العلاقة بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر

طالــب الدراســات العليــا: عبدالله الخطيب

الدكتور المشرف: علي كنعان

كلية: الاقتصاد – جامعة: دمشق

المُلخص

إنَّ تسليط الضوء على العلاقة بين التنمية المالية ومعدل التضخم هو موضوع مهم ليس فقط كدراسة أكاديمية تجريبية قابلة للتحقق ولكن أيضاً لتنفيذ سياسات فعالة يمكن أن تسهم في الحد من معدل التضخم وتعزز التنمية المالية. هدف البحث إلى دراسة العلاقة بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر خلال الفترة 1980–2018، تم استخدام كل من اختبار جوهانسن للتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ واختبار السببية لجرانجر في ظل نموذج تصحيح الخطأ واختبار تودا–ياماموتو للسببية ونموذج المربعات الصغرى العادية الديناميكية. أشارت النتائج إلى أنَّ التنمية المالية لم تسهم في تخفيض معدل التضخم في مصر خلال الفترة 1980– 2018 في الأجلين القصير والطويل ولم ينجم عنها آثار تضخمية في نفس الوقت، ويشكل معدل التضخم أحد المعوقات للتنمية المالية في مصر. كما أشارت النتائج إلى وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر خلال نفس الفترة، وهذه العلاقة أحادية الاتجاه، وتمتد من معدل التضخم إلى التنمية المالية وليس العكس. وأنَّ المتغيرات (معدل التضخم والنمو الاقتصادي وسعر الصرف والانفتاح التجاري) مجتمعةً تسبب التنمية المالية في الأجلين القصير والطويل. وبالتالي فإنَّ القيم السابقة لهذه المتغيرات لها قوة تنبؤية في التأثير على القيم الحالية والمستقبلية للتنمية المالية. ولا يمكن الاعتماد على مؤشر التنمية المالية في التنبؤ بمعدل التضخم في مصر في الأجلين القصير والطويل.

الكلمات المفتاحية: التنمية المالية، التضخم، اختبار جرانجر للسببية، اختبار تودا–ياماموتو للسببية

The Relationship between Financial Development and Inflation Rate in Egypt

ABSTRACT

Highlighting the Relationship between Financial Development and Inflation is an important topic not only as a verifiable empirical academic study but also for implementing Effective Policies that can contribute to reducing the Inflation Rate and promoting Financial Development. The aim of the research was to study the Relationship between Financial Development and Inflation in Egypt during the period 1980-2018. Johansen's Test for Co-integration, Error Correction Model, Granger's Causality Test under Error Correction Model, Toda-Yamamoto Causality Test and Dynamic Ordinary Least Squares Model were used. The results indicated that Financial Development did not contribute to reducing the Inflation Rate in Egypt during the period 1980-2018 in the short and long terms and did not result in Inflationary Effects at the same time, and the Inflation Rate constitutes one of the obstacles to Financial Development in Egypt. The results also indicated the existence of a long-term Equilibrium Relationship between Financial Development and Inflation Rate in Egypt during the same period, and this Relationship is Unidirectional, and extends from the Inflation Rate to Financial Development and not the other way around. And that the variables (Inflation Rate, Economic Growth, Exchange Rate and Trade Openness) jointly cause Financial Development in the short and long term. Thus, the past values of these variables have predictive power in influencing the current and future values of Financial Development. It is not possible to rely on the Financial Development Index in predicting the Inflation Rate in Egypt in the short and long terms.

Key Words: Financial Development, Inflation, Granger Causality Test, Toda-Yamamoto Causality Test.

المقدمة:

تُعيق معدلات التضخم المرتفعة النمو الاقتصادي كونها تؤثر بشكل مباشر على القوة الشرائية للمستهلكين، ويؤدي معدل التضخم المنخفض مع تنمية القطاع المالي دوراً حاسماً وأساسياً في تحقيق نمو اقتصادي مستدام ومستقر. لذلك، فإنَّ الحفاظ على معدل التضخم عند مستوى منخفض وتحسين أداء القطاع المالي يعتبران أهدافاً رئيسية لواضعي السياسات لتعزيز النمو الاقتصادي. وبالنظر إلى الأهمية البالغة لكل من معدل التضخم من جهة والتنمية المالية من جهة ثانية في السياسات الإنمائية في الدول النامية، من هنا جاء هذا البحث ليبيّن العلاقة بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر خلال الفترة 1980-2018.

مشكلة البحث:

إنَّ عدم وضوح طبيعة العلاقة بين التنمية المالية والتضخم ناجم عن تضارب النتائج في الدراسات السابقة حول اتجاه العلاقة وطبيعة الأثر الناجم عن التنمية المالية في معدل التضخم أو الأثر الناجم عن معدل التضخم في التنمية المالية، فبينما وجدت بعض الدراسات أنَّ اتجاه العلاقة من معدل التضخم إلى التنمية المالية مثل دراسة (Zaman et al,. 2010) [1] ودراسة (Aboutorabi,2012) [2] ودراسة (Ozturk et al,.2012) [3] ودراسة (معين، 2020) [6] ، هذه الدراسات وجدت أنَّ معدل التضخم يعيق التنمية المالية، إلا أنَّ بعض الدراسات وجدت اتجاهاً آخر للعلاقة يمتد من التنمية المالية إلى التضخم، وبعضها وجد أنَّ التنمية المالية تكبح معدلات التضخم مثل دراسة (Sulaiman et al,.2016) [5] ودراسة (Ouyang et al,.2019) [7] لكن بعض الدراسات وجدت أنَّ التنمية المالية تزيد معدلات التضخم مثل دراسة (Ogbuagu et al,.2014) [4]. لقد شهد النظام المالي المصري تطوراتٍ لافتة منذ عام 1980، تمثلت في العديد من الإصلاحات والتطورات التي عززت من الوصول المالي والعمق المالي والكفاءة المالية للمؤسسات والأسواق المالية، وصدرت العديد من التشريعات التي ساهمت في تحفيز دور النظام المالي في التنمية الاقتصادية، لكن يُلاحَظ أنه لم يتم تسليط

الضوء على العلاقة بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر خلال الفترة 1980 – 2018. وبالتالي تتمثل تساؤلات البحث فيما يلي:

تساؤلات البحث:

هل توجد علاقة تكامل مشترك بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر وما طبيعتها؟

ما هو اتجاه السببية بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر؟

أهمية البحث:

1-إنَّ لاستخدام التحليلات الاقتصادية القياسية وخاصةً اختبارات السببية في تحليل العلاقة بين التنمية المالية ومعدل التضخم أهمية بالغة في الوصول إلى نتائج تفيد المسؤولين عن السياسات الاقتصادية عموماً والسياسة المالية والسياسة النقدية خصوصاً في كل من مصر والدول النامية .

2-قد تكون الآثار الناجمة عن اتجاه العلاقة السببية بين التنمية المالية ومعدل التضخم كبيرة، وذلك اعتماداً على نوع العلاقة الموجودة، حيث أنَّ اتجاه العلاقة يحدد المتغير المُسبِّب والمتغير المستجيب، مما يعطي المسؤولين إشارة البدء في الإصلاح من المتغير المُسبَّب بهدف التأثير على المتغير المستجيب.

أهداف البحث:

يهدف هذا البحث إلى دراسة العلاقة بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر وذلك من خلال:

-اختبار علاقة التكامل المشترك بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر خلال الفترة (1980-2018).

-اختبار العلاقة السببية بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر خلال الفترة (1980-2018).

فرضيات البحث:

الفرضية الأولى: لا توجد علاقة تكامل مشترك بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر خلال الفترة (1980-2018).

الفرضية الثانية: لا توجد علاقة سببية تتجه من معدل التضخم إلى التنمية المالية في مصر خلال الفترة (1980-2018) في الأجل القصير.

الفرضية الثالثة: لا توجد علاقة سببية تتجه من معدل التضخم إلى التنمية المالية في مصر خلال الفترة (1980-2018) في الأجل الطويل.

حدود البحث:

-**حدود زمانية:** من عام 1980 إلى عام 2018.

-**حدود مكانية:** جمهورية مصر العربية.

منهجية البحث:

تم استخدام المنهج الوصفي التحليلي، بالاعتماد على تحليل السلاسل الزمنية المتعددة باستخدام البرنامج Eviews12 والقيام بإجراء اختبارات الاستقرارية للسلاسل الزمنية، وإجراء اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار جوهانسن Johansen Test لاختبار وجود علاقة التكامل المشترك في الأجل الطويل، واستخدام نموذج تصحيح الخطأ ECM لاختبار وجود علاقة التكامل المشترك في الأجل القصير، كما تم إجراء اختبار جرانجر للسببية Granger Causality Test في إطار نموذج تصحيح الخطأ لمعرفة اتجاه العلاقة السببية بين التنمية المالية ومعدل التضخم في الأجل القصير، بالإضافة إلى استخدام اختبار السببية Toda Yamamoto لمعرفة اتجاه العلاقة السببية بين التنمية المالية ومعدل التضخم في الأجل الطويل. وأخيراً تم استخدام نموذج المربعات الصغرى العادية الديناميكيةDOLS ، لقياس أثر المتغيرات المستقلة في المتغير التابع في الاتجاه الذي يثبت وجود التكامل المشترك فيه.

مصادر البيانات: تم الحصول على البيانات قاعدة بيانات مؤشرات التنمية العالمية التابعة للبنك الدولي(WDI) وقاعدة بيانات التنمية المالية الصادرة عن صندوق النقد الدولي (IMF Financial Development Database) **وقاعدة بيانات** Penn World Table version 10.0

متغيرات البحث:

معدل التضخم (Inflation Rate): ممثلاً بالرقم القياسي لأسعار المستهلك (cpi).

التنمية المالية (Financial Development): تم استخدام **مؤشر التنمية المالية Financial Development (FD):** حيث تم إنشاء مؤشر جديد للتنمية المالية في دراسة عام 2015 معدة من قبل صندوق النقد الدولي.(Sahay et al,.2015) [8] وتم تطوير هذا المؤشر في عام 2016 في دراسة أيضاً لصندوق النقد الدولي. وذلك لقياس جميع أبعاد التنمية المالية وللتغلب على نقاط الضعف التي تعاني منها المتغيرات التقليدية المفردة التي استخدمت بشكل كبير في الأدبيات. (Svirydzenka,2016) [9].

النظم النقدية وأسعار الصرف باستخدام سعر الصرف الحقيقي XR تشكل أحد محددات معدل التضخم بحسب ما جاء في دراسة (Calderón et al,.2009) [10]. كما يشكل أحد محددات التنمية المالية بحسب دراسة (Tsai et al,. 2012) **[11]** ودراسة (Nieh et al,.2001) [12].

مقاييس الانفتاح الدولي، باستخدام الانفتاح التجاري مقاساً بنسبة مجموع الصادرات والواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي. والذي تم استخدامه في دراسة (Alfaro, 2005) [13] كأحد محددات التضخم. وفي دراسة (Ellahi et al,.2021) [14] و (Rajan et al,.2003) [15]. كأحد محددات التنمية المالية.

ومتغيرات دورة الأعمال. باستخدام النمو الاقتصادي مقاساً بلوغاريتم نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة (GDP Per Capita) والذي تم استخدامه أيضاً في دراسة (Alfaro, 2005) [13] كأحد محددات التضخم. وفي دراسة (Ishaq et al,.2015) [16]. لمعرفة تأثير تقلبات دورة الأعمال في معدل التضخم. وفي دراسة (Ellahi et al,.2021) [14]. كأحد محددات التنمية المالية.

الدراسة المرجعية:

1."Impact of Financial Development on Inflation: Evidence from Pakistan (1974-2007)", (Zaman et al,.2010)[1]

"أثر التنمية المالية في التضخم: دليل من باكستان (1974-2007)"

بحثت هذه الدراسة في ارتباط وسببية مؤشرات التنمية المالية تجاه الاتجاه التضخمي في باكستان للفترة 1974-2007. وما إذا كان التضخم والتنمية المالية متكاملين؟ باستخدام

اختبار جوهانسن واختبار الحدود للتكامل المشترك. كما تم توظيف VAR واستخدام دالة الاستجابة النبضية (IRFs) للتحقيق في آثار صدمات الاقتصاد الكلي. وأشارت النتائج إلى أن مؤشرات التضخم والتنمية المالية متكاملين معاً. وأن هناك علاقة أحادية الاتجاه، تمتد من التضخم إلى مؤشرات التنمية المالية، على المدى الطويل والمدى القصير.

2. " The Effect of Inflation on Financial Development: The Case of Iran" (Aboutorabi,2012) [2]

"تأثير التضخم في التنمية المالية: حالة إيران"

هدفت هذه الورقة البحثية إلى دراسة تأثير التضخم في أداء الأسواق المالية في إيران، ولهذا الغرض، تم اشتقاق مؤشر متعدد من خلال تحليل المكونات الأساسية كمقياس للتنمية المالية وتم استخدام منهج ARDL للتحقيق في تأثير التضخم على الأداء المالي للنظام المصرفي في إيران من 1973 إلى 2007. وكشفت النتائج التجريبية أنَّ معدلات التضخم المرتفعة في إيران جعلت الوسطاء الماليين لا يؤدون وظائفهم بالشكل الأمثل، وكان للتضخم تأثير سلبي كبير على التنمية المالية في إيران.

3. "Relationship between inflation and financial development: Evidence from Turkey" (Ozturk et al,.2012) [3]

"العلاقة بين التضخم والتنمية المالية: دليل من تركيا"

هدفت الدراسة إلى اختبار العلاقة بين التنمية المالية والتضخم في تركيا خلال الفترة 1971–2009، وذلك باستخدام نموذج ARDL Bounds Test، وخلصت الدراسة إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين التنمية المالية والتضخم في الأجلين القصير والطويل خلال الفترة المدروسة، وأنَّ للتضخم أثر سلبي في التنمية المالية في تركيا خلال نفس الفترة.

4. " Financial deepening and inflation in Nigeria: An open economy model approach" (Ogbuagu et al,. 2014)[4]

" العمق المالي والتضخم في نيجيريا: نهج نموذج الاقتصاد المفتوح"

هدف البحث إلى تقييم التأثير قصير المدى وطويل المدى للعمق المالي (وهو أحد أبعاد التنمية المالية) في التضخم في نيجيريا خلال الفترة 1980 إلى 2012 باستخدام نموذج

الاقتصاد المفتوح.. تم استخدام نموذج ARDL واختبار والد واختبار تحلل التباين أظهرت النتائج أن مؤشر حجم الواردات (IMPV) وسعر الصرف (EXCR) في الفترتين الأولى و الثانية على التوالي مهمان لشرح الاختلافات في مؤشر أسعار المستهلك (CPI) على المدى القصير في حين أن جميع المتغيرات الأخرى ليس لها تأثير كبير على CPI . كما أشارت نتيجة المدى القصير إلى متغيرات العمق المالي؛ نسبة عرض النقد بالمعنى الواسع / الناتج المحلي الإجمالي (Fd1) والتي تقيس العمق المالي، ونسبة الائتمان المقدم إلى القطاع الخاص / الناتج المحلي الإجمالي (Fd2) والتي تقيس أيضاً العمق المالي، ليس لها تأثير كبير على مؤشر أسعار المستهلك. بينما على المدى الطويل، يعتبر مؤشر حجم الواردات (impv) وسعر الإقراض الرئيسي (prim) وسعر الصرف (excr) مهمين إحصائياً. كما أشارت النتائج إلى التأثير الإيجابي والملموس للعمق المالي في مؤشر أسعار المستهلك (CPI).

5." Stock Market Development, can it Help Reduce Inflation in SAARC Countries?" (Sulaiman et al,.2016) [5]

"هل يمكن لتنمية سوق الأوراق المالية أن تخفض التضخم في دول رابطة جنوب آسيا للتعاون الإقليمي"

هدفت الدراسة إلى تقييم تأثير تنمية سوق الأوراق المالية على المستوى العام للأسعار في خمسة من دول رابطة جنوب آسيا للتعاون الإقليمي. أظهرت النتائج المقدرة لنموذج المربعات الصغرى العادية في حالة البيانات الزمنية المقطعية (بانل داتا) ونموذج التأثير الثابت ونموذج التأثيرات العشوائية أنَّ نموذج المربعات الصغرى العادية غير قابل للتطبيق وبالتالي تم استخدام التكامل المشترك في حالة البيانات الزمنية المقطعية لمعرفة تقديرات المعاملات غير المتحيزة والموزعة بشكل طبيعي لمعرفة كيفية تأثير تنمية سوق الأوراق المالية في التضخم. أشارت نتائج التقديرات طويلة المدى إلى أنَّ الرسملة السوقية تعمل على تقليل التضخم، وتؤدي القيمة الإجمالية للأسهم المتداولة إلى زيادة التضخم، كما تعمل نسبة الدوران على تقليل التضخم على المدى الطويل. وبالتالي، فإنَّ تنمية السوق المالية يمكن أن تساعد في وضع قيود على التضخم في دول رابطة جنوب آسيا

للتعاون الإقليمي من خلال إدخال المزيد من الشركات لزيادة حجم وكمية معاملات الأسهم، مما يؤدي إلى زيادة الإنتاج.

6. "محددات الاستثمار في سوق الأوراق المالية في مصر خلال الفترة (2003-2017)" (معين، 2020) [6]

هدفت الدراسة إلى تحليل أثر محددات الاستثمار على سوق الأوراق المالية ودور السياسة المالية والنقدية وبعض المتغيرات الأخرى وأيها أكثر تأثيراً على سوق الأوراق المالية خلال الفترة 2003-2017، وتم اتباع طريقة الانحدار التدريجي، وشملت المتغيرات محددات الاستثمار مثل الناتج المحلي الإجمالي ومعدل التضخم والإنفاق العام والإيرادات الحكومية وغيرها، وتوصلت الدراسة إلى أنَّ زيادة معدل التضخم تؤدي إلى انخفاض القوة الشرائية للنقود مما يؤدي إلى نقص المدخرات ونقص الأموال المتجهة إلى الاستثمار بالبورصة.

ما يميز هذا البحث:

يلاحظ من الدراسات السابقة حول هذا الموضوع وجود تباين بين النتائج التي توصلت إليها هذه الدراسات في طبيعة العلاقة بين التنمية المالية ومعدل التضخم من حيث من هو المتغير المُسبِّب؟ وفي أي اتجاه تسير العلاقة السببية بين المتغيرين؟ وهل تساعد التنمية المالية في مكافحة التضخم أم أنَّها تزيد من ارتفاعه؟ وهل يعيق معدل التضخم التنمية المالية؟ ولعل السبب في اختلاف النتائج وعدم وصولها إلى نتيجة حاسمة يعود إلى اختلاف مستويات التنمية المالية والاقتصادية في الاقتصادات المدروسة، واستخدام الدراسات السابقة لمتغيرات لا تقيس الأبعاد الثلاثة للتنمية المالية لكل من المؤسسات والأسواق المالية (على عكس هذا البحث)، وكذلك اعتماد غالبية الدراسات على منهج ARDL Bounds Test والذي يعاني من نقطة ضعف أغفلتها بعض الدراسات وهو أنَّه لا يقبل العلاقة التبادلية (وجود أكثر من متجه وحيد لعلاقة التكامل المشترك)، أيّ لا يمكن تطبيقه في مالم يتم التحقق من وجود علاقة أحادية الاتجاه Montenegro, (2019) [17]. إنَّ تسليط الضوء على العلاقة بين التنمية المالية ومعدل التضخم هو موضوع مهم ليس فقط كدراسة أكاديمية تجريبية قابلة للتحقق ولكن أيضاً لتنفيذ سياسات فعالة يمكن أن تسهم في الحد من معدل التضخم وتعزز التنمية المالية.

الإطار النظري للبحث:

التنمية المالية: "التنمية المالية مفهوم متعدد الأبعاد، ويشكل آلية مهمة محتملة للنمو الاقتصادي على المدى الطويل. أكدت الدراسات الحديثة الارتباط الوثيق بين التنمية المالية والنمو الاقتصادي. يتم تعريف التنمية المالية على نطاق واسع بأنها زيادة في حجم الخدمات المالية للبنوك والوسطاء الماليين الآخرين وكذلك المعاملات المالية في أسواق رأس المال."

(Hussain et al,.2012,28) [18]. "وغالباً ما يتم قياس التنمية المالية بشكل كمي بواسطة العمق المالي" (Ito et al,. 2018,803) [19].

التضخم: "هو زيادة ظاهرية ومستمرة في كمية النقود تؤدي لزيادة حجم الطلب الكلي، فإذا لم يستطع العرض الكلي مجاراة الطلب الكلي، يؤدي ذلك لارتفاع المستوى العام للأسعار" (كنعان،2012،245) [20]. ويمكن تعريف التضخم من وجهة نظر فريدمان أنَّه: (مطاردة كمية كبيرة من النقود لكمية أقل من السلع والخدمات) (الشمري،2008، 389) [21].

الأساس النظري للعلاقة بين التنمية المالية ومعدل التضخم:

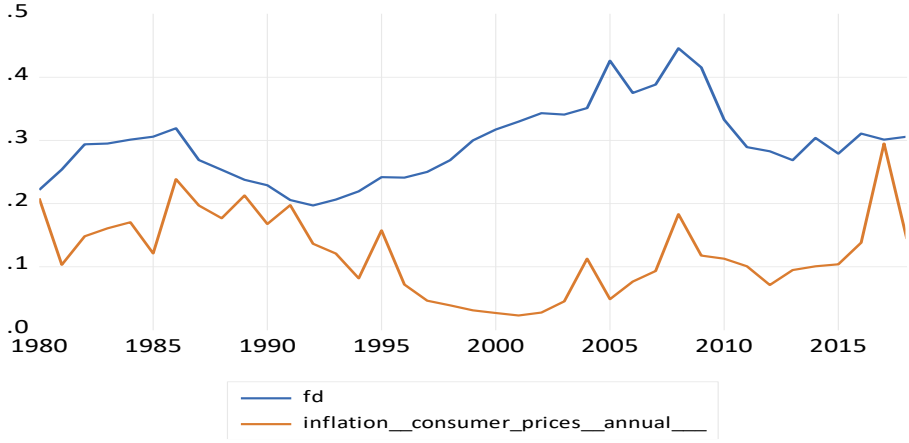
نظراً لأنَّ هذه الدراسة تتناول علاقة من اتجاهين بين التنمية المالية ومعدل التضخم، فإنَّها تعتمد على أساسين نظريين، الأول يمثل دراسة (Boyd *et al.,* 2001) [22] حيث أشارت هذه الدراسة "أنَّ ارتفاع التضخم سيعني تقلص علاوة امتلاك أيّ أصول، بما في ذلك النقود، ويعني انخفاض هذه العلاوة انخفاض معدل العائد الحقيقي، ومن شأن الانخفاض في هذا الجزء أن يقلل من الحافز على الإقراض، وعلى العكس من ذلك، سيؤدي إلى زيادة الحافز على الاقتراض، لأنَّ المعدل الآن أكثر يسراً نسبياً للمقترضين، وينتج عن ذلك المزيد من الطلب على الائتمان، وخاصةً من قبل المقترضين الأقل جودةً، الأمر الذي من شأنه أن يخلق هشاشة أكبر في سوق الائتمان مع تضاؤل توافر الأموال أيضاً، مما يؤدي إلى تدهور التقييم الائتماني من قبل المؤسسات المالية، وبالتالي يحدّ من حجم القروض المُقدَّمة إلى السوق. تؤثر هذه الإجراءات على كفاءة

تخصيص الموارد والسوق المالية بشكل عام، لأنَّ أنشطة الوساطة المالية التي تحدث في السوق ستكون أقل. ونتيجةً لذلك، سيتقلص القطاع المالي وسيتأثر الأداء الاقتصادي في الأجل الطويل. "كما يؤثر ارتفاع معدل التضخم سلباً على العمق المالي للقطاع المالي، حيث يؤدي إلى تدهور أداء القطاع المالي عن طريق تقليص حجم القروض المقدمة للقطاع الخاص (أحد المقاييس التقليدية للعمق المالي) وبالتالي يقلل من حجم الاستثمار في الاقتصاد مما يؤدي بدوره إلى إبطاء النمو الاقتصادي، فمع زيادة الأسعار الإجمالية، تنخفض القوة الشرائية للأفراد، مما يضطرهم إلى توفير أموال أقل (مما يؤدي بدوره إلى تقليل مقدار المدخرات في المصارف). وهذا يقلل من كمية الأموال الموجودة في المصارف ويقلل من القروض الممنوحة للقطاع الخاص والأفراد، مما يقلل من الاستثمار (Abu Asab et al,.2018,113) [23]. نتيجة لجميع العوامل المذكورة، سوف يتدهور أداء القطاع المالي. يُعتبَر العمق المالي من بين مكونات التنمية المالية أكثر حساسية للظروف الاقتصادية بسبب التدفقات المالية الدولية في هيكل مالي متحرر. بينما يرتبط الوصول المالي والكفاءة المالية بهيكل النظام المالي، وبالتالي فإنَّ العمق المالي يرتبط أكثر بالظروف الاقتصادية الفعلية. وفي هذا الصدد، أشار (Hajilee et al,. 2017) [24]. إلى أنَّ العمق المالي يتأثر بمتغيرات الاقتصاد الكلي الرئيسية مثل السياسات الحكومية ومعدل التضخم والناتج المحلي الإجمالي والاستقرار السياسي وسعر الصرف. "توجد أيضاً بعض الأطر النظرية التي تشرح نفس العلاقة ولكن في اتجاه مختلف، وهو تأثير التنمية المالية على التضخم. ومن الجدير ذكره أنَّ الدراسات التي تستكشف هذا الاتجاه للعلاقة ليست وفيرة مثل الاتجاه الآخر. يمكن أن تؤثر التنمية المالية على التضخم من خلال ظاهرة التضخم المدفوع بالطلب. أولاً، من شأن التنمية المالية أن تحفز النمو الاقتصادي، لأنَّها جزء من معادلة النمو الاقتصادي، مما يؤثر لاحقاً على الطلب الكلي للاقتصاد، والذي يعمل عادةً بالتوازي مع عرض إجمالي محدود في السوق، وبالتالي، سيتأثر المستوى العام للأسعار في النهاية؛ ونتيجة التكيف مع الديناميكيات المذكورة، فإنَّه يميل إلى الزيادة. لذلك، يرتفع معدل التضخم"

(Prabowo et al,.2019,706). [25] كما قد تؤدي زيادة التنمية المالية إلى ضبط معدل التضخم، وذلك لأنَّ المستويات الأعلى من التنمية المالية تسمح للوكلاء بالتحوط

ضد صدمات أسعار الصرف والتضخم (Ouyang et al,.2019, 29) [7]. كذلك فإنَّ تنمية السوق المالية تعزز من قدرة استهداف التضخم على تخفيض معدل التضخم. وإنَّ أداء استهداف التضخم من حيث القدرة على تخفيض التضخم يعتمد بشكل كبير على مستوى الشمول المالي (بُعد الوصول المالي) للبلد وخصائص مصرفية معينة، في حين أنَّ أداء استهداف التضخم في الحد من تقلبات التضخم مرتبط بشكل أكبر بتنمية أبعاد السوق المالية (Ouyang et al,.2019, 34) [7].

تطور معدل التضخم والتنمية المالية في مصر:



الشكل 1: تطور معدل التضخم ومؤشر التنمية المالية في مصر خلال الفترة 1980-2018

يُعَدُّ النظام المالي المصري نظاماً قائماً على المصارف حيث تُعتَبر المصارف في مصر هي المؤسسات المالية المُهيمنة كما هو الحال في العديد من الأسواق الناشئة، حيث تتحكم في معظم التدفقات والأصول المالية في مصر. "أدت سياسات التحرر من خلال إزالة القيود المفروضة على النشاط المصرفي والسماح للقطاع الخاص والأجنبي بحرية الدخول إلى السوق المصرفي، وتملك مؤسسات مصرفية، إلى تحقيق تنمية بالقطاع المصرفي ورفع كفاءته" (عوض، 2021، 1035) [26]. ونلاحظ من الشكل (1) أنَّ مؤشر التنمية المالية ارتفع بشكل مستمر بدءاً من عام 1992 حيث بلغ 0.196 وذلك بعد عام من تطبيق مصر برنامج الإصلاح الاقتصادي بالتعاون مع صندوق النقد الدولي في عام 1991 والذي تضمن إصلاحات في القطاع المالي "شملت إلغاء إجراءات الكبح المالي مما أدى إلى تحرير معدلات الإقراض والودائع وإزالة السقوف على

الإقراض المصرفي للقطاع الخاص، مما أدى إلى زيادة الإقراض للقطاع الخاص من متوسط سنوي قدره 28 في المائة من الناتج المحلي الإجمالي في 1975–1991 إلى 42 في المائة من الناتج المحلي الإجمالي في 1991–2002. والتركيز على تطوير أدوات نقدية غير مباشرة (مثل بيع أذون الخزانة بالمزاد العلني)، وتعزيز جاذبية حيازة العملة المحلية. كما عززت الإصلاحات المالية الإجراءات الاحترازية في القطاع المصرفي. كما تحسن الإطار التنظيمي، كما نفذت الحكومة برنامج خصخصة في الصناعة المصرفية بهدف تعزيز المنافسة وتقليل التركيز في السوق" (Mohieldin et al,.2019, 7) [27]. واستمر مؤشر التنمية المالية بالارتفاع إلى أن بلغ ذروته في العام 2008 حيث وصل إلى حوالي 0.445 وذلك نتيجة الارتفاع في معدل النمو الاقتصادي الذي سجل أعلى معدل في عام 2008 ليصل إلى 7.2%. وفي عام 2009 و2010 انخفض المؤشر نتيجة تبعات الأزمة المالية العالمية ليصل إلى 0.415 و0.332 على التوالي. وفي الفترة ما بين عام 2011 إلى عام 2013 انخفض المؤشر باستمرار نتيجة الأحداث السياسية التي اندلعت في مصر في عام 2011. وتحسن المؤشر في عام 2014 ووصل إلى 0.303 نتيجة تطوير السوق المالية عبر "استحداث مجموعة جديدة من قواعد الإدراج، التي تهدف إلى تيسير إجراءات العروض الجديدة للشركات وتحسين شفافية السوق وحماية حقوق الأقليات" (علي، 2022، 1204) [28]. وفي عام 2016 بلغ مؤشر التنمية المالية حوالي 0.31 نتيجة إدخال تعديلات وإضافات في قواعد الإدراج في عامي 2015 و2016 لضمان تطبيق أوسع لحوكمة الشركات والمزيد من حماية المستثمرين. وفي عام 2017 تم إدراج 224 شركة في السوق المصرية، بقيمة سوقية إجمالية بلغت 37.22 مليار دولار. مثلت مشاركة المستثمرين الأجانب حوالي 30 في المائة من قيمة التداول في السوق الرئيسي. تضاعف التداول في البورصة المصرية عدة مرات في السنوات الأخيرة. في عام 2017، تم تداول ما متوسطه 9 مليارات ورقة مالية، بقيمة إجمالية تبلغ نحو 2 مليار دولار شهرياً (Mohieldin et al,.2019, 8) [27]. ونتيجة هذه التطورات ارتفع مؤشر التنمية المالية في عام 2018 إلى حوالي 0.305. كما يظهر من الشكل (1) انخفاض معدل التضخم في مصر من حوالي 20.8% عام 1980 إلى حوالي 14.4% عام

2018. اتسمت فترة الثمانينات بارتفاع معدل التضخم بسبب عدم استقلالية البنك المركزي المصري تلك الفترة في تحقيق هدف استقرار الأسعار، حيث تم توجيه أدوات السياسة النقدية لتمويل عجز الموازنة المتزايد، حيث وصل معدل التضخم في عام 1986 إلى 24%، وفي بداية التسعينات قامت الحكومة المصرية بتطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي والتصحيح الهيكلي الهادف إلى استقرار المؤشرات الاقتصادية الكلية ومن ضمنها معدل التضخم، وتبنى البنك المركزي المصري أدوات السياسة النقدية غير المباشرة بهدف تحقيق استقرار مستوى الأسعار واستقرار سعر الصرف، ونتيجةً لذلك انخفض معدل التضخم إلى 8% عام 1994. وبدءاً من عام 1997، واجه الاقتصاد المصري أزمة سيولة ونتيجة لذلك انخفض معدل التضخم إلى 1٪ في عام 2001. "لكن منذ عام 2003، كان هناك ارتفاع تدريجي في كل من معدل التضخم وتقلبه. وقد تجلى ذلك في موجات التضخم المتكررة، التي تباينت دوافعها من تخفيضات قوية في سعر الصرف إلى صدمات جانب العرض الخاصة بقطاع معين، بما في ذلك فترات التحرير الجزئي للأسعار حيث زادت أسعار السلع المرتبطة بالطاقة بشكل كبير" (Abdelraouf et al,.2021, 2–3)[29]. وفي عام 2003 خسر الجنيه المصري 50٪ من قيمته مما أدى إلى انتقال التأثير إلى معدل التضخم. ونتيجة لذلك، ارتفع من 4.5٪ في عام 2003 إلى 11.3٪ في عام 2004. ومنذ عام 2005، تحول البنك المركزي المصري نحو استهداف التضخم مع استقرار مستوى الأسعار باعتباره الهدف النهائي الوحيد للسياسة النقدية، لكن معدل التضخم ظل مرتفعاً إلى متوسط 10.5٪ خلال الفترة 2005–2010 نتيجة لعدة عوامل. ومن بينها تفشي أنفلونزا الطيور في عامي 2006 و2007، والارتفاع في أسعار الغذاء العالمية، وارتفاع أسعار النفط المحلية، وانخفاض تدفقات العملات الأجنبية التي أعقبت الأزمة المالية العالمية خلال الفترة 2007–2009 (Moriyama, 2011) [30]. ارتفع معدل التضخم من 4.9٪ عام 2005 إلى 18.3٪ عام 2008 قبل أن ينخفض إلى حوالي 11.3٪ عام 2010. اتسمت الفترة 2011–2015 بتراجع النشاط الاقتصادي بسبب عدم الاستقرار السياسي بعد أحداث 2011، حيث بلغ معدل التضخم 10.4٪ عام 2015 مقابل 7.1٪ عام 2012. يمكن تفسير ارتفاع معدل التضخم بسبب انخفاض قيمة الجنيه المصري نتيجة

لانخفاض تدفقات العملات الأجنبية. بالإضافة إلى ذلك، يمكن تفسير هذا الارتفاع في معدل التضخم أيضاً بالعجز المتزايد في الميزانية الناتج عن زيادة الإنفاق الحكومي لأسباب اجتماعية مثل فاتورة الأجور والإعانات بعد أحداث عام 2011. كما شهد معدل التضخم ارتفاعاً حاداً بلغ 29.5٪ في عام 2017. وقد نتج هذا الارتفاع في معدل التضخم بشكل رئيسي عن تأثير تعويم الجنيه المصري. في أعقاب اعتماد سعر الصرف العائم في تشرين الثاني من عام 2016(Abdelraouf et al,.2021, 4) [29]. ثم انخفض معدل التضخم بسبب ظهور ثمرة برنامج وخطة الإصلاح الاقتصادي ليصل في عام 2018 إلى حوالي 14.4%. ويلاحظ من الشكل (1) أنَّ تقلبات معدل التضخم أكبر من التقلبات في مؤشر التنمية المالية خلال كامل الفترة 1980–2018، كما نلاحظ ارتفاع مؤشر التنمية المالية مع كل انخفاض في معدل التضخم تقريباً وارتفاعه عند انخفاض معدل التضخم، فمثلاً نلاحظ الانخفاض الكبير في مؤشر التنمية المالية خلال العام 1987 عن العام السابق (من 0.305 عام 1986 إلى 0.268 عام 1987) الذي رافق الارتفاع الكبير في معدل التضخم في عام 1986 حيث وصل معدل التضخم فيه إلى حوالي 23.8%، مما يوحي بوجود تأثير عكسي متبادل بينهما.

الدراسة القياسية:

يظهر (الجدول 1) المتغيرات المستخدمة في الدراسة القياسية ومصادر البيانات، ويعرض (الجدول 2) قيم المتغيرات خلال الفترة 1980–2018. تم اختيار الفترة 1980–2018 نظراً لأنَّها أطول فترة ممكنة تتوفر فيها بيانات عن كافة متغيرات الدراسة، وهذه الفترة تضمنت إصلاحات كبيرة في الاقتصاد المصري، بعد تطبيق سياسة الباب المفتوح، وتطبيق برامج التثبيت الاقتصادي وبرامج التصحيح الهيكلي التي يرعاها صندوق النقد الدولي.

الجدول 1: المتغيرات المستخدمة في الدراسة القياسية ومصادرها

المتغيرات	مصدر البيانات
التنمية المالية (Financial Development): تم استخدام مؤشر التنمية المالية Financial Development (FD)	قاعدة بيانات التنمية المالية الصادرة عن صندوق النقد الدولي. IMF Financial Development Database)
معدل التضخم (Inflation Rate): ممثلاً بالرقم	قاعدة بيانات مؤشرات التنمية العالمية التابعة للبنك

القياسي لأسعار المستهلك (cpi).	الدولي.(WDI)
سعر الصرف الحقيقي XR	قاعدة بيانات Penn World Table version 10.0
الانفتاح التجاري مقاساً بنسبة مجموع الصادرات والواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي	قاعدة بيانات مؤشرات التنمية العالمية التابعة للبنك الدولي.(WDI)
النمو الاقتصادي مقاساً بلوغاريتم نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة (GDP Per Capita)	قاعدة بيانات مؤشرات التنمية العالمية التابعة للبنك الدولي.(WDI)

المصدر: من إعداد الباحث

الجدول 2: قيم متغيرات الدراسة القياسية خلال الفترة 1980-2018

Ln(GDP Per Capita Constant 2010_US$)	XR	Trade of GDP	INF	FD	Year
7.00	0.70	0.73	0.20	0.22	1980
7.05	1.42	0.74	0.10	0.25	1981
7.12	1.43	0.64	0.14	0.29	1982
7.14	1.52	0.57	0.16	0.29	1983
7.21	1.61	0.52	0.17	0.30	1984
7.24	1.71	0.46	0.12	0.30	1985
7.26	1.84	0.36	0.23	0.31	1986
7.27	2.12	0.35	0.19	0.26	1987
7.29	2.28	0.52	0.17	0.25	1988
7.31	2.44	0.50	0.21	0.23	1989
7.35	2.72	0.52	0.16	0.22	1990
7.33	3.13	0.62	0.19	0.20	1991
7.36	3.32	0.59	0.13	0.19	1992
7.36	3.35	0.55	0.12	0.20	1993
7.38	3.38	0.50	0.08	0.21	1994
7.41	3.39	0.50	0.15	0.24	1995
7.44	3.39	0.46	0.07	0.24	1996
7.47	3.38	0.43	0.04	0.25	1997
7.50	3.38	0.41	0.03	0.26	1998
7.54	3.39	0.38	0.03	0.29	1999
7.59	3.47	0.39	0.02	0.31	2000
7.60	3.97	0.39	0.02	0.32	2001
7.61	4.49	0.40	0.02	0.34	2002
7.62	5.85	0.46	0.04	0.34	2003
7.64	6.19	0.57	0.11	0.35	2004
7.67	5.77	0.62	0.04	0.42	2005
7.72	5.73	0.61	0.07	0.37	2006
7.77	5.63	0.65	0.09	0.38	2007
7.82	5.43	0.71	0.18	0.44	2008
7.85	5.54	0.56	0.11	0.41	2009

Ln(GDP Per Capita Constant 2010_US$)	XR	Trade of GDP	INF	FD	Year
7.88	5.62	0.47	0.11	0.33	2010
7.87	5.93	0.45	0.10	0.28	2011
7.87	6.05	0.40	0.07	0.28	2012
7.87	6.87	0.40	0.09	0.26	2013
7.88	7.07	0.36	0.10	0.30	2014
7.90	7.69	0.34	0.10	0.27	2015
7.92	10.02	0.30	0.13	0.31	2016
7.94	17.78	0.45	0.29	0.30	2017
7.97	17.76	0.48	0.14	0.30	2018

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات البنك الدولي، وقاعدة بيانات التنمية المالية الصادرة عن صندوق النقد الدولي(IMF Financial Development Database) وقاعدة بيانات Penn World

Table V10

الطرق القياسية المستخدمة:

بعد دراسة استقرارية المتغيرات باستخدام اختبار جذر الوحدة ADF، وبناءً على نتيجة اختبار جذر الوحدة سيتم استخدام اختبار جوهانسن Johansen Test في حال كانت المتغيرات متكاملة عند نفس الدرجة I(1)، وبعد اثبات أو نفي وجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل يتم اللجوء إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ لإثبات أو نفي وجود علاقة تكامل مشترك في الأجل القصير. كما تعتمد هذه الدراسة على اختبار جرانجر للسببية في الأجل القصير أو اختبار جرانجر المشتق من نموذج تصحيح الخطأ بواسطة اختبار F أو اختبار والد Wald Test، حيث يتم اللجوء إلى اختبار جرانجر المشتق من نموذج تصحيح الخطأ ECM في حال تم إثبات وجود عدم استقرارية في المتغيرات المدروسة ووجود علاقة تكامل مشترك فيما بينها حيث لا يصح في هذه الحالة استخدام اختبار جرانجر التقليدي للسببية القائم على منهجية VAR.

اختبار جرانجر للسببية Granger Causality Test: تُعَدُّ سببية جرانجر Causality Granger من أشهر الطرق المستعملة لدراسة السببية بين المتغيرات، حيث تقوم على منهجية VAR، ويتيح اختبار جرانجر للسببية تحديد اتجاه العلاقة السببية بين متغيرين، فنقول عن متغير X أنه يسبب بحسب مفهوم جرانجر متغيراً آخر Y إذا كانت القيم السابقة للمتغير X تؤثر معنوياً على القيم المستقبلية للمتغير Y_{t+1} والعكس صحيح، ويعتمد هذا الاختبار على المعادلتين:

$$x_t = \beta 0 + \sum_{k=1}^{m} B_k X_{t-k} + \sum_{e=1}^{n} a_e Y_{t-1} + U_t$$

$$Y_t = y_0 + \sum_{k=1}^{m} Y_k Y_{t-k} + \sum_{e=1}^{n} \partial_e X_{t-1} + V_t$$

حيث أنَّ X_t، $\mathrm{Y_t}$: يمثلان المتغيران قيد الدراسة، $\mathrm{U_t}$، V_t : يمثلان حد الخطأ ذو التشويش الأبيض لكل من المعادلتين وهما غير مترابطين خطياً، t : يمثل الزمن، k، e: عدد التأخيرات الزمنية والتي يتم تحديدها بواسطة معايير المعلومات مثل أكايك، شوارتز.

ونقوم باختبار الفرضيتين التاليتين:

$$\mathrm{H_0: a_e = \partial_e = 0}$$

$$\mathrm{H_1: a_e \neq 0 \ et \ \partial_e \neq 0}$$

ففي حال رفض الفرضية العدمية $\mathrm{H_0}$وقبول الفرضية البديلة $\mathrm{H_1}$، عندها نستنتج وجود علاقة سببية وفق مفهوم جرانجر، فإذا كان $\mathrm{a_e}$ مختلفاً معنوياً عن الصفر، وكان ∂_{e} غير مختلف معنوياً عن الصفر، فعندها توجد علاقة سببية تتجه من المتغير X إلى المتغير Y والعكس صحيح. وفي حال كان كل منهما مختلف معنوياً عن الصفر عندها توجد علاقة سببية ثنائية الاتجاه. من الانتقادات الموجهة لسببية جرانجر أنَّها تشترط استقرار السلاسل الزمنية من نفس الدرجة، من هنا قدم كل من Toda وYamamoto منهجية جديدة لتقدير السببية بين المتغيرات ذات درجات الاستقرارية المختلفة وذلك بالاعتماد على Augmented VAR.

اختبار تودا-ياماموتو للسببية Toda-Yamamoto Causality Test: اختبار للسببية في الأجل الطويل يختلف عن سببية جرانجر التقليدية التي تدرس السببية في الأجل القصير عبر F-Statistic والتي لا تصلح في حال كان التوزيع غير طبيعي للسلاسل الزمنية. خطوات الاختبار كالتالي:

1- تحديد الدرجة العظمى d_{max} لاستقرار المتغيرات عبر اختبار جذر الوحدة ADF.

2- تحديد العدد الأمثل للتأخيرات الزمنية (K)عن طريق تقدير VAR

3- تقدير نموذج $VAR(K + d_{max})$

4- اختبار السببية لجرانجر وفق نتائج تقدير $VAR(K + d_{max})$.

كما سيتم استخدام نموذج المربعات الصغرى العادية الديناميكية Dynamic (DOLS) Ordinary Least Square في حال تم إثبات وجود علاقة تكامل مشترك بين التنمية المالية ومعدل التضخم، إنَّ نموذج المربعات الصغرى العادية الديناميكية يمتاز عن نموذج المربعات الصغرى العادية بأنَّه يعالج مشكلة ارتباط المتغير المستقل مع حد الخطأ Endogeneity، كما يعالج مشكلة الارتباط الذاتي في بواقي النموذج، ويحل مشكلة التحيز الناجم عن العينات الصغيرة.

اختبار جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة:

الجدول 3: اختبار جذر الوحدة ADF

					At Level	في المستوى
GDP Per Capita	Trade of GDP	XR	INF	FD		
0.78	0.00	0.99	0.02	0.37	Prob.الاحتمالية	With Constantمع ثابت
0.02	0.00	0.99	0.10	0.74	Prob.الاحتمالية	With Constant & Trendمع ثابت واتجاه عام
0.99	0.23	0.99	0.52	0.70	Prob.الاحتمالية	Without Constant & Trendبدون ثابت وبدون اتجاه عام
غير مستقر في المستوى						النتيجة
				At First Difference		في الفرق الأول
D (GDP Per Capita)	D (Trade of GDP)	D(XR)	d(INF)	d (FD)		
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	Prob.الاحتمالية	With Constantمع ثابت
0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	Prob.الاحتمالية	With Constant & Trendمع ثابت واتجاه عام
0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	Prob.الاحتمالية	Without Constant & Trendبدون ثابت وبدون اتجاه عام
مستقر في الفرق الأول						النتيجة

من إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews 12

فرضيات اختبار جذر الوحدة اختبار ديكي فولر المطور–Augmented Dickey Fuller (ADF)السلسلة الزمنية غير مستقرة وتحتوي على جذر الوحدة في مقابل الفرضية البديلة: السلسلة الزمنية مستقرة ولا تحتوي على جذر الوحدة. يتضح من الجدول (3) أنَّ كل المتغيرات مستقرة في الفرق الأول وعند جميع المعادلات (المعادلة التي تتضمن ثابت واتجاه عام، ثابت فقط، بدون ثابت وبدون اتجاه عام).

–**تحديد درجات الإبطاء المثلى:** نلجأ إلى استخدام تقدير VAR للحصول على التقدير الأمثل للتأخيرات الزمنية في النموذج والتي لا تعاني من المشاكل القياسية. وبالاعتماد على معايير المعلومات أكايك، شوارتز، نستنج أنَّ عدد الإبطاءات الأمثل والذي يستقر عنده النموذج هو 2.

اختبار التكامل المشترك باستخدام Johansen Test:

الجدول 4: اختبار جوهانسن للتكامل المشترك بين التنمية المالية ومعدل التضخم

Sample (adjusted): 1983 2018, Included observations: 36 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: FD INF GDP_PER_CAPITA XR TRADE OF GDP				
	Lags interval (in first differences): 1 to 2			
	Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)			
	0.05	Trace		Hypothesized
Prob.**	Critical Value	Statistic	Eigenvalue	No. of CE(s)
0.00	69.81	120.41	0.84	None *
0.01	47.85	53.67	0.51	At most 1 *
0.08	29.79	27.89	0.34	At most 2
0.12	15.49	12.66	0.24	At most 3
0.10	3.84	2.58	0.06	At most 4
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
	0.05	Max-Eigen		Hypothesized
Prob.**	Critical Value	Statistic	Eigenvalue	No. of CE(s)
0.00	33.87	66.73	0.84	None *
0.08	27.58	25.77	0.51	At most 1
0.27	21.133	15.23	0.34	At most 2
0.20	14.26	10.07	0.24	At most 3
0.10	3.84	2.58	0.06	At most 4

من إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews 12

من الجدول (4) نلاحظ أنَّ اختبار الأثر Trace Test يشير إلى وجود متجهين للتكامل المشترك، أما اختبار القيمة العظمى Eigenvalue يشير إلى وجود متجه وحيد للتكامل المشترك، أي توجد علاقة تكامل مشترك في اتجاه وحيد على الأقل وفي اتجاهين على

الأكثر. هذا يدل على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر خلال الفترة 1980–2018. وتتفق هذه النتيجة مع نتيجة دراسة [1] Zaman *et al.* (2010) حيث وجدت أنَّ مؤشرات التضخم والتنمية المالية متكاملين معاً في باكستان، كما تم توضيحه في الدراسة المرجعية.

تقدير العلاقة بين التنمية المالية ومعدل التضخم باستخدام نموذج تصحيح الخطأ:

بعد التأكد من وجود التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة والذي يعني وجود علاقة سببية في أحد الاتجاهين على الأقل، ننتقل إلى نموذج تصحيح الخطأ ECM.

الجدول 5: تقدير نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model للمتغير (التنمية المالية)

Sample: 1983 2018				
		Included observations: 36		
	180Total system (balanced) observations			
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	
0.00	-7.26	0.05	6-0.3	C(1)
0.00	-3.54	0.13	-0.49	C(2)
0.01	-2.56	0.13	-0.34	C(3)
0.00	4.94	0.13	0.65	C(4)
0.00	3.33	0.10	0.33	C(5)
0.00	2.92	0.21	0.62	C(6)
0.03	2.13	0.22	0.47	C(7)
0.00	-5.65	0.00	-0.03	C(8)
0.9	-0.12	0.01	-0.001	C(9)
0.13	1.51	0.05	0.08	C(10)
0.53	0.62	0.059	0.03	C(11)
0.15	-1.43	0.00	-0.01	C(12)
0.85	-0.17	0.15	-0.02	C(13)
Equation: D(FD) = C(1)*(FD(-1) + 1.68*INF(-1) + 0.60*GDP_PER_CAPITA (-1) - 0.07*XR(-1) + 0.08*TRADE OF_GDP(-1) - 4.76) + C(2) *D(FD(-1)) + C(3)*D(FD(-2)) + C(4)*D(INF (-1)) + C(5)*D(INF (-2)) + C(6)*D(GDP_PER_CAPITA (-1)) + C(7)*D(GDP_PER_CAPITA(-2)) + C(8)*D(XR(-1)) + C(9)*D(XR(-2)) + C(10)*D(TRADE OF GDP(-1)) + C(11)*D(TRADE OF GDP(-2)) + C(12)				

من إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews 12

نلاحظ من الجدول (5) أنَّ معامل تصحيح الخطأ (C1) والذي يمثل ECM_{t-1} سالب ومعنوي إحصائياً حتى عند مستوى دلالة 1%، وقيمة المعامل أصغر من 1 مما يدل على وجود علاقة تكامل مشترك من المتغيرات المستقلة إلى المتغير (التنمية المالية) وأنَّ العلاقة طويلة الأجل التي أوجدناها لم تكن وهمية. ويتم حساب سرعة عودة متغير التنمية المالية نحو قيمته التوازنية في الأجل الطويل، حيث في كل فترة زمنية نسبة

اختلال التوازن من الفترة (t−1) تُقدر بحوالي(−0.36) ، بمعنى آخر، عندما ينحرف متغير التنمية المالية خلال الفترة قصيرة الأجل في الفترة السابقة (t−1) عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل، فإنه يتم تصحيح ما يعادل 36% من هذا الاختلال خلال الفترة t إلى أن يصل إلى التوازن في المدى الطويل بعد حوالي 1/0.36=2.77 سنة أي خلال سنتين وتسعة أشهر تقريباً.

الجدول 6: الاختبارات التشخيصية في نموذج تصحيح الخطأ للمتغير (التنمية المالية)

الاختبار	R^2	D.W	Jarque−Bera Probability
	74.41%	2.06	0.054

من إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews 12

كما نلاحظ أن قيمة R−Squared بلغت حوالي 74.4%، قيمة اختبار داربن−واتسن Durbin−Watson stat بلغت حوالي 2.06 وهي قريبة من 2، مما يدل على خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي. كما بلغت احتمالية اختبار Jarque−Bera Probability حوالي 0.054 وبالتالي لا يمكننا رفض فرضية العدم القائلة بأنَّ البواقي تتوزع وفق التوزيع الطبيعي أي أنَّ بواقي النموذج تتوزع وفق التوزيع الطبيعي. والنموذج خالي من المشاكل القياسية.

أما في معادلة معدل التضخم فكانت:

```
Equation: D(INF) = C(13)*(FD(-1) +1.68*INF(-1) + 0.60*GDP_PER_CAPITA(-1) - 0.07*XR(-1) + 0.08 *TRADE OF GDP(-1) - 4.76 ) + C(14)*D(FD(-1)) + C(15)*D(FD(-2)) + C(16)*D(INF(-1)) + C(17)*D(INF(-2)) + C(18)*D(GDP_PER_CAPITA(-1)) + C(19)*D(GDP_PER_CAPITA(-2)) + C(20)*D(XR(-1)) + C(21)*D(XR(-2)) + C(22)*D(TRADE OF_GDP(-1)) +C(23)*D(TRADE OF_GDP_(-2)) + C(24)
```

حيث تمثل C (13) معامل تصحيح الخطأ ECM_{t-1} فقد بلغت احتماليتها 0.85 وهي أكبر من مستوى الدلالة وبالتالي لا يمكننا رفض فرضية العدم القائلة بأنَّه لا يوجد تكامل مشترك. وبالتالي نستنتج أنَّ علاقة التكامل المشترك في الأجلين القصير والطويل هي موجودة في اتجاه واحد من معدل التضخم إلى التنمية المالية.

دراسة العلاقة السببية في الأجل القصير: يتم اختبار العلاقة السببية في الأجل القصير انطلاقاً من نموذج VECM باستخدام اختبار F أو اختبار والد Wald Test.

الجدول 7: اختبار السببية في الأجل القصير

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Sample: 1980 2018			
	Included observations: 36		
	Dependent variable: D(FD)		
Prob.	df	Chi-sq	Excluded
0.00	2	24.66	D(INF)
0.00	2	15.97	D(GDP_PER_CAPITA)
0.00	2	38.38	D(XR)
0.17	2	3.50	D(TRADE OF GDP_)
0.00	8	49.12	All
Dependent variable: D(INF)			
Prob.	df	Chi-sq	Excluded
0.26	2	2.63	D(FD)
0.94	2	0.11	D(GDP_PER_CAPITA)
0.68	2	0.75	D(XR)
0.80	2	0.44	D(TRADE _OF_GDP_)
0.90	8	3.46	All

من إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews 12

من الجدول (7) نجد: في حالة التنمية المالية كمتغير تابع، بلغت الاحتمالية للمتغير المستقل (معدل التضخم) حوالي 0.00 وهي أصغر من 1% وبالتالي لا يمكننا قبول فرضية العدم التي تنص على أنَّه لا توجد علاقة سببية في الأجل القصير من المتغير المستقل (معدل التضخم) إلى المتغير التابع (التنمية المالية)، أي أنَّه توجد علاقة سببية في الأجل القصير تتجه من معدل التضخم إلى التنمية المالية. كما نلاحظ وجود علاقة سببية تتجه من المتغير المستقل (النمو الاقتصادي) إلى المتغير التابع (التنمية المالية)، وكذلك وجود علاقة سببية تتجه من المتغير المستقل (سعر الصرف) إلى المتغير التابع (التنمية المالية)، ونلاحظ عدم وجود علاقة سببية في الأجل القصير من المتغير (الانفتاح التجاري) إلى المتغير (التنمية المالية). كما نجد أنَّه يوجد علاقة سببية للمتغيرات المستقلة مجتمعةً باتجاه المتغير (التنمية المالية) في الأجل القصير. أما في حالة معدل التضخم كمتغير تابع، بلغت الاحتمالية للمتغير المستقل (التنمية المالية) حوالي 0.26 وهي أكبر من 5% وبالتالي لا يمكننا رفض فرضية العدم التي تنص أنَّه

لا توجد علاقة سببية في الأجل القصير من المتغير المستقل (التنمية المالية) إلى (معدل التضخم)، أيّ لا توجد علاقة سببية في الأجل القصير تتجه من التنمية المالية إلى معدل التضخم. كذلك الأمر بالنسبة لبقية المتغيرات سواءً بشكل مفرد أو مجتمعةً فهي لا تسبب المتغير (معدل التضخم) في الأجل القصير. وبالتالي فإنَّ العلاقة السببية التي تتجه من معدل التضخم إلى التنمية المالية هي محققة في الأجل القصير وبقي التأكد من وجودها في الأجل الطويل باستخدام اختبار تودا– ياما موتو للسببية.

دراسة العلاقة السببية في الأجل الطويل:

الجدول 8: اختبار تودا–ياماموتو للسببية في الأجل الطويل

Toda Yamamoto Causality Test			
Sample: 1980 2018			
	6Included observations: 3		
Dependent variable: FD			
Prob.	df	Chi-sq	Excluded
0.00	2	10.59	INF
0.00	2	11.89	GDP_PER_CAPITA_
0.55	2	1.16	XR
0.46	2	1.54	TRADE____OF_GDP_
0.00	8	30.23	All
	Dependent variable: INF		
Prob.	df	Chi-sq	Excluded
0.17	2	3.48	FD
0.17	2	3.52	GDP_PER_CAPITA
0.73	2	0.603	XR
0.12	2	4.11	TRADE____OF_GDP_
0.31	8	9.28	All

من إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews 12

تم تقدير اختبار تودا ياماموتو كما تم توضيح الخطوات فيما سبق، حيث أنَّ $d_{max=1}$ كما تم توضيح ذلك في اختبارات جذر الوحدة في الجدول (1)، أما العدد الأمثل للتأخيرات الزمنية (K) فهو 2، ومن ثم تم تقدير Augmented =VAR$(K + d_{max})$ VAR ومن ثمَّ اختبار السببية لجرانجر وفق نتائج تقدير VAR$(K + d_{max})$، وتم اختبار فرضية العدم لاختبار تودايامامو تو والقائلة بأنَّه لا توجد علاقة سببية في الأجل الطويل. من الجدول (8) نجد: في حالة التنمية المالية كمتغير تابع، بلغت الاحتمالية

للمتغير المستقل (معدل التضخم) حوالي 0.00 وهي أصغر من 5% وبالتالي لا يمكننا قبول فرضية العدم التي تنص على أنَّه لا توجد علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من معدل التضخم إلى التنمية المالية أي أنَّه توجد علاقة سببية طويلة الأجل من معدل التضخم إلى التنمية المالية. وبالتالي فإنَّ القيم السابقة لمعدل التضخم لها قوة تنبؤية في التأثير على القيم الحالية للتنمية المالية. كما نلاحظ وجود علاقة سببية من كل من المتغيرات (النمو الاقتصادي–سعر الصرف) بشكل مفرد وبين التنمية المالية. كما أنَّ المتغيرات (معدل التضخم– النمو الاقتصادي– سعر الصرف– الانفتاح التجاري) مجتمعةً تسبب التنمية المالية في الأجل الطويل. وبالتالي فإنَّ القيم السابقة لهذه المتغيرات لها قوة تنبؤية في التأثير على القيم الحالية للتنمية المالية. أما في حالة معدل التضخم كمتغير تابع، بلغت الاحتمالية للمتغير المستقل (التنمية المالية) حوالي 0.17 وهي أكبر من 5% وبالتالي لا يمكننا رفض فرضية العدم، أي أنَّه لا توجد علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من التنمية المالية إلى معدل التضخم. كذلك الأمر بالنسبة لبقية المتغيرات (النمو الاقتصادي– سعر الصرف– الانفتاح التجاري) فهي لا تسبب معدل التضخم بشكل مفرد في الأجل الطويل. كما أنَّ كل المتغيرات (التنمية المالية– النمو الاقتصادي– سعر الصرف– الانفتاح التجاري) لا تسبب معدل التضخم في الأجل الطويل. وبالتالي يوجد تأثير حقيقي لمعدل التضخم في التنمية المالية في مصر وهو ما يمثل ترجمة لديناميكية العلاقة بينهما، فالسببية مفهوم فلسفي يتضمن التأثير فكل متغير مُسبب هو متغير مُؤثر لكن ليس كل متغير مُؤثر هو متغير مُسبب. وطالما أنَّ معدل التضخم يسبب ويؤثر في التنمية المالية في مصر، سيتم دراسة أثره مع عدد من المتغيرات التحكمية في التنمية المالية، أي سيتم اعتبار التنمية المالية كمتغير تابع، ومعدل التضخم متغير مستقل. مع تضمين أهم المتغيرات المؤثرة في التنمية المالية والتي لها تأييد في النظرية الاقتصادية.

تقدير أثر معدل التضخم في التنمية المالية باستخدام DOLS:

الجدول 9: أثر معدل التضخم في التنمية المالية باستخدام المربعات الصغرى العادية الديناميكية

Dependent Variable: FD Method: Dynamic Least Squares (DOLS)				
Sample (adjusted): 1983 2016				
Included observations: 34 after adjustments Cointegrating equation deterministics: C				
Fixed leads and lags specification (lead=2, lag=2)				
Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.01	-3.16	0.06	-0.193	INF
0.01	3.21	0.11	0.36	GDP Per Capita
0.09	-1.86	0.01	-0.03	XR
0.13	1.62	0.08	0.138	Trade of GDP
0.01	-2.93	0.82	-2.43	C
Jarque- Bera Prob.= 0.31		Adjusted R-squared =95.3%	98.71%	R-squared

من إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews 12

تم استخدام نموذج المربعات الصغرى الديناميكية لمعرفة أثر معدل التضخم وعدد من المتغيرات التحكمية في التنمية المالية في مصر وخاصةً بعد تحقق شرط تطبيق هذا النموذج وهو وجود تكامل مشترك من المتغيرات المستقلة إلى المتغير التابع (التنمية المالية). ويظهر الجدول (9) أنَّه يوجد أثر عكسي ومعنوي إحصائياً عند مستوى دلالة 1% لمعدل التضخم في التنمية المالية، حيث تؤدي زيادة معدل التضخم ب1% إلى انخفاض التنمية المالية بحوالي 0.193-%. وتتفق هذه النتيجة مع الدراسة (Ozturk et al,.2012,86) [3] والتي وجدت أثراً سلبياً لمعدل التضخم في التنمية المالية في تركيا خلال الفترة 1971-2009. كما تتفق مع النتيجة التي توصل إليها (Aboutorabi,2012) [2] والتي تنص على أنَّ للتضخم تأثير سلبي كبير على التنمية المالية في إيران. كما نلاحظ وجود أثر طردي ومعنوي إحصائياً للنمو الاقتصادي في التنمية المالية، حيث تؤدي زيادة النمو الاقتصادي بحوالي 1% إلى زيادة التنمية المالية بحوالي 0.36% مع ثبات بقية العوامل. وهذا ما يتفق مع النظرية الاقتصادية (نظرية الطلب التابع). والتي تنص على أنَّ زيادة التنمية المالية تعود إلى الزيادة في الطلب على الخدمات التي تقدمها المؤسسات والأسواق المالية نتيجةً للنمو الاقتصادي، فالنمو الاقتصادي وفقاً لهذه النظرية هو الذي يسبب ويؤثر في التنمية المالية. كما نلاحظ وجود

أثر ضعيف وعكسي وغير معنوي عند مستوى دلالة 5% لسعر الصرف في التنمية المالية، حيث تؤدي زيادة سعر الصرف بحوالي 1% إلى انخفاض التنمية المالية بحوالي −0.03% مع ثبات بقية العوامل. وهذا يُفسَر باستجابة البنك المركزي لتوجيهات صندوق النقد الدولي الداعية إلى تخفيض قيمة الجنيه المصري كأحد شروط برامج التصحيح (التكيف) الهيكلي (زكية،2019، 4) [31]. حيث من المتوقع أن يؤثر عدم استقرار سعر الصرف على أداء سوق الأوراق المالية، ويمكن أن يؤثر على التنافسية الدولية والميزان التجاري. وتتفق هذه النتيجة مع دراسة [11] (Tsai et al,. 2012) التي لم تجد أثراً ذو دلالة إحصائية لسعر الصرف في تنمية السوق المالية في ست دول آسيوية، وكذلك دراسة (Nieh et al,. 2001) [12]. التي أظهرت عدم وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين سعر الصرف والتنمية المالية في مجموعة الدول السبع. وأخيراً نجد أنَّه يوجد أثر طردي لكنه غير معنوي إحصائياً للانفتاح التجاري في التنمية المالية في مصر. حيث يعمل الانفتاح التجاري كميزة تنافسية في السوق المالية الدولية ويترافق مع زيادة الطلب على المنتجات المالية، كما تدعمها فرضية (Rajan et al,.2003) [15]. وتتفق هذه النتائج مع دراسة (Ellahi et al,.2021) [14]. التي وجدت أثراً طردياً لكل من النمو الاقتصادي والانفتاح التجاري في التنمية المالية، وأثراً عكسياً لمعدل التضخم في التنمية المالية. وذلك في منطقة رابطة جنوب آسيا للتعاون الإقليمي (SAARC) باستخدام GMM. ونلاحظ أن النموذج لا يعاني من مشكلة عدم التوزيع الطبيعي للبواقي حيث بلغت احتمالية اختبار Jarque– Bera حوالي 0.31 وهي أكبر من 5%، وبالتالي لا يمكننا رفض فرضية العدم التي تنص أنَّ البواقي تتوزع وفق التوزيع الطبيعي، كما نلاحظ أن قيمة Adjusted R Squared بلغت 95.3% أي أنَّ المتغيرات المستقلة تفسر 95.3% من التغيرات تقريباً في المتغير التابع (التنمية المالية) وأن 4.7% من التغيرات في المتغير التابع تعود إلى متغيرات تفسيرية أخرى لم ندخلها في النموذج.

اختبار الفرضيات:

الفرضية الأولى: لا توجد علاقة تكامل مشترك بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر خلال الفترة (1980-2018).

تم رفض هذه الفرضية، حيث أنَّ معامل تصحيح الخطأ (C1) والذي يمثل ECM_{t-1} سالب ومعنوي إحصائياً حتى عند مستوى دلالة 1%، وقيمة المعامل أصغر من 1 مما يدل على وجود علاقة تكامل مشترك من المتغيرات المستقلة إلى المتغير (التنمية المالية)، كما نلاحظ أنَّ اختبار الأثر Trace Test يشير إلى وجود متجهين للتكامل المشترك، أما اختبار القيمة العظمى Eigenvalue يشير إلى وجود متجه وحيد للتكامل المشترك، أي توجد علاقة تكامل مشترك في اتجاه وحيد على الأقل وفي اتجاهين على الأكثر. هذا يدل على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر خلال الفترة 1980-2018.

الفرضية الثانية: لا توجد علاقة سببية تتجه من معدل التضخم إلى التنمية المالية في مصر خلال الفترة (1980-2018) في الأجل القصير.

تم رفض هذه الفرضية كما تبين من اختبار جرانجر المشتق من نموذج تصحيح الخطأ من معادلة التنمية المالية، في حالة التنمية المالية كمتغير تابع، بلغت الاحتمالية للمتغير المستقل (معدل التضخم) حوالي 0.00 وهي أصغر من 5% وبالتالي لا يمكننا قبول فرضية العدم، أي توجد علاقة سببية في الأجل القصير تتجه من معدل التضخم إلى التنمية المالية.

الفرضية الثالثة: لا توجد علاقة سببية تتجه من معدل التضخم إلى التنمية المالية في مصر خلال الفترة (1980-2018) في الأجل الطويل.

تم رفض هذه الفرضية كما تبين من اختبار تودا ياماموتو، في حالة التنمية المالية كمتغير تابع، بلغت الاحتمالية للمتغير المستقل (معدل التضخم) حوالي 0.00 وهي أصغر من 5% وبالتالي لا يمكننا قبول فرضية العدم التي تنص على أنَّه لا توجد علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من معدل التضخم إلى التنمية المالية أي أنَّه توجد علاقة سببية طويلة الأجل من معدل التضخم إلى التنمية المالية.

الاستنتاجات:

1- لم تسهم التنمية المالية في تخفيض معدل التضخم في مصر خلال الفترة 1980- 2018 في الأجلين القصير والطويل ولم ينجم عنها آثار تضخمية في نفس الوقت.

2- يشكل معدل التضخم أحد المعوقات للتنمية المالية في مصر.

3- وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل بين التنمية المالية ومعدل التضخم في مصر خلال الفترة 1980-2018، وهذه العلاقة أحادية الاتجاه، وتمتد من معدل التضخم إلى التنمية المالية وليس العكس.

4- إنَّ المتغيرات (معدل التضخم والنمو الاقتصادي وسعر الصرف والانفتاح التجاري) مجتمعةً تسبب التنمية المالية في الأجلين القصير والطويل. وبالتالي فإنَّ القيم السابقة لهذه المتغيرات لها قوة تنبؤية في التأثير على القيم الحالية والمستقبلية للتنمية المالية.

5- لا يمكن الاعتماد على مؤشر التنمية المالية في التنبؤ بمعدل التضخم في مصر في الأجلين القصير والطويل.

التوصيات:

1- الاهتمام بقيم معدل التضخم التاريخية وقيم النمو الاقتصادي وسعر الصرف والانفتاح التجاري، وتضمينها كمتغيرات في الدراسات التنبؤية والتفسيرية المتعلقة بتحليل وتفسير التنمية المالية والتنبؤ بها في المستقبل.

2- العمل على التحكم بمعدلات التضخم وتخفيضه إلى أقصى حد ممكن، من خلال الاعتماد على السياسات المالية والنقدية المناسبة، وأن يكون هذا الهدف على رأس جدول الأعمال في استراتيجية التنمية في مصر، مما يؤدي إلى تحسن مستويات التنمية المالية في مصر.

3- استمرار تطبيق سياسات تشجيع التنمية المالية وبجميع أبعادها (العمق المالي- الوصول المالي- الكفاءة المالية) لكل من المؤسسات والأسواق المالية في مصر، دون الخوف من وجود آثار تضخمية كما بينت نتائج هذه الدراسة.

المراجع:

[1] ZAMAN, K., IKRAM, W., & AHMED, M. 2010 Impact of Financial Development on Inflation: Evidence from Pakistan (1974-2007), Pakistan Journal of Social Sciences (PJSS), 30(1).
[2] ABOUTORABI, M. A. 2012 The effect of inflation on financial development: The case of Iran, Journal of Basic and Applied Scientific Research, 2(8), 8394-8400.
[3] OZTURK, N., & KARAGOZ, K. 2012 Relationship between inflation and financial development: Evidence from Turkey, International Journal of Alanya Faculty of Business, 4(2), 81-87.
[4] OGBUAGU, A. R., & EWUBARE, D. B. 2014 Financial deepening and inflation in Nigeria: An open economy model approach. Journal of Economics and Sustainable Development, 5(25), 39-42.
[5]SULAIMAN, I., ARSHED, N., & HASSAN, M. S. 2016 Stock market development, can it help reduce inflation in saarc countries?, Journal of Accounting, Finance and Economics Vol. 6. No. 1. March 2016. Pp. 101 – 110.
[6] معين، أحمد عبد الحافظ عبد الوهاب، 2020 محددات الاستثمار في سوق الأوراق المالية في مصر خلال الفترة (2003−2017)، مجلة السياسة والاقتصاد، العدد (5)، يناير 2020. كلية السياسة والاقتصاد، جامعة بني سويف، القاهرة: مصر. ص ص 155−190.

[7] OUYANG, A. Y., & RAJAN, R. S. 2019 The impact of financial development on the effectiveness of inflation targeting in developing economies, Japan and the World Economy, 50, 25-35.
[8] SAHAY, R., ČIHÁK, M., N'DIAYE, P., & BARAJAS, A. 2015 Rethinking financial deepening: Stability and growth in emerging markets, Revista de Economía Institucional, 17(33), 73-107.
[9]SVIRYDZENKA, K. 2016 Introducing a new broad-based index of financial development, International Monetary Fund.
[10]CALDERÓN, C., & SCHMIDT-HEBBEL, K. 2009 What Drives Inflation in the World?| Conference–2009.

[11]TSAI, I. C. 2012 The relationship between stock price index and exchange rate in Asian markets: A quantile regression approach, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 22(3), 609-621.
[12]NIEH, C. C., & LEE, C. F. 2001 Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries, The Quarterly Review of Economics and Finance, 41(4), 477-490.
[13]ALFARO, L. 2005 Inflation, openness, and exchange-rate regimes: The quest for short-term commitment, Journal of Development Economics, 77(1), 229-249.
[14]ELLAHI, N., KIANI, A. K., AWAIS, M., AFFANDI, H., SAGHIR, R., & QAIM, S. 2021 Investigating the institutional determinants of financial development: empirical evidence from saarc countries, SAGE Open, 11(2), 21582440211006029.
[15]RAJAN, R. G., & ZINGALES, L. 2003 The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century, Journal of financial economics, 69(1), 5-50.
[16]ISHAQ, T., & MOHSIN, H. M. 2015 Deficits and inflation; Are monetary and financial institutions worthy to consider or not?, Borsa Istanbul Review, 15(3), 180-191.

[17]MONTENEGRO, A. 2019 The Ardl Bounds Cointegration Test: Tips for Application and Pretesting, Available at SSRN 3425994.
[18]HUSSAIN, F., & KUMAR CHAKRABORTY, D. 2012 Causality between financial development and economic growth: evidence from an Indian State, Romanian Economic Journal, 15(45).
[19]ITO, H., & KAWAI, M. 2018 Quantity and quality measures of financial development: implications for macroeconomic performance, Policy Research Institute, Ministry of Finance, Japan.
[20] كنعان، علي، 2012 النقود والصيرفة والسياسة النقدية، ط: 1. دمشق: سورية، **دار** المنهل اللبناني للطباعة والنشر. ص: 621.
[21] الشمري، ناظم محمد نوري، 2008 النقود والمصارف والنظرية النقدية، ط:2، عمان: الأردن، دار زهران للنشر والتوزيع. ص: 481.

[22]BOYD, J. H., LEVINE, R., & SMITH, B. D. 2001 The impact of inflation on financial sector performance. Journal of monetary Economics, 47(2), 221-248.

[23]ASAB, N. A., & AL-TARAWNEH, A. 2018 The Impact of Inflation on the Investment: The Non-Linear Nexus and Inflation Threshold in Jordan, Modern Applied Science, 12(12) , 1913-1844.

[24]HAJILEE, M., & AL NASSER, O. M. 2017 Financial depth and exchange rate volatility: A Multicountry Analysis**,** The American Economist, 62(1), 19-30.

[25]PRABOWO, B. S., & FALIANTY, T. A. 2019 Relationship Between Financial Development and Inflation: Evidence from Indonesia, Journal of Applied Economic Sciences, 14(3).

[26] عوض، إيمان أحمد أحمد، 2021 العلاقة السببية بين تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر والتنمية المالية للقطاع المصرفي: دراسة تطبيقية على الاقتصاد المصري، المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية، المجلد الثاني، العدد (1)، الجزء الثاني، كلية التجارة. جامعة دمياط. ص ص 1016−1060.

[27]MOHIELDIN, M., HUSSEIN, K., & ROSTOM, A. M. T. 2019 On financial development and economic growth in the Arab Republic of Egypt, World Bank Policy Research Working Paper, (9008).

[28] علي، إيمان محمد إبراهيم، 2022 أثر التطور المالي على عدم المساواة في توزيع الدخل في مصر: تقدير فرضية جرينوود− جوفانوفيك (GJ)، المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية، المجلد الثالث، العدد (1)، الجزء الثاني، كلية التجارة. جامعة دمياط. ص ص 1192−1221.

[29]ABDELRAOUF, N., EL-ABBADI, H., & NOURELDIN, D. 2021 Inflation dynamics in Egypt: Structural determinants versus transitory shocks. The Journal of Developing Areas, 55(2).

[30]MORIYAMA, M. K. 2011 Inflation inertia in Egypt and its policy implications. International Monetary Fund.

[31] مشعل، زكية، 2019 أثر برامج التثبيت والإصلاح الاقتصادي لصندوق النقد الدولي على الاقتصاد الكلي، المجلة الأردنية للعلوم الاقتصادية، مجلد (6)، العدد (1)، ص ص 1− 22.