استخدام نماذج ARCH & GARCH لدراسة تغيرات الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية خلال الفترة 2011-2021

الطالبة: ميس حمود

إشراف : د. أحمد أحمد + د. راميا جبيلي

المستخلص

هدف هذا البحث إلى دراسة تحليل طبيعة التقلبات الحادة في الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية لجميع السلع والخدمات خلال الفترة 2011-2021، وتم استخدام تحليل السلاسل الزمنية لبيانات شهرية للأرقام القياسية لأسعار المستهلك خلال الفترة 2011-2021 من خلال نماذج ARCH و GARCH، وإثبات فعالية نماذج ARCH و GARCH في نمذجة تقلبات الأرقام القياسية لأسعار المستهلك خلال فترات عدم الاستقرار.

وتوصلت الدراسة إلى أن سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك عانت من تقلبات خلال الفترة المدروسة، وخاصة بعد عام 2020، وتم نمذجة سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك باستخدام أسلوب بوكس- جينكنز وكان النموذج المولد للسلسلة ARIMA(0,0,1)، و للنموذج المولد للتقلبات وهو GARCH(1,0).

الكلمات المفتاحية: الأرقام القياسية لأسعار المستهلك، السلاسل الزمنية، تقلبات الاسعار، نموذج ARCH، نموذج GARCH

Utilization of ARCH and GARCH Models to Study Variations in Consumer Price Index during The Period 2011-2021

ABSTRACT

The aim of this research is to analyze the nature of sharp fluctuations in the Consumer Price Index (CPI) in Syria for all goods and services during the period 2011–2021. Time series analysis was applied to monthly CPI data for the period 2011–2021 using ARCH and GARCH models to demonstrate the effectiveness of these models in capturing CPI fluctuations during periods of instability.

The study concluded that the CPI series experienced significant fluctuations during the studied period, particularly after 2020. The CPI series was modeled using the Box–Jenkins methodology, where the generating model for the series was identified as ARIMA(0,0,1), and the model capturing the volatility was identified as GARCH(1,0).

Keywords: Consumer Price Index, Time series, Price volatility, ARCH model, GARCH model.

مقدمة:

تعد الأرقام القياسية لأسعار المستهلك (CPI) أداة حيوية في تقييم وتحليل الاقتصاد، حيث تعكس التغيرات في أسعار السلع والخدمات التي يستهلكها الأفراد. تمثل هذه الأرقام مؤشراً رئيسياً للتضخم وتوفر رؤى قيمة حول القوة الشرائية ومستوى معيشة السكان. تعرض الاقتصاد السوري لاضطرابات هائلة أدت إلى تقلبات حادة في أسعار السلع والخدمات منذ عام 2011 . تعكس هذه التقلبات تأثيرات الصراعات والضغوط الاقتصادية، مما يجعل من الضروري فهم ديناميكيات الأسعار خلال هذه الفترة العصيبة. في هذا السياق، تلعب النماذج الإحصائية المتقدمة مثل ARCH وGARCH دورًا بارزًا في تحليل وفهم هذه التقلبات، مما يتيح لصانعي السياسات والباحثين وضع استراتيجيات مستدامة لمواجهة تحديات التضخم وعدم الاستقرار الاقتصادي.

مشكلة البحث:

تتسم البيانات الاقتصادية بخصائص معقدة مثل التقلبات العالية وعدم الاستقرار، مما يجعل النماذج التقليدية غير كافية لتحليلها بدقة. هنا تظهر الحاجة إلى استخدام نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم ثبات التباين (ARCH) ونماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم ثبات التباين المعمم (GARCH) التي تتعامل بفعالية مع هذه الخصائص.

تتمحور مشكلة البحث حول كيفية توظيف نماذج ARCH وGARCH لتحليل التغيرات في الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية خلال فترات عدم الاستقرار. يسعى البحث إلى تقديم نموذج تفسيري يمكنه التعامل مع البيانات الاقتصادية المضطربة وتقديم رؤى دقيقة حول التقلبات السعرية، مما يساعد في صياغة سياسات اقتصادية فعالة ومبنية على أسس علمية لمواجهة آثار التضخم وتعزيز استقرار الأسعار في المستقبل.

لتوضيح مشكلة يمكن طرح التساؤلات التالية:

ما هي طبيعة التقلبات في الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية في ظل ظروف عدم الاستقرار؟

ما مدى فعالية نماذج ARCH وGARCH في تقديم توقعات حول الاتجاهات المستقبلية للأسعار في ظل ظروف عدم الاستقرار؟

أهداف البحث:

يهدف هذا البحث إلى:

1. تحليل طبيعة التقلبات الحادة في الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية خلال الفترة المدروسة باستخدام نماذج ARCH وGARCH.

2. إثبات فعالية نماذج ARCH وGARCH في نمذجة تقلبات الأرقام القياسية لأسعار المستهلك خلال ظروف عدم الاستقرار.

أهمية البحث:

يقدم البحث تحليلًا دقيقًا لتقلبات الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية خلال الفترة 2011–2021، مما يساعد على فهم ديناميكيات السوق والعوامل المؤثرة على الأسعار في ظل ظروف عدم الاستقرار. يساهم البحث في تعزيز المعرفة باستخدام نماذج ARCH وGARCH لتحليل السلاسل الزمنية ذات التقلبات الحادة، مما يوفر أداة قوية لتحليل البيانات الاقتصادية في سياقات غير مستقرة. كما يساعد البحث على فهم تأثير الأزمات الاقتصادية على الاقتصاد المحلي، مما يسهم في تطوير استراتيجيات للتعامل مع مثل هذه الأزمات في المستقبل

منهجية البحث:

يعتمد هذا البحث على المنهج الكمي التحليلي، ويستخدم نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم ثبات التباين (ARCH) ونماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم ثبات التباين المعمم (GARCH) لتحليل تقلبات الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية خلال الفترة المدروسة.

فرضيات البحث:

الفرضية الأولى: تتسم سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك خلال الفترة المدروسة بالتقلب الحاد.

الفرضية الثانية: نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم ثبات التباين تقدّم أفضل نموذج يسمح بنمذجة تقلبات سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في ظل ظروف عدم الاستقرار.

الدراسات السابقة:

1- دراسة (أبو عساف، صعب، العبد الله، و العشعوش، 2016) [3]

"دراسة تحليلية قياسية لأسعار المستهلك في سورية وفقا لمنهجية التحليل العنقودي "

هدفت هذه الدراسة الى إجراء مقارنة تحليليه للأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية باستخدام التحليل الهرمي العنقودي متعدد المتغيرات، وتوصلت إلى أنه يوجد تجانس في غالبية معدلات الأرقام القياسية لأسعار المستهلك على مستوى المحافظات السورية، وعلى مستوى المجاميع السلعي، وأنه لا يوجد تجانس في معدلات الأرقام القياسية لأسعار المستهلك على مستوى الأشهر.

تتشابه هذه الدراسة مع الدراسة الحالية في كونها درست الأرقام القياسية لأسعار المستهلك وفي مكان الدراسة، وتختلف عنها في أسلوب الدراسة حيث استخدمت التحليل العنقودي لدراسة تغيرات الأرقام القياسية بينما الدراسة الحالية استخدمت ARCH/GARCH.

2- دراسة(عكروش وآخرون،2017) [4]

"استخدام سلاسل ماركوف في دراسة تغيرات الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية".

هدفت هذه الدراسة إلى التنبؤ بالأرقام القياسية لسعار المستهلك ل (الأغذية، الملابس والأحذية، الاتصالات، النقل، الصحة التعليم، سكن ومياه وكهرباء). وكان من أهم نتائج البحث عدم ثبات شعاع الاحتمالات الانتقالية للوضعيات (عدم ثبات شعاع الاحتمالات الانتقالية للوضعيات (ارتفاع – انخفاض– استقرار) أثناء فترة التنبؤ، كذلك المر بالنسبة لمصفوفة الاحتمالات الانتقالية.

تتشابه هذه الدراسة مع الدراسة الحالية في كونها درست الأرقام القياسية لأسعار المستهلك وفي مكان الدراسة، وتختلف عنها في أسلوب الدراسة حيث استخدمت سلاسل ماركوف لدراسة تغيرات الأرقام القياسية بينما الدراسة الحالية استخدمت ARCH/GARCH.

3- دراسة(أحمد، 2019) [1]

بعنوان:" دراسة تحليلية لتغيرات الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية"

هدف هذا البحث إلى دراسة اتجاه تغيرات الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية لكافة أنواع السلع والخدمات، وبالتحديد لكل من السلع الغذائية، والألبسة والأحذية، والسكن والوقود. ومن أجل ذلك تم استخدام تحليل السلاسل الزمنية لبيانات شهرية للأرقام القياسية لأسعار المستهلك خلال الفترة 2011-2016.وكانت أهم نتائج الدراسة: إن متوسط معدلات نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي أقل بكثير من متوسط معدلات التضخم السنوية، وهو ما أدى إلى انخفاض في مستوى المعيشة للمواطنين. كما أن إمكانية إنفاق المواطن على السلع و الخدمات انخفضت إلى أقل من النصف.

تتشابه هذه الدراسة مع الدراسة الحالية في كونها درست الأرقام القياسية لأسعار المستهلك، وفي مكان البحث حيث تمت في سورية، وتختلف عنها بأن أسلوب هذه الدراسة اعتمد على طريقة تحليل الانحدار غير الخطي بينما الدراسة الحالية تستخدم نماذج ARCH و GARCH، وبأن هذه الدراسة تركز على اتجاهات تغير الأرقام القياسية لأسعار المستهلك لأنواع محددة من السلع والخدمات (مثل السلع الغذائية، والألبسة والأحذية، والسكن والوقود)، بينما الدراسة الحالية تركز على فهم التقلبات السعرية في الأرقام القياسية لأسعار المستهلك بشكل عام، وتقديم نموذج تفسيري لهذه التقلبات.

4- دراسة (مجيد، 2019) [2]

"استعمال السلاسل الزمنية للتنبؤ بالأرقام القياسية لأسعار المستهلك في العراق للفترة 2018-2022"

هدفت هذه الدراسة إلى اختيار أفضل نموذج للتنبؤ بالرقم القياسي لأسعار المستهلك من الوقود (نفط، غاز، بنزين) في العراق باستخدام نماذج بوكس جنكنز ومعادلة الاتجاه العام (الخطية، الأسية ، التربيعية) والمقارنة بين النماذج عن طريق استعمال معيار المفاضلة متوسط الخطأ النسبي المطلق MAPE لغرض التنبؤ.

وقد توصلت الدراسة إلى أن افضل النتائج هي نماذج ARIMA وهي أفضل من نماذج الاتجاه العام وهذا ما أوضحته المعايير الاحصائية وحسب (MAPE) . وتم اختيار أنموذج بوكس جنكنز الافضل عن طريق المفاضلة بين مجموعة من النماذج حيث كانت سلسلة الارقام القياسية لأسعار المستهلك من الوقود (موسمية) واستقرت بعد اخذ اللوغاريتم والفرق الثاني وفق نموذج SARIMA(1,0,0) (0,2,1) .

تتشابه هذه الدراسة مع الدراسة الحالية في كونها درست الأرقام القياسية لأسعار المستهلك وتختلف عنها في مكان الدراسة حيث تمت في العراق، أما الدراسة الحالية في سورية، كما اختلفت عنها في أسلوب الدراسة حيث اعتمدت على نماذج ARIMA، بينما الدراسة الحالية استخدمت ARCH/GARCH لنمذجة التقلبات.

الدراسات الأجنبية:

1- دراسة (Boniface , martin,2019) بعنوان [7]

Time series modeling and forecasting of consumer price index in Ghana.

"نمذجة السلاسل الزمنية والتنبؤ بمؤشر أسعار المستهلك في غانا"

هدفت هذه الدراسة إلى بناء نموذج سلسلة زمنية مناسبة لمؤشر أسعار المستهلك ثم التنبؤ بالأشهر التسعة المقبلة، لمؤشر أسعار المستهلك، هدفت أيضا إلى تحديد نوع نموذج الاتجاه الذي يميز مؤشر أسعار المستهلك. وتوصلت الدراسة إلى أن SARIMA(2,1,1)(1,0,0)12 هو أكثر نماذج السلاسل الزمنية المجهزة وتم استخدامه للتنبؤ، وتم العثور على نموذج S أيضا ليكون نموذج الاتجاه المناسب لمؤشر أسعار المستهلك.

تتشابه هذه الدراسة مع الدراسة الحالية في كون كلتا الدراستين تركزان على نمذجة السلاسل الزمنية لمؤشر أسعار المستهلك (CPI)، وتختلف معها في كون هذه الدراسة استخدمت نموذج SARIMA، الذي يجمع بين النماذج الموسمية وغير الموسمية لتحليل الاتجاهات والتنبؤات الزمنية، والدراسة الحالية تستخدم نماذج ARCH وGARCH، التي تركز على تحليل وتفسير التقلبات في التباين الشرطي للسلسلة الزمنية، وفي مكان البحث حيث تركز هذه الدراسة على مؤشر أسعار المستهلك في غانا، بينما الدراسة الحالية تركز على الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية.

2- دراسة (Alvarez Dias; Gupta,2015) [10]

"**Forecasting the US CPI: Does nonlinearity matter?**"

"التنبؤ بمؤشر أسعار المستهلك الأمريكي: هل مسألة اللاخطية مهمة؟"

كان هدف هذه الدراسة هو التنبؤ، سواء داخل العينة أو خارجها لمؤشر أسعار المستهلك CPI لاقتصاد الولايات المتحدة، باستخدام مجموعة متنوعة من نماذج أحادية المتغير الخطي (المشي العشوائيRW) والانحدار التلقائي AR ،والمتوسط المتحرك للانعكاس الذاتي SARIMA ، وغير الخطية (الشبكة الاصطناعية العصبية ANN ، والبرمجة الوراثية GP). توصلت الدراسة إلى أن الأساليب غير الخطية قد لا تكون دائماً متفوقة في التنبؤ بالسلاسل الزمنية الاقتصادية الكلية، في المقابل، تفوقت الأساليب غير الخطية بشكل واضح على النماذج الخطية البسيطة، مثل نموذج المشي العشوائي و (1) AR. ويفسر ذلك نجاح الشبكات العصبية الاصطناعية في التنبؤ مقارنة بهذه النماذج البسيطة. ومع ذلك، نظراً لكون المشي العشوائي و (1) ARنماذج بسيطة للغاية، فهي لا تمثل معايير جيدة لمقارنة النماذج الخطية وغير الخطية الأكثر تعقيداً.

تتشابه هذه الدراسة مع الدراسة الحالية في قيام كلتا الدراستين باستعراض تأثير استخدام النماذج غير الخطية في التنبؤ بالأرقام القياسية لأسعار المستهلك. وتختلف هذه الدراسة عن الدراسة

الحالية في الأسلوب، حيث ركزت هذه الدراسة على مقارنة كفاءة النماذج الخطية وغير الخطية في التنبؤ بأسعار المستهلك الأمريكية، بينما ركزت الدراسة الحالية على تحليل التأثيرات الزمنية للتقلبات الاقتصادية باستخدام نماذج ARCH/GARCH.

3- دراسة (LIU & DUAN, 2018) [13]

""The analysis of china CPI trend forecast based on ARIMA model".

"تحليل توقعات مؤشر أسعار المستهلكين في الصين استناداً إلى نموذج ARIMA"

هدفت هذه الدراسة إلى بناء نموذج للتنبؤ بالاتجاه المستقبلي لمؤشر أسعار المستهلكين على أساس التأثير المناسب للنموذج من أجل توفير أساس كمي لإدارات صنع القرار الحكومية لتنفيذ سياسات مراقبة الأسعار بشكل فعال.

وتوصلت إلى نتائج تفضي إلى أن بقايا النموذجين تعد غير مترابطة، مما يعني أنها تسلسلات عشوائية، ويعكس ذلك التناسق الأساسي للنماذج. بناءً على هذا التحليل، تم اختيار نموذج ARIMA(1,1,1) لتقدير مؤشر أسعار المستهلك (CPI).

تناولت كلتا الدراستين الأرقام القياسية لأسعار المستهلك، بينما تختلف هذه الدراسة عن الدراسة الحالية في الأسلوب اعتمدت هذه الدراسة على نماذج ARIMA للتنبؤ بأسعار المستهلك في الصين ، بينما استخدمت الدراسة الحالية نماذج ARCH/GARCH في سورية.

أولاً: الدراسة النظرية:

1- مفهوم الرقم القياسي لأسعار المستهلك:

الأرقام القياسية لأسعار المستهلك هي مؤشرات تستخدم لقياس التغيرات في أسعار السلع والخدمات التي يستهلكها الأفراد، في بلد ما خلال فترة زمنية محددة، والتي يستخدمونها مباشرة أو غير مباشرة لتلبية احتياجاتهم ورغباتهم الشخصية، وتتضمن تلك التغيرات تأثيرات على القوة الشرائية الحقيقية للأفراد ورفاهيتهم.[5]

2- أهمية الرقم القياسي لأسعار المستهلك:

يستخدم الرقم القياسي لأسعار المستهلك كمؤشر اقتصادي. باعتباره المقياس الأكثر استخدامًا للتضخم، يعد مؤشر أسعار المستهلك مؤشرًا على فعالية سياسة الحكومة. بالإضافة إلى ذلك، يستخدم رجال الأعمال وقادة العمال وغيرهم من المواطنين العاديين المؤشر كدليل في اتخاذ القرارات الاقتصادية.[8]

تعدّ الأرقام القياسية لأسعار المستهلك أداةً أساسية لقياس معدل التضخم في الاقتصاد، تساعد هذه المعلومات البنك المركزي على تقييم فعالية السياسة النقدية واتخاذ قرارات بشأن معدلات الفائدة. [11]

تستخدم الأرقام القياسية لأسعار المستهلك أحيانًا لتعديل الأجور والمعاشات التقاعدية من أجل مواكبة التغيرات في تكلفة المعيشة. [9]

يستخدم المحللون الاقتصاديون الأرقام القياسية لأسعار المستهلك لتحليل الأداء الاقتصادي للبلد وتحديد الاتجاهات المستقبلية.[14]

تستخدم الأرقام القياسية لأسعار المستهلك لتقييم فعالية السياسات الحكومية التي تهدف إلى التأثير على الأسعار والتضخم. [8]

تستخدم الأرقام القياسية لأسعار المستهلك من قبل المستثمرين لاتخاذ قرارات استثمارية مستنيرة، حيث يمكنهم تحليل تأثير التضخم على عائدات استثماراتهم. [6]

تعدّ الأرقام القياسية لأسعار المستهلك أداةً إحصائيةً ضروريةً لفهم التضخم وتأثيره على الاقتصاد والمجتمع. تستخدم هذه الأرقام من قبل مختلف الجهات، بما في ذلك الحكومات والبنوك المركزية والشركات والأفراد، لاتخاذ القرارات وتحليل الاتجاهات الاقتصادية.

مزايا استخدام مؤشر أسعار المستهلك: [12]

الموضوعية: يعتمد مؤشر أسعار المستهلك على بيانات واقعية يتم جمعها بشكل منهجي، مما يجعله مقياسًا موضوعيًا.

التغطية الشاملة: تُغطّي سلة السلع والخدمات المستخدمة في حساب مؤشر أسعار المستهلك مجموعة واسعة من المنتجات، مما يوفر صورة شاملة للتغيرات في الأسعار على مستوى الاقتصاد ككل.

التردد الدوري: يتم حساب مؤشر أسعار المستهلك بشكل دوري (عادةً شهريًا)، مما يسمح بمتابعة التغيرات بشكل مستمر.

المقارنة الدولية: يمكن استخدام مؤشر أسعار المستهلك لمقارنة معدلات التضخم بين البلدان المختلفة.

ثانياً: الدراسة التطبيقية:

تم استخدام سلسلة البيانات الشهرية للأرقام القياسية لأسعار المستهلك خلال الفترة 2011-2021 لغرض تقدير النموذج القياسي الملائم من أجل تقدير تغيرات الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في الفترة المدروسة من خلال الجدول (1) الآتي:

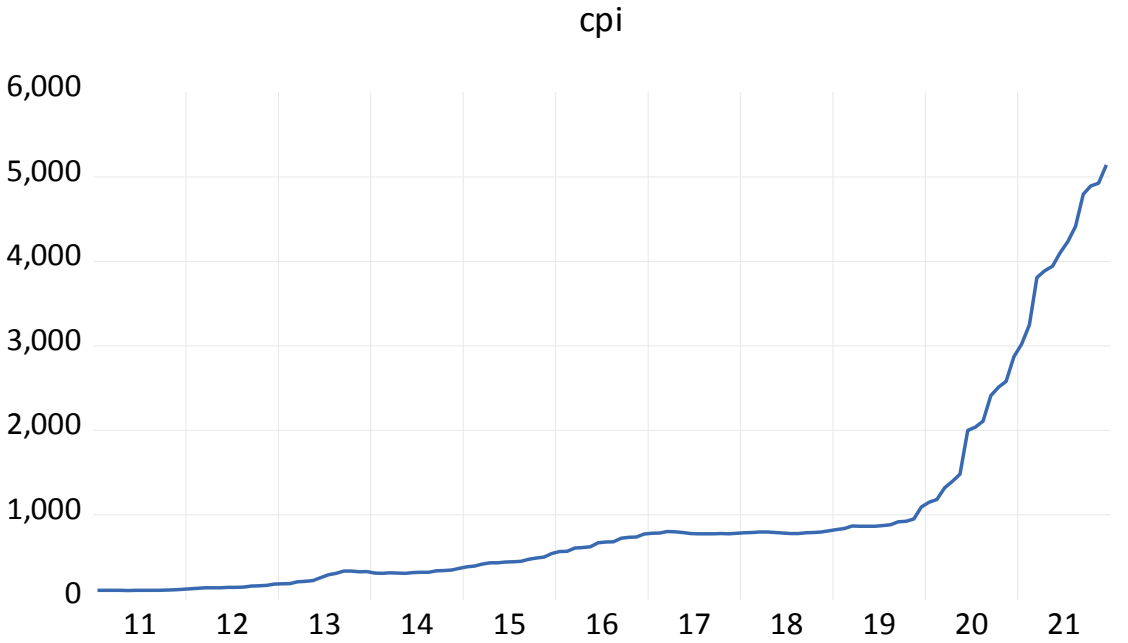
الجدول (1): الأرقام القياسية لأسعار المستهلك خلال الفترة 2011-2021

الشهر / العام	كانون الثاني	شباط	آذار	نيسان	أيار	حزيران
2011	106	105	104	105	103	104
2012	124	128	136	136	136	140
2013	181	186	206	212	220	257
2014	310	307	313	310	308	315
2015	383	392	416	430	430	441
2016	564	566	607	611	622	667
2017	781.95	782.89	801.89	798.51	790.47	777.48
2018	787.25	790.49	795.83	794.64	788.84	783.67
2019	825.96	836.04	866.38	863.95	863.53	865.06
2020	1147	1180	1321	1393	1481	2000
2021	3020	3250	3809	3888	3941	4100
الشهر	**تموز**	**آب**	**أيلول**	**تشرين الأول**	**تشرين الثاني**	**كانون الأول**
2011	104	105	106	108	110	116
2012	141	145	156	160	163	178
2013	288	308	332	332	324	327
2014	320	320	336	340	346	365
2015	444	450	472	487	500	540
2016	677	680	722	732	736	773
2017	774.88	776.1	775.93	777.18	774.56	781.52

811.2	796.31	789.69	787.92	778.29	777.07	**2018**
1091.25	949.21	924.18	916.65	880.22	871.52	**2019**
2871	2578	2511	2411	2108	2036	**2020**
5141	4927	4894	4796	4413	4232	**2021**

المصدر: المجموعة الإحصائية السورية– المكتب المركزي للإحصاء– للأعوام 2012 حتى 2022.

تمت دراسة بيانات السلسلة الشهرية للأرقام القياسية لأسعار المستهلك خلال الفترة 2011–2021، وهذه السلسلة مكونة من 132 مشاهدة ممتدة من كانون الثاني 2011 حتى كانون الأول 2021، حيث تبين أن التغيرات الشهرية للأرقام القياسية لأسعار المستهلك موضحة في الشكل الآتي (1):



الشكل (1): منحنى السلسلة الأصلية للأرقام القياسية لأسعار المستهلك للفترة 2011–2021

يبين الشكل (1) أعلاه أن الأرقام القياسية لأسعار المستهلك غير مستقرة، حيث كانت ثابتة لفترات طويلة ثم تزايدت بشكل مفاجئ، خاصة مع بداية عام 2020.

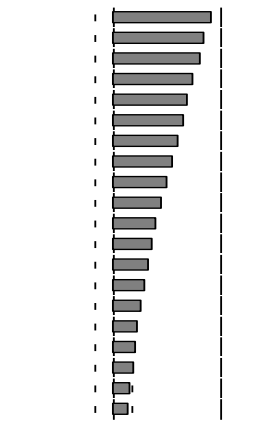
1- دراسة الاستقرارية:

1-1- دراسة استقرارية السلسلة الأصلية:

اعتمدنا الاختبارات الإحصائية المعدة لذلك، ولكن قبل ذلك تم من خلال التمثيل البياني Correlogram اختبار معنوية معاملات الارتباط الذاتي للسلسلة، حيث وجدنا أنها تتمثل بالجدول (2) الآتي:

الجدول (2): دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة الأصلية CPI

Sample: 2011M01 2021M12
Included observations: 132



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.946	0.946	120.71	0.000
		2	0.893	-0.013	229.13	0.000
		3	0.837	-0.049	325.29	0.000
		4	0.780	-0.055	409.28	0.000
		5	0.728	0.026	483.11	0.000
		6	0.678	-0.015	547.60	0.000
		7	0.626	-0.049	602.99	0.000
		8	0.575	-0.026	650.10	0.000
		9	0.522	-0.041	689.35	0.000
		10	0.468	-0.057	721.06	0.000
		11	0.424	0.067	747.34	0.000
		12	0.384	0.009	769.07	0.000
		13	0.345	-0.025	786.74	0.000
		14	0.311	0.012	801.26	0.000
		15	0.278	-0.017	812.91	0.000
		16	0.244	-0.026	821.99	0.000
		17	0.216	0.025	829.18	0.000
		18	0.189	-0.010	834.75	0.000
		19	0.162	-0.035	838.86	0.000
		20	0.146	0.075	842.25	0.000

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

تبين من خلال الجدول (2) أن معظم معاملات الارتباط الذاتي البسيط معنوية تختلف عن الصفر، وهي تتناقص بشكل أسي متخامد نحو الصفر وهذا يدل على عدم استقرارية السلسلة.

وللتأكد من استنتاجنا طبقنا اختبار ديكي فولر المطور ADF لمعرفة إذا كان هناك جذر وحدة منطلقين من فرضية ابتدائية تقول بأن السلسلة تحتوي على جذر وحدة، فحصلنا على النتائج المبينة في الجدول (3) الآتي:

الجدول (3): نتائج اختبار ديكي فولر المطور ADF لسلسلة CPI

نوع النموذج	القيمة المحسوبة t-Statistic	القيمة الجدولية (عند مستوى معنوية 0.05)	احتمال الدلالة Prob
مع الثابت والاتجاه العام	-1.780284	-3.448021	0.7083

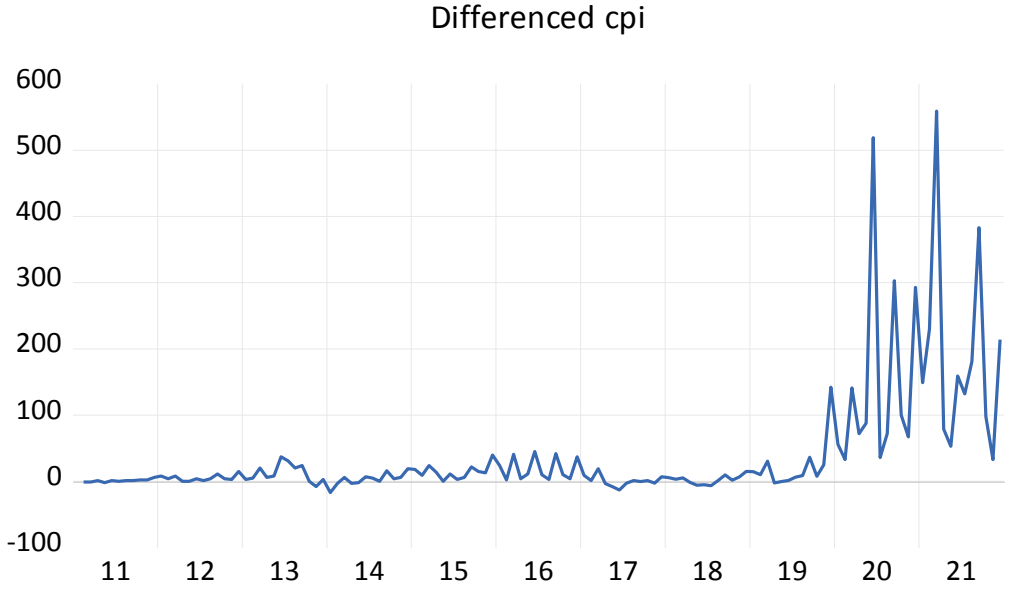
مع الثابت	0.575769	−2.885863	0.9885
بدون الثابت والاتجاه	1.475334	−1.943540	0.9649

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

يتضح من الجدول (3) أن القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار ADF أكبر من القيمة الجدولية عند مستوى معنوية 0.05 واحتمال الدلالة لإحصائية ديكي فولر المطور أكبر من مستوى المعنوية 0.05 وذلك بالنسبة للنماذج الثلاثة، ولذلك قبلنا فرضية وجود جذر وحدة مما يعني أن سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك غير مستقرة.

1-2- دراسة استقرارية سلسلة الفرق الأول:

تم أخذ سلسلة الفرق الأول ووجدنا أن الشكل البياني أصبح كما في الشكل (2) الآتي:



الشكل (2): منحنى سلسلة الفرق الأول للأرقام القياسية لأسعار المستهلك للفترة 2011-2021

يتضح من الشكل (2) أن سلسلة الفرق الأول مستقرة تتذبذب حول الصفر، مع ملاحظة تقلبات شديدة اعتباراً من بداية عام 2020 يجب نمذجتها.

وللتأكد طبقنا اختبار ديكي فولر المطور ADF لمعرفة إذا كان هناك جذر وحدة منطلقين من فرضية ابتدائية تقول بأن السلسلة تحتوي على جذر وحدة، فحصلنا على النتائج المبينة في الجدول (4):

الجدول (4): نتائج اختبار ديكي فولر المطور ADF لسلسلة DCPI

نوع النموذج	القيمة المحسوبة t-Statistic	القيمة الجدولية (عند مستوى معنوية 0.05)	احتمال الدلالة Prob
مع الثابت والاتجاه العام	-4.471396	-3.448021	0.0025
مع الثابت	-4.232028	-2.885863	0.0009
بدون الثابت والاتجاه	-3.966831	-1.943540	0.0001

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

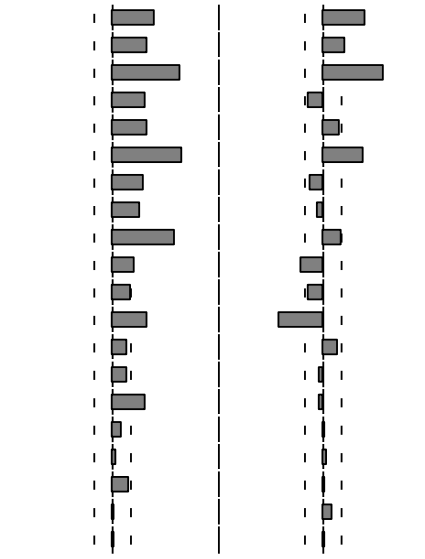
يتضح من الجدول (4) أن القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار ADF أصغر من القيمة الجدولية عند مستوى معنوية 0.05 واحتمال الدلالة لإحصائية ديكي فولر المطور أصغر من مستوى المعنوية 0.05 وذلك بالنسبة للنماذج الثلاثة، ولذلك رفضنا فرضية وجود جذر وحدة مما يعني أن سلسلة الفرق الأول للأرقام القياسية لأسعار المستهلك أصبحت مستقرة.

2- مرحلة التعرف:

بعد التأكد من استقرارية السلسلة الزمنية DCPI، استطعنا مبدئياً تحديد المعالم أو الرتب (p,q) من خلال دوال الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لمختلف النماذج الممكنة. ولتحديد النماذج الممكنة تمت الاستعانة ببرنامج EViews 12، حيث تم من خلال التمثيل البياني Correlogram دراسة الارتباطات الذاتية ACF والارتباطات الذاتية الجزئية PACF للسلسلة المستقرة DCPI لتساعدنا على تمييز نوعية السلوك الخاص بالانحدار الذاتي أو المتوسطات المتحركة أو كليهما معاً، حيث وجدنا أنها تتمثل بالجدول (5) الآتي:

الجدول (5): دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة الفرق الأول DCPI

Sample (adjusted): 2011M02 2021M12
Included observations: 131 after adjustments



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.417	0.417	23.316	0.000
		2	0.347	0.210	39.587	0.000
		3	0.669	0.592	100.56	0.000
		4	0.317	-0.141	114.37	0.000
		5	0.345	0.170	130.80	0.000
		6	0.692	0.398	197.63	0.000
		7	0.308	-0.130	210.96	0.000
		8	0.278	-0.050	221.89	0.000
		9	0.611	0.182	275.26	0.000
		10	0.216	-0.211	281.99	0.000
		11	0.181	-0.149	286.75	0.000
		12	0.336	-0.431	303.31	0.000
		13	0.138	0.143	306.12	0.000
		14	0.148	-0.033	309.37	0.000
		15	0.331	-0.043	325.86	0.000
		16	0.088	0.010	327.03	0.000
		17	0.040	0.035	327.28	0.000
		18	0.160	0.018	331.23	0.000
		19	0.024	0.087	331.32	0.000
		20	0.016	-0.003	331.36	0.000

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

يلاحظ من الجدول (5) أن دالة الارتباط الذاتي ACF لم نستطع من حلالها تحديد رتبة المتوسطات المتحركة MA(q)، بينما دالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF حددت لنا رتبة الانحدار الذاتي AR(3)، وبالتالي لا يوجد نموذج مقترح مبدئياً ولذلك اعتمدنا على تجريب العديد من نماذج ARIMA المولدة للسلسلة DCPI.

ولاختيار النموذج الذي يعبر بصفة دقيقة عن السلسلة المدروسة اعتمدنا على معياري Akaike وSchwarz. وتم تلخيص النتائج في الجدول (6) الآتي:

الجدول (6): النماذج المقترحة للتعبير عن تغيرات السلسلة CPI مع المعايير الخاصة بها

النموذج	معيار Akaike	معيار Schwarz	المعاملات
ARIMA(1,1,0)	11.64540	11.68952	معنوية
ARIMA(0,1,1)	11.64209	11.68599	معنوية

ARIMA(1,1,1)	11.35262	11.41880	معنوية
ARIMA(2,1,0)	11.62364	11.69015	معنوية
ARIMA(0,1,2)	11.65046	11.71630	غير معنوية
ARIMA(1,1,2)	11.33368	11.42192	معنوية
ARIMA(2,1,1)	11.36297	11.45165	غير معنوية
ARIMA(2,1,2)	11.27710	11.38795	غير معنوية

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

وجدنا من خلال الجدول (6) أنه يوجد خمسة نماذج معنوية، وهذا يعني إمكانية التوصل إلى نموذج يجعل سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك خلال الفترة المدروسة مستقرة باستخدام منهجية بوكس- جنكينز.

وبعد تفحص النماذج المرشحة اخترنا النموذج ARIMA(1,1,1) لأنه يأخذ أقل قيمة للمعيار SC = 4188.

3- تقدير وتشخيص النموذج ARIMA(1,1,1):

بعد التعرف على النموذج الأكثر توافقاً تم تقدير معالم النموذج فظهرت النتائج كما في الجدول (7) الآتي:

الجدول (7): نتائج تقدير النموذج ARIMA(1,1,1)

Dependent Variable: DCPI

Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Sample (adjusted): 2011M03 2021M12

Included observations: 130 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	331708.4	2.26E+09	0.000147	0.9999
AR(1)	0.999996	0.029417	33.99390	0.0000
MA(1)	-0.846461	0.078762	-10.74701	0.0000

F-statistic	41.85048	Akaike info criterion	11.35262
Prob(F-statistic)	0.000000	Schwarz criterion	11.41880

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

يتضح من الجدول (7) أن قيمة احتمالات الدلالة Prob = 0.0000 أقل من مستوى المعنوية 0.05، وبالنظر إلى معنوية اختبار فيشر Prob (F) = 0.00000 نجد أن النموذج المختار معنوي وبالتالي يمكن التعبير عن النموذج بالمعادلة الآتية:

$$\mathrm{DCPI} = 331708.4 + 0.999996\ AR(1) - 0.846461\ MA(1) + \varepsilon$$

بعد ذلك تم اختبار النموذج الإحصائي المختار ARIMA(1,1,1) خلال الخطوات التالية:

3-1- اختبار ثبات التباين للبواقي:

تم إجراء اختبار ARCH لسلسلة لبواقي النموذج المختار لاختبار وجود عدم ثبات التباين، وبالتالي تحديد وجود صدمات تؤثر في تقلبات المتغير قيد الدراسة DCPI أو لا، فكانت النتائج كما في الجدول (8) الآتي:

الجدول (8): نتائج اختبار ARCH لبواقي نموذج ARIMA(1,1,1)

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.880961	Prob. F(1,127)	0.3497
Obs*R-squared	0.888670	Prob. Chi-Square(1)	0.3458

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

يتضح من خلال الجدول (8) أن قيمة مؤشر الاختبار F-statistic = 0.880961 وقيمة احتمال الدلالة 0.3497 أكبر من 0.05، ونتيجة هذا الاختبار تؤكد أن تباين البواقي ثابت.

3-2- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي:

تم إجراء اختبار Breusch-Godfrey لسلسلة لبواقي النموذج المختار لاختبار عدم وجود ارتباط ذاتي للبواقي، فكانت النتائج كما في الجدول (9):

الجدول (9): نتائج اختبار Breusch-Godfrey لبواقي نموذج ARIMA(1,1,1)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	12.18941	Prob. F(2,125)	0.0000
Obs*R-squared	21.21617	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

يتضح من خلال الجدول (9) أن قيمة مؤشر الاختبار F-statistic = 12.18941 وقيمة احتمال الدلالة 0.0000 أصغر من 0.05، ونتيجة هذا الاختبار تؤكد وجود ارتباط ذاتي للبواقي. ويؤكد ذلك الجدول (10) الآتي:

الجدول (10): دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة البواقي

Sample (adjusted): 2011M03 2021M12
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.100	-0.100	1.3376	
		2	-0.245	-0.258	9.3804	
		3	0.391	0.362	30.034	0.000
		4	-0.208	-0.262	35.923	0.000
		5	-0.122	0.075	37.954	0.000
		6	0.577	0.433	84.035	0.000
		7	-0.137	-0.059	86.670	0.000
		8	-0.189	0.018	91.692	0.000
		9	0.475	0.254	123.75	0.000
		10	-0.147	-0.011	126.84	0.000
		11	-0.155	0.017	130.30	0.000
		12	0.186	-0.382	135.31	0.000
		13	-0.123	0.121	137.53	0.000
		14	-0.088	-0.050	138.68	0.000
		15	0.296	-0.066	151.76	0.000
		16	-0.095	-0.025	153.11	0.000
		17	-0.165	-0.057	157.25	0.000
		18	0.078	-0.028	158.19	0.000
		19	-0.047	0.061	158.53	0.000
		20	-0.039	-0.028	158.76	0.000

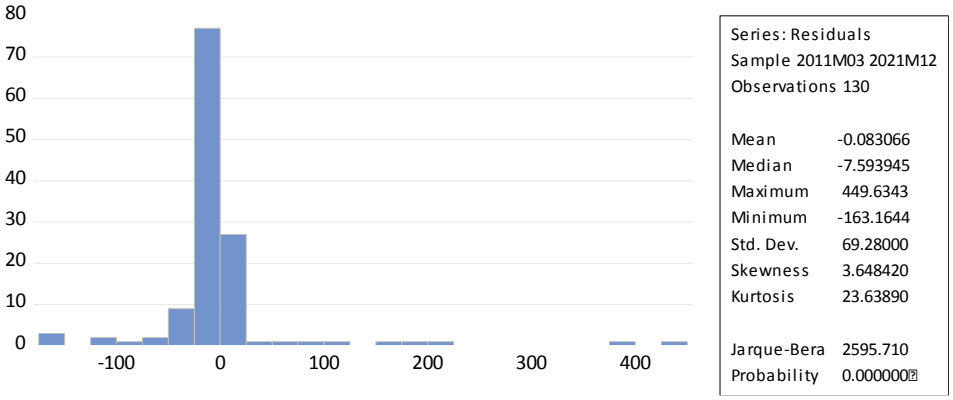
المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

يتبين من الجدول (10) أن سلسلة البواقي غير مستقرة حيث أن هناك العديد من معاملات الارتباط الذاتي للبواقي خارج مجال الثقة، بالإضافة إلى أن قيمة إحصائية Ljung−Box بلغت $Q^* = 158.76$ أكبر من القيمة الجدولية لتوزيع كاي مربع $\chi^2_{0.05}(20) = 31.41$ ، واحتمال الدلالة Prob. = 0.000 أصغر من مستوى المعنوية 0.05، وهذا يؤكد وجود ارتباط ذاتي للبواقي.

3−3− اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:

لمعرفة ما إذا كانت سلسلة بواقي التقدير تحمل خصائص التوزيع الطبيعي كانت النتائج كما في الشكل (3) الآتي:

الشكل (3): اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي التقدير



المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

تبين من الشكل السابق (3) أن القيمة المحسوبة لمؤشر الاختبار Jarque – Bera هي JB = 2595.7 أكبر من القيمة الجدولية $\chi^2_{0.05}(2) = 5.99$ كما أن قيمة احتمال الدلالة 0.000 وهي أصغر من قيمة مستوى المعنوية 0.05، ولذلك تم رفض فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي.

إن عدم اجتياز النموذج المقترح ARIMA(1,1,1) لاختبارات التشخيص قد أكد أنه غير مناسب لتقدير تغيرات سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك، لذلك يجب العودة لمرحلة التعرف، واختيار نموذج آخر واختباره بحيث يجتاز كل الاختبارات بكفاءة.

4- تقدير وتشخيص النموذج ARIMA(1,1,2):

بعد عودة تفحص النماذج المرشحة اخترنا النموذج ARIMA(1,1,2) لأنه يأخذ أقل قيمة للمعيارين AIC و SC حيث AIC = 11.33368 و SC = 11.42192. ثم تم تقدير معالم النموذج فظهرت النتائج كما في الجدول (11):

الجدول (11): نتائج تقدير النموذج ARIMA(1,1,2)

Dependent Variable: DCPI

Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Sample (adjusted): 2011M03 2021M12

Included observations: 130 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	383.5497	2310.081	0.166033	0.8684
AR(1)	0.996146	0.025197	39.53373	0.0000
MA(1)	-1.079901	0.088178	-12.24682	0.0000
MA(2)	0.258949	0.090843	2.850523	0.0051
F-statistic	30.11383	Akaike info criterion		11.33368
Prob(F-statistic)	0.000000	Schwarz criterion		11.42192

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

يتضـح من الجدول (11) أن قيمة احتمالات الدلالة Prob = 0.0000- 0.0000- 0.0051 أقل من مسـتوى المعنوية 0.05، وأن النموذج المختار معنوي بالنظر إلى معنوية اختبار فيشـر Prob (F) = 0.00000، وبالتالي يمكن التعبير عن النموذج بالمعادلة الآتية:

$$\text{DCPI} = 383.5497 + 0.996146\, AR(1) - 1.079901\, MA(1) + 0.258949\, \text{MA}(2) + \varepsilon$$

بعد ذلك يتم اختبار النموذج الإحصائي المختار ARIMA(1,1,2) خلال الخطوات التالية:

4-1- اختبار ثبات التباين للبواقي:

تم إجراء اختبار ARCH لسلسلة لبواقي النموذج المختار لاختبار وجود عدم ثبات التباين، وبالتالي تحديد وجود صدمات تؤثر في تقلبات المتغير قيد الدراسة DCPI أو لا، فكانت النتائج كما في الجدول (12) الآتي:

الجدول (12): نتائج اختبار ARCH لبواقي نموذج ARIMA(1,1,2)

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	8.26E-05	Prob. F(1,127)	0.9928
Obs*R-squared	8.39E-05	Prob. Chi-Square(1)	0.9927

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

يتضـــح من خلال الجدول (12) أن قيمة مؤشـــر الاختبار F-statistic = 8.26E-05 وقيمة احتمال الدلالة 0.9928 أكبر من 0.05، ونتيجة هذا الاختبار تؤكد أن تباين البواقي ثابت.

4-2- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي:

تم إجراء اختبار Breusch-Godfrey لسلسلة لبواقي النموذج المختار لاختبار عدم وجود ارتباط ذاتي للبواقي، فكانت النتائج كما في الجدول (13) الآتي:

الجدول (13): نتائج اختبار Breusch-Godfrey لبواقي نموذج ARIMA(1,1,2)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	5.846733	Prob. F(2,124)	0.0037
Obs*R-squared	11.20283	Prob. Chi-Square(2)	0.0037

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

يتضـــح من خلال الجدول (13) أن قيمة مؤشـــر الاختبار F−statistic = 5.846733 وقيمة احتمال الدلالة 0.0037 أصغر من 0.05، ونتيجة هذا الاختبار تؤكد وجود ارتباط ذاتي للبواقي. ويؤكد ذلك الجدول (14) الآتي:

الجدول (14): دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة البواقي

Sample (adjusted): 2011M03 2021M12
Q-statistic probabilities adjusted for 3 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.062	0.062	0.5175	
		2	-0.227	-0.232	7.4201	
		3	0.217	0.265	13.809	
		4	-0.224	-0.373	20.620	0.000
		5	-0.085	0.183	21.622	0.000
		6	0.509	0.351	57.427	0.000
		7	-0.063	-0.152	57.974	0.000
		8	-0.122	0.121	60.073	0.000
		9	0.401	0.266	82.934	0.000
		10	-0.105	-0.055	84.517	0.000
		11	-0.180	-0.038	89.186	0.000
		12	0.090	-0.324	90.367	0.000
		13	-0.124	0.199	92.611	0.000
		14	-0.051	-0.108	92.990	0.000
		15	0.270	-0.070	103.85	0.000
		16	-0.069	-0.037	104.57	0.000
		17	-0.179	-0.066	109.43	0.000
		18	0.023	-0.016	109.51	0.000
		19	-0.049	0.042	109.87	0.000
		20	-0.038	-0.047	110.10	0.000

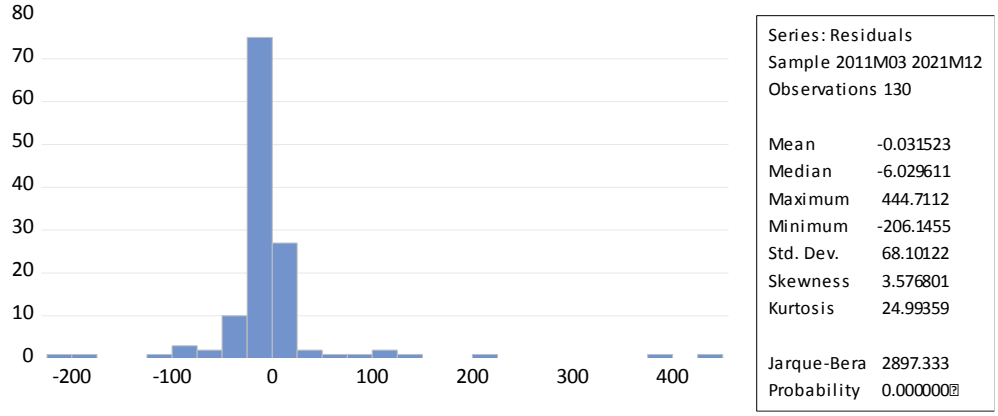
المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

يتبين من الجدول (14) أن ســـلســـلة البواقي غير مســـتقرة حيث أن هناك العديد من معاملات الارتباط الذاتي للبواقي خارج مجال الثقة، بالإضـــافة إلى أن قيمة إحصـــائية Ljung−Box بلغت $Q^* = 110.10$ أكبر من القيمة الجدولية لتوزيع كاي مربع $\chi^2_{0.05}(20) = 31.41$ ، واحتمال الدلالة Prob. = 0.000 أصـــغر من مســـتوى المعنوية 0.05، وهذا يؤكد وجود ارتباط ذاتي للبواقي.

4-3- اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:

لمعرفة ما إذا كانت سلسلة بواقي التقدير تحمل خصائص التوزيع الطبيعي كانت النتائج كما في الشكل (4):

الشكل (4): اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي التقدير



المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

تبين من الشكل السابق (4) أن القيمة المحسوبة لمؤشر الاختبار Jarque – Bera هي JB = 2897.33 أكبر من القيمة الجدولية $\chi^2_{0.05}(2) = 5.99$ كما أن قيمة احتمال الدلالة 0.000 وهي أصغر من قيمة مستوى المعنوية 0.05، ولذلك تم رفض فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي.
إن عدم اجتياز النموذج المقترح ARIMA(1,1,2) لاختبارات التشخيص قد أكد أنه غير مناسب لتقدير تغيرات سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك ، لذلك يجب العودة لمرحلة التعرف من جديد، واختيار نموذج آخر واختباره بحيث يجتاز كل الاختبارات بكفاءة.

5- تقدير وتشخيص النموذج ARIMA(0,1,1):

بعد عودة تفحص النماذج المرشحة اخترنا النموذج ARIMA(0,1,1) لأنه يأخذ أقل قيمة للمعيار SC = 11.68599. ثم تم تقدير معالم النموذج فظهرت النتائج في الجدول (15):

الجدول (15): نتائج تقدير النموذج ARIMA(0,1,1)

Dependent Variable: DCPI

Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Sample (adjusted): 2011M02 2021M12

Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	39.03806	10.88143	3.587585	0.0005
MA(1)	0.539838	0.074241	7.271415	0.0000
F-statistic	27.77911	Akaike info criterion		11.64209
Prob(F-statistic)	0.000001	Schwarz criterion		11.68599

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

يتضح من الجدول (15) أن قيمة احتمالات الدلالة Prob = 0.0000 -0.0005 أقل من مستوى المعنوية 0.05، وبالنظر إلى معنوية اختبار فيشر Prob (F) = 0.000001 نجد أن النموذج المختار معنوي وبالتالي يمكن التعبير عن النموذج بالمعادلة الآتية:

$$\mathrm{DCPI} = 39.03806 + 0.539838\ MA(1) + \varepsilon$$

بعد ذلك يتم اختبار النموذج الإحصائي المختار ARIMA(0,1,1) خلال الخطوات التالية:

5-1- اختبار ثبات التباين للبواقي:

تم إجراء اختبار ARCH لسلسلة لبواقي النموذج المختار لاختبار وجود عدم ثبات التباين، وبالتالي تحديد وجود صدمات تؤثر في تقلبات المتغير قيد الدراسة DCPI أو لا، فكانت النتائج كما في الجدول (16) الآتي:

الجدول (16): نتائج اختبار ARCH لبواقي نموذج ARIMA(0,1,1)

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	12.76461	Prob. F(1,128)	0.0005
Obs*R-squared	11.78847	Prob. Chi-Square(1)	0.0006

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2011M03 2021M12

Included observations: 130 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4592.298	2188.841	2.098050	0.0379
RESID^2(-1)	0.301563	0.084406	3.572759	0.0005

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

يتضح من الجدول (16) أن قيمة مؤشر الاختبار Obs*R-squared = 11.78847 وقيمة احتمال الدلالة 0.0006 أصغر من 0.05، كما أن المعلمة RESID^2(-1) معنوية، ونتيجة هذا الاختبار تؤكد وجود عدم ثبات تباين، وبناء عليه تم قبول **فرضية البحث الأولى** القائلة: **تتسم سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك خلال الفترة المدروسة بالتقلب الحاد**؛ بمعنى أنه يوجد أثر للصدمات في تقلبات سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك.

5-2- نمذجة تقلبات السلسلة المدروسة:

تمت نمذجة تقلبات السلسلة المدروسة بواسطة نماذج ARCH & GARCH وحصلنا على مجموعة من النماذج التجريبية. ولاختيار أفضل نموذج مولد للتقلبات اعتمدنا على معياري Akaike وSchwarz. وتم تلخيص النتائج في الجدول (17):

الجدول (17): النماذج المقترحة لتوليد التقلبات مع المعايير الخاصة بها

النموذج	معيار Akaike	معيار Schwarz	المعاملات
GARCH(1,0)	11.12382	11.21162	معنوية
GARCH(0,1)	11.66338	11.75117	غير معنوية
GARCH(1,1)	11.71315	11.82289	غير معنوية
GARCH(2,0)	11.70691	11.81665	غير معنوية

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

وجدنا من خلال الجدول (17) أنه هناك نموذج واحد فقط كانت معاملاته معنوية، وهذا يعني إمكانية التوصل إلى نموذج مولد لتقلبات سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك خلال فترة الدراسة، كما في الجدول (18) الآتي:

الجدول (18): نتائج تقدير النموذج ARIMA(0,1,1) & GARCH(1,0)

Dependent Variable: DCPI

Method: ML ARCH – Normal distribution (OPG – BHHH / Marquardt steps)

Sample (adjusted): 2011M02 2021M12

Included observations: 131 after adjustments

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(−1)^2

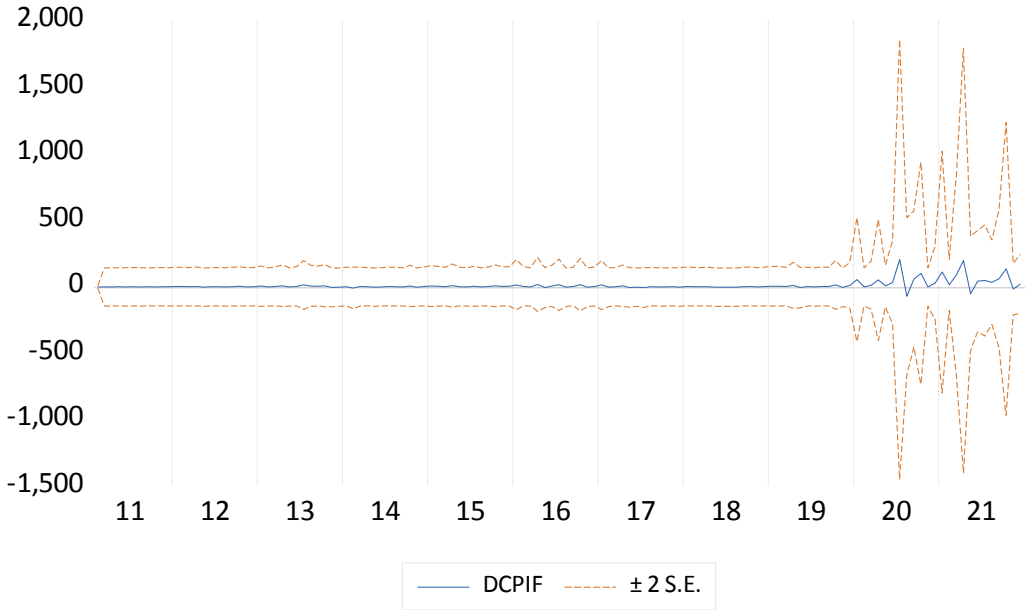
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	−0.315042	4.184108	−0.075295	0.9400
MA(1)	0.423123	0.067139	6.302221	0.0000
Variance Equation				
C	5163.536	1088.468	4.743856	0.0000
RESID(−1)^2	2.879653	0.771748	3.731341	0.0002
Akaike info criterion	11.12382	Schwarz criterion		11.21162

المصدر: حسبت من قبل الباحثة اعتماداً على الجدول (1) باستخدام برنامج EViews 12.

يتضح من خلال الجدول (18) أنه يشكل أفضل تقدير لأن معالم النموذج معنوية، ومنه يتبين أن النموذج المولد لسلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك هو ARIMA(0,1,1) والنموذج المولد للتقلبات هو GARCH(0,1). وبناء على ذلك تم قبول **فرضية البحث الثانية** القائلة: **إن نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم ثبات التباين تقدّم أفضل نموذج يسمح بنمذجة تقلبات سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك خلال ظروف عدم الاستقرار.**

6- مرحلة التقدير النهائي وفق النموذج المقترح:

بعد التعرف على النموذج المناسب المولد لسلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك هو ARIMA(0,1,1) والنموذج المولد للتقلبات هو GARCH(0,1)، تم التقدير وفق النموذج المقترح كما هو موضح في الشكل (5):

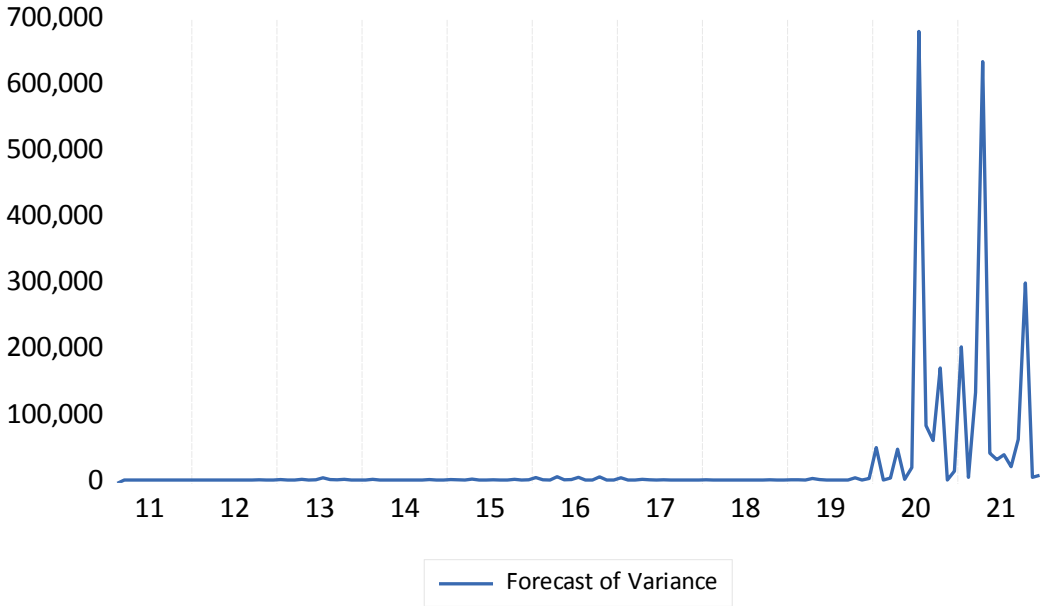


الشكل (5): القيم المقدرة لسلسلة DCPI للفترة 2011-2021

يلاحظ من الشكل (5) أن تقدير تغيرات سلسلة الفرق الأول للأرقام القياسية لأسعار المستهلك واكبت تغيرات السلسلة الأصلية، وهذا يؤكد أن النموذج المقترح المولد لسلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك هو ARIMA(0,1,1) هو أفضل نموذج يمكن التعبير عنه بالمعادلة الآتية:

$$\mathrm{DCPI} = -0.315042 + 0.423123\ MA(1) + \varepsilon$$

ومن ثم تم التقدير وفق النموذج GARCH(1,0) كما هو موضح في الشكل (6):



الشكل (6): القيم المقدرة لتقلبات سلسلة DCPI خلال الفترة 2011-2021

يلاحظ من الشكل (6) أن تقدير تقلبات DCPI واكب تقلبات السلسلة الأصلية اعتباراً من بداية عام 2020، وهذا يؤكد أن النموذج المقترح هو أفضل نموذج، حيث يبين الشكل أن سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك تعرضت في شهر تموز عام 2020 لصدمة قوية نتج عنها تقلبات حادة وهي بدايات انتشار وباء كورونا في سورية، وصدمة أخرى في شهر نيسان 2021 وهي فترة تشديد الحصار الاقتصادي، كما لعبت الحرائق التي حدثت في نهاية عام 2021 على إحداث صدمة في شهر تشرين الأول عام 2021.

وهذا يؤكد أن النموذج المقترح المولد لتقلبات سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك هو GARCH(1,0) هو أفضل نموذج يمكن التعبير عنه بالمعادلة الآتية:

$$\mathrm{GARCH} = 5163.536 + 2.879653\ \mathrm{RESID}(-1)^2$$

النتائج:

1- توضح الدراسة أن سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية تأثرت سلبًا بالظروف الاقتصادية غير المستقرة، وعانت من تقلبات ملحوظة، مع زيادة وضوح هذه التقلبات خاصة بعد عام 2020 .

2- تم نمذجة سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك باستخدام أسلوب بوكس- جينكنز وكان النموذج المولد للسلسلة ARIMA(0,0,1)، و للنموذج المولد للتقلبات وهو GARCH(1,0).

3- تشير الدراسة إلى كيفية تأثير العوامل الخارجية مثل العقوبات الدولية والحصار الاقتصادي على اقتصاد سورية.

4- توضح الدراسة كيف يمكن أن يؤثر عدم اليقين في السوق على سلوك المستهلكين والمستثمرين في سورية.

توصيات البحث:

1- إجراء المزيد من الدراسات لتحسين تنبؤات أسعار المستهلك باستخدام الأساليب الإحصائية المتقدمة، هذا يساهم في دقة التنبؤ بتقلبات الأسعار والتضخم، مما يزيد من قدرة السياسات الاقتصادية على التعامل بفعالية مع التحديات الاقتصادية المتغيرة.

2- تعزيز التعاون الدولي والإقليمي للتعامل مع التحديات الاقتصادية الخارجية، مثل العقوبات الدولية وتقلبات الأسواق العالمية، من خلال الشراكات الاقتصادية والتجارية.

3- زيادة الشفافية في إدارة السياسات الاقتصادية والمالية في سورية، لتطوير بيئة الأعمال وجذب الاستثمارات المحلية والأجنبية.

4- دعم الإصلاحات الاقتصادية الهيكلية لدعم النمو المستدام وتعزيز مرونة الاقتصاد السوري في مواجهة التحديات المستقبلية.

المراجع العربية:

1. أحمد، أحمد أديب. 2019- دراسة تحليلية لتغيرات الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية خلال الفترة 2011-2016، مجلة جامعة اللاذقية، 41(3)، 11-32.

Ahmed, Adib Ahmed. 2019- An Analytical Study of Changes in the Consumer Price Index in Syria During the Period 2011-2016. Latakia University Journal, 41(3), 11-32. (in Arabic)

2. مجيد، علي باسم. 2019- استعمال السلاسل الزمنية للتنبؤ بالأرقام القياسية لأسعار المستهلك في العراق للفترة 2018-2022، رسالة أعدت لنيل درجة الماجستير في الإحصاء التطبيقي. كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد: العراق.

Majid, Ali Basim. 2019- Using Time Series to Forecast the Consumer Price Index in Iraq for the Period 2018-2022. A Thesis Submitted for the Degree of Master in Applied Statistics, College of Administration and Economics, University of Baghdad: Iraq. (in Arabic)

3. أبو عساف، صفوان معذى؛ صعب، رمال سلمان؛ العبد لله، مايا يوسف؛ العشعوش، سمر حسام الدين. 2016- دراسة تحليلية للأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية وفقا لمنهجية التحليل العنقودي، المجلة السورية للبحوث الزراعية، 2(4)، 31-51.

Abu Assaf, Safwan Mazza; Saab, Ramal Salman; Al-Abdullah, Maya Youssef; Al-Ashoush, Samar Hussam Al-Din. 2016- An Analytical Study of the Consumer Price Index in Syria According to Cluster Analysis

Methodology. Syrian Journal of Agricultural Research, 2(4), 31-51. (in Arabic)

4. عكروش، محمد؛ دريباتي، يسيرة؛ جلمودي، دارين محمد. 2017- استخدام سلاسل ماركوف في دراسة تغيرات الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في سورية. مجلة جامعة حمص للعلوم الإنسانية، 39 (55)، 179-207.

Akroush, Mohammad; Daribati, Yassira; Jalmoudi, Darin Mohammad. 2017- Using Markov Chains to Study Changes in the Consumer Price Index in Syria. Homs University Journal for Humanities, 39(55), 179-207. (in Arabic)

5. مركز دبي للإحصاء. 2022- منهجية الرقم القياسي لأسعار المستهلك 2022 (أساس 2021)، مركز دبي للإحصاء، تم الاسترداد في 25 حزيران 2024، الساعة 5:42 مساءً من الرابط التالي:
HTTPS://WWW.GOOGLE.COM/URL?SA=T&SOURCE=WEB&RCT=J&OPI=89978449&URL=HTTPS://WWW.DSC.GOV.AE/METHODOLOGIES/%25D9%2585%25D9%2586%25D9%2587%25D8%25AC%25D9%258A%25D8%25A9%2520%25D8%25A7%25D9%2584%25D8%25B1%25D9%2582%25D9%2585%2520%25D8%25A7%25D9%2584%25D9%2582%25D9%258A%25D8%25A7%25D8%25B3%25D9%258A%2520%25D9%2584%25D8%25A7%25D8%25B3%25D8%25B9%25D8%25A7%25D8%25B1%2520%25D8%25A7%25D9%2584%25D9%2585%25D8%25B3%25D8%25AA%25D9

%2587%25D9%2584%25D9%2583.DOCX&VED=2AHUKEWJTL6JU1YWHAxWV9BSIHSGWBCSQFNOECBWQAQ&USG=AOVVAW32XZRF9Z4SBX2_KZ9UDHUF

Dubai Statistics Center. 2022-Consumer Price Index Methodology 2022(Base year 2021), Retrieved June 25, 2024, at 5:42 PM, from: (in Arabic)
HTTPS://WWW.GOOGLE.COM/URL?SA=T&SOURCE=WEB&RCT=J&OPI=89978449&URL=HTTPS://WWW.DSC.GOV.AE/METHODOLOGIES/%25D9%2585%25D9%2586%25D9%2587%25D8%25AC%25D9%258A%25D8%25A9%2520%25D8%25A7%25D9%2584%25D8%25B1%25D9%2582%25D9%2585%2520%25D8%25A7%25D9%2584%25D9%2582%25D9%258A%25D8%25A7%25D8%25B3%25D9%258A%2520%25D9%2584%25D8%25A7%25D8%25B3%25D8%25B9%25D8%25A7%25D8%25B1%2520%25D8%25A7%25D9%2584%25D9%2585%25D8%25B3%25D8%25AA%25D9%2587%25D9%2584%25D9%2583.DOCX&VED=2AHUKEWJTL6JU1YWHAXWV9BSIHSGWBCSQFNOECBWQAQ&USG=AOVVAW32XZRF9Z4SBX2_KZ9UDHUF

المراجع الأجنبية:

6. Australian Bureau of Statistics. 2018- Purposes and Uses of Consumer Price Indexes. Retrieved June 26, 2024, at 11:13 am from:

HTTPS://WWW.ABS.GOV.AU/STATISTICS/DETAILED-METHODOLOGY-INFORMATION/CONCEPTS-SOURCES-METHODS/CONSUMER-PRICE-INDEX-CONCEPTS-SOURCES-AND-METHODS/2018/PURPOSES-AND-USES-CONSUMER-PRICE-INDEXES

7. Boniface, A; Martin, A. 2019- Time series modeling and forecasting of consumer price index in Ghana. journal of advances in mathematics and computer science ,32(1),1-11.
8. Bureau of Labor Statistics. N.D- Consumer Price Index Overview. U.S. Bureau of Labor Statistics. Retrieved June 26, 2024, at 9:21am from: HTTPS://WWW.BLS.GOV/CPI/OVERVIEW.HTM
9. Checherita-Westphal, C. (Ed.), 2022- Public Wage and Pension Indexation in the Euro Area: An Overview, Occasional Paper Series.
10. Gupta, R., & Alvarez-Diaz, M. 2015- Forecasting the US CPI: Does nonlinearity matter? ,South Africa: University of Pretoria. Department of Economics working paper series
11. ILO, IMF, OECD, UNECE, EUROSTAT, & THE WORLD BANK, 2004- Consumer Price Index Manual: Theory and Practice, International Labour Office. Retrieved June 25, 2024, at 4:22 PM, from: HTTPS://WWW.GOOGLE.COM/URL?SA=T&SOURCE=WEB&RCT=J&OPI=89978449&URL=HTTPS://WWW.ILO.ORG/SITES/DEFAULT/FILES/WCMSP5/GROUPS/PUBLIC/%40DGREPORTS/%40STAT/DOCUMENTS/PRESENTATION/WCMS_331153.PDF&VED=2AHUKEWI-5A_IJIAHAXW9GF0HHXTCBKIQFNOECB4QAQ&USG=AOVVAW23NB0YSCDN8MKGBDIZCBRI

12. International Monetary Fund, International Labour Organization, Statistical Office of the European Union (Eurostat), United Nations Economic Commission for Europe, Organisation for Economic Co-operation and Development, & The World Bank. 2020- Consumer Price Index Manual: Concepts and Methods.

13. Liu, M., & Duan, C. 2018- The analysis of China CPI trend forecast based on ARIMA model, advances in social science Education and Humanities research, 236, 92-97.

14. U.S. Bureau of Economic Analysis, N.D- Prices & Inflation, Retrieved June 26, 2024, at 10:02 PM, from: HTTPS://WWW.BEA.GOV/DATA/PRICES-INFLATION