مجلة الإقتصاد الزراعى والعلوم الإجتماعية

موقع المجلة: www.jaess.mans.edu.eg
متاح على: www.jaess.journals.ekb.eg

دراسة إقتصادية قياسية لأثر محددات التضخم العام وأسعار الغذاء على الاستقرار الاقتصادى فى مصر

منى حسنى جاد على و محمد عبدالقادر عطاالله محمد*

معهد بحوث الاقتصاد الزراعى - مركز البحوث الزراعية

الملخص

إستهدف البحث بصفه رئيسية دراسة أثر محددات التضخم العام وأسعار الغذاء على الاستقرار الاقتصادى فى مصر، وكانت أهم النتائج فيما يلى: يعتبر متغير نسبة الإفراط النقدي يليه متغير حجم الاحتياطي النقدي من أهم المحددات التي تؤثر علي التضخم المحلي. فجوة الأسعار المحلية لها أثر إيجابي علي معدل التضخم المحلي، إلا أن فجوة الأسعار الأجنبية وفقا للنتائج لها تأثير أقل علي مستوي التضخم السائد في مصر. كما أكدت النتائج إلى أنه ترجع الفجوات التضخمية في المقتصد المصري إلي الزيادة النسبية والمطلقة للناتج المحلي الحقيقي عن المأمول، والتي تؤدى إلي زيادة الاستهلاك المحلي ومن ثم ارتفاع مستوي الأسعار مما يؤثر ذلك سلبًا علي استقرار الاقتصاد الكلي علي المدي الطويل. كما أشارت النتائج إلى أنه من الصعوبة بمكان دراسة محددات التضخم (التضخم المحلي ذاته بفترة إبطاء، نسبة الإفراط النقدي، حجم الاحتياطي النقدي، والتضخم المستورد) كلا علي حده بمعزل عن الآخر أو أن أحدها يؤثر دون غيره، وذلك لكونها تنطوي علي العديد من العلاقات المتشابكة والمركبة التأثير فيما بينها. يعتبر إرتفاع أسعار المواد الغذائية تحديًا للدولة لإنه يجعلها تواجه فواتير استيراد أعلى نظرًا لتزايد الإنفاق الإستهلاكي من قبل القطاع العائلي، فضلًا علي أن ارتفاع أسعار الغذاء العالمية يتسبب في نقل موجات تضخمية في أسعار المواد الغذائية المحلية. إن القيمة المضافة لصناعة المواد الغذائية والمشروبات لها تأثير سلبي علي تضخم أسعار الغذاء خاصة في المدي الطويل، نظرًا لتحول نسبة كبيرة من السكان تحت خط الفقر القومي للطلب علي السلع المحلية بدلًا من الواردات.

الكلمات الدالة: تضخم أسعار الغذاء، فجوتي الأسعار المحلية والأجنبية، الاستقرار الاقتصادي، نموذج P-Star ، التكامل المشترك.

المقدمة

يعد التضخم أحد متغيرات الاقتصاد الكلي الأربعة التي يراقبها صانعو السياسات باهتمام والتى تشمل النمو والتوظيف والتوازن في ميزان المدفوعات، حيث أصبح "استهداف التضخم" مفهوم أكثر شيوعًا من "استهداف الإنتاج" أو "استهداف العمالة" أو "استهداف ميزان المدفوعات"[26]، أى أنه من أهم المؤشرات الاقتصادية الكلية التي تتمحور حولها عملية صياغة السياسات الاقتصادية الكلية، وعادة ما تهدف مثل هذه السياسات الاقتصادية الكلية إلى تحقيق الاستقرار الاقتصادي، ولمعدل التضخم دلالات سياسية مباشرة لما له من انعكاسات آنية على رفاه الأفراد والأسر من خلال هياكل ميزانيات هذه الأسر، وأنماط إنفاقها على مختلف مجموعات السلع من جانب، ولما له من تأثير على حوافز الاستثمار من جانب آخر أى أنه كلما كان مقياس التضخم مقياسا جيدا، زادت احتمالية تدفق الإستثمارات الأجنبية للدولة، وتجدر الإشارة إلى أن ارتفاع معدلات التضخم يؤثر سلبًا علي استقرار الاقتصاد الكلي بشكل رئيسي من خلال انخفاض المدخرات المحلية بسبب تخفيض معدلات الفائدة الحقيقية، وتخفيض تراكم رأس المال بسبب زيادة حالة عدم اليقين، وانخفاض التنافسية الدولية لارتفاع معدل سعر الصرف الحقيقي والذي يعكس اتساع فروق التضخم في مواجهة الشركاء التجاريين[9].

وتجدر الإشارة إلى أن مصر بدأت بتنفيذ برنامج الإصلاح الاقتصادي الشامل بالتعاون مع صندوق النقد الدولي عام 2016، وقد اشتمل على إصلاحات أساسية لحفز الاقتصاد، وتعزيز مناخ الأعمال، وتحقيق نمو متوازن يشمل كافة فئات المجتمع. تضمن البرنامج ثلاثة محاور من سياسات الإصلاح تمثلت في 1. إصلاحات استعادة الاستقرار الاقتصادي من خلال معالجة الاختلالات الاقتصادية ومن أهمها "ارتفاع عجز الموازنة العامة، معدلات التضخم، والعجز في ميزان المدفوعات". 2. إصلاحات هيكلية لدعم القطاعات الإنتاجية خاصة أنشطة الصناعة والتصدير والاستثمار. 3.إصلاحات لشبكات الأمان الاجتماعي لتوفير أكبر قدر من الحماية والرعاية اللائقة لجميع شرائح المجتمع وخاصة الطبقات الأقل دخلًا والأولي بالرعاية[11].

المشكلة البحثية

تعاني مصر من ضغوط تضخمية من مصادر خارجية أو محلية مثلها فى ذلك مثل الكثير من الدول التى تعتمد بشكل أساسي علي استيراد معظم السلع الاستهلاكية الأساسية من الخارج لسد احتياجاتها، فقد سجلت معدلات تضخم متباينة خلال الفترة (2001-2020) حيث بلغ حوالى 2.3% عام 2001، ثم أخذ فى التذبذب وعدم الإستقرار ليبلغ حوالى 18.3% عام 2008، ثم عاود الارتفاع مرة ثانية ليبلغ حده الأقصى حوالى 29.5% عام 2017[6،22]، وعليه فإن ارتفاع معدلات التضخم تؤثر سلبًا علي استقرار الاقتصاد الكلي بشكل رئيسي لما له من انعكاسات آنية على رفاهية الأفراد والأسر من خلال هياكل ميزانيات هذه الأسر، وأنماط إنفاقها على مختلف مجموعات السلع بصفه عامة، والطعام والشراب بصفة خاصة، لذا تكمن مشكلة البحث فى الإجابة عن التساؤلات التالية:

- مدى وجود أثر لفجوتي الأسعار المحلية والأجنبية علي معدل التضخم في مصر؟
- إلي أي مدي يمكن لعرض النقود أن يؤثر في ارتفاع المستوي العام للأسعار في مصر؟
- هل يوجد علاقة سببية متبادلة بين التضخم ومحدداته؟
- إلي أي مدي يؤثر مستوي الانفاق الاستهلاكي علي تضخم أسعار الغذاء؟

أهداف البحث

يستهدف البحث بصفه رئيسية دراسة أثر محددات التضخم على الاستقرار الاقتصادى فى مصر، وذلك من خلال دراسة بعض الأهداف الفرعية منها دراسة وتحليل أهم مؤشرات ومقاييس التضخم، ودراسة تطور معدلات نمو الناتج المحلي والزراعي والسيولة والتضخم السنوي، ودراسة العلاقة الديناميكية بين معدل التضخم وفجوتي الأسعار المحلية والأجنبية، ودراسة العلاقة طويلة المدي بين التضخم ومحدداته، ودراسة العلاقة السببية بين التضخم ومحدداته، وأخيرا قياس أثر الانفاق الاستهلاكي، والدعم الحكومي، والقيمة المضافة، والصادرات والواردات الغذائية على تضخم أسعار الغذاء، وذلك من أجل الوقوف علي أثر محددات التضخم علي الاستقرار الاقتصادي في مصر.

الطريقة البحثية ومصادر البيانات

تحقيقا لهدف البحث فقد استُخدم اسلوبى الإحصاء الوصفي والتحليل الكمى للمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة، فضلًا عن استخدام نموذج P-Star لتحديد مستوى السعر من خلال نموذج السلاسل الزمنية الهيكلية مع الاتجاه العشوائي u_t وفقًا لمعادلة التبادل للنظرية الكمية للنقود لفيشر، وتحليل العلاقة الديناميكية بين فجوة الأسعار والتضخم بطريقة الاحتمال الأعظم maximum likelihood باستخدام مرشحKalman filter، كما تم تقدير القيم التوازنية في المدي الطويل لكل من الأسعار والناتج المحلي الإجمالي وسرعة دوران النقود، وكذلك المستوي التوازني للأسعار الأجنبية بطريقة مرشح هودريك-بريسكوت فلتر (Hodrick–Prescott) (HP)، كما تم استخدام منهج اختبار الحدود للتكامل المشترك The Bounds Testing Approach to Co

*الباحث المسئول عن التواصل
البريد الالكترونى: m_kader2003@yahoo.com
DOI: 10.21608/jaess.2021.81903.1012

integration، لتحليل العلاقة بين التضخم سواء (العام، وتضخم أسعار الغذاء) ومحدداته وذلك باستخدام نماذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة The Autoregressive Distributed Lag Approach [ARDL(p,q)]، وكذلك اختبار مدي وجود علاقة سببية أو تبادلية بين التضخم محدداته باستخدام اختبار جرانجر للسببية Pairwise Granger Causality Tests.

وقد تطلب لإجراء وتنفيذ الدراسة الاستعانه بمختلف البيانات الإحصائية الثانوية المنشورة والتي تصدرها العديد من الجهات على مواقع شبكة المعلومات الدولية (إنترنت) لكل من البنك الدولى، صندوق النقد الدولى، قاعدة بيانات التجارة العالمية (comtrade)، قاعدة بيانات الـ bruegel، البنك المركزى المصرى، الجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء، ووزارة المالية، بالاضافة للاستعانة بالعديد من الدراسات والتقارير والبحوث ذات الصلة بموضوع الدراسة.

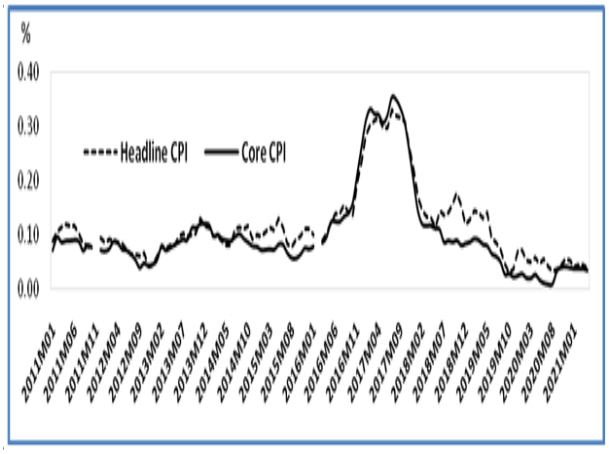
النتائج ومناقشتها

- ماهية التضخم العام أو الرئيسى (Headline CPI) والأساسي (Core CPI)[4،5،19]

يشتق معدل التضخم الأساسي من الرقم القياسى لأسعار المستهلكين الرئيسي مستبعدا منه بعض السلع التى تتحدد أسعارها إداريا بالإضافة إلى بعض السلع التى تتأثر بصدمات العرض المؤقتة، ومن ثم فإن المقياس الأساسي مشتق من المؤشر الرئيسي ويستخدم كمؤشر تكميلي، لذلك لا ينبغي بأي حال من الأحوال اعتبار مقياس التضخم الأساسي بديلاً عن معدل التضخم وفقا للرقم القياسى العام لأسعار المستهلكين، ولذلك فإن الغرض الرئيسى لإعداد مؤشر التضخم الأساسى هو إجراء تحليل دقيق للأسباب المؤدية إلى الزيادة فى الأسعار.

وتتمثل البنود المستبعدة من حساب التضخم الأساسي كلاً من (أ) الفواكه والخضروات والتي تمثل 19.6% من سلة الرقم القياسي لأسعار المستهلك وذلك لإنها تعتمد إلى حد كبير على ظروف الطقس والحصاد، (ب) السلع والخدمات المحدد اسعارها اداريا وتشكل حوالي 13% من سلة الرقم القياسي لأسعار المستهلك وذلك كمتوسط للفترة (يناير 2011- إبريل 2021)، بينما مثلت الفواكه والخضروات أقصاها في أكتوبر2018 حوالي 52.7% من سلة الرقم القياسي لأسعار المستهلك، كما بلغت نسبة الأسعار المنظمة (إداريا) أقصاها حوالي 31% من سلة الرقم القياسي لأسعار المستهلك وذلك في يونيو2018.

وقد لوحظ من الشكل (1) انخفاض المعدل السنوي للتضخم العام والاساسي لحوالي 4.1%، 3.33% لكل منهما علي الترتيب، بعد أن بلغ أقصاه حوالي 32.9%، 35.3% وذلك في يوليو 2017، ويعزي هذا الانخفاض إلي احتواء الضغوط التضخمية الضمنية، كما تبين انخفاض التضخم الأساسي عن نظيره العام علي مدار تلك الفترة فيما عدا (أكتوبر2016- سبتمبر2017)، الأمر الذي يؤكد علي أن السلع المستبعده في قياس التضخم الأساسي والمتمثلة في السلع المحددة إداريًا والخضروات والفاكهه أكثر عرضة للتقلبات السعرية في السوق المحلي، هذا وقد بلغ التضخم الأساسي أدناه حوالي 0.72% في يوليو2020، بينما بلغ التضخم العام أدناه حوالي 3.15% في أكتوبر2019، وقد جاء الانخفاض مدفوعًا بانخفاض المساهمة لأسعار الخضروات والفاكهة الطازجة فضلًا عن انخفاض أسعار السلع الغذائية الأساسية، بعد أن بلغ التضخم العام حوالي 14.4% في فبراير 2019 بسبب الإرتفاع الملحوظ في أسعار البطاطس في فبراير 2019. وعلي الرغم من أن معدل للتضخم العام ظل مدفوعًا بشكل أساسي بمساهمة السلع غير الغذائية عام 2020، فإن التقلبات في المعدل السنوي للتضخم ظلت ناتجة عن التذبذبات في مساهمة السلع الغذائية، حيث جاء الانخفاض في المعدل السنوي للتضخم العام في ديسمبر2020 نتيجة انخفاض المساهمة السنوية للسلع الغذائية وبخاصة الخضروات الطازجة مع استمرار تلاشي صدمة العرض المؤقتة في الطماطم، والتي كانت السبب الرئيسي في ارتفاع معدل التضخم العام السنوي في نوفمبر 2020 إلي حوالي 5.7%، بعد أن بلغ 4.5 في أكتوبر2020.



شكل 1. التضخم العام أو الرئيسى (Headline CPI) والأساسي (Core CPI) خلال الفترة (يناير 2011- إبريل 2021)

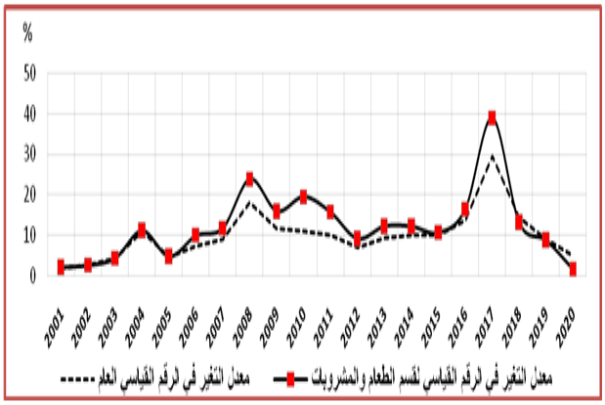
المصدر: تم إعدادها إعتمادا على بيانات البنك المركزي المصري www.cbe.org.eg .

- معدل التغير السنوى لكل من الرقم القياسى العام لأسعار المستهلكين والرقم القياسى للطعام والشراب

تجدر الإشارة إلى أنه فى حالة الأزمات الغذائية والتى يتبعها إرتفاع أسعار الغذاء ومن ثم المستوى العام للأسعار تتحمل الموازنة العامة بشكل رئيسي عبء تمويل حزمة من الإجراءات الحكومية في مواجهة ارتفاع الأسعار والتضخم[33]، حيث تلعب أسعار المواد الغذائية دورًا أساسيًا في الاستقرار الاجتماعي والسياسي، ويرجع ذلك إلى أن أسعار المواد الغذائية المتقلبة تجعل المزارعين أصحاب الحيازات الصغيرة والمستهلكين الفقراء أكثر عرضة، مما يجعل المستهلكون الفقراء ينفقون حصة كبيرة من ميزانيتهم على الغذاء، وبالتالي فإن مستوى أسعار المواد الغذائية هي محدد مهم لقوتهم الشرائية، ووفقا لبحث الدخل والإنفاق والأستهلاك[18] فإن 37.1% من إجمالي الإنفاق الكلي السنوي للأسرة المصرية عام 2018/2017 يوجه للسلع الغذائية مقابل 34.4% عام 2015، كما يحصل أغني 20% من أفراد المجتمع علي نحو38% من إجمالي الإنفاق عام 2018/2017 مقارنة بحوالى 41.9% عام 2015. وبما أن 32.5 % من الأسر المصرية تحت خط الفقر القومي عام 2018/2017 (مقابل 27.8% لعام 2015)، حيث يساوي إنفاقها الكلي قيمة خط الفقر الغذائي لذا تضطر إلي التغاضي عن جزء منه حتي تتمكن من تغطية نفقات غير غذائية ضرورية ولا تستطيع الإستغناء عنها مثل الإنفاق علي المسكن والمواصلات، وبالتالي فإن معدل التضخم بالنسبة لهذه الأسر أعلى من الرقم الرسمي بكثير، هذا وقد بلغ خط الفقر المدقع وفقًا لبيانات بحث الدخل والإنفاق عام 2018/2017 نحو 5890 جنيهًا للفرد في السنة.

كما أنه بإستقراء بيانات معدل التغير السنوى بالرقم القياسى العام لأسعار المستهلك (CPI) خلال الفترة (2001-2020) يتضح أنه بلغ حوالى 2.3% عام 2001، ثم أخذ فى التذبذب وعدم الإستقرار حتى بلغ حوالى 18.3% عام 2008 وقد يرجع ذلك لأزمة الغذاء العالمية فى الفترة (2006-2008)، وأخذ بعد ذلك فى التذبذب وعدم الاستقرار مرة ثانية إلى أن بلغ حده الأقصى حوالى 29.5% عام 2017 وقد يعزى ذلك لقرار تحرير سعر صرف الجنيه (التعويم) الذى إنتُهج قبل نهاية عام 2016(شكل2).

أما على مستوى معدل التغير السنوى بالرقم القياسى للطعام والشراب فتبين من الشكل(2) أنه بلغ متوسطه حوالى 9.58% خلال الفترة (2001-2020) مقارنة بحوالى 8.61% لمتوسط معدل التغير بالرقم القياسى العام لأسعار المستهلكين، وبإستقراء بياناته إتضح أنه بلغ حوالى 2.3% عام 2001، ثم أخذ فى التذبذب إلى أن بلغ حوالى 23.8% عام 2008 وقد يعزى ذلك لأزمة الغذاء العالمية فى الفترة (2006-2008)، ثم أخذ فى الانخفاض لكن بشكل غير منتظم إلى أن عاود الإرتفاع مرة ثانية ليبلغ حده الأقصى حوالى 38.8% عام 2017 وقد يرجع ذلك لقرار تحرير سعر صرف الجنيه (التعويم) الذى إنتهجته الدولة فى 3 نوفمبر 2016، إلا أنه أخذ فى الإنخفاض خلال الفترة (2018-2020) ليبلغ حده الأدنى 1.8% عام 2020.



شكل 2. معدل التغير السنوي لكل من الرقم القياسي العام لأسعار المستهلكين(حضر)، والرقم القياسي لقسم الطعام والمشروبات بسنة أساس (يناير 2010 = 100)

المصدر: تم إعدادها إعتمادا على بيانات:

- **البنك المركزي المصري www.cbe.org.eg**
- **https://unstats.un.org/unsd/mbs/app/DataSearchTable.aspx**

- تطور معدلات نمو الناتج المحلي والزراعي والسيولة والتضخم

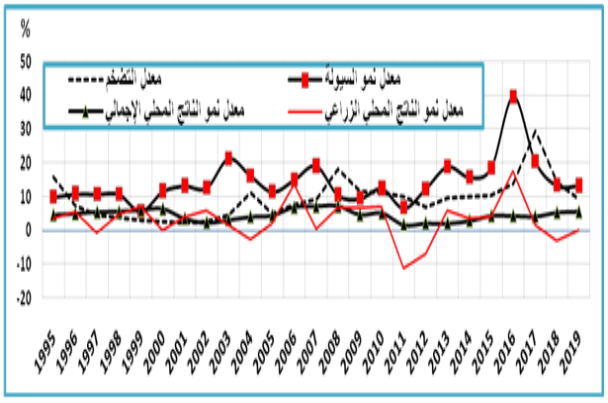
تتكون السيولة المحلية (M2) من المعروض النقدى (M1)، وأشباه النقود، حيث أن المعروض النقدي (M1) يتكون من النقد المتداول خارج الجهاز المصرفي أي لدي الجمهور، والودائع الجارية غير الحكومية بالعملة المحلية لدي كافة وحدات الجهاز المصرفي مطروحا منها أرصدة الشيكات والحوالات المشتراة، أى ما يعرف بكمية وسائل الدفع الجارية، أما أشباه النقود فتتكون من الودائع غير الجارية غير الحكومية بالعملة المحلية، والودائع بالعملات الأجنبية غير الحكومية الجارية (مطروحا منها الشيكات والحوالات المشتراة) وغير الجارية لدي كافة وحدات الجهاز المصرفى[13].

بإستعراض بيانات معدل نمو السيولة خلال الفترة(1995-2019) والموضحة بالشكل (3) تلاحظ التذبذب الملموس فى معدل نمو السيولة حيث بلغ حوالى 9.90% عام 1995 ثم تزايد عن هذا المعدل بعد ذلك، ثم عاود في الإنخفاض ليبلغ حوالى 5.66% عام 1999 ليمثل الحد الأدنى، ثم أخذ فى التذبذب وعدم الإستقرار ليبلغ حده الأقصى حوالى 21.28% عام 2003، وتجدر الاشارة إلى أن السيولة المحلية هى الهدف الوسيط للسياسة النقدية[13]، كما أنه من الضرورى ربط معدلات النمو فى السيولة بمعدلات النمو فى الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى وفى الأرقام القياسية للأسعار (التضخم) كما هو موضح بالشكل (3) حيث أن الاتجاه التصاعدى لمعدل نمو السيولة المحلية M2ينعكس على ارتفاع معدلات التضخم، فى حال أن يكون نمو المعروض النقدى أكبر من زيادة الناتج المحلى.

أما بالنسبة لمعدل التضخم فتبين من (الشكل3، جدول1) أنه سلك مسلك معدل نمو السيولة أى أنه هناك علاقة مباشرة ما بين التذبذب وعدم الاستقرار الذى إتصف به معدل نمو السيولة ومعدل التضخم وبإستقراء بيانات معدل التضخم إتضح أنه بلغ حوالى 15.74% عام 1995 ثم أخذ فى الانخفاض خلال الفترة (1997-2001) ليبلغ حده الأدنى حوالى 2.27% عام 2001، ثم أخذ فى التذبذب وعدم الاستقرار ليبلغ حده الأقصى حوالى 29.51 عام 2017 متأثرا فى ذلك بقرار تحرير سعر صرف الجنيه (التعويم) الذى إنتهجته الدولة فى نوفمبر 2016، إلا أنه أخذ فى الإنخفاض ليبلغ 9.2% عام 2019.

كما إتصف معدل نمو الناتج المحلى بالإستقرار فى غالبية سنوات الدراسة(الشكل3، جدول1)، إلا إنه إنخفض بشكل ملحوظ فى الفترة (2011-2013) ليبلغ حده الأدنى حوالى 1.76% وقد يعزى ذلك للأحداث السياسية التى شهدتها مصر فى تلك الفترة والتى كان لها تاثير واضح على كل القطاعات الإنتاجية بالمقتصد المصرى. أما بالنسبة لمعدل نمو الناتج الزراعى فيتضح من الشكل (3) عدم إستقراره على مدار سنوات الدراسة كما أنه سجل معدل سلبى فى العديد من سنوات الدراسة تتمثل هذه السنوات فى (1997، 2004، 2011، 2018).

مما سبق تبين أنه كلما زاد معدل النمو الاقتصادي وانخفض معدل نمو السيولة المحلية كلما أدي إلي خفض معدل التضخم.



شكل 3. تطور معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي والزراعي ومعدل نمو السيولة السنوي ومعدل التضخم خلال الفترة (1995-2019)

المصدر: تم إعدادها إعتمادا على بيانات:

- **الجهاز المركزي للتعبئة والاحصاء www.capmas.gov.eg**
- **البنك الدولى www.albankaldawli.org**

• دراسة وتحليل أهم مؤشرات ومقاييس التضخم

للتعرف على حجم وأسباب الضغوط التضخمية في الإقتصاد المصري يستلزم ذلك دراسة وتحليل أهم مؤشرات ومقاييس التضخم علي النحو التالي:

1.مؤشر السياسة النقدية:

ويعبر عن متوسط كمية النقود مقسوما علي الناتج المحلي الاجمالي وهو يقيس نسبة السيولة في المقتصد المحلي، أي عبارة عن مقلوب سرعة تداول النقود، ويتضح من جدول (1) أن نسبة السيولة المحلية قد أخذت في التذبذب حتي بلغت حوالي 0.97% عام 2006، ثم أنخفضت نتيجة تزايد الناتج المحلي بالأسعار الجارية لتبلغ حوالي 0.70% عام 2012، ومع تعويم سعر الصرف في نوفمبر 2016 فقد زادت نسبة السيولة المحلية لحوالي 0.98%، إلا أن الوضع تحسن بعد ذلك نتيجة تزايد الناتج المحلي بالأسعار الجارية عن المعروض النقدي بالأسعار الجارية لتصل السيولة المحلية لحوالي 0.77% خلال عام 2019.

2. مقاييس الضغوط التضخمية:

وتتميز هذه المقاييس بانها تشير إلي مصدر وسبب التضخم القائم، ويوجد مقياسان في هذا الصدد يمكن توضيحهم علي النحو التالي:

أ. معامل الاستقرار النقدي "فائض المعروض النقدي":

يستخدم معامل الاستقرار النقدي أو ما يسمي بفائض المعروض النقدي، لقياس أبعاد العملية التضخمية في اقتصاد ما بالاستناد إلى بعض تحليلات النظرية الكمية للنقود، حيث تتم عملية مقارنة تطور عرض النقود بتطور الطلب على النقود[10]. فالزيادة في عرض النقود بمعدل أسرع من الزيادة في الناتج القومي الحقيقي سيؤدي إلى اختلال بين تيار الأنفاق النقدي وتيار العرض الحقيقي للسلع والخدمات وينعكس ذلك في وجود فائض في الطلب يؤدي إلى رفع الأسعار، وتحدد حالة الاستقرار النقدي وفقًا لقيمة معامل الاستقرار النقدي فإذا كان معامل الاستقرار النقدي يساوى صفر فهذا يعكس حالة استقرار، فى حين تشير القيمة الموجبة إلى وجود حالة تضخم، بينما القيمة السالبة تدل علي حالة انكماش في الاقتصاد، ويتضح من جدول(1) أن قيم معامل الاستقرار النقدي موجبة خلال فترة الدراسة (1995-2019) فيما عدا عام 1999، مما يدل علي وجود ضغوط تضخمية بالإقتصاد المصري، بسبب نمو عرض النقود بمعدل أسرع من نمو الناتج القومي الحقيقي، الأمر الذي أثر سلبًا علي الأداء الاقتصادي مؤديًا لزيادة تكلفة المعيشة وزيادة مستوي الفقر بين الأسر المصرية، حيث بلغ حوالي 32.5% من الأسر المصرية تحت خط الفقر القومي عام 2018/2017، مقابل 27.8% لعام 2015 كما سبق ذكره.

ب. الحجم النسبي للفجوة التضخمية "فائض الطلب الكلي":

يرتكز هذا المقياس علي تقدير فائض الطلب "الإنفاق" الكلي بالاستناد إلى نظرية كينز، والتي تفيد بأن حجم الإنتاج إذا لم يتوافق مع الزيادة التي تحدث في الطلب الكلي، فينتج عن ذلك تزايد الأسعار وحدوث تضخم قد يكون كلي أو جزئي حسب مستوي التوظف في المجتمع، حيث توجد فجوة تضخمية عندما يتجاوز الطلب على السلع والخدمات الإنتاج بسبب زيادة الإنفاق الحكومي، وبالتالي فإن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يتجاوز الناتج المحلي الإجمالي المحتمل، مما يؤدي إلى فجوة تضخمية، وقد سميت بالفجوة التضخمية نظرًا لأن الزيادة النسبية في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي تؤدي

إلى زيادة الاستهلاك المحلي، وبالتالي ارتفاع مستوي الأسعار. ويتضح من جدول(1) وجود ضغوط تضخمية بالإقتصاد المصري خاصة خلال الفترة (1995-2016)، الأمر الذي يشير إلي أن الإجراءات التي اتخذتها الحكومة المصرية بنهاية عام 2016، كانت ضرورية للحد من تلك الضغوط التضخمية بالمقتصد المصري.

3. مؤشر فجوة الطلب (درجة ضغوط الطلب):

تعبر هذه الفجوة عن النسبة المئوية للفرق النسبي بين الناتج المحلي الإجماليGDP والدخل القومي بالأسعار الثابتة[12]، ولما كان فائض الطلب الكلي يساوي الإنفاق القومي بالأسعار الجارية مطروح منه الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وبالتالي فإن هذا الفائض يتم توفير جزء منه من خلال المزيد من الاستيراد مما يوجد عجز في الميزان التجاري بينما يبقي الجزء الباقي من فائض الطلب ممثلًا ضغطًا تضخميًا يدفع الأسعار إلي الارتفاع، وقد تبين من جدول(1) أن نسبة فجوة الطلب قد تزايدت خلال الفترات (1995-1998)، (2002-2005)، (2013-2019)، مما يدل علي حدوث ضغط شديد علي تيار العرض العيني مما يؤدي إلي المزيد من ارتفاع الأسعار خلال تلك الفترات.

4. معياري فجوة الناتج والطلب الزائد:

فجوة الناتج هي الفرق بين الناتج المحلي الإجمالي الفعلي والناتج المحلي الإجمالي المحتمل، ويمكن تقدير القيم التوازنية للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في الصيغة اللوغاريتمية بطريقة مرشح هودريك- بريسكوت فلتر[32] (Hodrick–Prescott) (HP)، وبالتالي فهو يعبر عن الفرق النسبي بين القيم التوازنية والفعلية لإجمالي الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، فإذا كانت فجوة الناتج موجبة دل ذلك علي وجود فجوة تضخمية وتشير إلى أن نمو إجمالي الطلب يفوق نمو إجمالي العرض، أما إذا كانت فجوة الناتج سالبه، فسوف يطلق عليها فجوة الركود، مما قد يشير إلى الانكماش الاقتصادي.

جدول 1. مؤشرات التضخم في مصر خلال الفترة (2000-2019)

البيان	التضخم المحلي "مقاس بالرقم القياسي لسعر المستهلك %"	معدل النمو الاقتصادي (%)	مؤشر السياسة النقدية	معامل الاستقرار النقدي	الفجوة التضخمية	مؤشر فجوة الطلب	فجوة الناتج	الطلب الزائد بالمليار جنيه	معيارالإفراط النقدي (%)	التضخم المستورد الصافي (%)
1995	15.7	4.64	0.80	-	(0.84)	3.21	-	-	79.97	0.94
1996	7.2	4.99	0.79	0.06	(0.83)	2.74	0.049	65.854	79.28	0.80
1997	4.6	5.49	0.75	0.05	(0.81)	1.79	0.053	76.128	78.63	0.69
1998	3.9	5.58	0.77	0.05	(0.80)	0.75	0.054	81.528	77.95	0.61
1999	3.1	6.05	0.76	(0.004)	(0.80)	(0.74)	0.059	93.451	78.01	0.69
2000	2.7	6.37	0.77	0.05	(0.79)	(2.57)	0.062	104.293	77.31	0.64
2001	2.3	3.54	0.82	0.10	(0.79)	(1.65)	0.035	61.575	75.91	0.59
2002	2.7	2.39	0.88	0.10	(0.79)	0.38	0.024	43.099	74.27	0.57
2003	4.5	3.19	0.97	0.18	(0.78)	1.61	0.031	58.960	71.11	0.49
2004	11.3	4.09	0.97	0.12	(0.75)	1.97	0.040	77.963	68.63	0.41
2005	4.9	4.47	0.97	0.07	(0.73)	1.97	0.044	88.674	67.05	0.46
2006	7.6	6.84	0.97	0.08	(0.72)	(0.25)	0.066	141.781	65.12	0.54
2007	9.3	7.09	0.96	0.12	(0.67)	(2.76)	0.068	156.891	62.06	0.55
2008	18.3	7.16	0.88	0.03	(0.63)	(5.39)	0.069	169.633	61.13	0.55
2009	11.8	4.67	0.83	0.05	(0.58)	(5.59)	0.046	118.716	59.70	0.34
2010	11.3	5.15	0.81	0.07	(0.55)	(6.27)	0.050	136.859	57.44	0.28
2011	10.1	1.76	0.76	0.05	(0.50)	(3.51)	0.017	49.337	55.76	0.26
2012	7.1	2.23	0.70	0.10	(0.38)	(1.29)	0.022	63.336	52.15	0.20
2013	9.5	2.19	0.75	0.17	(0.33)	0.94	0.022	63.561	45.58	0.16
2014	10.1	2.92	0.75	0.13	(0.24)	2.41	0.029	86.652	39.75	0.10
2015	10.4	4.37	0.78	0.14	(0.17)	2.51	0.043	133.720	32.59	0.07
2016	13.8	4.35	0.98	0.35	(0.11)	2.63	0.043	138.755	12.47	0.05
2017	29.5	4.18	0.92	0.16	0.13	2.91	0.041	139.280	0.00	0.00
2018	14.4	5.31	0.82	0.08	0.34	2.13	0.052	184.410	(7.00)	(0.06)
2019	9.2	5.56	0.77	0.08	0.49	1.11	0.054	104.293	(14.26)	(0.10)

ملحوظه: الأرقام بين الأقواس سالبة

- معدل النمو الاقتصادي:

$$\text{Economic Growth} = \left[GDP_{Real\,(t)} - GDP_{Real\,(t-1)}\right] \div GDP_{Real\,(t-1)} * 100$$

- مؤشر السياسة النقدية (1/v)، حيث v سرعة تداول النقود:

$$(v = GDP_{Nominal}/M_2)$$

- معامل الاستقرار النقدي:

$$\text{Coef. of Monetary Stability} = \Delta M_2/M_2 - \Delta GDP_{Real}/GDP_{Real}$$

- مؤشر فجوة الطلب (الركود الاقتصادي):

$$CABP = \left[\widehat{GDP}_{Real} - GDP_{Real}\right] \div \widehat{GDP}_{Real}$$

Where $\widehat{GDP}_{Real}$ **estimate using** $\ln\left(\widehat{GDP}_{Real}\right) = \alpha_0 + \alpha_t t$

- فجوة الناتج:

$$Gap_{HP} = \ln[GDP_{Real}] - \ln\left[\widehat{GDP}_{Real}\right]$$

Where $\widehat{GDP}_{Real}$ **is the predicted using exponential smoothing**

- الطلب الزائد:

$$excd = \left[GDP_{Real} - GDP_{potential}\right]$$

Where $GDP_{potential}$ **estimated using an hp-filter.**

- الفجوة التضخمية:

$$\text{Inflation Gap} = \left[GNE_{Nominal} - GDP_{Real}\right] \div GDP_{Real}$$

- نسبة الافراط النقدي $Mext/GDP_{Real}$ ، **حيث أن** $Mext = M_2 - \rho^0 GDP_{Real}$

- التضخم المستورد الصافي = [الخسائر الناتجة عن ارتفاع أسعار الواردات والصادرات] / [إجمالي الإنفاق القومي بالأسعار الجارية] *100

- الخسائر أو المكاسب الناجمة عن تغير أسعار الواردات(الصادرات)=الواردات(الصادرات) بالأسعار الثابتة – الواردات(الصادرات) بالأسعار الجارية.

حيث أن : M_2 : المعروض النقدي بالمفهوم الواسع بالأسعار الجارية بالعملة المحلية.

$GDP_{Nominal}$: الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية بالعملة المحلية.

GDP_{Real} : الناتج المحلي الإجمالي بالعملة المحلية بالأسعار الثابتة (2017=100).

$GNE_{Nominal}$: الإنفاق المحلي الإجمالي بالعملة المحلية بالأسعار الجارية.

T_t .تمثل الزمن ، α_1 تمثل معدل النمو السنوي

ρ^0 : متوسط نصيب الوحدة المنتجة من الناتج المحلي الإجمالي من كمية النقود المتداولة في سنة الأساس 2017.

$\rho^0 GDP_{Real}$: كمية النقود المثلي.

المصدر: جمعت وحسبت من: البنك الدولى https://www.albankaldawli.org، البنك المركزي المصري www.cbe.org.eg، https://unstats.un.org/unsd/mbs/app/DataSearchTable.aspx

حيث يتضح من جدول(1) أن قيم فجوة الناتج موجبة مما يشير لوجود فجوة تضخمية علي مدار فترة الدراسة، وبالمثل في مؤشر الطلب الزائد[29] والذي يعبر عن الفرق بين الناتج الفعلي والمأمول بالمليار جنية، إلا أنه خلال الفترة (2006-2010) تبين تزايد الطلب بشكل ملحوظ نتيجة أزمة الغذاء العالمية والتي أثرت علي الاقتصاد المصري نتيجة الطلب علي الواردات الغذائية، كما تشير الفترة (2015-2018) إلي تزايد الطلب، مما يشير إلي تزايد الاستهلاك المحلي عن الإمكانات المتاحة.

5. معيار الإفراط النقدي:

يقيس هذا المعيار الضغوط التضخمية بحساب كمية النقود الزائدة عن المستوي المناسب واللازم للمحافظة على ثبات الأسعار[8]، وبالتالي فإن الاستقرار النقدي يقتضي ثبات مستوي نصيب الوحدة من الناتج من كمية النقود في سنة الأساس، والذي يمكن اعتباره بمثابة السعر النقدي لوحدة الناتج، فإذا كانت كمية النقود المتداولة أكبر من كمية النقود المثلي فإن ذلك يعني وجود حالة إفراط نقدي في الاقتصاد ستنعكس في شكل ضغوط تضخمية(والعكس صحيح)، وتوضح نتائج جدول (1) أن معيار الإفراط النقدي أخذ في التناقص بشكل ملحوظ من نحو 80% عام 1995 إلي 12.5% عام 2016، إلا أنه بسبب تعديلات الأسعار وكذا الإصلاحات التي أجريت خلال الفترة (نهاية 2016 وحتي 2019)[2]، والتى من بينها تراجع سعر الصرف، ورفع أسعار الطاقة، فضلًا عن زيادة معدل ضريبة القيمة المضافة، والتى أدت فى مجملها إلى أن سجل معيار الإفراط النقدي قيمة سالبة فى عامى 2018، 2019.

6. معيار التضخم المستورد:

ويقصد بالتضخم المستورد إنتقال معدلات التضخم من الخارج إلي داخل الدولة بسبب حدوث ارتفاع في الأسعار العالمية للواردات، ويتوقف مدي أو درجة الانتقال لمعدلات التضخم علي نظام الصرف الذي تتبعه الدولة، فإذا ما كانت أسعار الصرف مرنة يترتب عليه وفقًا لنظرية تعادل القوي الشرائية تحسن قيمة العملة المحلية وبالتالي لن تنتقل معدلات التضخم في الخارج بأكملها إلي داخل الدولة[14]، ولما كان ارتفاع مستوي الأسعار في الخارج سوف يضر المقتصد المحلي بسبب الطلب المتزايد علي الواردات، إلا أنه سوف يفيد الاقتصاد القومي من خلال ارتفاع أسعار الصادرات، وعليه فمن الأفضل استخدام التضخم المستورد الصافي، وذلك لأنة يأخذ في أعتباره الخسائر التي يتحملها الاقتصاد نتيجة ارتفاع أسعار الواردات، والمكاسب التي يحصل عليها المقتصد القومي نتيجة ارتفاع أسعار الصادرات، وقد أوضحت نتائج التقدير بجدول(1) أن التضخم المستورد في المقتصد المصري خلال الفترة (1995-2016) كان نتيجة عدم استقرار سعر الصرف الذي أدي بدوره إلي زيادة أسعار الواردات نتيجة خفض العملة المحلية والتزايد المستمر في الطلب المصري علي الواردات لسد الفجوة الغذائية وتوفير القدر الملائم من الأمن الغذائي، فضلًا عن نقل أثار التضخم الخارجي داخل القطر المصري نتيجة تزايد أسعار الغذاء العالمية، وذلك نظرًا لاعتماد مصر الكبير على الأسواق العالمية لواردات الغذاء والحصة العالية من الغذاء في سلة الاستهلاك للعديد من شرائح السكان المصريين، وهذا بدوره أدي إلي ارتفاع تكلفة الاستيراد من الخارج، إلا أنة قد تحسن وضع الاقتصاد الكلي بشكل ملحوظ نتيجة للاستجابات الفورية التي نفذتها الحكومة المصرية بدعم من صندوق النقد الدولي منذ نوفمبر 2016.

- **تحليل العوامل المؤثرة على التضخم عامه وأسعار الغذاء خاصة**

(1) تحليل التغيرات الديناميكية في الأسعار باستخدام نموذج P-Star

تشتق الصياغة الأساسية لنموذج P-star من النظرية الكمية للنقود للحصول على معادلة لمستوى السعر من حيث الاتجاه العشوائي والمستويات الفعلية للإنتاج المحلي الإجمالي وسرعة تداول النقود، حيث تفترض الفكرة الأساسية لهذا النموذج أن التوسع النقدي يؤدي إلى زيادة مستوى السعر على المدى الطويل، بشرط ألا يتم امتصاصه من خلال التوسع الأكبر في الناتج المحلي الإجمالي، أو انخفاض سرعة تداول النقود، ويمتاز هذا النموذج بقدرتة علي التنبؤ بأن التضخم سيرتفع أو ينخفض أو يظل دون تغيير حيث أن مستوى السعر الفعلي أقل أو أعلى أو عند مستوى توازنه.

أ. اختبار السلاسل الزمنية الهيكلية لنموذج P-star في مصر: في عام 1993 أعتمد Todter and Reimers وأخرون علي تحديد مستوى السعر من خلال نموذج السلاسل الزمنية الهيكلية مع الاتجاه العشوائي μ_t الذي يتم إنشاؤه من خلال مستويات التوازن للمتغيرات الكامنة وراء النظرية الكمية للنقود. وقد تم تقدير الدوال وفقًا للنظرية الكمية للنقود كما يلي: $P_t=M_{2t}+V_t-Y_t$ في الصورة اللوغاريتمية، وعند مستوي التوازن يصبح $P_t^*=M_{2t}+V_t^*-Y_t^*$ وبطرح المعادلتين فإن $P_t-P_t^*=-(Y-Y_t^*)+(V_t+V_t^*)$ وبكتابة تلك المعادلة في صيغة قابلة للاختبار[20،25،26] فإننا سوف نحصل علي ثلاث نماذج يتم تقديرهم علي النحو التالي:

Model1: estimated using $p_t = \mu_t + \varphi y_t + \gamma v_t + u_t$

Where μ_t **is a stochastic trend given by;** $\mu_t = p_t^* - \varphi y_t^* - \gamma v_t^*$

حيث يقدر الاتجاه العشوائي لمستوى السعر الفعلي كدالة في مستوى التوازن للسعر والناتج الحقيقي وسرعة دوران النقود.

Model 2: estimated using وبإضافة الزمن فإن:

$$p_t = \mu_t + \varphi y_t + T + u_t$$

Where

$$\mu_t = p_t^* - \varphi y_t^* - \gamma(v_t^* - v_t)$$

وبتقدير العلاقة الديناميكية بين فجوة السعر والتضخم فإن:

Model 3: estimated using $p_t = \mu_t + (1-\theta)p_{t-1} + u_t$

Where $\mu_t = [p_t^* - (1-\theta)p_{t-1}^*]$

حيث: P_t **: التضخم المحلي مقاس بالرقم القياسي لسعر المستهلك (100=2010).**

Y_t **: الناتج المحلي الإجمالي بالعملة المحلية بالأسعار الثابتة (100=2010).**

M_{2t} **: المعروض النقدي بالمفهوم الواسع بالأسعار الجارية بالعملة المحلية.**

V_t **: سرعة تداول النقود.**

P_t^* **: التضخم المحلي مقاس بالرقم القياسي لأسعار المستهلك التوازني.**

Y_t^* **: الناتج المحلي الإجمالي بالعملة المحلية بالأسعار الثابتة التوازني.**

V_t^* **: المستوي التوازني لسرعة تداول النقود.**

وقد تم تقدير النماذج السابقة بطريقة الاحتمال الأعظم maximum likelihood باستخدام مرشح Kalman filter[15]، مع الأخذ في الاعتبار تقدير النموذج الأول مرة بدون قيود وتقديرμ_t من خلال معادلة الاتجاه العشوائي، ومرة أخري مع قيد أن $\beta = 0$ والتعامل مع μ_t علي إنها معلمة ثابتة a fixed parameter [25]، وقد تم التوصل إلي النتائج المقدرة بجدول (2)، وقد تضمنت النتائج مقياس حسن التطابق بقيم معامل التحديد المعدل $\bar{R}^2$ والمعايير المعلوماتية لكل من Hannan-Quinn ,AIC, Schwarz، وقد أشارت النتائج إلي:

- وجود أثر سالب ومعنوي إحصائيًا للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي علي التضخم المحلي بمجرد السماح بالاتجاه العشوائي في الأسعار.
- في حين تبين وجود أثر موجب ومعنوي إحصائيًا لسرعة تداول النقود"خارج قسمة الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية علي المعروض النقدي بالأسعار الجارية" علي التضخم المحلي.
- وبمقارنة نتائج هذا النموذج مع النموذج المقيد بـ $\beta = 0$ ، يتبين أن هناك ارتباط سلبي بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والتضخم المحلي بمجرد السماح بالاتجاه العشوائي في متغير الأسعار، كما أنه لا يمكن الحصول علي هذه العلاقة السلبية في نموذج الانحدار التقليدي بسبب الاتجاهات الزمنية القوية في كلا المتغيرين، فضلًا عن انخفاض قيم المعايير المعلوماتية بهذا النموذج عن نظيره الأول.
- وبأدخال متغير سرعة تداول النقود الفعلية في النموذج الثاني أدي إلي الحصول علي نتائج أقل من حيث جودة القياس" قيم معامل التحديد المعدل $\bar{R}^2$ والمعايير المعلوماتية لكل من Hannan-Quinn ,AIC, Schwarz" مقارنة بالنموذج الأول.
- كما تشير نتائج النموذج الثالث إلي أرتفاع قيمة θ حيث بلغت 0.94 ومعنوية إحصائيًا، أي أن فجوة السعر لها أثر إيجابي كبير علي معدل التضخم.

جدول 2. نتائج تقدير الاحتمال الأعظم Maximum likelihood لنموذج the P-star model لمحددات التضخم في مصر وفقًا للنظرية الكمية للنقود خلال الفترة (1995-2019)

parameter	Model 1	Model 1/fixed trend	Model 2	Model 3
μ	0.88 [14.96]***	-0.999 [-63.30]***	0.889 [12.03]***	0.173 [1.00]
β	-6.47[-1.69]*	-	-6.378 [-1.457]	-0.127 [-1.855]*
Y_t	-1.91[-43.24]***	1.89[69.32]***	1.91 [29.61]***	-
V_t	0.303 [3.97]***	0.263 [2.98]***	-	-
P_{t-1}	-	-	-	0.055 [4.002]***
δ	0.001719	0.002160	0.002074	0.001547
$\bar{R}^2$	0.95	0.92	0.94	0.96
AIC	-3.208	-3.060	-3.101	-3.384
Schwarz	-3.013	-2.913	-2.954	-3.237
Hannan-Quinn	-3.154	-3.019	-3.060	-3.345

ملحوظة: -*معنوي عند مستوي معنوية 1%. ** معنوي عند مستوي معنوية5%. * معنوي عند مستوي معنوية10%.**
-الأرقام بين الأقواس [z-Statistic].
حيث: P_t : الرقم القياسي لأسعار المستهلك (2010=100)
Y_t : الناتج المحلي الإجمالي بالعملة المحلية بالأسعار الثابتة(2010=100).
π_t : الاتجاه العشوائي stochastic trend.
V_t : سرعة تداول النقود.
P_t^* : الرقم القياسي لأسعار المستهلك التوازني.
Y_t^* : الناتج المحلي الإجمالي بالعملة المحلية بالأسعار الثابتة التوازني.
V_t^* : المستوي التوازني لسرعة تداول النقود.
T: الزمن.
المصدر: إعداد الباحثان باستخدام برنامج Eviews9.5.

ب. تحليل العلاقة بين معدل التضخم وفجوة الأسعار:

- فجوة الأسعار المحلية:

يتم اشتقاق فجوة الأسعار المحلية من خلال معادلة التبادل للنظرية الكمية للنقود لفيشر والتي تكون في الصيغة اللوغاريتمية علي النحو التالي:P=M+V-Y ، حيث أن P_t تعبر عن المستوي العام للأسعار، M تعبر عن المعروض النقدي، V_t تعبر عن سرعة دوران النقود، بينما تعبر Y_t عن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ومن المفترض أن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يصل لمستواه التوازني في المدي الطويل " الناتج المأمول Y_t^*، وبفرض أن سرعة دوران النقود التوازنية ثابتة ومستقلة عن الزمن في المدي الطويل، فإنة يمكن الوصول إلي المستويات التوازنية للأسعار في المدي الطويل P_t^* من الدالة التالية: $P^*=M+V^*- Y^*$ ، وبالتالي فإن : P^* هو مستوي الأسعار التوازني في المدي الطويل عندما يتساوي كلا من الناتج الحقيقي الإجمالي ومعدل دوران النقود مع مستوياتهم التوازنية في المدي الطويل في ظل كمية نقود محددة M ، وعلية يمكن الحصول علي العلاقة بين فجوة الأسعار وفجوة الناتج وفجوة سرعة دوران النقود بطرح الدالتين السابقتين معًا، ومن الجدير بالذكر أنه تم تقدير كل من (P^*، Y^*، V^*) بطريقة مرشح هودريك- بريسكوت فلتر[1,32] (Hodrick– Prescott) (HP)، كأحد الاساليب الإحصائية التي تعتمد علي تمهيد السلاسل الزمنية أحادية المتغير، حيث يقوم علي حساب السلسلة الجديدة من السلسلة الأصلية بحيث يكون تباين السلسلة الجديدة أقل ما يمكن حول الفرق الثاني لها، وتعتبر هذه الطريقة من أهم الطرق المستخدمة في تمهيد وتحديد الاتجاه العام لهذه السلاسل، كما تستخدمها الدراسات الاقتصادية الكلية من أجل التوصل إلى سلسلة زمنية للقيم التوازنية في الأجل الطويل. وذلك لأنها تؤدي إلى إزالة التغيرات في الأجل القصير والإبقاء على القيم التوازنية، أو طويلة الأجل. وتشير نتائج تقدير النموذج لفجوة الأسعار المحلية بجدول (3) أن:

- معلمة سرعة التكيف لمعدل التضخم الفعلي لمستواه التوازني بالمدي الطويل جاءت سالبة ومعنوية إحصائيًا.
- وأن نحو 29% من الانحرافات بين معدل التضخم الفعلي ومستواه التوازني تتعدل سنويًا.
- كما أن أثر معدل التضخم بفترة إبطاء موجب ومعنوي إحصائيًا، حيث أن ارتفاع معدل التضخم في العام السابق بمعدل 1% يؤدي إلي زيادة معدل التضخم في العام الحالي بنحو 0.86%.

- فجوة الأسعار الأجنبية:

قام كل من Pradhan & Garcia-Herrero عام 1998 بدمج نموذج P-star مع فجوة الأسعار الأجنبية لقياس تأثير تحركات الأسعار الألمانية على معدل التضخم الإسباني. حيث يلعب مستوي الأسعار الأجنبية دورًا هام في تحديد مستوي الأسعار المحلية التوازنية في الاقتصاد المفتوح من خلال أسعار الصرف، وذلك وفقًا للدالة التالية:

$$P^{d*} = (E \cdot P^{f*})/ER^*$$

حيث: P^{f*}: مستوي الأسعار الأجنبي التوازني في المدي الطويل.
E: معدل الصرف الأسمي الفعال للشركاء التجاريين.
ER^*: معدل الصرف الحقيقي الفعال للشركاء التجاريين التوازني في المدي الطويل" والذي يمثل كمية السلع الأجنبية اللازمة لشراء وحدة واحدة من السلعة المحلية".

وقد تم الحصول علي بيانات معدلي الصرف الأسمي والحقيقي الفعال للشركاء التجاريين من قاعدة بيانات bruegel [23] عن 66 شريك تجاري لمصر، كما تم تقدير المتوسط المرجح للرقم القياسي لأسعار المستهلك للشركاء التجاريينp^f بسنة أساس 2010" weighted average of major trading partners prices in"، وذلك لـــ 14 شريك تجاري يمثلوا معا حوالى 60% من إجمالى حجم التبادل التجاري مع مصر وهما كل من الصين، أمريكا، ألمانيا، إيطاليا، السعودية، روسيا، تركيا، أوكرانيا، البرازيل، فرنسا، الهند، الكويت، الإمارات، والمملكة المتحدة، وذلك وفقًا لقاعدة بيانات إحصاءات التجارة الدولية[21]. وعلي غرار ما سبق فقد تم تقدير القيم التوازنية في المدي الطويل باستخدام طريقة مرشح هودريك- بريسكوت فلتر لكل من ER^*، p^{f*}. وأشارت نتائج تقدير النموذج لفجوة الأسعار الأجنبية بجدول (3) إلى أن:

- معلمة سرعة التكيف لمعدل التضخم الفعلي لمستواه التوازني بالمدي الطويل جاءت سالبة ومعنوية إحصائيًا.
- وأن حوالى 11% من الانحرافات بين معدل التضخم الفعلي ومستواه التوازني تتعدل سنويًا.
- كما أن أثر معدل التضخم بفترة إبطاء موجب ومعنوي إحصائيًا، حيث أن ارتفاع معدل التضخم في العام السابق بمعدل 1% يؤدي إلي زيادة معدل التضخم في العام الحالي بحوالى 0.46%، وهذا يعني أن فجوة الأسعار الأجنبية لها تأثير أقل علي مستوي التضخم السائد في مصر خلال فترة الدراسة.

- فجوتي الأسعار المحلية والأجنبية:

بادخال فجوتي الأسعار المحلية والأجنبية معًا في النموذج المقدر كل علي حده تبين أن معلمة التكيف الخاصة بفجوة الأسعار المحلية لم تتغير عن النموذج المقدر بفجوة الأسعار المحلية فقط حيث بلغت حوالى 29%، بينما انخفضت سرعة التكيف لمعدل التضخم الناتج من فجوة الأسعار الأجنبية، وبالمثل فإن تأثير معدل التضخم بالعام السابق لم يتغير تقريبًا عن النموذج المقدر بفجوة الأسعار المحلية فقط حيث بلغت حوالى 0.87%.

وبدمج فجوتي الأسعار المحلية والأجنبية معًا كمتغير واحد بالنموذج المقدر أشارت النتائج بجدول (3) إلى:

- الزيادة المطلقة لقيمة معلمة سرعة التكيف لمعدل التضخم الفعلي لمستواه التوازني بالمدي الطويل عن باقي النماذج المقدرة، وقد جاءت أيضًا سالبة ومعنوية إحصائيًا.

- وأن حوالى 36% من الانحرافات بين معدل التضخم الفعلي ومستواه التوازني تتعدل سنويًا.
- كما أن أثر معدل التضخم بفترة إبطاء موجب ومعنوي إحصائيا ولكنه ينخفض عن النماذج السابق تقديرها، حيث أن ارتفاع معدل التضخم في العام السابق بمعدل 1% يؤدي إلي زيادة معدل التضخم في العام الحالي بحوالى 0.42%.

جدول 3. نتائج تقدير نموذج (the P-star model) للعلاقة بين معدل التضخم وفجوة الأسعار خلال الفترة (1995-2019)

parameter	اقتصاد مغلق		اقتصاد مفتوح	
	"فجوة الأسعار المحلية"	"فجوة الأسعار الأجنبية"	" فجوة الاسعار المحلية والاجنبية بشكل منفصل"	" فجوة الاسعار المحلية والاجنبية كسلسلة واحدة"
	ARDL(1, 1)	ARDL(1, 1)	ARDL(1, 1, 1)	ARDL(1, 1)
C	0.0057 (2.95)***	0.027 (1.489)	0.003 (0.806)	0.013 (0.99)
ΔP_{t-1}	0.863 (17.15)***	0.461 (2.017)*	0.868 (21.1)***	0.416(3.638)***
$(P-P^*)_t$	1.043 (41.81)***	-	1.0423 (47.42)***	-
$(P-P^*)_{t-1}$	-0.293 (-7.14)***	-	-0.292 (-9.046)***	-
$(P^d-P^{d*})_t$	-	0.1277(3.30)***	-	-
$(P^d-P^{d*})_{t-1}$	-	-0.113 (-2.43)**	-0.0017 (-0.767)	-
$(P-P^*)_t+(P^d-P^{d*})_t$	-	-	-	0.350 (9.77)***
$(P-P^*)_{t-1}+(P^d-P^{d*})_{t-1}$	-	-	-	-0.359 (-8.84)***
TREND	-0.0001(-0.466)	-	-	-
R^2, $\bar{R}^2$	0.995 , 0.994	0.63 , 0.57	0.995 , 0.994	0.89 , 0.88
Akaike criter.	-7.95	-3.68	-7.97	-4.99
Schwarz criter.	-7.71	-3.48	-7.73	-4.80
Hannan-Q criter.	-7.89	-3.63	-7.91	-4.94
$F_{statistic}$	943.6[0.000]	10.63[0.000]	962.9[0.000]	56.9[0.000]

ملحوظة: -*معنوي عند مستوي معنوية 1%. ** معنوي عند مستوي معنوية5%. * معنوي عند مستوي معنوية10%.**

- الأرقام بين الأقواس(T-Statistic)،[Prob(F-statistic)].

- تم تقدير نماذج فجوة الأسعار في الصيغة اللوغاريتمية وفقًا لما يلي:

- نموذج فجوة الأسعار المحلية وفقًا للدالة التالية:

$$\Delta p_t = \alpha_0 - \alpha_1 (p - p^*)_{t-1} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t$$

- نموذج فجوة الأسعار الأجنبية وفقًا للدالة التالية:

$$\Delta p_t = \alpha_0 - \alpha_1 (p^d - p^{d*})_{t-1} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t$$

- نموذج فجوة الأسعار المحلية والأجنبية بشكل منفصل وفقًا للدالة التالية:

$$\Delta p_t = \alpha_0 - \alpha_1 (p - p^*)_{t-1} - \alpha_2 (p^d - p^{d*})_{t-1} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t$$

- نموذج فجوة الأسعار المحلية والأجنبية كسلسلة واحدة وفقًا للدالة التالية:

$$\Delta p_t = \alpha_0 - \alpha_1 [(p - p^*)_{t-1} + (p^d - p^{d*})_{t-1}] + \sum_{j=1}^{n} \beta_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t$$

حيث: ΔP_t **: معدل التضخم الفعلي، حيث** $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$

P_t: الرقم القياسي لأسعار المستهلك (2010=100)

P_t^* : الرقم القياسي لأسعار المستهلك التوازني.

α_1 : سرعة التكييف بين مستوي الأسعار الفعلي P_t ومستوي الأسعار التوازني P_t^* بفترة إبطاء.

β_j : معلمة تقيس أثر التضخم الفعلي المبطأ في المدي القصير.

P^{d*} : مستوي الأسعار المحلية التوازنية مقاسة وفقًا للأسعار الأجنبية التوازنية.

المصدر: إعداد الباحثان باستخدام برنامجي STATG15.2، Eviews9.5.

(2) تحليل أثر محددات التضخم على الاستقرار الاقتصادى فى مصر باستخدام منهج اختبار الحدود للتكامل المشترك The Bounds Testing Approach to Co integration :

تم تحديد متغيرات نموذج محددات التضخم والتي تؤثر علي الاستقرار الاقتصادي في مصر بالاستناد إلي العديد من الدراسات المرجعية علي النحو التالي:

$$CPI_t = \mathcal{F}(CPI_{(t-p)}, MEXT_{(t-q1)}, EXR_{(t-q2)}, IUVI_{(t-q3)}, gapRGDP_{(t-q4)}, EXCED_{(t-q5)}, BonGDP_{(t-q6)}, FORM_{(t-q7)})$$

حيث:

CPI_t : التضخم المحلي مقاس بالرقم القياسي لسعر المستهلك(%سنوي)

$MEXT_t$: نسبة الافراط النقدي $Mext/GDP_{Real}$

EXR_t: سعر الصرف الرسمي للعملة المحلية مقابل $

$IUVI_t$: التضخم المستورد مقاسًا بالرقم القياسي لسعر وحدة الواردات(2017=100).

$gapRGDP_t$: فجوة الناتج.

$EXCED_t$: الطلب الزائد بالمليار جنية.

$BonGDP_t$: المديونية العامة كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي النقدي

$FORM_t$: حجم الاحتياطي النقدي من العملة الاجنبية بالمليون جنية

ولتحديد رتبة التكامل المشترك للمتغيرات المدروسة تم اختبار جذر الوحدة Augmented Dickey-Fuller Test، وأوضحت النتائج بجدول (1) بالملحق سكون بعض متغيرات الدراسة بعد الحصول علي الفروق الأولي لها أي أن المتغيرات محل الدراسة ($MEXT_t$، EXR_t، $IUVI_t$، $EXCED_t$، $BonGDP_t$، $FORM_t$) غير مستقرة في المستوي ولكنها مستقرة في التفاضل الأول، أي متكاملة من الرتبة واحد [I(1)]. بالتالي فإن أحد حلول عدم استقرار السلسلة هو أخذ الفرق، لكن إجراء انحدار للمتغيرات في صورة فروق يؤدي إلي فقدان خصائص المدي الطريل، حيث أن التكامل المشترك بين المتغيرات غير المستقرة يمنع الزيادة في خطأ علاقة المدي الطويل، أي أن بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة إذا ما أخذت كل علي حده، ولكنها تكون مستقرة كمجموعة[16].

ومن الجدير بالذكر أنه وفقًا لأختبار جذر الوحدة يتم اختيار النموذج[31] الذي يمكن تطبيقة علي المتغيرات محل الدراسة فإذا كانت جميع المتغيرات مستقرة في المستوي يتم استخدام طريقة OLS,VAR، أما إذا كانت جميع المتغيرات غير مستقرة في المستوي يتم استخدام طريقة VECM، أو اختبار السببية، أما إذا كانت المتغيرات بعضها مستقر في المستوي والآخر عند أخذ الفرق يتم أستخدام نماذج ARDL .

وبناءًا علي ما سبق تم استخدام منهجية الدمج بين نموذجي AR,DL أو ما يسمي بنماذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة The Autoregressive Distributed Lag Approach [ARDL(p,q)]، المقترح من قبل Pesaran and Shin (1999) من خلال استخدام منهج اختبار الحدود للتكامل المشترك[27،28،30] The Bounds Testing Approach to Co integration، وذلك لتقدير مرونات الأجلين الطويل والقصير، وبناءًا علي متغيرات الدراسة السابق ذكرها يمكن تقدير نموذج ARDL(p,q_1,q_2,….q_n) وفقًا للصيغ التالية:

$$\Delta CPI_t = \beta_0 + \pi_1 CPI_{t-1} + \pi_2 MEXT_{t-1} + \pi_3 EXR_{t-1} + \pi_4 IUVI_{t-1} + \pi_5 gapGDP_{t-1} + \pi_6 EXCED_{t-1} + \pi_7 BonGDP_{t-1} + \pi_8 FORM_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta CPI_{t-1} + \sum_{i=1}^{q1} \delta_1 \Delta MEXT_{t-1} + \sum_{i=1}^{q2} \delta_2 \Delta EXR_{t-1} + \sum_{i=1}^{q3} \delta_3 \Delta IUVI_{t-1} + \sum_{i=1}^{q4} \delta_4 \Delta gapGDP_{t-1} + \sum_{i=1}^{q5} \delta_5 \Delta EXCED_{t-1} + \sum_{i=1}^{q6} \delta_6 \Delta BonGDP_{t-1} + \sum_{i=1}^{q7} \delta_7 \Delta FORM_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث تعبر β_0 عن المعلمة التقاطعية، ε حد الخطأ العشوائي، π_i معاملات المدي الطويل، γ_i، δ_j معاملات المدي القصير، كما أن أثر المدي الطويل لمتغير $\Delta MEXT_{t-1}$ علي سبيل المثال عبارة عن $[-\pi_2/\pi_1]$، كما أن أثر المدي القصير لمتغير نسبة الافراط النقدي عبارة عن معامل الفرق الأول δ_1،

كما تم تقدير نماذج ARDL-UECM: وفقًا للصيغ التالية:

$$\Delta CPI_t = \beta_0 + \delta_1 \Delta MEXT_t + \delta_2 \Delta EXR_t + \delta_3 \Delta IUVI_t + \delta_4 \Delta gapRGDP_t + \delta_5 \Delta EXCED_t + \delta_6 \Delta BonGDP_t + \delta_7 \Delta FORM_t + \psi ECT_{t-1}$$

$$ECT_{t-1} = CPI_{t-1} - \alpha - \beta_1 MEXT_{t-1} - \beta_2 EXR_{t-1} - \beta_3 IUVI_{t-1} - \beta_4 gapRGDP_{t-1} - \beta_5 EXCED_{t-1} - \beta_6 BonGDP_{t-1} - \beta_7 FORM_{t-1}$$

حيث تعبر ECT_{t-1} عن حد تصحيح الخطأ، و ψ عن سرعة التصحيح.

وقد تم التوصل إلي الصيغة الأكثر معنوية إحصائية وتتفق والمنطق الاقتصادي وبفترات إبطاء مختلفة للتضخم المحلي في ظل المتغيرات التفسيرية السابق الإشارة إليها بعد اجراء عدة محاولات، وقد تم الوصول إلي صيغة نموذج ARDL(p , q) من خلال أقل قيمة للمعايير المعلوماتية AIC,SC,HQ، ووفقًا لأختبار الحدود فإن توزيع F غير عياري، حيث يتم استخدام القيمتين الحرجتين (من جدول Pesaran 2001)[27]، وقد أوضحت نتائج جدول(4) أن تلك المتغيرات متكاملة عند مستوي معنوية 10%، حيث تبلغ قيمة إحصاء F-statistic نحو 3.18، وهي أكبر من القيم الحرجة للحد الأعلي المناظر والذي يبلغ حوالي 2.89 عند مستوي معنوية 10%، ومن ثم فإن فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات يتم رفضها، ويعني ذلك وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات في النموذج المستخدم. كما أوضحت نتائج التقدير بجدول (4) ما يلي:

- وجود أثر موجب ومعنوي إحصائيًا لنسبة الإفراط النقدي علي التضخم المحلي في المدي القصير والمدي الطويل، الأمر الذي قد يرجع إلي زيادة حجم الإفراط النقدي عن الناتج المحلي الحقيقي، وبالتالي فإن كمية النقد الزائد عن المستوي الأمثل لها تأثير إيجابي علي عدم استقرار الأسعار، هذا وقد بلغ معاملي المرونة حوالى (1.1)،(0.46) علي مستوي المدي القصير والمدي الطويل علي الترتيب، وهذا يعني أن زيادة نسبة الإفراط النقدي بنسبة 1% سوف يؤدي إلي زيادة التضخم المحلي بحوالى 1.1% في المدي القصير، وحوالى 0.46% في المدي الطويل، مما يعني تحسن الوضع علي المدي الطويل.
- وجود أثر موجب ومعنوي إحصائيًا لسعر الصرف الرسمي للعملة المحلية مقابل الدولار علي التضخم المحلي في المدي القصير والمدي الطويل، الأمر الذي يعني تدهور قيمة العملة المحلية مقابل ارتفاع قيمة العملة الأجنبية نتيجة زيادة الطلب عليها لتغطية الواردات، ويترتب علي ذلك انخفاض التنافسية الدولية نظرًا لارتفاع أسعار السلع المستوردة مقارنة بأسعار السلع المحلية، وهذا الأمر يعكس اتساع فروق التضخم في مواجهة الشركاء التجاريين مما يؤثر سلبًا علي استقرار الاقتصاد الكلي، وذلك نظرًا لأن برنامج الإصلاح الاقتصادي الذي نفذته مصر بالتعاون مع صندوق النقد الدولي خلال الفترة (2016-2019) لاحتواء الاختلالات الاقتصادية تبني عدد من الإجراءات من بينها رفع مستويات مرونة سعر صرف العملة المحلية، بما فرض ضغوطات سعرية أدت إلى ارتفاع معدل التضخم. هذا وقد جاءت نتائج النموذج لتؤكد ذلك حيث بلغت مرونتي المدي القصير والطويل علي التوالي حوالى (5.5)،(7.07).
- وجود أثر موجب في المدي القصير والمدي الطويل للرقم القياسي لسعر وحدة الواردات علي التضخم المحلي، ويزداد مع زيادة اعتماد الاستهلاك المحلي علي الواردات (يؤدي إلي نقل التضخم المستورد إلي التضخم المحلي من خلال السلع الأجنبية) خاصة في بلد مستورد صافي للغذاء، ولكن لم تثبت معنويتها الإحصائية علي المدي الطويل. هذا وقد بلغ معاملي المرونة حوالى (0.23)،(0.122) علي مستوي المدي القصير والمدي الطويل علي الترتيب، وهذا يعني أن زيادة سعر وحدة الواردات بنسبة 1% سوف يؤدي إلي زيادة التضخم المحلي بحوالى 0.23% في المدي القصير، وحوالى 0.12% في المدي الطويل.
- وجود أثر موجب ومعنوي إحصائيًا للطلب الزائد علي التضخم المحلي في المدي القصير والمدي الطويل، نظرًا لتزايد الناتج الفعلي عن المأمول مما يعني تزايد الاستهلاك المحلي ومن ثم تزايد التضخم المحلي، هذا وقد بلغ معاملي المرونة نحو(0.19)،(0.47) علي مستوي المدي القصير والمدي الطويل علي الترتيب، وهذا يعني أن زيادة الطلب عن الإمكانيات بنسبة 1% سوف يؤدي إلي زيادة التضخم المحلي بحوالى 0.19% في المدي القصير، وحوالى 0.47% في المدي الطويل، مما يؤثر سلبًا علي استقرار الاقتصاد الكلي في المدي الطويل إذا استمر الوضع الحالي كما هو.
- وجود أثر سالب ومعنوي إحصائيًا للمديونية العامة كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي النقدي علي التضخم المحلي في المدي القصير والمدي الطويل، وهذا لا يتفق والمنطق الاقتصادي وإن كان الناتج المحلي مقاس بالأسعار الجارية، حيث يتضح من تحليل الاتجاه العام لكل من الثلاث متغيرات"عجز الموازنة العامة، الناتج المحلي مقاس بالأسعار الجارية، ومعدل التضخم المحلي مقاس بالرقم القياسي لسعر المستهلك(%سنوي)" وجود الاتجاهات الزمنية القوية الموجبة، والتي تشير إلي حده الاتجاة للتزايد بمرور الزمن، وعلي غرار ما سبق ذكره من نتائج نموذج P-Star إلي ضرورة السماح بالاتجاه العشوائي في متغير الأسعار حتي يمكن الحصول علي الارتباط السلبي بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والتضخم المحلي، وأنه لا يمكن الحصول علي هذه العلاقة السلبية في نموذج الانحدار التقليدي بسبب الاتجاهات الزمنية القوية في كلا المتغيرين.
- وجود أثر سالب ومعنوي إحصائيًا لحجم الاحتياطي النقدي من العملة الأجنبية علي التضخم المحلي في المدي القصير والمدي الطويل، مما يشير إلي إمكانية تحقيق الاستقرار الاقتصادي بزيادة حجم الاحتياطي النقدي وذلك لأنة بمثابة رصيد يكفي لسداد فاتورة الواردات ودفع الديون المستحقة على الدولة ومن ثم له القدرة على التأثير في أسعار الصرف وتوفير بيئة اقتصادية مستقرة.
- لقد تبين أن معامل حد تصحيح الخطأ سالب الإشارة ومعنوي إحصائيًا وهذا يعني أن التضخم المحلي ومحدداته لهم تكامل مشترك عندما يكون التضخم المحلي متغيرًا تابعًا، مما يدعم هذا التأثير في النماذج الحركية القصيرة والطويلة الأجل.

وبإجراء تحليل مكونات التباين للمتغيرات المستقلة بدالة التضخم (جدول5)، أتضح ما يلي:

- أكبر مكون للتضخم في المدي القصير هو التضخم ذاته، حيث يمثل نحو 100% من محددات التضخم المدروسة، بينما تنخفض هذه النسبة خلال المدي الطويل لتصل إلي نحو 30.5%؛ مما يعني ضرورة الأهتمام بالتضخم بفترات إبطاء كمتغير مستقل عند التنبؤ لما له من تأثير قوي علي مستوي التضخم في الفترة الحالية، بينما يزداد تأثير متغير نسبة الأفراط النقدي عن باقي المتغيرات المدروسة بمرور الزمن، يلية كل من حجم الاحتياطي النقدي من العملة الاجنبية، والتضخم المستورد مقاسًا بالرقم القياسي لسعر وحدة الواردات ولكن بدرجة تأثير أقل علي المدي الطويل.
- أكبر مكون لنسبة الافراط النقدي في المدي القصير هو المتغير ذاته بنحو 78.2%، بينما يمثل معدل التضخم المحلي النسبة الباقية أي بنحو 21.8%، وتنخفض هذه النسبة خلال المدي الطويل بعد ثلاث فترات إبطاء ولكنها تعود للتزايد مرة أخري، ويشارك معدل التضخم المحلي متغير حجم الاحتياطي النقدي في مكونات التباين لمتغير نسبة الافراط النقدي في المدي الطويل.
- أكبر مكون لحجم الاحتياطي النقدي في المدي القصير هو المتغير ذاته بنحو 67.2%، بينما تمثل نسبة الافراط النقدي تقريبًا النسبة الباقية 29.6%، بينما تنخفض هذه النسبة بعد فترة إبطاء واحدة ليشاركها كل من نسبة الافراط النقدي، ومعدل التضخم المحلي، وإن كان متغير التضخم المستورد مقاسًا بالرقم القياسي لسعر وحدة الواردات له تأثير أقل منهما علي المدي الطويل.
- أكبر مكون للتضخم المستورد في المدي القصير هو المتغير ذاته، حيث يمثل نحو 85.9%، بينما يمثل حجم الاحتياطي النقدي نحو 12.9%، بينما تنخفض هذه النسبة خلال المدي الطويل ليشاركها كل من معدل التضخم المحلي، وحجم الاحتياطي النقدي.

يستخلص مما سبق ضرورة الإهتمام بإدخال متغيرات التضخم المحلي، نسبة الإفراط النقدي، حجم الاحتياطي النقدي، والتضخم المستورد بفترات إبطاء كمتغيرات مستقله عند التنبؤ لما لها من تأثير قوي ومتبادل علي مستوي التضخم في الفترة الحالية.

جدول 4. نتائج التكامل المشترك لأثر محددات التضخم على الاستقرار الاقتصادى فى مصر باستخدام اختبار الحدود Bound Test خلال الفترة(1995-2019)

Model	ARDL Dependent Var.; CPI_t			ARDL Bounds Test Dependent Var.; $\Delta(CPI_t)$			ARDL Cointegrating And Long Run Form Dependent Var.; CPI_t			مرونات
Dynamic reg.	**Coef.**	**t-stat.**	**p value**	**Coef.**	**t-stat.**	**p value**	**Coef.**	**t-stat.**	**p value**	**م. طويل**
CPI_{t-1}	-0.56	-2.15	0.069	-1.715	-4.03	0.005				
$MEXT_t$	1.12	3.03	0.019				0.46	3.84	0.006	
$MEXT_{t-1}$	-0.39	-1.04	0.331	0.78	2.04	0.080				0.455
EXR_t	5.45	3.67	0.008				8.46	5.19	0.001	
EXR_{t-1}	7.74	2.62	0.035	12.13	2.36	0.050				7.073
$IUVI_t$	0.22	3.69	0.008				0.139	3.67	0.008	
$IUVI_{t-1}$				0.21	1.83	0.110				0.122
$EXCED_t$	0.19	1.96	0.091				0.516	5.80	0.001	
$EXCED_{t-1}$	0.62	3.17	0.016	0.806	2.62	0.034				0.470
$BonGDP_t$	-3.06	-3.20	0.015				-3.023	-5.06	0.001	
$BonGDP_{t-1}$	-1.65	-2.53	0.039	-4.291	-2.17	0.066				-2.50
$FORM_t$	-0.0001	-3.15	0.016				-0.0001	-5.26	0.001	
FORM t-1	-0.0001	-3.15	0.016	-0.0002	-2.34	0.052				-0.0001
C	-62.22	-3.18	0.016	-63.99	-1.74	0.126	-39.9	-3.08	0.018	م. قصير
$\Delta(MEXT_t)$				0.93	1.79	0.116	1.106	11.31	0.000	1.106
$\Delta(EXR_t)$				3.99	2.05	0.080	5.518	12.66	0.000	5.518
$\Delta(IUVI_t)$							0.230	5.32	0.001	0.230
$\Delta(EXCED_t)$				0.08	0.66	0.532	0.190	4.19	0.004	0.190
$\Delta(BonGDP_t)$				-2.78	-2.05	0.079	-3.019	-9.12	0.000	-3.019
$\Delta(FORM_t)$				-0.0001	-1.55	0.165	-0.0001	-14.33	0.000	-0.0001
ETC_{t-1}							-1.521	-8.80	0.000	
R^2, $\bar{R}^2$	0.97, 0.91			0.94, 0.81			F-Bounds test =3.18*, Denotes rejection the null at 10% level of significance. - Bound Testing Critical Values:			
F-statistic	16.6[0.000]			7.53[0.00]						
Akaike criter.	4.27			4.96						
Schwarz criter.	5.011			5.70			10%; 1.92 [I(0)], 2.89 [I(1)]			
Hannan-Q criter.	4.44			5.14			5 %; 2.17 [I(0)], 3.21 [I(1)]			
D_W	2.31			3.08			1 %; 2.73 [I(0)], 3.9 [I(1)]			

حيث:

CPI_t : معدل التضخم المحلي مقاس بالرقم القياسي لسعر المستهلك(%سنوي)

$MEXT_t$: نسبة الافراط النقدي $Mext/GDP_{Real}$

EXR_t: سعر الصرف الرسمي للعملة المحلية مقابل $

$IUVI_t$:التضخم المستورد مقاسًا بالرقم القياسي لسعر وحدة الواردات(100=2017).

π_8 :π_2: معاملات المدي الطويل

$EXCED_t$:الطلب الزائد بالمليار جنية.

$BonGDP_t$: المديونية العامة كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي النقدي.

$FORM_t$: حجم الاحتياطي النقدي من العملة الاجنبية بالمليون جنية

δ_1:δ_7 : معاملات المدي القصير(أثر المدي القصير مباشرة).

ECT_{t-1} : حد تصحيح الخطأ

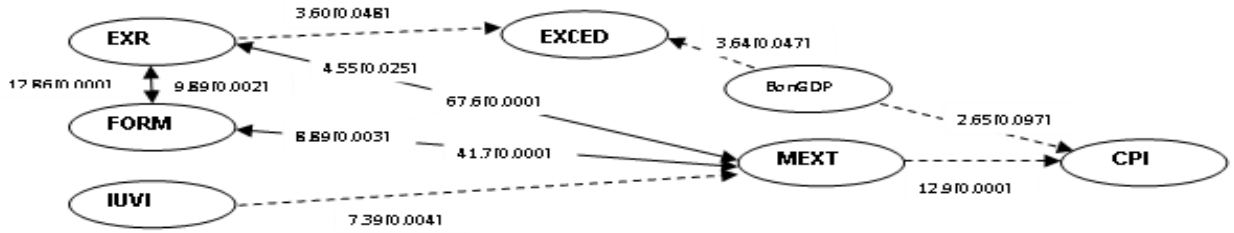
المصدر: إعداد الباحثان باستخدام برنامجي Eviews9.5، Gretl.

جدول 5. تحليل مكونات التباين لمحددات التضخم بمصر Variance Decomposition of CPI

Period	S.E.	CPI	MEXT	FORM	IUVI	EXR	S.E.	CPI	MEXT	FORM	IUVI	EXR
				CPI						MEXT		
1	2.43	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.45	21.80	78.20	0.00	0.00	0.00
2	5.01	43.28	37.93	8.38	9.71	0.70	3.12	14.03	68.90	13.58	1.77	1.72
3	5.52	37.22	41.38	8.79	10.71	1.90	3.94	18.17	44.77	28.10	5.15	3.81
4	5.91	38.72	42.26	7.66	9.33	2.04	5.22	24.29	26.23	39.90	7.36	2.23
5	6.03	37.63	42.41	7.39	9.21	3.36	6.36	23.83	27.29	42.09	5.23	1.56
6	6.92	31.97	40.29	8.79	15.98	2.97	7.40	21.36	31.96	39.44	6.08	1.15
7	7.21	32.30	37.09	11.56	16.17	2.88	8.41	19.14	36.68	36.01	7.10	1.07
8	7.36	31.87	35.99	13.42	15.54	3.18	9.42	17.99	39.17	34.50	7.17	1.16
9	7.53	30.52	37.04	12.95	16.45	3.05	10.66	16.28	42.71	32.52	7.29	1.20
10	7.57	30.61	36.79	13.16	16.38	3.06	12.23	14.11	46.82	30.50	7.37	1.21
				FORM						IUVI		
1	33943	3.26	29.56	67.18	0.00	0.00	6.97	1.18	0.01	12.93	85.88	0.00
2	72226	33.02	44.12	17.28	4.12	1.46	12.76	10.89	4.24	33.97	50.89	0.01
3	79347	32.55	42.99	17.05	4.81	2.61	15.88	18.96	5.04	36.23	39.68	0.09
4	96351	26.20	32.96	18.57	18.00	4.27	17.88	21.76	3.99	39.34	33.92	0.98
5	125278	24.85	20.88	27.52	24.18	2.56	18.83	23.62	4.14	40.16	30.81	1.27
6	139562	26.59	17.72	33.51	19.69	2.49	19.26	25.32	3.97	39.66	29.79	1.27
7	147627	26.86	18.17	34.34	18.24	2.40	19.43	25.91	3.94	39.22	29.63	1.30
8	153684	26.57	19.52	33.83	17.87	2.21	19.53	25.76	4.06	38.80	30.06	1.32
9	158111	26.78	19.87	33.56	17.65	2.13	19.71	25.36	4.51	38.32	30.51	1.30
10	162532	26.27	21.30	32.82	17.56	2.05	19.83	25.28	4.83	38.08	30.51	1.30

المصدر: إعداد الباحثان.

• **العلاقة السببية بين التضخم ومحدداته في مصر:**
تم اختبار مدي وجود علاقة سببية أو تبادلية بين التضخم المحلي ومحدداته، باستخدام اختبار جرانجر للسببية Pairwise Granger Causality Tests، والتي يوضحها الشكل رقم (4) والذي يتضمين النتائج المعنوية إحصائيًا وتتفق والمنطق الاقتصادي، وقد تبين أن التضخم المستورد يتسبب في نسبة الافراط النقدي، كما أن هناك علاقة تبادلية بين نسبة الأفراط النقدي وكل من حجم الاحتياطي النقدي وكذلك سعر الصرف الرسمي كل علي حدة وأن كلا المتغيربين"سعر الصرف الرسمي وحجم الاحتياطي النقدي بينهما علاقة تبادلية، مما يشير في النهاية إلي العلاقة السببية المباشرة التأثير لمتغير نسبة الأفراط النقدي بعد تأثيرة وتأثره بتلك المتغيرات علي التضخم المحلي، كما أن كل من متغيري المديونية العامة كنسبة من الناتج وسعر الصرف الرسمي لهما تأثير مباشر علي الطلب الزائد، بينما توجد علاقة سببية وحيدة الاتجاه من متغير المديونية العامة كنسبة من الناتج إلي التضخم المحلي.
مما سبق يتبين أنه من الصعوبة بمكان دراسة محددات التضخم كلا علي حده بمعزل عن الآخر أو أن أحدها يؤثر دون غيره، وذلك لكونها تنطوي علي العديد من العلاقات المتشابكة والمركبة التأثير فيما بينها، وقد جاءت تلك النتائج لتؤكد تحليل مكونات التباين لمحددات التضخم السابق الإشارة إليه.



شكل 4. ملخص نتائج اختبارات جرانجر للسببية بين المتغيرات التي يشملها نموذج محددات التضخم بمصر خلال الفترة (1995-2019)
ملحوظة: تم تكوينها وفقا لأختبار "Pairwise Granger Causality Tests" والقيم علي الأسهم تشير إلي قيمة F-Statistic، أما القيم بين الاقواس المربعة عبارة عن p values .

حيث : CPI : معدل التضخم المحلي مقاس بالرقم القياسي لسعر المستهلك(%سنوي)
$MEXT_t$: نسبة الافراط النقدي $Mext/GDP_{Real}$
EXR_t : سعر الصرف الرسمي للعملة المحلية مقابل $
$IUVI_t$: التضخم المستورد مقاسًا بالرقم القياسي لسعر وحدة الواردات(100=2017).
$EXCED_t$: الطلب الزائد بالمليار جنية
$BonGDP_t$: المديونية العامة كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي النقدي.
$FORM_t$: حجم الاحتياطي النقدي من العملة الاجنبية(الاصول الاجنبية) مليون جنية
المصدر: إعداد الباحثان.

(3) تحليل محددات تضخم أسعار الغذاء فى مصر باستخدام منهج اختبار الحدود للتكامل المشترك The Bounds Testing Approach to Co integration:

سيظل النظام الغذائي جزءًا أساسيًا من الاقتصاد المصري، حيث يساهم نظام الأغذية الزراعية "Agri-food System" في مصر بنسبة 24.5٪ في الناتج المحلي الإجمالي، مع الأخذ في الاعتبار كل من الزراعة وتجهيز الأغذية بالإضافة إلى أنظمة المدخلات والتجارة ذات الصلة، ومن أجل التحول للاقتصادي الشامل وخلق فرص العمل، لابد من تسريع النمو الموازي في القطاعات غير الزراعية لاستيعاب العمالة الزراعية وزيادة الطلب على الأغذية الزراعية[33,24].

ففي نوفمبر 2016 سمح البنك المركزي المصري للجنيه المصري بالتعويم مما أدى إلي تراجع قيمة العملة لتبلغ نحو 18 جنيهًا مقابل الدولار الواحد، وبالتزامن مع تخفيض قيمة العملة، فقد تجاوز التضخم 30% عام 2017، مما أدى إلى تآكل القوة الشرائية للعديد من المصريين، وفي ظل هذه الظروف الاقتصادية الكلية أصبح سوق التجزئة للأغذية والمشروبات المصري حساسًا بشكل متزايد للأسعار، خاصةً بالنسبة للمستهلكين ذوي الدخل المتوسط والمنخفض[34].

وفي عام 2019 قدم البنك المركزي المصري حزمة تحفيز مالي بقيمة 6.25 مليار دولار لمختلف الصناعات المحلية (من بينها قطاع تصنيع الأغذية)، للإنتاج محليًا بدلا من الاستيراد، حيث يساهم هذا القطاع بحوالى 6 % (17.5 مليار دولار) من الناتج المحلي الإجمالي لعام 2019 (302 مليار دولار– وفقًا لتقديرات صندوق النقد الدولي)، وعلى الرغم من التحسن المستمر إلا أن الإنتاج المحلي لا يزال محدودًا من حيث الجودة والتنوع، مما يدفع المستهلكون ذو الدخل المرتفع لزيادة الطلب على المنتجات المستوردة، بينما يستبدل المستهلكون ذو الدخل المنخفض والمتوسط الواردات بالبدائل المحلية. وتجدر الإشارة إلى أن واردات مصر من المنتجات الغذائية بلغت عام 2019 حوالى 2.9 مليار دولار "بنسبة زيادة 16% عن نظيرتها عام 2018 البالغة 2.5 مليار دولار"، إذ كان المصدرون الرئيسيون لتلك المنتجات عام 2019 هم الاتحاد الأوروبي بنسبة 44%، والبرازيل بنسبة 25%، والهند بنسبة 16%، ونيوزيلندا بنسبة 8%، والولايات المتحدة 6%[34].

ولتحليل تضخم أسعار الغذاء فى مصر: تم تحديد متغيرات النموذج بالاستناد إلي العديد من الدراسات المرجعية علي النحو التالي:

$$FCPI_t = F\left(FCPI_{(t-p)}, CExp_{(t-q1)}, Subsidies_{(t-q2)}, Vadd_{(t-q3)}, FoodEX_{(t-q4)}, FoodIM_{(t-q5)}\right)$$

حيث:
$FCPI_t$: معدل التضخم (%)، مقاس بالرقم القياسي لقسم الطعام والشراب 2010=100.
$CExp_t$: انفاق استهلاكي"استهلاك عائلي بأسعار السوق" بالمليون جنية.
$Vadd_t$: القيمة المضافة لصناعة المواد الغذائية والمشروبات بالمليون جنية.
$Subsidies_t$: دعم السلع التموينية والخبز بالمليون جنية.
$FoodEX_t$: قيمة الصادرات الغذائية بالمليون جنية.
$FoodIM_t$: قيمة الواردات الغذائية بالمليون جنية.

وفقًا لأختبار جذر الوحدة الواردة بالجدول رقم(2) بالملحق تبين سكون بعض متغيرات الدراسة بعد الحصول علي الفروق الأولي لها أي أن المتغيرات محل الدراسة ($CExp_t$، $Subsidies_t$، $FoodEX_t$، $FoodIM_t$) غير مستقرة في المستوي ولكنها مستقرة في التفاضل الأول، أي متكاملة من الرتبة واحد [I(1)] ، وعليه تم أستخدام نماذج ARDL لاختبار الحدود للتكامل المشترك لتقدير مرونات الأجلين الطويل والقصير، وقد تم تحليل متغيرات النموذج وفقًا للفترة (2000-2019) وذلك لعدم توافر بيانات لمتغير دعم السلع التموينية علي الموقع الإلكتروني لوزارة المالية قبل عام 2000، وقد أوضحت نتائج جدول (6) أن تلك المتغيرات متكاملة عند مستوي 1%، حيث تبلغ قيمة إحصاء F-statistic نحو 10.43، وهي أكبر من القيم الحرجة للحد الأعلي المناظر والذي يبلغ نحو 4.15 عند مستوي معنوية 1%، مما يعني وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات في النموذج المستخدم، ومن خلال نتائج جدول(2) بالملحق تبين استقرار البواقي المحسوبة في نموذج ARDL، مما يعني وجود تكامل مشترك بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية المدروسة، وأن بينهم علاقة توازنية في المدي الطويل. كما أوضحت نتائج التقدير بجدول (6) ما يلي:

- وجود جزء من تضخم أسعار الغذاء في العام الحالي لا يتوقف علي أي من العوامل المدروسة وقد ثبتت معنويته الإحصائية في حالة تقدير النموذج وفق منهج متكامل وفي المدي الطويل.
- وجود أثر موجب لتضخم أسعار الغذاء بفترة إبطاء علي تضخم أسعار الغذاء في العام الحالي، ولكن لم تثبت معنويته الإحصائية.
- وجود أثر موجب ومعنوي إحصائيًا للإنفاق الإستهلاكي من قبل القطاع العائلي علي السلع والخدمات علي تضخم أسعار الغذاء في المدي القصير والمدي الطويل، هذا وقد بلغ معاملي المرونة حوالى (3.7)،(1.24) علي مستوي المدي القصير والمدي الطويل علي الترتيب، وهذا يعني أن زيادة الإنفاق الإستهلاكي بنسبة 1% سوف يؤدي إلي زيادة تضخم أسعار الغذاء بحوالى 3.7% في المدي القصير، وحوالى 1.24% في المدي الطويل، مما يعني أن المدي القصير له تأثير أعلي علي تضخم أسعار الغذاء.

جدول 6. نتائج التكامل المشترك لمحددات تضخم أسعار الغذاء فى مصر باستخدام اختبار الحدود Bound Test خلال الفترة(2000-2019)

Model	ARDL Dependent Var.; ln(FCPI$_t$)			ARDL Bounds Test Dependent Var.; Δ(FCPI$_t$)			ARDL Cointegrating And Long Run Form Dependent Var.; FCPI$_t$			مرونات
Dynamic reg.	Coef.	t-stat.	p value	Coef.	t-stat.	p value	Coef.	t-stat.	p value	م. طويل
ln(FCPI$_{t-1}$)	0.082	0.399	0.699	-0.909	-4.635	0.001				
ln(CExp$_t$)	3.678	2.820	0.020				-1.279	-2.367	0.042	
ln(CExp$_{t-1}$)	4.851	4.151	0.003	1.130	1.848	0.098				1.243
ln(Subsidies$_t$)	0.048	0.078	0.940				0.052	0.077	0.940	
ln(Subsidies$_{t-1}$)				-0.171	-0.370	0.720				-0.188
ln(Vadd$_t$)	1.806	2.475	0.035				-0.246	-0.567	0.584	
ln(Vadd$_{t-1}$)	-2.032	-2.546	0.031	-0.195	-0.457	0.658				-0.214
ln(FoodEx$_t$)	1.910	3.444	0.007				1.623	3.787	0.004	
ln(FoodEx$_{t-1}$)	0.421	1.110	0.296	1.585	3.585	0.006				1.743
ln(FoodIM$_t$)	0.024	0.045	0.965				0.027	0.046	0.965	
ln(FoodIM$_{t-1}$)				0.082	0.186	0.857				0.090
C	5.189	2.411	0.039	4.960	2.531	0.032	5.654	2.117	0.063	م. قصير
Δln(CExp$_t$)				3.723	3.160	0.012	3.702	5.520	0.000	3.702
Δln(Subsidies$_t$)							-0.153	-0.517	0.618	-0.153
Δln(Vadd$_t$)				1.804	2.736	0.023	1.704	3.770	0.004	1.704
Δln(FoodEx$_t$)				1.938	5.455	0.000	1.841	6.004	0.000	1.841
Δln(FoodIM$_t$)							-0.053	-0.176	0.864	-0.053
ETC$_{t-1}$							-0.905	-9.391	0.000	
R^2, $\bar{R}^2$	0.94, 0.88			0.91, 0.83			F-Bounds test =10.43***, Denotes rejection the null at 1% level of significance. - Bound Testing Critical Values:			
F-statistic	16.16[0.000]			10.52[0.000]			10% 2.08 [I(0)], 3.00 [I(1)]			
Akaike criter.	0.292			0.278			5 % 2.39 [I(0)], 3.38 [I(1)]			
Schwarz criter.	0.789			0.775			1 % 3.06 [I(0)], 4.15 [I(1)]			
Hannan-Q criter.	0.376			0.362						
Dw	2.52			2.595						

حيث:

FCPI$_t$: معدل التضخم (%)، مقاس بالرقم القياسي لقسم الطعام والشراب 2010=100.
CExp$_t$: انفاق استهلاكي"استهلاك عائلي بأسعار السوق" بالمليون جنية.
Subsidies$_t$: دعم السلع التموينية بالمليون جنية.
Vadd$_t$: القيمة المضافة لصناعة المواد الغذائية والمشروبات بالمليون جنية.
π_2: π_8 : معاملات المدي الطويل
FoodEX$_t$: قيمة الصادرات الغذائية بالمليون جنية.
FoodIM$_t$: قيمة الواردات الغذائية بالمليون جنية.
ETC$_{t-1}$: حد تصحيح الخطأ.
δ_1:δ_7 : معاملات المدي القصير(أثر المدي القصير مباشرة).
المصدر: إعداد الباحثان باستخدام برنامجي Eviews9.5، Gretl.

- وجود أثر سالب ومعنوي إحصائيًا لدعم السلع التموينية والخبز علي تضخم أسعار الغذاء في المدي القصير والمدي الطويل، هذا وقد بلغ معاملي المرونة حوالى (-0.15)،(-0.19) علي مستوي المدي القصير والمدي الطويل علي الترتيب، وهذا يعني أن زيادة الدعم للسلع التموينية بنسبة 1% سوف يؤدي إلي تقليل تضخم أسعار الغذاء بحوالى 0.15% في المدي القصير، وحوالى 0.19% في المدي الطويل، مما يعني أن الدعم سيكون له تأثير أفضل علي المدي الطويل، الأمر الذي قد يرجع إلي زيادة استهلاك الأسر المصرية للسلع التموينية؛ فوفقًا للتوزيع النسبي للإستهلاك الفعلي السنوي للأسرة علي بنود مجموعة الطعام والشراب بين عامي 2015، 2018/2017، تبين إنخفاض نسبة الإنفاق من حوالى 29.8% إلي 27.8% لمجموعة اللحوم، ومن 13.7% إلي 12.5% لمجموعة الألبان والجبن والبيض، بينما تزايدت نسب الإنفاق علي السلع المدعمة والتي تستنزف جزء كبير من الموازنة العامة للدولة من حوالى 11.2% إلي 13% لمجموعة الحبوب والخبز، ومن حوالى 7.9% إلي 8.8% لمجموعة الزيوت والدهون، ومن حوالى 4.7% إلي 5.5% لمجموعة السكر والأغذية السكرية، وذلك من إجمالي الإنفاق علي الطعام والشراب بين عامي 2015، 2018/2017 علي التوالى[18]. هذا وقد بلغ دعم السلع التموينية 80.5 مليار جنية عام 2018/2017 مقابل 39.4 مليار جنية عام 2015/2014[17]، وبالتالي يعتبر إرتفاع أسعار المواد الغذائية تحديًا للدولة لإنه يجعلها تواجه فواتير استيراد أعلى، فضلًا علي أن ارتفاع أسعار الغذاء العالمية يتسبب في نقل موجات تضخمية في أسعار المواد الغذائية المحلية وخاصة الخبز حيث أن مصر هي أكبر مشتري للقمح علي مستوي العالم.
- وجود أثر موجب ومعنوي إحصائيًا للقيمة المضافة لصناعة المواد الغذائية والمشروبات علي تضخم أسعار الغذاء في المدي القصير، هذا وقد بلغ معامل المرونة حوالى (1.7)، وهذا يعني أن زيادة القيمة المضافة بنسبة 1% سوف يؤدي إلي زيادة تضخم أسعار الغذاء بنحو1.7%. إلا أنه على المدي الطويل توجد علاقة عكسية بين القيمة المضافة لصناعة المواد الغذائية والمشروبات وتضخم أسعار الغذاء، حيث أن زيادة القيمة المضافة بنسبة 1% سوف يؤدي إلي تقليل تضخم أسعار الغذاء بحوالى 0.21%، وهذا التأثير منخفض الأمر الذي قد يرجع إلي أن التحفيز المالي لقطاع تصنيع الأغذية لم يقدم إلا في الأونة الأخيرة.
- وجود أثر موجب ومعنوي إحصائيًا لقيمة الصادرات الغذائية علي تضخم أسعار الغذاء في المدي الطويل، الأمر الذي قد يرجع إلي كون هذا المحدد يأخذ في الأعتبار سعر الصرف، وحيث أن انخفاض سعر الصرف يشجع علي زيادة الصادرات، وبالتالي نقص المتاح من تلك الأغذية في السوق المحلي مما يؤدي إلي أرتفاع أسعار الغذاء، ولكن هناك إمكانية لتحسن الوضع علي المدي الطويل.
- وجود أثر سالب ومعنوي إحصائيًا لقيمة الواردات الغذائية علي تضخم أسعار الغذاء في المدي القصير، في حين تبين وجود أثر موجب ومعنوي إحصائيًا لقيمة الواردات الغذائية علي تضخم أسعار الغذاء في المدي الطويل، ويزداد مع زيادة اعتماد الاستهلاك المحلي علي الواردات، حيث أن تدهور قيمة العملة المحلية مقارنة بعملات الشركاء التجاريين علي المدي الطويل، يعني ارتفاع أسعار السلع المستوردة مقارنة بأسعار السلع المحلية، ويترتب علي ذلك ارتفاع الأسعار محليا، حيث يقوم المصدر الأجنبي بنقل (Pass-Through) عبء التراجع في قيمة العملة المحلية للمستورد والمنتج، مما يؤدي إلي حدوث ضغوط تضخمية.
- كما تبين أن تضخم أسعار الغذاء ومحدداته لهم تكامل مشترك عندما يكون تضخم أسعار الغذاء متغيرًا تابعًا، وذلك لأن قيمة معامل حد تصحيح الخطأ سالبة وتقل عن الواحد الصحيح.

التوصيات:

- ضرورة ربط التوسع النقدي ونسبة السيولة المحلية بمعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، أى مراعاة عدم تزايد كمية النقود المتداولة عن الكمية المثلي، لما لها من تأثير علي التضخم المحلي ومن ثم الاستقرار الاقتصادي.
- عند التخطيط لمستوي التضخم المستهدف لابد من إدخال متغيرات التضخم المحلي، نسبة الإفراط النقدي، حجم الاحتياطي النقدي، والتضخم المستورد بفترات إبطاء كمتغيرات مستقله عند التنبؤ لما لها من تأثير قوي ومتبادل علي مستوي التضخم في الفترة الحالية.
- هناك ضرورة ملحة لدعم وتحفيز قطاع تصنيع الأغذية لزيادة حجمة وإنتاجيته وقدرته التنافسية، لإمكانية إحلال الإنتاج المحلي محل الواردات، حيث لا يزال الإنتاج المحلي من هذا القطاع محدودًا من حيث الجودة والتنوع ويواجه العديد من الصعوبات والتحديات.

المراجع

أشرف لطفي السيد، محمد أصيل شكر(دكاترة)، تقدير الفجوة بين الناتج المحلي الإجمالي الفعلي والناتج المحتمل وأثره علي التضخم في جمهورية مصر العربية، المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية، كلية التجارة، جامعة دمياط، المجلد الثاني، العدد الثاني، الجزء الثاني، يوليو 2020.

البنك الدولى https://www.albankaldawli.org

البنك الدولي، مرصد الاقتصاد المصري، من الأزمة إلي التحول الاقتصادي: إطلاق العنان لإمكانات مصر في الإنتاجية وخلق فرص العمل، نوفمبر2020.

البنك المركزى المصرى، تقرير السياسة النقدية رقم (2020/1)، الصادر في إبريل 2020.

البنك المركزى المصرى، تقرير السياسة النقدية رقم (2020/4)، الصادر في إبريل 2021.

البنك المركزي المصري www.cbe.org.eg

الجهاز المركزي للتعبئة والاحصاء www.capmas.gov.eg

سهير أبو العنين، مؤشرات التضخم في الاقتصاد المصري، مذكرة خارجية رقم (1585)، معهد التخطيط القومي، 1995.

السيد متولي عبدالقادر، دور فجوة الأسعار المحلية والأجنبية في توقع التضخم في مصر: نموذج P-STAR، جامعة القاهرة، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، مجلة النهضة، المجلد 13، العدد 3، 2012.

صلاح محمود حسين(دكتور)، معامل الاستقرار النقدي في الاقتصاد السعودي، مجلة جامعة الملك عبد العزيز، الاقتصاد والإدارة ، المجلد1، 1988.

صندوق النقد العربي، تقرير أفاق الاقتصاد العربي، الإصدار العاشر سبتمبر 2019.

عماد الدين أحمد المصبح، محددات التضخم في سورية خلال الفترة 1970-2004، مجلة العلوم الاجتماعية، جامعة الكويت، مجلس النشر العلمي، المجلد 34، العدد 4، ديسمبر 2006.

فاطمة دحماني، تغيرات أسعار النفط العالمية وتأثير التضخم المستورد في مستويات الأسعار المحلية في الجزائر خلال المدة1986-2016، مجلة جامعة الأنبار للعلم الاقتصادية والإدارية، جامعة الأنبار، كلية الإدارة والاقتصاد، 2018.

فائقة الرفاعى (دكتور)، قضية السيولة فى مصر الأسباب والحلول، المركز المصرى للدراسات الإقتصادية، يوليو 2000.

محمد كامل ريحان(دكتور)، محاضرات في الإحصاء المتقدم(ب)، طلبة الدراسات العليا، قسم الإقتصاد الزراعي، كلية الزراعة، جامعة عين شمس، أعوام مختلفة.

مني حسني جاد، محمد عبد القادر عطاالله (دكاترة)، دراسة قياسية للعلاقات التوازنية طويلة الأجل لبعض المحاصيل الإستراتيجية في مصر، الجمعية المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلة المصرية للإقتصاد الزراعي، المجلد السادس والعشرون، العدد الأول، مارس 2016.

وزارة المالية، جمهورية مصر العربية، التقرير المالي الشهري، أعداد متفرقة.

CAPMAS, Household Income Expenditure and Consumption Survey (HIECS), Various Issues (2015 & 2017/2018), Cairo, Egypt.

Central Bank of Egypt, 2009. Defining the CBE's Core Inflation Measure, October 25.

George Tawadros, 2007. A structural time series test of the P-star model: evidence from the middle east, Applied Financial Economics, VOL 17, NO 6.

https://comtrade.un.org

https://unstats.un.org/unsd/mbs/app/DataSearchTable.aspx

https://www.bruegel.org

IFPRI, 2018. Egypt Seminar: Advancing the Food System for Growth, Job Creation and Better Nutrition in Egypt. Retrieved from https: // egyptssp. ifpri.info/2018/12/20/ifpri-egypt-seminar-advancing-the-food-system-for-growth-job-creation-and-better-nutrition-in-egypt/

Imad A Moosa, 1998. A test of the P-Star model, Applied Economics Letters, VOL 5, NO 7, pages 441-443. http://dx.doi.org/10.1080/135048598354591

Imad A Moosa, 2013. Quantitative Easing as a Highway to Hyperinflation, World Scientific Books, World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd., number 8797, December.

M. Hashem pesaran, 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, journal of applied econometrics, university of Edinburgh.

M. Hashem pesaran, yongcheol shin, 1997. An autoregressive distributed lag modeling approach to co integration analysis, department of applied economics, university of Cambridge.

Maher Hasan & Hesham Alogeel, 2008. Understanding the Inflationary Process in the GCC Region: The Case of Saudi Arabia and Kuwait, IMF Working Papers WP/08/193, International Monetary Fund.

Min B. Shrestha & Guna R. Bhatta, 2018. Selecting appropriate methodological framework for time series data analysis, The Journal of Finance and Data Science, Volume 4, Issue 2, pages 71-89.

Min. B. Shrestha & Khorshed Chowdhury, 2005. ARDL Modeling Approach to Testing the Financial Liberalization Hypothesis, Faculty of Business University of Wollongong.

Robert J. Hodrick & Edward C. Prescott, 1997. "Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation", Journal of Money, Credit, and Banking.

United Nations, Industrial Development Organization, 2020. Agro-Food And Covid-19 In Egypt: Adaptation, Recovery and Transformation, Rapid qualitative assessment.

USDA Foreign Agricultural Service, July 01, 2020. Egypt Retail Foods, EG2020-0032.

الملاحق

جدول 1. نتائج اختبار جذر الوحدة لـ Augmented Dickey-Fuller Test لأثر محددات التضخم على الاستقرار الاقتصادى في مصر

المتغير		مع حد ثابت (η_μ)		مع حد ثابت واتجاه عام ($\eta_{\mu\tau}$)		النتيجة ، حالة التكامل
		Test statistic	AIC	Test statistic	AIC	
CPI_t	المستوي	(-2.80)*	6.25	(-4.19)**	6.02	مستقرة$I(0)$
	الفرق	(-4.16)***	6.49	(-5.61)***	6.55	مستقرة$I(1)$
$MEXT_t$	المستوي	(-1.92)	5.36	(-2.94)	5.25	غير مستقرة
	الفرق	(-4.91)***	5.27	(-4.77)***	5.06	مستقرة$I(1)$
EXR_t	المستوي	(0.44)	3.96	(-1.06)	3.91	غير مستقرة
	الفرق	(-3.62)**	3.97	(-3.76)**	3.99	مستقرة$I(1)$
$IUVI_t$	المستوي	(-1.22)	6.74	(-1.21)	6.80	غير مستقرة
	الفرق	(-4.01)***	6.84	(-4.01)**	6.91	مستقرة$I(1)$
$GAPRGDP_t$	المستوي	(-3.06)**	-5.97	(-2.87)	-5.88	غير مستقرة(Trend)
	الفرق	(-5.61)***	-5.76	(-5.36)**	-5.69	مستقرة$I(1)$
$EXCED_t$	المستوي	(-1.83)	9.81	(-2.25)	9.82	غير مستقرة
	الفرق	(-4.97)***	9.86	(-4.89)***	9.92	مستقرة$I(1)$
$BONGDP_t$	المستوي	(-1.76)	3.66	(-3.56)*	3.44	غير مستقرة(Random walk)
	الفرق	(-3.31)**	3.76	(-3.59)*	3.76	مستقرة$I(1)$
$FORM_t$	المستوي	(0.54)	25.99	(-3.74)**	25.70	غير مستقرة(Random walk)
	الفرق	(-3.22)**	25.98	(-3.46)*	25.99	مستقرة$I(1)$

ملحوظة: -*معنوي عند مستوي معنوية 1%. ** معنوي عند مستوي معنوية5%. * معنوي عند مستوي معنوية10%.**

المصدر: إعداد الباحثان باستخدام برنامج EViews9.5.

جدول 2. نتائج اختبار جذر الوحدة لـ Augmented Dickey-Fuller Test لمحددات تضخم أسعار الغذاء فى مصر

المتغير		مع حد ثابت (η_μ)		مع حد ثابت واتجاه عام ($\eta_{\tau\mu}$)		النتيجة ، حالة التكامل
		Test statistic	AIC	Test statistic	AIC	
$FCPI_{t-1}$	المستوي	(-2.88)*	7.09	(-3.32)*	7.05	مستقرة I(0)
	الفرق	(-3.96)***	7.43	(-5.50)***	7.52	مستقرة I(1)
$CExp_t$	المستوي	(6.50)	25.60	(4.59)	25.70	غير مستقرة
	الفرق	(0.50)**	27.74	(0.145)**	26.56	مستقرة I(1)
$Subsidies_t$	المستوي	(0.299)	21.08	(-1.84)	20.93	غير مستقرة
	الفرق	(-4.06)**	21.14	(-4.31)**	21.08	مستقرة I(1)
$Vadd_t$	المستوي	(0.53)**	23.69	(0.159)**	22.39	مستقرة I(0)
	الفرق	(0.47)**	20.62	(0.160)**	19.83	مستقرة I(1)
$FoodEx_t$	المستوي	(0.61)	19.77	(-1.52)	19.66	غير مستقرة
	الفرق	(-4.4)***	19.84	(-1.83)	19.82	غير مستقرة(Trend)
$FoodIM_t$	المستوي	(0.27)	21.31	(-3.19)	20.96	غير مستقرة
	الفرق	(-3.66)**	21.30	(-3.61)*	21.34	مستقرة I(1)
$RESID01_t$	المستوي	(-3.83)**	-1.40	(-3.59)*	-1.28	مستقرة I(0)
	الفرق	(-11.33)***	-0.62	(-10.99)***	-0.51	مستقرة I(1)

ملحوظة: ***معنوي عند مستوي معنوية 1%. ** معنوي عند مستوي معنوية 5%. * معنوي عند مستوي معنوية 10%.

المصدر: إعداد الباحثان باستخدام برنامج EViews9.5.

An Econometric Study of The Impact of Headline and Food Price Inflation Determinants on Economic Stability in Egypt

Mona H. G. Ali and M. A. Attala *

Agricultural Economics Research Institute - Agriculture Research Center

ABSTRACT

The research mainly aimed to study the impact of the determinants of headline and food price inflation on economic stability in Egypt; the most important results are as follows: The excess ratio variable and the cash reserve, two of the most important determinants of domestic inflation. The domestic price gap has a positive impact on domestic inflation rate, whereas the foreign price gap has a smaller impact on Egypt's inflation rate. The results also confirmed that the inflationary gaps in the Egyptian economy are due to the relative and absolute increase in the real GDP over the potential GDP, which leads to an increase in domestic consumption and consequently a rise in the price level, which has a negative impact on long-term economic stability. The results also indicated that it is difficult to study the determinants of inflation (domestic inflation itself with lag period, the monetary excess ratio, the size of the cash reserve, and imported inflation) each separately from the other, because it involves many relationships composite that influence each other. The rise in food price is a challenge to the government, because it faces greater import bills due to the increase in consumer expenditure by the family sector, as well as the fact that rising international food prices is causing inflationary waves in the prices of domestic foodstuffs. The added value of the food and beverage industry has a negative impact on food price inflation, especially in the long run, due to the shift of a large proportion of the population below the national poverty line to demand domestic goods instead of imports. RecommendationsThe necessity of linking monetary expansion and the domestic liquidity ratio with the rate of GDP growth, taking into that the amount of money liquidity does not increase from the optimal amount, because of its impact on domestic inflation and hence economic stability. When planning the target inflation level, it is necessary to include the variables of domestic inflation, the monetary excess ratio, the size of the cash reserve, and the imported inflation with lag periods as independent variables when forecasting because of their strong and mutual impact on the level of inflation in the current period. There is an urgent need to support and motivate this sector to increase its size, productivity and competitiveness, due to the possibility of replacing imports with domestic production, as domestic production in the food processing sector is still limited in terms of quality and diversity and faces many difficulties and challenges.

Keywords: Food Inflation, Domestic and Foreign Price Gaps, Economic Stability, P-Star Model, Co-Integration.