

بحث بعنوان:

أثر صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي في

جمهورية مصر العربية

أ.د. هشام حنضل عبد الباقي الجعيري

أستاذ الاقتصاد ورئيس قسم الاقتصاد
كلية التجارة – جامعة المنصورة
habdelbaki@hotmail.com

أ. محمد إبراهيم حسن الجوهري

باحث دكتوراه الفلسفة في الاقتصاد
كلية التجارة جامعة المنصورة
momazad@gmail.com

أ.م.د. محمد أحمد محمد مطر

أستاذ الاقتصاد المساعد
كلية التجارة – جامعة المنصورة
prof_mater2006@mans.edu.eg

أ.د. محمد محمود عطوة يوسف

أستاذ الاقتصاد والعميد السابق
كلية التجارة – جامعة المنصورة

أثر صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي في جمهورية مصر العربية

المستخلص:

تعتبر السياسة النقدية أحد أهم أدوات السياسة الاقتصادية التي تستخدمها الحكومات والبنوك المركزية لتحقيق أهداف متعددة، منها تحقيق الاستقرار الاقتصادي وتعزيز النمو الاقتصادي. وتأتي أهمية دراسة أثر صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي من تأثيرها المباشر على المتغيرات الاقتصادية مثل الاستثمارات، ومعدلات الاستهلاك، وسوق العمل. وبناءً على ذلك، يهدف هذا البحث إلى تحليل وتقييم أثر صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي خلال الفترة من ١٩٨٠ حتى ٢٠١٠، وهي الفترة الأكثر استقراراً نسبياً مع عدم وجود اضطرابات أو تحولات أو تقلبات اقتصادية، وذلك لفهم كيفية التفاعل بين إجراءات السياسات النقدية والاقتصادية في تحقيق التوازن بين الاستقرار والنمو. وقد اعتمدت هذه الدراسة على مراجعة وتحليل شامل للأدبيات المتاحة حول مفاهيم صدمات السياسة النقدية وآليات تنفيذها وتأثيرها على النمو الاقتصادي. وقد استخدم نموذج الانحدار الذاتي للباطءات الموزعة (ARDL) لحل إشكالية الدراسة. وجاءت نتائج الدراسة لتشير إلى أن إجراءات السياسة النقدية تلعب دور كبير في تحقيق الاستقرار الاقتصادي والنمو، لأنها تؤثر على معدلات الفائدة، وكميات النقود المتداولة، وأسعار الصرف، وبالتالي التأثير على النمو الاقتصادي. أيضاً تشير النتائج إلى تباين وتذبذب تأثير صدمات عرض النقود وسعر الصرف وسعر الفائدة على الناتج المحلي الإجمالي خلال فترة الدراسة. كما تشير النتائج أن تأثير صدمات السياسة النقدية يكون غي متجانس بين الدول والاقتصادات المختلفة. بناءً على النتائج والتحليل، وأخيراً، توصي الدراسة أن يتم تحسين استخدام السياسة النقدية كأداة لتحقيق النمو الاقتصادي، مع ضرورة التوازن بين الاستقرار والنمو، وضرورة تنسيقها مع السياسات الاقتصادية الأخرى.

الكلمات المفتاحية: صدمات السياسة النقدية، النمو الاقتصادي، ARDL model، مصر.

ABSTRACT:

Monetary policy is considered one of the most important tools of economic policy utilized by governments and central banks to achieve various objectives. These objectives include attaining economic stability and promoting economic growth. The significance of studying the impact of monetary policy shocks on economic growth arises from its direct influence on economic variables such as investments, consumption, and the labor market.

Based on this, the aim of this research is to analyze and assess the effects of monetary policy shocks on economic growth during the period from 1980 to 2010. This period is relatively stable, characterized by the absence of disruptions, transformations, or economic fluctuations. The goal is to comprehend how the interaction between monetary and economic policy measures contributes to achieving a balance between stability and growth.

This study relied on a comprehensive review and analysis of available literature concerning the concepts of monetary policy shocks, and its implementation mechanisms and impact on economic growth. The Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model was employed to address the study's problematics. The study's findings indicate that monetary policy measures play a significant role in achieving economic stability and growth. This is because they affect interest rates, money supply, exchange rates, thereby influencing economic growth.

Furthermore, the results suggest variations and fluctuations in the impact of money supply shocks, exchange rate shocks, and interest rate shocks on (GDP) during the study period. The findings also indicate that the impact of monetary policy shocks is non-uniform across different countries and economies. Based on the results and analysis, the study finally recommends improving the utilization of monetary policy as a tool for achieving economic growth while maintaining a balance between stability and growth. It also emphasizes the necessity of coordinating monetary policy with other economic policies.

Keywords: Monetary Policy Shocks, Economic Growth, ARDL model, Egypt.

١ - المقدمة:

تعد السياسة النقدية أحد أهم السياسات الاقتصادية نظراً للدور الهام الذي تلعبه في تحقيق النمو والاستقرار الاقتصادي، وتمثل الصدمات النقدية أحد الطرق المهمة لتقييم فعالية أدوات السياسات النقدية، وذلك نظراً لكونها أحد العوامل المؤثرة بشكل كبير على الاقتصاد وتعزيز النمو الاقتصادي، فكلما كانت استجابة المتغيرات الاقتصادية فورية لحدوثها دل ذلك على وضوح الرؤى والأهداف لمتخذي قرارات السياسة النقدية، والتي يختلف تطبيقها بحسب طبيعة كل دولة وحسب كل متغير من متغيراتها الاقتصادية.

بجانب ذلك، تشكل صدمات السياسة النقدية تحدياً كبيراً للحفاظ على الاستقرار الاقتصادي والنقدي داخل الدولة. ففي حالة حدوثها، قد يترتب عليها بعض التأثير الإيجابية أو السلبية داخل الاقتصاد، مثل حدوث تغيير حاد في القيمة الحقيقية للعملة وسعر الفائدة والأسعار، وبالتالي تتأثر الاستثمارات والتجارة والنمو الاقتصادي ومستوى التضخم والبطالة سواء بشكل إيجابي أو سلبي. ومن هذا المنطلق، تحظى دراسة علاقة صدمات السياسة النقدية بالمتغيرات الاقتصادية أهمية كبيرة في الدراسات الاقتصادية.

وظلت دراسة سلوك صدمات السياسة النقدية أو التغيرات غير المتوقعة في موقف السياسة النقدية للبنك المركزي موضع اهتمام الاقتصاديين لسنوات عديدة، ويعد تأثير هذه الصدمات على الاقتصاد قضية هامة، حيث يمكن أن يكون لها تأثيرات بعيدة المدى على النمو الاقتصادي، ويمكن أن ينتقل تأثير هذه الصدمات إلى الاقتصاد من خلال قنوات مختلفة، بما في ذلك التغيرات في أسعار الفائدة، وعرض النقود، وأسعار الصرف. وفي السنوات الأخيرة، أدت التطورات في النظرية الاقتصادية الحديثة وأساليب ونماذج البحث القياسية إلى فهم أكبر لسلوك صدمات السياسة النقدية وتأثيرها على الاقتصاد.

وقد ظهرت بعض الدراسات اعتمدت في تصميم نماذج لقياس صدمات السياسة النقدية على صدمات عرض النقود وصدمات أسعار الفائدة أو مزيج من كليهما (Cochrane, 1994). وذكر Sims (1986) أن التقلبات والتغيرات في عرض النقود تحدث نتيجة لمزيج من سلوكيات البنوك والسلطات النقدية، وأن صدمة عرض النقود هي صدمات لا تتناسب مع السياسات النقدية، وتفسر الزيادة في عرض النقود عن الطلب عليها في المدى الطويل موقف السياسة النقدية.

وبعد دراسة Lucas (1972) ودراسة Sargent & Wallace (1975) كانت الدراسات القياسية التي تناولت هذا الموضوع بالبحث والدراسة تركز على التغيرات الغير متوقعة في السياسة النقدية، واستحوذ استخدام نموذج VAR على غالبية الدراسات في حينها ومنها دراسات (Sims, 1980; Sims, 1986; Bernanke, 1986; Keating, 1992; Christiano & Eichenbaum, 1992; Leeper & Gordon, 1992; Lastrapes & Selgin, 1995).

ومع زيادة اهتمام العديد من الدراسات لاحقاً بدراسة أثر صدمات السياسة النقدية على المتغيرات الاقتصادية، فقد ظهرت دراسات طورت وطبقت أساليب ونماذج مختلفة بجانب نموذج (VAR)، حيث وجد أن هناك بعض الدراسات طبقت النموذج الهيكلي (SVAR) ودراسات أخرى طبقت نموذج تصحيح الأخطاء (VECM) ودراسات طبقت نموذج VECM الهيكلي (SVECM) ونماذج (DSGE) ونموذج (ARDL)، وهي دراسات في غالبيتها طبقت على دول ليست من بينها مصر، وكان من الأهمية عند التعرف على صدمات السياسة النقدية في هذه النماذج أن يفرض بعض القيود على طبيعة العلاقة بين السياسات النقدية ومتغيرات الاقتصاد الكلي.

ومع الحالة المصرية وفي ظل التقلبات الاقتصادية العالمية نجد أنها تأثرت بما تتأثر به الدول الأخرى عند تطبيق سياسات نقدية متذبذبة، فقد حاولت مصر ولا تزال تحاول الخروج من المشاكل الناتجة عن تلك التحولات والتقلبات بتبني نظام اقتصاديات السوق، وكان من بين آليات السياسة الاقتصادية التي اتبعتها تخفيض قيمة العملة المحلية، فنجد أن سياسة أسعار الصرف مرت بتغيرات كبيرة وهو ما انعكس تأثيرها على التبادلات التجارية وعلى استقرار قيمة العملة المحلية واستقرار القدرة الشرائية سواء كانت داخلية أو خارجية، وترتب على ذلك ظهور بعض المشاكل الاقتصادية، مثل ارتفاع معدلات البطالة وارتفاع معدلات التضخم، ورافق ذلك انخفاض في معدلات النمو بشكل مؤقت وزيادة كبيرة في الديون الداخلية والخارجية، وهو ما أثر على قطاعات كبيرة داخل الاقتصاد مثل قطاع الاستثمار والبنوك والزراعة والصناعة والقطاع العائلي. ولتوضيح ذلك بمثال، نجد أن الأزمة المالية العالمية في أواخر عام ٢٠٠٧ كان لها تأثير كبير على الاقتصاد المصري، مما أدى إلى حدوث صدمة السياسة النقدية الانكماشية، والتي كان لها تأثيرها السلبي على النمو الاقتصادي، كما كان لقرار البنك المركزي المصري بالتعويم الجزئي للجنه المصري في عام ١٩٩١ و عام ٢٠١٦ و عام ٢٠٢٢ تأثير كبير على الاقتصاد، فقد كان الهدف من

تخفيض قيمة العملة هو تعزيز الصادرات وجذب الاستثمار الأجنبي، لكنه أدى أيضاً إلى زيادة التضخم وانخفاض الأجور الحقيقية، مما أدى بدوره إلى تباطؤ النمو الاقتصادي. ومؤخراً سعى البنك المركزي لتبنى سياسة نقدية توسعية وانكماشية، حتى يساعد في تعزيز النمو الاقتصادي وخفض التضخم. وعلى الرغم من ذلك، لا يزال الاقتصاد المصري يواجه تحديات كبيرة، بما في ذلك ارتفاع مستويات البطالة وانخفاض مستويات الاستثمار والعجز المالي الكبير. أيضاً تظل المستويات المرتفعة للتضخم والنقص المستمر في العملات الأجنبية عقبات كبيرة أمام النمو الاقتصادي، وحاول البنك المركزي المصري معالجتها من خلال صدمات السياسة النقدية، مثل زيادة أسعار الفائدة وتشديد شروط الائتمان، وساعدت هذه الإجراءات في التحكم المؤقت في التضخم والتحسين النسبي في ميزان المدفوعات، لكن كان لها أيضاً تأثير سلبي على النمو الاقتصادي، حيث جعلت الافتراض أكثر تكلفة وقللت من إنفاق المستهلكين.

بشكلٍ عام، يعد تأثير صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي في مصر أمراً معقداً، ويمكن أن يكون لها آثار إيجابية وسلبية، ويعتمد تأثيرها على مجموعة متنوعة من العوامل، بما في ذلك خصوصيات كل صدمة والحالة العامة للاقتصاد، وعدم الاستقرار السياسي، وهيكل القطاع المالي، وفعالية البنك المركزي المصري في تنفيذ السياسة النقدية. وعلى ضوء ذلك، يكون الهدف من خلال هذا البحث هو تقديم تحليل شامل لسلوك صدمات السياسة النقدية وقياس أثرها على النمو الاقتصادي في جمهورية مصر العربية.

٢- مشكلة البحث

تبرز إشكالية البحث، في بيان التأثير الذي تتركه كل من صدمات عرض النقود وصددمات أسعار الفائدة وصددمات أسعار الصرف على النمو الاقتصادي، لكون هذه الصدمات من الأمور الهامة التي توضح مدى فعالية السياسات النقدية في تحقيق الاستقرار الاقتصادي، وأن حدوثها قد يشير إلى وجود مخاطر متعلقة بالسياسة النقدية، وهو ما يجعل من دراستها والوقوف على نتائجها موضوعاً يستحق البحث، من هنا يمكن تحديد مشكلة البحث في السؤال التالي:

"ما هو تأثير صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي لجمهورية مصر العربية في الأجلين الطويل والقصير؟"

٣- أهداف البحث

يهدف البحث إلى تحليل وقياس تأثير صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي، من خلال تحقيق الأهداف التالية:

- تحليل حجم وطبيعة صدمات السياسة النقدية، لتقديم فهم أفضل لطبيعة تأثير صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي.
- التحليل النظري والتطبيقي للتأثيرات المحتملة لصدمة السياسة النقدية، وفهم تفاوت النتائج المتعلقة بهذا الأمر في الدراسات السابقة.
- وتوسيع الدراسة أيضاً إلى المساهمة في الأدب الاقتصادي المتعلق بدراسة تأثير صدمات السياسة النقدية على الاقتصاد المصري، وتوفير إطار فكري لفهم تلك الصدمات وأثرها على الاقتصاد، خاصة في ظل ندرة الأدبيات التي تناولت تطبيقها على الاقتصاد المصري.

٤- أهمية البحث

تعطى هذه الدراسة تقييماً علمياً وعملياً مع رسم صورة موضوعية حول طبيعة ودور صدمات السياسة النقدية وتأثيرها في الأزمات والجوانب المختلفة للاقتصاد المصري، عن طريق رصد وتحليل أثرها على النمو الاقتصادي خلال فترة الدراسة التي تمتد من عام ١٩٨٠ حتى العام ٢٠١٠، مستخدماً في ذلك أسلوب الانحدار الذاتي للباطءات الموزعة (ARDL).

٥- فرضية البحث

الفرضية الأولى: تؤثر صدمات السياسة النقدية بشكل كبير على النمو الاقتصادي للدولة.
الفرضية الثانية: تأثير صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي أقوى على المدى القصير منه على المدى الطويل.

٦- مصادر البيانات

سينصب الاهتمام في الدراسة التطبيقية على قياس أثر صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي لجمهورية مصر العربية، وقد امتدت هذه الدراسة لتشمل الفترة الزمنية من العام ١٩٨٠ حتى العام ٢٠١٠، وسيتم قياس الأثر فيها على أساس المشاهدات السنوية. وقد تم

اختيار هذه الفترة كونها الأكثر استقراراً نسبياً وعدم وجود اضطرابات أو تحولات أو تقلبات اقتصادية، وذلك لإعطاء نتائج ذات قيمة مضافة. كما تعتمد الدراسة بشكل رئيسي من حيث جمع البيانات والمعلومات على التقارير والنشرات الصادرة عن صندوق النقد الدولي والبنك الدولي.

٧- الدراسات السابقة

اهتمت العديد من الدراسات بالبحث في تأثير صدمات السياسة النقدية على الاقتصاد، لمحاولة فهم تلك الآثار والتحديات المرتبطة باستخدامها كأداة لتحقيق الاستقرار الاقتصادي، في ظل وجود أطر مختلفة للسياسة النقدية وبيئات سياسية وهيكل اقتصادية يمكن أن تؤثر على انتقال السياسة النقدية. وقد اعتمدت في أسلوبها على نماذج متعددة المتغيرات، مثل نموذج (VAR) والنموذج الهيكلي (SVAR) ونموذج تصحيح الأخطاء (VECM) ونموذج VECM الهيكلي (SVECM) ونماذج (DSGE) ونموذج (ARDL) وللتعرف على صدمات السياسة النقدية في هذه النماذج، كان لزاماً فرض بعض القيود على العلاقة بين السياسة النقدية ومتغيرات الاقتصاد الكلي.

فقد بدأ الحديث عن تأثير الصدمات في السياسة النقدية في سبعينات القرن الماضي؛ فمن الناحية النظرية، نجد أن فريدمان (1970) اعتبر الفروقات بين الكمية المطلوبة من النقود الاسمية والكمية المعروضة منها أمر محوري في تحليل آلية انتقال أثر التقلبات في السياسة النقدية وما يترتب عنها من صدمات، وأن هذه النقود إذا كانت نقوداً محلية فإنها تتأثر بسياسات البنك المركزي، ويمكن أن يؤدي هذا التأثير إلى الاحتفاظ بكمية من النقود أكبر (أصغر) مما هو مرغوب فيه.

ومن الناحية التطبيقية، وبعد دراسة (Lucas (1973 ودراسة Sargent & Wallace (1975 كانت الدراسات القياسية التي تناولت هذا الموضوع بالبحث والدراسة تركز على التغيرات الغير متوقعة في السياسة النقدية، واستحوذ استخدام نموذج var على غالبية الدراسات في حينها ومنها دراسات (Sims, 1980; Sims, 1986; Bernanke, 1986; Keating et al., 2019; Christiano & Eichenbaum, 1992; Leeper & Gordon, 1992; Lastrapes & Selgin, 1995).

وبشكل عام، لا يوجد إجماع بين الباحثين على حجم الأثر واتجاهه، فقد توصلت الدراسات القياسية المتعلقة بموضوع الدراسة إلى نتائج متفاوتة بسبب القيود المفروضة،

فوجد أن دراسة كل من Prasad & Gable (1998) هدفت إلى بيان أثر التوسع في عرض النقود على الميزان التجاري في الدول الصناعية الكبرى، وتوصلاً إلى أن التوسع في عرض النقود في أغلب الدول الصناعية الكبرى له آثار إيجابية على الميزان التجاري في المدى القصير، ولكن في المدى الطويل يكون له آثار سلبية كبيرة ويُحدث تقلبات في الميزان التجاري، في حين نجد أن دراسة Lee & Chinn (2006) قد توصلت إلى أن صدمات السياسة النقدية لها تأثير إيجابي على الحساب الجاري وأسعار الصرف في المدى الطويل. أما دراسة البيضاني والحمدي (٢٠١١) فقد هدفت إلى تحليل العلاقة بين صدمات تقلبات السياسات النقدية على النشاط الاقتصادي وميزان المدفوعات بالولايات المتحدة الأمريكية وأظهرت النتائج وجود تأثير إيجابي قوي على الحساب الجاري والحساب الرأسمالي وميزان المدفوعات، وهو نفس ما توصلت إليه دراسة Hafstead & Smith (2012) والتي وجدت أن صدمات العرض والطلب الناتجة عن القطاعات المالية لها تأثيرات كبيرة على المتغيرات الكلية للاقتصاد، كما جاءت دراسة Blanchard & Perotti (2002) لتؤكد نفس النتيجة وتوصلت إلى أن صدمات سعر الصرف لها تأثير إيجابي على ميزان المدفوعات في الأجلين القصير والطويل وأن حدوث صدمة في الكتلة النقدية لها أثر إيجابي على ميزان المدفوعات في الأجل القصير وتتحول إلى أثر سلبي في الأجل الطويل والمتوسط. أما دراسة أبو عميرة (٢٠٢٠) والتي سعت إلى تقدير العلاقة بين التقلبات في أسعار الصرف والواردات المصرية فقد توصلت إلى وجود أثر قوي في الأجل القصير ولكن هذا الأثر يتلاشى في الأجل الطويل ويصاحب ذلك تناقص في الاحتياطات النقدية من العملات الأجنبية، وهو عكس ما توصل إليه Sekkat (2016) من عدم وجود تأثير واضح لصدمات سعر الصرف على قطاع التصنيع أو الصادرات في ظل عدم وجود تنوع للصادرات داخل القطاع، كما وجد Nguyen & Trinh (2019) أن صدمات أسعار الصرف لها تأثير سلبي على الصادرات في الأجل الطويل وأن تخفيض قيمة العملة قد أثر سلباً في المدى القصير على الصادرات ولكن هذا التأثير كان إيجابياً في المدى الطويل، وهذه النتيجة تتوافق أيضاً مع دراسة Nguyen & Do (2020) والتي وجدت أن صدمات سعر الصرف لها تأثير كبير على التجارة الخارجية في المدى الطويل وأن تخفيض قيمة العملة المحلية أدى إلى تحفيز الصادرات بشكل كبير وزيادة تكلفة الواردات في حالة فيتنام، ويؤيد ذلك أيضاً دراسة Burgess & Knetter التي نُشرت في عام 1996، والتي وجدت أن صدمات أسعار الصرف تؤدي إلى عدد من النتائج المختلفة لدول مختلفة. على وجه

التحديد، توصلت الدراسة إلى أن صدمة أسعار الصرف تتسبب في حدوث تحول في الأسعار النسبية للسلع، مما قد يؤدي إلى إعادة تخصيص التجارة. وخلصت الدراسة إلى أن صدمات أسعار الصرف يمكن أن يكون لها تأثيرات إيجابية وسلبية على الاقتصاد العالمي، بالاعتماد على الوضع الاقتصادي الخاص للدولة. وفي نفس هذا السياق، وفقاً لدراسة Gagnon & Ihrig لعام 2004، يمكن أن يكون لصدمات أسعار الصرف أيضاً تأثير كبير على التجارة العالمية. فقد توصلت الدراسة إلى أن هذه الصدمات تؤدي إلى تغييرات في الأسعار النسبية للسلع والخدمات، والتي بدورها يمكن أن تسبب تغييرات في تدفقات التجارة العالمية. وأن التخفيض المفاجئ لقيمة العملة جعل صادرات الدولة أكثر قدرة على المنافسة في الأسواق العالمية، في حين أن الارتفاع المفاجئ في قيمة العملة جعل الواردات أرخص. وهذا يؤدي إلى زيادة الصادرات وانخفاض الواردات، مما يؤدي إلى زيادة حجم التجارة الدولية. من ناحية أخرى، يمكن أن تؤدي صدمات أسعار الصرف أيضاً إلى عدم اليقين في الأسواق العالمية، مما قد يؤدي إلى انخفاض التجارة. ونفس النتائج أيضاً توصلت إليها دراسة Forbes & Chinn (2004) ودراسة Stock & Watson (2001) ودراسة Paudel & Burke (2015). وعلى العكس من ذلك وجدت دراسة جلطي (٢٠٢٢) عدم وجود تأثير لصدمة سعر الصرف على الواردات في الأجلين الطويل والقصير وأن تخفيض العملة لا يؤثر على الواردات في الأجلين الطويل والقصير وهذا يرجع لنوعية وتركيبية الواردات بجانب أن تخفيض العملة يؤثر سلباً على جذب الاستثمار في الجزائر.

وتوصلت دراسة هاني ومراح (٢٠١٨) إلى أن صدمات العرض والطلب على النقود وأسعار الفائدة وأسعار الصرف كان لها تأثير كبير على التضخم والبطالة، في حين دراسة Abbate et al., (2020) توصلت إلى أن الصدمات النقدية التوسعية أدت إلى انخفاض التضخم بشكل مؤقت وساعدت الصدمات السلبية على منع الكساد خلال الأزمة المالية العالمية وأن للصدمات النقدية أثر عكسي على الإنتاج، أما دراسة خليل و خليل (٢٠٢٠) فقد توصلت إلى وجود أثر إيجابي في المدى القصير ولكن هذا الأثر ضعيف لمكونات عرض النقود على التضخم والبطالة وتلاشى هذا الأثر في المدى الطويل، وجاءت دراسة حايدي (٢٠١٩) لتؤكد وجود أثر إيجابي لصدمات سعر الصرف والكتلة النقدية على التضخم في الجزائر على المدى القصير. وتوصلت دراسة الجزار والبرماوي (٢٠٢٢) لنفس النتيجة السابقة غير أنها ركزت على قياس أثر الصدمات الغير متماثلة لسعر الصرف على معدل التضخم وأثبتت الدراسة أن معدل التضخم في الأجل القصير تأثر بفعل الصدمات

الإيجابية فقط في حين لم يتأثر بالصدمات السلبية، ما يعني أن التضخم يرتفع مع ارتفاع سعر الصرف ولا يحدث العكس وأن تأثير الصدمات الإيجابية والسلبية لسعر الصرف غير معنوي في الأجل الطويل. دراسة أخرى مؤثرة بواسطة (Gertler & Karadi, 2015) قدمت دليلاً على تأثير صدمات السياسة النقدية على ديناميكيات التضخم وتظهر أن صدمات السياسة النقدية تلعب دور مهم في تشكيل توقعات التضخم.

دراسة بوصافي وبوسيكي (٢٠١٨) توصلت أيضاً إلى أن صدمات عرض النقود وأسعار الفائدة الاسمية يكون لها أثراً سلبياً على الناتج المحلي الإجمالي في الأجل الطويل والقصير، وأن صدمة أسعار الصرف يكون لها أثراً إيجابياً في الناتج المحلي الإجمالي في الأجل القصير ويتلاشى هذا الأثر في الأجل الطويل، وهو نفس ما توصلت إليه دراسات (Nouira et al., 2011; Paudel & Burke, 2015; Iwaisako & Nakata, 2017;) (Mao et al., 2019) من وجود تأثير كبير لصدمات سعر الصرف على النمو الاقتصادي والتجارة الداخلية والاستثمار الأجنبي في المدى القصير، إلا أنهم وجدوا أيضاً تأثير كبير في المدى الطويل، أيضاً جاءت دراسة الكبيسي (٢٠١٠) والتي هدفت إلى التعرف على تأثير الصدمات النقدية لتؤكد على وجود أثر إيجابي قوي بين صدمة عرض وطلب النقود على الناتج المحلي الإجمالي في العراق. في حين تبين عدم وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين صدمات الطلب على النقود الأجنبية وصدمات عرض النقود الأجنبية من جهة والناتج المحلي الإجمالي من جهة أخرى بحسب ما توصلت إليه دراسة البكل والحداد (٢٠٢٢). وفي نفس السياق دراسة كاظم (٢٠١٦) والتي تعرضت لدراسة أثر الصدمات النقدية على الناتج المحلي الإجمالي في دول العراق واليابان وكوريا الجنوبية، أظهرت أن صدمات عرض النقود أحدثت تقلبات في الناتج المحلي الإجمالي في اليابان وكوريا الجنوبية بينما صدمة سعر الصرف أحدثت تقلبات في معدلات التضخم في كوريا الجنوبية والناتج المحلي الإجمالي لليابان وأن صدمة سعر الفائدة أحدثت تقلباً في الناتج المحلي الإجمالي الياباني ومعدلات البطالة في كوريا الجنوبية والناتج المحلي الإجمالي في العراق، وأن صدمة الطلب على النقود كان لها تأثيرها في إحداث تقلبات في الناتج المحلي الإجمالي للعراق. كما توصلت بعض الدراسات مثل دراسة أجراها (Benigno & Ricci (2011 أن انتقال صدمات السياسة النقدية أقل فعالية في الدول ذات الأنظمة المالية الأقل تطوراً. بالإضافة إلى ذلك، توصلت دراسة (Romer & Romer (2008 أن تأثير صدمات السياسة النقدية قد

تغير بمرور الوقت، حيث أصبحت السياسة أقل فاعلية في الولايات المتحدة منذ الثمانينيات. وهذه النتائج تدعمها أيضاً دراسة (Benati & Mumtaz (2007). وعلى الرغم من أهمية هذه الدراسات في فهم طبيعة صدمات السياسة النقدية إلا أنها في غالبها تحتوي قيود في تصميمها أو منهجيتها قد تكون أثرت على نتائجها، وبناءً عليه فقد اعتمدت الدراسة الحالية على التغيرات السنوية مع وضع حد لتحديد الصدمات السلبية والإيجابية عند قياس تأثير الصدمات، حيث يكون $-\sigma^2 \leq Shocks \leq \sigma^2$ هو التعبير الذي يحدد الصدمة سواء كانت سلبية أو إيجابية، وذلك خلافاً للدراسات السابقة التي خلطت بين المفاهيم الثلاثة (الصدمات، التغيرات، التقلبات).

٨- توصيف متغيرات البحث:

الجدول رقم (١) متغيرات البحث ومصادر البيانات

مصادر البيانات	المؤشر	رمز الاختصار	المتغيرات
IMF	معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي	GDPpc	نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي
بيانات البنك الدولي	تم احتساب الصدمة بالاعتماد على بيانات العرض النقدي بمفهومه الواسع (M2).	BMshock	صدمة عرض النقود
بيانات البنك الدولي	تم احتساب الصدمة بالاعتماد على بيانات سعر الفائدة الإسمي على الإقراض.	Rshock	صدمة سعر الفائدة
بيانات البنك الدولي	تم احتساب الصدمة بالاعتماد على بيانات سعر الصرف الرسمي.	Exshock	صدمة سعر الصرف
بيانات البنك الدولي	التضخم، معامل تكميش الناتج المحلي الإجمالي (% سنوياً) سنة أساس ٢٠١٠	Inflation	معدل التضخم
بيانات البنك الدولي	إجمالي الإنفاق القومي (% من إجمالي الناتج المحلي)	Spending	إجمالي الإنفاق القومي
بيانات البنك الدولي	بالاعتماد على الرقم القياسي العام لأسعار المستهلكين سنة الأساس ٢٠١٠	CPI	المستوى العام لأسعار المستهلكين
بيانات البنك الدولي	الترتيب المؤي بين جميع البلدان (يتراوح من صفر (أدنى) إلى ١٠٠ (أعلى مرتبة))	Political	الاستقرار السياسي

توصيف متغيرات البحث يعد جزء مهم في الأبحاث والدراسات العلمية، إذ يساعد في فهم العلاقات بين المتغيرات المختلفة وتأثيرها على النتائج والاستنتاجات. ويُعرف المتغير بأنه أي جزء من الظاهرة أو الظواهر التي يتم قياسها أو يتم ملاحظتها في سياق الدراسة، ويمكن تصنيف المتغيرات إلى متغيرات تابعة (Dependent Variables) ومتغيرات مستقلة (Independent Variables) ومتغيرات ضابطة (Control Variables). وبناءً على ذلك، من أجل قياس أثر صدمات السياسة النقدية على المتغيرات الاقتصادية الكلية، اعتمدت الدراسة عند اختيار المتغيرات على دراسات (سلمان، ٢٠١٠؛ مختاري وابن البار، ٢٠٢١) و (Romer & Romer, 2008; Mayer & Scharler, 2010; Kasumovich, 1996; Mumtaz & Zaneti, 2012; Blanchard & Perotti, 2002; Degasperi, 2022; Agrippino & Ricco, 2021)، كذلك توفر بيانات لسلاسل زمنية سنوية خلال فترة الدراسة الممتدة من ١٩٨٠ حتى ٢٠١٠، بالتالي تكون المتغيرات في نموذج الدراسة كما يلي:

- **المتغير التابع:** النمو الاقتصادي المتمثل في معدل نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي (GDPpc).
- **المتغيرات المستقلة:** صدمة عرض النقود (BMshock)، صدمة سعر الفائدة (Rshock)، صدمة سعر الصرف (Exshock).
- **المتغيرات المستقلة الضابطة:** الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI)، إجمالي الإنفاق القومي (Spending)، الاستقرار السياسي (Political)، معدلات التضخم بحسب معامل تكميش الناتج المحلي الإجمالي (Inflation).

٩- صياغة نموذج البحث:

لقياس أثر صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي في جمهورية مصر العربية تم الاقتصار على الفترة من ١٩٨٠ حتى ٢٠١٠ وهي الفترة التي شهدت استقرار اقتصادي، ويكون نموذج الدراسة كما يلي:

$$GDPPC_t = f(BMSHOCK_t, EXSHOCK_t, RSHOCK_t, INFLATION_t, CPI_t, SPENDING_t, POLITICAL_t) \dots \dots \dots (1)$$

ويمكن كتابة الصيغة الرياضية للمعادلة بالطريقة التالية:

$$GDPPC_t = \beta_0 + \beta_1 BMSHOCK_t + \beta_2 EXSHOCK_t + \beta_3 RSHOCK_t + \beta_4 INFLATION_t + \beta_5 CPI_t + \beta_6 SPENDING_t + \beta_7 POLITICAL_t + \varepsilon_t \dots \dots (2)$$

وقد اعتمد البحث في التقدير على استخدام أسلوب الانحدار الذاتي للإبطاءات الموزعة (ARDL) المطور من قبل (Pesaran et al., 2001)، لما يتميز به هذا الأسلوب من دقة في التنبؤ سواء كانت المتغيرات مستقرة من الدرجة الصفر $I(0)$ أو الدرجة واحد $I(1)$ أو مزيج بينهما، ويأخذ في الاعتبار التغيرات الزمنية والاختلافات بين المفردات، كما يتميز هذا الأسلوب عن غيره من الأساليب الأخرى في أن نتائج تطبيقه تكون جيدة حتى في حالة ما إذا كان حجم العينة أو المشاهدات صغير، ويساعد في تقدير مكونات النموذج للأجلين الطويل والقصير معاً في معادلة واحدة بدلاً من معادلتين (Narayan, 2005).

ويأخذ نموذج تصحيح الخطأ واختبار الحدود شكل المعادلة التالية:

$$\begin{aligned} \Delta GDPPC_t = & a_0 + \sum_{i=1}^M a_{1i} \Delta GDPPC_{t-1} + \sum_{i=0}^{N1} a_{2i} \Delta BMSHOCK_{t-i} + \sum_{i=0}^{N2} a_{3i} \Delta EXSHOCK_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{N3} a_{4i} \Delta RSHOCK_{t-i} + \sum_{i=0}^{N4} a_{5i} \Delta INFLATION_{t-i} + \sum_{i=0}^{N5} a_{6i} \Delta CPI_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{N6} a_{7i} \Delta SPENDING_{t-i} + \sum_{i=0}^{N7} a_{8i} \Delta POLITICAL_{t-i} + \beta_1 GDPPC_{t-1} \\ & + \beta_2 BMSHOCK_{t-1} + \beta_3 EXSHOCK_{t-1} + \beta_4 RSHOCK_{t-1} \\ & + \beta_5 INFLATION_{t-1} + \beta_6 CPI_{t-1} + \beta_7 SPENDING_{t-1} + \beta_8 POLITICAL_{t-1} \\ & + \varepsilon_t \dots \dots \dots (3) \end{aligned}$$

حيث تشير: Δ = الفروق الأولى لقيم متغيرات البحث، α_0 = ثابت المعادلة، M = عدد فترات الإبطاء الزمني للمتغير التابع، N = عدد فترات الإبطاء الزمني للمتغيرات المستقلة.

$(a_{8i}, a_{7i}, a_{6i}, a_{5i}, a_{4i}, a_{3i}, a_{2i}, a_{1i})$ = معاملات العلاقة القصيرة الأجل، $(\beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8)$ $(\beta_2, \beta_1, \beta_3, \beta_4)$ = معاملات العلاقة الطويلة الأجل ومن خلاله يمكن معرفة ما إذا كان يوجد تكامل مشترك أم لا.

ويكون فرض العدم: $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0$

والفرض البديل: $H_0 \neq \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq \beta_7 \neq \beta_8 \neq 0$

t = الزمن، ε_t = حد الخطأ العشوائي.

من خلال المعادلة رقم (٣) وبعتماد طريقة المربعات الصغرى (OLS) ثم إجراء اختبار Wald للتحقق من قيم المعلمات في النموذج المقدر، وذلك من أجل اختبار وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات البحث، باستخدام اختبار الحدود (Bound Test) الذي قام به Pesaran et al., (2001) ويتم تحديد الحدود الدنيا والحدود العليا استنادا لإحصائية (F) بواسطة فرضية العدم التي تعنى عدم وجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل بين متغيرات الدراسة، فعندما تكون قيمة F المحسوبة أقل من القيم الجدولية يتم رفض فرض العدم (H0) وقبول الفرض البديل (H1) والذي يعني وجود تكامل مشترك. ولتقدير العلاقة قصيرة الأجل يستخدم نموذج تصحيح الخطأ التالي:

$$\begin{aligned} \Delta GDPPC_t = & a_0 + \sum_{i=1}^M a_{1i} \Delta GDPPC_{t-1} + \sum_{i=0}^{N1} a_{2i} \Delta BMSHOCK_{t-i} + \sum_{i=0}^{N2} a_{3i} \Delta EXSHOCK_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{N3} a_{4i} \Delta RSHOCK_{t-i} + \sum_{i=0}^{N4} a_{5i} \Delta INFLATION_{t-i} + \sum_{i=0}^{N5} a_{6i} \Delta CPI_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{N6} a_{7i} \Delta SPENDING_{t-i} + \sum_{i=0}^{N7} a_{8i} \Delta POLITICAL_{t-i} + \theta ECT_{t-1} \\ & + \varepsilon_t \dots \dots \dots (4) \end{aligned}$$

حيث أن (ECT_{t-1}) : حد تصحيح الخطأ و (θ) : معامل تصحيح الخطأ والذي يقيس سرعة التصحيح في المدة $t - 1$ إلى المدة t .

١٠- عرض وتحليل نتائج النموذج القياسي

١٠-١: اختبار استقرارية السلاسل الزمنية (١٩٨٠ - ٢٠١٠):

يتطلب تطبيق نموذج (ARDL) تحديد درجة استقرارية المتغيرات قيد الدراسة، ويتحدد ذلك من خلال اختبارات السلاسل الزمنية المستقرة باستخدام اختبار ديكي فولر المعزز (ADF) أو اختبار فيليبس - بيرون، ويتطلب تطبيق هذا النموذج ألا تكون السلاسل الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة مستقرة عند الفرق الثاني، حتى لا تكون نتائج الاختبار مضللة، وهو ما يعرف بالانحدار الزائف. ولكن يشترط في هذا الاختبار أن تكون السلاسل الزمنية مستقرة عند المستوى أو عند الفرق الأول أو كليهما.

يلاحظ من الجدول رقم (٢)، أن السلاسل الزمنية الأصلية بعضها كان مستقر عند المستوى والبعض الآخر غير مستقر وكانت جميعها مستقرة عند الفرق الأول عند مستوى

معنوية ٥% و عليه ستكون المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى I(1) في حالة وجود ثابت أو ثابت واتجاه أو بدون ثابت وبدون اتجاه.

الجدول رقم (٢): نتائج اختبار جذر الوحدة للفترة باختبار ديكي فولر الموسع (ADF)

عند الفرق الأول			عند المستوى			المتغيرات
بدون ثابت واتجاه	ثابت واتجاه	ثابت فقط	بدون ثابت واتجاه	ثابت واتجاه	ثابت فقط	
-10.4504***	-10.2597***	-10.3034***	-1.4773	-3.1860	-4.1194**	GDPPC
-4.8398***	-6.1295***	-6.1638***	-4.7217***	-6.2357***	-6.2881***	BMSHOCK
-4.8990***	-4.7697***	-4.7958***	-2.4083**	-3.0875	-3.7417**	EXSHOCK
-7.5528***	-7.4833***	-7.4241***	-4.3713**	-2.5084	-2.7032*	RSHOCK
-10.4534***	-10.1472***	-10.2906***	-1.7581*	-4.2158**	-4.0013***	INFLATION
-4.1079***	-3.7944**	-4.3256***	-1.6027	-1.4247	-0.7959	CPI
-4.7204***	-4.6147***	-4.6776***	-0.5806	-3.7933**	-2.2698	SPENDING
-4.9494***	-3.7969**	-4.8717***	-0.4947	-1.0414	-1.4077	POLITICAL
-2.647120	-4.309824	-3.679322	-2.644302	-4.296729	-3.670170	1%
-1.952910	-3.574244	-2.967767	-1.952473	-3.568379	-2.963972	5%
-1.610011	-3.221728	-2.622989	-1.610211	-3.218382	-2.621007	10%

ملاحظة: (*) عند مستوى معنوية ١٠٪؛ (**) عند مستوى معنوية ٥٪؛ (***) عند مستوى معنوية ١٪.

٢-١٠: تحديد فترات الإبطاء المثلى:

الجدول (٣): نتائج اختبار تحديد فترات الإبطاء المثلى

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-442.9075	NA	4421.664	31.09707	31.47425*	31.21520
1	-339.6620	142.4077*	349.5956	28.39048	31.78515	29.45365
2	-249.4930	74.62255	191.1919*	26.58573*	32.99787	28.59393*

يلاحظ من خلال الجدول السابق بأن عدد فترات الإبطاء المثلى لنموذج البحث اعتماداً على معيار أكايكي (AIC) و (HQ) هنان كوين.

٣-١٠: نتائج تقدير نماذج الدراسة:

١-٣-١٠: تقدير نموذج الانحدار الذاتي للابطاءات الموزعة (ARDL).

١-١-٣-١٠: اختبار استقرار سلسلة البواقي

بما أن السلاسل الزمنية لمتغيرات البحث ساكنة عند المستوى وعند اخذ الفرق الأول، فمن أجل تقدير النموذج لابد من دراسة استقرار سلسلة البواقي عند المستوى بواسطة اختبار ديكي-فولر (ADF).

الجدول (٤): نتائج اختبار استقرار سلسلة البواقي

المتغير	المستوى	القيمة المحسوبة	مستوى المعنوية Prob
سلسلة البواقي (ECT)	عند المستوى	- 5.625385***	0.0001
	الفرق الأول	- 7.802863***	0.0000

(*) عند مستوى دلالة ١٠%، (**) عند مستوى دلالة ٥%، (***) عند مستوى دلالة ١%

تشير النتائج في الجدول رقم (٤) أن سلسلة البواقي لمتغيرات فترة الدراسة مستقرة عند المستوى، وبالتالي يمكن تقدير نموذج البحث.

٢-١-٣-١٠: تقدير النموذج:

الجدول (٥): تقدير نموذج الانحدار الذاتي للابطاءات الموزعة (ARDL)

Dependent Variable: GDPPC			
Selected Model: ARDL(1, 2, 2, 2, 1, 2, 0, 2)			
R-squared	0.924683	Mean dependent var	2.768089
Adjusted R-squared	0.736390	S.D. dependent var	1.811635
S.E. of regression	0.930147	Akaike info criterion	2.853473
Sum squared resid	6.921385	Schwarz criterion	3.843584
Log likelihood	-20.37536	Hannan-Quinn criter.	3.163563
F-statistic	4.910878	Durbin-Watson stat	2.170362
Prob(F-statistic)	0.013235		

يلاحظ من الجدول رقم (٥) نتائج الاختبار التي تظهر الجودة النسبية للنموذج الإحصائي المقدر، وذلك من خلال قيمة معامل التحديد المصحح المرتفعة نسبياً حيث جاءت قيمته ($\bar{R}^2 = 0.74$)، ما يعني أن النموذج يفسر ٧٤% من التغيرات في معدل نمو نصيب

الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، وأن نتائج العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة ليست زائفة، ويؤيد هذا الأمر أن قيمة Durbin-Watson $DW=2.17$ جاءت أعلى من قيمة معامل التحديد، كما أن قيمة ومعنوية إحصائية F-statistic تدل على أن النموذج معنوي ككل عند مستوى ٥%، بالتالي يمكن الاعتماد على النموذج في التحليل الاقتصادي. كما يتبين من الجدول السابق النموذج الأمثل من الابطاءات الموزعة التي تجنب النموذج مشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي، وهي (2, 0, 2, 1, 2, 2, 2, 1) كما يظهر من خلال الجدول رقم (٥).

٣-١-٣-١٠: نتائج اختبار الحدود Bounds Test

للتحقق من وجود تكامل مشترك وعلاقة توازنه بين المتغيرات المفسرة والمتغير التابع في النموذج نلجأ إلى استخدام اختبار الحدود (Bounds Test)، ويتم التوصل إلى إحصائية (F) ويتم مقارنتها مع قيم الحدود العليا والدنيا وفقاً لـ (Pesaran)، فإذا كان أكبر من قيم الحدود العليا نرفض فرضية العدم ونقبل الفرض البديل الذي ينص على وجود علاقة طويلة الأجل أو تكامل مشترك بين متغيرات البحث، وإذا كانت أقل من الحدود الدنيا وفقاً لـ (Pesaran) نقبل الفرض البديل الذي ينص على عدم وجود تكامل مشترك أو علاقة طويلة الأجل بين متغيرات البحث، أما إذا كانت تقع القيمة بين الحدود العليا والدنيا فالنتائج تكون مرتبكة أو غير واضحة.

الجدول (٦): نتائج اختبار الحدود (التكامل المشترك بين المتغيرات) للفترة (١٩٨٠-٢٠١٠)

Test Statistic	Value	k
F- statistic	6.447092	7
Critical Value Bonds		
Significance	الحد الأدنى	الحد الأعلى
10%	2.38	3.45
5%	2.69	3.83
2.5%	2.98	4.16
1%	3.31	4.63

وبمراجعة الجدول رقم (٦) نجد أن قيمة إحصائية (F) تساوي (٦,٤٤٧٠٩٢) وهي قيمة أكبر من القيم الجدولية عند حدها الأدنى عند مستوى دلالة (١%) التي تساوي (٣,٣١) وحدها الأعلى عند نفس المستوى (٤,٦٣)، مما يعني رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل، أي أنه توجد علاقة توازن وتكامل مشترك بين صدمات السياسة النقدية ونمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة الممتدة من (١٩٨٠ حتى ٢٠١٠)، مما يؤكد على وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات.

١٠-٣-٤: تقدير معاملات العلاقة طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات المفسرة:

يلاحظ من نتائج التقدير الموضحة في الجدول رقم (٧) وجود تأثير معنوي سلبي في الأجل الطويل بين معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي (GDPPC) من جانب وكل من صدمات سعر الصرف (ExShock) والمستوى العام لأسعار المستهلكين (CPI) ومؤشر الإنفاق القومي (Spending) من جانب آخر، وهذا يعني وجود علاقة عكسية وقوية بينهم عند مستويات دلالة أقل من (٥%) لصدمة سعر الصرف (ExShock) ومستويات دلالة أقل من (١%) للمستوى العام لأسعار المستهلكين (CPI) ومستويات دلالة أقل من (١٠%) لمؤشر الإنفاق القومي (Spending). كما توجد علاقة إيجابية ولكن غير معنوية في الأجل الطويل بين نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي ومعدل التضخم (Inflation). أيضاً تظهر النتائج، وجود تأثير سلبي ضعيف وغير معنوي في الأجل الطويل بين نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وكل من صدمات سعر الفائدة (RShock) وصددمات عرض النقود (BMSHock) ومؤشر الاستقرار السياسي (Political).

الجدول (٧): نتائج تقدير معاملات العلاقة طويلة الأجل

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BMSHock	-0.341046	0.786589	-0.433576	0.6761
ExShock	-2.434596	0.999340	-2.436204	0.0408
RShock	-1.731909	1.476992	-1.172592	0.2747
Inflation	0.121118	0.088538	1.367973	0.2085
CPI	-0.527382	0.139860	-3.770772	0.0055
Spending	-0.196510	0.097163	-2.022473	0.0778
Political	-0.035408	0.048813	-0.725380	0.4889

بناءً على ما تقدم يمكن كتابة معادلة التكامل التي توضح العلاقة طويلة الأجل كالتالي:

$$GDPPC = GDPPC - (-0.3410 \text{ BMSHock} - 2.4346 \text{ ExShock} - 1.7319 \text{ RShock} + 0.1211 \text{ Inflation} - 0.5274 \text{ CPI} - 0.1965 \text{ Spending} - 0.0354 \text{ Political}) \dots\dots(5)$$

١٠-٣-٥: تقدير معاملات العلاقة القصيرة الأجل وتصحيح الخطأ لنموذج (ARDL-ECM)

بعد التأكد من وجود علاقة طويلة الأجل، نقوم بتقدير معاملات العلاقة القصيرة الأجل وتصحيح الخطأ (ECM).

الجدول (٨): تقدير معاملات العلاقة القصيرة الأجل وتصحيح الخطأ

Short Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	39.91709	4.177016	9.556366	0.0000
D(BMSHOCK)	-0.314196	0.233865	-1.343493	0.2160
D(BMSHOCK(-1))	-0.814852	0.264128	-3.085063	0.0150
D(EXSHOCK)	-0.204364	0.396854	-0.514962	0.6205
D(EXSHOCK(-1))	2.040480	0.478467	4.264621	0.0027
D(RSHOCK)	-1.538863	0.495541	-3.105418	0.0145
D(RSHOCK(-1))	1.340971	0.380544	3.523823	0.0078
D(INFLATION)	0.176675	0.027199	6.495693	0.0002
D(CPI)	-0.205650	0.027136	-7.578591	0.0001
D(CPI(-1))	0.119227	0.038269	3.115508	0.0143
D(POLITICAL)	0.233190	0.040678	5.732650	0.0004
D(POLITICAL(-1))	0.148862	0.044478	3.346841	0.0101
CointEq(-1)*	-1.237983	0.125889	-9.833940	0.0000
R-squared		0.944891		
Adjusted R-squared		0.897130	Durbin-Watson stat	2.170362
F-statistic		19.78364		
Prob(F-statistic)		0.000000		

يتبين من خلال الجدول رقم (٨) أن معامل تصحيح الخطأ يأخذ إشارة سالبة وهي إشارة معنوية إحصائياً عند مستوى دلالة أقل من (١%) وكانت قيمته (-٢٣٨,١)، ما يؤكد على وجود تكامل مشترك بين المتغير التابع والمتغيرات المفسرة له خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠١٠)، وأن النظام الاقتصادي الكلي يصحح من الاختلالات القصيرة الأجل في المتغيرات المفسرة في السنة السابقة إلى السنة الحالية بسرعة (١٢٤%) تقريباً للوصول إلى حالة التوازن في الأجل الطويل، وتعني القيمة (-٢٣٨,١) أن النظام الاقتصادي يستغرق ما يقرب

من ٩ شهور ونصف تقريباً (١,٢٣٨/١ = ٠,٨٠٨) للعودة إلى حالة التوازن. تجدر الإشارة هنا، إلى أن قيمة معامل تصحيح الأخطاء كلما زادت كلما كانت فترة التصحيح أصغر والعكس صحيح وهو ما تؤيده دراسة (Dankumo et al.,2019). وهذا يعني أنه تم تصحيح ما قيمته (١٢٤%) تقريباً من الاختلال أو الانحراف قصير الأجل في المتغيرات التفسيرية في السنة السابقة إلى السنة الحالية.

من ناحية أخرى، أظهرت النتائج أن معاملات الأجل القصير للمتغيرات المفسرة مع فترة إبطاء واحدة جاء بعضها معنوياً والبعض الآخر غير معنوي، ومع فترتين إبطاء جاءت كلها معنوية. على سبيل المثال، تظهر النتائج أن العلاقة بين معدل نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي من ناحية وكلاً من صدمة العرض النقدي (BMSHock) وصدمة سعر الصرف (ExShock) تكون كبيرة وذات دلالة معنوية مع فترتين إبطاء عنها في حالة تأخر فترة واحدة، في حالة فترة إبطاء واحدة كان هناك تأثير سلبي ضعيف في الأجل القصير وفي الأجل المتوسط مع فترتي إبطاء تحول التأثير من ضعيف إلى قوي عند مستوى دلالة أقل من (٥%)، ولكن فيما يتعلق بصدمة سعر الصرف فالأمر مختلف معها، فنجد أن مع فترة إبطاء واحدة كان هناك تأثير سلبي ضعيف في الأجل القصير، ومع فترتي إبطاء تحول التأثير من سلبي ضعيف إلى إيجابي قوي في الأجل المتوسط عند مستوى دلالة أقل من (١%). أيضاً لصدمة سعر الفائدة وجد أن لها تأثير سلبي قوي في الأجل القصير مع فترة إبطاء واحدة عند مستوى دلالة أقل من (٥%)، بينما مع فترتي إبطاء تحولت التأثير السلبي إلى تأثير إيجابي قوي في الأجل المتوسط عند مستوى دلالة أقل من (١%). ونفس الأمر بالنسبة للمستوى العام لأسعار المستهلكين (CPI) وجد أن له تأثير سلبي قوي في الأجل القصير مع فترة إبطاء واحدة عند مستوى دلالة أقل من (١%)، بينما مع فترتي إبطاء تحولت التأثير السلبي إلى تأثير إيجابي قوي في الأجل المتوسط عند مستوى دلالة أقل من (٥%). وفيما يتعلق بمؤشر الاستقرار السياسي (Political) فكان تأثيره إيجابي في الأجل القصير مع فترة إبطاء واحدة والأجل المتوسط مع فترتي إبطاء عند مستويات دلالة أقل من (٥%). أيضاً وجد أن لمعدلات التضخم (Inflation) تأثير إيجابي ومعنوي في الأجل القصير على معدل نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي عند مستوى دلالة أقل من (١%).

أخيراً، تظهر نتائج الاختبار القصير الأجل أن معامل التحديد (R^2) المقدر بقيمة (٠,٨٩٧) هو إشارة إلى أن ٨٩,٧% من التغيرات في معدل نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي يتم حسابها من خلال التغيرات في المتغيرات المستقلة والضابطة معاً.

١٠-٣-١-٦: إجراء الاختبارات التشخيصية لصداقية النموذج:

من أجل اعتماد نموذج الدراسة في تقدير الآثار الطويلة والقصيرة الأجل يجب التأكد أولاً من جودته، ويتم ذلك من خلال الاختبارات التالية:

١٠-٣-١-٦-١: اختبار مضروب لاجرانج (LM Test) للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي بين

البواقي

من أجل اختبار عدم وجود ارتباط ذاتي للبواقي نلجأ إلى إجراء اختبار (LM Test) للارتباط الذاتي،

الجدول (٩): اختبار (LM Test) للكشف عن الارتباط الذاتي لنموذج (ARDL)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.881122	Prob. F(2,6)	0.4618
Obs*R-squared	6.583800	Prob. Chi-Square(2)	0.0372

يتبين من خلال الجدول رقم (٩) عدم معنوية قيمة (F-statistic)، مما يشير إلى قبول الفرض العدمي أو الصفري (عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي)، وبالتالي لا يوجد مشكلة ارتباط ذاتي في النماذج الدراسية.

١٠-٣-١-٦-٢: اختبار (ARCH) للكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين بين البواقي

للتحقق من شرط ثبات التباين بين البواقي تم إجراء اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي (ARCH)، وجاءت النتائج كما هي مبينة في الجدول (١٠) والتي تشير إلى أن معنوية قيمة (F-statistic) أكبر من مستوى المعنوية (٥%)، بالتالي لا يمكن رفض فرض العدم (ثبات التباين بين البواقي).

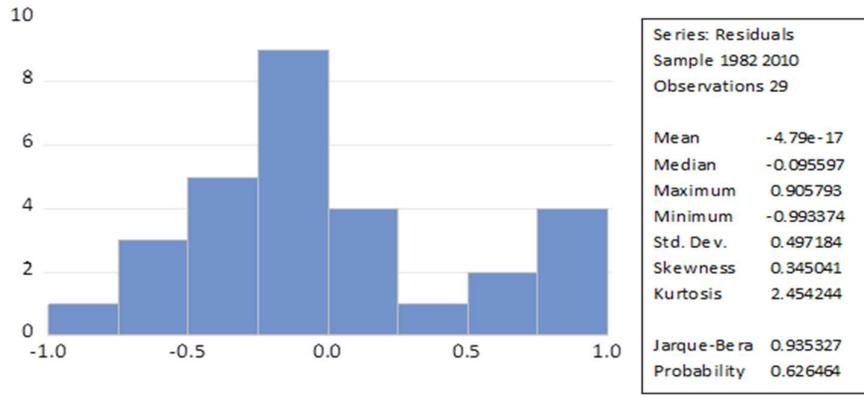
الجدول (١٠): اختبار (ARCH) للكشف عن عدم ثبات تباين بين البواقي

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	2.115443	Prob. F(1,26)	0.1578
Obs*R-squared	2.106756	Prob. Chi-Square(1)	0.1466

١٠-٣-١-٦-٣: اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية

يعتبر شرط التوزيع الطبيعي للبواقي معبراً عن مدى قبول أو رفض النموذج، ومن خلال الشكل رقم (١) يتبين أن قيمة (Jarque-Bera) كانت (0.935) واحتمالية (Prob=0.6264)، وهي قيمة أكبر من مستوى الدلالة (٥%) وعلى هذا يتم قبول الفرض الصفري (أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي) وعدم قبول الفرض البديل وهو أن البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي، وبالتالي لا توجد هناك مشكلة توزيع طبيعي.

الشكل (١): اختبار (توزيع الأخطاء العشوائية) للكشف عن الارتباط الذاتي

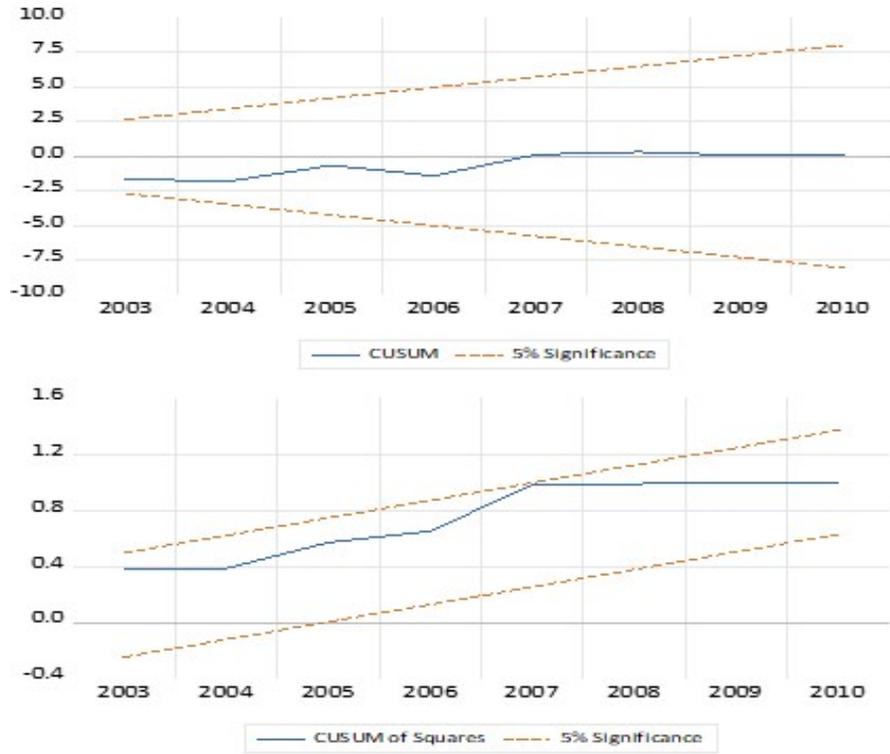


١٠-٣-١-٦-٤: اختبار استقرارية النموذج (CUSUM Test & CUSUM of Squares)

(Test

لكي يكون النموذج صحيحاً لابد من إجراء اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات الأجل الطويل والقصير، بالاعتماد على اختبار CUSUM Test & CUSUM of Squares والخاص باختبار المجموع التراكمي للبواقي، ويتحقق الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج المقدر في حالة وقوع الشكل البياني داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية (٥%)، ويتضح من الشكل رقم (٢) أن النماذج المقدره مستقرة هيكلياً خلال فترة الدراسة.

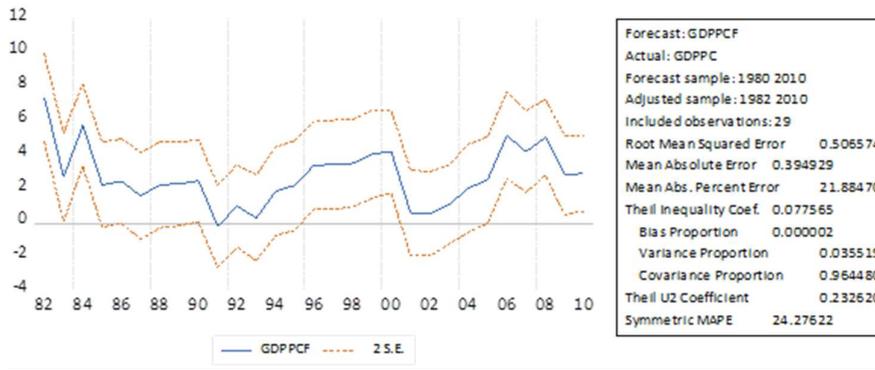
الشكل (٢): نتائج اختبار (CUSUM) واختبار (CUSUMK of Squares)



١٠-٣-١-٦-٥: اختبار القدرة التنبؤية لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد

من أجل اختبار القدرة التنبؤية للنموذج المقدر وأنه يتمتع بقدرة عالية على التنبؤ خلال فترة البحث، ويستخدم في ذلك معامل عدم التساوي لثايل (Theil Inequality Coefficient) والذي جاءت قيمته قريبة جداً من الصفر. أيضاً، يظهر كل من الشكل رقم (٣) أن نسبة التحيز (Bias Proportion) هي أيضاً قيمتها صفرية تقريباً، ونسبة التباين (Variance Proportion) هي قيمة قريبة جداً من الصفر. بالإضافة إلى ذلك، جاءت قيمة نسبة التغيرات (Covariance Proportion) قريبة من الواحد الصحيح خلال الفترة، وهذا يعني أن هناك علاقة قوية بين المتغير التابع والمتغيرات المفسرة له، وبالتالي إذا تغير قيمة أحد المتغيرات المفسرة سيؤدي إلى تغيير كبير في المتغير التابع، مما يشير إلى أن من المرجح وجود عامل مشترك يؤثر على كل المتغيرات ومن الممكن استخدام أحدها للتنبؤ بالآخر، وهذا يعكس قدرة النموذج على التنبؤ واتخاذ القرارات الاقتصادية المناسبة.

الشكل رقم (٣): اختبار القدرة التنبؤية لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد



١١- تحليل وتفسير نتائج البحث القياسية

تظهر لنا نتائج البحث التطبيقية عن وجود تأثير لصددمات السياسة النقدية بما فيها، صدمات عرض النقود وصددمات سعر الصرف وصددمات سعر الفائدة على نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وينعكس ذلك على النمو الاقتصادي.

- فقد أظهرت النتائج القياسية عن وجود تكامل مشترك بين صدمات السياسة النقدية والنمو الاقتصادي خلال فترة الدراسة (١٩٨٠-٢٠١٠)، وهذا يعني وجود علاقة توازنية ومستقرة طويلة الأجل بين المتغيرات المدروسة، كما أنه يدعم النظرية الاقتصادية التي تنص على وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات، فوجود التكامل المشترك يشير إلى أن صدمات السياسة النقدية يمكن أن تؤثر على النمو الاقتصادي بشكل مستمر على المدى الطويل، ويحدث ذلك عندما يتأثر الاستثمار والإنفاق الاستهلاكي والتجارة وغيرها من المتغيرات الاقتصادية بالصددمات الناتجة عن السياسة النقدية، وتبقى هذه الآثار في المدى الطويل ولا تنتهي بانتهاء الصدمة الأولية.
- كما تظهر نتائج البحث وجود تأثير سلبي ومعنوي لصددمات سعر الصرف (*Exshock*) على معدل نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي (*GDPPC*) في الأجل الطويل مع وجود تأثير سلبي ضعيف في الأجل القصير مع فترة تأخير واحدة، ويتحول هذا التأثير السلبي الضعيف إلى تأثير إيجابي قوي في الأجل المتوسط مع فترتي تأخير، بمعنى أنه مع افتراض ثبات المتغيرات المستقلة الأخرى يمكن القول أن ارتفاع صدمة سعر الصرف بنسبة (١%) يؤدي ذلك إلى انخفاض نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بنسبة تصل إلى (٠,٢٠٤%) في الأجل القصير وبنسبة (٢,٤٣٥%) في الأجل الطويل، إلا أن هذا التأثير في الأجل المتوسط يتحول إلى تأثير

إيجابي قوي، أي أن ارتفاع صدمة سعر الصرف بنسبة (١%) ترفع معها نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بنسبة قدرت بنحو (٢,٠٤%). ويفسر ذلك أن النظام الاقتصادي استغرق فترتين للعودة إلى وسطه القديم، وأن هناك بعض الصدمات التي يتعرض لها النظام الاقتصادي لها تأثير إيجابي والبعض الآخر يكون لها تأثير سلبي وهذا الأمر طبيعي أيضاً، وأن صدمات سعر الصرف ترتبط بعلاقة معقدة بنمو الناتج المحلي الإجمالي ويعتمد تأثيرها على التأخر الزمني. كما أن تأثير صدمات سعر الصرف على الاقتصاد يقوى ويتعمق مع مرور الوقت، في حين أن التأثير الفوري لهذه الصدمات يكون ضعيفاً أو غير ملموس. في الأجل القصير، يكون هناك استقرار نسبي في الأسعار والأسواق المالية على الرغم من وجود صدمة في سعر الصرف، كما توجد هناك تأثيرات محدودة على الصادرات والواردات، وقد يحدث تكيف سريع في سوق العمل وأنماط الإنفاق الاستهلاكي والاستثماري للتكيف مع هذه التغيرات. ومع مرور الوقت، يبدأ التأثير السلبي لصدمة سعر الصرف يظهر بشكل ملحوظ في الأجل الطويل، ويؤدي تخفيض قيمة العملة إلى زيادة التضخم وارتفاع تكلفة الاستيراد، مما يؤثر سلباً على القدرة التنافسية للشركات المحلية ويقلص القوة الشرائية للمستهلكين، كما يؤثر سعر الصرف المنخفض على الاستثمارات الأجنبية وحجم التدفقات النقدية، مما يؤثر على الاقتصاد بشكل عام.

هذا يعني أيضاً، أنه على المدى القصير (مع فترة تأخير واحدة)، يكون هذا التأثير الضعيف نتيجة أن الصدمة متوقعة، ويحدث معها بعض الاضطرابات بسبب تعديلات إجراءات السياسة النقدية، مما يؤدي إلى تأثير سلبي على النمو الاقتصادي، كما أن العلاقة قصيرة الأجل قد تتأثر بعوامل أخرى مختلفة مثل الصدمات الاقتصادية الأخرى أو التغييرات السياسية أو الأحداث الخارجية، ولكن بعد فترة وجيزة من التباطؤ يبدأ الاقتصاد في الاستجابة بشكل إيجابي لإجراءات السياسة النقدية، نتيجة لهدوء الاضطرابات قصيرة الأجل وتكيف سلوك الشركات والمستهلكون مع التغيرات ويعود النشاط الاقتصادي مرة أخرى.

- كما تظهر النتائج وجود تأثير سلبي قوي لصدمة سعر الفائدة على نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي في الأجل القصير مع فترة تأخير واحدة، فعندما ترتفع صدمة سعر الفائدة بنسبة (١%) يؤدي ذلك إلى انخفاض الناتج المحلي الإجمالي بنسبة (١,٥٤%) في الأجل القصير. بالإضافة إلى ذلك، يتحول هذا التأثير السلبي القوي إلى

تأثير إيجابي قوي في الأجل المتوسط مع فترتي تأخير، فعندما ترتفع صدمة سعر الفائدة بنسبة (١%) يؤدي ذلك إلى ارتفاع الناتج المحلي الإجمالي بنسبة (١,٣٤١%). ثم يضعف هذا التأثير ويتحول إلى تأثير سلبي ضعيف في الأجل الطويل، حيث نجد أنه من المفترض أن يكون لصدمة سعر الفائدة تأثير فوري على متغيرات اقتصادية مثل تكاليف الاقتراض والاستثمارات في الأجل القصير، ويكون لهذا التأثير تأثير قوي سلبي وملمس على الناتج المحلي الإجمالي نتيجة لوجود اضطرابات قوية بسبب أن الصدمة تكون في الغالب غير متوقعة. ومع زوال الاضطرابات وتبدأ الوحدات الاقتصادية المختلفة في التكيف مع الإجراءات الجديدة في الأجل المتوسط يبدأ التأثير الإيجابي القوي، قد يتم تعويض الأفراد والشركات عن التغيرات في أسعار الفائدة من خلال تعديل سلوكهم المالي واستراتيجيات الادخار والاستثمار، وقد يعتمدوا على مصادر دخل أخرى مثل الرواتب والأرباح والاستثمارات الأخرى لتحقيق استقرار مالي أفضل.

أيضاً، هناك عامل آخر قد يضعف من تأثير صدمة سعر الفائدة في مصر وهو مستوى التضخم، فعندما يرتفع التضخم فإن ذلك يضعف من قدرة السياسة النقدية في التأثير على النشاط الاقتصادي، لأنه يقوض القوة الشرائية للمستهلكين ويقلل من استعدادهم للإنفاق، وفي مصر كان ولا يزال التضخم أحد المشاكل القائمة في السنوات الأخيرة.

• بالإضافة إلى ذلك، تظهر النتائج تأثير سلبي ضعيف وغير معنوي لصدمة عرض النقود (*BMshock*) على الناتج المحلي الإجمالي في الأجل القصير مع فترة إبطاء واحدة ويقوى هذا التأثير السلبي في الأجل المتوسط مع فترتين إبطاء، ثم يضعف مرة أخرى بمرور الوقت في الأجل الطويل. فعندما ترتفع صدمة عرض النقود بنسبة (١%) ينخفض معها الناتج المحلي الإجمالي بنسبة قدرت بنحو (٠,٣١٤%) في الأجل القصير وبنسبة (٠,٨١٥%) في الأجل المتوسط، وبنسبة (٠,٣٤١%) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن تأثير صدمات عرض النقود يكون أكبر في الأجل المتوسط عنها في الأجلين القصير والطويل، وهذا يشير إلى أن تأثير زيادة أو نقصان كمية النقود المتداولة داخل الاقتصاد بشكل مفاجئ سوف يظهر تأثيره الفعلي على المتغيرات الاقتصادية والأسواق بشكل أكبر وأعمق بحسب الوقت. في الأجل القصير، نجد أن رفع أو تخفيض عرض النقود المفاجئ يكون له تأثير فوري قوي على أسعار السلع والخدمات والتضخم وسوق العمل ويقوى هذا التأثير ولكن بشكل إيجابي في الأجل

المتوسط. ومع ذلك، في الأجل الطويل قد يكون الاقتصاد قادر على التكيف مع تأثير هذه الصدمات، ويضعف التأثير مرة أخرى.

ويمكن تفسير هذا التأثير من خلال المفاهيم الاقتصادية التي تتعلق بالتوازنات والتكيفات في الأسواق المالية والاقتصادية، أو من خلال ما يعرف بـ "نظرية المرونة النقدية" (Monetary Flexibility Theory)، التي تناولتها دراسة Troeger, Vera (2012)، وتستند هذه النظرية إلى فكرة أن تأثير النقد على الاقتصاد يمكن أن يختلف بشكل كبير حسب الظروف الاقتصادية والزمنية. وهذا الأمر قد يكون نتيجة لتأثيرات متعددة ومعقدة تتداخل في مختلف الفترات الزمنية. ويمكننا تفسير ذلك بشكل أكثر تبسيطاً:

في الأجل القصير، عندما تحدث صدمة عرض النقود، مثل طباعة أوراق نقدية إضافية بشكل غير متوقع دون أن يكون لها تغطية اقتصادية، فإن ذلك يؤدي إلى ارتفاع أسعار السلع والخدمات بشكل سريع وهو ما يعرف بالتضخم، وفي هذه المرحلة يكون للتضخم آثار سلبية على الاقتصاد، مثل انخفاض القوة الشرائية للأفراد والوحدات الاقتصادية الأخرى ويساعد على ذلك عدم اليقين الاقتصادي. وهذا يعكس آلية تأثير الزيادة النقدية السريعة في الإنفاق والطلب دون أن تتكيف القدرة الإنتاجية للشركات والمؤسسات لتلبية هذا الطلب المتزايد.

وأما في الأجل المتوسط، تحدث تغييرات هيكلية في الاقتصاد والأسواق، وبالتالي تسهم زيادة عرض النقود في تمويل استثمارات جديدة وتنمية اقتصادية، مما يؤدي إلى ارتفاع معدل النمو الاقتصادي، وهذا النمو يقوي الطلب على السلع والخدمات مما يساهم في تعزيز الاقتصاد بشكل عام، وبالتالي تحقيق تأثير إيجابي قوي في المتوسط. وفيما يتعلق بالأجل الطويل، فإن الأثر السلبي للزيادة المفاجئة لعرض النقود يقل بالنسبة للتضخم على السلع والخدمات، نتيجة لتكيف الأفراد والمؤسسات بشكل تدريجي مع الظروف المالية الجديدة، وبالتالي تعمل قوى السوق وآليات التكيف الاقتصادي على تحقيق توازن أكثر استقراراً.

الاستنتاجات:

في ختام هذه الدراسة المتعلقة بتحليل وقياس تأثير صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي، نستطيع أن نستنتج بأن هذا الموضوع يمثل أحد القضايا الهامة للعديد من الاقتصاديين وصانعي السياسات الاقتصادية على حد سواء، وأن معرفة تأثير صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي يساعدنا في فهم التوجهات الاقتصادية وتوقع النتائج المستقبلية. ومن هنا بحثت هذه الدراسة في تحليل وقياس التأثيرات المختلفة لصدمة السياسة النقدية، بما فيها صدمات عرض النقود وصدمة سعر الصرف وصدمة سعر الفائدة من ناحية، ونصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي معبراً عن النمو الاقتصادي من ناحية أخرى في مصر خلال الفترة ١٩٨٠ حتى ٢٠١٠. وقد توصل البحث إلى نتائج كان من أهمها:

- أظهرت الدراسات السابقة والنماذج الاقتصادية التي تم استخدامها في هذا البحث أن صدمات السياسة النقدية يمكن أن تؤثر بشكل كبير على النمو الاقتصادي، وتتمثل هذه التأثيرات في تغير مستوى الاستثمار، وتكاليف الاقتراض، ومعدلات التضخم، والنشاط الاقتصادي.
- يوجد تباين وتذبذب لتأثير صدمات عرض النقود وسعر الصرف وسعر الفائدة على الناتج المحلي الإجمالي خلال فترة الدراسة من ١٩٨٠ حتى ٢٠١٠.
- يختلف تأثير صدمة عرض النقود بحسب الفترة الزمنية التي تمر بها الصدمة، في المدى القصير يكون لها تأثير سلبي ضعيف بسبب التضخم المفاجئ، وفي المدى الطويل تقل أثارها بسبب تكيف السوق والاقتصاد، أما في الأجل المتوسط ينشأ تأثير إيجابي قوي نتيجة للتطورات الاقتصادية والاستثمارات الجديدة.
- توجد علاقة عكسية ضعيفة في الأجل الطويل وعلاقة عكسية قوية في الأجل القصير بين صدمات سعر الفائدة من جهة والناتج المحلي الإجمالي من جهة أخرى، كما أن هناك علاقة طردية قوية بين صدمات عرض النقود والنمو الاقتصادي في الأجل المتوسط.
- أيضاً، توجد علاقة عكسية ضعيفة لصدمة سعر الصرف على الناتج المحلي الإجمالي في الأجل القصير، بينما تكون هذه العلاقة عكسية قوية في الأجل الطويل، وفي الأجل المتوسط كانت العلاقة إيجابية قوية.

- توصلت النتائج أيضاً إلى أن تأثير صدمات السياسة النقدية يمكن أن يكون غير متجانس بين الدول والاقتصادات المختلفة. فعلى سبيل المثال، يمكن أن يؤثر تشديد إجراءات السياسة النقدية بشكل إيجابي على بعض الاقتصادات التي تعاني من التضخم المفرط، في حين يمكن أن يكون له تأثير سلبي على الاقتصادات التي تعاني من نمو اقتصادي ضعيف.

وأخيراً، فإن فهم تأثير صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي يعد من الأمور الحيوية للدول والمؤسسات التي تسعى لتحقيق الاستقرار وتعزيز النمو الاقتصادي، بالتالي يجب على متخذي السياسات النقدية الأخذ في الاعتبار تلك التأثيرات المحتملة عند اتخاذ قراراتهم النقدية، وتحديد السياسات التي تعزز النمو الاقتصادي وتحقق الاستقرار النقدي. ومن الممكن أن تساهم هذه الدراسة في توجيه النقاش العام والبحوث المستقبلية في مجال السياسة النقدية وتأثيرها على النمو الاقتصادي، كما أنها قد توفر تحليلاً أعمق ونماذج أكثر تفصيلاً لفهم هذا التأثير وتحديد العوامل التي قد تؤثر عليه. أيضاً، يجب أن تتم دراسات مستقبلية لتوسيع نطاق البحث وتطبيقه على حالات وسيناريوهات اقتصادية مختلفة.

المراجع العربية:

١. أبو عميرة، هشام. (٢٠٢٠). تقدير أثر تقلبات سعر الصرف على الواردات المصرية خلال الفترة (١٩٦٢-٢٠١٨) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للمتباطئات الموزعة. (*ARDL*) المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والإدارية، مج. ٦، ع. ١، ص ص. ٤٣-٧٦.
٢. البرماوي، أدهم والجزار، فاروق. (٢٠٢٢). أثر الصدمات غير المتماثلة لسعر الصرف على معدل التضخم باستخدام نموذج " *NARDL* " دراسة تطبيقية على الاقتصاد المصري. "مجلة كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، ٢٣(٢)، ٣٤-٧.
٣. البكل، احمد والحداد، إيمان. (٢٠٢٢). الآثار الاقتصادية لصدمات النقد الأجنبي على الناتج المحلي الإجمالي دراسة تطبيقية على الاقتصاد المصري. المجلة العلمية للدراسات التجارية والبيئية. ١٣(٢)، ٣٤-١.
٤. بوصافي، كمال وبوسيكى، حليلة. (٢٠١٨). قياس وتحليل صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي (*var*) للفترة من (٢٠٠٠-٢٠١٦). مجلة الدراسات المالية والمحاسبية والإدارية. العدد ٩. ص ص ٥٠-٧٢.

٥. البيضاني، جليل والحمدى، عقيل. (٢٠١١). أثر السياسة النقدية في ميزان المدفوعات: (الاقتصاد الأمريكي حالة دراسية). العلوم الاقتصادية، مج. ٧، ع. ٢٧، ص ص. ٣-١.
٦. جلطي، كريمة. (٢٠٢٢)، النموذج القياسي لتحليل أثر تخفيض الدينار الجزائري على الواردات باستخدام شعاع الانحدار الذاتي (VAR) للفترة من (1980 - 2018)، مجلة جامعة القدس المفتوحة للبحوث الإدارية والاقتصادية، ١٧، ٣٥ - ٤٨.
٧. الجنابي، نبيل ومطير، عادل. (٢٠١٥). العلاقة السببية بين التغير في عرض النقود ونمو الناتج المحلي الإجمالي في العراق للمدة (1980-2012) مجلة القادسية للعلوم الإدارية والاقتصادية، مج. ١٧، ع. ٣، ص ص. ١١٨-١٣٣.
٨. حايد، مروان. (٢٠١٩). تأثير الصدمات الهيكلية لسعر الصرف والكتلة النقدية على التضخم في الجزائر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠١٦). مقارنة نماذج "SVAR" باستخدام برنامج "Eviews10". المجلة الجزائرية للاقتصاد والمالية، ٦(٢)، ٨٣-١٠٣.
٩. خليل، فادي و خليل، هادي. (٢٠٢٠). دراسة قياسية لأثر صدمات مكونات العرض النقدي في متغيرات الاقتصاد الكلي الرئيسية في سورية. مجلة البحوث الاقتصادية والمالية، ٧(٢)، ٢٩٨-٣٢٣.
١٠. كاظم، إيمان. (٢٠٢٠). أثر الصدمات النقدية في الاستقرار الاقتصادي تجارب دول مختارة. أطروحة دكتوراه. غير منشورة. كلية الإدارة والاقتصاد. جامعة كربلاء. العراق.
١١. الكبيسي، محمد صالح. (٢٠١٠). قياس وتحليل الصدمات النقدية في الاقتصاد العراقي للفترة ١٩٨٠-٢٠٠٥: دراسة قياسية. مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، مج. ١٦، ع. ٥٨.
١٢. هاني، محمد ومراح، ياسين. (٢٠١٨). صدمات السيولة النقدية وإشكالية المرض الهولندي بالجزائر. مجلة البحوث والدراسات التجارية، مج. ٢٠١٨، ع. ٤، ص ص. ٢١٠-٢٣٢.

References:

1. Abbate, A., Eickmeier, S., & Prieto, E. (2020). Financial Shocks and inflation Dynamics. SNB Working Papers, No. 13, June.
2. Benati, L., Mumtaz, H, (2007). U.S. evolving macroeconomic dynamics: a structural investigation, Working Paper Series 746, European Central Bank.
3. Benigno, P., & Ricci, L. A. (2011). The Inflation-Output Trade-Off with Downward Wage Rigidities. The American Economic Review, 101(4), 1436–1466. <http://www.jstor.org/stable/23045904>

4. Bernanke, B, (1986), Alternative explanations of the money-income correlation, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 25, issue 1, p. 49-99.
5. Bernanke, B. S. (1983). Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression. *The American Economic Review*, 73(3), 257–276. <http://www.jstor.org/stable/1808111>
6. Bernanke, B. S., Boivin, J., & Eliasziw, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387–422.
7. Bernanke, B., Gertler, M, (2001), Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?, *American Economic Review*, 91, issue 2, p. 253-257,
8. Bhattacharya, B., Sabyasachi, K (2011). Shocks, Economics Growth and the Indian Economy. series Working Papers of eSocialSciences, id:4319, <http://www.esocialsciences.org>
9. Blanchard, O., Galí, J. (2007). The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why Are the 2000s so Different from the 1970s?, p. 373-421 in , *International Dimensions of Monetary Policy*, National Bureau of Economic Research, Inc,
10. Buiter, W. H. (1984). A guide to public sector debt and deficits. *Oxford Review of Economic Policy*, 1(2), 34-49.
11. Burgess, S., & Knetter, M.M. (1996). An International Comparison of Employment Adjustment to Exchange Rate Fluctuations. *Macroeconomics eJournal*.
12. Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113(1), 1–45. <https://doi.org/10.1086/426038>
13. Christiano, Lawrence J. & Eichenbaum, Martin & Evans, Charles L., (1999). "Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?," *Handbook of Macroeconomics*, in: J. B. Taylor & M. Woodford (ed.), *Handbook of Macroeconomics*, edition 1, volume 1, chapter 2, pages 65-148, Elsevier.
14. Cochrane, J.H., (1994). Shocks, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Elsevier, vol. 41(1), pages 295-364
15. Dankumo, A.M., Ishak, S., Oluwaseyi, Z.A., Onisanwa, I.D. (2019). Does Okun's Law Explain the Relationship between Economic Growth and Unemployment in Nigeria? *Jurnal Ekonomi Malaysia*, 53 (3), 153-161.

16. Forbes, K., & Chinn, M. (2004), A Decomposition of Global Linkages in Financial Markets Over Time, *The Review of Economics and Statistics*, 86, issue 3, p. 705-722,
17. Friedman, M., A. J. Schwartz, A.H. (1982) *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom* (Chicago: University of Chicago Press).
18. Gertler, M. & P. Karadi, 2015. "Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity," *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol 7(1), pages 44-76.
19. Hafstead, M., & Smith, J. (2012). Financial shocks, bank intermediation, and monetary policy in a DSGE model, *Harvard Business School Working Paper*, March.
20. Hamilton, J. D. (1983). Oil and the Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91(2), 228–248.
21. <http://www.data.albankaldawli.org>
22. Iwaisako, T., & Nakata, H. (2017). Impact of exchange rate shocks on Japanese exports: Quantitative assessment using a structural VAR model. *Journal of the Japanese and International Economies*, 46(C), 1-16.
23. Kar, Sabyasachi and Bhattacharya, B B, (2011), Shocks, Economic Growth and the Indian Economy, *Working Papers, eSocialSciences*,
24. Keating, J. (1992). Structural approaches to vector autoregressions. . *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 74: 37–57.
25. Keating, J.W., Kelly, L.J & Smith, A.L & Valcarcel, V.L.(2019). A Model of Monetary Policy Shocks for Financial Crises and Normal Conditions," *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 51(1), pages 227-259, February.
26. Krugman, P., Wells, R. (.2015) *MACROECONOMICS* .Worth Publishers
27. Lastrapes, W., Selgin, G, (1995), The liquidity effect: Identifying short-run interest rate dynamics using long-run restrictions, *Journal of Macroeconomics*, 17, issue 3, p. 387-404,
28. Lee, J., and Chinn, M. D. (2006). Current account and the real exchange rate dynamics in the G7 countries. *Journal of International Money and Finance*, 25: 257–274.

29. Lee, S., & Y. M. Kim (2019), "Inflation expectation, monetary Policy credibility, and exchange rates", *Finance Research Letters*, School of Statistics, University of International Business and Economics, Beijing, China.
30. Leeper, E.M., Gordon, D.B., (1992). "In search of the liquidity effect," *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 29(3), pages 341-369, June.
31. Lucas, R Jr. (1972), "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, 4(2), pp.103-124.
32. Lucas, R. E. (1981): *Models of Business Cycles*, Wiley-Blackwell.
33. Malone, M. Stokes (2000), "An Investigation of Money Supply Shock Asymmetry Using Disaggregate Data", Department of Economics East Carolina University M.S. Research Paper.
34. Mao, R., Yao, Y., & Zou, J. (2019). Productivity growth, fixed exchange rates, and export-led growth. *China Economic Review*, 56(C), 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2019.101311>
35. Mayer, E & Scharler, J (2010). Noisy Information interest rate shocks and credit moderation, *Economics working papers from Department of Economics, Johannes Kepler University Linz, Austria*, No 2010-07.
36. Narayan, P. K., & Smyth, R. (2006). What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of Fiji–US migration 1972–2001. *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332–342
37. Nguyen, T. T. V., & Trinh, T. T. D (2019). The impact of exchange rate volatility on exports in Vietnam: A bounds testing approach. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(6), 1-14.
38. Nguyen, V.C., & Do, T.T. (2020). Impact of Exchange Rate Shocks, Inward FDI and Import on Export Performance: A Cointegration Analysis. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7, 163-171.
39. Nouira, R., Plane, P., & Sekkat, K. (2011). Exchange rate undervaluation and manufactured exports: A deliberate strategy? *Journal of Comparative Economics*, 39(4), 584-601. DOI: 10.1016/j.jce.2011.08.002.
40. Paudel, R. C., & Burke, P. J. (2015). Exchange rate policy and export performance in a landlocked developing country: The case of Nepal. *Journal of Asian Economics*, 38(6), 55-63.

41. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.<https://doi.org/10.1002/jae.616>
42. Prasad, E.S., and Gable, J.A. (1998). International evidence on the determinants of trade dynamics. *IMF Staff Papers*, 45: 401–439.
43. Romer, C., Romer, D. (2010). The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks. *American Economic Review*, 100 (3): 763-801.
44. Romer, C.D., Romer, D.H. (2008).The FOMC versus the Staff: Where Can Monetary Policymakers Add Value?, *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 98(2), pages 230-235, May.
45. Sargent, T. and Wallace, N., (1975). Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule, *Journal of Political Economy*, 83: 241-54.
46. Sekkat, K. (2016). “Exchange Rate Misalignment and Export Diversification in Developing Countries.” *The Quarterly Review of Economics and Finance* 59: 1–14.
47. Sims, C. (1980), “Macroeconomics and reality”, *Econometrica*, 48, 1-48.
48. Sims, C. A., (1986), “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?” *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10, pp. 2-16.
49. Stock, J. H. & M. W. Watson, (2008). “Lecture 7 – Recent Developments in Structural VAR Modeling,” Presented at the NBER Summer Institute in the Lecture “What’s New in Econometrics: Time Series”.— 2012. “Disentangling the Channels of the 2007-09 Recession,” *Brookings Papers on Economic Activity*, pages 81-135.
50. Stock, J.H .,Watson, M.W. (2001). Vector Autoregressions, *Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, vol. 15(4), pages 101-115, Fall.
51. Watson, D. C. (2001). Procrastination and the five-factor model: A facet level analysis. *Personality and Individual Differences*, 30(1), 149–158. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00019-2](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00019-2).

52. Miranda-Agrippino, Silvia and Ricco, Giovanni (2021) *The transmission of monetary policy shocks*. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13 (3). pp. 74-107. doi:[10.1257/mac.20180124](https://doi.org/10.1257/mac.20180124) ISSN 1945-7707.
53. Degasperis, R. (2022) *Essays in applied macroeconomics*. PhD thesis, University of Warwick.
54. Kasumovich, M. (1996). *Interpreting Money-Supply and Interest-Rate Shocks as Monetary-Policy Shocks* (July 1996). Bank of Canada Working Paper 96-8.
55. Troeger, Vera (2013) *Monetary policy flexibility in floating exchange rate regimes: currency denomination and import shares*. Working Paper. Coventry, UK: Department of Economics, University of Warwick. CAGE Online Working Paper Series, Volume 2012 (Number 82).