مجلة البحوث المالية والاقتصادية

مجلة علمية الكترونية محكمة متخصصة في المجالات المحاسبية والمالية والإدارية والاقتصادية
تصدر عن قسم المحاسبة بكلية الاقتصاد بجامعة بنغازي

اختبار التكامل المشترك والعلاقة السببية بين الإنفاق العام والتضخم: حالة الاقتصاد الليبي

Examination of the causal relationship between Public Expenditure and inflation in the Libyan economy

د/ حسن الدامي بدر[1]

الملخص

استهدفت الدراسة البحث في العلاقة السببية بين الإنفاق العام والتضخم معبرا عنه بالرقم القياسي لأسعار المستهلك في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1970-2010) في الأجلين القصير والطويل، من أجل ذلك تم استخدام الأساليب القياسية الحديثة، كاختبار استقرارية السلاسل الزمنية والتكامل المشترك، ونموذج تصحيحا الخطأ وسببية جرا نجر، وقد توصلت الدراسة إلى أن الإنفاق العام والتضخم على علاقة تكامل مشترك، وأن هناك علاقة سببية طويلة الأجل تتجه من الإنفاق العام إلى التضخم.

Abstract

This study aimed to examine the causal relationship between Public Expenditure and inflation, expressed as an index of consumer prices, in the Libyan economy during the period (1970-2010) in the short term and the long run. For this, the study used the standard methods of modern test stationary of the time series and Co integration Error Correction model and causal Granger. The study found that Public Expenditure and inflation on a common complementary relationship, and that there is a long-run causal relationship trending from Public Expenditure to inflation.

[1] محاضر بقسم الاقتصاد ـ كلية الاقتصاد ـ جامعة بنغازي.

تقديم:

يعد التضخم مشكلة اقتصادية قديمة أصبحت في عصرنا الحالي وبصفة عامة مسلمة تتفشى في أغلب اقتصاديات دول العالم، وتفيد الأدبيات حول التضخم بأنه وعلى الرغم من نجاح الاقتصاديين في تقديم تفاصيل عن أسباب هذه المشكلة و عن نتائجها، إلا أن موضوع العلاقة السببية بينها وبين الإنفاق العام كان ولازال من بين أحد أهم الموضوعات وأكثرها جدلا في الأدب الاقتصادي، فمن ناحية تبين الأدبيات بأن توسع الإنفاق العام قد يكون سببا لظهور التضخم، وفى المقابل وعلى وجه مغاير تماما نجد أن هناك اعتقاد أخر لدى العديد من الاقتصاديين بأن توسع الإنفاق العام قد يكون نتيجة لظهور التضخم وازدياد حدته في الاقتصاد، وقد عزز من هذا الجدل أيضاً النتائج المتباينة أو الغير حاسمة للدراسات التجريبية التي اهتمت بدراسة وتحليل هذه العلاقة في الاقتصاديات المختلفة النامية منها أو المتقدمة.

وتهدف هذه الدراسة إلى البحث في العلاقة السببية بين المتغيرين في الاقتصاد الليبي في الأجلين القصير والطويل، وذلك باستخدام بيانات سلاسل زمنية سنوية تغطى الفترة (1970-2010)، تتضمن الرقم القياسي لأسعار المستهلك كمقياس للتضخم، وكذلك الإنفاق العام وفقاً لأسعار سنة 2003، وقد تم الحصول على هذه البيانات من الإحصائيات الصادرة عن مركز بحوث العلوم الاقتصادية بنغازي ديسمبر 2010، ومن نشرات اقتصادية مختلفة صادرة عن مصرف ليبيا المركزي.

وتحقيقا لهدف الدراسة فقد تم تناولها في جزئيين جزء نظري وأخر تطبيقي، وفى الجزء النظري تم توظيف الأسلوب الوصفي التحليلي بغية استيعاب الإطار النظري الخاص بموضوعها، وكذلك وصف وتحليل تطور الإنفاق العام ومعدل التضخم في الاقتصاد الليبي، أما في الجزء التطبيقي فقد تم البحث في العلاقة السببية بين المتغيرين من خلال توظيف اختبارات وأساليب الاقتصاد القياسي الكمي مثل Co integration and Error Correction Model، وكذلك Granger Casualty test، والتي تتطلب ضمن ما تتطلب إجراء ما يعرف بـ Stationary tests.

أولا-الجزء النظري:

1-1 الإنفاق العام:

يعد الإنفاق العام Public Expenditure في الوقت الحاضر أداة من أهم أدوات السياسة المالية، وتاريخياً فقد ازدادت أهمية هذه الأداة وتوسع استخدامها في العديد من دول العالم بعد أزمة الكساد الكبير سنة 1929، وظهور الفكر الكينزى مع مطلع ثلاثينيات القرن الماضي، والذي بموجبه أصبح الإنفاق العام مكونا أساسيا من مكونات الطلب الكلى، وهذا الأخير بمثابة المحدد الرئيسي للعرض الكلى في الاقتصاد.

وعموماً يقصد بالإنفاق العام تلك المبالغ النقدية التي تخرج من الذمة المالية للدولة أو أحد تنظيماتها بقصد تحقيق أغراض النفع العام (وليم ،2009،ص151)، وللإنفاق العام تصنيفات عديدة وكثيرة لعل أشهرها تصنيفه إلى إنفاق استهلاكي Consumption Expenditure، وأخر استثماري Investment Expenditure، فالأول هو ذلك النوع من الإنفاق اللازم لانتظام سير المرافق العامة للدولة دون أن يترتب عليه زيادة في التكوين الرأسمالي للدولة كالأجور والمرتبات ونفقات الصيانة، أما الثاني فهو الذي يترتب عليه زيادة في الطاقة الإنتاجية للمجتمع وتوفير أسباب التنمية، أي أنه يتعلق بتنمية قدرات الأجهزة العامة على أداء الخدمات التي تقدمها، مثل ما ينفق لبناء الموانئ والطرق والسدود ومحطات الطاقة وكذلك المشروعات الصناعية ونظيرتها الزراعية (حشيش،ب.ت،ص71).

1-2 التضخم:

يعتبر التضخم (Inflation) في نظر جمهور الاقتصاديين مشكلة اقتصادية يعد الارتفاع المتواصل والمحسوس للمستوى العام للأسعار عبر الزمن مؤشراً على وجودها في الاقتصاد (مسعود و الأصفر، 2014، ص38)،ويمكن التعبير عن حدتها بصورة كمية بعدة طرق لعل أبرزها الأرقام القياسية والتي أشهرها وأكثرها استخداماً الرقم القياسي لأسعار المستهلك (The Consumer Price Index) (خليل، 1994، ص68)، هذا وقد تناول الاقتصاديون أسبابا متعددة ومختلفة للتضخم، حيث يرى البعض بأن أحد أسباب التضخم يتمثل في التوسع في الطلب الكلى بمعدلات تفوق معدلات النمو في العرض الكلى، والبعض الأخر يرى بأن التضخم هو دائما ظاهرة نقدية بحتة تنجم عن زيادة عرض النقود بمعدلات تفوق معدلات نمو الإنتاج (Olu and Idih p23, 2015،، كما أن هناك من يضيف سببين آخرين للتضخم كليهما يمثلان نوعا من ممارسة القوة في الأسواق من قبل بعض المجموعات، يتمثل السبب الأول في الأجور العالية التي تؤمنها اتحادات العمال لمنسوبيها، بينما يتمثل السبب الثاني في الأسعار العالية التي يؤمنها رجال الأعمال لأنفسهم في الصناعات الاحتكارية وما يماثلها، ويسمى النوع الأول بتضخم الأجور، بينما يسمى النوع الثاني بتضخم الأرباح، وفى أطار المؤثرات الخارجية يشير آخرون لنوع أخر من التضخم وهو التضخم المستورد وهو ذلك النوع الذي ينتج عن الزيادة المستمرة في أسعار السلع والخدمات المستوردة من الخارج وهو يظهر بشكل كبير وواضح في الاقتصاديات صغيرة الحجم المفتوحة على العالم الخارجي(مهران، 2007، ص4).

1-3 العلاقة بين الإنفاق العام والتضخم:

تشير الأدبيات الاقتصادية لاسيما نماذج الاقتصاد الكلى Macroeconomic Modeling إلى وجود علاقة بين الإنفاق العام والتضخم، كما تشير أيضا إلى أنه و الرغم من الاهتمام الذي حظيت به هذه العلاقة من قبل مفكري الاقتصاد الكلى وخبرائه فإن النقاش والجدل حولها لازال قائما ولم يحسم بعد، فمن ناحية يرى البعض بأن توسع الإنفاق العام قد يكون سبباً لظهور التضخم وإن حدة هذا الأخير تتحدد على ضوء وضعية الاقتصاد، وحالته، فضلا عن كيفية تخصيص هذا الإنفاق وتوجيهه، وكذلك طريقة تمويله، فإذا كان الاقتصاد يعمل مثلا دون مستوى التوظف الكامل أو أتصف جهازه الإنتاجي بالمرونة، فإن أثر توسع الإنفاق العام سيكون أما محدوداً أو ضعيفاً على المستوى العام للاسعار، ذلك لان الزيادة الأضافية فى الطلب الكلى على السلع والخدمات سيقابلها وبسبب التوسع فى الاستخدام للموارد الاقتصادية العاطلة زيادة فى العرض الكلى، بينما في ظل بلوغ الاقتصاد مستوى التوظف الكامل أو أتصف جهازه الإنتاجي بالجمود فسيؤدى توسع الإنفاق العام إلى حدوث زيادة أضافية فى الطلب الكلى على السلع والخدمات لن يقابلها اى زيادة فى العرض الكلى ومن ثم يحدث الارتفاع فى المستوى العام للاسعار وتظهر بوادر التضخم وتزدادحدته كلما استمر التوسع فى الإنفاق العام، كما أن أثر توسع الإنفاق العام سيكون كبيراً على المستوى العام للأسعار خلال فترات الرواج الاقتصادي، بينما يكون هذا الارتفاع ضعيفاً خلال فترات الركود الاقتصادي ،و لربما ينخفض المستوى العام للاسعار إذا ما تم تركيز الإنفاق العام وتوجيهه نحو الاستثمار، كما أنه لمن المتوقع في ظل جمود الجهاز الإنتاجي أن يرتفع المستوى العام للأسعار وتزداد حدة التضخم إذا ما تم تركيز الإنفاق العام وتوجيهه نحو الاستهلاك.(مندور،2003،ص294) (كاظم، 2005، ص249)(الحاج، 1999، ص145).

كذلك تبين فرضية الحد الحرج The critical-limit hypothesi التى قدمها Collin Clerk بأن توسع الإنفاق العام سيؤدى إلى ظهور بوادر التضخم إذا تجاوزت حصيلة الضرائب (25%) من الدخل القومى الاجمالى، ذلك لان هذا من شأنه أن يثبط المنتجين ويقلل من حوافزهم نحو الاستثمار والانتاج ومن ثم تتدنى الانتاجية ويتراجع الإنتاج وينخفض بالتالى العرض الكلى وحتى لوظلت الميزانية متوازنة فأن زيادة الانفاق العام

ستشكل طلباً متزايداً و من ثم ينشأ التضخم بسبب التكيف غير الملائم بين الطلب والعرض الكليين (Lednyi et . al. 2016 ,p9)، غير أن هناك من يرى بأن تجربة العقود الأخيرة قد بينت بأن Clerk قد أعطى تركيزاً لا مبرر له على الحد الحرج، ذلك لان دولا عديدة قد عبرت هذا الحد دون أن تواجه ضغوطاً تضخمية (Magazzino,2011,p.3)، كما أن العديد من الدول ولاسيما النامية منها التى تتصف نظمها الضريبية بالجمود والتخلف قد واجهت ضغوطاً تضخمية حادة ولم تعبر هذا الحد.

أما عن التوسع فى الإنفاق العام المومول بأصدار نقدى، فإن تأثيره على المستوى العام للاسعار وبحسب البعض يتوقف على التمييز بين ثلاثة أحتمالات الأول: الكتلة النقدية التى تم اصادرها تجد مقابلا لها فى استجابة سريعة للجهاز الانتاجى فى زيادة الانتاج ومن ثم يكون الأثر معدوماً على المستوى العام للاسعار، الثانى:الكتلة النقدية التى تم أصدارها يتم اكتنازها أو ادخارها و من ثم لا تحدث أثار تضخمية، لكن يبقى هذا السلوك مؤقت فيحتمل ضخ هذه المبالغ فى اى لحظة فى القنوات الاقتصادية مما يسبب صدمة تضخمية يرتفع على أثرها المستوى العام للاسعار (الحواس،2014،ص11)، الثالث: الكتلة النقدية التى تم اصدارها لن تقابله أستجابة سريعة للجهاز الانتاجى فى زيادة الانتاج وهذا سيؤدى إلى عدم مواكبة المعروض السلعى مع المعروض النقدى ومن ثم يرتفع المستوى العام للاسعار ويحدث التضخم (طارق والأمين، 2011،ص17).

وفى ذات الإطار وعلى وجه مغاير تماما نجدأن هناك اعتقاد أخر لدى العديد من الاقتصاديين بأن توسع الإنفاق العام قد يكون نتيجة لظهور التضخم وازدياد حدته في الاقتصاد، ذلك لكون أن أحد أبرز الآثار السلبية المصاحبة لارتفاع المستوى العام للأسعار في اقتصاد دولة ما هو هبوط وتدهور القوة الشرائية لعملتها، وذلك بحكم العلاقة العكسية بينهم، حيث القوة الشرائية لوحدة النقد تساوي وحدة النقد مضروبة في مقلوب المستوى العام للأسعار، وعليه فكلما أرتفع المستوى العام للأسعار انخفضت القوة الشرائية للنقود، الأمر الذي يؤدي إلى أن تدفع الدولة عدداً من الوحدات النقدية أكبر مما كانت تدفعه من قبل من أجل الحصول على ذات المقدار من المستلزمات السلعية و الخدمية التي كانت تشتريها في السابق لتأدية وظائفها التقليدية (خشبة،1998،ص108)، كما أنه مع اشتداد حدة التضخم كثيراً ما تلجأ الدولة إلى تقرير علاوة غلاء المعيشة لموظفيها لتعويض الانخفاض الذي طرأ على دخولهم الحقيقية، كما تزداد أيضا مخصصات الدعم السلعي، وترتفع كلفة الاستثمارات العامة (الحاج ،2007،ص8)،مع ملاحظة أن ارتفاع المستوى العام للأسعار قد لا يؤدي إلى زيادة جميع أنواع الإنفاق العام بل إلى ارتفاع ذلك الجزء المخصص منه لتنفيذ المشروعات الاقتصادية والاجتماعية، أما ذلك الجزء المخصص لخدمة الدين العام فأنه يتأثر بارتفاع المستوى العام للأسعار بصورة عكسية، أي أن الدولة تستفيد على حساب مصلحة الدائنين لأنها ستدفع الفوائد و أصل الدين بنقود تدهورت قيمتها (بركات، 1984، ص231).

1-4 الدراسات السابقة:

على الرغم من تعدد الدراسات التجريبية التى أستهدفت البحث فى العلاقة السببية بين الإنفاق العام والتضخم سوء فى الدول المتقدمة أو النامية، الا أن نتائجها جاءت مختلفة ومتباينة ولم تثبت بشكل قاطع بأن هناك اتجاها محددا للعلاقة السببية بين المتغيرين، وفيما يلى عرضا مختصرا لعدد من هذه الدراسات.

1-4-1 دراسة (كاظم، 2005) التى سعت للبحث فى اتجاه وسلوك العلاقة السببية بين الإنفاق العام والتضخم فى الاقتصاد العراق للفترة (1980-1996) ومن خلال توظيف أسلوب التلحليل الوصفى المعزز بالقياس الاقتصادى، كشفت نتائج الدراسة بأن أثر الإنفاق العام قد انصب على المستوى العام للاسعار، حيث أدت

الزيادة فى الإنفاق العام إلى زيادة عرض النقود وبسبب محدودية حجم الانتاج لضعف مرونة الطاقة الانتاجية، فقد أتسعت الفجوة بين الطلب والعرض الكليين، ولغياب الدور الفاعل للتجارة الخارجية كعامل مهم من عوامل غلق تلك الفجوة بسبب الحصار أتجه المستوى العام للاسعار نحو الارتفاع.

1-4-2 وفى دراسة أخرى (Chineda B. Ezirim et . al.200 8) أستهدفت البحث فى العلاقة السببية بين نمو الإنفاق العام و التضخم فى الاقتصاد الامريكى بمكانته الرائدة بين مجموعة الاقتصاديات المتقدمة خلال الفترة (1970-2002)، ومقارنة النتائج، بنتائج دراسة (Ezirimamd and Muoghalu ,2006) التى أجريت على أحد الاقتصاديات الأقل نمواً وهو الاقتصاد النيجيرى، والتى أظهرت نتائجها أن التضخم يعد أبرز وأهم العوامل المفسرة للتغيرات فى الإنفاق العام فى البلدان الأقل نمواً، وقد أستخدامت الدراسة نموذج انحدار ذاتى ثنائى الاتجاه يصف العلاقة بين المتغيرين، ومن خلال توظيف اختبار التكامل المشترك لجوهانسون، وأختبار جرانجر للسببية، توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرين، وأن العلاقة السببية ليست فى إتجاه واحد فقط كما أظهرت نتائج الدراسة محل المقارنة، بل هى ثنائية الأتجاه سواء فى الأجل القصير أوالطويل، حيث يؤثر التضخم بشكل كبير على قرارات الإنفاق العام فى الولايات المتحدة الامريكية، كما أن نمو الإنفاق العام يؤدى إلى تفاقم الضغوط التضخمية أيضا.

1-4-3 أما دراسة (Cosimo Magazzino 2011) التى وظفت اختبار التكامل المشترك لجوهانسون، واختبار جرانجر للسببية، للبحث فى العلاقة بين الإنفاق العام والتضخم فى دول البحر المتوسط للفترة (1970-2009)، فقد كشفت نتائجها بأنه لاتوجد علاقة طويلة الأجل بين المتغيرين الا فى البرتغال فقط، أما أختبار السببية لجرانجر فقد أسفرت نتائجه بأنه لايوجد دليل واضح فى الأجل القصير على أن التضخم يعد سببا لنمو الإنفاق العام الا فى فرنسا فقط، حيث كانت السببية تجرى من الإنفاق العام إلى التضخم فى قبرص ومالطا وأسبانيا، وتجرى فى الأتجاهين فى ايطاليا.

1-4-4 وفى دراسة أخرى (Tai Dang Nguyen, 2014) حول أثر الانفاق العام على التضخم فى ثلاثة دول أسيوية نأشئة هى الهند و أندونيسيا و فيتنام غطت الفترة (1970-2010)، تبين من خلال توظيف اختبار التكامل المشترك لجوهانسون ونموذج تصحيح الخطأ، بأن الإنفاق العام يسبب التضخم فى الأجل الطويل فى البلدان الثلاثة جميعا، أما نتائج الأجل القصير فقد جاءت متضاربة حيث اتجهت السببية من الإنفاق العام إلى التضخم فى أندونيسيا و الهند، أما فى فيتنام فقد اتجهت من التضخم إلى الإنفاق العام.

1-4-5 أما دراسة (الشامى,2014) التى أجريت على الاقتصاد الليبى وغطت الفترة (1990-2009)،وتم خلالها توظيف أختبار جرانجر للسببية، فقد توصلت إلى وجود علاقة سببية تسرى فى أتجاه واحد من الانفاق العام الى التضخم، حيث استنتجت الدراسة أن التوسع فى حجم الإنفاق العام يؤدى إلى توسع العرض النقدى الأمر الذى يؤدى إلى أرتفاع المستوى العام للاسعار ومن ثم حدوث التضخم.

1-4-6 وفى نفس الإطار فإن دراسة (بوالكور، 2016) حول العلاقة السببية بين الإنفاق الحكومى والتضخم فى الاقتصاد الجزائر للفترة (1970-2015)، التى وظفت فيها أساليب الاقتصاد القياسى الحديثة كأختبار استقرارية السلاسل الزمنية و واختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ و اختبار سببية جرانجر، قد أشارت نتائجها بأن الإنفاق الحكومى على علاقة تكامل مشترك بالتضخم، وأن هناك علاقة سببية قصيرة وطويلة الأجل تتجه من الإنفاق العام إلى التضخم.

1-4-7 أما دراسة (Ogbonna ,2014) التى أجريت على الاقتصاد النيجيرى و غطت الفترة (1981-2013) وأستهدفت قياس العلاقة بين مؤشر الرقم القياسى لاسعار المستهلك وحجم الحكومة مقاساً بنسبة كل من(النفقات الادارية، النفقات الاقتصادية، النفقات الاجتماعية) إلى الناتج المحلى الاجمالى، وذلك بأستخدام اختبار جوهانسون للتكامل المشترك و نموذج تصحيح الخطأ و اختبار Wald للسببية، فقد كشفت نتائجها عن عدم وجود اى علاقة سببية فى الأجلين القصير و الطويل بين الرقم القياسى لاسعار المستهلك وحجم الحكومة خلال الفترة قيد الدراسة.

1-4-8 وفى الاقتصاد النيجيرى أيضا ومن خلال استخدام اختبار جذر الوحدة لديكى فولر، واختبار جوهانسون للتكامل المشترك واختبار جرانجر للسببية، أهتمت دراسة (Torbira Maria TorkaK, 2015) ببحث العلاقة السببية بين التضخم و الإنفاق العام بشقيه الاستهلاكى والاستثمارى خلال الفترة (1981-2012)، وقد كشفت نتائج الدراسة بأنه وعلى الرغم من وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيراتها، فأنه لا توجد أيضا اى علاقة سببية ذات دلالة أحصائية بين التضخم و الانفاق العام بشقيه خلال الفترة قيد الدراسة.

1-5 تطور الإنفاق العام والتضخم في الاقتصاد الليبي:

من خلال تفحص الجدول رقم (1) بالملحق الإحصائي الذي يوضح التطورات التي طرأت على معدلات النمو السنوية للإنفاق العام والمعدل السنوي التضخم مقاسا بالرقم القياسي لأسعار المستهلك والذي يغطي فقط مدينة طرابلس ويعبر عن حركة التغير في مستوى أسعار ثمانية مجموعات سلعية وخدمية لإنفاق المستهلك في الاقتصاد الليبي تبين وبشكل عام.

أن الإنفاق العام قد مر بأربعة مراحل مميزة، المرحلة الأولى تغطى الفترة (1970-1981) وخلالها كانت معظم معدلات نموه السنوية موجبة، وأنه قد أزداد من (2485.4) مليون د.ل إلى (17497.4) مليون د.ل محققا بذلك معدل نمو سنوي مركب موجب قدر بنحو (+ 19.4%)، كما تبين أيضاً من خلال تحليل تطور المعدل السنوي للتضخم خلال نفس الفترة بأنه قد ارتفاعه من (-3.0%) سنة 1971 إلى (35.8%) سنة 1978، وعلى الرغم من تراجعه إلى (9.7%) سنة1981، إلا أنه قد حقق زيادة خلال سنوات هذه الفترة قدرت بنحو (+ 12.7%).

أما خلال المرحلة الثانية والتي تغطى الفترة (1982-1987)، فقد تبين بأن معدلات النمو السنوية للإنفاق العام كانت سالبة، وأنه قد انخفض من (14182.9) مليون د.ل سنة 1982 إلى (4714.1) مليون د.ل سنة 1987 محققاً بذلك معدل نمو سنوي مركب سالب قد بنحو (-17.0%)، كما تبين أيضا بأنه وعلى الرغم من استمرار ارتفاع معدل التضخم خلال السنوات الثلاثة الأولى من هذه الفترة، إلا انه قد أخذ في التراجع بعد ذلك ليصل إلى(09.0%) سنة 1985 ثم إلى (4.3%) سنة 1987، بعد أن كان (12.5%) سنة 1983 محققاً بذلك انخفاضاً قدر بنحو (-5.5%).

وخلال المرحلة الثالثة والتي تغطى الفترة (1988-1999) فقد أخذت معدلات النمو السنوية للإنفاق العام في التقلب غير أن هذه التقلبات كانت ذات نزعة نحو الانخفاض، حيث انخفض الإنفاق العام من (5611.7) مليون د.ل سنة 1988 إلى(3403.5) مليون د.ل سنة 1999 محققا بذلك معدل نمو سنوي مركب سالب قدر بنحو (-4.0%)، كما تبين أيضا تقلب معدل التضخم خلال سنوات هذه الفترة، غير أنه ورغم تقلبه هذا فإنه قد انخفض من (3.1%) سنة 1988 إلى (1.5%) سنة 1999 مرور بنحو (13.8%) سنة 1994، محققاً بذلك انخفاضاً قدر بنحو (-1.6%).

أما عن المرحلة الرابعة والتي تغطى الفترة (2000-2010) فقد كانت معظم معدلات النمو السنوية للإنفاق العام موجبة، و أنه قد أزداد من (4457.9) مليون د.ل سنة 2000 إلى (44246.3) مليون د.ل سنة 2010، محققا بذلك معدل نمو سنوي مركب موجب قدر بنحو (+ 25.7%)، كما تبين أيضا بأنه وعلى الرغم من انكماش معدل التضخم خلال السنوات الأولى من هذه الفترة، إلا انه قد عاد وارتفع ليصل إلى (2.5%) سنة 2010 ، وذلك بعد أن كان (-2.9%) سنة 2000، مرورا بنحو (10.4%) سنة 2008، محققاً بذلك زيادة خلال سنوات هذه الفترة قدرت بنحو (+ 5.4%).

ولمجمل فترة الدراسة فقد تبين بأن الإنفاق العام قد أزداد بمعدل نمو سنوي مركب موجب قدر بنحو (+7.0%)، كما تبين أيضاً بأن الرقم القياسي لأسعار المستهلك قد أزداد بمعدل نمو سنوي مركب موجب قدر بنحو (+ 6.0%).

ثانيا-الجزء التطبيقي:

يظهر تحليلنا الوصفي السابق لتطور الإنفاق العام ومعدل التضخم بأنهما قد سلكا وبشكل عام سلوكا متشابها، الأمر الذي يوحى بوجود علاقة بين المتغيرين في الاقتصاد الليبي خلال فترة الدراسة، غير أنه بالنسبة للدراسات الاقتصادية فإن استخدام الأسلوب الوصفي التحليلي والركون إلى استنتاجاته لا يكفى وحده للتسليم بوجود هذه العلاقة وبأنها صحيحة وليست مضللة، إذ كثيراً ما يلجأ الباحث في العلاقات الاقتصادية إلى تدعيم ما توصل إليه من استنتاجات من خلال الاستعانة بأساليب البحث العلمي المتطورة والأكثر حداثة، كما هو الحال بالنسبة للأسلوب القياسي الكمي، ذلك لأن هذا من شأنه أن يستبعد أخطاء التقدير الشخصي للباحث إن وجدت، ومن ثم قياس العلاقة الحقيقية وليس العلاقة الظاهرية بين المتغيرات الاقتصادية محل الدراسة، كما أنه يسهل أيضاً من عملية قراءة العلاقات بين المتغيرات في شكل رقمي مختصر وواضح خالي من التعقيدات، وهذا ما سنقوم به في هذا الجزء من الدراسة.

2-1 الاختبارات والأساليب القياسية المستخدمة:

لأجل تحقيق هدف الدراسة فقد تم في هذا الجزء توظيف بعض أساليب واختبارات الاقتصاد القياسي الكمي وتحديدا، Co integration and Error Correction Mode، وكذلك Granger Casualty test، والتي تتطلب ضمن ما تتطلب إجراء ما يعرف ب Stationary tests للتأكد من استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، وفيما يلي نبذة مختصرة عن هذه الاختبارات وتلك الأساليب، وكذلك عرضاً لنتائج تطبيقها على المتغيرين في الاقتصاد الليبي خلال فترة الدراسة وفقاً لمخرجات البرنامج الإحصائي Eviews 9.5.

2-2 اختبارات الاستقرارية:

تستخدم هذه الاختبارات عادة للتحقق من استقرار Stationary السلاسل الزمنية لمتغيرات أي دراسة وذلك لتجنب الوقوع في مشكلة الانحدار الزائف Spurious regressions, هذا ويقال عن سلسلة زمنية لمتغير ما بأنها مستقرة إذا كانت تتمتع بخاصية ثبات متوسط القيم عبر الزمن, وكذلك خاصية ثبات التباين عبر الزمن (عباس،2016,ص5)، أما ذا كانت السلسة غير مستقرة فأنه بالإمكان تحويلها إلى سلسلة مستقرة من خلال حساب الفرق الأول أو الثاني، وهكذا يقال عن سلسلة زمنية لمتغير ما بأنها مستقرة أو متكاملة من الدرجة I(d) أذا كانت تحتاج لحساب الفرق (d) مرة لتكون في حالة استقرار (عبد الزهرة، وشومان، 2013،ص178).

وبغية اختبار خاصية استقرار السلاسل الزمنية يوجد العديد من الاختبارات الإحصائية مثل اختبارات جذر الوحد Unit root tests، ومن أهمها وأكثرها استخداما في الدراسات المعاصرة Dickey –Fuller test (ADF) و Phillip – Perron test (PP)، هذا ويستخدم في أجراء اختبار (ADF) ثلاثة صيغ ـ صيغة بالثابت Intercept ـ صيغة بالاتجاه و الثابت Trend and intercept ـ صيغة بدون None (Dickey and Fuller,1981) ، وذلك كما هي واردة أدناه على التوالي:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \lambda Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{P} \beta_j \Delta Y_{t-j} + e_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \lambda Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{P} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \sigma T + e_t$$

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{P} \beta_j \Delta Y_{t-j} + e_t$$

حيث: (Δ) تشير إلى الفرق الأول، (t) الزمن (j) رقم الفجوة الزمنية، (p) عدد الفجوات المتباطئة أو طول الفترة (α0 ، ɲ ،σ ،β_j) معالم النماذج ،e_t متغير الخطأ العشوائي.

أما بالنسبة لاختبار(PP) فإنه يعتمد أيضا على تقدير الصيغ الثلاثة السابقة، إلا أنه يختلف عن اختبار(ADF) من حيث أن هذا الأخير قائم على فرضية مؤداها أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي (Autoregressive process)، بينما اختبار(PP) قائم على افتراض أكثر عمومية وهو أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية انحدار ذاتي متكاملة لمتوسط متحرك (Autoregressive Integrated moving average), ولذا فإن اختبار(PP) له قدرة اختباريه أفضل وهو أدق من اختبار (ADF) (العبدلي، 2007،ص20)، وتتمثل خطوات اختبارات الاستقرارية في الاتي (عبد القادر،2005،ص658):

- تقدير أي من الصيغ أعلاه للمتغيرين ومن ثم حساب ما يعرف بقيمة (t) المحسوبة Calculated t–ratio.
- تحديد ما يعرف بقيم (t) الجدولية من جداول معدة خصيصاً لهذا الغرض يوجد بها ما يسمى بقيم (t) الحرجة (Critical values) عند حجم عينة معين (n) ومستويات معنوية مختلفة (1%, 5%, 10%).
- اختبار فرض العدم (H_0) القائل بوجود جذر الوحدة، وهو يعني أن السلسلة الزمنية للمتغير محل الاختبار غير مستقرة، ضد الفرض البديل (H_1) القائل بعدم وجود جذر الوحدة، وأن السلسلة الزمنية للمتغير محل الاختبار مستقرة.
- إذا كانت قيمةإحصائية (t) المحسوبة أقل من نظيرتها الجدولية نقبل فرض العدم وبالتالي نرفض الفرض البديل والعكس صحيح، مع ملاحظة أن نراعي هنا بأننا نقارن بين القيم المطلقة المحسوبة والجدولية بغض النظر عن الإشارة (عبد الزهرة وشومان، 2013، ص183).

ونتائج اختبار (PP) بالنسبة لرقم القياسي لأسعار المستهلك (Y) و الإنفاق العام (X) باستخدام الصيغة الأولى جاءت كما هي واردة بالجدولين رقم (1) و(2) على التوالي، حيث يتضح بأن المتغيرين (Y) و(X) غير مستقران في المستوى، ولكن يستقران عند حساب الفرق الأول، أي أن السلسلتان (Y) و(X) متكاملتان من الدرجة الأولى I(1)، حيث كانت قيمة (t) المحسوبة بالنسبة للمتغير (Y) تساوى (5.51905) وبالنسبة للمتغير (X) تساوى (4.21717)، وهما أكبر من قيمة (t) الجدولية (2.93898) عند مستوى معنوية يساوى (5%)، وما يعزز من هذه النتيجة أيضا قيم الاحتمال الحرج (prop) للفرق الأول للمتغيرين حيث جاءت أقل من (5.0%).

جدول رقم (1) نتائج اختبار الاستقرارية للرقم القياسي لأسعار المستهلك عند المستوى (LY) وعند الفرق الأول D(lY)

Null Hypothesis:(LY) has a unit root			
		Adj-Stst	Prop
Phillips-Perron test statistic		-1.52695	0.5099
Test critical values level	%1	-3.60559	
	%5 level	-2.93694	
	10% level	-2.60685	
Null Hypothesis:D(LY) has a unit root			
		Adj-Stst	Prop
Phillips-Perron test statistic		-5.51905	0.0000
Test critical values	%1 level	-3.61045	
	%5 level	-3.93898	
	10% level	-2.60793	

جدول رقم (2) نتائج اختبار الاستقرارية للإنفاق العام عند المستوى (LX) وعند الفرق الأول ((D(LX

Null Hypothesis:(LX) has a unit root			
		Adj-Stst	Prop
Phillips-Perron test statistic		-1.18107	0.6732
Test critical values	%1 level	-3.60559	
	%5 level	-2.93694	
	10% level	-2.60685	
Null Hypothesis:D(LX) has a unit root			
		Adj-Stst	Prop
Phillips-Perron test statistic		-4.21717	0.0020
Test critical values	%1 level	-3.61045	
	%5 level	-3.93898	
	10% level	-2.60793	

2-3 اختبارات التكامل المشترك:

يعرف التكامل المشترك بأنه تصاحب Association بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر بحيث تؤدي التقلبات في إحداهما لإلغاء التقلبات في الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمهما ثابتة عبر الزمن، ولعل هذا يعني أن السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة إذا ما أخذت كل على حده ولكنها تكون مستقرة كمجموعة (عبدالقادر ،2005،ص670)، وبكلمات أخر فأن التكامل المشترك هو أسلوب لمعالجة عدم استقرار السلاسل الزمنية, فإذا وجدت سلسلتين زمنيتين أو أكثر في حالة عدم استقرار وكان بالإمكان توليد مزيج خطى يتصف بالاستقرار من السلاسل الزمنية غير المستقرة، فإن هذه السلاسل الزمنية تعتبر متكاملة من نفس الرتبة وإنها لا تبتعد عن بعضها البعض في الأجل الطويل بحيث تظهر سلوكا متشابها، ويعنى وجود علاقة تكامل مشترك بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر وجود علاقة توازنيه بينها في الأجل الطويل (العبدلي، 2007، ص20)، أي أنه يمكن استخدام مستوى المتغيرات في الانحدار ولا تكون علاقة الانحدار المقدرة بينهم في هذه الحالة مضللة أو زائفة.

ومن أهم اختبارات التكامل المشترك Johansen Juselius test، وهو يهدف إلى تحديد عدد متجهات التكامل المشترك، ووفقا للأسلوب الذي أقترحه Johansen – Juselius يوجد اختبارين بالإمكان استخدام أحدهما لتحديد عدد متجهات التكامل المشترك، الأول هواختبار الإمكانية العظمى Maximal Eigen value test ،أما الثاني فهو اختبار الأثرThe trace test (Johansen and Juselius,1990, p177)، حيث يختبر الأول فرض العدم القائل بأن عدد متجهات التكامل المشترك يساوي (r)، مقابل الفرض البديل القائل بأن عدد متجهات التكامل المشترك يساوي (r+1) وهو يأخذ الصيغة الرياضية التالية.

$$\lambda_{\max(r,r+1)} = -\,TL_n(1-\hat{\lambda}_{r+1})$$

أما الثاني فهو كسابقة مع اختلاف أن الفرض البديل قائم على أن عدد متجهات التكامل المشترك يقل عن أو يساوى يساوي (q)، مقابل فرض العدم القائل بأن عدد متجهات التكامل المشترك يساوي (q=r) وهو يأخذ الصيغة الرياضية التالية:

$$\lambda_{\text{trace}(r)} = -T\sum_{i=r+1}^{P} L_n(1-\hat{\lambda}_i)$$

حيث:($\hat{\lambda}$) القيمة الذاتية، (i) رقم مصفوفة التباين– التباين المشترك –التي تسمح بحساب القيم الذاتية، (ρ) عدد المتغيرات، (T) عدد المشاهدات، (r) رتبة المصفوفة.

ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك يتم مقارنة ما يعرف بالقيمة الحرجة (Critical Value) بالقيمة الإحصائية لاختبار الإمكانية العظمى واختبار الأثر، فإذا كانت القيمة الإحصائية (المحسوبة) للاختبارين أقل من القيمة الحرجة، نقبل فرض العدم القائل بعدم وجود علاقة تكامل مشترك،، ويعنى ذلك أن العلاقة التوازنية بين المتغيرات تبقى مثارا للشك والتساؤل، أما إذا تجاوز القيمة الإحصائية للاختبارين (المسحوبة) للقيمة الحرجة عند مستوى معنوية (5%) أو (10%) نقبل الفرض البديل بأن هناك متجه أو أكثر للتكامل المشترك، ويعنى ذلك أن هناك علاقة توازنيه بين المتغيرات في الأجل الطويل(العبدلي، 2007، ص24).

هذا وينبغي الإشارة هنا إلى أنه وقبل تطبيق Johansen and Juselius test، يجب تحديد فترة الإبطاء المناسبة للمضي قدما لإجراء اختبارات السببية، ذلك لان هذه الاختبارات تعد حساسة لفترة الإبطاء، فإذا كانت فترة الإبطاء المختارة أقل من الفترة المناسبة فسيؤدى ذلك إلى تحيز في النتائج، أما إذا كانت أكبر فسيؤدى ذلك إلى أن تكون قيم المعالم غير ذات كفاءة (الغالبى، 2012، ص43).

ولتحديد فترة الإبطاء بالإمكان توظيف اختبارات مثل (HQ) Hannan–Quinn information criterion (Helmut, 2004,p (AIC) Akaike information criterion (SC) Schwarz information criterion (111، وقد أفادت نتائج هذه الاختبارات بأن فترة الإبطاء المناسبة تساوى (1).

ويقدم جدول رقم (3) نتائج اختبارات التكامل المشترك، ومنه يتضح وجود متجه واحد للتكامل المشترك، حيث كانت القيمة الإحصائية المحسوبة لاختبار الإمكانية العظمى تساوى (19.7664) وهى أكبر من نظيرتها الحرجة (11.22480) عند مستوى معنوية (5%) وباحتمال حرج يساوى (0.0013) وهو أقل من (5%), كما أن القيمة الإحصائية المحسوبة لاختبار الأثر تساوى (20.76614) وهى أكبر من القيمة الحرجة (12.32090) عند نفس مستوى المعنوية، وباحتمال حرج يساوى (0.0016) وهو أيضا أقل من (5%), وعليه نرفض فرض العدم ونقبل الفرض البديل القائل بوجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل بين الإنفاق العام (X) والتضخم (Y) في الاقتصاد الليبي خلال فترة الدراسة عند مستوى معنوية (5%)، وهذه النتيجة تؤكد على

أن العلاقة التي أوحى بوجودها تحليلنا الوصفي بين المتغيرين في الاقتصاد الليبي خلال فترة الدراسة كانت صحيحة ولم تكن زائفة أو مضللة.

جدول رقم (3) نتائج اختبارات التكامل المشترك

Unrestricted co integration Rank Test (Maximum Eigen value)				
Hypothesized No of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prop
None*	0.39759	19.7664	11.22480	0.0013
At most 1	0.02514	0.993069	4.129906	0.3701
Unrestricted co integration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No of CE(s)	Eigen value	Trace Statistic	0.05 Critical Value	prop
None*	0.39759	20.76614	12.32090	0.0016
At most 1	0.02514	0.993069	4.129906	0.3701

2-4 اختبارات السببية:

تعد اختبارات السببية منهجا تجريبيا يتضمن الكشف الإحصائي عن اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات الاقتصادية، وتعد مساهمة (Granger1969) الأبرز بين الدراسات التي تعرضت لمفهوم السببية، وطبقا لـ Granger إذا كان لدينا سلسلتان زمنيتان تعبران عن تطور متغيرين اقتصاديين (X) و(Y)عبر الزمن (t) فإنه يقال بأن التغير في المتغير (X) يسبب التغير في المتغير(Y) إذا كان من الممكن التنبؤ بالقيم الحالية للمتغير (Y) بدقة أكبر باستخدام القيم السابقة للمتغير (X) أكثر من عدم استخدامها، وعلى هذا فإن التغيرات في المتغير(X) يجب أن تسبق زمنياً التغيرات في المتغير(Y) الأمر الذي يعنى بأن إضافة قيم المتغير(X) الحالية والسابقة كمتغيرات تفسيرية إلى نموذج انحدار يحوى قيم المتغير(Y) السابقة يزيد من القوة التفسيرية للنموذج (خزعل، 2011،ص271).

ولاختبار العلاقة السببية بين المتغيرين في الأجل القصير فإنه بالإمكان توظيف Granger Casualty test، وتتمثل خطوات هذا الاختبار في الاتي (عريش وآخرون،2011، ص82؛ علاوى وراهي، 2013، ص226).

- تقدير نموذج متجه انحدار ذاتي (VAR) ثنائي الاتجاه يصف سلوك المتغيرين (X) و(Y) كما يلي.

$$DX_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P} \beta_i DX_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \emptyset_i DY_{t-1} + \mu_{1t} \ldots\ldots(1)$$

$$DY_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{P} \varpi_i DY_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \theta_i DX_{t-1} + \mu_{2t} \ldots\ldots(2)$$

حيث: μ_{2t} μ_{1t} تمثلان بواقي النموذجين.

- تقدير ما يعرف بالصيغة المقيدة.

$$DX_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P} \beta_i DX_{t-1} + \varepsilon_{1t}.$$

والتي تفترض أن يكون $\sum_{i=1}^{P} \emptyset = 0$ في المعادلة رقم (1) بمعنى أن المتغير (X) لا يسبب المتغير (Y) ومن ثم نحصل على ما يعرف بمجموع مربعات البواقي المقدرة المستخرجة من الصيغة المقيدة. $\sum \varepsilon^{\wedge 2}{}_{1t}$

- تقدير ما يعرف بالصيغة غير المقيدة الممثلة بالمعادلة (1) ومن ثم الحصول على ما يعرف بمجموع مربعات البواقي المقدرة. $\sum \mu^{\wedge 2}{}_{1t}$
- اختبار فرض العدم $H_0 = \sum_{i=1}^{P} \emptyset_i = 0$ ولأجل ذلك يجب حساب ما يعرف بقيمة إحصائية فيشر (Fc) بحسب صيغتها التالية.

$$F_c = \frac{\sum \varepsilon^{\wedge 2}{}_{1t} - \sum \mu^{\wedge 2}{}_{1t/p}}{\sum \mu^{\wedge 2}{}_{1t/\eta - k}}$$

حيث:(n) حجم العينة، (k) عدد المعالم المقدرة في الصيغة غير المقيدة، (n–k) درجات الحرية للصيغة غير المقيدة، (p) فترة الإبطاء.

- تحديد قيمة (Ft) الجدولية عند مستوى معنوية (5%)، ودرجات حرية (p) للبسط، و(n–k) للمقام، فإذا كانت (Ft< Fc) نرفض فرض العدم ونقبل الفرض البديل، أي أن المتغير (X) يسبب المتغير (Y)، أو بمعنى أخر يوجد تأثير معنوي للمتغير (X) على المتغير (Y) والعكس صحيح (سلامي و شيخي،2013،ص128) وهكذا نكرر نفس الخطوات بالنسبة للمعادلة رقم (2) واختبار فرض العدم $H_0 = \sum_{i=1}^{P} \theta_i = 0$

ولاختبار العلاقة السببية في الأجل الطويل بين المتغيرين فإنه بالإمكان توظيف Error Correction Model المشتق من علاقة التكامل المشترك بينهم في الأجل الطويل، وذلك من خلال تقدير المعادلتين (1) و(2) بطريقة المربعات الصغرى (OLS) بعد تعديلهما بإدخال حد تصحيح الخطأ كمتغير تفسيري على النحو التالي (الغالبى، 2012، ص49):

$$DX_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P} \beta_i DX_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \emptyset_i DY_{t-1} + \infty 1\ EMCt-1 + \mu_{1t} \ldots (3)$$

$$DY_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{P} \varpi_i DY_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \theta_i DX_{t-1} + \infty 2\ EMCt-1 + \mu_{2t} \ldots (4)$$

حيث (EMC) حد تصحيح الخطأ وهو يمثل بواقي معادلة التكامل المشترك في الأجل الطويل، وهو يعد بمثابة قناة إضافية يمكن من خلالها الاستدلال على العلاقة السببية في الأجل الطويل بين المتغيرات المتكاملة تكاملا مشتركا، ويتم ذلك من خلال رصد المعلمتين المقدرتين لحد تصحيح الخطأ ، بحيث أنه إذا ما جاءت المعلمتين المقدرتين لهذا الحد (∞1, ∞2) سالبتين ومعنويتين وفقا لاختبار (t)، دل ذلك على وجود علاقة سببية ذات اتجاهين بين المتغيرين (X) و (Y) في الأجل الطويل، أما إذا جاءت المعلمة المقدرة لهذا الحد في المعادلة (3) سالبة ومعنوية، فإن ذلك يشير إلى أن المتغير (X) يقود المتغير (Y) نحو التوازن في الأجل الطويل والعكس صحيح، و يقدم الجدول رقم (4) نتائج اختبارات العلاقة السببية بين الإنفاق العام (X) والتضخم (Y) في الاقتصاد الليبي خلال فترة الدراسة ومنه يتضح.

أنه وبحسب اختبار سببية جرانجر فأن التغيرات في الإنفاق العام (X) لا تساعد في تفسير التغيرات في التضخم (Y)، فقد بلغت قيمة (Fc) المحسوبة (0.62230) وهى أقل من قيمة (Ft) الجدولية والتي تساوى (3.2317)، ويعزز من هذه النتيجة أيضا قيمة الاحتمال الحرج لإحصائية فيشر (Prop) وهى أكبر من (5%)

وتساوى (.44270)، كما أن التغيرات في التضخم (Y) لا تساعد في تفسير التغيرات في الإنفاق العام (X)، فقد بلغت قيمة (Fc) المحسوبة (0.00102) وهى أقل من قيمة (Ft) الجدولية ،ويعزز من هذه النتيجة أيضا قيمة الاحتمال الحرج لإحصائية فيشر (Prop) وهى أكبر من (5%) وتساوى (0.9747)، الأمر الذي يعنى قبول فرض العدم ورفض الفرض البديل، وأنه لا توجد علاقة سببية (أحادية أو ثنائية) بين الإنفاق العام (X) و التضخم (Y) خلال الأجل القصير.

جدول رقم (4) نتائج اختبارات العلاقة السببية

Granger Casualty test			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prop
DX does not Granger cause DY	40	0.60223	0.4427
DY does not Granger cause DX		0.00102	0.9747
Error Correction Model			
Null Hypothesis:	EMC	t-Statistic	Prop
DX does not Granger cause DY	-0.036657	-2.27538	0.0291
DY does not Granger cause DX	0.032488	0.64565	0.5227

إنه وبحسب نموذج تصحيح الخطأ فإن التغيرات في الإنفاق العام (X) تساعد في تفسير التغيرات في التضخم (Y)، حيث جاءت معلمة حد تصحيح الخطأ سالبة (-0.036657) ومعنوية فقد بلغت قيمة (t) المحسوبة المطلقة (2.27538)، وهى أكبر من نظيرتها الجدولية (1.684)، ويعزز من هذه النتيجة أيضا قيمة الاحتمال الحرج (Prop) وهى أقل من (5%) وتساوى (0.0291)، أما التغيرات في التضخم (Y) فلا تساعد في تفسير التغيرات في الإنفاق العام (X)، حيث جاءت معلمة حد تصحيح الخطأ موجبة (0.032488) وغير معنوية فقد بلغت قيمة (t) المحسوبة (0.64563) وهى أقل نظيرتها الجدولية، وباحتمال حرج يساوى (0.5227) وهو أكبر من (5%)، الأمر الذي يعنى وجود علاقة سببية أحادية تتجه من الإنفاق العام (X) باتجاه التضخم (Y) خلال الأجل الطويل، أما عن طبيعة هذه العلاقة فبالإمكان تحديدها من خلال معادلة متجه التكامل المشترك المقدرة أدناه.

$$LY= 6.242313 + 0.246999\ LX$$

ومن المعادلة يتضح بأن العلاقة السببية بين الإنفاق العام والتضخم هي علاقة طردية، وأن زيادة الإنفاق العام بنسبة (1%) تؤدى إلى زيادة التضخم بنسبة (24%) خلال الأجل الطويل.

وتبدو هذه النتيجة مقبولة في الاقتصاد الليبي إذا ما علمنا بأن الاقتصاد الليبي كغيره من الاقتصاديات النامية يتصف بضالة مرونة جهازه الإنتاجي ولاسيما في القطاعات الإنتاجية السلعية غير النفطية التي تمثل مصادر العرض المحلى، كما أن إنفاقه العام قد غلب على هيكله الطابع الاستهلاكي خلال معظم سنوات الدراسة، باستثناء بعض السنوات كما هو الحال بالنسبة لسنوات الفترة (2001-2008)، حيث بلغ متوسط نسبة الإنفاق الاستهلاكي إلى إجمالي الإنفاق العام نحو (63%).

وإذا ما علمنا أيضا بأن إصدار النقد في الاقتصاد الليبي يستند في الأساس على الإيرادات النفطية، ولقد كان لتطور هذه الإيرادات دورا مهما في تطور عرض النقود، حيث أدت إلى تراكم الموجودات الأجنبية، وبالتالي زيادة الإنفاق العام على المشاريع والخدمات والأجور والمرتبات وغيرها، والذي أدى بدوره إلى توسعا نقديا لم يكن ينمو بموازاة نمو الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي, الأمر الذي نجم عنه أن كان معامل الضغط التضخمي (الاستقرار النقدي) موجبا خلال معظم سنوات الدراسة، وبلغ متوسطه نحو (+6.0%)، وقد ساهم ذلك في حدوث اختلال حقيقي ما بين تيار الإنفاق النقدي والمعروض الحقيقي من السلع والخدمات خلال معظم سنوات الدراسة، وهذا الاختلال مثل قوة شرائية في الاقتصاد الليبي لم يستطع المعروض من السلع والخدمات مقابلتها أدت بدورها إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار وحدوث موجات تضخمية في الاقتصاد الليبي.

ثالثاً-الخلاصة:

حاولنا في هذه الدراسة بحث العلاقة السببية بين الإنفاق العام والتضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1970-2010) في الأجلين القصير والطويل، من خلال توظيف أسلوب التحليل الوصفي المعزز باختبارات وأساليب الاقتصاد القياسي الكمي، مثل اختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ, وكذلك اختبار سببية جرانجر، والتي تتطلب ضمن ما تتطلب إجراء ما يعرف باختبارات الاستقرار ،وقد أشارت النتائج المبدئية من خلال التحليل الوصفي لتطور الإنفاق العام والتضخم في الاقتصاد الليبي إلى وجود علاقة بين المتغيرين خلال فترة الدراسة، وبعد أن كشفت نتائج اختبارات الاستقرار بأن السلاسل الزمنية للمتغيرين غير مستقرة في المستوى ولكنها تستقر عن الفرق الأول، فإن نتائج اختبارات التكامل المشترك قد أكدت على وجود هذه العلاقة وإنها صحيحة ولم تكن مضللة ولاسيما في الأجل الطويل، وببحث العلاقة السببية بين المتغيرين في الأجل القصير من خلال توظيف اختبار سببية جرانجر، وفى الأجل الطويل من خلال توظيف نموذج تصحيح الخطأ ، تبين عدم وجود علاقة سببية بين المتغيرين في الأجل القصير وأن هناك علاقة سببية أحادية طردية بين المتغيرين في الأجل الطويل تتجه من الإنفاق العام إلى التضخم .

المراجع:

المراجع العربية:

الكتب:

1. أحمد محمد مندور (2003)، مقدمة في النظرية الاقتصادية الكلية، جامعة الإسكندرية، كلية التجارة.
2. سامي خليل (1994)، نظرية الاقتصاد الكلي المفاهيم والنظريات الأساسية، الكويت، الكتاب الأول.
3. طارق الحاج (1999)، المالية العامة، الأردن دارا لصفاء، الطبعة الأولى.
4. عادل أحمد حشيش (بدون تاريخ)، أصول المالية العامة، الإسكندرية مؤسسة الثقافة العربية.
5. عاطف وليم (2010)، الاقتصاد المالي في ظل التحولات الاقتصادية المعاصرة، القاهرة، دار الفكر العربي.
6. عبد الكريم صادق بركات (1984)، نظرية المالية العامة، الإسكندرية، الدار الجامعية.
7. عبد القادر محمد عبد القادر (2005)، الحديث في الاقتصاد القياسي، الإسكندرية، الدار الجامعية.
8. نجوى علي خشبة (1998)، المالية العامة: دراسة لاقتصاديات النشاط العام، جامعة قناة السويس، كلية التجارة.

الدوريات:

1. أحمد سلامي ومحمد شيخي (2013)، اختبار العلاقة السببية والتكامل المشترك بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970-2011)، مجلة الباحث، العدد (13)، ص ص121-134.
2. حاتم مهران (2007)، التضخم في دول مجلس التعاون الخليجي ودور صناديق النفط في الاستقرار الاقتصادي، سلسلة أوراق عمل، المعهد العربي للتخطيط، ص5.
3. حسن الحاج (2007)، عجز الموازنة المشكلات والحلول، سلسلة دوريات تعنى بقضايا التنمية في الوطن العربي، المعهد العربي للتخطيط، الكويت، العدد (63)، السنة السادسة، ص ص8.
4. دريبى حيدر عباس (2016)، أثر العمق المالي ومعدل سعر الصرف على التضخم في العراق للمدة(1970-2014)، مجلة المثنى للعلوم الإدارية والاقتصادية، جامعة المثنى، كلية الإدارة والاقتصاد المجلد(6)، العدد (2)، ص ص1-16.
5. سلام الشامي(2014)، تحليل العلاقة السببية بين الإنفاق العام والتضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1990-2009)، مجلة العلوم الاقتصادية، جامعة كربلاء، كلية الإدارة والاقتصاد، المجلد (9) ، العدد (36)، ص ص92-121.
6. عابد العبدلي (2007)، محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي، جامعة الأزهر، العدد (32)، ص ص 16-56.
7. عامر عمران كاظم (2005)، تحليل وقياس العلاقة بين الإنفاق العام والتضخم في العراق للمدة (1890-1996)، مجلة جامعة كربلاء، العدد (11)، المجلد(3)، ص ص245-263.
8. شفيق عريش وعثمان نقار وروللى شفيق (2011)، اختبارات السببية والتكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنية، مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية، المجلد (33)، العدد (5) ص ص 75-97.
9. على عبدا لزهرة، وعبدا للطيف شومان (2013)، تحليل العلاقة التوازنية طويلة الأجل باستخدام اختبارات جذر الوحدة وأسلوب دمج النماذج المرتبطة ذاتيا ونماذج توزيع الإبطاء(ARDL)، المجلة الاقتصادية، جامعة البصرة، كلية الإدارة والاقتصاد المجلد (9)، العدد (34)، ص ص 174-210.
10. كريم سالم الغالبى (2012)، الإنفاق الحكومي واختبار قانون واجنر في العراق للمدة(1975-2010) تحليل قياسي، مجلة الغرى للعلوم الاقتصادية والإدارية، جامعة الكوفة، كلية الإدارة والاقتصاد، العدد (25)، المجلد(8)، ص ص 29-52.

11.كامل كاظم علاوى و محمد غالى راهي (2013)، تحليل وقياس العلاقة بين التوسع المالي والمتغيرات الاقتصادية، مجلة الغرى للعلوم الاقتصادية والإدارية، جامعة الكوفة، كلية الإدارة والاقتصاد, العدد (9) ، المجلد (29)، ص ص 221-232.

12.ندوي خزعل (2011)، استخدام اختبار كرانجر في تحليل السلاسل الزمنية المستقرة، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، جامعة الموصل، كلية الحاسوب والرياضيات العدد19،المجلد11،ص ص267-288.

13.نور الدين بو الكادور (2016)، تحليل وقياس العلاقة بين الإنفاق الحكومي والتضخم في الجزائر على المدى الطويل (1970-2015)، مجلة الدراسات الاقتصادية الكمية، العدد (2)، 2016، ص ص43-59.

14.يوسف يخلف مسعود (2014)، تقدير قاعدة تيلور والحد من التضخم في الاقتصاد الليبي للفترة (1990-2012)، مجلة جامعة الزيتونة، العدد (11)، السنة الثالثة عشر، ص ص32-49.

المؤتمرات:

1. زواق الحواس (2014)، كفاءة الصكوك الإسلامية في تمويل عجز الموازنة العامة، بحث مقدم إلى المؤتمر الدولي الأول، حول منتجات وتطبيقات الابتكار والهندسة المالية بين الصناعة المالية التقليدية والصناعة المالية الإسلامية، الجزائر، 5-6/ 5/ 2014.
2. هزرشى طارق ولباز الأمين (2011)، دراسة مقارنة لتمويل عجز الموازنة العامة بين الاقتصاد الإسلامي والاقتصاد الوضعي، دراسة مقدمة للمؤتمر الدولي الأول حول الاقتصاد الإسلامي الواقع والرهانات المستقبلية، الجزائر، 23-2011/2/24.

المراجع الأجنبية:

الكتب:

1. Helmut Lutkepohl, (2004), Applied Time series Econometrics Cambridge University Press The Edinburgh Building, Cambridge cb2 2ru, UK.

الدوريات:

2. BigBen Ogbonna (2014), Inflation Dynamics and Government Size Nigeria, International Journal of Economics, Commerce and Management, Vol. II, Issue 12, pp1-25.
3. Chinedu.B.Ezirim Mile L .Mughalu Uchenna Elike (2008),Inflation Versus public Expenditure Growth in The US: An Empirical Investigation, North American Journal of Finance and Banking Research Vol.(2).No.(2),pp26-40,
4. Cosimo Magazine (2011), The nexus between public expenditure and inflation in the Mediterranean countries, MPRA Paper No.28493.posted 29...January 19:59 UTC. pp 1-19.
5. Dickey,D.A. and Fuller, W.A.(1981), Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit roor, Econometric ,vol.(49),No.(4) ,pp1057-1072
6. Jeremiah Femi Olu1 and Emmanuel Ogwu Idih (2015), Inflation and economic growth in Nigeria , Journal of Economics and International Business Management, Vol. 3(1), pp. 20-30 .
7. Johansen,S,and K, Juselius (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co integration - with Application to the Demand for Money, Oxford Bulletin of Economic and Statistics, Vol. (52) .No (2),pp. 169-210.

8. Tai Dang Nguyen (2014), Impact of government spending on inflation in Asian emerging economies: evidence from India, Vietnam, and Indonesia, Working paper, Australian National University, Canberra, Australia, pp1-59.
9. Torbira Maria Torka (2015), Public Expenditure Growth and Inflation in Nigeria: The Causality Approach, SSRG International Journal of Economics and Management Studies (SSRG-IJEM)-Vol. (2) issue (1) January to February, pp 26-35.

الملحق الإحصائي

جدول رقم (1) تطور الإنفاق العام ومعدل التضخم في الاقتصاد الليبي (سنة الأساس 2003)

السنة	الإنفاق العام	معدل النمو السنوي	هيكل الإنفاق العام %		الرقم القياسي	معدل التضخم %
			الاستهلاكي	الاستثماري		
1970	2485.4	–	0.61	0.39	15.1	–
1971	3519.0	0.41	0.52	0.48	14.7	-3.0
1972	4979.9	0.42	0.47	0.53	14.9	1.0
1973	5677.6	0.14	0.48	0.52	16.7	12.0
1974	9140.0	0.61	0.53	0.47	17.5	5.0
1975	9886.8	0.08	0.56	0.44	19.3	10.3
1976	10543.8	0.07	0.54	0.46	20.9	8.3
1977	11690.0	0.11	0.54	0.46	21.5	2.9
1978	10262.8	-0.12	0.57	0.43	29.2	35.8
1979	14150.8	0.38	0.55	0.45	26.2	-10.3
1980	17365.5	0.23	0.48	0.42	28.8	9.9
1981	17497.4	0.01	0.47	0.53	31.6	9.7
1982	14182.9	-0.19	0.51	0.49	34.7	9.8
1983	11782.1	-0.17	0.54	0.46	38.4	10.7
1984	11612.0	-0.01	0.63	0.37	43.2	12.5
1985	7984.0	-0.31	0.59	0.41	47.1	9.0
1986	6473.6	-0.18	0.65	0.35	48.7	3.4
1987	4714.1	-0.27	0.67	0.33	50.8	4.3
1988	5611.7	0.19	0.75	0.25	52.4	3.1
1989	6308.3	0.12	0.75	0.25	53.0	1.1
1990	4654.1	-0.26	0.74	0.26	57.6	8.7
1991	4842.1	0.04	0.77	0.23	64.4	11.8
1992	4805.5	-0.01	0.82	0.18	70.2	9.0
1993	4480.2	-0.06	0.62	0.38	77.2	10.0
1994	4172.5	-0.07	0.61	0.39	87.6	13.5
1995	3512.2	-0.15	0.70	0.30	97.1	10.8
1996	3902.5	0.11	0.68	0.32	108.1	11.3
1997	3980.1	0.02	0.70	0.30	120.1	11.1
1998	3552.7	-0.11	0.75	0.25	126.1	5.0
1999	3403.5	-0.04	0.71	0.29	128.0	1.5
2000	4457.9	0.30	0.65	0.35	124.3	-2.9
2001	8170.4	0.83	0.38	0.62	113.0	-9.1
2002	11659.6	0.42	0.33	0.67	102.2	-9.6
2003	11984.3	0.03	0.32	0.68	100.0	-2.2
2004	14516.8	0.21	0.40	0.60	101.0	1.0
2005	17036.5	0.17	0.37	0.63	104.0	3.0
2006	18449.3	0.08	0.39	0.61	105.5	1.4
2007	28789.8	0.56	0.41	0.59	112.0	6.2
2008	39895.6	0.38	0.31	0.69	123.7	10.4
2009	34781.5	-0.13	0.51	0.49	126.7	2.4
2010	44246.3	0.27	0.49	0.51	129.8	2.5

– حسبت من قبل الباحث

جدول رقم (2) تطور معامل الاستقرار النقدي في الاقتصاد الليبي

السنة	معدل نمو الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي	معل نمو عرض النقود	* معامل الاستقرار النقدي
1970	–	–	–
1971	0.26	0.51	0.25
1972	0.09	0.08	−0.01
1973	0.10	0.25	0.15
1974	0.66	0.54	−0.12
1975	−0.12	0.12	0.24
1976	0.20	0.35	0.15
1977	0.14	0.27	0.13
1978	−0.28	0.17	0.45
1979	0.54	0.32	−0.22
1980	0.26	0.28	0.02
1981	−024	0.23	0.47
1982	−0.08	−0.07	0.01
1983	−0.14	−0.11	0.03
1984	−0.18	−.06	0.12
1985	−0.08	0.29	0.37
1986	−0.14	−0.13	0.01
1987	−0.19	0.13	0.33
1988	0.03	−0.12	−0.14
1989	0.15	0.16	0.01
1990	0.06	0.32	0.26
1991	−0.05	−0.04	0.01
1992	−0.03	0,56	0.59
1993	−0.10	0.05	0.15
1994	−0.07	0.11	0.18
1995	0.00	0.10	0.11
1996	0.04	−0.04	−0.07
1997	0.00	0.05	0.04
1998	−0.13	0.07	0.20
1999	0.10	0.06	−0.04
2000	0.29	0.03	−0.25
2001	0.37	0.17	−0.19
2002	0.54	0.06	−0.49
2003	0.26	0.08	−0.17
2004	0.28	−0.07	−0.34
2005	0.33	0.30	−0.03
2006	0.19	0.15	−0.04
2007	−0.17	0.37	0.54
2008	0.14	0.47	0.33
2009	−0.31	0.11	0.42
2010	0.40	0.05	−0.28

– حسبت من قبل الباحث

* معامل الاستقرار النقدي=معدل النمو في عرض النقود – معدل نموا الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي.