العلاقة بين عرض النقود والتضخم في الاقتصاد الليبي للفترة (1981–2016م)

– دراسة قياسية –

د. مصطفى رجب البلعزي(*)

د.سالم عطية بن سليـــم(**)

ملخص الدراسة:

تهدف هذه الدراسة إلى التعرف على العلاقة بين التضخم وعـــرض النقود في الاقتصاد الليبي للفترة 1981– 2016 ، وتم ذلك باستخدام وتطبيق الاختبارات المتبعة في الاقتصاد القياسي الحديث، حيث تـــم إجـــراء اختبـــار Johansson للتكامل المشترك وأظهرت نتائج هذا الاختبار عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين مما يعني عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين، وبناءً على ذلك تم تقدير نموذج الانحـــدار الـــذاتي(VAR)، وذلك لتقدير العلاقة بين التضخم وعرض النقود. وقد بينت النتائج المتحـــصل عليها من خلال تقدير نموذج الانحدار الذاتي (VAR) إلـــى وجـــود علاقـــة طردية بين عرض النقود ومعدل التضخم في الاقتصاد الليبي.

المقدمـــــة:

يعتبر دراسة موضوع عرض النقود مـــن المواضـــيع الاقتـــصادية البالغـــة الأهمية، لما له من انعكاسات على الاقتصاد بشكل عام ، حيث يلعب عرض النقود مع غيره من أدوات السياسة النقدية دوراً مهماً في تحقيق الاستقرار الاقتـــصادي، نتيجـــة للعلاقة التي تربط بين عرض النقود وبين المتغيرات الاقتـــصادية الأخـــرى، والتـــي تختلف في مدى تأثيرها على الاقتصاد، كالمستوى العام للأسعار.

(*)– أستاذ مساعد بقسم الاقتصاد بكلية الاقتصاد. الجامعة الإسمرية.

(**)– محاضر بقسم الاقتصاد بكلية الاقتصاد. الجامعة الإسمرية.

شهد الاقتصاد الليبي تغيرات كبيرة ومتسارعة، خصوصاً خلال فترة الدراسة، كان له تأثير كبير على معدل التضخم فيه، ولعل أهم الأسباب التي أدت إلى تفاقم حدة هذا التضخم في الاقتصاد الليبي هو زيادة عرض النقود المحلية بشكل غير مدروس، أدَّى إلى صعوبات كثيرة في الحياة الاقتصادية للمواطنين، وعلى ذلك فإن هذه الورقة ستحاول دراسة العلاقة المتلازمة بين عرض النقود والتضخم في الاقتصاد الليبي من مدخل قياسي.

أهمية الدراسة:

تنبع أهمية الدراسة من خلال التعرف على تأثير عرض النقود على المستوى العام للأسعار في الاقتصاد الليبي، والتي يتم من خلالها التحكم في عرض النقود من قبل السلطة النقدية، وذلك لتجنيب الآثار السيئة التي يتركها المستوى العام للأسعار على الحياة الاقتصادية لأفراد المجتمع الليبي.

مشكلة الدراسة:

يعاني الاقتصاد الليبي من ارتفاع في المستوى العام للأسعار، مما أثَّر سلباً على الحياة الاقتصادية والاجتماعية للمستهلك، إذ سجل المستوى العام للأسعار 33% في عام 1982 وواصل ارتفاعه حتى سجل 129.8% في عام 2010، وفي عام 2016 سجل مستوى العام للأسعار 231.9% بأسعار 2003، وقد رافق هذا الارتفاع في المستوى العام للأسعار ارتفاع في عرض النقود في الاقتصاد الليبي من 3251.9 مليون دينار ليبي في عام 1982 إلى 94609 مليون دينار ليبي في عام 2016(مصرف ليبيا المركزي: 2017).

مما تقدم يمكن تلخيص مشكلة الدراسة في التساؤل التالي: هل توجد علاقة بين عرض النقود ومعدل التضخم في الاقتصاد الليبي؟ وما طبيعة هذه العلاقة (طويلة أم قصيرة الأجل)؟.

فرضية الدراسة:

توجد علاقة طردية بين عرض النقود ومعدل التضخم في الاقتصاد الليبي، فضلا عن عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين.

هدف الدراسة:

تهدف الدراسة إلى قياس العلاقة بين عرض النقود ومعدل التضخم في الاقتصاد الليبي وتحديد اتجاهها خلال المدة 1981 -2016.

حدود الدراسة:

تتمثل الحدود المكانية للدراسة بالاقتصاد الليبي، أما الحدود الزمنية فحددت بالفترة الزمنية الممتدة من 1981- 2016.

منهجية الدراسة:

ولتحقيق هدف الدراسة سيتبع الباحثان المنهج التحليلي القياسي في تحليل العلاقة بين عرض النقود بوصفه متغير مستقل ومعدل التضخم بوصفه متغير تابع للفترة 1981 -2016، وذلك باستخدام الأساليب الإحصائية الحديثة التي تتعامل مع خصائص السلاسل الزمنية كاختبارات السكون واختبار التكامل المشترك واختبار السببية. واعتمدتْ الدراسة في جمع البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة على التقارير والنشرات التي يقوم بإصدارها مصرف ليبيا المركزي ،والنشرات الصادرة عن وزارة التخطيط.

أولاً: التأصيل النظري للعلاقة بين عرض النقود والمستوى العام للأسعار:

لقد تعددت آراء المدارس الاقتصادية المختلفة في تحليل العلاقة بين عرض النقود والمستوى العام للأسعار، ومن بين هذه المدارس ما يلي:

1- المدرسة الكلاسيكية:

تعد نظرية كمية النقود أهم النظريات التي سادت الفكر الاقتصادي الكلاسيكي،حيث تقوم هذه النظرية على افتراض أساسي مفاده "أن أي تغير في كمية النقود سيحدث

تغير بنفس النسبة والاتجاه في المستوى العام للأسعار"، أي أن هناك علاقة طردية بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار وذلك بافتراض ثبات حجم المعاملات وسرعة دوران النقود(إمامة مكي،طارق الرشيد،2015 ،21).

وتعتبر معادلة التبادل التي جاء بها ارفنج فيشر سنة 1911 (M.V=P.T) من أشهر الصيغ التي تعبر عن العلاقة بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار عند الكلاسيك و ترجع صياغة معادلة فيشر إلى العالم الاقتصادي (New Comb). حيث تعبر M عن كمية النقود وV عن سرعة دوران النقود والتي تتحدد بعوامل سلوكية وتقنية، P عن المستوى العام للأسعار، وT عن حجم المبادلات (خالد القدير،2002، 5)، إلا أن صياغة فيشر قد تعرضت للانتقاد بسبب عدم وجود مقياس مقبول لحجم المعاملات، فظهرت صياغة جديدة لنظرية كمية النقود وهي معادلة كامبردج(معادلة الأرصدة النقدية) والتي صيغت على يد العديد من الاقتصاديين أهمهم مارشال، وتأخذ هذه المعادلة الصيغة التالية:

M=K.PY

حيث: M كمية النقود، K نسبة التفضيل النقدي ، PY الدخل النقدي

إن هذه المعادلة تقوم على مفهوم معادلة فيشر في وجود علاقة بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار، إلا أن الاختلاف يكمن في أن معادلة فيشر نظرت إلى الإنفاق من خلال سرعة دوران النقود، أما معادلة الرصيد النقدي فقد نظرت للإنفاق من خلال الطلب على النقود.

2- المدرسة الكينزية:

جاءت أفكار كينز في كتابه ((النظرية العامة في التوظف والنقود وسعر الفائدة)) في عام 1936 ، لمعالجة أخطاء النظرية الكلاسيكية، ومحاولة إخراج الاقتصاد العالمي من أزمة الكساد الكبير سنة 1929. ويستند كينز في تحليله للتغيرات

في المستوى العام للأسعار على التفاعل بين قوى العرض الكلي وقوى الطلب الكلي، ولبيان ذلك التفاعل فقد مَّيز كينز بين مرحلتين هما: مرحلة التشغيل الجزئي، وفي هذه الحالة تكون الأجهزة الإنتاجية والموارد الاقتصادية المختلفة لم تصل إلى أقصى طاقاتها الإنتاجية ،بمعنى أن هناك موارد اقتصادية عاطلة وغير مستغلة، وبالتالي فإن حدوث زيادة في الطلب الكلي نتيجة زيادة أحد مكوناته، أو زيادة كمية النقود لن يترتب عليه حدوث ارتفاع في المستوى العام للأسعار، لأن الزيادة في الطلب الكلي سيقابلها زيادة في عرض السلع والخدمات(معتز نعيم وآخرون،2014 ، 165). أمَّا في حالة التشغيل الكامل حيث تكون الموارد الاقتصادية موظفة بالكامل، أي عدم وجود موارد اقتصادية عاطلة، فإن الزيادة في الطلب الكلي لا تحدث زيادة في الإنتاج وإنما تنعكس هذه الزيادة بأكملها على شكل ارتفاع في المستوى العام للأسعار مما يخلق ضغوطاً تضخمية، والذي بدوره يستمر باستمرار وجود فائض في الطلب (إمامة مكي، طارق السيد، 2015 ،22).

3- المدرسة النقدية:

تبنت المدرسة النقدية الحديثة بقيادة ميلتون فريد مان نظرية كمية النقود، والتي كانت سائدة قبل ظهور النظرية الكينزية، وذلك من خلال إعادة صياغتها في صورة حديثة. ويرى فريدمان في تفسيره للتضخم بأنه ظاهرة نقدية ، باعتباره نتيجةً للنمو غير المتوازن بين كمية النقود وحجم الإنتاج ، أي نتيجة الزيادة في كمية النقود بنسبة أكبر من الزيادة في حجم الإنتاج، والذي يؤدي بدوره إلى ارتفاع مستويات الأسعار، إلا أنها لم تفترض ثبات الإنتاج، وسرعة تداول النقود، عكس النظرية الكمية الكلاسيكية.حيث يعتقد فريدمان أن عرض النقود هو المحدد الرئيسي لمستويات الناتج والعمالة في المدى القصير، ومستوى الأسعار في الأجل الطويل (قريب الله، 2015، 6).

ثانياً: الدراسات السابقة:

هناك العديد من الدراسات السابقة التي تناولت دراسة العلاقة بين عرض النقود والمستوى العام للأسعار، وفيما يلي استعراض موجز لبعض هذه الدراسات:

- دراسة (القدير، 2002): اختبرت هذه الدراسة العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي وكمية النقود في قطر، باستخدام منهجية جرانجر واختبار التكامل المشترك، ونموذج تصحيح الخطأ. وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الناتج وكمية النقود،كما توصلت الدراسة إلى وجود علاقة سببية في الأجل القصير والطويل، تتجه من الناتج إلى كمية النقود وليس العكس.
- دراسة (الشامي، 2014): هدفت هذه الدراسة إلى اختبار العلاقة السببية بين الإنفاق العام والتضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة 1990-2009. وقد اعتمدت هذه الدراسة على اختبار جرانجر للسببية ، ودلت نتائج هذا الاختبار أن هنالك علاقة سببية بين حجم الإنفاق العام وعرض النقود وبين عرض النقود والمستوى العام للأسعار.
- دراسة (داغر والصويعي، 2014): اختبرت هذه الدراسة أثر كل من عرض النقود وسعر الصرف على معدل التضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة 1990-2008، وذلك باستخدام اختبار التكامل المشترك واختبار السببية. وتوصلت الدراسة إلى أن هناك علاقة طويلة المدى بين المتغيرات، كما توصلت إلى وجود علاقة سببية ذات اتَّجاه واحد تتجه من عرض النقود بمفهومه الواسع إلى معدل التضخم وسعر الصرف.
- دراسة (ساسي ومسعود، 2014): هدفت هذه الدراسة إلى اختبار العلاقة السببية بين أسعار الصرف والمستوى العام للأسعار في الاقتصاد الليبي، وذلك باستخدام تحليل السلاسل الزمنية خلال الفترة 1993-2010. وتوصلت الدراسة إلى أن هناك

علاقة بين متغيرات الدراسة في المدى الطويل، كما أوضحت الدراسة أن العلاقة بين أسعار الصرف والرقم القياسي لأسعار المستهلك طردية، غير أنها ضعيفة التأثير في المدى القصير، بالإضافة إلى ذلك أوضحت نتائج تقدير العلاقة في المدى الطويل أن الرقم القياسي لأسعار المستهلك ومعدل التغير في أسعار الواردات ومعدل التغير في عرض النقود بالمفهوم الواسع ترتبط بعلاقة طردية مع سعر الصرف الاسمي للدينار الليبي وبعلاقة عكسية مع المخفض الضمني للناتج المحلي الإجمالي.

- دراسة (معتز و ياسر، 2014): هدفت هذه الدراسة إلى اختبار تأثير عرض النقود على التضخم في سوريا خلال الفترة 1996-2010 ،ولذلك استخدمت الدراسة اختبار التكامل المشترك واختبار السببية. وتوصلت الدراسة إلى عدم وجود علاقة توازنية بين التضخم وعرض النقود في الأجل الطويل، كما توصلت إلى عدم وجود علاقة سببية تتجه من عرض النقود إلى التضخم خلال فترة الدراسة.
- دراسة (فريد ومحمد، 2015): هدفت هذه الدراسة إلى معرفة أثر الإنفاق الحكومي وعرض النقود بالمفهوم الواسع على التضخم النقدي في الجزائر للفترة 1986-2012. وقد استخدمت الدراسة اختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ ودلَّت النتائج إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين عرض النقود والإنفاق العام والتضخم.
- دراسة (إمامة والرشيد، 2015): هدفت هذه الدراسة إلى تحديد طبيعة العلاقة السببية بين التضخم وعرض النقود في السودان خلال الفترة 1990-2012 وذلك عن طريق تحليل بيانات شهرية باستخدام اختبار جذور الوحدة واختبار جرانجر للسببية، واختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ، وقد توصلت الدراسة إلى وجود تكامل مشترك بين معدلات النمو في عرض النقود ومعدلات التضخم، كما وضَّح اختبار السببية إلى أن هناك علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين عرض النقود والتضخم في

المدى القصير، وان هنالك علاقة سببية في اتجاه واحد في المدى الطويل يتجه من عرض النقود إلى التضخم.

- دراسة (عبد المجيد، 2015): هدفت هذه الدراسة إلى تحليل العلاقة السببية بين التضخم وعرض النقود في السودان خلال الفترة 1970-2013 ،ولذلك استخدمت الدراسة اختبار التكامل المشترك واختبار جرانجر لتحديد العلاقة السببية. وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية بين التضخم وعرض النقود في الأجل الطويل، كما توصلت إلى أن هناك علاقة سببية تتجه من عرض النقود إلى التضخم خلال فترة الدراسة.

اتفقت الدراسة مع الدراسات السابقة في استخدام اختبارات التكامل المشترك ومنهجية جرانجر، بالإضافة إلى استخدام متغيرات ثنائية، بينما اختلفت الدراسة عن الدراسات السابقة في استخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR).

ثالثاً: بناء نموذج البحث:

في هذا الجانب من الدراسة سوف يتم مناقشة الإطار التحليلي لتأثير التغيرات الحاصلة في عرض النقود على المستوى العام للأسعار في الاقتصاد الليبي، وبالاعتماد على منطق النظرية الاقتصادية فقد تم اختيار نموذج البحث على الشكل الآتي:

$$INF = f(M)$$

حيث أن: INF : معدل التضخم في الاقتصاد الليبي للفترة (1981-2016)، و M: عرض النقود بالمفهوم الضيق خلال نفس الفترة .

ومن أجل استخدام الصيغة الرياضية المناسبة فقد تم الاستعانة بالبرنامج القياسي (Eviews.10) في تقدير الصيغة الخطية والصيغة اللوغارتمية المزدوجة والصيغة النصف لوغارتمية، وقد تم اعتماد الصيغة النصف اللوغاريتمية، لأنها

حملت نتائج أفضل من الصيغتين الأخرتين، فضلاً عن سهولة معالجتها لبعض مشاكل القياس، ولأنها حملت القيم الأعلى في الاختبارات الإحصائية.

1- اختبارات جذر الوحدة (سكون السلاسل الزمنية لمتغيري الدراسة):

يعد شرط السكون أساسياً في دراسة وتحليل السلاسل الزمنية، وإذا لم تكن السلاسل الزمنية ساكنة فإنه لا يمكن الحصول على نتائج سليمة ومنطقية بل تكون نتائج زائفة ومظللة، ومن المؤشرات الأولية التي تدل على أن الانحدار المقدر من بيانات سلسلة زمنية زائفة ارتفاع معامل التحديد، وارتفاع المعنوية الإحصائية للمعلمات المقدرة بدرجة كبيرة مع وجود ارتباط ذاتي يظهر في انخفاض قيمة معامل D-W، لذا يجب إخضاع متغيرات النموذج لاختبار الاستقرارية، وذلك باستخدام اختبار ديكي فولر المعدل (ADF)، وكذلك اختبار فيلبس بيرون (PP) للتعرف على استقرار المتغيرات ومعرفة درجة تكامل كل متغير على حدة.

ويتم استخدام جذر الوحدة للتعرف على درجة تكامل السلسلة الزمنية للمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة، لمعرفة إذا كانت المتغيرات مستقرة أم لا، وسوف تعتمد هذه الدراسة على اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) وفرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة (أي عدم استقرار السلاسل الزمنية)، واختبار فليبس-بيرون (PP).

وقد قمنا باختبار جذر الوحدة لكل من متغيري الدراسة (التضخم INF)، وعرض النقود بالمفهوم الضيق Log M)، خلال الفترة الممتدة من عام 1981 إلى 2016، والجدولين رقم(1،2) يوضحان نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع واختبار فيلبس بيرون في المستوى وعند الفرق الأول.

جدول رقم (1) نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع واختبار فيلبس بيرون عند المستوى

	Variables	Intercept	At 0.05	Intercept and trend	At 0.05
ADF	INF	-1.82	−2.94	-1.54	-3.54
	LNM	2.17	-2.94	-1.73	-3.54
PP	INF	-1.82	-2.94	-1.54	-3.54
	LNM	2.08	-2.94	-1.57	-3.54

- المصدر: إعداد الباحثين بالاعتماد على البرنامج الإحصائيEviews. 10.

يوضح الجدول رقم (1) نتائج اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات محل الدراسة، والتي تشمل التضخم(INF)، وعرض النقود(LNM)، ويتضح من الجدول أن السلسلة الزمنية لمتغيري الدراسة غير مستقرة عند المستوى، حيث كانت قيم(t) المقدرة باستخدام اختباري ديكي فولر(ADF)، واختبار فليبس بيرون(PP) أقل من القيم الجدولية(الحرجة) في قيمتها المطلقة، مما يعني أنها غير معنوية إحصائياً.

جدول رقم (2) نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع واختبار فيلبس بيرون عند الفرق الأول

	variables	Intercept	At 0.05	Intercept and trend	At 0.05
ADF	INF	-4.62	-2.95	-4.68	-3.54
	LNM	−4.94	-2.95	-5.84	-3.54
PP	INF	-4.54	-2.95	-4.59	-3.54
	LNM	-4.98	-2.95	-5.84	-3.54

- المصدر: إعداد الباحثين بالاعتماد على البرنامج الإحصائيEviews. 10.

يتضح من الجدول رقم (2) أن السلسلتين الزمنيتين لمتغيري الدراسة كانت مستقرة وثابتة عند الفرق الأول، حيث كانت قيم (t) المقدرة باستخدام اختباري ديكي فولر(ADF) وفليبس بيرون (PP)، أكبر من القيم الجدولية (الحرجة) في قيمتها المطلقة، مما يعني أنها معنوية إحصائياً، وبالتالي نستنتج من ذلك أن السلسلتين

الزمنيتين متكاملتان من الدرجة الأولى، وهذا ما يشير إلى إمكانية وجود تكامل مشترك بين هذين المتغيرين.

2- تقدير نموذج الانحدار الذاتي VAR:

بعد فحص سكون السلسلتين الزمنيتين للدراسة من حيث الاستقرارية، ووجدنا أن السلسلتين INF، LNM، مستقرتين بعد أخذ الفروقات من الدرجة الأولى، أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى، وهذا ما يشير إلى وجود تكامل مشترك بينهما، ووفقا لهذه الطريقة فإن عملية التقدير ستتم وفق مرحلتين:

المرحلة الأولى:

وفي هذه المرحلة سنحدد درجة الإبطاء المثلى للنموذج VAR، ثم نقوم باختبار التكامل المشترك وفق اختبار جوهانسون.

المرحلة الثانية:

نقوم في هذه المرحلة بتقدير نموذج الانحدار الذاتي VAR.

أولاً: اختبار التكامل المشترك (CO- integration test):

من خلال اختبار الاستقرارية تبين أن كل متغير متكامل من الدرجة الأولى، أي أن السلسلة الزمنية الخاصة بهما غير ساكنة في المستوى، ولكنها سكنت عند أخذ الفروق الأولى للسلاسل، وللتأكد من وجود تكامل مشترك بينهما أو عدم وجوده نقوم بالأتي:

1- تحديد عدد فترات التباطؤ الزمني:

قبل إجراء عملية الاختبار والتقدير نقوم بتحديد درجة تأخر المسار VAR، وذلك بالاعتماد على المعايير Akaike، Schwarz، Hannan Quinnوذلك بالاستعانة بالبرنامج الإحصائي Eviews.10، ولقد جاءت النتائج كما هي موضحة في الجدول رقم (3):

الجدول رقم(3) معايير تحديد عدد فترات التباطؤ الزمني

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: INF LNM						
Exogenous variables: C						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-154.9760	NA	62.50767	9.811003	9.902611	9.841368
1	-72.91423	148.7370*	0.475918*	4.932140*	5.206965*	5.023236*
2	-70.12026	4.714822	0.515264	5.007517	5.465559	5.159345
3	-67.16537	4.617024	0.555133	5.072836	5.714095	5.285395
4	-64.36701	4.022647	0.608560	5.147938	5.972414	5.421228
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

- المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائيEviews.10

نستنتج من خلال الجدول السابق أن فترات الإبطاء المناسبة والموافقة لأصغر قيمة للمعايير(AIC، SC، HQ) هي P=1.

2- اختبار التكامل المشترك وفق صيغة جوهانسون-جسلس(Johanson- Jusles):

يتفوق هذا الاختبار على اختبار انجل غرانجر للتكامل المشترك، نظراً لأنه يتناسب مع العينات صغيرة الحجم، وكذلك في حالة وجود أكثر من متغيرين، والأهم من ذلك أن هذا الاختبار يكشف عمَّا إذا كان هناك تكاملاً مشتركاً فريداً، أي يتحقق التكامل المشترك فقط في حالة انحدار المتغير التابع على المتغيرات المستقلة، وهذا له أهميته في نظرية التكامل المشترك، حيث تشير إلى أنه في حالة عدم وجود تكامل مشترك فريد، فإن العلاقة التوازنية بين المتغيرات تظل مثارا للشك والتساؤل (العبدلي، 2007م، ص5).

يتم اختبار وجود توازن طويل الأجل بين السلسلتين المستقرتين ومن نفس الرتبة على الرغم من وجود اختلال في الأجل القصير، من خلال اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات باستخدام منهجية (جوهانسن، Johansen) و(جوهانسن – جوسليوس، Johansen and Juselius) المستخدمة في النماذج التي تتكون من أكثر من متغيرين، والتي تعتبر أفضل حتى في حالة وجود متغيرين فقط، لأنها تسمح بالأثر المتبادل بين المتغيرات موضع الدراسة، ويفترض أنها غير موجودة في منهجية (إنجل–غرانجر، Engle–Granger) ذات الخطوتين.

وتعتبر منهجية "جوهانسن" و"جوهانسن–جوسليوس" اختبار لرتبة المصفوفة II، ويتطلب وجود التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية ألا تكون المصفوفة II ذات رتبة كاملة ($0 < r(\prod) = r < \eta$)، ومن أجل تحديد عدد متجهات التكامل يتم استخدام اختبارين إحصائيين مبنيين على دالة الإمكانات العظمى Likelihood Ratio Test (LR) وهما اختبار الأثر trace test (λ_{trace}) واختبار القيم المميزة العظمى maximum eigenvalues test ($\lambda_{\max}$).

ويعرف اختبار الأثر بـــ:

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

حيث يتم اختبار فرضية العدم أن عدد متجهات التكامل المشترك $\geq r$ مقابل الفرضية البديلة أن عدد متجهات التكامل المتزامن = r (حيث r = 0، 1، 2)،

ويعرف اختبار القيم المميزة العظمى بـــ: $\lambda_{\max} = -T\log(1-\hat{\lambda}_i)$

حيث يتم اختبار فرضية العدم أن عدد متجهات التكامل المشترك = r مقابل الفرضية البديلة أن عدد متجها التكامل المتزامن = r + 1 (القدير، 2004م،ص198).

وبعد إجراء هذا الاختبار على النموذج المستخدم في هذه الدراسة جاءت النتائج كما هي موضحة في الجدول التالي رقم (4)

الجدول رقم (4) نتائج اختبار التكامل المشترك وفق صيغة جوهانسون جوسليوس

Date: 04/16/18 Time: 20:37
Sample (adjusted): 1983 2016
Included observations: 34 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: INF LNM
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.243930	9.825190	15.49471	0.2944
At most 1	0.009311	0.318073	3.841466	0.5728

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.243930	9.507117	14.26460	0.2463
At most 1	0.009311	0.318073	3.841466	0.5728

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

- المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائيEviews.10.

يتضح من خلال الجدول السابق أن نتيجة اختبار جوهانسون جلسيوس تؤكد لنا رفض الفرضية البديلة (وجود علاقة تكامل متزامن بين متغيري الدراسة)، وذلك لأن القيمة المحسوبة لإحصائية الأثر أصغر من القيمة المجدولة لها عند مستوى

معنوية 5%(15.49> 9.82)، مما يعني عدم وجود علاقة تكامل متزامن Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level.

أمَّا اختبار القيمة الذاتية العظمى جاءت لتؤكد نتائج اختبار الأثر، حيث أن القيمة المحسوبة لإحصائية الأثر أصغر من القيمة المجدولة لها عند مستوى معنوية 5%(14.26> 9.5)، وبالتالي عدم وجود علاقة تكامل متزامن بين عرض النقود ومعدل التضخم، مما يعني أن المتغيرات يمكن أن تحظى بتمثيل نموذج الانحدار الذاتي.

ثانياً: تقدير نموذج الانحدار الذاتي VAR(1):

بعد أن تم تحديد فترات الإبطاء المناسبة لنموذج VAR بسنة واحدة(P=1)، نقوم بتطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية OLS وذلك بتقدير كل معادلة من معادلات النموذج على حدا فإننا تحصلنا على النتائج الموضحة في الجدول رقم(6) التالي:

الجدول رقم (6) نتائج تقدير نموذج الذاتيVAR لمتغيرات الدراسة

Vector Autoregression Estimates		
Standard errors in () & t-statistics in [ ]		
	INF	LNM
INF(-1)	0.734782	-0.002444
	(0.15363)	(0.00351)
	[4.78282]	[-0.69579]
LNM(-1)	1.052542	1.042039
	(0.87839)	(0.02008)
	[1.19827]	[51.8822]
C	-7.717185	-0.277628
	(8.22489)	(0.18807)
	[-0.93827]	[-1.47623]
R-squared	0.423598	0.988361
Adj. R-squared	0.387573	0.987633
Sum sq. resids	945.8824	0.494536
S.E. equation	5.436803	0.124315
F-statistic	11.75839	1358.657
Log likelihood	-107.3563	24.87811
Akaike AIC	6.306076	-1.250178
Schwarz SC	6.439391	-1.116862
Mean dependent	6.079429	9.264499
S.D. dependent	6.947304	1.117884
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.428449	
Determinant resid covariance	0.358148	
Log likelihood	-81.35656	
Akaike information criterion	4.991803	
Schwarz criterion	5.258434	
Number of coefficients	6	

- المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائيEviews.10.

من خلال نتائج الجدول السابق، يمكن تقييم نموذج VAR(1)، حيث أظهرتْ النتائج وجود معادلتين موضحتين على شكل أعمدة كما يلي:

1- تقييم معادلة معدل التضخم (INF):

توضح هذه المعادلة معدل التضخم من خلال قيمه السابقة والقيمة المتأخرة لعرض النقود وكما يلي:

- معنوية معلمة القيمة السابقة لمتغير معدل التضخم(فترة تأخر أولى (INF(-1))، إذ بلغت(4.78)، بينما عدم معنويتها لفترة الإبطاء الأولى((LNM(-1))، وكذلك للحد الثابت حيث بلغت(0.93-)، مع العلم أن قيمة اختبار T الجدولية بلغت(2.06).
- بلغت قيمة معامل التحديد 0.42، وهذا يدل على أن التغيرات الحاصلة في عرض النقود تشرح 42% من التغيرات الحاصلة في معدل التضخم، وتدل النتائج أيضاً أن التغيرات في معدل التضخم تم تفسيره عن طريق مشاهداته السابقة لفترة إبطاء واحدة، وكذلك القيم المتأخرة لمتغير عرض النقود.
- النموذج معنوي من الناحية الإحصائية حسب إحصائية فيشر، إذ بلغت قيمة F المحتسبة (11.75)، أي قبول معادلة معدل التضخم من الناحية الإحصائية.
- وجاءت مرونات المعادلة على النحو الأتي:

أ- مرونة((INF(-1)) حيث جاءت بإشارة موجبة، بمعنى أن هناك علاقة طردية بين معدل التضخم الحالي وبين الإبطاء لفترة واحدة لمعدل التضخم، حيث أن زيادة INF(-1) بمعدل 1%، سيؤدي إلى زيادة في INF بمعدل 73.47.

ب- مرونة((LNM(-1)) جاءت بإشارة موجبة، أي أن هناك علاقة طردية للإبطاء لفترة واحدة لعرض النقود ومعدل التضخم الحالي، حيث أن زيادة((LNM(-1)) بمعدل 100% سيؤدي إلى زيادة في معدل التضخم الحالي بنسبة(105%).

2- تقييم معادلة عرض النقود (LNM):

تفسر لنا هذه المعادلة متغير عرض النقود، بدلالة قيمه السابقة خلال فترة إبطاء واحدة، والقيمة المتأخرة لمعدل التضخم وكما يلي:

- معنوية القيمة السابقة لعرض النقود خلال فترة الإبطاء الأولى((LNM(-1)، وعدم معنوية القيمة السابقة لمعدل التضخم لفترة إبطاء واحدة((LNM(-1)، وكذلك عدم معنوية الحد الثابت.
- نلاحظ أن قيمة معامل التحديد جيدة حيث بلغت0.988، والذي يؤكد أن معدل التضخم يشرح 98.8% من التغيرات في عرض النقود، ويعني ذلك أن عرض النقود مشروح عن طريق مشاهداته السابقة والقيمة المتأخرة لمعدل التضخم.
- النموذج معنوي من الناحية الإحصائية حسب إحصائية فيشر، إذ بلغت قيمة F المحتسبة (1358)، أي قبول معادلة عرض النقود من الناحية الإحصائية.
- وجاءت مرونات معادلة عرض النقود على النحو الأتي:

أ- مرونة ((INF(-1) جاءت بإشارة سالبة، أي أن هناك عكسية بين الإبطاء لفترة واحدة لمعدل التضخم وعرض النقود الحالي، حيث أن زيادة((INF(-1) بمعدل 1% سيؤدي إلى انخفاض في LNM بمعدل 0.2%.

ب- مرونة ((LNM(-1) جاءت بإشارة موجبة، أي أن هناك علاقة طردية بين الإبطاء لفترة واحدة لعرض النقود وعرض النقود الحالي، حيث أن زيادة في((LNM(-1) بمعدل 100%، سيؤدي إلى زيادة في LNM بمعدل 104%.

3- دراسة صلاحية نموذج VAR(1):

بعد تقدير نموذج الانحدار الذاتي(VAR)، نقوم باختبار صلاحيته وذلك من خلال ما يلي:

أولاً: دراسة الارتباط الذاتي لبواقي معادلات نموذج VAR(1):

لاختبار الارتباط الذاتي لبواقي معادلات نموذج(VAR) نستخدم اختبار Box-Pierce/Ljung-box، وذلك للتأكد من عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي في

السلاسل الزمنية الخاصة بمتغيري الدراسة، والجدول الآتي يوضح نتائج هذا الاختبار:

الجدول رقم(7) نتائج اختبار Box-Pierce/ Ljung-box لاختبار الارتباط الذاتي

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h
Date: 04/17/18 Time: 01:13
Sample: 1981 2016
Included observations: 35

Df	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	Q-Stat	Lags
---	---	3.787485	---	3.679271	1
4	0.1690	6.433259	0.1865	6.173858	2
8	0.4066	8.280137	0.4470	7.862432	3
12	0.7489	8.451698	0.7840	8.014386	4
16	0.9109	9.060242	0.9313	8.535995	5
20	0.8081	14.42864	0.8781	12.98410	6
24	0.8424	17.14620	0.9160	15.15814	7
28	0.8817	19.50931	0.9490	16.98111	8
32	0.9338	20.90354	0.9778	18.01683	9
36	0.9586	22.70534	0.9897	19.30383	10
40	0.9775	24.14958	0.9960	20.29417	11
44	0.9919	24.65928	0.9990	20.62911	12

*Test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

- المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائيEVIEWS.10.

يشير اختبار الارتباط الذاتي إلى عدم رفض فرضية العدم التي تعني عدم وجود ارتباط ذاتي عند مستوى دلالة 5%، وذلك لأن القيمة الاحتمالية Prob أكبر من مستوى الدلالة المشار إليه في جميع المراحل.

ثانياً: دراسة استقرارية نموذج VAR:

للتأكد من استقرار النموذج سيتم استخدام اختبار الجذور متعددة الحدود، ويؤكد هذا الاختبار على أن نتائج نموذج الانحدار الذاتي VAR مستقرة إذا لم يكن

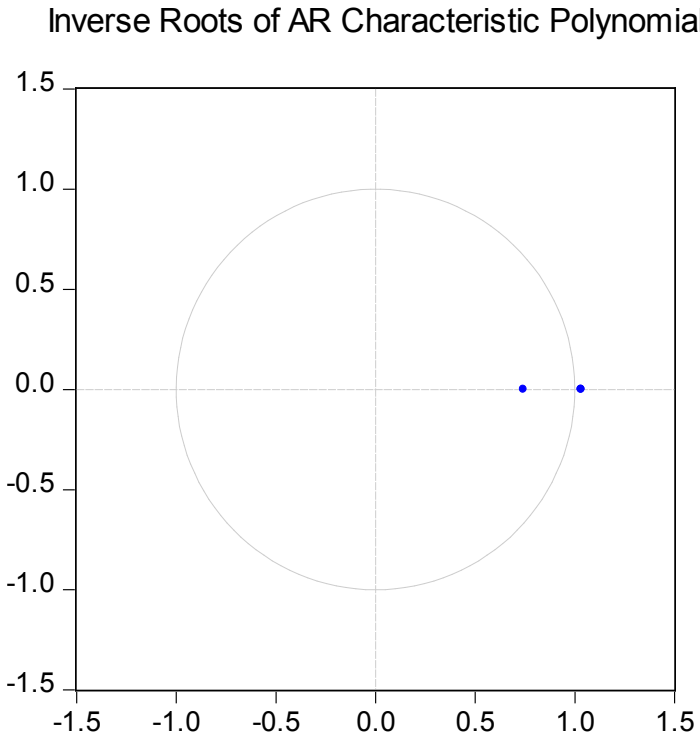
هناك جذور تساوي الواحد الصحيح، والجدول التالي رقم(8) يوضح نتيجة هذا الاختبار:

الجدول رقم (8) نتائج استقرار نموذج الانحدار الذاتي VAR

Roots of Characteristic Polynomial Endogenous variables: INF LNM Exogenous variables: C Lag specification: 1 1 Date: 04/18/18 Time: 00:43	
Root	Modulus
1.033425	1.033425
0.743397	0.743397
Warning: At least one root outside the unit circle. VAR does not satisfy the stability condition.	

- المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10.

تشير النتائج الواردة في الجدول رقم(8) أن كل جذر واحد على الأقل خارج نطاق الوحدة Inverse Roots المرافق للانحدار الذاتي VAR حيث أخذت قيمة أكبر من الواحد الصحيح، وبالتالي فإن النموذج غير مستقر، كما أنه ليس جميع النقاط في الشكل الموجود تقع جميعها داخل الدائرة، مما يؤكد على أن النموذج غير مستقر.



ثالثاً: اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي معادلات النموذج:

لفحص طبيعة بيانات السلاسل الزمنية سيتم استخدام اختبار Jarque- Bera، وتنص فرضية العدم على أن سلسلة البواقي لها توزيع طبيعي، ويشرح الجدول التالي نتيجة هذا الاختبار.

الجدول رقم (9) نتائج اختبار Jarque- Bera للتوزيع الطبيعي

VAR Residual Normality Tests Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl) Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal Date: 04/18/18 Time: 01:03 Sample: 1981 2016 Included observations: 35			
Component	Jarque-Bera	Df	Prob.
1	1.339174	2	0.5119
2	1.463036	2	0.4812
Joint	2.802210	4	0.5915
*Approximate p-values do not account for coefficient Estimation			

- المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10.

توضح نتائج الجدول السابق أن قيم اختبار Jarque- Bera لجميع البواقي أقل من القيمة الجدولية، ويؤكد ذلك قيم Prob، حيث أن كل قيمها أكبر من 5%، وبالتالي فإننا نقبل فرضية العدم، أي أن جميع البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.

وبناءً على كل ما تقدم وبعد إجراء اختبار الارتباط الذاتي، واختبار التوزيع الطبيعي نستنتج صحة نموذج الانحدار الذاتي VAR.

4- الدراسة الهيكلية لنموذج VAR:

أولاً: تحليل الصدمات (دوال الاستجابة للنبض):

ويقصد باستجابة النبض سلوك المتغيرات الداخلية في النموذج نتيجة للصدمات المختلفة التي قد يتعرض لها النموذج، والغرض من إجراء هذا الاختبار هو تبيان مدى قدرة متغيرات النموذج في تفسير التغيرات في سلوك المتغيرات وذلك من خلال استنتاج معدل تأثير صدمة في متغير ما على بقية المتغيرات.

أ- استجابة معدل التضخم لمختلف التجديدات Response Of INF:

من خلال الجدول التالي رقم (9) فإن حدوث صدمة مفاجئة وبمقدار انحراف معياري واحد لمعدل التضخم سيرافق ذلك باستجابة طردية أو سلبية لحجم عرض النقود خلال فترة الاستجابة الممتدة على مدى عشر سنوات وهي كما يلي:

الجدول رقم (9) نتائج تقدير ومحاكاة دوال استجابة النبض لمتغير معدل التضخم

Response Of INF:		
Period	INF	LNM
1	5.436803	0.000000
2	4.027468	0.126720
3	2.979298	0.225159
4	2.199601	0.302715
5	1.619468	0.364894
6	1.187675	0.415792
7	0.866139	0.458460
8	0.626549	0.495172
9	0.447859	0.527623
10	0.314423	0.557078

- المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10.

نلاحظ من خلال الجدول السابق أن حدوث صدمة مفاجئة وبمقدار انحراف معياري واحد لعرض النقود ستترافق باستجابة طردية لحجم معدل التضخم، وبقيم متزايدة خلال عشر سنوات، حيث تبدأ باستجابة قدرها(12.6%)، لتستمر في الارتفاع إلى غاية نهاية الفترة العاشرة مسجلة استجابة قدرها (55.7%)، في حين يستجيب معدل التضخم للصدمات غير المتوقعة الحادثة له بشكل إيجابي (وإن كان بقيم متناقصة)، حيث تسجل في الفترة الأولى معدل إستجابة كبير بلغ (543%)، لتسجل معدلات متناقصة بعدها وصلت لأدناها في الفترة العاشرة حيث بلغ (31.4%).

ب- استجابة عرض النقود لمختلف التجديدات Response Of LNM:

من خلال الجدول التالي رقم(10) فإن حدوث صدمة مفاجئة وبمقدار انحراف معياري واحد لعرض النقود سيرافق ذلك باستجابة طردية أو سلبية لمعدل التضخم خلال فترة الإستجابة الممتدة على مدى عشر سنوات وكما يوضحه الجدول الأتي:

الجدول رقم (10) نتائج تقدير ومحاكاة دوال استجابة النبض لمتغير عرض النقود

Response Of LNM:		
Period	INF	LNM
1	0.030975	0.120394
2	0.018989	0.125456
3	0.009943	0.130420
4	0.003079	0.135352
5	-0.002168	0.140302
6	-0.006217	0.145309
7	-0.009381	0.150401
8	-0.011893	0.155603
9	-0.013924	0.160935
10	-0.015604	0.166410
Cholesky Ordering: INF LNM		

- المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10.

من خلال الجدول السابق نلاحظ مدى استجابة متغير عرض النقود بسبب حدوث صدمة عشوائية مقدارها انحراف معياري واحد في معدل التضخم، حيث تبدأ بإستجابة موجبة قدرها (3%)، وبعد ذلك تسجل معدل استجابة متناقص، بينما تأخذ قيماً سالبة بدءًا من الفترة الخامسة إلى غاية نهاية الفترة العاشرة مسجلة معدل إستجابة هو الأكبر قدرها (1.5-%)، في حين يستجيب عرض النقود للصدمات غير المتوقعة الحادثة له بشكل ايجابي ومتزايد، حيث تسجل في الفترة الأولى معدل إستجابة بلغت (12%)، ومن ثم يأخذ معدل الإستجابة في التزايد ليسجل أعلى معدل إستجابة خلال الفترة الأخيرة ليحقق (16.6%).

ثانياً: تحليل تجزئة تباين خطأ التنبؤ:

ويقصد بتجزئة التباين معرفة نسبة التباين التي يسببها متغير ما، في نفسه وفي المتغيرات الأخرى، وتكمن أهمية هذا الاختبار في أنه يعطي معدل لأثر أي تغير مفاجئ (Shock) في كل متغير من متغيرات الدراسة على جميع المتغيرات الأخرى، وهذا ما يوضحه الجدول الأتي رقم (11):

الجدول رقم (11) تحليل تباين خطأ التنبؤ لمعدل التضخم وعرض النقود

Variance Decomposition of INF:			
Period	S.E.	INF	LNM
1	5.436803	100.0000	0.000000
2	6.767229	99.96494	0.035065
3	7.397452	99.87801	0.121988
4	7.723482	99.73448	0.265524
5	7.899874	99.53285	0.467149
6	7.999466	99.27424	0.725755
7	8.059271	98.96137	1.038627
8	8.098741	98.59764	1.402360
9	8.128257	98.18645	1.813553
10	8.153390	97.73078	2.269216
Variance Decomposition of LNM:			
Period	S.E.	INF	LNM
1	0.124315	6.208366	93.79163
2	0.177634	4.183398	95.81660
3	0.220595	2.915800	97.08420
4	0.258828	2.132156	97.86784
5	0.294417	1.653262	98.34674
6	0.328382	1.364796	98.63520
7	0.361308	1.194803	98.80520
8	0.393570	1.098260	98.90174
9	0.425430	1.047045	98.95296
10	0.457085	1.023586	98.97641
Cholesky Ordering: INF LNM			

– المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10.

نلاحظ من خلال الجدول السابق أن الخطأ المعياري (S.E) لخطأ التنبؤ، لعرض النقود في الفترة الأولى يساوي (5.43%)، ثم يزداد مع الزمن ليصل إلى (8.15%) في نهاية الفترة، وترجع سبب الارتفاع في قيمة الانحراف المعياري، لاشتمالها آثار عدم التأكد للتنبؤ في الفترات السابقة لعرض النقود، كما أن تباين خطأ التنبؤ لعرض النقود في الفترة الأولى بلغ (0%) عن قيمته السابقة في المدى القصير، ثم تتزايد هذه النسبة لتصل في نهاية الفترة إلى (2.26%)، وهذا يفسر بأن الصدمات في عرض النقود تشرح التباين في خطأ التنبؤ لحجم العرض النقدي ذاته في الأجل القصير بشكل أكبر منها في الأجل الطويل، في المقابل يحدث العكس بالنسبة لمعدل التضخم، إذ يساهم عرض النقود في تفسير التباين في خطأ التنبؤ لمعدل التضخم بنسبة (100%) في الفترة الأولى، ثم تتناقص فترات التنبؤ لتصل إلى أقل قيمة لها في الفترة الأخيرة لتصل إلى (97.7%)، وبالتالي فإن الصدمات في عرض النقود تساهم في تفسير التباين في خطأ التنبؤ لمعدل التضخم في الأجل الطويل بدور أكبر منه في الأجل القصير.

كما نلاحظ من الجدول السابق أن تباين خطأ التنبؤ لمعدل التضخم في الفترة الأولى والبالغ (6.2%) سببها المتغير نفسه، بينما تأخذ في الانخفاض الحاد خلال العشر سنوات، لتصل في نهاية الفترة إلى (1.02%)، والباقي يرجع إلى متغير عرض النقود من خلال تباين خطأ التنبؤ حيث بلغت نسبته (93.79%) وتبدأ في الارتفاع لتصل (98.97%) خلال عشر سنوات في المستقبل، وبالتالي فإن النتائج تشير إلى أن مكونات التباين لمعدل التضخم تتأثر بعرض النقود، وبذلك فإن حدوث أي صدمة مفاجئة في عرض النقود ستؤثر في معدل التضخم.

نتائج الدراسة:

1- أجمعتْ كل نتائج اختبارات جذر الوحدة احتواء متغيري البحث على جذر الوحدة، أي أنها غير مستقرة في المستوى، وبعد أخذ الفروق الأولى فإن السلسلتين الزمنيتين لمتغيري البحث قد استقرتا.

2- أظهرتْ نتائج اختبار التكامل المشترك وفق اختبار الأثر، وكذلك اختبار القيم الذاتية المميزة العظمى بين عرض النقود، ومعدل التضخم، أنه لا توجد علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين، ما يعني قبول فرضية العدم عند مستوى 5% وفق إحصائية جوها نسن للاختبارين.

3- تبين أن طريقة المربعات الصغرى العادية قد تقود إلى نتائج مضللة، فيما لو تم اعتمادها وذلك بسبب عدم استقرارية بيانات السلاسل الزمنية فضلاً عن عدم وجود أي متجه للتكامل المشترك وعلى ذلك فإن الباحثين اعتمدا على نتائج نموذج الانحدار الذاتي المتجه مباشرة.

4- أظهرتْ دراسة دوال استجابة النبض أن النموذج قابل للصدمات، بمعنى أنه عند أعطاء صدمة فإن اتجاهات هذه المتغيرات اتخذت طريقها نحو التوازن، والعودة إلى العلاقة الطردية بين معدل التضخم وعرض النقود.

5- كما أشارات نتائج تباين خطأ التنبؤ أن مكونات التباين لمعدل التضخم يتأثر بمتغير عرض النقود، وعلى ذلك فإن حدوث أي صدمة عشوائية مفاجئة في عرض النقود ستوثر تلقائيا في معدل التضخم.

قائمة المراجع

– إمامة مكي السيد، "العلاقة السببية بين عرض النقود والتضخم في السودان خلال الفترة 1990–2012"، مجلة العلوم الاقتصادية، (السودان:بنك السودان المركزي، المجلد السادس عشر، العدد الثاني، 2015).

– خالد القدير، "العلاقة بين كمية النقود والناتج المحلي الإجمالي في دولة قطر دراسة تطبيقية باستخدام التكامل المشترك والعلاقة السببية"، دراسات اقتصادية: السلسة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية، (السعودية: كلية العلوم الإدارية–جامعة الملك سعود، المجلد الرابع، العدد الثامن، 2002).

– معتز نعيم وآخرون، "تحليل العلاقة بين التضخم وعرض النقود في الاقتصاد السوري خلال الفترة 1996–2010"، مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية، (سوريا: جامعة تشرين، المجلد السادس وثلاثون، العدد الرابع، 2014)

– قريب الله، "العلاقة السببية بين التضخم وعرض النقود في السودان خلال الفترة 1970–2013"، مجلة جامعة القضارف للعلوم والآداب، (السعودية: جامعة القضارف، العدد الرابع، 2015).

– سلام الشامي، "تحليل العلاقة بين الإنفاق العام والتضخم في الاقتصاد الليبي للسنوات 1990–2009"، مجلة العلوم الاقتصادية، (العراق: كلية الإدارة والاقتصاد جامعة البصرة، المجلد التاسع، العدد السادس والثلاثون، يوليو2014).

– محمود محمد داغر، رمضان الصويعي، "تأثير عرض النقود وسعر الصرف على التضخم في الاقتصاد الليبي"، مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، (العراق: كلية الإدارة والاقتصاد جامعة بغداد، المجلد العشرون، العدد الثامن والسبعون، 2014).

– سامي ساسي، يوسف يخلف مسعود، "اختبار العلاقة السببية بين أسعار الصرف والمستوى العام للأسعار دراسة تطبيقية على الاقتصاد الليبي للفترة 1993–2010"،

مجلة العلوم الاقتصادية والسياسية، (ليبيا: كلية الاقتصاد والتجارة الجامعة الأسمرية، العدد الرابع، 2014).

– طهراوي فريد، بن البار محمد، "قياس العلاقة السببية السائدة بين التضخم والعرض النقدي والإنفاق العام خلال الفترة 1980–2012"، المجلة الجزائرية للاقتصاد والمالية، (الجزائر: كلية العلوم الاقتصادية جامعة يحي فارس، العدد الواحد والأربعون، 2015).

– عابد العبدلي، "محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ"، مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي، العدد الثالث، 2007.

– خالد بن حمد بن عبد الله القدير، اختبار فرضية "كالدور" للعلاقة بين الإنتاج الصناعي والنمو الاقتصادي باستخدام سلاسل زمنية للمملكة العربية السعودية، مجلة جامعة الملك سعود–العلوم الإدارية، المجلد 17، العدد 2، السعودية، 2004م.