDL)

الاختبار	إحصائية الاختبار	الاحتمالية (Prob.)
LM Test	3.358	0.187
Breusch-Pagan-Godfrey (BPG) test	27.621	0.485
Ramsey RESET test	1.387	0.249

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات النماذج، وباستخدام البرنامج الإحصائي EViews.

بالنظر إلى قيمة إحصائية اختبار (LM) يتضح أنه لا يمكن رفض فرض العدم، وبالتالي فإن النموذج لا يعاني من وجود ارتباط ذاتي. كما تظهر قيمة إحصائية اختبار (BPG) أنه لا يمكن رفض فرض العدم، وعليه، فإن النموذج لا يعاني من مشكلة عدم ثبات التباين. وأوضحت قيمة إحصائية اختبار (Ramsey RESET) أنه لا يمكن رفض فرض العدم، وهو ما يعني أن النموذج لا يعاني من أخطاء التعيين. هذا، ويوضح الشكل (6) نتائج اختبار الاستقرار، حيث يظهر أن الخطين البيانيين المعبرين عن (CUSUM)، (CUSUMSQ) يتحركان داخل الحدود الحرجة critical bounds عند مستوى معنوية 5%، وهذا يعني عدم إمكانية رفض العدم، وبالتالي فإن معاملات النموذج مستقرة. نتائج تلك الاختبارات على هذا النحو تزيد من درجة الاعتماد على مخرجات النموذج.



شكل 6: اختبارات الاستقرار (CUSUM)، (CUSUMSQ) لنموذج (NARDL)

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات النماذج، وباستخدام البرنامج الإحصائي EViews.

(7) الخلاصة والتوصيات

قامت تلك الدراسة ببحث العلاقة غير المتماثلة بين سعر النفط والسيولة المحلية كمتغيرات تفسيرية ومعدل التضخم السنوي كمتغير تابع في مصر في الأجل الطويل والأجل القصير، وذلك خلال الفترة (1960 – 2021). وقد استخدمت الدراسة نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL) لدراسة تلك العلاقة غير الخطية، وللكشف عن وجود تكامل مشترك تم استخدام مدخل اختبار الحدود Bounds testing approach ونموذج تصحيح الخطأ (ECM). وقد أوضحت نتائج اختبار الحدود أن هناك تكاملًا مشتركًا بين متغيرات النموذج المستخدم، وأكد على ذلك نموذج تصحيح الخطأ الذي أوضح أن معامل حد تصحيح الخطأ معنوي وذو إشارة سالبة.

أوضحت نتائج الأجل الطويل أن تأثير سعر النفط العالمي على معدل التضخم السنوي غير متماثل، حيث إن زيادة سعر النفط بنسبة 1% تؤدي إلى زيادة معدل التضخم بنسبة 0.76%، في حين أن انخفاض سعر النفط لم يمارس تأثيرًا معنويًا على معدل التضخم. وفيما يخص السيولة المحلية، فقد أظهرت نتائج الأجل الطويل أن السيولة المحلية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي تأثيرها على معدل التضخم متماثل، ما يعني أنه لا يوجد اختلاف جوهري بين فاعلية السياسية النقدية التوسعية والانكماشية في التأثير على معدل التضخم السنوي في مصر خلال فترة الدراسة. وقد كان هذا التأثير معنويًا وإيجابيًا للصدمة الموجبة في السيولة المحلية، ومعنويًا وسلبيًا للصدمة السالبة، حيث زيادة السيولة المحلية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1% تؤدي إلى زيادة معدل التضخم بنسبة 2.1%، وانخفاض السيولة المحلية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض معدل

التضخم بنسبة 1.5%. وهو ما أكدته المضاعفات الديناميكية التراكمية الخاصة بكل من سعر النفط والسيولة المحلية.

وفيما يتعلق بنتائج الأجل القصير، فقد أوضحت نتائج اختبارات التماثل باستخدام اختبار (Wald) أن كلًا من السعر العالمي للنفط الخام والسيولة المحلية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي تأثيره متماثل. هذا وقد أوضحت نتائج التقدير أن معدل التضخم يتأثر بالصدمات الموجبة في سعر النفط إيجابيًا خلال نفس الفترة، وسلبيًا مع وجود فترة تباطؤ زمني وفترتين، ولا يتأثر معنويًا بالصدمات السالبة. أما السيولة المحلية، فقد أوضحت النتائج أن معدل التضخم يتأثر بالتغيرات الموجبة في السيولة المحلية سلبيًا مع وجود فترتي تباطؤ زمني، ولا يتأثر معنويًا بالتغيرات السالبة. الأمر الذي يعني أن الزيادات في كل من سعر النفط والسيولة المحلية تؤثر في معدل التضخم السنوي في الأجل القصير، لكن الانخفاضات فيهما ليس لها تأثير معنوي.

توصي الدراسة بضرورة بذل أقصى جهد للمحافظة على استقرار الأسعار، خاصة بعدما اتضح أن التضخم يستجيب صعودًا لكنه لا يستجيب هبوطًا لأسعار النفط الخام، الأمر الذي يشكل تحديًا أمام السلطة النقدية المصرية لتحقيق الاستقرار السعري في الاقتصاد المحلي، حيث يستلزم الأمر مضاعفة الجهود اللازمة لاستعادة معدل التضخم لمستواه الذي كان عليه قبل الزيادة. كما يتوجب إعطاء أولوية لزيادة الاعتماد على مصادر طاقة أخرى بديلة رخيصة نسبيًا وأقل تقلبًا من النفط الخام الذي يتحدد سعره عالميًا وبعوامل غير داخلة في نطاق سلطة البنك المركزي المصري. يضاف إلى ذلك، إحكام الرقابة على الأسواق المحلية لمنع أية ممارسات احتكارية من شأنها أن تعوق حركة الأسعار لأسفل.

هذا، وتقترح الدراسة إجراء مزيد من البحوث المستقبلية حول العلاقة غير الخطية التي تجمع بين معدل التضخم كمتغير مستقل، ومتغيرات تفسيرية أخرى لعل أهمها: النمو الاقتصادي، والعجز في الموازنة العامة، والانفتاح التجاري، والإنفاق الحكومي، خاصة إذا ما تم استخدام نماذج قياسية غير خطية أخرى مثل نموذج quantile ARDL. كما تقترح الدراسة تقسيم البيانات لفترات زمنية مختلفة لمعرفة ما إذا كانت العلاقة غير الخطية بين معدل التضخم ومحدداته تتغير مع مرور الزمن أم لا.

المراجع

أولاً: المراجع باللغة العربية

البرماوي، أدهم محمد السيد، والجزار، فارق فتحي السيد. (2022). التأثير غير المتماثل لصدمات سعر الفائدة على معدل التضخم باستخدام نموذج NARDL: دراسة تطبيقية على الاقتصاد المصري. **المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية**، 3(1)، 1123 – 1147.

البنك المركزي المصري. (2022). بيانات السلاسل الزمنية.

الجزار، فاروق فتحي السيد؛ والبرماوي، أدهم محمد السيد. (2022). أثر الصدمات غير المتماثلة لسعر الصرف على معدل التضخم باستخدام نموذج NARDL: دراسة تطبيقية على الاقتصاد المصري. **مجلة كلية الاقتصاد والعلوم السياسية**، 23(2)، 7 – 34.

السيد، مصطفى حسني (2020). أثر الصدمات النقدية غير المتماثلة على معدل التضخم في مصر باستخدام منهجية NARDL خلال الفترة (1961 - 2018). **مجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية**، 57(2)، 91 – 122.

الطوخي، عبد النبي إسماعيل، وزيدان، صفاء محمد أحمد. (2015). العلاقة بين السياسة النقدية ومعدل التضخم في مصر خلال الفترة من 2000 إلى 2012: دراسة قياسية. **مجلة كلية التجارة للبحوث العلمية**، 58، 7 – 28.

العيسوي، إبراهيم (2007). الاقتصاد المصري في ثلاثين عامًا: تحليل التطورات الاقتصادية الكلية منذ عام 1974 وبيان تداعياتها الاجتماعية مع تصور لنموذج تنموي بديل، الطبعة الأولى. مصر: المكتبة الأكاديمية.

سالم، نهلة فتحي محمد أمين (2019). محددات التضخم في مصر. مجلة الدراسات والبحوث التجارية، 39(4)، 93 – 110.

عبد الخالق، جودة (2022). الإصلاح الاقتصادي وسياسات دعم سوق العمل. الملف المصري: الإصلاح الاقتصادي وآفاق الاستثمار في مصر، 95، 5 – 10.

عبد الرؤوف، عبادة (2011). محددات سعر نفط منظمة أوبك في ظل سوق النفط العالمي: دراسة تحليلية وقياسية (1970 – 2008). **مجلة رؤى اقتصادية**، 1، 133 – 117.

عبد الكريم، معتز محمد (2020). محددات التفاوت في توزيع الدخل في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1975 – 2018): دراسة تحليلية قياسية،**رسالة دكتوراة غير منشورة**. جامعة الإسكندرية، مصر.

ياسين، حفصي بونبعو؛ وعبد السلام، هلال (2021). تأثير تغير سعر النفط على الإنفاق الحكومي في الجزائر على المدى القصير والطويل: دراسة قياسية باستخدام منهج تحليل السلاسل الزمنية. **المجلة الجزائرية للاقتصاد والإدارة**، 15(2)، 237 – 258.

ثانياً: المراجع باللغة الأجنبية

Ali, I. M. (2020). Asymmetric impacts of oil prices on inflation in Egypt: A nonlinear ARDL approach. *Journal of Development and Economic Policies*, 23(1), 5-28.

Cooray, A., & Khraief, N. (2019). Money growth and inflation: new evidence from a nonlinear and asymmetric analysis. *The Manchester school*, 87(4), 543-577.

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(366), 427-431.

Gujarati, D. N. (2004). Basic Econometrics (4th ed.). McGraw-Hill companies.

Ibrahim, M. H. (2015). Oil and food prices in Malaysia: a nonlinear ARDL analysis. Agricultural and food Economics, 3(1), 1-14.

Karras, G., & Stokes, H. (1999). Why are the effects of money-supply shocks asymmetric? Evidence from prices, consumption, and investment. *Journal of Macroeconomics*, 21(4), 713-727.

Lachebeb, M., & Sirag, A. (2019). Oil price and inflation in Algeria: A nonlinear ARDL approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 73, 217-222.

Maddala, G. S. (1992). Introduction to Econometrics (2nd ed.). New York: Macmillan Publishing Company.

Mankiw, N. G. (2010). Macroeconomics (7th ed.). New York: Worth Publishers.

McConnell, C. R., Brue, S. L., & Flynn, S. M. (2018). Macroeconomics: principles, problems, and policies (21st ed.). New York: McGraw-Hill Education.

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.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In R. C. Sickles, & W. C. Horrace (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications* (281–314). New York: Springer.

World Bank. (2022). World Development Indicators.

Zakaria, M., Khiam, S., & Mahmood, H. (2021). Influence of oil prices on inflation in South Asia: Some new evidence, Resources Policy, 71, 1-10.

الملحق

جدول 1م: نتائج نموذج تصحيح الخطأ ECM

ARDL Error Correction Regression

Dependent Variable: D(LnINF)

Selected Model: ARDL(4, 4, 1, 3, 2, 3, 2, 2)

Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Date: 10/21/22 Time: 17:14

Sample: 1960 2021

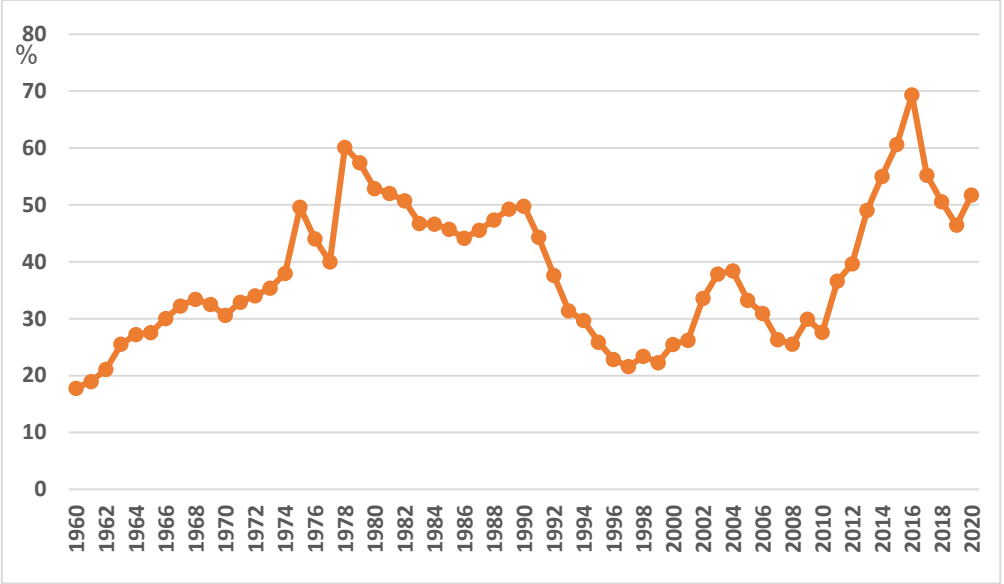
Included observations: 57

ECM Regression **Case 3: Unrestricted Constant and No Trend**				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
C	61.91651	6.907244	8.963996	0.0000
D(LnINF(-1))	0.463098	0.109596	4.225512	0.0002
D(LnINF (-2))	0.469717	0.080895	5.806485	0.0000
D(LnINF (-3))	0.229565	0.065773	3.490246	0.0016
D(LnOP_POS)	0.730752	0.183940	3.972786	0.0005
D(LnOP _POS(-1))	-1.033240	0.191599	-5.392717	0.0000
D(LnOP _ POS(-2))	-0.830842	0.193710	-4.289105	0.0002
D(LnOP _POS(-3))	-0.250649	0.176933	-1.416630	0.1676
D(LnOP _NEG)	-0.214814	0.239980	-0.895132	0.3783
D(LnMS_POS)	0.688381	0.718759	0.957735	0.3464
D(LnMS _POS(-1))	-0.303230	0.749655	-0.404493	0.6889
D(LnMS _POS(-2))	-3.443201	0.806582	-4.268876	0.0002
D(LnMS _NEG)	-2.625731	1.312932	-1.999898	0.0553
D(LnMS _NEG(-1))	-3.297747	1.471577	-2.240960	0.0331
D(LnGDPC)	2.246613	2.059470	1.090869	0.2846

D(LnGDPC (-1))	2.433460	2.272162	1.070989	0.2933
D(LnGDPC (-2))	-6.437097	2.042137	-3.152137	0.0038
D(LnPOP)	21.38110	3.892172	5.493358	0.0000
D(LnPOP (-1))	-20.85476	3.676810	-5.671972	0.0000
D(LnREX)	-0.797138	0.292931	-2.721245	0.0111
D(LnREX (-1))	1.869420	0.330866	5.650079	0.0000
CointEq(-1)	-1.603786	0.179031	-8.958153	0.0000

R-squared	0.820380	Mean dependent var	0.004314
Adjusted R-squared	0.712609	S.D. dependent var	0.446747
S.E. of regression	0.239496	Akaike info criterion	0.263667
Sum squared resid	2.007543	Schwarz criterion	1.052213
Log likelihood	14.48548	Hannan-Quinn criter.	0.570123
F-statistic	7.612205	Durbin-Watson stat	1.961496
Prob(F-statistic)	0.000000		

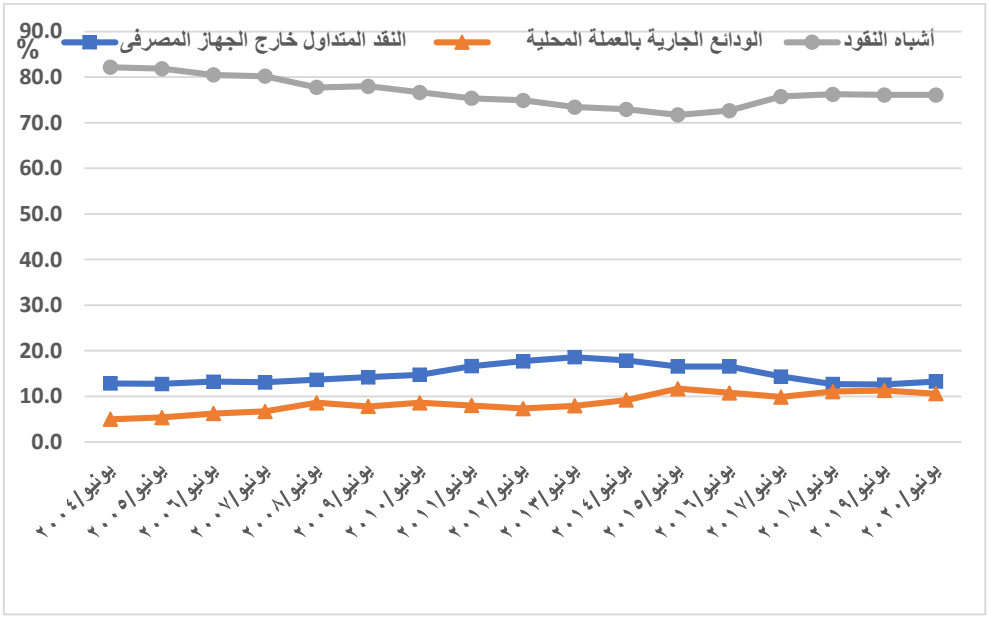
المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي EViews.



شكل 1م: تطورصافي المطلوبات من الحكومة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي

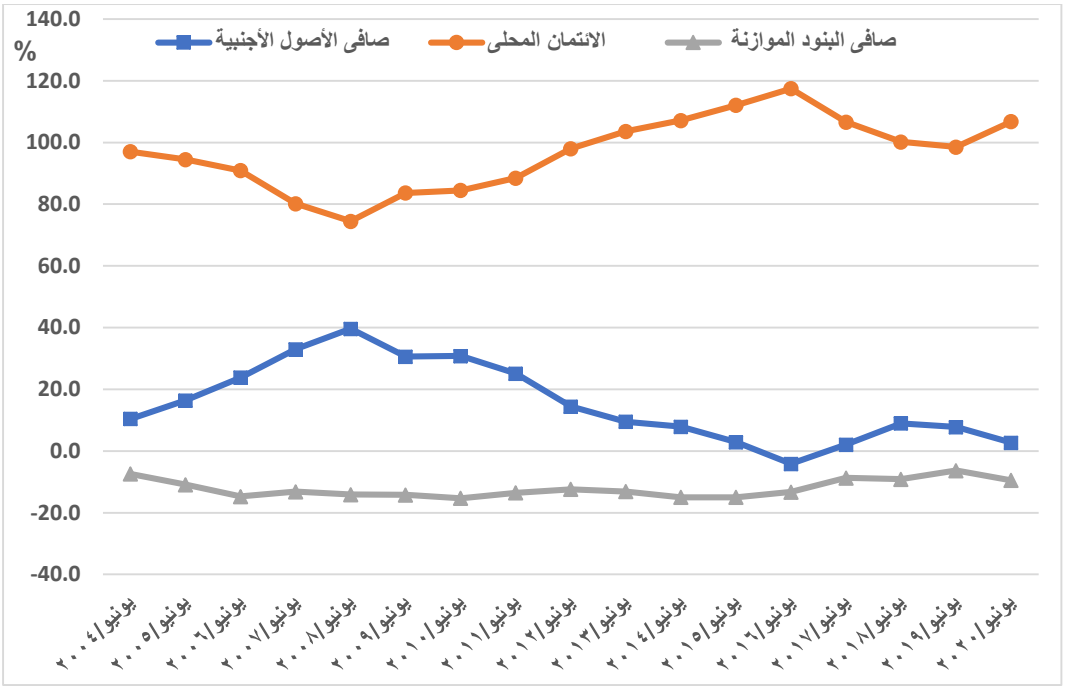
خلال الفترة (1960 – 2020)

المصدر: إعداد الباحث اعتمادًا على مؤشرات التنمية العالمية (WDI) الصادرة عن البنك الدولي (World Bank, 2022).



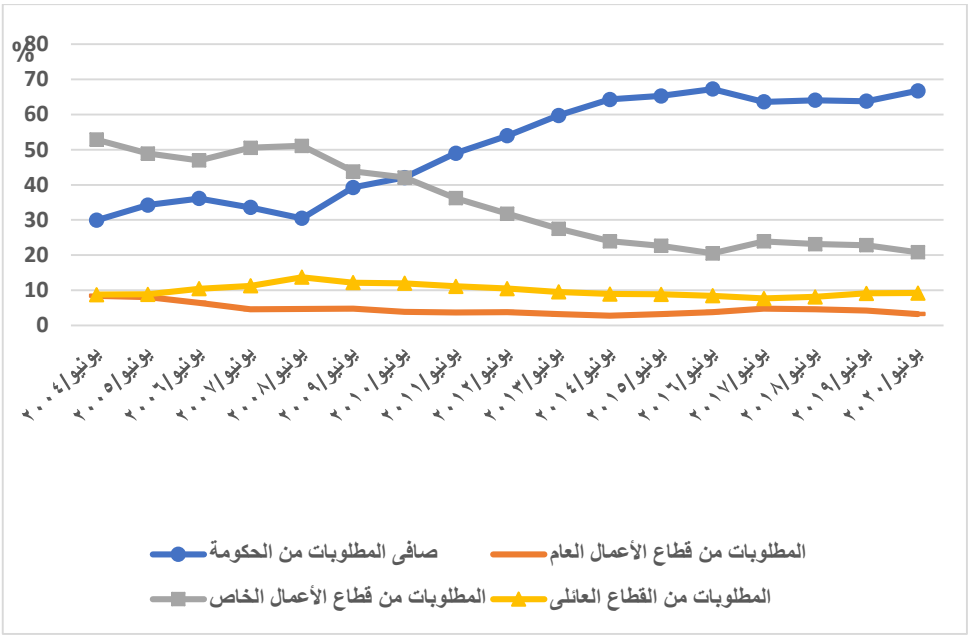
شكل 2م: تطورالهيكل النسبي للسيولة المحلية خلال الفترة (2004 – 2020)

المصدر: إعداد الباحث اعتمادًا على بيانات (البنك المركزي المصري، 2022)



شكل 3م: تطور الهيكل النسبي للأصول المقابلة للسيولة المحلية خلال الفترة (2004 – 2020)

المصدر: إعداد الباحث اعتمادًا على بيانات (البنك المركزي المصري، 2022).



شكل 4م: تطور الهيكل النسبي للائتمان المحلي خلال الفترة (2004 – 2020)

المصدر: إعداد الباحث اعتمادًا على بيانات (البنك المركزي المصري، 2022).

Asymmetric impact of Oil Price and Domestic Liquidity on inflation in Egypt: Empirical Evidence from NARDL Model

Dr. Motaz Mohammad Abd-Alkareem

Abstract

This paper investigates the asymmetric impact of oil price and domestic liquidity on inflation rate in Egypt. The nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model is employed using annual time series data from 1960 to 2021. The findings show statistically significant evidence in favor of the existence of a long-run cointegrating relationship between the variables. In addition, the estimated model reveals the existence of a nonlinear effect of crude oil price on inflation in the long-run. In particular, the increase in the crude oil price is significant in causing an increase in inflation, while the influence of negative changes of crude oil price is not significant. In the short-run, the results reveal insignificant differences in the response of inflation to positive and negative changes of oil price. Moreover, the results show insignificant differences in the response of inflation to positive and negative changes of domestic liquidity in both the short- and the long-run. Last, the evidence of asymmetry might be crucial for more effective policymaking.

Keywords

Oil price, Domestic liquidity, Inflation rate, Asymmetric impact, Nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL), Egypt.

التوثيق المقترح للدراسة وفقا لنظام APA

عبد الكريم، معتز محمد (2022). التأثير غير المتماثل لسعر النفط والسيولة المحلية على معدل التضخم في مصر باستخدام منهجية (NARDL). **مجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية**، كلية التجارة، جامعة الإسكندرية 59(6)،283-313.