تقدير العلاقة بين التضخم والبطالة في الكويت باستخدام سببية جرانجز

ارويحلة ابراهيم محمد محاضر بكلية الاقتصاد - جامعة
حازم حسانين محمد محاضر بالجامعة الأمريكية المفتوحة بواشنطن
لفضل سليمة استاذ بجامعة الجزائر
محمد محمد سيد عبدالحميد باحث دكتوراة اقتصاد بكلية الدراسات الاسيوية العليا
جامعة الزقازيق

الملخّـــــص:

هدفت الدراسة الحالية إلى قياس العلاقة بين التضخم والبطالة في الاقتصاد الكويتي خلال الفترة (1990-2019). وبواسطة سببية جرانجر فقد أظهرت الدراسة وجود علاقة سببية – حسب مفهوم Granger- تتجه من معدل التضخم نحو متغيرة معدل البطالة وذلك عند مستوى معنوية قدره (5%) مما يعني أنه هناك احتمال قدره (95%) لكون تغيرات الأسعار التي يدفعها المستهلكون (معدل التضخم)، تسبق التغيرات التي تحدث في متغيرة معدل البطالة، في المقابل أكّدت النتائج غياب علاقة من هذا النوع في الاتجاه المعاكس.

الكلمات المفتاحية : التضخم، البطالة، منحنى فيليبس، الناتج، الكويت.

Estimate the relationship between inflation and unemployment in Kuwait using Granger Causality

The current study aimed to measure the relationship between inflation and unemployment in the Kuwaiti economy during the period (1990-2019). By Granger causality, the study showed the existence of a causal relationship - according to Granger's concept - that moves from the inflation rate towards the variable unemployment rate at a significant level of (5%) This means that there is a probability of (95%) that price changes paid by consumers (inflation rate), precede changes that occur in the unemployment rate variable. In contrast, the results confirmed the absence of a relationship of this kind in the opposite direction.

Keywords: Inflation, Unemployment, Phillips curve, Output, Kuwait.

المقدمـــــــــة :

تبدو العلاقة بين التضخم والبطالة قضية محل اهتمام من صانعي السياسات الاقتصادية والجمهور في كل عصر وفي ذات الوقت، فما تلبث أن تهدأ القضايا أو

المستحدثات في العلوم الاقتصادية حتى يكون من بينها قضايا الاقتصاد التقليدي الخاصة بالتضخم والبطالة، والتي لا تنفك ألبته حول قدرات أي اقتصاد في تحقيق الاستقرار السعري والتوظف الكامل. وسرعان ما يعود صانعي السياسة الاقتصادية للبحث في المشكلة الأساسية لارتفاع معدلات التضخم أو البطالة أحدهما أوكلاهما. ولا يزال منحنى فيليبس تدور حوله المناقشات حتى اليوم.

ومنذ أن لا حظ فيبليس أنه يمكن استخدام منحنى ثابت واحد يعرف باسم Philips Curve لتمثيل العلاقة بين التضخم والبطالة، فقد لعب Philips Curve دورًا مركزيًا في الاقتصاد الكلي من خلال تعزيز فهم صانعي السياسات للاقتصاد.

ومن ثم فإن الهدف من هذه الورقة هو إلقاء مزيد من الضوء على العلاقة بين التضخم والبطالة بالتطبيق على الاقتصاد الكويتي ، حيث يعد معدل التضخم ومعدل البطالة من المؤشرات الرئيسية في الاقتصاد، ويُنظر إليهما على أنهما محددان رئيسيان للتنمية في أي بلد بما في ذلك الكويت. وقد ظلت مسألة ما إذا كان من الممكن تحقيق هدفي الاقتصاد الكلي الرئيسي، وهما انخفاض معدل التضخم أي تحقيق الاستقرار السعري وانخفاض معدل البطالة أي تحقيق استقرار العمالة الكاملة في اقتصاد معين في نفس الوقت، محل نقاش ساخن بين الاقتصاديين.

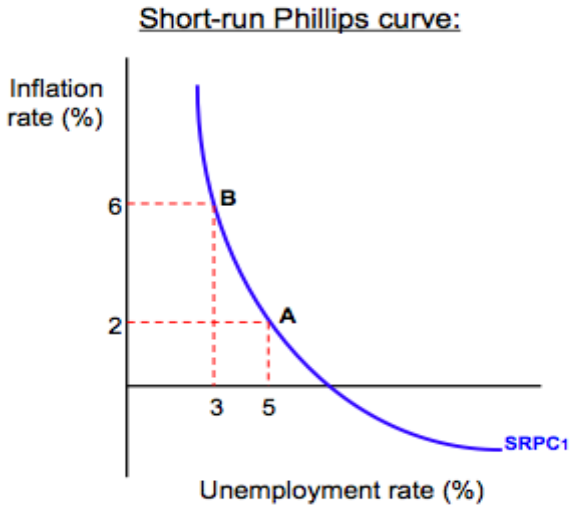
وتستخدم الدراسة الأسلوب القياسي من خلال سببية جرانجر، لقياس العلاقة بين التضخم والبطالة في الكويت خلال الفترة (1990-2020). وعلى هذا النهج يتم تقسيم الدراسة، إلى ثلاثة أقسا، الأول، يختص بمراجعة العلاقة بين التضخم والبطالة في الأدبيات الاقتصادية. فيما يحلل القسم الثاني تطورات التضخم والبطالة في الاقتصاد الكويت خلال الفترة (1990-2020). ويتحقق القسم الثالث من انطباق منحنى فيبلس على الاقتصاد الكويتي خلال الفترة (1990-2020). وفي الأخير وهو القسم الرابع، تظهر النتائج.

1- العلاقة بين التضخم والبطالة في النظرية الاقتصادية :

يخلق الارتباط بين التضخم والبطالة مجموعة فريدة من التحديات لواضعي السياسات المالية. تميل السياسات الفعالة في تعزيز الناتج الاقتصادي وخفض البطالة إلى تفاقم التضخم، في حين أن السياسات التي تكبح جماح التضخم تقيد الاقتصاد وتؤدي إلى تفاقم البطالة. وقد تم اقتراح الفكرة المبكرة لمنحنى فيليبس في عام 1958 من قبل الاقتصادي أ. فيليبس.

وقد درس فيليبس التغيرات في الأجور والبطالة في بريطانيا العظمى من عام 1861 إلى عام 1957، ووجد أن هناك علاقة عكسية مستقرة بين الأجور والبطالة. يبدو أن هذا الارتباط بين تغيرات الأجور والبطالة ساري المفعول بالنسبة لبريطانيا العظمى والبلدان الصناعية الأخرى. في عام 1960، قام الاقتصاديان بول ساموبلسون وروبرت سولو بتوسيع هذا العمل ليعكس العلاقة بين التضخم والبطالة. لأن الأجور هي أكبر مكونات الأسعار، يمكن ربط التضخم (بدلاً من تغيرات الأجور) عكسياً بالبطالة. ويربط منحنى فيليبس معدل التضخم بمعدل البطالة. ويجادل منحنى فيليبس بأن البطالة والتضخم مرتبطان عكسيًا: مع انخفاض مستويات البطالة، يزداد التضخم. ومع ذلك، فإن العلاقة ليست خطية. بيانياً ، يتتبع منحنى فيليبس قصير المدى شكل L عندما يكون معدل البطالة على المحور السيني ومعدل التضخم على المحور [1]

شكل (1) منحنى فيليبس في الأجل القصير



منحنى فيليبس النظري: يوضح منحنى فيليبس المقايضة العكسية بين التضخم والبطالة. كلما زاد أحدهما، يجب أن ينقص الآخر. وبالتالي، أدت محاولة خفض البطالة على حساب ارتفاع التضخم على المدى القصير إلى ارتفاع التضخم وعدم حدوث تغيير في البطالة على المدى الطويل. وقد بدت نظرية منحنى فيليبس مستقرة ويمكن التنبؤ بها. والبيانات من الستينيات صممت نموذجًا للمقايضة بين البطالة والتضخم بشكل جيد إلى حد ما. وقد قدم منحنى فيليبس نتائج محتملة للسياسة

الاقتصادية: يمكن استخدام السياسة المالية والنقدية لتحقيق العمالة الكاملة على حساب مستويات الأسعار المرتفعة، أو لخفض التضخم على حساب انخفاض العمالة.

ومع ذلك، عندما حاولت الحكومات استخدام منحنى فيليبس للسيطرة على البطالة والتضخم، انهارت العلاقة. لم تتبع البيانات من السبعينيات وما بعدها اتجاه منحنى فيليبس الكلاسيكي. لسنوات عديدة، كان كل من معدل التضخم ومعدل البطالة أعلى مما كان يتوقعه منحنى فيليبس، وهي ظاهرة تُعرف باسم "التضخم المصحوب بالركود". في النهاية ، ثبت أن منحنى فيليبس غير مستقر، وبالتالي، لا يمكن استخدامه لأغراض السياسة. وفي الأجل الطويل، منحنى فيليبس هو خط عمودي بالمعدل الطبيعي للبطالة، لذلك فإن التضخم والبطالة غير مرتبطين على المدى الطويل منحنى Phillips: على الرغم من أن الاقتصاد يبدأ بمستوى تضخم منخفض مبدئيًا عند النقطة A، فإن محاولات خفض معدل البطالة لا طائل من ورائها وزيادة التضخم فقط إلى النقطة C. لا يمكن أن ينخفض معدل البطالة إلى أقل من المعدل الطبيعي للبطالة، دون زيادة التضخم على المدى الطويل.

وتتلخص أهم العوامل المؤثرة في منحنى فيليبس في التالي[3]

افترض فيليبس أنه عندما يكون الطلب على العمالة مرتفعًا ويوجد عدد قليل من العمال العاطلين عن العمل، يمكن أن يتوقع من أصحاب العمل رفع الأجور بسرعة كبيرة. ومع ذلك، عندما يكون الطلب على العمالة منخفضًا، والبطالة مرتفعة، يتردد العمال في قبول أجور أقل من المعدل السائد ، ونتيجة لذلك، تنخفض معدلات الأجور ببطء شديد.

ـ العامل الثاني الذي يؤثر على تغيرات معدل الأجور هو معدل التغير في البطالة. إذا كان الاقتصاد مزدهرًا، فإن أرباب العمل سيقدمون عروضهم بقوة أكبر للعمال - مما يعني أن الطلب على العمالة يتزايد بوتيرة سريعة (أي أن نسبة البطالة تتناقص بسرعة) - مقارنة بما كانوا سيفعلون إذا لم يزداد الطلب على العمالة (على سبيل المثال، النسبة المئوية للبطالة لا تتغير) أو تتزايد بوتيرة بطيئة.

وقد إنهار منحنى فيليبس على إثر ظهور التضخم المصحوب بالركود، ففي الولايات المتحدة، كانت أشهر فترة ارتبط خلالها التضخم والبطالة ارتباطًا إيجابيًا هي فترة السبعينيات. جاء مصطلح "التضخم المصحوب بالركود"، وهو مزيج من التضخم المرتفع والبطالة المرتفعة والنمو الاقتصادي البطيء الذي ابتلي به هذا العقد لعدة أسباب.

بدأت بقيام الرئيس ريتشارد نيكسون بإزالة الدولار الأمريكي من معيار الذهب. بدلاً من الارتباط بسلعة ذات قيمة جوهرية ، تُركت العملة في حالة تعويم، وتخضع قيمتها لأهواء السوق. سبعينيات القرن الماضي، لم تكتسب وجهة نظر علماء النقد الكثير من الزخم في البداية كما تم إجراؤها عندما كانت شعبية منحنى فيليبس في ذروتها. ومع ذلك، على عكس البيانات من الستينيات، والتي دعمت بشكل قاطع فرضية منحنى فيليبس، قدمت السبعينيات تأكيد هام لنظرية فريدمان وفيلبس[10]

ب- العلاقة بين التضخم والبطالة في الأدبيات الاقتصادية :

لا شك أن استقرار الأسعار المحلية والعمالة الكاملة جزء من أهداف الاقتصاد الكلي التي تسعى الحكومات جاهدة لتحقيقها. ومن ثم فقد دأبت عديد من الدراسات نحو دراسة العلاقة بين معدل التضخم ومعدل البطالة، انطلاقا من أن لا شك في أن استقرار الأسعار المحلية والعمالة الكاملة جزء من أهداف الاقتصاد الكلي التي تسعى الحكومات جاهدة لتحقيقها. ويتم الحكم على أداء الاقتصاد الكلي من خلال ثلاثة مقاييس عامة لمعدل البطالة، ومعدل الدخل، ومعدل نمو الناتج [7]

وتمثل البطالة إهدارا كبيرا لموارد القوة البشرية في بلد ما، ومن ثم تم تصنيفها كواحدة من أخطر العوائق أمام التقدم الاقتصادي. إنه يولد خسارة في الرفاهية من حيث انخفاض الإنتاج مما يؤدي إلى انخفاض الدخل والرفاهية. ويعرف معدل التضخم كنسبة مئوية للتغير في المستوى العام للأسعار. أكد فريدمان الشهير أن "النمو في عرض النقود هو المحدد الأساسي لمعدل الدخل "، الذي يتفق عليه العديد من الاقتصاديين.

ومع ذلك، هناك عوامل أخرى تتسبب في التأثير بما في ذلك سعر الفائدة وسعر الصرف. وفقًا لـ "كينز، بأنه زيادة الإنفاق على الدخل عند مستوى التوظيف الكامل. وزعم أنه كلما زاد إجمالي الإنفاق، زادت الفجوة الضمنية وزادت سرعة التداخل. بالنسبة للبطالة، يرى الاقتصاديون الكينزيون أن الزيادة في البطالة تقلل الدخل، مما يقلل من الاستهلاك ويقلل من الناتج الإجمالي. نتيجة لذلك، يمكن زيادة العمالة عن طريق زيادة الاستهلاك أو الاستثمار(حسانين، 2017).

في أعقاب نجاح السياسات الكينزية في العبور بالنظام الرأسمالي من خلال تقليل معدلات البطالة ، لم تسلم الدول المتقدمة من براثن التضخم الذي لاح في الأفق، مما دعا الاقتصاديين إلى القيام بدراسة العلاقة بين البطالة والتضخم. ولعل أول من ذهب في هذا السياق " أ.و.فيليبس " الذي قام بدراسة في مجلة الإيكونوميكا والمعنونة "

العلاقة بين البطالة ومعدلات تغير الأجور النقدية في المملكة المتحدة خلال الفترة الممتدة من (1861-1957)، متواصلاً إلى وجود علاقة إحصائية قوية بين نسبة العاطلين إلى إجمالي السكان من ناحية، ومعدل التغير في أجر الساعة للعامل من ناحية خلال مدة زمنية تقترب من القرن، وتنص هذه العلاقة على أنه في الفترات التي تزداد فيها معدلات البطالة تنخفض معدلات الأجور النقدية[1]. وفي عام 1960 ساهمت أبحاث كل من "ريتشارد ليبسي R.Lipsey وبول ساموليسون P. Samuelson وروبرت سولو R.M-Solow " بتطوير هذه الفكرة من خلال تطبيقها على الاقتصاد الأمريكي، إذ أمكن التوصل إلى وجود علاقة عكسية بين معدل التضخم ومعدل البطالة. وهو ما يفسره أن ثمن خفض معدل البطالة هو قبول معدل أعلى للتضخم والعكس بالعكس.

وقد اكتسب منحنى " فيليبس" شهرة واسعة النطاق، باعتباره أشهر العلاقات التطبيقية لما يعرف بنماذج النمو الكينزية **والتي تناولت** أثر التغيرات في الدورة الاقتصادية، وما يتبعه من تقلبات في مستوى الناتج الحقيقي ومستوى التوظف وقد توصل " فيليبس" إلى[12]

ـ انخفاض معدلات تغير الأجور الإسمية بارتفاع معدل البطالة في الأجل الطويل، بما يعني وجود علاقة سالبة بين المتغيرين وأن المنحنى محدب نحو نقطة الأصل

ـ في الأجل القصير، وفي فترات الرواج يزداد الطلب على العمالة بشكل متزايد، أما في فترات الانكماش ينخفض الطلب على العمالة وتنخفض الأجور.

كذلك يعد ما قام به " جي روف " أحد أهم التحليلات التي تعرضت للعلاقة بين الأجور والبطالة، وتوصل إلى وجود علاقة بين مرونة الأجور الحقيقية والتعديل الذي يحدث في سوق العمل. ووفقاً له فإن التغير الذي يحدث في الأجور الحقيقية يصاحبه تغير في معدلات البطالة. لأن غياب لتسوية أو تعديلات في الأجور الحقيقية يكون سبباً في البطالة – مع العلم أن الأجور الإسمية والأسعار لا تتغير بنفس السرعة ، فالأسعار تضبط بوتيرة أسرع من الأجور، وبالتالي فإن ارتفاع الأسعار سوف يقلل من معدلات البطالة مؤقتاً، وقد رسم " جي روف " الخطوط العريضة التي تفسر وتشرح جمود الأجور الحقيقية في مقالته التي نشرت عام 1931. كما تعد مساهمة "Blanchard and Oswaldo" عامي 1990 و1994 من بين أهم الإسهامات الرائدة فيما يتعلق بعلاقة الأجور بالبطالة. والتي انتهت إلى ما يعرف بمنحنى الأجور الذي يقرر العلاقة السالبة بين الأجور الحقيقية والبطالة. وعليه فقد ذهبت العديد من

الدراسات في هذا السياق لتحقيق تلك العلاقة في اقتصادات مختلفة، ومن بينها[6]

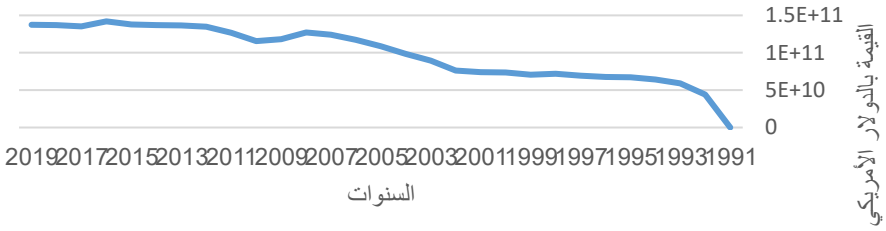
وخلاصة القول، أنه ثمة ارتباط عكسي تقرره النظرية الاقتصادية بين معدل البطالة والتغير في الأجر النقدي (علاقة فيليبس)، فوقتما تجنح البطالة نحو الانخفاض تتجه الأجور النقدية نحو الارتفاع والعكس بالعكس. ففي الوضع الذي ترتفع فيه البطالة، تقل فيه ضغوطات العاملين للحصول على زيادة في الأجر، وهو في ذات الوقت مؤشراً على قلة الطلب على السلع والخدمات، ومن ثم ضعف النمو الاقتصادي. كما يؤثر الأجر بدوره على البطالة، فانخفاض المستوى العام للأجر عن معدل الأجر الحقيقي يؤدي بأصحاب الدخول المنخفضة وخاصة ذوى المهارات والخبرات إلى العمل في وظيفة ثانية، حتى يتسنى لهم الوصول إلى الأجر الحقيقي الذي يحافظ على المستوى المعيشي اللائق، بما قد يؤدي إلى خفض الفرص المتاحة للداخلين الجدد إلى سوق العمل والمتعطلين.

2- تحليل تطورات التضخم والبطالة في الاقتصاد الكويتي خلال الفترة (1990-2020):

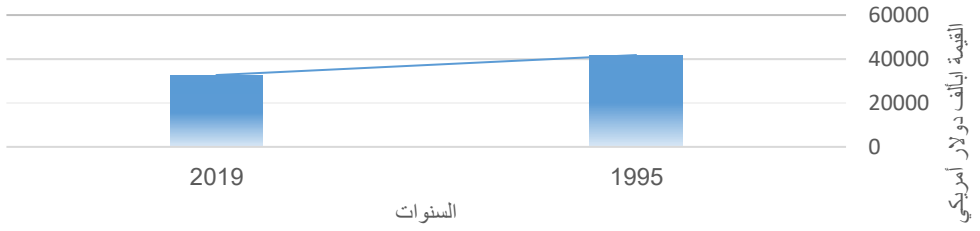
أ- تطورات الناتج والقوة العاملة في الاقتصاد الكويتي خلال الفترة (1990-2020):

بلغ الناتج المحلي الإجمالي في الكويت 134.76 مليار دولار أمريكي في عام 2019، وفقًا لبيانات رسمية من البنك الدولي وتوقعات من Trading Economics. تمثل قيمة الناتج المحلي الإجمالي للكويت 0.11٪ من الاقتصاد العالمي، بحسب بيانات البنك الدولي. وبالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي، تطور إجمالي الناتج الكويتي، من 44.1 مليار دولا عام 1992 إلى 137.6 مليار دولا عام 2019 (راجع الشكل).

شكل (2) إجمالي الناتج المحلي بالأسعار الثابتة للدولار الأمركي 2010 في الكويت خلال الفترة (1991-2019)

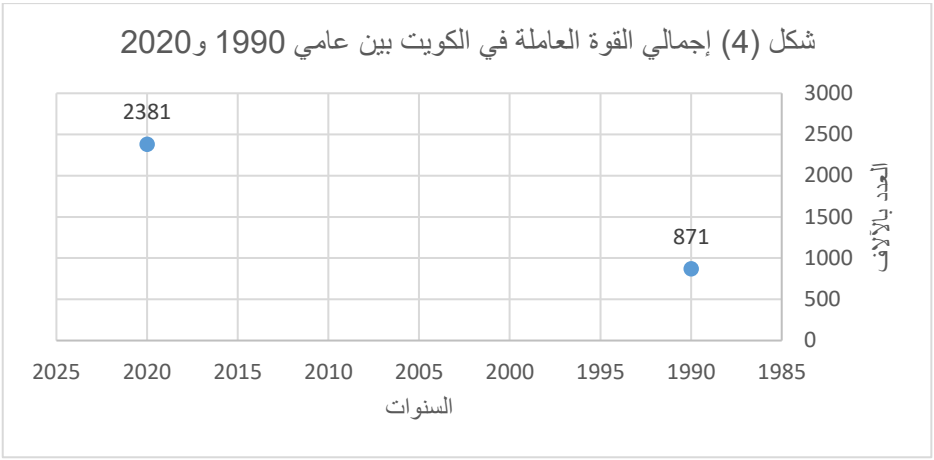


شكل (3) نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام 2010) بين عامي 1995 و2019



المصدر : إعداد الباحثين اعتمادا على قاعدة بيانات البنك الدولي.

وعلى النقيض، فقد تراجع نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي، من 41801.3 دولار عام 1995 إلى 32702 دولار عام 2019. بما يعني أنه قد فقد ما يقارب 22% من قيمته خلال ربع قرن فقط (انظر الشكل 3). وفي سياق، تطورات قوة العمل، فقد تزايد من 871 ألف عامل إلى 2 مليون و381 ألف عامل بين عامي 1990 و2020. بما يعني تضاعف هذه القوة بمقدار 2.7% خلال ثلاثة عقود فقط.

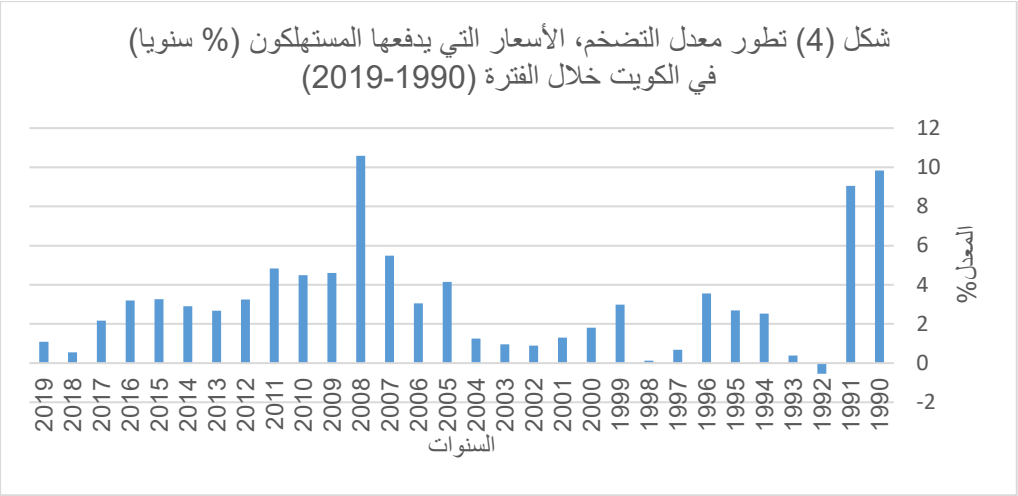


المصدر : إعداد الباحثين اعتمادا على قاعدة بيانات البنك الدولي.

ب ـ تطورات معدلي التضخم والبطالة في الكويت خلال فترة الدراسة :

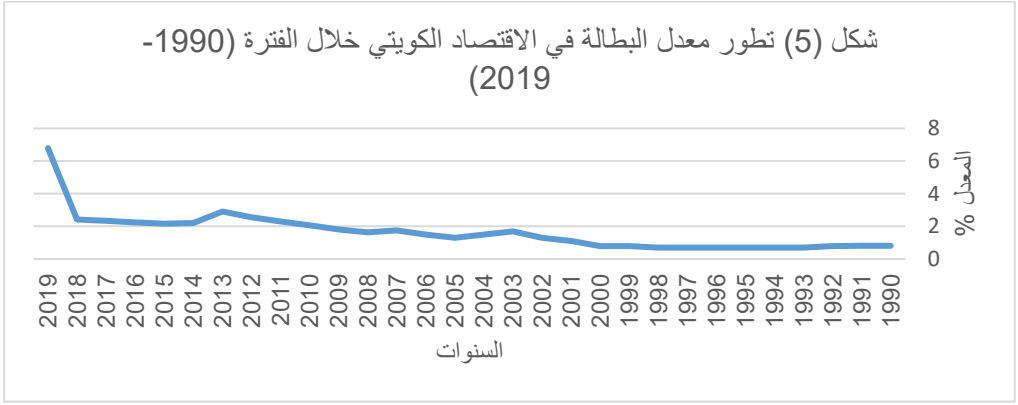
تشير البيانات إلى أن معدل التضخم cpi في الكويت قد بلغ في عام 1990 ما نسبته 9.8%، وقد اخذت هذه النسبة في التراجع وصولا إلى 0.4 عام 1993، قبل ان يتزايد بشكل مضطرد وصولا إلى 3.6% عام 1996، وبعد عامين من التراجع تزداد مرة أخرى إلى 2.9% عام 1999. وما بين الارتفاع والانخفاض خلال السنوات الأولى من الألفية، تزايد مجددا إلى 4.1% عام 2005.

وفي عام 2010، سجل أعلى معدل له على الإطلاق خلال الفترة (1990-2019)، حيث بلغ 110.6%. وعقب ذلك اخذ منحنى نزولي مستمر حتى عام 2018، الذي سجل فيه أدنى نسبة له 0.5% خلال العقد الاخير، فيما تزايد إلى 1.1% عام 2019. وبشكل عام، فقد شهد معدل التضخم تذبذبا حادا تارة بين الارتفاع وأخرى بين الانخفاض، وهي تعزى بالأساس إلى اتساع درجة انكشاف الاقتصاد الكويتي على العالم الخارجي.



المصدر : إعداد الباحثين اعتمادا على قاعدة بيانات البنك الدولي.

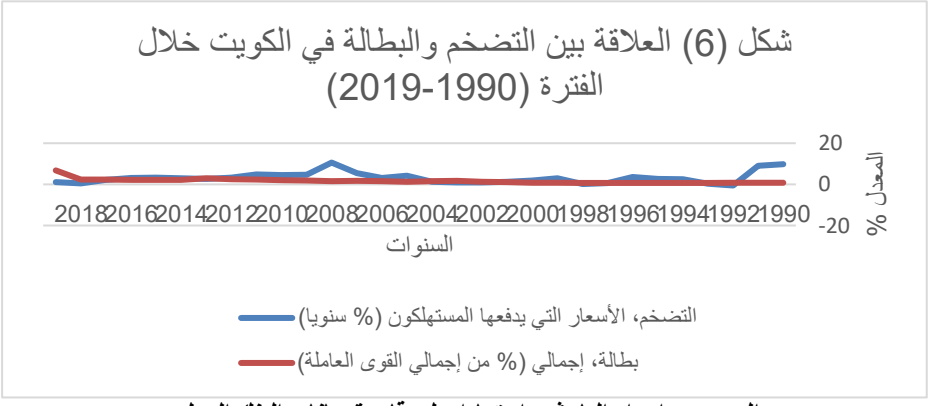
ويشير الشكل رقم (5)، إلى تطور معدل البطالة في الاقتصاد الكويت، فقد سجل 0.8% عام 1990 وظل متمتعا بالثبات النسبي عند المعدل المذكور طول عقد التسعينيات بأكمله، قبل أن يتزايد إلى 1.7% عام 2003 وهو نفس المعدل لعام 2007. غير أنه تزايد إلى 2.1 و2.9% عامي 201 و2013 على الترتيب. وظل يتراوح بين الارتفاع والانخفاض حتى سجل في عام 2019 لعلى قيمة له على الإطلاق 6.8%.



المصدر : إعداد الباحثين اعتمادا على قاعدة بيانات البنك الدولي.

وفي سياق العلاقة بين التضخم والبطالة في الاقتصاد الكويت، يتبين أنه في الوقت الذي سجل فيه معدل التضخم 9.8 %، بلغ معدل البطالة 0.8%. ورغم انخفاض معدل التضخم إلى 0.5% عام 1992 ظل معدل البطالة عند 0.7%. وفي عام 1996، فرغم تصاعد معدل التضخم إلى 3.6% ظل معدل البطالة عند 0.7%. وخلال الفترة (1996-2005)، ظل معدل البطالة يتزايد رغم أن معدل التضخم كان متذبذبا تارة بالارتفاع وأخرى بالانخفاض. ومع ارتفاع معدل التضخم من 5.5% إلى 10.6 % عامي 2007 و2008، تراجع معدل البطالة من 1.7 % إلى 1.6% في نفس الفترة. ومع انخفاض معدل التضخم إلى 4.5% عام 2009، تزايد معدل البطالة إلى 2.1% في نفس العام.

ومع تراجع معدل التضخم إلى 2.7% عام 2013 تزايد معدل البطالة إلى 2.9% في العام المذكور. ومع تزايد معدل التضخم إلى 3.3% عام 2015، كان معدل البطالة متراجعا إلى 2.3%. ومع تراجع معدل التضخم إل 1.1% عام 2019، تزايد معدل البطالة إلى 6.8% في ذات العام. بما يعني أنه خلال الفترة (2007-2019)، تظهر ملامح علاقة سلبية بين معدل التضخم ومعدل البطالة، ففي الوقت الذي تتزايد معدلات التضخم تقل فيه معدلات البطالة، بما يعني تأكيد وجود علاقة مقايضة بين معدلي التضخم والبطالة في الاقتصاد الكويتي خلال الفترة (2007-2019).



المصدر : إعداد الباحثين اعتمادا على قاعدة بيانات البنك الدولي.

3- دراسة قياسية اقتصادية لأثر التضخم على البطالة في الكويت

يهدف هذا الجزء من الدراسة إلى تحليل النتائج القياسية وتحديد نوعية العلاقة بين معدل التضخم وتغيرات معدلات البطالة في الكويت وقد استخدمنا من خلال هذه

الدراسة سلسلة زمنية سنوية لكلا المتغيرتين تمتد خلال الفترة (1990-2019)، أين أخذت هذه البيانات من الإحصاءات الخاصة بالبنك الدولي.

3-1- تقديم متغيرات الدراسة:

ـ متغيرة "inf ": وتمثل التضخم، (الأسعار التي يدفعها المستهلكون (% سنويا))

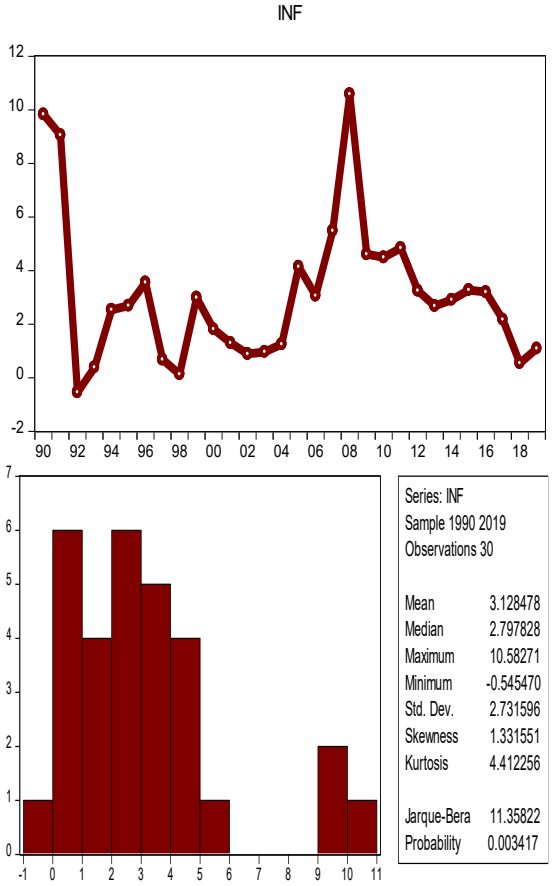
ـ متغيرة "Chom ": وتمثل معدل البطالة.

3-2- تحليل وصفي للمتغيرات ودراسة استقراريتها:

أولا: التحليل الوصفي للمتغيرات

من خلال هذه الخطوة سنقوم بحساب مختلف الإحصائيات الوصفية للبيانات (القيمة العظمى، القيمة الدنيا، القيمة المتوسطة، الانحراف المعياري) والتي تسمح لنا بتكوين تصور واضح عن كيفية تطوّر مختلف قيم هذه البيانات أثناء الفترة المدروسة، وكذا درجة تجانس مستوياتها.

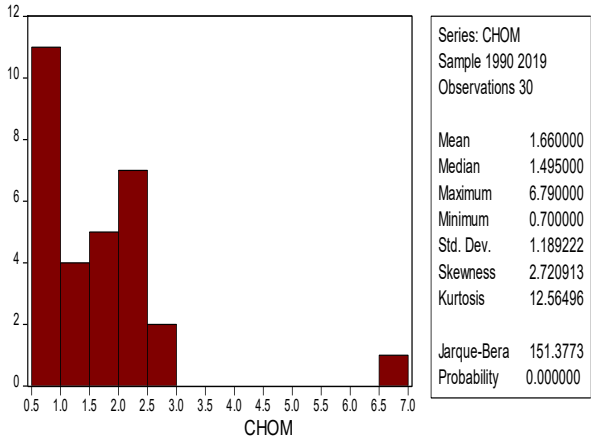
ـ تحليل سلسلة معدل التضخم "inf":من بين 30 مشاهدة مكوّنة لسلسلة معدل التضخم" inf " نجد أن أدنى قيمة شهدها هذا الأخير خلال الفترة 1990-2019 هي (0.54-) بالمئة سجلت سنة 1992 بينما سجلت أعلى قيمة لها في عام 2008، أين وصلت إلى حدود (10.58)، ليبلغ متوسط الأسعار التي يدفعها المستهلكون لهذه الفترة ما قيمته (3.12)، كما ينصّف مشاهدات هذه السلسلة قيمة وسطية مقدرة ب (2.79)، في حين يعبّر عن تباعد هذه المشاهدات بالنسبة إلى متوسطها بانحراف معياري قدره (2.73)، وهي قيمة تعكس نوع من اللاتجانس لدى مستويات السلسلة "inf "، وهذا ما يبينه الشكل الموالي:

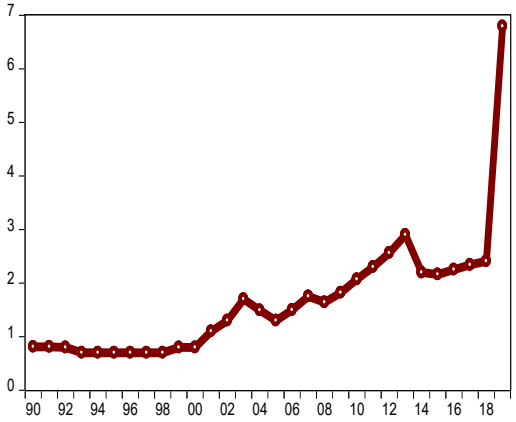


المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews.10

ـ تحليل سلسلة معدل البطالة (Chom): بالنّسبة لهذه المتغيرة فإن أدنى مستوى بلغته خلال الفترة المدروسة سُجل سنة 1998 مقدّرًا بـ (0.70) ليعرف معدل البطالة بعد ذلك اتجاهًا تصاعديًّا إلى أن بلغ أعلى مستوياته في نهاية الفترة (2019) والمقدّر بـ (6.79) ، في حين سُجِّل مستوى متوسّط للفترة ككل، مقدّر بـ (1.660000)، ومستوى وسيطي مقدّر بـ (1.495000). كما يُقدَّر الانحراف المعياري لمختلف مشاهدات العيّنة عن متوسّطها بـ (1.189)، في المقابل نجد أن قيم السلسلة تتوزّع توزيعًا طبيعيًّا كما، يبدو من خلال المعنويّة الإحصائيّة المرتفعة لإحصائيّة الاختبار"J-B" وهو ما يشير إليه الشكل أدناه:

الشكل 09: الإحصائيات الوصفية والتمثيل البياني لمتغيرة معدل البطالة





المصدر: من إعداد الباحثين بالإعتماد على مخرجات برنامج eviews.10

ثانيا ـ دراسة الاستقرارية :

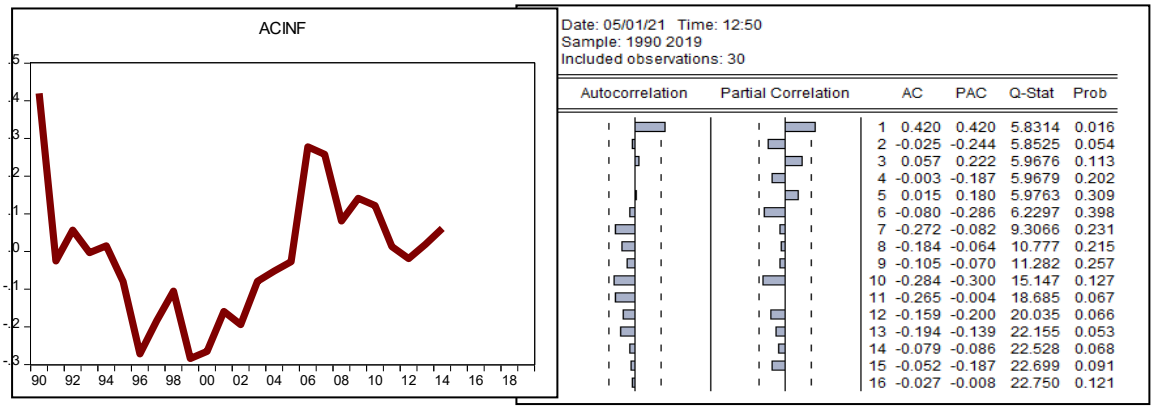
نظرا إلى ما تتميز به خاصية الاستقرارية من أهميةٍ بالغة، وما يمكن أن يؤدي إليه عدم توفرها في مختلف المتغيّرات المدرجة في مختلف الأبحاث والدراسات الميدانيّة، من استنتاجات قد تكون مضلِّلة، ونتائج مزيّفة، وغير واقعيّة. لهذا نوجه الاهتمام إلى اختبار مدى استفاء متغيّرات الدّراسة لهذه الخاصيّة، وبالتّالي ضمان المعالجة الإحصائيّة السّليمة لهذه المُتغيّرات، لغرض الوصول إلى نتائج تتمتّع على الأقل بقدر معيّن من الثّقة والمصداقيّة. وعليه سنحاول معالجة إشكاليّة الاستقرار لدى متغيرات النموذج المدروس بالاعتماد على التحليل البياني لها أولاً، ثم إجراء اختبار ديكي – فولر على متغيرات الدراسة..

1- تحليل الاستقرارية لسلسلة معدل التضخم :

ـ الاستنباط البياني:

فيما يتعلّق بسلسلة معدل التضخم في الاقتصاد الكويتي، نلاحظ أن سلوكها خلال الفترة المدروسة يظهر أن متوسط هذه المتغيرة في تطور وارتفاع مستمر إذ نلاحظ من خلال الشكل أعلاه، أن تباينها يُبدي تغيّرًا كبيرًا مع مرور الزّمن، كما أن الشّكل أدناه يبديان المعنويّة الإحصائيّة المرتفعة لمعاملات الارتباط الذّاتي لقيم السّلسلتين وكذا علاقة هذه المعاملات بالزّمن. كل هذه الملاحظات تجعلنا نسلّم مسبقًا بعدم استقرارية هذه المتغيّرة، ونقترح إخضاعها إلى مرشّح فروقات بُغية معالجة مشكلة اللاستقرار لديها.

الشكل10: دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة معدل التضخم "inf "



الجدول01: نتائج اختبارات ديكي–فولر للسلسلة " dinf"

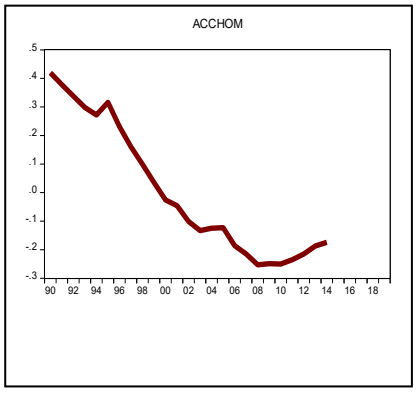
النّموذج المقدّر	درجة التأخيرات	الإرتباط الذّاتي للأخطاء	قيم معلمات الإنحدار		-t المحسوبة	-t المجدولة (5%)	القرار
(3)	P = 0	لا يوجد	δ	-1.438	-6.623	2,81	السّلسلة "Dinf" مستقرة.
			λ	-0.02	-0.47	3,14	
			φ	0.30	0.34	-3,52	
(2)	P = 0	لا يوجد	γ	-1.1406	-5.86	2,56	
			φ	-0.33	-0.63	-2,93	
(1)	P=1	لا يوجد	φ	-1.12	-5.89	-1.95	

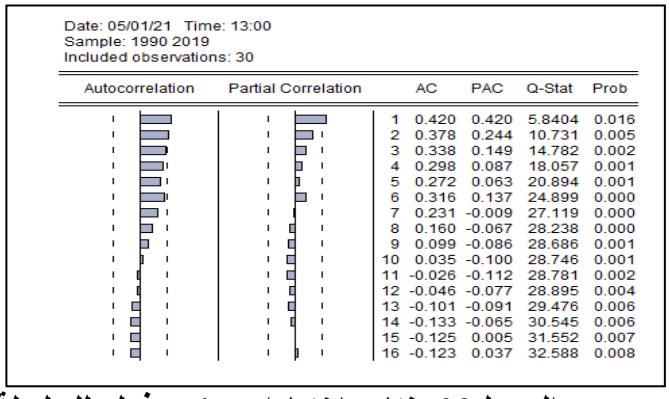
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews.10

2ـ تحليل الاستقرارية لسلسلة معدل البطالة:

الاستنباط البياني: من خلال التّمثيل البياني للسّلسلة "chom" بدلالة الزّمن (الشّكل(06) أعلاه)، يبدو أن هذه الأخيرة عرفت اتجاها عامًّا متزايدا تتخلله بعض فترات الانخفاض، خلال الفترة المدروسة، ما يعني أن متوسِّط معدل البطالة كان في حالة تغيّر مستمر مع مرور الزّمن، كما أن الانحرافات عن خط الاتّجاه العام (الذي يمثّل المتوسط غير المستقر)،هي ذات قيمة غير ثابتة، إذ أنّها تساهم في التّطور طويل المدى للسّلسلة. هذه الخصائص المميّزة للمتغيّرة "chom"، تتوافق مع مميّزات متغيّرة غير مستقرّة، تتبع نموذج سير عشوائي مع انحراف حيث يكون كلٌّ من متوسّطها، وتباينها مرتبطين بالزّمن, والتي يمكن تحويلها إلى متغيّرة مستقرّة بمجرّد إخضاعها إلى مرشِّح فروقات من الدّرجة الأولى كما أنا نتائج تحليل دالة الارتباط الذّاتي لقيم السّلسلة chom (الشّكل أدناه) لا تخالف هذه الاستنتاجات حيث يتجلى هذا من خلال المعنويّة الإحصائيّة العاليّة لمختلف معاملات الارتباط الذّاتي الموافقة لمختلف التّأخيرات.

الشكل11: دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة معدل البطالة " Chom "





eviews.10

الجدول02: نتائج اختبارات ديكي–فولر للسلسلة " dchom"

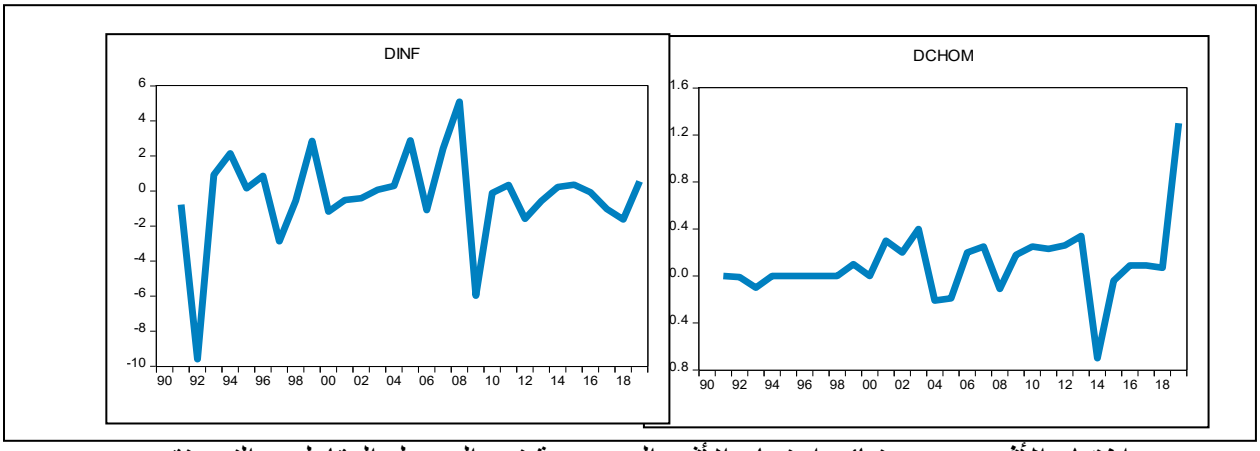
النّموذج المقدّر	درجة التأخيرات	الارتباط الذّاتي للأخطاء	قيم معلمات الانحدار		-t المحسوبة	-t المجدولة (5%)	القرار
(3)	P = 0	لا يوجد	0.0529	δ	3.14	2,81	

	3,14	-4.3719	-5.97	λ			السّلسلة "dchom" مستقرة.
	-3,52	-1.16	-0.3758	φ			
(2)	P = 0	لا يوجد	2,56	-7.5819	0.082	γ	
			-2,93	-3.01	0.53	φ	
(1)	P=1	لا يوجد	-1.95	-3.07	-2.38	φ	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews.10

وعليه قد توصّلنا بالاعتماد على التّحليل البياني والإحصائي إلى نتيجةٍ أساسيّة تفيد بعدم استقرار المتغيّرات المدروسة في مستوياتها ، مقابل استقرار فروقاتها الأولى، في حين يظهر الشكل أدناه، التمثيل البياني للفروقات الأولى لمتغيرات الدراسة.

الشكل (12): التمثيل البياني للفروقات الأولى لمتغيرات الدراسة



<u>اختبار الأثر:</u> حسب نتائج اختبار الأثر الموضحة في الجدول المقابل، والتي تقر برفض الفرضيّة الصّفريّة "لا توجد أية علاقة تكامل متزامن بين المتغيّرات المدروسة" عند مستوى معنويّة قدره "5%"حيث:

$$(\mathrm{TR}(0) = 36.5734 > \mathrm{t}_{\mathrm{Tab}}^{0,05} = 15,49471)$$

الجدول 03: نتائج اختبار الأثر للتكامل المتزامن

Date: 05/01/21 Time: 13:12
Sample (adjusted): 1993 2019
Included observations: 27 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: DINF DCHOM
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.666751	36.57346	15.49471	0.0000
At most 1 *	0.225631	6.904080	3.841466	0.0086

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews.10

ـ **اختبار القيمة الذاتية العظمى:** نتائج هذا الاختبار الموضحة في الجدول أدناه هي الأخرى تؤدّي إلى نفس القرار، حيث نرفض فرضيّة الغياب الكلّي لعلاقة التّكامل المتزامن، لكون:

$$\zeta_{max}(0\,,1) = 29.66938 > \mathrm{t}_{\mathrm{Tab}}^{0,05} = 14{,}26460)$$

الجدول04 : نتائج اختبار القيمة الذاتية العظمى للتكامل المتزامن

Jnrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.666751	29.66938	14.26460	0.0001
At most 1 *	0.225631	6.904080	3.841466	0.0086

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews.10

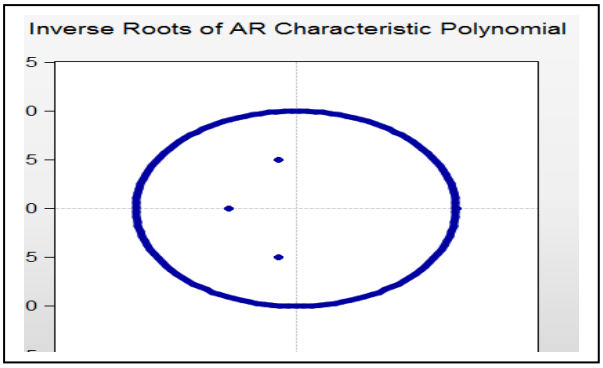
4-3 تقدير نموذج تصحيح الخطأ(ECM):

D(DCHOM) = - 0.0247483509267*(**DINF**(-1) + 0.0775133261127*DCHOM(-1) + 0.310779025119) - 0.00136961611979*D(DINF(-1)) - 0.478705382221*D(DCHOM(-1)) +

مع العلم أن عدد التأخيرات(1) تم أخذها وفق أصغر قيمة لمعياري AIC وSC في نموذج VAR

5- اختبار استقرارية النموذج: إن كون النّموذج "VECM"غير مستقر يجعل بعض النّتائج المُتحصّل عليها من جرّاء استخدامه (مثل نتائج تحليل دوال الاستجابة) غير صحيحة، لذلك لبد من التأكد من استيفاء النّموذج المقدّر أعلاه لهذه الخاصيّة. من خلال الشّكل أدناه، يبدو أن كل الجذور العكسية لكثير الحدود المرافق لجزء الانحدار الذّاتي هي ذات قيمة تقل عن الواحد الصحيح، بحيث أنها تقع كلّها داخل دائرة الوحدة، وبالتّالي فإن النّموذج "VECM"المقدّر يحقّق شرط الاستقرار (VECM satisfies the stability condition).

الشكل13 : نتائج اختبار استقرارية النموذج المقدر



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews.10

6-3 اختبار غياب الارتباط الذاتي للأخطاء: سنعمد إلى اختبار فرضيّة غياب الارتباط الذاتي لأخطاء كل معادلة، بالاعتماد على البواقي الناتجة عن تطبيق طريقة"OLS"، وذلك باستخدام إحصائيّة اختبار مضاعف لاقرانج متعدد المتغيّرات (multivariate LM test statistic)، أين تكون فرضيّة "غياب الارتباط الذّاتي من الدّرجة h" هي الفرضيّة الصّفرية المُختبرة.

نتائج الاختبار–الموضّحة في الجدول أدناه- تُثبت أنه لا يوجد مشكل ارتباط ذاتي واضح لدى بواقي النّموذج المقدّر، إذ أن المعنويّة الإحصائية المرتفعة لإحصائيّة الاختبار"LM" المرافقة لمختلف درجات التّأخير"h = 1,2,…,12" Prob(LM-Stat)> 0,05، تقودنا إلى قبول الفرضيّة الصفريّة عند كلٌّ من هذه التّأخيرات مع

مستوى ثقة قدره(95%)، مما يعني أن النّموذج محدد بشكل تام (Fully Specified).

الجدول05: نتائج اختبار مضاعف لاقرانج للارتباط الذاتي لأخطاء النموذج

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 05/01/21 Time: 13:53
Sample: 1990 2019
Included observations: 27

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.623335	4	0.6227	0.660751	(4, 40.0)	0.6229

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.623335	4	0.6227	0.660751	(4, 40.0)	0.6229

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews.10

3-7 اختبارات العلاقة السببية لجرانجر:

الجدول06: نتائج اختبار السببية حسب Granger

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 05/01/21 Time: 13:45
Sample: 1990 2019
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DINF does not Granger Cause DCHOM	28	5.33891	0.0250
DCHOM does not Granger Cause DINF		0.10526	0.7483

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews.10

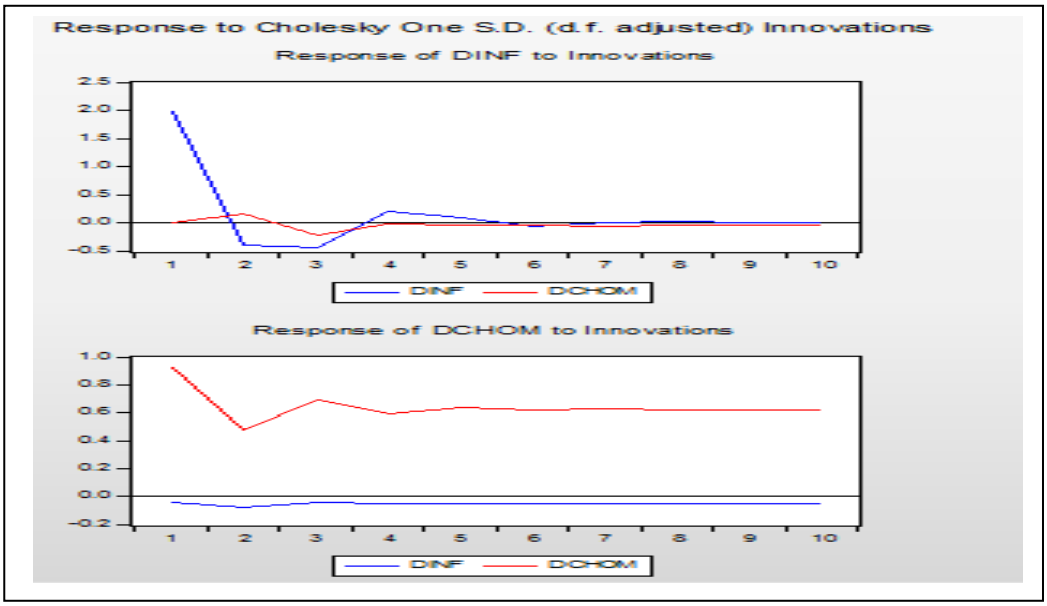
من خلال الجدول أعلاه نلاحظ أن أولى النتائج الملفتة للنظر هي تلك التي تقر بوجود علاقة سببية – حسب مفهوم Granger- تتجه من معدل التضخم نحو متغيرة معدل البطالة وذلك عند مستوى معنوية قدره (5%) مما يعني أنه هناك احتمال قدره (95%) لكون تغيرات الأسعار التي يدفعها المستهلكون (معدل التضخم)، تسبق التغيرات التي تحدث في متغيرة معدل البطالة، في المقابل أكدت النتائج غياب علاقة من هذا النوع في الاتجاه المعاكس.

8-3 آثار الصدمة و تحليل دوال الاستجابة الدافعية

❖ **استجابة التشغيل في الكويت لمختلف التجديدات:**

في ما يتعلق بآثار حدوث صدمات في معدل التضخم على معدل البطالة في الاقتصاد الكويتي، فإن حدوث صدمة سلبية في التضخم، من شأنه أن يؤدي إلى زيادة في معدلات البطالة في السنة الأولى، حيث نلاحظ من خلال نتائج تحليل دوال الاستجابة أن هذه الصدمة تخلف تأثيرا معنويا سلبيا على البطالة ابتداء من الفترة الأولى، غير أنها تشرع في الانخفاض بداية من سنة حدوث الصدمة مسجلة استجابة فورية قدرها (92%) في السنة الأولى ثم انخفاض محسوس قدر ب (48%) في السنة الثانية وتعود لتسجل (63%) في السنة الخامسة لتواصل بعدها اتجاهها التنازلي بمعدلات متناقصة بداية من السنة الخامسة التي تلي الصدمة و إلى غاية نهاية الفترة أين سجلت نسبة قدرها (62%).

الشكل(14): نتائج تحليل دوال الاستجابة الدفعية



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews.10

النتائـــــــــــج :

هدفت الدراسة الحالية إلى تحليل العلاقة بين التضخم والبطالة في الاقتصاد الكويتي خلال الفترة (1990-2019)، وذلك عبر المنهج التحليل الوصفي. وبرصد تطورات الاقتصاد الكويتي، فقد تطور إجمالي الناتج الكويتي، من 44.1 مليار دولا عام 1992 إلى 137.6 مليار دولا عام 2019. وعلى النقيض، فقد تراجع نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي، من 41801.3 دولارا عام 1995 إلى 32702 دولارا عام 2019. بما يعني أنه قد فقد ما يقارب 22% من قيمته خلال ربع قرن فقط. وفي سياق، تطورات قوة العمل، فقد تزايد من 871 ألف عامل إلى 2 مليون و381 ألف عامل بين عامي 1990 و2020. بما يعني تضاعف هذه القوة بمقدار 2.7% خلال ثلاثة عقود فقط. وبواسطة سببة جرانجر أظهرت الدراسة وجود علاقة سببية – حسب مفهوم Granger- تتجه من معدل التضخم نحو متغيرة معدل البطالة وذلك عند مستوى معنوية قدره (5%) مما يعني أنه هناك احتمال قدره (95%) لكون تغيرات الأسعار التي يدفعها المستهلكون (معدل التضخم)، تسبق التغيرات التي تحدث في متغيرة معدل البطالة، في المقابل أكدت النتائج غياب علاقة من هذا النوع في الاتجاه المعاكس.

الهوامـــــــــــــش :

1. زكي، رمزي، (1989)، الاقتصاد السياسي للبطالة: تحليل لأخطر المشكلات الرأسمالية المعاصرة، المجلس الوطني للثقافة والفنون والآداب، عالم المعرفة ، عدد رقم 226 ، الكويت.
2. قاعدة بيانات البنك الدولي المفتوحة.
3. ساموبلسون، بول وهاوس، ويليام نورد، (2006)، الاقتصاد، ترجمة هشام عبد الله، مراجعة د أسامة الدباغ، الدار الأهلية للنشر والتوزيع، الطبعة الخامسة عشر، عمان.
4. Antonia Lopez-Villavicencio and Sophie Saglio , The Wage Inflation-Unemployment Curve at the Macroeconomic Level , OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS AND STATISTICS, Vol 79, No 1 , 2017.
5. Iida Häkkinen Skans, the Swedish Wage Curve, National Institute of Economic Research, October, 2016.

6. Joan Daouli, Michael Demoussis and Nicholas Giannakopoul, The wage curve before and during the Greek economic crisis, Empirical Economics, Volume 52, Issue 1, and February, 2017.
7. Kasseh PA (2018) The Relation between Inflation and Unemployment in the Gambia: Analysis of the Philips Curve. J Glob Econ 6: 294. doi: 10.4172/2375-4389.1000294.
8. Liu L (2008) Inflation and Unemployment: The Roles of Goods and Labor Markets Institutions. Job Market Paper, Queen's University, Canada.
9. Elliot (2015) The relationship between inflation and unemployment in Ghana. Afr J Econ Rev 3: 117-124.
10. Maximova A (2015) The Relationship between Inflation and Unemployment: A Theoretical Discussion about the Philips Curve. J Int Bus Econ 3: 89-97.
11. Mohammed Y, Okoroafor OKD, Awe, Emmanuel O (2015) Analysis of the relationship between inflation, unemployment and economic growth in Nigeria 1987-2012, Appl Econ Financ 2: 102-109.
12. Antonio R (2006) Short-run and long-run interaction between inflation and unemployment in the USA. Appl Econ Lett 10: 373–376