مجلة العلوم الإدارية والاقتصادية
جامعة القصيم، المجلد (١٠)، العدد (٢)، ص ص ٢٠٧-٢٧٤، (رجب ١٤٣٨هـ/مارس ٢٠١٧م)

أثر الكتلة النقدية على المستوي العام للأسعار في اقتصاد المملكة العربية السعودية للفترة (١٩٧٥-٢٠١٤م)

قريب الله عبدالمجيد عبدالقادر حامد
كلية الإقتصاد والإدارة، جامعة طيبة، المملكة العربية السعودية

ملخص البحث. تهدف هذه الورقة إلى تحليل أثر الكتلة النقدية علي المستوى العام للأسعار في اقتصاد المملكة العربية السعودية، خلال الفترة (١٩٧٥-٢٠١٤م)، وقد استخدمت الدراسة دالة الارتباط الذاتي، اختبار ديكي- فوللر الموسع، واختبار فيليب - بيرون لتحديد درجة التكامل للمتغيرات، وتم أيضا استخدام اختبار التكامل المشترك وفق طريقة انجل-غرانجر وطريقة جوهانسن- جيسليس، لاختبار وجود العلاقة التوازنية بين المتغيرات في المدى الطويل، إضافة إلى ذلك استخدمت الدراسة نموذج تصحيح الخطأ لتحديد اتجاه العلاقة السببية في الأجل الطويل، ومنهجية غرانجر للكشف عن اتجاه العلاقة السببية في الأجل القصير.

أظهرت نتائج الاختبارات الإحصائية، أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى، ودلت نتائج اختبارات التكامل المشترك أن هنالك علاقة توازنيه طويلة الأجل بين كلا المتغيرين، وأشارت نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ إلى وجود علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من متغيرات النموذج المستقلة إلى المستوى العام للأسعار، كما توصلت الدراسة إلى أن هنالك علاقة سببية أحادية الاتجاه تنشأ من الكتلة النقدية إلى المستوي العام للأسعار في الأجل القصير.

الكلمات المفتاحية: المستوي العام للأسعار، الكتلة النقدية، دالة الارتباط الذاتي، التكامل المشترك، اختبار غرانجر للسببية، نموذج تصحيح الخطأ.

١. المقدمة

١-١ تمهيد:

تعتبر ظاهرة التغير في الأسعار من أهم المشكلات التي واجهت علماء الاقتصاد منذ القدم. وقد تمت دراسة العلاقة بين النقود والأسعار في القرن السادس عشر، وذلك قبل ظهور المدرسة الكلاسيكية التي تناول مفكروها تحليل هذه العلاقة بالتركيز على ما يطلقون عليه الاقتصاد الحقيقي، وقد اضطربت صياغة العلاقة بين النقود والاسعار بين المدارس الاقتصادية التي أعقبت المدرسة الكلاسيكية، فالنظرية الكينزية التي تزعمها كنيز Keynes في العام ١٩٣٦م، أسست تحليلها على نحو مخالف للنظرية الكلاسيكية، وتبنى فريدمان Friedman عام١٩٥٦م أفكار المدرسة الكلاسيكية وأضاف بعداً آخراً للتحليل الكلاسيكي، تمثل هذا البعد في التفرقة بين علاقة النقود بالأسعار في المدى الطويل وفي المدى القصير.

مما لا شك فيه فإن معدلات التضخم في أي اقتصاد ترتبط ارتباطاً وثيقاً بتغيرات المستوى العام للأسعار هبوطاً وصعوداً، وحيث أن الكتلة النقدية تلعب دوراً مهماً في تحديد مستوى الأسعار في معظم اقتصاديات الدول، لذا فإن هذه الدراسة تسعى إلى محاولة التعرف على أثر كمية النقود على المستوى العام للأسعار في المملكة العربية السعودية للفترة (١٩٧٥-٢٠١٤م)، واختبار العلاقة السببية بينهما خلال فترة الدراسة.

١-٢ مشكلة الدراسة :

تتبلور مشكلة الدراسة في التساؤلات الآتية:

أ) ما طبيعة العلاقة بين الكتلة النقدية والمستوي العام للأسعار في الاقتصاد السعودي خلال فترة الدراسة؟

ب) ما مدى تأثير الكتلة النقدية على المستوي العام للأسعار في الاقتصاد السعودي خلال فترة الدراسة؟

ج) ما هو اتجاه العلاقة السببية بين الكتلة النقدية والمستوي العام للأسعار في الأجلين الطويل والقصير خلال فترة الدراسة؟

١-٣ فروض الدراسة:

تختبر الدراسة الفروض الآتية:

أ) هنالك علاقة توازنية طويلة المدى بين الكتلة النقدية والمستوي العام للأسعار في الاقتصاد السعودي خلال فترة الدراسة.

ب) يتأثر المستوى العام للأسعار بتغيرات الكتلة النقدية في الاقتصاد السعودي خلال فترة الدراسة.

ج) هنالك علاقة سببية تتجه من الكتلة النقدية إلى المستوي العام للأسعار في الأجلين الطويل والقصير خلال فترة الدراسة.

١-٤ أهمية الدراسة :

تكتسب الدراسة أهميتها من محاولة الربط بين واقع الكتلة النقدية كأحد متغيرات السياسة النقدية وعلاقته بالمستوى العام للأسعار في المملكة العربية السعودية خلال فترة الدراسة. ومن هنا تبرز أهمية هذه الدراسة في بيان دور الكتلة النقدية، ومدى قدرتها في التأثير على المستوى العام للأسعار في الاقتصاد السعودي في الأجلين الطويل والقصير، للخروج بنتائج تساعد في وضع السياسات واتخاذ القرارات. وتأتي أهمية الدراسة أيضا في تزويد المكتبة العربية بالبحوث التطبيقية، ومحاولة سد النقص في الأبحاث الاقتصادية المتعلقة بدراسة العلاقة بين المستوى العام للأسعار والكتلة النقدية بشكل تطبيقي.

١-٥ مصدر البيانات :

تم الحصول على البيانات المتعلقة بمتغيرات هذه الدراسة (الكتلة النقدية والمستوي العام للأسعار)، من خلال التقارير السنوية التي تقوم بإصدارها مؤسسة النقد العربي السعودي، والنشرات الاحصائية لمصلحة الاحصاءات العامة والمعلومات بوزارة الاقتصاد والتخطيط السعودية، وذلك للفترة الزمنية (١٩٧٥-٢٠١٤م).

١-٦ أهداف الدراسة

تهدف هذه الدراسة إلى الكشف عن أثر الكتلة النقدية على المستوى العام للأسعار في اقتصاد المملكة العربية السعودية خلال الفترة محل الدراسة، وذلك باستخدام أسلوب التكامل المشترك Co-integration ونموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model، كما تهدف الدراسة إلى اختبار العلاقة السببية قصيرة الأجل بين المستوي العام للأسعار والكتلة النقدية في الاقتصاد السعودي، وتحديد اتجاه هذه العلاقة باستخدام سببية غرانجر Granger Causality .

١-٧ هيكل الدراسة

من أجل تحقيق أهداف الدراسة، ثم تقسيمها إلى أربعة أجزاء إضافة إلى المقدمة، حيث تناول الجزء الثاني الإطار النظري والدراسات السابقة، وتناول الجزء الثالث منهجية الدراسة، بينما خصص الجزء الرابع للجانب التطبيقي للدراسة، واختتمت الدراسة في الجزء الخامس بالنتائج والتوصيات.

٢. الإطار النظري والدراسات السابقة

٢-١: مفهوم الكتلة النقدية

قبل تحديد مفهوم الكتلة النقدية، يجب أولاً تعريف النقود، ومن ثم تعريف الكتلة النقدية والأشكال التي تتخذها الكتلة النقدية.

٢-١-١: تعريف النقود

لا يوجد تعريف موحد للنقود بين الاقتصاديين، وقد عرفها البعض على أنها " تلك السلعة أو الشيء الذي يلقى قبولاً عاماً كوسيط للتبادل أو كوسيلة للدفع" (الوزني والرفاعي، ٢٠٠٢م: ٢٨٢). كما عرفت النقود بأنها " أي شيء يحظى بالقبول العام في التداول، وله قوة شرائية عامة، ويستخدم وسيطاً في التبادل ومقياساً للقيم" (شامية، ٢٠٠٢م: ١٨).

على الرغم من تعدد تعاريف النقود، إلا أن هناك شبه إجماع بين الاقتصاديين على تعريف النقود على أساس وظائفها، وبناءً على ذلك تعرف النقود بأنها " أي شيء يلقى قبولاً عاماً كوسيط للتبادل ومقياس للقيمة " (نجيب وآخرون، ٢٠٠١م: ١٣).

٢-١-٢: وظائف النقود

يمكن إجمال وظائف النقود في النشاط الاقتصادي في أربع وظائف رئيسة، منها وظيفتان أساسيتان هما: كون النقود وسيطاً في التبادل ومقياساً للقيمة، ووظيفتان ثانويتان هما: كون النقود مخزناً للقيمة ووسيلة للمدفوعات المؤجلة. وسنسرد بشيء من التفصيل وظائف النقود على النحو التالي (اللحياني، ٢٠١٣م):

-**وسيطاً في التبادل:** تعتبر النقود وسيطاً في التبادل يستخدم في الدفع مقابل السلع والخدمات، فلم تعد عملية المبادلة سلعة مقابل سلعة، كما في نظام المقايضة، بل دخلت النقود وسيطاً في التبادل، حيث يبيع الشخص ما لديه من سلع أو خدمات مقابل النقود، ويشتري بالنقود ما يحتاجه من سلع أو خدمات، فحل البيع والشراء مكان المقايضة المباشرة، وشكلت النقود أحد عنصري المبادلة.

-مقياس للقيمة: باستخدام النقود وسيطاً للتبادل، كان من الطبيعي أن تكون هي المقياس لقيم السلع والخدمات، فأصبح يعبر عن قيمة كل سلعة أو خدمة بمقدار من النقود. وبذلك أصبحت النقود تقيس قيم الأشياء حسب معيار واحد مشترك للمقارنة، يتم عن طريقه إدراك الفرق النسبي بين السلع والخدمات، كما ساعد وجود هذا المقياس الموحد في عملية تجميع السلع المختلفة، عن طريق تجميع قيمها النقدية، مما سهل العمليات المحاسبية وتقدير الثروات ونحو ذلك.

-مخزن للقيمة: إن استخدام النقود كوسيط للتبادل، ساعد على الفصل بين عمليتي البيع والشراء، بمعنى وجود فاصل زمني بينهما. مما يمكن الفرد من إنفاق جزء من دخله وادخار جزءاً آخراً لإنفاقه مستقبلاً، وبذلك تتاح الفرصة للفرد ببيع سلعة يقتنيها ثم يحتفظ بقيمتها على شكل نقود، بدلاً من سلع أخرى قد تكون عرضة للتلف أو تحمله تكاليف تخزين.

-وسيلة للمدفوعات الآجلة: ترتبط هذه الوظيفة بالمعاملات المؤجلة التي تتضمن وعداً بالدفع في المستقبل، مثل البيع المؤجل الثمن والقروض، وحيث أن النقود بما تمثله من قوة شرائية عامة عبر الزمن، فإنها تعتبر وسيلة لتسوية تلك المدفوعات المؤجلة.

٢-١-٣: تعريف الكتلة النقدية

يقصد بالكتلة النقدية مجموع وسائل الدفع والتسوية المتداولة، التي هي في متناول الأفراد والمتعاملين الاقتصاديين المقيمين، وتتألف هذه الوسائل من كل الأصول المالية، التي يمكن تحويلها بسهولة وسرعة إلى وسائل دفع نهائية، فهي عبارة عن كمية الأصول النقدية وشبه النقدية المتداولة في السوق. (شودار، ٢٠١٤م: ٣٩).

انطلاقا من هذا التعريف، يمكن القول بأن الكتلة النقدية هي كمية النقود المتداولة في السوق باختلاف أنواعها، وتتكون من جملة من الأصول النقدية وشبه النقدية، التي تمثل أدوات ووسائل دفع وتسوية، لمختلف المعاملات المالية والتجارية التي يقوم بها الأشخاص في اقليم معين.

وتأخذ الكتلة النقدية في الاقتصاد المعاصر أربعة أشكال (هباش، ٢٠١٤م):

- **النقود القانونية**: وسميت بالقانونية لأن القانون يضع عليها صفة الشرعية، ويعطيها صفة الإلزام في التداول والقدرة على تسوية الديون والإبراء منها، وهي تمثل قيمة السيولة، حيث يمكنها أن تتحول مباشرة إلى سلع وخدمات أو يحتفظ بها كما هي. وتتكون النقود القانونية من نوعين: الأول أوراق النقد وهي غير قابلة للتحول إلى ذهب وتستمد قيمتها من قدرتها الشرائية، والبنك المركزي هو الذي يحتكر وظيفة إصدار أوراق النقد، وهو الذي يشرف على تنظيم تداولها، ولها وحدة قياس أو عملة معينة كالريال السعودي، المارك الألماني...إلخ. أما النوع الثاني فهو النقود المساعدة وهي عبارة عن وحدات نقدية صغيرة تصدرها الخزينة العامة أو البنك المركزي، والغرض منها تجزئة الوحدات الكبيرة لتسهيل عمليات الدفع البسيطة اليومية، وقد تكون في صورة ورقية أو صورة معدنية.
- **النقود الكتابية**: تعتبر النقود الكتابية أحدث أشكال النقود المعاصرة، وأكثرها انتشاراً كوسيلة للدفع وإبراء للذمم في الدول المتقدمة، وتسمى بنقود الودائع لأن أصل وجودها وديعة، وتسمى أيضاً بالنقود الائتمانية، وهي عبارة عن المبالغ التي تقيد في الجانب الدائن من الحسابات المصرفية، وهي متداولة بواسطة مختلف وسائل الدفع المعروفة كالشيك أو التحويل.
- **النقود الإلكترونية**: أطلق الأدب الاقتصادي الحديث مصطلحات مختلفة للتعبير عن مفهوم النقود الإلكترونية، فقد استخدم البعض مصطلح النقود الرقمية Digital Money أو العملة الرقمية Digital Currency، بينما استخدم البعض الآخر مصطلح النقدية الإلكترونية Electronic Cash. وتعرف النقود الإلكترونية بأنها قيمة نقدية مخزنة على وسيلة إلكترونية مدفوعة مقدماً وغير مرتبطة بحساب بنكي، وتحظى بقبول واسع من غير من قام بإصدارها، وتستعمل كأداة للدفع لتحقيق أغراض مختلفة.

• **أشباه النقود**: وهي المبالغ النقدية المودعة في الحسابات البنكية الخاصة، وتقيد لفترة معينة تحدد وفق الاتفاق بين المودع والبنك، بحيث يتقاضى صاحب الوديعة فوائد ترتفع معدلاتها وفقاً لطول المدة، أو بمعنى آخر هي عبارة عن توظيفات الأموال في حسابات بنكية، على أن يكون هنالك اتفاق بين البنك وصاحب الوديعة عن المبلغ المودع ومدته، بحيث كلما زادت المدة زادت معها نسبة الفوائد مع اشتراط أن لا يقل المبلغ المودع لدى البنك عن حد معين.

٢-٢: الإطار النظري للعلاقة بين النقود والمستوى العام للأسعار

تباينت أفكار الاقتصاديين الذين عكفوا على تحليل وتفسير العلاقة بين الكتلة النقدية والمستوى العام للأسعار على مر العصور والأزمان. ولتوضيح العلاقة بين النقود والأسعار سيتم التطرق إلى النظريات التالية:

٢-٢-١: النظرية الكلاسيكية

اعتبر الاقتصاديون الكلاسيك، أن النمو الاقتصادي يتم تلقائياً دون تدخل الدولة في الحياة الاقتصادية، وقد اعتقدوا أن التوازن الاقتصادي يتحقق دائماً عند مستوى التشغيل الكامل، مع افتراض حياد النقود، بحيث يقتصر أثر التغيرات في كمية النقود على إحداث تغيرات مقابلة في قيمتها دون المساس بالنشاط الاقتصادي (الشافعي، ١٩٩٩م: ٥٢٨).

قامت النظرية الكلاسيكية للنقود على عدد من الفروض وهي (أحمد، ٢٠١٦م: ٣٠):

١-ثبات حجم المبادلات: أي أن حجم المبادلات ومستوى النشاط الاقتصادي يتم تحديده بعوامل موضوعية، وأن النقود ليس لها أي تأثير في تحقيق التوازن الاقتصادي، فهي وسيلة للمبادلة فقط ودورها محايد في الاقتصاد.

٢-مرونة الأجور والأسعار هبوطاً وصعوداً.

٣-الاقتصاد يتوازن عند مستوى التشغيل الكامل.

٤-ثبات سرعة دوران النقود على الأقل في المدى القصير، لأنها تحدد بعوامل بطيئة التغير ومستقلة عن كمية النقود (منها درجة كثافة السكان، وتطور عادات التعاملات المصرفية وغيرها)، ويقصد بسرعة

دوران النقود معدل متوسط عدد المرات التي تنتقل بها كل وحدة من وحدات النقود من يد إلى أخرى، في تسوية المعاملات التجارية والاقتصادية في فترة زمنية معينة.

٥-وجود علاقة سببية بين التغير في المستوى العام للأسعار كمتغير تابع، والتغير في كمية النقود كمتغير مستقل.

انطلاقا من الفروض السابقة، بنى الكلاسيك نظريتهم في النقود بالاعتماد على معادلتين أساسيتين يتم استعراضهما على النحو التالي:

أ) معادلة التبادل لفيشر Fisher

قامت هذه المعادلة على بعض الفروض، من أهمها (هاشم، ٢٠٠٥م: ١٢٦):

- الطلب على النقود طلب مشتق من الطلب على السلع والخدمات، ووظيفة النقود كوسيط في التبادل.
- ثبات حجم الإنتاج الحقيقي (المبادلات) عند مستوى التشغيل الكامل.
- سرعة تداول النقود ثابتة ومستقلة عن كمية النقود المتداولة، وكذلك الحجم الحقيقي للمبادلات.
- النظر إلى المستوى العام للأسعار كمتغير تابع، وهو كنتيجة وليس سبباً للتغير في العوامل الأخرى، وهنالك علاقة طردية بين الإصدار النقدي ومستوى الأسعار.

ومن خلال الفرضيات السابقة، أقر فيشر بأن كمية النقود تعتبر العامل الفعال والمؤثر في تحديد المستوى العام للأسعار، وقد تم صياغة معادلة التبادل لفيشر على النحو الآتي (هتهات، ٢٠٠٦م:٥٠):

$$M \times V = P \times T \qquad (1-2)$$

حيث أن:

M: كمية النقود المتداولة. V: سرعة تداول النقود.

P: المستوى العام للأسعار. T : حجم المبادلات.

وبقسمة طرفي المعادلة (٢-١) على T نحصل على:-

$$P = \frac{V}{T} M \qquad (2-2)$$

وبناءً على افتراضات معادلة التبادل لفيشر القاضية بثبات حجم المبادلات (T) وكذلك سرعة تداول النقود (V)، فإن المستوى العام للأسعار يعتمد على كمية النقود، فكل زيادة في كمية النقود (M) تؤدي إلى زيادة المستوى العام للأسعار (P).

ب) معادلة الأرصدة النقدية الحاضرة Cambridge Equation

يطلق على هذه الصيغة معادلة كامبردج، نظراً لظهورها لأول مرة بجامعة كامبردج. وتركز هذه النظرية على العوامل التي تحدد الطلب على النقود، حيث تنظر إلى النقود على أنها جزء من ثروة الأفراد، وأنهم يحتفظون ببعضها لغرض الاحتياط، لأن الكلاسيك يعتبرون أن النقود تخزن قوة شرائية، فلا مانع من اكتنازها لفترة قصيرة أو حتى طويلة.

وقد تم اشتقاق معادلة الأرصدة النقدية من معادلة التبادل لفيشر، وذلك بتعويض حجم المبادلات (T) بالناتج الحقيقي (Y) لتصبح المعادلة على الشكل التالي (Ackley, 1980: 136):

$$M \times V = P \times Y \qquad (3-2)$$

وبقسمة طرفي المعادلة (٢-٣) على V نحصل على:

$$M = \frac{1}{V} P \times Y \qquad (4-2)$$

وبوضع $K = \frac{1}{V}$ في المعادلة (٢-٤) تصبح معادلة الأرصدة النقدية على النحو التالي:

$$M = K \times PY \qquad (5-2)$$

حيث تمثل K نسبة التفضيل النقدي التي يرغب الأفراد في الاحتفاظ بها كأرصدة نقدية. وتعتبر K ثابتة نظراً لثبات سرعة دوران النقود، لذا فإن زيادة كمية النقود M تؤدي إلى زيادة الرصيد النقدي عن ذلك الرصيد الذي يرغب الأفراد الاحتفاظ به، مما يؤدي إلى زيادة الإنفاق، وحيث أن الدخل الحقيقي ثابت عند مستوى الاستخدام الكامل، فإن زيادة كمية النقود ستؤدي إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار.

٢-٢-٢: النظرية الكينزية

وجه الاقتصادي الانجليزي كينز Keynes الانتقاد إلى أفكار المدرسة الكلاسيكية المتصلة بطبيعة العلاقة بين النقود والأسعار. حيث عارض كينز الفرضيات التي قامت عليها النظرية الكلاسيكية والمتمثلة في ثبات سرعة دوران النقودv، وثبات حجم الناتج من السلع والخدمات، على أساس أن الاقتصاد عند مستوى التشغيل الكامل. ويرى كينز أن سرعة دوران النقود غير ثابتة، كما يرى أن الاقتصاد يعمل دون مستوى التوظف الكامل، وبالتالي فإن مستوى الناتج غير ثابت.
وقد بنى كينز نموذجه في الاقتصاد النقدي على عدد من الفروض، يمكن تلخيصها في الآتي (بن علي، ٢٠٠٤م: ٣٣):

-اعتقد كينز بأن النقود ليست وسيلة للتبادل فقط، وإنما تعتبر كذلك مخزن للقيمة، وهذا ما أدى بكينز إلى دراسة دوافع الطلب على النقود.

-اعتبر النقود عاملاً مؤثراً في النشاط الاقتصادي الحقيقي، على عكس الكلاسيك الذين اعتبروا النقود حيادية بالنسبة للنشاط الاقتصادي الحقيقي.

-انتقد الآلية الميكانيكية بين حجم الكتلة النقدية والمستوى العام للأسعار، فهو يرى بأنه حتى ولو كان هناك أثر لزيادة الكتلة النقدية على المستوى العام للأسعار فلا يكون بنفس النسبة، وإنما بنسبة أقل، والتأثير الآخر يكون على حجم الإنتاج إذا كان الاقتصاد في حالة التشغيل غير الكامل.

-اعتبر كينز سعر الفائدة ظاهرة نقدية وليست ظاهرة حقيقية، حيث يتحدد سعر الفائدة في السوق النقدي بتساوي الطلب على النقود مع عرض النقود، وذلك على عكس الكلاسيك الذين يعتقدون أن سعر الفائدة ظاهرة حقيقية ويتحدد بتساوي الاستثمار مع الادخار.

ويعتقد كينز أن الأفراد قد يحتفظون بالنقود لأغراض أخرى، فالطلب على النقود لأغراض الدخل والمبادلات هي جزء فقط من مجموع الطلب على النقود، فقد يكون الطلب على النقود لأغراض الاحتفاظ بها بدلاً من انفاقها، أو اقراضها، أو الاحتفاظ بها على شكل سائل نقدي. وبشكل عام يعزو كينز هذا الطلب على النقود إلى ثلاثة دوافع وهي:

أ) دافع المعاملات

يقصد به توفر السيولة، أي النقود من أجل إتمام المعاملات الجارية وضرورات الحياة اليومية، ويتوقف هذا الدافع على الفترة الزمنية اللازمة للحصول على الدخل، ويزيد الطلب بدافع المعاملات كلما زادت الفترة الزمنية، ويقل كلما قلت الفترة الزمنية اللازمة للحصول على الدخل. ومن ناحية أخرى يتوقف على حجم الدخل المحقق، والعلاقة طردية بين حجم الدخل والطلب على النقود بدافع المعاملات، أي عندما يزيد الدخل يزيد الإنفاق على السلع والخدمات، وبالتالي يزيد الطلب على النقود والعكس بالعكس (عبد الحميد، ٢٠١٠م: ٣٠٢). ويمكن كتابة دالة الطلب على النقود بدافع المعاملات كالآتي:

$$L_t = f(Y) \qquad (6-2)$$

حيث أن:

L_t: الطلب على النقود لأغراض المعاملات. Y: الدخل الحقيقي.

يلاحظ من المعادلة (٢-٦)، أن هذا النوع من الطلب يرتبط بعلاقة طردية مع الدخل الحقيقي، وأن هذه العلاقة تناسبية بمعنى أن أية زيادة في الدخل الحقيقي سترافقها زيادة نسبية مماثلة في الطلب على النقود بدافع المعاملات، بحيث تبقى نسبة هذا النوع من الطلب إلى الدخل ثابتة.

ب) دافع الاحتياط

لقد عرف كينز الطلب على النقود لأغراض الاحتياط، بأنه النقد الذي يتم الاحتفاظ به، لتغطية النفقات غير المتوقعة والتي تتطلب إنفاقاً نقدياً، أو من أجل الوفاء بما عليهم من قروض أو ديون أو التزامات نقدية في فترة مستقبلية معينة.

ويتشابه الطلب لأغراض الاحتياط، مع الطلب لأغراض المعاملات من حيث تأثره بتكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالأرصدة النقدية، والتي تمثل سعر الفائدة من ناحية، وتغيرات الدخل من ناحية أخرى. ففي حالة ارتفاع الدخل في الاقتصاد الكلي في فترات الانتعاش الاقتصادي، تزداد فرص الاستثمار المربحة فيزداد الطلب على النقود لأغراض الاحتياط، ولكنه ينخفض في حالة ارتفاع سعر الفائدة بسبب ارتفاع تكلفة الفرصة البديلة. أي أن هذين النوعين من الطلب على النقود يتناسبان طردياً مع الدخل وعكسياً مع سعر الفائدة، لهذا يمكن دمجهما معاً كما فعل كينز في دالة واحدة كالآتي (على والعيسى، ٢٠٠٤م: ٢٤٨):

$$L_t = f(Y, i) \qquad (7-2)$$

حيث أن:

L_t: الطلب على النقود. Y: الدخل الحقيقي. i: سعر الفائدة.

ج) دافع المضاربة

وهنا يحتفظ الأفراد بالنقود للاستفادة من تقلبات الأسعار المتوقعة في أسواق الأوراق المالية، حيث إذا كانت السندات مرتفعة فإنهم يعمدون إلى بيعها والاحتفاظ بالنقود السائلة، وإذا كانت قيمة السندات منخفضة، فإنهم يشترون المزيد منها من خلال دخولهم النقدية، أو من خلال الاقتراض من السوق من أجل تحقيق أرباح في المستقبل.

إن الطلب على النقود بدافع المضاربة لدى كينز، يعتبر شديد المرونة بالنسبة لتغيرات سعر الفائدة، حيث أن انخفاض معدل سعر الفائدة سوف يزيد الطلب على النقود لأغراض المضاربة. وبذلك تقوم علاقة عكسية بين دالة الطلب على النقود لغرض المضاربة وبين سعر الفائدة، أي أن ($ds = f(r$)، ويمكن كتابة

دالة الطلب الكلى على النقود طبقاً للتحليل الكينزي على النحو التالي (الحلاق والعجلوني، ٢٠١٠م: ١٠١):

$$M^d = L_0 + L_1 Y - L_2 r \qquad (8-2)$$

حيث أن:

M^d: الطلب على النقود. Y: الدخل الحقيقي. r: سعر الفائدة.

٢-٢-٣: النظرية النقدية المعاصرة لفريدمان

إن ظهور النظرية الكينزية إلى حيز الوجود، كان نتيجة لعجز التحليل الكلاسيكي في معالجة أزمة النظام الرأسمالي المتمثلة في الكساد الكبير (١٩٢٩-١٩٣٢م)، وأصبحت أفكار كينز بعد ذلك بمثابة ثورة في فكر الاقتصاد الرأسمالي، وخاصة فيما يتعلق باستخدامه لأساليب جديدة في التحليل النقدي وربطه بين الدخل والإنفاق. إلا أن البناء الفكري الكينزي تعرض لتصدعات أيضاً، كان سببها الأساس ظهور مشكلات جديدة لم يكن يعهدها النظام الرأسمالي من قبل، تمثلت في معايشة التضخم مع الركود جنباً إلى جنب، مما جعل النظرية النقدية المعاصرة بزعامة الاقتصادي الأمريكي فريدمان Friedman أو ما تعرف بمدرسة شيكاغو، تحاول الجمع والتوفيق بين الاستنتاجات الكلاسيكية والاستنتاجات الكينزية.

وتقوم النظرية الكمية المعاصرة للنقود على الافتراضات التالية (عبد الله، ١٩٩٤م: ١٦٣):

-استقلال كمية النقود (عرض النقود) عن الطلب على النقود.

-استقرار دالة الطلب على النقود وأهميتها.

-رفض فكرة مصيدة السيولة عند بناء دالة الطلب على النقود.

-يتوقف الطلب على النقود على نفس الاعتبارات التي تحكم ظاهرة الطلب على السلع والخدمات.

وفيما يتعلق بالعلاقة بين النقود والأسعار، فقد جاءت آراء فريدمان مؤيدة لأفكار المدرسة الكلاسيكية، حيث أنه يرى أن الزيادة في كمية النقود لها آثار واسعة النطاق على المستوى العام للأسعار والناتج المحلي الإجمالي، وهذه الآثار تختلف في الأجل القصير عنه في الأجل الطويل. ففي الأجل الطويل تؤثر الزيادة في كمية النقود بشكل رئيسي في ارتفاع مستوى الأسعار فقط كما في الحالة الكلاسيكية. غير أنه في الأجل القصير تمارس النقود أثراً مباشراً وهاماً على الإنفاق الكلى ومن ثم على الناتج المحلي الإجمالي، وذلك على النحو التالي (طوروس، ٢٠١١م: ١٥٦):

الحالة الأولى: إن زيادة عرض النقود من جانب السلطات النقدية، يؤدي إلى زيادة الأرصدة النقدية لدى الأفراد والمشروعات فوق المرغوب فيه، مما يؤدي إلى ارتفاع الإنفاق عند هؤلاء الأفراد، وبالتالي تكون هناك زيادة في الطلب الكلي ينتج عنها زيادة الإنتاج والتشغيل، ويؤدي ذلك إلى التأثير على مستوى الناتج عند مستوى التشغيل الكامل وارتفاع الأسعار. أما إذا كان الناتج عند مستوى أقل من التشغيل الكامل، فسيكون التأثير على الأسعار والناتج مما يصعب معه التعرف على نسبة الزيادة في كل منهما.

الحالة الثانية: عند تخفيض عرض النقود من طرف البنك المركزي، من خلال قيامه ببيع الأوراق الحكومية في السوق المفتوحة، هذا يؤدي إلى تقليل كمية النقود عند الجمهور، ومن ثم ينخفض الإنفاق على السلع والخدمات، مما يدفع الناتج المحلى إلى مستوى أدنى، بمعنى أن الجمهور عنما يواجه نقصاً في سيولته فإنه يقلل من إنفاقه، إلى أن يهبط الناتج المحلى إلى النقطة التي يتعادل فيها مع عرض النقود مرة أخرى.

اهتمت النظرية النقدية المعاصرة بتحليل جانب الطلب على النقود، بطريقة أكثر اتساعاً من التحليل الكلاسيكي والتحليل الكينزي، حيث يري فريدمان أن دوافع الطلب على النقود، تتطلب دراسة وتحليل مفهوم الثروة والأسعار والعوائد من الأشكال الأخرى البديلة للاحتفاظ بالثروة في صورة سيولة. ويمكن التعبير عن دالة الطلب على النقود طبقاً لمفهوم فريدمان بالمعادلة الآتية (قريصة، ١٩٨٤م: ٢٤٧):

$$\frac{M}{p} = f(R_b, R_s, \frac{dp}{dt} \times \frac{1}{p}, Y_p, H, U) \qquad (9-2)$$

حيث أن:

$\frac{M}{P}$: دالة الطلب على النقود عند فريدمان. R_b : العائد على السندات.

R_s : العائد على الأسهم. $\frac{dp}{dt} \times \frac{1}{p}$: معدل التضخم (أو معدل الارتفاع المتوقع في الأسعار).

Y_p: الدخل الدائم أو المستمر. H: النسبة بين الثروة البشرية وغير البشرية.

U: العوامل المؤثرة في أذواق وتفضيلات الأفراد.

٢-٣: الدراسات السابقة

حفل الأدب الاقتصادي بالعديد من الدراسات، التي تناولت علاقة النقود بالمتغيرات الاقتصادية الأخرى، مثل الناتج المحلي الاجمالي، والمستوي العام للأسعار، والأجور. ويتم في هذا البحث عرض الدراسات السابقة على المستوي العالمي أولاً، ثم الدراسات السابقة على مستوي البلدان العربية ثانياً.

٢-٣-١: الدراسات التطبيقية على المستوي العالمي

من الدراسات التطبيقية التي تناولت علاقة النقود بالمستوى العام للأسعار، كانت دراسة حسن (Hassan١٩٩٩,)، والتي هدفت إلى اختبار العلاقة بين كمية النقود والأسعار والأجور في المملكة المتحدة باستخدام بيانات ربع سنوية للفترة الزمنية (١٩٦٩-١٩٩٧م)، وقد استخدمت الدراسة أسلوب التكامل المشترك ومنحنى فيلبس، بالإضافة إلى نموذج متجه الانحدار الذاتيVector Auto Regressive (VAR)، ومنهجية غرانجر للسببية. وقد أشارت نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك بوجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين متغيرات تلك الدراسة، كما أن النتائج المستخرجة من تقدير متجه الانحدار الذاتي، كانت تشير إلى وجود علاقة ثنائية الاتجاه بين الأسعار والاجور وبين الأسعار والكتلة النقدية، بينما أشارت نتائج اختبار غرانجر للسببية أيضا إلى وجود علاقة ثنائية الاتجاه بين الكتلة النقدية ومستوى الأسعار.

وفي العام ١٩٧٩م تناولت دراسة بريلمبورغ Brillemibourg وخان Khan العلاقة السببية بين النقود والأسعار في الولايات المتحدة الأميركية، خلال الفترة من ١٨٧٠م إلى ١٩٧٥م، وقد استخدمت الدراسة المنهجية التي طورها سيمز Sims عام ١٩٧٢م لدراسة العلاقة السببية، وأوضحت نتائج الدراسة أن العلاقة السببية بين النقود والأسعار في الولايات المتحدة الأميركية كانت تتجه من النقود إلى الأسعار، وتتفق هذه النتيجة مع

مبادئ النظرية النقدية التي تعتبر أن التضخم ظاهرة نقدية (Hussain, 1991).

وفي دولة سورينام تناول (Gaurisankar, et al, 2011)، العلاقة الديناميكية بين النقود والأسعار من خلال دراستهم التي هدفت إلى اختبار العلاقة الديناميكية بين النقود والأسعار علي المدى القصير والطويل خلال المدة ١٩٨٠-٢٠١٠م، واستخدمت الدراسة اختبار التكامل المشترك، ونموذج متجه تصحيح الخطأ VECM لقياس العلاقة السببية في المدى الطويل، كما استخدمت الدراسة أيضا منهجية غرانجر لاختبار السببية في المدى القصير. وقد تبين للدراسة من خلال تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ، أن هناك علاقة سببية احادية الاتجاه تجري من الأسعار إلى النقود في المدى الطويل، وقد بررت الدراسة ذلك بسبب انخفاض قيمة العملة الوطنية بدولة سورينام وانخفاض مستوى الأجور. بينما تبين للدراسة من خلال اختبار غرانجر للسببية أن هناك علاقة سببية ذات اتجاهين بين النقود والأسعار في المدى القصير.

أما في باكستان فقد هدفت دراسة (Farooq, et al., 2015)، إلى التحقق من مدى صحة النظرية الكمية للنقود، والتي تنص علي أن التغيرات في مستويات الأسعار تحدث نسبيا بسبب تغيرات كمية النقود في الاقتصاد. واستخدمت الدراسة بيانات سنوية عن الكتلة النقدية ومعدلات التضخم في دولة باكستان للفترة (١٩٦١-٢٠١٠م)، كما استخدمت الدراسة اختبارات جذر الوحدة للتحقق من مدى سكون متغيرات الدراسة، وقامت الدراسة بتطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية OLS واختبار غرانجر للسببية. أظهرت نتائج طريقة المربعات الصغرى وجود علاقة معنوية احصائياً بين الكتلة النقدية ومعدلات التضخم، وكشفت نتائج اختبار السببية عن وجود علاقة سببية تتجه من الكتلة النقدية Money Stock إلى معدل التضخم، وخلصت الدراسة إلى أن التضخم ظاهرة نقدية، وأن نظرية كمية النقود صحيحة وتنطبق على الاقتصاد الباكستاني.

أما دراسة (Roshan, 2014) فقد هدفت إلى بحث العلاقة بين نمو عرض النقود والمستوى العام للأسعار في إيران للفترة (١٩٨٨-٢٠١٠م)، وذلك من خلال تقنيات التكامل المشترك وفق أسلوب

جوهانسون Johansson، والعلاقة السببية وفق نموذج هسياو Hsiao. وقد أشارت نتائج اختبار التكامل المشترك إلى عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، وبالتالي عدم وجود علاقة توازنية طويلة المدى، كما أشارت نتائج اختبار السببية إلى وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين عرض النقود والأسعار خلال فترة الدراسة. وخلصت الدراسة إلى أن هذه النتيجة تتفق مع الرأي القائل بأنه في ظل ارتفاع التضخم الاقتصادي، يكون للتضخم تأثير على نمو عرض النقود، مما يولد تضخماً ذاتياً مستداماً.

وقام (Kiganda, 2014) بتحليل ودراسة العلاقة بين عرض النقود والتضخم في كينيا للفترة من ١٩٨٤م ــ٢٠١٢م، وهدفت الدراسة إلى اختبار صحة النظرية النقدية ومدى انطباقها في واقع الاقتصاد الكيني. استخدمت الدراسة اختبار جرانجر للسببية، ونموذج تصحيح الخطأ لدراسة العلاقة قصيرة وطويلة الأجل. بينت نتائج اختبار السببية أن هناك علاقة أحادية الاتجاه تجري من عرض النقود إلى التضخم خلال فترة الدراسة، كما أشارت نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ إلى وجود علاقة ايجابية طويلة المدى بين التضخم وعرض النقود، وأن عرض النقود على المدى الطويل يشكل عاملاً مهماً للتضخم في كينيا.

٢-٣-٢: الدراسات التطبيقية على المستوي العربي

من الدراسات ذات الصلة بموضوع الدراسة والتي طبقت على بعض الدول العربية، دراسة (بوزيان وعبد الحق، ٢٠٠٧م) في دولة الجزائر، حيث هدفت دراستهما إلى اختبار وجود علاقات المدى الطويل والعلاقة السببية بين النقود والأسعار في الجزائر وتونس للفترة من يناير ١٩٩٥م إلى ديسمبر ٢٠٠١م، وقد استخدمت الدراسة أسلوب التكامل المشترك، وطريقة جرانجر لاختبار العلاقة السببية بين النقود والأسعار في كلا البلدين. توصلت الدراسة إلى أن هناك علاقة تكامل مشترك بين النقود والأسعار في الأجل الطويل بكل من تونس والجزائر، وهو ما يتوافق مع افتراضات المدرسة النقدية، في حين لم يثبت للدراسة وجود علاقة سببية بين النقود والأسعار في كلا البلدين، مما يتناقض مع مسلمات المدرسة النقدية والتي ترى أن التضخم ظاهرة نقدية.

وفي الأردن كانت دراسة (مشعل وأبو دلو،٢٠١٤م)، والتي هدفت الى تحليل أثر عرض النقد على الناتج المحلي ومستوى الأسعار في الأردن، باستخدام بيانات ربع سنوية للمدة (١٩٩٠-٢٠١٠م). وقامت الدراسة بتطبيق علاقة غرانجر للسببية بين المتغيرات ضمن نموذج متجه الانحدار الذاتي، اضافة إلى ذلك فقد استخدمت الدراسة دالة الاستجابة الفورية لردة الفعل وتحليل مكونات التباين. واستناداً إلى أسلوب غرانجر، فقد توصلت الدراسة إلى عدم وجود علاقة سببية. أي أن عرض النقود لا يؤثر على المستوى العام للأسعار في الأردن، في حين وجدت الدراسة أن هناك علاقة ثنائية متبادلة بين الناتج المحلي ومستوى الأسعار. واستنتجت الدراسة من خلال أسلوب تحليل مكونات التباين لمتغيرات الدراسة، أن متغير عرض النقود يفسر حوالي ٤٩,١١٪ من التغيرات في الفترة الاولى، ونحو ٤٦,٤٧٪ من التغيرات في الفترة العشرين. مما يشير الى أن عرض النقود له قوة تفسيرية على مستوى الأسعار لفترات قادمة، وهذا التأثير أقوى من تأثير مستوى الأسعار على عرض النقود.

وأجرى (نجم الدين وآخرون، ٢٠١٢م) دراسة هدفت إلى تحليل العلاقة بين التضخم وعرض النقود في العراق خلال الفترة (١٩٨٥-٢٠٠٨م)، حيث استخدمت الدراسة الكتلة النقدية M_2 كممثل لعرض النقود، والرقم القياسي لأسعار المستهلكين CPI كممثل للتضخم. وطبقت الدراسة نموذج هسياو Hsiao، بهدف تحليل العلاقة السببية بين المتغيرين وبيان اتجاهها. أشارت نتائج اختبار Hsiaoإلى أن هناك علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين عرض النقود والمستوى العام للأسعار (التضخم)، وأن كل منهما له انعكاسات على سلوك الآخر.

أما دراسة (السيد والرشيد، ٢٠١٥م) فقد هدفت إلى تحديد طبيعة العلاقة السببية بين التضخم وعرض النقود في السودان خلال الفترة الزمنية (١٩٩٠-٢٠١٢م). واستخدمت الدراسة اختبارات جذر الوحدة لدراسة سكون المتغيرات، كما استخدمت الدراسة اختبار جرانجر للسببية في الأجل القصير، ونموذج تصحيح الخطأ لتحديد اتجاه العلاقة في الأجل الطويل. دلت نتائج الاختبارات على وجود تكامل مشترك بين معدلات

النمو في عرض النقود ومعدلات التضخم، وأن العلاقة سببية ثنائية الاتجاه بين عرض النقود والتضخم في الأجل القصير، وأن هناك علاقة سببية في اتجاه واحد في الأجل الطويل تتجه من عرض النقود إلى التضخم.

وفي دراسة أجراها (توني، ٢٠٠٩م)، هدفت إلى تحليل العلاقة السببية بين عرض النقود والأسعار في جمهورية مصر العربية, خلال الفترة ١٩٧٢-٢٠٠٧م، حيث استخدمت الدراسة اختبار جذر الوحدة والتكامل المشترك، وطبقت الدراسة نموذج جرانجر Granger لاختبار العلاقة السببية في الأجلين القصير والطويل، وقد اوضحت النتائج وجود علاقة سببية تبادلية بين عرض النقود والأسعار خاصة في الأجل القصير، في حين اوضحت الدراسة، أن طبيعة العلاقة في الأجل الطويل كانت متباينة بصفة عامة، وهو ما يشير إلى وجود العلاقة السببية ذات الاتجاهين بين النقود والأسعار.

وهدفت دراسة (نعيم وآخرون، ٢٠١٤م)، إلى إلقاء الضوء على تأثير عرض النقود على ظاهرة التضخم في سوريا خلال المدة الزمنية (١٩٩٦-٢٠١٠م)، واستخدمت الدراسة في قياس هذا الأثر أسلوب التكامل المشترك، واختبار جرانجر للسببية. وقد بينت نتائج اختبار Johansson للتكامل المشترك عدم وجود علاقات تكامل مشترك بين المتغيرين موضوع الدراسة، مما يدل على عدم وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين المتغيرات، كما بين اختبار جرانجر للسببية عدم وجود علاقة سببية بين عرض النقود والرقم القياسي لأسعار المستهلكين، وأرجعت الدراسة ذلك إلى ضعف الجهاز المصرفي في سورية، وضعف القنوات الادخارية، وزيادة الاكتناز في العقارات والذهب، واختلال توزيع الدخل القومي.

٢-٣-٣: أوجه الشبه والاختلاف بين الدراسة الحالية والدراسات السابقة

اتفقت الدراسة الحالية مع معظم الدراسات السابقة في موضوع البحث، حيث هدفت الدراسة الحالية إلى الكشف عن أثر الكتلة النقدية على المستوى العام للأسعار في الاقتصاد السعودي، بينما ركزت الدراسات السابقة على تحليل العلاقة بين عرض النقود والتضخم

والأسعار، باستثناء دراسة (Hassan١٩٩٩,) التي هدفت إلى تحليل العلاقة بين عرض النقود والأسعار والأجور في المملكة المتحدة، ودراسة (مشعل وأبو دلو،٢٠١٤م)، والتي هدفت الى تحليل أثر عرض النقد على الناتج المحلي ومستوى الأسعار في الاردن. وفيما يتعلق بأدوات التحليل الاحصائي والقياسي المستخدمة فقد اتفقت الدراسة الحالية مع بعض الدراسات السابقة، في استخدام تحليل التكامل المشترك Co-integration، ونموذج تصحيح الخطأ، واختبار غرانجر للسببية Granger Causality Test. واختلفت مع بعض الدراسات السابقة كدراسة (مشعل وأبودلو ،٢٠١٤م)، التي استخدمت دالة الاستجابة الفورية وتحليل مكونات التباين، ودراسة (Roshan, 2014) و(نجم الدين وآخرون، ٢٠١٢م) اللتان استخدمتا نموذج هسيو Hsiao للعلاقة السببية.

٣. منهجية الدراسة

لم يعد من المقبول في وقتنا الحاضر، أن يعتد بنتائج الدراسات القياسية، التي تخضع متغيراتها منذ الوهلة الأولي للتحليل القياسي، قبل اجتيازها لاختبارات السكون Stationary عبر الزمن، حيث يؤدي إدخال المتغيرات غير الساكنة في النماذج القياسية، إلى نتائج زائفة Spurious، واختبارات إحصائية مضللة لا تعكس الواقع الحقيقي لطبيعة العلاقة بين هذه المتغيرات.

إن المنهجية التي تتبعها الدراسة، تعتمد علي استخدام أدوات الاقتصاد القياسي الحديثة، التي تتمثل في اختبارات السكون للسلاسل الزمنية التي تؤلف متغيرات الدراسة، وتحليل التكامل المشترك Co-integration بين المتغيرات، اضافة إلى استخدام نموذج تصحيح الخطأ، وتطبيق اختبار غرانجر للسببية Granger Causality Test، الذي يساعد في تحديد اتجاه العلاقة بين الكتلة النقدية والمستوى العام للأسعار خلال فترة الدراسة.

٣-١: اختبار سكون السلسلة الزمنية

تتصف السلسلة الزمنية بالسكون، إذا تذبذبت حول متوسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن. ويتم اختبار سكون السلسلة الزمنية Stationary بعدة طرق، أهمها دالة الارتباط الذاتي Auto correlation Function، واختبار جذر الوحدة Unit root test .

٣-١-١: دالة الارتباط الذاتي

تقيس دالة الارتباط الذاتي، درجة الارتباط الخطي بين القيم التي تقع على نفس السلسلة أو العملية العشوائية، من خلال ما يسمى بمعامل الارتباط الذاتي $\hat{P}_k$ (الصوص، ٢٠١٤م: ٢٠). ويستخدم الرسم البياني لدالة الارتباط الذاتي كأداة تشخيصية أولية للتعرف على سكون السلسلة الزمنية، ويمكن الاستدلال عن سكون السلسلة بحساب معاملات الارتباط الذاتي $\hat{P}_k$ كل على حده لكل فجوة زمنية K. وتكون السلسلة ساكنة، إذا كانت كل معاملات الارتباط الذاتي الخاصة بها، معنوية ولا تختلف عن الصفر لأي فجوة زمنية(K>0).

ولتفادي صعوبة اختبار كل معامل ارتباط ذاتي $\hat{P}_k$ على حده، فقد تم تصميم بعض الاختبارات الاحصائية التي يمكن من خلالها التعامل مع معاملات الارتباط الذاتي ككل أو لمجموعة منها. ومن بين هذه الاختبارات، اختبار الإحصاءة Q ليبرز وبوكس Pierce – Box، والتي يمكن التعبير عنها بالمعادلة الآتية (Levich & Rizzo,1997).

$$Q = T\sum_{k=1}^{m} \widehat{P}_k^2 \approx x^2(k) \qquad (٣-١)$$

ونظراً للانتقادات التي وجهت لإحصاءة Pierce – Box، وللشكوك في نتائجها خاصة في العينات الصغيرة، فقد قام كل من لجنق وبوكس Ljung & Box في العام ١٩٨٧م، بتطوير الإحصاءة Qلتعطي نتائج أفضل سواء للعينات الصغيرة أو الكبيرة، ويعبر عن الإحصاءة المعدلة كالآتي (Pena & Rodriguez, 2002):-

$$LBQ = n(n+2)\sum_{k=1}^{m}(n-k)^{-1}\widehat{P}_k^2 \qquad (٢-٣)$$

حيث: -

LBQ : تمثل قيمة إحصائية Ljung-Box. n: عدد المشاهدات.

m : عدد الفجوات الزمنية. $\hat{P}_k$: معامل الارتباط الذاتي.

وتصاغ الفروض على النحو التالي:

$$H_0: p_{k1} = p_{k2} = ... = p_{kn} = 0$$

$$H_1: p_{k1} \neq p_{k2} \neq ..... \neq p_{kn} \neq 0$$

ويتم رفض فرض العدم H_0 القائل بأن كل معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر، إذا كانت القيمة المحسوبة لإحصائية LBQ عند الفجوة الزمنية m أكبر من القيمة المستخرجة من جداول χ^2 .

٣-١-٢: اختبار جزر الوحدة Unit Root Test

هناك عدة اختبارات يمكن استخدامها للكشف عن الجزور الوحدوية للمتغيرات، غير أن الدراسة الحالية سوف تستخدم اختبارين فقط وهما: اختيار ديكي-فوللر الموسع، واختيار فيليب بيرون.

٣-١-٢-١: اختبار ديكي-فوللر الموسع Augmented Dickey Fuller

يأخذ اختبار ديكي-فوللر الموسع(ADF) الصيغة الرياضية الآتية (Dickey & Fuller, 1981):-

(٣-٣)

$$\Delta X_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \theta_i \Delta X_{t-i} + u_t$$

حيث أن: -

X_t: السلسلة الزمنية في الزمن t. m: عدد الفجوات الزمنية.

u_t: الخطأ العشوائي.

ويتركز الاختبار هنا، على القيمة السالبة للمعلمة δ، فاذا تم رفض فرض العدم $(H_o : \delta = 0)$ وقبول الفرض البديل $(H_1 : \delta < 0)$، فانه يمكن القول بان السلسلة ΔX_t ساكنة أي أن $\Delta X_t \sim I(0)$، وأن $X_t \sim I(1)$، واذا لم يرفض فرض العدم فانه يعاد الاختبار بأخذ فروقات اضافية للسلسلة الزمنية إلى أن يتم سكونها.

٣-١-٢-٢: اختبار فيليب-بيرون Phillips- Perron Test (PP)

يعتمد اختبار ADF، على فرضية أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي Auto Regressive (AR)، بينما اختبار PP يقوم على افتراض أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية Integrated Moving Average (ARIMA) Auto Regressive، لذا فان اختبارPP يفضل على اختبار ADFويعتبر أكثر دقة وكفاءة خاصة في حالة العينات

الصغيرة (سلامي، ٢٠١٥م)، ويتم اجراء اختبار (PP) بتقدير المعادلة الآتية (القدير،٢٠٠٥م) باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS): -

$$\Delta X_t = \alpha + \varphi X_{t-1} + U_t \qquad (٤-٣)$$

فاذا كانت قيمة φ سالبة ومعنوية احصائياً فعندئذ ترفض فرضية العدم

($\varphi = ٠$) ويتم قبول الفرض البديل القاضي بسكون السلسلة الزمنية.

٣-٢: اختبار التكامل المشترك Co-integration Test

يعرف التكامل المشترك بانه " تصاحب بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر، بحيث تؤدي التقلبات في إحداهما، إلى إلغاء التقلبات في الأخرى، بطريقة تجعل النسبة بين قيمتيهما ثابتة عبر الزمن" (مراس، ٢٠١٥م). ويعني ذلك إمكانية وجود توازن طويل الأجل بين السلاسل الزمنية غير المستقرة في مستوياتها، ولا يطبق اختبار التكامل المشترك الا إذا كانت السلاسل الزمنية غير المستقرة، متكاملة من رتبة واحدة، وهناك عدة طرق لاختبار التكامل المشترك، أهمها طريقة انجل-غرانجر Engle-Granger ، وطريقة جوها نسن-جسلس Johansen-Juselius .

٣-٢-١: اختبار التكامل المشترك بطريقة انجل-غرانجر Engle-Granger

ترتكز طريقة انجل-غرانجر Engle-Granger للتكامل المشترك علي خطوتين أساسيتين (السحيباني، ٢٠٠٧)، ففي الخطوة الأولي يتم تقدير العلاقة الخطية بين المتغيرين (X،Y) المتكاملين من نفس الدرجة I(d) باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) علي النحو التالي:-

$$Y_t = B_0 + B_1 X_t + e_t \qquad (٥-٣)$$

وفي الخطوة الثانية، يتم اختبار سكون البواقي المقدرة (e) الناشئة عن تقدير النموذج (٣-٥) باستخدام اختبار ديكي- فوللر الموسع (ADF) واختبار فيليب-بيرون (PP)، فإذا كانت ساكنة من الدرجة I(0) فإن ذلك يعني أن المتغيرين (X،Y) يوجد بينهما تكامل مشترك، وبالتالي يمكن استخدام مستويات المتغيرات في التقدير.

٣-٢-٢: اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهانسن- جيسليس Johansen-Juselius

يستخدم اختبار انجل-غرانجر Engle-Granger لدراسة العلاقة التوازنية بين متغيرين فقط، في حين يستخدم اختبار جوهانسن-جيسلس في حالة وجود أكثر من متغيرين، كما أنه يستخدم في حالة العينات صغيرة الحجم ويصلح أيضا حتى في حالة وجود متغيرين فقط. وتقوم فكرة أسلوب جوهانسن-جيسلس على اختبار وجود معادلات (متجهات) تكامل مشترك للمتغيرات قيد الدراسة، وذلك عن طريق تحديد الجذور المميزة للمتجهات، بحيث يعبر عدد الجذور المميزة التي لا تساوي الصفر عن رتبة المصفوفة، وتكون مساوية لعدد متجهات التكامل المشترك المستقلة (عديلة، ٢٠١٤م).

وتتم مقارنة القيم المحسوبة للجذور المميزة (λ) بالقيم الجدولية من خلال اختبار الأثر (λ_{Trace} Trace Test)، واختبار القيم المميزة العظمى Maximum Eigen Value(λ_{Max}) . وذلك على النحو التالي (Kumari. D., et al, 2014):

$$\lambda_{Trace} = -T\sum_{i=r+1}^{k}\log(1-\hat{\lambda}_i) \qquad (٦-٣)$$

$$H_0 : r = 0 \quad ; \quad H_1 : r = 1,2,3$$

$$\lambda_{Max} = -T\log(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \qquad (٧-٣)$$

$$H_0 : r = 0 \quad ; \quad H_1 : r = 1$$

٣-٣: نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model

إن المتغيرات الاقتصادية التي تتصف بالتكامل المشترك فيما بينها، يفترض أن تتجه في المدى البعيد نحو الاستقرار أو ما يسمى بوضع التوازن. ولكن قد يحدث أن تنحرف عن مسارها لأسباب مؤقتة، فلا يطلق عليها صفة الاستقرار إلا إذا ثبت أنها تتجه نحو التوازن في المدى الطويل (سمية، ٢٠١٠م: ٢١٠). لذا يستخدم نموذج تصحيح الخطأ للتأكد من شكل العلاقة التوازنية بين المتغيرات الاقتصادية في المدى القصير والطويل.

يقوم مفهوم نموذج تصحيح الخطأ ECM، على فرضية مؤداها أن هناك علاقة توازنيه طويلة الأجل تتحدد في ظلها القيمة التوازنية للمتغير التابع في إطار محدداتها. بالرغم من وجود هذه العلاقة التوازنيه على المدى الطويل. إلا أنه من النادر أن تتحقق. كما أن المتغير التابع قد يأخذ قيماً تختلف عن قيمته التوازنية. ويمثل الفرق بين القيمتين عند كل فترة خطأ التوازن Error Correction. ويتم تعديل أو تصحيح هذا الخطأ أو جزء منه على الأقل في المدى الطويل. ولذلك جاءت تسمية هذا النموذج، بنموذج تصحيح الخطأ. إذ يمكننا نموذج ECM من فحص وتحليل سلوك المتغيرات على المدى القصير من أجل الوصول إلى التوازن على المدى البعيد (عريش وآخرون، ٢٠١١م).

يطبق نموذج تصحيح الخطأ على متغيرات السلاسل الزمنية غير المستقرة بمستوياتها، ولكنها متكاملة من نفس الدرجة ويوجد بينها تكامل مشترك على المدى البعيد، حيث يتم الأخذ في الاعتبار كل من العلاقة طويلة الأجل والعلاقة قصيرة الأجل. ويرى كل من Engle and Granger، أن تقدير نموذج (ECM) يتم من خلال خطوتين (الزيود والسواعي، ٢٠١٠م): ففي الخطوة الأولى يتم تقدير معادلة انحدار العلاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)، وفي الخطوة الثانية يستخدم حد الخطأ الناتج من هذه العلاقة التكاملية، في نموذج تصحيح الخطأ كمتغير مبطأ لفترة واحدة. ويتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ وفق المعادلة الآتية (Oskooee. B. M., et al, 2007):-

(٨-٣)

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{n} b_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{m} c_i \Delta X_{t-i} + d(ECM)_{t-i} + U_t$$

حيث d تعرف بمعامل سرعة التعديل Speed of Adjustment، وهو يشير "إلى مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لانحراف قيمة المتغير المستقل في الأجل القصير عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل بمقدار وحدة واحدة". (المصبح، ٢٠٠٨م). ويتوقع أن يكون هذا المعامل سالباً،

لأنه يشير إلى المعدل الذي تتجه به العلاقة قصيرة الأجل نحو العلاقة طويلة الأجل. وعلى ذلك يمثل حد تصحيح الخطأ ECM، أثر العلاقة السببية في الأجل الطويل، بينما تمثل القيم المتباطئة للمتغيرات المستقلة أثر العلاقة السببية في الأجل القصير.

ومما ينبغي ملاحظته أنه لا يوجد أساس نظري يحدد عدد فترات الابطاء في نموذج تصحيح الخطأ (العبدلي، ٢٠٠٧م). "ويجب ادراج الفروق التي لها تأثير معنوي فقط في الصيغة المقدرة لقياس العلاقة قصيرة الأجل، أما الفروق التي ليس لها تأثير معنوي فيتم استبعادها. كما يلاحظ أنه يتم رصد أول معلمة سالبة لها معنوية احصائية بالنسبة لحد تصحيح الخطأ، كما أنه ليس من الضروري أن تكون الفجوة الزمنية لحد تصحيح الخطأ هي نفسها لفرق المتغير التفسيري المدرج بالنموذج". (عناني، ٢٠٠٩م:٦٨٣).

٣-٤: اختبار غرانجر لتحديد اتجاه العلاقة السببية Granger Causality Test

يستخدم هذا الاختبار لتحديد ما إذا كان التغير في متغير ما يسبب التغير في متغير آخر. وحيث أن معظم بيانات السلاسل الزمنية غالباً ما ينشأ بينها ارتباط ذاتي على مستوى قيم المتغير الواحد، ولاستبعاد أثر هذا الترابط الذاتي، فإنه يتم إدراج القيم السابقة للمتغير التابع لعدد من الفجوات الزمنية كمتغير تفسيري في علاقة السببية المراد قياسها، وذلك بجانب قيم المتغيرات التفسيرية الأخرى المأخوذة لعدد من الفجوات الزمنية (بن مريم وقداوي، ٢٠١٥م). ويتم إجراء اختبار السببية لجرا نجر Granger من خلال المعادلتين الآتيتين (Ergun, 2006):-

$$Y_t = b_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} B_j Y_{t-j} + \mu_t \qquad (9 - 3)$$

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} c_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \delta_j Y_{t-j} + w_t \qquad (10 - 3)$$

وبعد تقدير المعادلات (٣-٩) و (٣-١٠) باستخدام طريقة المربعات الصغرى، يتم حساب قيمة اختبار F الذي يساعد في تحديد اتجاه السببية بين X_t و Y_t، وهل هي أحادية أم تبادلية أم لا توجد علاقة سببية بين كلا المتغيرين، حيث يتم رفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة F المحسوبة أكبر من نظيرتها الجدولية عند مستوى معنوية معين.

٤. الجانب التطبيقي

في هذا الجزء من الدراسة، سوف يتم التطرق إلى توصيف نموذج الدراسة، ودراسة الخصائص الاحصائية الخاصة بمدى سكون متغيرات الدراسة، من خلال اختبار دالة الارتباط الجزئي واختبارات جزر الوحدة. كما سيتم دراسة التكامل المشترك بين المتغيرات وتطبيق أسلوب نموذج تصحيح الخطأ واختبار العلاقة السببية بين متغيرات الدراسة.

٤-١: توصيف نموذج الدراسة

إن الهدف الأساسي من هذه الدراسة، هو بحث مدى استجابة المستوى العام للأسعار في الاقتصاد السعودي، إلى التغيرات في الكتلة النقدية خلال الفترة الزمنية (١٩٧٥-٢٠١٤م). ويتم تعريف متغيرات الدراسة على الوجه التالي:

- **المستوى العام للأسعار**: ويعبر عنه في هذه الدراسة بالرقم القياسي العام لتكاليف المعيشة لجميع السكان (CPI)، ويعكس الرقم القياسي العام لتكاليف المعيشة، التغيرات في أسعار سلة ثابتة من السلع والخدمات، خلال فترة زمنية محددة. ويبلغ إجمالي عدد البنود الداخلة في تركيب الرقم القياسي للأسعار في المملكة العربية السعودية (٤٧٦) بنداً، مصنفة علي ١٢ مجموعة رئيسة، تأخذ أوزاناً مختلفة وفقاً لنصيبها أو أهميتها في تكاليف المعيشة للأسرة، ويستخدم عام ٢٠٠٧م كسنة أساس، ومن أبرز هذه المجموعات مجموعة الاغذية والمشروبات التي تمثل نحو ٢١,٧٪ من الرقم القياسي العام، ومجموعة السكن والمياه والكهرباء والوقود التي تشكل نحو ٢٠,٥٪ من الرقم القياسي العام، وبذلك تشكل مجموعتا الأغذية والمشروبات، والسكن والمياه والكهرباء

والوقود ما نسبته ٤٢,٢٪ من اجمالي الاوزان في الرقم القياسي العام، مما يعكس أهميتها بالنسبة للمستهلكين. (مؤسسة النقد العربي السعودي، ٢٠١٣م:٨١).

- **الكتلة النقدية:** تأخذ الكتلة النقدية صوراً وأشكال مختلفة من دولة لأخرى. ففي المملكة العربية السعودية تعتمد مؤسسة النقد العربي السعودي حساب المجاميع النقدية التالية لمكونات الكتلة النقدية (درويش، ٢٠١٣م)، وهي: -
- M1 = السيولة لدي الأفراد+ الودائع تحت الطلب، ويطلق معظم الاقتصاديون لفظ الكتلة النقدية على M1.
- M2 = M1 + الودائع الزمنية والادخارية.
- M3 = M2 + شبه النقود (ودائع طويلة الأجل+ ودائع المقيمين غير السعوديين+ ودائع الائتمان غير المصرفي)

في الواقع، هنالك عوامل أخرى تؤدي إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار ومن ثم التضخم، مثل نمو الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي، وعجز الموازنة العامة للدولة، والاحتياطات من النقد الأجنبي. غير أن العديد من المدارس الاقتصادية اتفقت على أن السبب الأول للتضخم هو سبب نقدي، ويرى اقتصاديو هذه النظريات أن التوسع النقدي في الاقتصاد هو السبب الرئيس لارتفاع المستوى العام للأسعار. فالتوسع النقدي الناتج عن طباعة النقود بدون مقابل اقتصادي أو عيني سيؤدي لا محالة لحدوث التضخم، إذ يؤدي ضخ كتلة نقدية من هذا النوع في الأسواق إلى آثار سالبة في الاقتصاد تدفع بالمستوى العام للأسعار نحو الارتفاع. لذا فقد اقتصر هذ البحث على دراسة أثر الكتلة النقدية على المستوى العام للأسعار في اقتصاد المملكة العربية السعودية للفترة (١٩٧٥-٢٠١٤م).

وقد اعتمدت الدراسة، المكوّن M1 الذي يمثل الكتلة النقدية، لتحليل وقياس علاقته بالمستوى العام للأسعار في الاقتصاد السعودي خلال فترة الدراسة، وسوف يرمز له بالرمز M.

٤-١-١: الصياغة الرياضية لنموذج الدراسة

انطلاقاً من أدبيات الإطار النظري السابق، ومن أجل الوقوف على الأثر الذي تمارسه الكتلة النقدية (M) على المستوى العام للأسعار (CPI) خلال المدة (١٩٧٥-٢٠١٤م)، فإن هذه الدراسة سوف تبحث هذا الأثر في اقتصاديات المملكة العربية السعودية، من خلال عدة نماذج على النحو التالي:

٤-١-١-١: نموذج الانحدار الخطي البسيط

يعكس هذا النموذج، طبيعة العلاقة بين متغيري المستوى العام للأسعار (CPI) والكتلة النقدية (M)، على المدى البعيد. وسيتم استخدام تحويلة اللوغاريثم الطبيعي، تفادياً لمشكلة عدم ثبات التباين. ويتم التعبير عن نموذج الانحدار الخطي البسيط كالاتي:

$$LnCPI_t = B_0 + B_1 LnM_t + e_t \qquad (٤-١)$$

حيث أن:

$LnCPI_t$: اللوغاريثم الطبيعي للمستوى العام للأسعار.

LnM_t : اللوغاريثم الطبيعي للكتلة النقدية.

e_t : حد الخطأ العشوائي للعوامل الاخرى الغير ممثلة في النموذج.

٤-١-١-٢: نموذج تصحيح الخطأ

يقيس هذا النموذج العلاقة التوازنية طويلة وقصيرة المدى بين متغيري الدراسة ($\Delta LnCPI$ ، ΔLnM)، كما يساعد في تحديد سرعة التكيف Speed of Adjustment من الأجل القصير إلى الأجل الطويل، وتأتي الصياغة الرياضية لهذا النموذج على النحو التالي:

$$\Delta LnCPI_t = \alpha + \sum_{i=1}^{n} b_i \Delta LnCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^{m} c_i \Delta LnM_{t-i} + d(ECM)_{t-i} + U_t \qquad (٤-٢)$$

حيث أن: معامل تصحيح الخطأ المبطأ بفترة واحدة $(ECM)_{t-i}$.

٤-١-٢: التوقعات النظرية المسبقة

تستند التوقعات النظرية المسبقة إلى النظرية الاقتصادية، وإلى أدبيات الاقتصاد القياسي، وهي تشير إلى أحجام المعالم، والاشارات المتوقعة لمعلمات النموذج بعد تقديرها، حيث أنه:

- من المتوقع أن تكون اشارة معلمة المتغيرات LnM_t و ΔLnM_{t-i} موجبة نظراً للعلاقة الطردية بين الكتلة النقدية والمستوى العام للأسعار في المدى الطويل والمدى القصير.

- من المتوقع أن يكون حجم معلمة معامل تصحيح الخطأ أقل من الصفر (d ٠>)

٤-١-٣: التطور التاريخي لمتغيرات الدراسة

قبل البدء في إجراء التحليل الإحصائي للبيانات، فإنه من المفيد الوقوف على التطور التاريخي للسلاسل الزمنية التي تؤلف متغيرات الدراسة واتجاهاتها، خلال الفترة الممتدة من العام ١٩٧٥م إلى ٢٠١٤م. ويوضح الجدول (٤-١) وصفاً عاماً للمتغيرات خلال حقبة الدراسة.

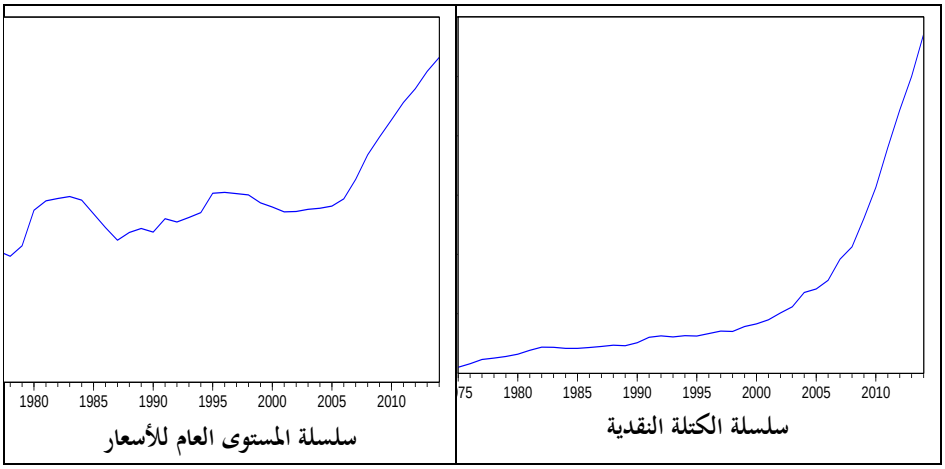
جدول رقم (٤-١). وصف متغيرات الدراسة خلال المدة (١٩٧٥-٢٠١٤م)

المتغير	أدنى قيمة	أعلى قيمة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
المستوى العام للأسعار (CPI)	٥٦,٢	١٣٠,١	٩٤,٩٩٧	١٣,٦٣٥
الكتلة النقدية (M)	١٩٥٧٠	١١٤٢٩٥١	٢٤٢٩٦٨,١٢٥	٢٧٥٢٣٧,٢٠٧

المصدر: اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews 7

يشير الجدول (٤-١)، إلى أن أعلى قيمة لمتغير المستوى العام للأسعار (CPI) بلغت ١٣٠,١ وذلك في العام ٢٠١٤م، في حين كانت أدنى قيمة له في العام ١٩٧٥م وبلغت ٥٦,٢، مما يعني أن المستوى العام للأسعار قد تزايد بأكثر من الضعف خلال فترة الدراسة. أما بالنسبة للكتلة النقدية (M) فقد كانت أعلى قيمة لها ١١٤٢٩٥١ مليون ريال في العام ٢٠١٤م، أما أدنى قيمة لها، فقد بلغت ١٩٥٧٠مليون ريال، وذلك في العام ١٩٧٥م، ويعني ذلك أن الكتلة النقدية تضاعفت بأكثر من ٥٨ مرة

خلال فترة الدراسة. ويشير ذلك إلى النمو المضطرد الذي صاحب المتغيرات خلال فترة الدراسة (١٩٧٥-٢٠١٤م). ويوضح كذلك الشكل رقم (٤-١) المسار التاريخي للمتغيرين (CPI، M) خلال فترة الدراسة.



شكل رقم (٤-١): الرسم البياني لمتغيرات الدراسة قبل أخذ اللوغاريثم

المصدر: اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews 7

وبملاحظة الرسم البياني بالشكل (٤-١)، يتضح أن السلسلة الزمنية للمستوى العام للأسعار (CPI)، قد اتسمت بالتقلبات خلال الفترة (١٩٧٥-٢٠١٤م)،

حيث ارتفعت قيمة (CPI) من ٥٦,٢ في عام ١٩٧٥م إلى ٩٥,٨ عام ١٩٨٣م، واستمرت بعد ذلك في الانخفاض خلال السنوات (١٩٨٤-١٩٩٥م)، وفي العام ١٩٩٦م ارتفعت قيمة السلسلة إلى ٩٦,٨، ثم انخفضت خلال السنوات (١٩٩٧-٢٠٠٦م) لترتفع مرة أخري إلى القيمة ١٠٠ في العام ٢٠٠٧م، وتستمر بعد ذلك في التصاعد إلى أن تصل قيمتها القصوى إلى ١٣٠,١ بحلول العام ٢٠١٤م. أما السلسلة الزمنية للكتلة النقدية (M) فقد ارتفعت من ١٩٥٧٠مليون ريال في عام ١٩٧٥م إلى ٨٧٠٤٣ مليون

ريال في العام ١٩٨٢م، وشهدت الفترة ما بين عامي (١٩٨٣-١٩٩٥م) تذبذباً واضحاً ما بين الصعود والهبوط لقيم السلسلة، وبلغت ١٣٢٩٢٨ مليون ريال عام ١٩٩٦م، واستمرت السلسلة بعد ذلك في التصاعد المستمر إلى أن بلغت ١١٤٢٩٥١ مليون ريال في العام ٢٠١٤م. ويعد ذلك مؤشراً أولياً يفيد بأن المتغيرين يظهران حركة مشتركة بينهما خلال مدة الدراسة.

٤-٢: اختبار سكون متغيرات الدراسة

في هذا الجزء من الدراسة، سوف يتم إخضاع متغيرات الدراسة، لاختبارات السكون Stationary في ضوء ما تقدم سرده ضمن الإطار النظري لهذه الدراسة. إذ سيتم أولاً اختبار المتغيرات في المستوي، وفي حالة ثبوت عدم سكونها. يتم أخذ الفروقات الأولى أو الثانية لها إلى أن يتم سكونها، وذلك عن طريق اختبار دالة الارتباط الذاتي. واختبارات جذر الوحدة التي تم التطرق لها آنفاً.

٤-٢-١: اختبار سكون المتغيرات في المستوى

٤-٢-١-١: دالة الارتباط الذاتي:

يتطلب تطبيق اختبار دالة الارتباط الذاتي تحديد عدد الفجوات الزمنية. وقد تم إيجاد قيم معاملات الارتباط الذاتي (ACF) لعدد ١٤ فجوة زمنية، حيث أصبح من المتعارف عليه أن يكون عدد معاملات الارتباط الذاتي المثلى يعادل ثلث حجم العينة تقريباً)عبدالقادر، ٢٠١٢م). ويوضح الجدول رقم (٤-٢) قيم معاملات الارتباط الذاتي، والقيم المحسوبة لاحصاءة لجنق بوكس Ljung – Box Statistic (LBQ) .

جدول رقم (٤-٢). معاملات الارتباط الذاتي لمستوى متغيرات الدراسة

K	*LnCPI*		*LnM*	
	معامل الارتباط الذاتي $\hat{P}$	إحصائية LBQ	معامل الارتباط الذاتي $\hat{P}$	إحصائية LBQ
1	0.701	21.170	0.869	32.548
2	0.525	33.362	0.757	57.901
3	0.417	41.261	0.663	77.842

4	0.277	44.829	0.572	93.124
5	0.129	45.628	0.488	104.56
6	0.051	45.758	0.411	112.93
7	0.007	45.761	0.350	119.18
8	-0.008	45.764	0.298	123.84
9	0.012	45.771	0.252	127.28
10	0.052	45.921	0.203	129.60
11	0.094	46.430	0.151	130.92
12	0.120	47.292	0.106	131.59
13	0.113	48.090	0.065	131.85
١٤	0.113	48.914	0.028	131.90

المصدر: اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews 7

يبين الجدول (٤-٢)، أن القيم الأولى لمعاملات الارتباط الذاتي (٠,٧٠١) و(٠,٨٦٩)، لكل من المستوى العام للأسعار والكتلة النقدية على الترتيب، تبتعدان كثيراً عن الصفر، كما أن القيم التالية لها عند الفجوات الأخرى أقل منها، ولكنها مازالت مرتفعة. ويشير ذلك إلى أن معاملات دالة الارتباط الذاتي لكلا المتغيرين، لا تقترب من الصفر بسرعة كافية كلما زاد مقدار الفجوة الزمنية k، مما يعد مؤشراً لعدم توفر صفة السكون في السلسلتين.

وعند تطبيق اختبار الإحصاءة (LBQ)، على جميع معاملات الارتباط الذاتي الأربعة عشر، وجد أن القيم المحسوبة لاحصاءة (٤٨,٩٤١) ; (١٣١,٩٠) Ljung –Box أكبر من القيم الجدولية المستخرجة من جدول توزيع χ^2 والتي تعادل (٢٣,٦٨) عند درجات الحرية ١٤ ومستوى المعنوية ٠,٠٥، وبالتالي ترفض فرضية العدم، أي أن متغيرات الدراسة غير ساكنة في مستواها.

٤-٢-١-٢: اختبار جذر الوحدة

يلخص الجدول (٤-٣) نتائج اختبار ديكي-فوللر الموسع (ADF) واختبار فيليب-بيرون (PP)، للكشف عن مدى سكون متغيرات الدراسة (LnCPI، LnM)، ويتضح من الجدول أن القيم المحسوبة لكلا الاختبارين تقل عن القيم الحرجة، ويستنتج من ذلك أنه لا يمكن رفض فرضية العدم

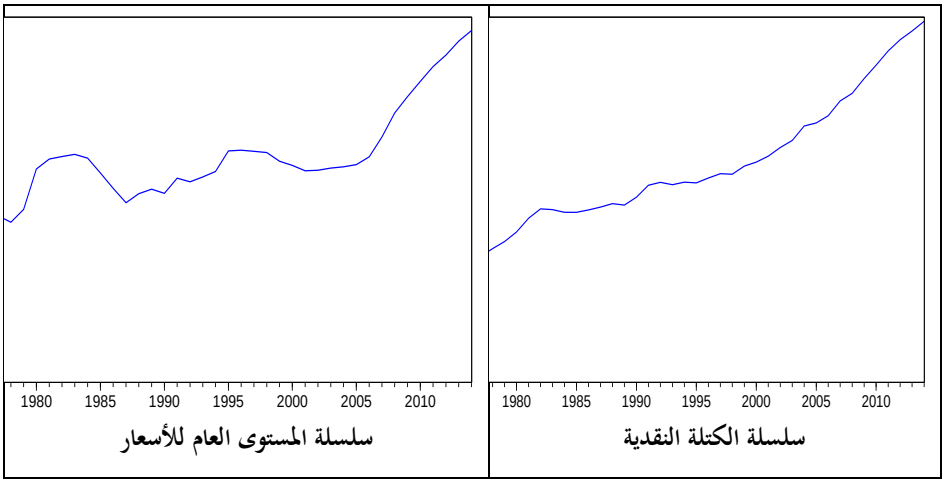
القائلة : أن لمتغيرات الدراسة جذر الوحدة، ويعني ذلك ان متغيرات الدراسة غير ساكنة في المستوى Level عند مستويات المعنوية ١٪ و ٥٪.

جدول رقم (٤-٣). نتائج اختبار جذر الوحدة لمستوى متغيرات الدراسة.

	(ADF)		(PP)		Critical Values القيم الحرجة	
Variable	*LnCPI*	*LnM*	*LnCPI*	*LnM*	1%	5%
Intercept (القاطع)	0.457	-0.483	-1.784	-0.626	-3.615	-2.941
Intercept with Trend (قاطع واتجاه)	-0.969	-1.652	-2.652	-2.070	-4.219	-3.533

المصدر: اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews7

من خلال نتائج اختبارات السكون السابقة باستخدام دالة الارتباط الذاتي واختبارات جذر الوحدة، فقد اتضح ان المتغيرات تحتوي على جذر الوحدة في مستوياتها رغم تحويلها إلى الصيغة اللوغاريثمية. ويؤيد ذلك الشكل رقم (٤-٢) الذي يظهر أن السلاسل الزمنية للمتغيرات مازالت تعاني من الاتجاه العام المتصاعد عبر الزمن، ويقترح ذلك استخدام السلاسل الزمنية للمتغيرات في صورة الفروق الأولي للتخلص من أثر الاتجاه العام وتحقق صفة السكون فيها.



شكل رقم (٤-٢): الرسم البياني لمتغيرات الدراسة بعد أخذ اللوغاريثم.

المصدر: اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews 7

٤-٢-٢: اختبار سكون المتغيرات في الفرق الأول

٤-٢-٢-١: دالة الارتباط الذاتي

يلاحظ من الجدول رقم (٤-٤)، أن قيم معاملات دالة الارتباط الذاتي لمتغير المستوى العام للأسعار والكتلة النقدية، تتنازل بسرعة كافية بعد الإبطاء الرابع والخامس، لكلا المتغيرين على الترتيب كلما ازداد مقدار الفجوة الزمنية. ويعد هذا مؤشراً لسكون سلسلة الفروق الأولى لمتغيري الدراسة.

جدول رقم (٤-٤). معاملات الارتباط الذاتي للفرق الأول لمتغيرات الدراسة.

K	$\Delta LnCPI$		ΔLnM	
	معامل الارتباط الذاتي $\hat{P}$	إحصائية LBQ	معامل الارتباط الذاتي $\hat{P}$	إحصائية LBQ
1	0.348	5.0898	0.505	10.737
2	0.013	5.0971	0.174	12.047
3	0.174	6.4373	0.186	13.588
4	0.243	9.1325	0.191	15.261
5	-0.000	9.1325	0.266	18.594
6	-0.064	9.3301	0.019	18.612
7	-0.064	9.5370	-0.147	19.695
8	-0.120	10.275	-0.118	20.412
9	-0.192	12.247	-0.064	20.633
10	-0.224	15.013	0.005	20.635
11	-0.113	15.741	-0.071	20.923
12	0.029	15.792	-0.143	22.137
13	-0.007	15.795	-0.118	22.994
١٤	0.006	15.797	-0.027	23.040

المصدر: اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews7

وبإجراء اختبار الإحصاءة (LBQ)، على جميع معاملات الارتباط الذاتي الأربعة عشر والخاصة بالفرق الأول لمتغيرات الدراسة بالجدول (٤-٤)، نجد أن القيم المحسوبة للإحصاءة LBQ لكلا المتغيرين (١٥,٧٩٧) و(٢٣,٠٤٠) أقل من القيمة الجدولية (٢٣,٦٨) عند درجات الحرية ١٤ ومستوى المعنوية ٠,٠٥، وبالتالي تقبل فرضية العدم، أي أن متغيرات الدراسة ساكنة في فرقها الأول.

٤-٢-٢-٢: اختبار جذر الوحدة

بتطبيق اختبار ديكي –فوللر الموسع (ADF) واختبار فيليب-بيرون (PP) كما يوضحهما الجدول رقم (٤-٥)، فقد أشارت نتائج الاختبارات للفرق الأول، أن المتغيرات أصبحت ساكنة، حيث كانت جميع القيم المحسوبة لكلا الاختبارين أكبر من القيم الحرجة عند

مستويات المعنوية (١٪،٥٪)، مما يعنى أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى(I(1) .

ولعل هذه النتائج التي توصلنا اليها بشأن سكون متغيرات الدراسة، تنسجم مع نظريات الاقتصاد القياسي، التي تفترض أن أغلب سلاسل المتغيرات الاقتصادية، تكون غبر ساكنة في مستوياتها ولكنها تصبح ساكنة في الفرق الاول.

جدول رقم (٤-٥). نتائج اختبار جذر الوحدة للفرق الأول لمتغيرات الدراسة

	(ADF)		(PP)		Critical Values القيم الحرجة	
Variable	$\Delta LnCPI$	ΔLnM	$\Delta LnCPI$	ΔLnM	1%	5%
Intercept (القاطع)	-٧,٨٢٢	-٤,٦٥٨	-7.621	-4.711	-3.615	-2.941
Intercept with Trend (قاطع واتجاه)	-7.546	-٤,٧٠٣	-7.546	-٥,٣٣٠	-4.219	-3.533

المصدر: اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews7

٤-٣: نتائج اختبار التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة

أشارت نتائج اختبارات السكون السابقة أن متغيرات الدراسة غير ساكنة في مستوياتها. وأنها متكاملة من الدرجة I(1)، الأمر الذي يسمح بإجراء اختبارات التكامل المشترك Co-integration Test فيما بينها.

٤-٣-١: نتائج اختبار التكامل المشترك بطريقة انجل-غرانجر Engle-Granger

كما ذكرنا سابقاً، فان طريقة انجل- غرانجر Engle-Granger للتكامل المشترك تنطوي علي خطوتين أساسيتين: ففي الخطوة الأولي، يتم تقدير العلاقة الخطية طويلة الأجل بين المتغيرين - (LnM_t) ، $(Lncpi_t)$ ، المتكاملين من نفس الدرجة I(1)، بإستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية .(OLS) وفي الخطوة الثانية، يتم اختبار سكون البواقي المقدرة $(\hat{e}_t)$ الناشئة عن تقدير النموذج (٤-١) باستخدام اختبار

ديكي- فوللر الموسع Augmented Dickey-Fuller Test واختبار فيليب- بيرنون (PP) Phillips- Perron ، فإذا كانت البواقي ساكنة من الدرجة I(0)، فان ذلك يعني أن المتغيرين يوجد بينهما تكامل مشترك. وتظهر المعادلة (٤-٣) نتائج تقدير انحدار الأجل الطويل السكوني للمعادلة (٤-١) باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS).

$$Lncpi_t = 2.895992 + 0.138070\ LnM_t + e_t \qquad (3-4)$$

$S.e$	0.131934	0.011022
t_{cal}	21.95023	12.52715
$P.V$	0.0000	0.0000
$R^2 =$	0.80505	F = 156.929
$D.W =$	0.443	

وعلى ضوء نتائج تقدير الانحدار، تم اجراء اختبار انجل – غرانجر للتكامل المشترك لسلسلة البواقي ($\hat{e}_t$) الناشئة عن تقدير النموذج (٤-٣)، باستخدام اختبار ديكي-فوللر الموسع Augmented Dickey-Fuller Test، واختبار فيليب-بيرنون (PP) Phillips-Perron كما في الجدول (٤-٦).

جدول رقم (٤-٦). نتائج اختبار انجل –غرانجر للتكامل المشترك

	ADF	PP	1%	5%
Intercept	-4.359781	-4.245350	-3.610453	-2.938987
Intercept with Trend	-5.226132	-4.908912	4.211868	-٣,٥٢٩٧٥٨

المصدر: اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews7

وقد دلت نتائج اختبار استقرار البواقي ($\hat{e}_t$)، وفقاً لاختبار ديكي-فوللر الموسع Augmented Dickey-Fuller Test واختبار فيليب-بيرنون (PP) Phillips-Pernon، كما في الجدول (٤-٦)، على خلو البواقي من جذر الوحدة، إذ كانت القيم المحسوبة لكلا الاختبارين أكبر من القيم الحرجة عند مستويات المعنوية ١٪و٥٪. وعليه فان البواقي متكاملة من الدرجة I(0) وهذا يعني وجود تكامل مشترك بين CPI وM ويشير إلى وجود علاقة

توازنيه طويلة الأجل بين المتغيرين. ولمزيد من التأكيد واضفاء نوع من الموثوقية سنقوم أيضا بتطبيق اختبار جوهانسن للتكامل المشترك.

٤-٣-٢: نتائج اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهانسن-جيسليس Johansen-Juselius

تظهر نتائج منهجية جوهانسن-جيسليس كما في الجدول (٤-٧)، أن القيم المحسوبة الأولى لاختبار الأثر Trace Test، واختبار القيمة المميزة العظمي Maximum Eigen Value (29.30869) و (*23.05944*) لكلا الاختبارين على التوالي، أكبر من القيم الحرجة المقابلة لمستويات المعنوية ٥٪ و١٪، ويترتب على ذلك رفض فرضية العدم (r=0).

جدول رقم (٤-٧). الدراسة متغيرات اختبار جوها نسن للتكامل المشترك بين

اختبار الأثر Trace Test				
فرضية العدم Null Hypothesis	القيم الذاتية Eigenvalue	القيم المحسوبة Trace Statistics	القيم الحرجة Critical Value	
			5%	1%
r = 0	0.482549	29.30869	19.96	24.60
r ≤ 1	0.163518	6.249249	9.24	12.97
اختبار القيم المميزة العظمى Max-Eigen Statistics				
فرضية العدم Null Hypothesis	القيم الذاتية Eigenvalue	القيم المحسوبة Max-Eigen Statistics	القيم الحرجة Critical Value	
			5%	1%
r = 0	0.482549	23.05944	15.67	20.20
r ≤ 1	0.163518	6.249249	9.24	12.97

المصدر: اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews7

كما نلاحظ من خلال الجدول (٤-٧)، أن القيمة المحسوبة الثانية (٦,٢٤٩٢٤٩) لكلا الاختبارين، أقل من القيم الحرجة المقابلة لمستويات المعنوية ٥٪ و١٪، وبالتالي فإننا لا نستطيع رفض فرضية العدم الثانية القائلة بوجود متجه وحيد على الأكثر للتكامل المشترك. وترتيباً على ذلك يمكن القول بأن هناك علاقة توازنيه طويلة المدي بين المستوي العام للأسعار والكتلة النقدية، مما يعني أن المتغيران يتحركان في المدى

الطويل سوياً عبر الزمن. ويتم التعبير عن العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين المتغيرين من خلال معادلة متجه التكامل المشترك الوحيد الآتي:

$$\hat{Ln\,CP}\,i_t = 2.935 + 0.136\,LnM_t \qquad (4-4)$$

$$S.e \qquad 0.1531 \qquad 0.0134$$

$$t_{cal} \qquad 19.1704 \qquad 10.1492$$

ويتضح من تقدير معادلة التكامل المشترك بالنموذج (٤-٤) أن معلمة الكتلة النقدية جاءت تحمل الاشارة الموجبة وتتفق مع التوقعات النظرية المسبقة، وهي تمثل هنا المرونة الديناميكية للمستوى العام للأسعار بالنسبة للكتلة النقدية في الأجل الطويل.

٤-٤: نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ

على ضوء نتائج اختبارات السكون والتكامل المشترك السابقة، فقد اتضح أن متغيرات نموذج الدراسة غير ساكنة في المستوى، ولكنها ساكنة في فروقها الأولى، كما أنه يوجد فيما بينها تكاملاً مشتركاً، وهو ما يعني وجود علاقة توازنيه طويلة المدى بين هذه المتغيرات. ومن ثم فان الخطوة التالية هي صياغة نموذج تصحيح الخطأ. حيث يتم استخدام حد الخطأ (Error Term)، الذي تم الحصول عليه من انحدار التكامل المشترك، لبناء نموذج تصحيح الخطأ. إذ سيتم أخذ عدة فترات ابطاء للمتغيرات المستقلة وابطاء لفترة واحدة لحد تصحيح الخطأ. وبالتدريج سيتم حذف المتغيرات المبطأة غير المعنوية احصائياً.

ومن أجل تقدير نموذج تصحيح الخطأ، سوف يتم تطبيق طريقة انجل-غرانجر للتكامل المشترك ذات المرحلتين، والتي تطبق على معادلة واحدة، وذلك بإضافة حد تصحيح الخطأ (ECM) إلى معادلة الأجل القصير للعلاقة بين LnM وLnCPI على النحو التالي:

$$\Delta LnCPI_t = \alpha + \sum_{i=1}^{n} b_i \Delta LnCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^{m} c_i \Delta LnM_{t-i} + d(ECM)_{t-i} + U_t \qquad (5-4)$$

حيث أن:

$(ECM)_{t-i}$ معامل تصحيح الخطأ المبطأ بفترة واحدة:

وقد تم الحصول على (ECM_t)سابقاً، وهو يكافئ سلسلة البواقي ($\hat{e}_t$) التي تم تقديرها في معادلة الأجل الطويل (٤-٣)، وقد تم وضعه في المعادلة (٤-٥) بفترة ابطاء واحدة. ويوضح الجدول (٤-٨) نتائج تقدير الانحدار باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS).

جدول رقم (٤-٨). نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ بطريقة انجل-غرانجر.

Method: Ordinary Least Squares				
Dependent Variable : $\Delta LnCPI_t$				
Variable	**Coefficient**	**Std.Error**	**t-Statistic**	**P.V**
C	- 0.004412	0.004498	-0.980871	0.3340
$(ECM)_{t-1}$	- 0.201086	0.060118	-3.344880	0.0021
$\Delta LnCPI_{t-1}$	0.479170	0.113423	4.224638	0.0002
$\Delta LnMs_{t-3}$	0.126	0.030756	4.096761	0.0003
R^2 =0.599579	$\bar{R}^2$ = 0.562039	D.W=2.385	F=15.97194	0.000002

المصدر: اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews7

ويظهر الجدول(٤-٨)، أن قيمة معامل التحديد المعدل بلغت $\bar{R}^2$ = ٠,٥٦٢٠٣٩ ويدل ذلك على جودة توفيق النموذج، وقدرته في تفسير تغيرات المستوى العام للأسعار، في اقتصاد المملكة العربية السعودية خلال فترة الدراسة، حيث أن التغيرات في المتغيرات المستقلة، تفسر نحو ٥٦٪ من التغيرات في المستوى العام للأسعار. كما أن قيمة احصائية F والبالغة ١٥,٩٧١٩٤ تدل على معنوية النموذج ككل، وهو ما يتناغم مع العلاقة التوازنية طويلة الأجل، أما معلمات المتغيرات المستقلة المبطأة، والتي تمثل المرونات في الأجل القصير، فقد كانت جميعها معنوية بحسب اختبار t والقيمة الاحتمالية (P.V)، وذلك عند مستوى المعنوية ١٪. ويدل ذلك على وجود توازن قصير الأجل، ويُفسر كذلك بوجود علاقة سببية قصيرة الأجل تتجه من الكتلة النقدية إلى المستوى العام للأسعار. ويوضح اختبار t، أن متغير الكتلة النقدية (M) وبإبطاء

لثلاث سنوات، كان له تأثير ايجابي على المستوى العام للأسعار(CPI) عند مستوى المعنوية ١٪. وتشير هذه النتيجة إلى أن الزيادة في الكتلة النقدية في السنة t سوف تؤدي بعد ثلاث سنوات إلى التأثير على المستوى العام للأسعار باتجاه زيادته.

وللتأكد من خلو نموذج تصحيح الخطأ من المشاكل القياسية، فقد تم اجراء عدد من الاختبارات منها اختبار (Jarque Bera) للتحقق من شرط التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج، واختبار (LM) لاختبار الارتباط الذاتي التسلسلي بين قيم عنصر الخطأ العشوائي (u_t) المتتالية، واختبار (Arch) لاختبار اختلاف التباين، اضافة لاختبار معامل تضخم التباين Variance Inflation Factors (VIF) لاختبار مشكلة الارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة. واختبار Ramsey لاختبار تحديد النموذج. وجاءت نتائج الاختبارات كما موضحة في الجدولين (٤-٩) و (٤-١٠) على التوالي.

جدول رقم (٤-٩). نتائج اختبارات فحص بواقي نموذج تصحيح الخطأ.

Statistics	Estimated Value	P.V
Normality Test (Jarque Bera)	1.768032	0.413121
Heteroskedasticity Test (Arch)	F=0.501516	0.4838
Breusch-Godfrey Serial Correlation Test (LM)	3.088452	0.2135

المصدر: اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews7

وكشفت نتائج الاختبارات الأولية Diagnostic Statistics. والمعنية بالتأكد من صحة النموذج بالجدولين (٤-٩) و (٤-١٠)، أن النموذج اجتاز جميع اختبارات التحقق من صحته بنجاح، حيث تشير إحصائية Jarque Bera إلى قبول افتراض أن البواقي عشوائية وموزعة طبيعيا. وتوضح إحصائية اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي (Arch) إلى قبول فرضية ثبات التباين لبواقي النموذج، كما أن هذا النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي المتسلسل للأخطاء، وفقاً لإحصائية اختبار مضروب لاجرانج للارتباط الذاتي للبواقي (LM) عند مستوي الدلالة ٥٪، حيث ان استخدام اختبار Durbin-Watson غير موصي به، عندما يتضمن النموذج متغير مستقل مبطأ (لسنة او لعدة سنوات) لنفس المتغير التابع (العيسوي، ١٩٧٨م: ٢٣٠).

ويظهر الجدول (٤-١٠) قيم معامل تضخم التباين Variance Inflation Factors (VIF) اذ يعد ذلك الاختبار مقياساً لتأثير الارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة، وقد بين (Elhabil, 2012) أن الحصول على قيمة VIF أعلى من (١٠)، تشير إلى وجود مشكلة التعدد الخطي Multicollinearity للمتغير المستقل المعني، إزاء المتغيرات المستقلة الاخرى. ومن الجدول (٤-١٠) يلاحظ أن قيم VIF أقل من (١٠)، مما يعني أن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الخطي المتعدد بين متغيراته المستقلة. كذلك تشير احصائية Ramsey (Reset) Test الخاصة بالتعرف على مدى تحديد أو تصميم النموذج، من حيث الشكل الدالي إلى غياب مشكلة خطأ التحديد للنموذج وصحة الشكل الدالي المستخدم للنموذج.

جدول رقم (٤-١٠). نتائج اختبارات الارتباط الخطي المتعدد ومشكلة تحديد النموذج.

Multicollinearity Problem		VIF
$(ECM)_{t-1}$		١,٠٢٢٧٧٣
$\Delta LnCPI_{t-1}$		١,٠٥٠١٠١
$\Delta LnMs_{t-3}$		١,٠٢٨٥٨٩
Regression error specification test	Value	P.V
Ramsey (Reset) Test	F=1.078193	٠,٣٠٧١

المصدر: اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews7

اعتماداً على نتائج الجدول (٤-٨)، نلاحظ أن قيمة معلمة حد تصحيح الخطأ (-٠,٢٠١٠٨٦) سالبة ومعنوية عند مستوي المعنوية ١٪، وهذا يعني أن حد تصحيح الخطأ يساعد في تفسير التغيرات في المستوي العام للأسعار. مما يشير إلى وجود علاقة سببية طويلة الأجل تتجه من المتغيرات المستقلة إلى المستوى العام للأسعار. وتعني هذه النتيجة أن انحراف المستوى العام للأسعار عن مستوى التوازن في الأجل الطويل يتم علاجه جزئياً بقيمة ٢٠٪ كل سنة، أي أنه عندما ينحرف المستوى العام للأسعار خلال الأجل القصير في الفترة (t_{-1}) عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل، فانه يتم تصحيح ما يعادل ٢٠٪ من هذا الانحراف أو الاختلال في الفترة (t). وتعني هذه النتيجة أن سرعة التعديل في هذا النموذج تعتبر منخفضة، حيث أن المستوى العام للأسعار يستجيب أو يتعدل باتجاه وضع التوازن بعد مضي حوالي خمس سنوات (١÷٠,٢٠) نتيجةً لأي صدمة تحدث في الكتلة النقدية.

وبناءً على نتائج تقدير نموذج الأجل الطويل بالمعادلة (٤-٤) ونموذج الأجل القصير بالجدول (٤-٨)، يمكن تلخيص مرونات المستوى العام للأسعار بالنسبة للكتلة النقدية في الأجلين القصير والطويل كما في الجدول (٤-١١).

جدول رقم (٤-١١). مرونات المستوى العام للأسعار بالنسبة للكتلة النقدية في الأجل القصير والأجل الطويل.

	ديناميكية قصيرة الأجل	ديناميكية طويلة الأجل
معامل المرونة	0.126	٠,١٣٦
قيمة t المحسوبة	٤,٠٩٦٧٦١	١٠,١٤٩٢

المصدر: اعداد الباحث بالاعتماد على نتائج تقديرات الانحدار

يبين الجدول (٤-١١)، أن إشارات معاملات المرونة في الأجلين القصير والطويل جاءت موجبة، وتتفق مع التوقعات النظرية المسبقة، أي أن العلاقة طردية بين الكتلة النقدية والمستوى العام للأسعار، كما أن قيمة معاملات المرونة في الأجلين القصير والطويل ذات معنوية احصائية مرتفعة عند مستوى المعنوية ٥٪ وفقاً لاختبار t-statistic.

ومن خلال معاملات المرونة الديناميكية بالجدول (٤-١١)، يمكن القول بأن الزيادة في الكتلة النقدية بمقدار وحدة واحدة تؤدي الي زيادة في المستوى العام للأسعار بنسبة ١٢,٦٪ في الأجل القصير و١٣,٦٪ في الأجل الطويل.

٤-٥: اختبار القدرة التنبؤية للنموذج

التنبؤ Prediction هو تقدير القيمة المستقبلية لمتغير ما، بناءَ على معرفة قيم متغير آخر، وقد يكون التنبؤ نقطياً، أي التنبؤ بقيمة واحدة للمتغير التابع في كل فترة مقبلة، وقد يكون بفترة أو مجال، أي التنبؤ بمدى معين تقع داخلة قيمة المتغير التابع. وقد قمنا بتطبيق أسلوب التنبؤ النقطي على المعادلة (٤-٤) وذلك بغرض الوقوف على مقدار الانحراف بين القيمة المتبأ بها والقيمة الفعلية للمتغير التابع، وقد اقتصر التنبؤ على العام ٢٠١٥م فقط، بسبب تعذر الحصول على البيانات عن العام ٢٠١٦م من قبل مؤسسة النقد العربي السعودي.

جدول رقم (٤-١٢). القيمة التنبؤية والفعلية للمستوى العام للأسعار

السنة	القيمة التنبؤية	القيمة الفعلية	مقدار الانحراف
٢٠١٥م	١٣٢,٧	١٣٢,٩	٠,٢

المصدر: اعداد الباحث.

ويلاحظ من خلال الجدول (١٢-٤)، أن الفرق بين القيمة الفعلية والقيمة المتنبأ بها يكاد يكون ضئيلاً، ويدل ذلك على أن القدرة التنبؤية للنموذج مرتفعة.

٤-٦: اختبار العلاقة السببية

بعد القيام باختبار التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة، والذي اتضح من خلاله وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين المستوي العام للأسعار والكتلة النقدية، حيث يتطلب اختبار السببية وجود التكامل المشترك بين المتغيرات محل الدراسة. وسوف يتم اجراء اختبار السببية وفق منهجية غرانجر Granger Causality من خلال التطبيق على المعادلتين الآتيتين: -

$$\Delta LnCPI_t = b_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i Ln\Delta M_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} B_j \Delta LnCPI_{t-j} + \mu_t \qquad (6-4)$$

$$\Delta LnM_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} c_i Ln\Delta M_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \delta_j Ln\Delta CPI_{t-j} + V_t \qquad (7-4)$$

تشير نتائج اختبار العلاقة السببية في الأجل القصير كما في الجدول (١٣-٤)، أن احصائية F بلغت (٣,٨١) يقيمه احتمالية قدرها (٠,٠٢)، ويترتب على ذلك رفض فرضية العدم، وقبول فرضية أن التغير في الكتلة النقدية، يسبب حسب مفهوم غرانجر التغيرات الحاصلة في المستوى العام للأسعار عند مستوى المعنوية ٥٪. وتدل هذه النتيجة على أن الكتلة النقدية تؤثر على المستوى العام للأسعار في الاقتصاد السعودي علي المدى القصير.

جدول رقم (٤-١٣). العلاقة السببية الثنائية في الأجل القصير.

فرضية العدم H_0	إحصائية F	P.V
ΔLnM_t لا تسبب $\Delta LnCPI_t$	3.81	0.02

$\Delta LnCPI_t$ لا يسبب ΔLnM_t	1.68	0.19

المصدر: اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews7

ومن جانب آخر، فان إحصائية F البالغة (١,٦٨)، تشير إلى قبول فرضية العدم، والتي تنص على أن المستوي العام للأسعار لا يسبب حسب مفهوم غرانجر التغيرات الحاصلة في الكتلة النقدية.

نخلص من ذلك، إلى أن هنالك علاقة سببية أحادية الاتجاه في الأجل القصير، تنشأ من الكتلة النقدية إلى المستوي العام للأسعار في الاقتصاد السعودي خلال فترة الدراسة. ولعل هذه النتيجة تتفق مع تلك النتائج المتحصل عليها من نموذج تصحيح الخطأ بشأن العلاقة التوازنية في الأجل القصير. كما أن هذه النتيجة تعني أن زيادة كمية النقود (M_1) في الاقتصاد السعودي تؤدي إلى زيادة المستوي العام للأسعار(CPI)، ومن ثم ارتفاع معدلات التضخم Inflation، ويشير ذلك إلى أن النقود ليست محايدة، وإنما لها تأثير في النشاط الاقتصادي من خلال تأثيرها على التضخم، وهو ما يتفق مع مبادئ المدرسة النقدية والتي تعتبر التضخم ظاهرة نقدية.

٥. النتائج والتوصيات

هدفت هذه الدراسة، إلى بيان أثر الكتلة النقدية على المستوي العام للأسعار في المملكة العربية السعودية، خلال الفترة (١٩٧٥-٢٠١٤م)، وتوصلت الدراسة إلى مجموعة من النتائج والتوصيات، يمكن إجمالها في الآتي: -

٥-١: النتائج

١- تبين للدراسة من خلال نتائج اختبار الاحصاءة (LBQ)، واختبار جذر الوحدة، أن متغيرات الدراسة تصبح ساكنة بعد أخذ الفروقات الأولى لها، أي أنها متكاملة من الرتبة I(1).

٢- أشارت النتائج الإحصائية لاختبارات التكامل المشترك وفقاً لطريقة انجل-غرانجر وطريقة جوهانسن-جيسليس، عن وجود علاقة

توازنيه طويلة الأجل بين الكتلة النقدية والمستوي العام للأسعار خلال فترة الدراسة، وهو ما يتطابق مع الفرضية الأولي للدراسة.

وتتفق هذه النتيجة مع دراسة (Hassan, 1999)، ودراسة (السيد والرشيد، ٢٠١٥م)، ودراسة (بوزيان وعبد الحق، ٢٠٠٧م). وتختلف عن نتائج بعض الدراسات السابقة، التي أشارت إلى عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين النقود والأسعار كدراسة (Roshan, 2014)، ودراسة (نعيم وآخرون، ٢٠١٤م).

٣- أوضحت نتائج تقدير متجه التكامل المشترك الوحيد، ونتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ، أن هناك علاقة طردية موجبة ومعنوية بين الكتلة النقدية والمستوى العام للأسعار في الاقتصاد السعودي، حيث بلغت قيمة معامل المرونة الديناميكية للمستوى العام للأسعار بالنسبة للكتلة النقدية (٠,١٣٦) و (٠,١٢٦) في الأجلين الطويل والقصير على التوالي. وتعني هذه النتيجة، أن المستوى العام للأسعار يتأثر بتغيرات الكتلة النقدية خلال فترة الدراسة، وهو ما يؤكد صحة الفرضية الثانية للدراسة.

وتتفق هذه النتيجة مع نتائج بعض الدراسات التي وجدت أن هناك علاقة ايجابية طويلة المدى تتجه من عرض النقود إلى التضخم كدراسة (Kiganda, 2014) التي طبقت على الاقتصاد الكيني، ودراسة (السيد والرشيد، ٢٠١٥م) التي طبقت على الاقتصاد السوداني. كما أنها تختلف عن نتائج بعض الدراسات كدراسة (Gaurisankar, et al, 2011), التي وجدت أن هناك علاقة سببية أحادية الاتجاه تجري من الأسعار إلى النقود في دولة سورينام, ودراسة (توني، ٢٠٠٩م) التي وجدت أن هناك علاقة سببية ذات اتجاهين في الأجل الطويل بين النقود والأسعار في جمهورية مصر العربية.

٤- أشارت نتائج اختبار غرانجر للسببية، أن هنالك علاقة سببية أحادية الاتجاه تجري من الكتلة النقدية إلى المستوي العام للأسعار في الأجل القصير. وهذه النتيجة تتفق مع نتائج بعض الدراسات السابقة التي وجدت أن العلاقة السببية تتجه من النقود إلى الأسعار كدراسة (Hussain, 1991) التي أجريت في الولايات المتحدة، ودراسة (Farooq, et al, 2015) التي طبقت في باكستان. كما أن هذه النتيجة تختلف مع نتائج بعض الدراسات

السابقة التي ثبت لديها عدم وجود علاقة سببية بين عرض النقود ومستوى الأسعار كدراسة (مشعل وأبودلو، ٢٠١٤م) التي طبقت على الاقتصاد الأردني، ودراسة (نعيم وآخرون، ٢٠١٤م) التي أجريت في الجمهورية العربية السورية. وكذلك تختلف عن نتائج بعض الدراسات التي وجدت أن هناك علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين النقود والأسعار، كدراسة (Hassan, 1999) بالمملكة المتحدة، ودراسة كل من (Roshan, 2014) في إيران، ودراسة (نجم الدين وآخرون، ٢٠١٢م) في العراق.

٥- دلت نتائج العلاقة السببية المستخرجة من نموذج تصحيح الخطأ، أن هناك علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من متغيرات النموذج المستقلة إلى المستوى العام للأسعار. وكشفت نتائج اختبار غرانجر للسببية، أن هنالك علاقة سببية أحادية الاتجاه تنشأ من الكتلة النقدية إلى المستوي العام للأسعار في الأجل القصير. وبناءً على نتائج نموذج تصحيح الخطأ واختبار السببية، فان التغيرات في الكتلة النقدية تساعد على شرح التغيرات التي تحدث في المستوى العام للأسعار في الأجلين الطويل والقصير. وهو ما يتطابق مع الفرضية الثالثة للدراسة.

٦- في ضوء ما توصلت اليه الدراسة من استنتاجات، فان الكتلة النقدية تلعب دورا ايجابياً في تحديد المستوي العام للأسعار، وأن المستوي العام للأسعار يتزايد نتيجة لزيادة الكتلة النقدية، ويعني ذلك أن السياسة النقدية بالمملكة، ينبغي أن تلعب دوراً مهماً ومؤثراً على مستويات الأسعار والتضخم في الأجلين القصير والطويل.

٥-٢: مناقشة النتائج في ضوء واقع الاقتصاد السعودي

وبقراءة سريعة لواقع الاقتصاد السعودي، ومقارنته مع نتائج الدراسة من خلال بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية المتمثلة في المستوى العام للأسعار، والانفاق الحكومي، والناتج المحلي الإجمالي يمكن ملاحظة الآتي:

أ) **المستوى العام للأسعار:** ظل المستوى العام للأسعار CPI، يأخذ اتجاهاً عاماً تصاعدياً خلال فترة الدراسة (١٩٧٥-٢٠١٤م)، إذ ارتفع من ٥٦,٢ عام ١٩٧٥م إلى ٩٣,٢ عام ٢٠٠٠م، ثم إلى ١٣٠,١ في العام

٢٠١٤م. وهناك عوامل كثيرة خلافاً لعرض النقود ساعدت على ارتفاع المستوى العام للأسعار في المملكة، من أهمها التوسع في الانفاق الحكومي، وعجز ميزانية الدولة، والتضخم المستورد، وسياسة ربط سعر صرف الريال بالدولار التي ساعدت في زيادة الضغوط التضخمية في السوق المحلية خلال السنوات الأخيرة. وفاقم من سوء الأوضاع، اختلاف الدورات الاقتصادية بين الاقتصاد السعودي وبين الاقتصاد الأمريكي.

وقد قامت مؤسسة النقد العربي السعودي خلال فترة الدراسة، بتنفيذ عدد من الإجراءات والسياسات النقدية لمعالجة الضغوط التضخمية في هيكل الاقتصاد السعودي، ولتحقيق ذلك اتخذت المؤسسة حزمة من الاجراءات في العام ٢٠٠٨م، تمثلت في الآتي (مؤسسة النقد العربي السعودي, ٢٠٠٩م):

-خفض نسبة الاحتياطي النظامي عدة مرات من ١٣٪ إلى مستوى ٧٪ من مجموع الودائع تحت الطلب بهدف تعزيز السيولة في النظام المصرفي، والإبقاء على نسبة الودائع الزمنية والادخارية عند مستوى ٤٪.

-خفض معدل اتفاقيات إعادة الشراء من مستواه السابق والبالغ ٥,٥٪ إلى ٢,٥٪ بنهاية العام ٢٠٠٨م، وخفض معدل اتفاقيات إعادة الشراء المعاكس بمقدار ٥٠ نقطة أساس من ٢٪ ليصل إلى ١,٥٪ بنهاية العام ٢٠٠٨م.

-خفض تسعيرة اذونات الخزينة إلى ٥٠ نقطة أساس دون سعر فائدة الإيداع بين البنوك (SIBID)، وكذلك إعادة تحديد السقف الأسبوعي لإصدار أذونات الخزينة بمقدار ٣,٠ مليار ريال أسبوعياً اعتباراً من نوفمبر ٢٠٠٨م.

واستمرت مؤسسة النقد العربي السعودي، في إدارة وتنفيذ السياسة النقدية بإصدار عدد من أدوات السياسة النقدية في العام ٢٠١٤م، بهدف تحقيق استقرار سعر الصرف والأسعار المحلية والمحافظة على سلامة ومتانة النظام المالي للقيام بدوره المهم في الاقتصاد، وتمثلت هذه الأدوات في الآتي (مؤسسة النقد العربي السعودي, ٢٠١٥م):

-المحافظة على معدل عائد اتفاقيات الشراء عند نسبة ٢٪، وعلى معدل عائد اتفاقية إعادة الشراء المعاكس عند نسبة ٠,٢٥٪.

-الإبقاء على متطلبات الاحتياطي النظامي على ودائع العملاء للمصارف عند نسبة ٤٪ للودائع الزمنية والادخارية، ونسبة ٧٪ للودائع تحت الطلب.

-الإبقاء على احتساب تسعيرة أذونات مؤسسة النقد على أساس ٨٠٪ من سعر العائد على الودائع بين المصارف في السوق المحلي، وذلك لتشجيع المصارف على توجيه السيولة نحو الإقراض.

ب) **الإنفاق الحكومي**: يعتبر الإنفاق الحكومي في المملكة العربية السعودية أحد أهم المتغيرات الاقتصادية المحركة للنشاط الاقتصادي في البلد، حيث يمثل الجزء الأكبر من حجم السيولة المحلية في الاقتصاد، وتؤثر التدفقات النقدية الحكومية تأثيراً مباشراً في عرض النقود، فمع ارتفاع حجم الانفاق الحكومي ترتفع الكتلة النقدية في الاقتصاد والعكس بالعكس. ففي خلال الفترة الزمنية (١٩٧٥-١٩٩٠م) بلغ متوسط النمو في الانفاق الحكومي ١٧,٣٣٪، في حين سجلت الكتلة النقدية معدل نمو بلغ في المتوسط ١٧,١٨٪ لنفس الفترة، ومع تراجع متوسطات نمو الانفاق الحكومي خلال الفترة (١٩٩١-٢٠٠٠م) والتي وصلت إلى ٤,٦٪ تراجع كذلك متوسط نمو الكتلة النقدية إلى ٥,١٪. وبعد أن عاود الإنفاق الحكومي نموه خلال الفترة (٢٠٠١-٢٠١٤م) ليصل إلى ١٠,٧٥٪ في المتوسط ارتفع متوسط النمو في الكتلة النقدية تبعاً لذلك إلى ١٤,٩٤٪.

ج) **الناتج المحلي الإجمالي**: ترتبط معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي ارتباطا وثيقاً بتغيرات المستوى العام للأسعار، ويمكن ملاحظة ذلك في واقع الاقتصاد السعودي من خلال الفترة الزمنية (١٩٧٥-١٩٩٠م)، حيث نجد أن التغير في المستوى العام للأسعار بلغ ٣,٢٨٪، في حين سجل الناتج المجلي الإجمالي معدل نمو بلغ في المتوسط ٣,٠٨٪ لنفس الفترة، ومع تراجع متوسط التغير في المستوى العام للأسعار خلال الفترة (١٩٩١-٢٠٠٠م) والتي وصل فيها إلى ٠,٧١٪، تراجع كذلك متوسط النمو في الناتج المحلي الإجمالي إلى ٢,٦٩٪. وبعد أن عاود المستوى

العام للأسعار نموه خلال الفترة (٢٠٠١-٢٠١٤م) ليصل إلى ٢,٤٣٪ في المتوسط ارتفع متوسط النمو في الناتج المحلي الإجمالي تبعاً لذلك إلى ٤٪.

٥-٣: التوصيات

١-كشفت نتائج الدراسة، عن الأثر الايجابي للكتلة النقدية على المستوي العام للأسعار في الاقتصاد السعودي خلال فترة الدراسة، لذا يوصي الباحث بضرورة إيجاد وسائل وأدوات لامتصاص أثر زيادة كمية النقود على الأسعار والتضخم في المدى القصير والطويل.

٢- عدم المغالاة في الافراط النقدي، والمحافظة على استقرار العلاقة بين الكتلة النقدية والمستوى العام للأسعار، مما يدعم استمرار النمو واستدامة الاستقرار الاقتصادي.

٣- إتباع سياسة نقدية انكماشية تهدف إلى تخفيض المعروض النقدي والحد من القروض، مما يؤدي إلى انخفاض الطلب الكلي والإنفاق على السلع والخدمات، والذي بدوره يؤدي إلى انخفاض أسعار السلع وتحقيق الاستقرار الاقتصادي.

٤- وضع آليات لمعالجة التأثيرات الناشئة عن سياسة ربط سعر صرف الريال بالدولار، وكبح جماح التضخم المستورد للتخفيف من الضغوط التضخمية في السوق المحلي.

٥- انتهاج سياسة مالية تعمل على تخفيض الإنفاق الحكومي، من أجل تقليص حجم الطلب الكلي في الاقتصاد، بهدف المحافظة على استقرار المستوى العام للأسعار.

٦- القيام بالمزيد من الدراسات القياسية التي تبحث العلاقة بين مستوى الأسعار ومكونات الكتلة النقدية الأخرى M_2 و$M3$ على مستوى *الاقتصاد* السعودي.

٧- يوصى الباحث باستخدام اساليب الاقتصاد القياسي الحديثة وتطبيقاتها في المجالات الاقتصادية والنقدية والمالية.

٦. المراجع

أولا: المراجع العربية:

أحمد، ضيف، (٢٠١٦م). الاقتصاد النقدي وأسواق رأس المال. كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة البويرة، الجزائر، ص ٣٠.

بن علي، بلعزير، (٢٠٠٤م). محاضرات في النظريات والسياسات النقدية. ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، ص ٣٣.

بن مريم، محمد. وقداوي، عبد القادر، (٢٠١٥م). دراسة العلاقة بين حجم النفقات العمومية والنمو السكاني: دراسة تحليلية قياسية على حالة الجزائر للفترة (١٩٦٥-٢٠١٣م). *مجلة رؤى استراتيجية*، عدد يوليو ٢٠١٥م، ٨٠-١١٣.

بوزيان، محمد. وعبد الحق، بن عمر، (٢٠٠٧م). العلاقات السببية وعلاقات التكامل المتزامن بين النقود والأسعار في الجزائر وتونس. مجلة أبحاث اقتصادية وادارية، العدد ١، ٢٧-٤٤.

توني، محمد عبد العزيز، (٢٠٠٩م). اختبار العلاقة السببية لجرانجر بين عرض النقود والأسعار في مصر. *المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة*، كلية التجارة، جامعة عين شمس، العدد الثالث، ١ -٣٥.

الحلاق، سعيد سامي والعجلوني، محمد محمود، (٢٠١٠م). *النقود والبنوك والمصارف المركزية*، دار اليازوري العلمية للنشر والتوزيع، عمان-الأردن، ص ١٠١.

درويش، سالم، (٢٠١٣م). تطور نمو عرض النقود بالمملكة العربية السعودية خلال الفترة(١٩٩٩-٢٠٠٩م) والآثار الاقتصادية لذلك "دراسة تحليلية". *مجلة الجامعة الاسلامية للدراسات الاقتصادية والادارية*، ٢١ (١), ٣٢٣-٣٤٨.

الزيود، عيد والسواعي، خالد، (٢٠١٠م). الطلب على النقود في الأردن باستخدام نموذج التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ. *دراسات العلوم الادارية*، ٣٧ (٢)، ٤٠٨-٤٢١.

السحيباني، صالح، (٢٠٠٧م). سوق الأسهم والنمو الاقتصادي-علاقات الارتباط والسببية. ورقة عمل مقدمة للقاء السنوي السادس عشر لجمعية الاقتصاد السعودي، مركز الملك فهد الثقافي بالرياض، للفترة ٣-٤ يونيو٢٠٠٧م، ص ١٥.

سلامي، أحمد، (٢٠١٥م). اختبار علاقة التكامل المشترك بين سعر الصرف ومعدلات التضخم في الجزائر-دراسة تطبيقية للفترة (١٩٧٠-٢٠١٤م). *مجلة أداء المؤسسات الجزائرية*، العدد ٧، ٢٧-٤٢.

سمية، موري، (٢٠١٠م). آثار تقلبات أسعار الصرف على العائدات النفطية – دراسة حالة الجزائر. مذكرة ضمن متطلبات نيل شهادة الماجستير في التسيير الدولي للمؤسسات (غير منشورة)، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة أبوبكر بلقايد، الجزائر، ص ٢١٠.

السيد، إمامة مكي والرشيد، طارق، (٢٠١٥م). العلاقة السببية بين عرض النقود والتضخم في السودان (١٩٩٠-٢٠١٢م). *مجلة العلوم الاقتصادية*، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا، المجلد ١٦(٢)، ١٤-٣١.

الشافعي، محمد زكي، (١٩٩٩م). مقدمة في النقود والبنوك، دار النهضة العربية، القاهرة، ص ٥٢٨.

شامية، أحمد زهير، (٢٠٠٢م). *النقود والمصارف*، دار زهران للطباعة وللنشر والتوزيع، عمان-الأردن، ص ١٨.

شودار، حمزة الحاج، (٢٠١٤م). علاقة البنوك الاسلامية بالبنوك المركزية في ظل نظم الرقابة النقدية التقليدية. دار عماد الدين للنشر والتوزيع، عمان-الأردن، ص ٣٩.

الصوص، محمد محمود، (٢٠١٤م). استخدام نماذجARFIMA في التنبؤ بمؤشرات منظمة الأغذية والزراعة (الفاو). رسالة ماجستير غير منشورة في الاحصاء، كلية الاقتصاد والعلوم الادارية، جامعة الأزهر-غزة، ص ٢٠.

طوروس، وديع، (٢٠١١م). المدخل إلى الاقتصاد النقدي. الطبعة الأولي، المؤسسة الحديثة للكتاب، بيروت-لبنان، ص ١٥٦.

عبد الحميد، عبد المطلب، (٢٠١٠م). اقتصاديات النقود والبنوك (الأساسيات والمستحدثات). الدار الجامعية، الإسكندرية، ص ٣٠٢.

عبد القادر، قريب الله عبد المجيد، (٢٠١٢م). تحليل السلسلة الزمنية لسعر الصرف الرسمي للجنيه السوداني مقابل الدولار الأميركي. *مجلة الاقتصاد والعلوم السياسية والاحصائية*، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة أم درمان الاسلامية، العدد ١٢، ٦٦-٩٩.

عبد الله، عقيل جاسم، (١٩٩٤م). النقود والمصارف. الجامعة المفتوحة، الأردن،
ص ١٦٣.

العبدلي، عابد، (٢٠٠٧م). محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ. *مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي*، جامعة الأزهر، العدد ٣٢، ١-٥٦.

عديلة، حاتم أحمد، (٢٠١٤م). تقدير العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية النقدية وأسعار الأسهم في سوق دبي المالي، *مجلة رؤى استراتيجية*، عدد اكتوبر ٢٠١٤م، ٨-٣١.

عريش، شفيق ونقار، عثمان وإسماعيل، رولي، (٢٠١١م). اختبارات السببية والتكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنية. *مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية-سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية*، ٣٣ (٥)، ٧٥-٩٧.

على، عبد المنعم السيد. والعيسى، نزار سعد الدين، (٢٠٠٤م). النقود والمصارف والأسواق المالية. دار الجامعة للنشر والتوزيع، عمان-الأردن، ص ٢٤٨.

عناني، محمد، (٢٠٠٩م). *التحليل القياسي والإحصائي للعلاقات الاقتصادية – مدخل حديث باستخدام SPSS*، الدار الجامعية، الإسكندرية، ص ٦٨٣.

العيسوي، ابراهيم، (١٩٧٨م). *القياس والتنبؤ في الاقتصاد: مدخل لدراسة الاقتصاد القياسي*. دار النهضة العربية، القاهرة، ص٢٣٠.

القدير، خالد محمد، (٢٠٠٥م). تأثير الائتمان المصرفي لتمويل الواردات على الواردات في المملكة العربية السعودية. *مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية*، ٢١ (٢)، ٢٠٣-٢٢٥.

قريصة، صبحي تادرس، (١٩٨٤م). النقود والبنوك. دار النهضة العربية، لبنان، ص ٢٤٧.

اللحياني، سعد بن حمدان، (٢٠١٣م). نقود ومصارف اسلامية (١). متاحة بتاريخ ٢٠١٧/٥/٢٨م على الموقع:

https://drive.uqu.edu.sa/_/nmyahya/files/Moeny%20and%20banking.pdf

مراس، محمد، (٢٠١٥م). قياس علاقة التكامل المتزامن بين الاستثمار الأجنبي ومعدلات النمو الاقتصادي في الجزائر. *المجلة الجزائرية للتنمية الاقتصادية*، العدد٢، ١٢١-١٣٠.

مشعل، زكية وأبو دلو، عماد، (٢٠١٤م). أثر عرض النقود في الإنتاج ومستوى الأسعار في الاردن-دراسة قياسية. *المجلة الاردنية للعلوم الاقتصادية*، المجلد ١(٢)، ١٧٣-١٩٢.

المصبح، عماد الدين، (٢٠٠٨م). العوامل المؤثرة في البطالة في الجمهورية العربية السورية-دراسة تطبيقية باستخدام منهجية

التكامل المشترك. ورقة علمية قدمت في "مؤتمر أزمة البطالة في الدول العربية" الذي نظمه المعهد العربي للتخطيط، للفترة ١٧-١٨ مارس ٢٠٠٨م، القاهرة، جمهورية مصر العربية. متاحة بتاريخ ٢٠١٦/٧/٢م على الموقع:

https://mpra.ub.uni-muenchen.de/41871/1/MPRA_paper_41871.pdf

مؤسسة النقد العربي السعودي-التقرير السنوي الخامس والأربعون، (٢٠٠٩م)، ص ٥٠.

مؤسسة النقد العربي السعودي-التقرير السنوي التاسع والاربعون، (٢٠١٣م)،
ص ٨١.

مؤسسة النقد العربي السعودي-التقرير السنوي الواحد والخمسون، (٢٠١٥م)، ص ٤٣.

نجم الدين، عدنان كريم وحميد، محمد علي وطالب، أحمد جعفر، (٢٠١٢م). التضخم الاقتصادي وتحليل العلاقة السببية بين التضخم وعرض النقود في العراق للمدة (١٩٨٥-٢٠٠٨م). *مجلة الكوت للعلوم الاقتصادية والادارية*، العدد ٦, ٣٣٥-٣٦١.

نجيب، نعمة الله ويونس، محمود ومبارك، عبد المنعم، (٢٠٠١م). *مقدمة في اقتصاديات النقود والصيرفة والسياسات النقدية*، الدار الجامعية، الاسكندرية، ص ١٣.

نعيم، معتز ومشعل، ياسر وعبد الكريم، سماح، (٢٠١٤م). تحليل العلاقة بين التضخم وعرض النقود في الاقتصاد السوري خلال الفترة (١٩٩٦-٢٠١٠م). *مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية-سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية*، المجلد ٣٦ (٤)، ١٥٣-١٧٨.

هاشم، إسماعيل محمد، (٢٠٠٥م). النقود والبنوك، المكتب العربي الحديث، الإسكندرية، ص ١٢٦.

هباش، فارس، (٢٠١٤م). دراسة تحليلية للعلاقة والأثر المتبادل بين الكتلة النقدية وسعر الصرف-دراسة حالة الجزائر للفترتين (١٩٩٢-٢٠٠١م) و (٢٠٠٢-٢٠١١م). *مجلة العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير*، العدد ١٤، ٢١١-٢٣٨.

هتهات، سعيد، (٢٠٠٦م). دراسة قياسية واقتصادية لظاهرة التضخم في الجزائر. رسالة ماجستير غير منشورة في العلوم الاقتصادية، جامعة قاصدي مرباح، الجزائر، ص ٥٠.

الوزني، خالد واصف والرفاعي، أحمد حسين، (٢٠٠٢م). *مبادئ الاقتصاد الكلي*. ط ٥، دار وائل للنشر، عمان-الأردن، ص ٢٨٢.

ثانياً: المراجع الأجنبية

Ackley. Gardner, (1980). Macroeconomics. Theory and Policy. New York, Macmillan Publishing Co, Lnc, P 136.

Dickey. D and Fullar. W, (1981). Likelihood Ratio Statistical for Autoregressive Time Series With a unit root. Econometrica, vol 49, 1057-1072.

Elhabil. M. A, (2012). Asuggested Method of Multicollinearity in Multiple regression Models. Tanmyat Al-Rafidain, 106(34, 7-21.

Ergum. D, (2006). Government Expenditure and National Income- Causality Tests For Five South East Asian Countries. International Business and Economics Research Journal, 5(10), 49-58.

Farooq.O, Ulhassan.Q and Shahid.M, (2015). The Applicability of Quantity Theory of Money in case of Pakistan: Atime series Analysis. Journal of economic and Sustainable Development, 6(3), 157-166.

Gaurisankar. S., A. J.Saria., E.Karel., A. Wendy.,W.Rosmine and W. Daniella,(2011). Short-Run and Long-Run Relationship between Money and Prices. The Case of Suriname, Presented at the 43rd Annual Monetary Studies Conference, Bridgetown, Barbados, November 15-18, 2011.

Hassan. S. M, (1999). New Evidence of Causal relationships between the Money Supply, Prices and Wages in UK. Economic Issue, Vol 4, Part 2, 75-87.

Hussain. Mohammed, (1991). Money, Income and Causality: Some Evidence From Pakistan, Development Review, Vol 30(4), 907-918.

Kiganda. E. O, (2014). Relationship between Inflation and Money Supply in Kenya, Journal of Social Economics, 2(2), 63- 83.

Kumari. D and Malhotra. N, (2014). Export-Led Growth in India- Cointegration and Causality Analysis. Journal of Economics and Development Studies, 2(2), 297-310.

Levich. R.M, and Rizzo. R. C, (1997). Alternative Tests for time Series Dependence Based on Autocorrelation Coefficients. The Symposium on Global Integration and Competition, sponsored by the Center for Japan-U.S. Business and Economic Studies, Stern School of Business, New York University, March 27-28, 1997.

Oskooee. B, .M, and Oyo. L, (2007). Export Growth and Output Growth: An Application of Bounds Testing Approach. Journal of Economics and Finance, 31(1), 1-11.

Pena. D, and Radriguez. J, (2002). A powerful Portmanteau Test of Lack of Fit for Time Series. Journal of the American Statistical Association, Vol 97(458), 601-610.

Roshan. S. A, (2014). Inflation and Money Supply Growth in Iran: Empirical Evidences from Cointegration and Causality, Iran Econ. Review, 18(1), 131-152.

The Impact of Money Stock on the General Level of Prices In the economy of the Kingdom of Saudi Arabia for the period (1975-2014)

Gareeballah Abdelmageed Abdelgadir Hamid
College of Business & Economics, Taiba University, KSA

Abstract. This paper aims at investigating the impact of money stock on the general level of prices in the Saudi economy during the period 1975-2014. The Autocorrelation function, Augmented Dickey-Fuller Test and Phillips- Pernon Test, were used to identify the order of integration for each variable separately. Co-integration test was used for each of the method Angle- Granger and Johansen- Julius's to check the existence of a long run relationship between the two variables. In addition, The Error Correction Model have been applied to determine the direction of the causality between the two variables in the long run. The Granger causality was also used to explore the direction of the causality between the two variables in the short run. The statistical tests results showed that the variables were integrated of order one. The results of Co-integration tests showed that there is a long-run equilibrium relationship between the two variables. The estimation results of the error correction model indicate a causal relationship in the long run running from the independent variables to the general price level. The study also found that there is unidirectional causality over the short run, causality running from the money stock to the general price level, and not vice versa.

Keywords: General Price level, Money stock, Auto correlation Function, Co-integration, Granger Causality test, and Error Correction Model.