مجلة جامعة الملك سعود، م ٩، العلوم الإدارية (١)، ص ص٣٥ ـ ٦٢، الرياض (١٤١٧هـ / ١٩٩٧م).

العلاقة بين السياستين المالية والنقدية في الاقتصاد العربي السعودي: دراسة تطبيقية باستخدام التكامل المشترك والعلاقة السببية

حمد سليمان البازعي
قسم الاقتصاد، جامعة الملك سعود، فرع القصيم، المملكة العربية السعودية
(قُدِّم للنشر في ١٤١٥/٤/٥هـ، وقُبِل للنشر في ١٤١٦/٨/٩هـ)

ملخص البحث. تحاول هذه الورقة تحليل مدى التفاعل بين السياستين المالية والنقدية في الاقتصاد السعودي. ولهذا الغرض تم استخدام نموذج محور عن أسلوب جرانجر Granger لاختبار العلاقة السببية واتجاهها بين المتغيرات الاقتصادية، وقد حاولت هذه الدراسة أن تطور من منهج دراسة السببية السائد بتطبيق الأساليب الإحصائية الحديثة مثل التكامل المشترك ومنهج تصحيح الأخطاء للفصل بين العلاقة السببية في الأجلين القصير والطويل. وبناء على نتائج الاختبارات التي تم القيام بها اتضح أن هناك علاقة سببية قصيرة الأجل فقط تتجه من الإنفاق الحكومي إلى عرض النقود (M1) دون أثر مرتجع. وهذا يدل على أن السياسة المالية أقوى فعالية في الاقتصاد السعودي، بينما يمكن القول بأن السياسة النقدية كما يمثلها (M1)، غير مستقلة، وبالتالي غير فعّالة الفعالية التامة، إلا أن ذلك لا يعني بأي حال من الأحوال عدم قدرة السلطات النقدية السعودية على التحكم في عرض النقود، بل إن ذلك يعني أن على السلطات النقدية أخذ إمكانية تأثير الإنفاق الحكومي على عرض النقود عند تصميم السياسة النقدية لتكون كما يراد لها فعّالة ومؤثرة.

---

* يود الباحث أن يتقدم بالشكر الجزيل لمحكمي المجلة والذين أسهمت تعليقاتهم في تحسين الورقة، كما يقر بمسؤوليته وحده عن أية أخطاء وردت بمتن البحث.

المقدمة

تلعب كمية النقود دورًا مهمًّا في التأثير على النشاط الاقتصادي، وحسب رأي النقديين فإن النقود هي المؤثر الفاعل والمهم على النشاط الاقتصادي خاصة في الأجل القصير، حيث تعتبر كمية النقود هي السبب الرئيس للتقلبات في مستوى الإنتاج والعمالة خاصة في الأجل القصير. كما أن التضخم في الأجل الطويل عند النقديين ظاهرة نقدية [١، ص٢٦١، ٢٦٢]. وبينما لايقر الكينزيون هذه الآراء إلا أنهم يعتقدون أن كمية النقود تلعب دورًا مهمًّا في التأثير على النشاط الاقتصادي إلا أن هذا التأثير غير مباشر [١، ص١٢٧].

لذا فإن دراسة العلاقة بين كمية النقود والأسعار والناتج تعني في النهاية دراسة آلية عرض النقود، وكيف تتم؛ لكن لكي تكون السياسة النقدية سياسة فعالة وذات أثر فلابد من توافر البيئة المالية المناسبة لتقوم بدورها المنوط بها. وفي النظرية الاقتصادية تعتبر السياسة النقدية غير ذات أثر إذا كان الاقتصاد يتبع سياسة الصرف الثابت؛ لأن اهتمام السلطات النقدية بالمحافظة على سعر صرف معين يجعل من العسير استخدام السياسة النقدية استخدامًا حرًّا وذي أثر، ففي هذه الحالة يكون عرض النقود متغيرًا داخليًّا Endogenous لا تستطيع السلطات النقدية معها تصميم سياسة نقدية مستقلة، حيث لن يكون بمقدور هذه السلطات التحكم في عرض النقود.

ومع تبني سياسات أسعار الصرف الحرة والمرنة، نجحت السياسة النقدية في أن تكون من أهم السياسات الاقتصادية لمواجهة مخاطر الدورات الاقتصادية من كساد وتضخم، وتفيد تجارب الدول المتقدمة أهمية السياسة النقدية في التأثير على بعض المتغيرات الاقتصادية كالأسعار والناتج. ومما مكن هذه السياسة وأعطى لها فرص النجاح توافر أسواق مالية متقدمة تجعل من السهل الفصل بين السياسة المالية والسياسة النقدية. أما في كثير من الدول النامية حيث الأسواق المالية المتخلفة والضعيفة فإن التفريق مابين السياستين المالية والنقدية يصبح غير ذي معنى نظرًا لعدم إمكانية الفصل بين هاتين السياستين. فوجود الأسواق المالية المتطورة يمكن الحكومة من تمويل إنفاقها بالاقتراض من هذه الأسواق عن طريق إصدار السندات وأذونات الخزانة دون حاجة لقيام البنك المركزي بشراء هذه الأوراق المالية أو تمويل هذا الاقتراض عن طريق الإصدار النقدي.

يسلط هذا البحث الأضـواء على هذه النقطة باختبار فرضية أنه وفي الدول ذات الأسواق المالية غير المتطورة والضعيفة تكون السياسة النقدية تابعة للسياسة المالية بها تتأثر ولها تستجيب. وبذا تكون السياسة النقدية سياسة غير مستقلة وبالتالي تصبح غير فعالة لعدم إمكانية استخدامها باستقلالية تامة تبعًا لحالة الاقتصاد مما يجعل السياستين متداخلتين ولايمكن فصلهما عن بعضهما. ولاختبار هذه الفرضية يستخدم هذا البحث مفهوم جرانجر للعـلاقـة السببية والإحصـائية بين المتغـيرات Granger Causality لاختبـار العـلاقة بين السياستين المالية والنقدية في المملكة العربية السعودية، والهدف اكتشاف اتجاه التأثير بين كمية النقود مقاسة بالتعريف الضيق للنقود M1 والسياسة المالية ممثلة بالإنفاق الحكومي.

وينقسم هذا البحث إلى خمسة مباحث رئيسة، فبعد هذه المقدمة يستعرض المبحث الثاني الجوانب النظرية لاختبار العلاقة السببية، ويتناول المبحث الثالث الجوانب المنهجية لهذا الاختبار، أما المبحث الرابع فيستعرض نتائج التقدير، ويلخص المبحث الخامس أهم النتائج التي توصل إليها البحث وما تحمله من مضامين.

الجوانب النظرية

اختلف الفلاسفة حول معاني السببية، أما في الاقتصاد القياسي فلها معنى محدد يتركز حول التوقع. وهي بهذا المعنى تدور حول ما إذا كان التغير في متغير ما يسبب التغير في متغير آخر، وهي تنطلق من البديهية القائلة إن المستقبل لا يسبب الحاضر أو الماضي. فإذا أتى الحدث A بعد الحدث B فإن من الممكن القول إن A لا يسبب B ، وفي الوقت نفسه إذا جاء A قبل B فهذا لا يعني بالضرورة أن A يسبب B . ويعود الفضل إلى جرانجر Granger [٢] في تطوير تعريف عملي للسببية في الاقتصاد القياسي، فتبعًا لذلك يقال بأن التغير في متغير ما، X_t مثلاً يسبب التغير في متغير آخر، Y_t مثلاً، (أو اختصارًا $X \rightarrow Y$) إذا كان من الممكن توقع قيم Y_t الحالية بشكل أفضل باستخدام قيم X_t الماضية مقارنة بدونها. وعلى هذا فإن التغيرات في X_t يجب أن تسبق ـ زمنيًّا ـ التغيرات في Y_t . فالقول بأن X_t تسبب Y_t يعني أولاً: أن إضافة X_t الحالية والسابقة كمتغير مستقل إلى نموذج انحدار يحوي القيم المـاضية لـ Y_t يزيد المقـدرة التفسيرية للنموذج. ثانيًا: إن التغيرات في Y_t لاتفيد في توقع التغـيرات في X_t . ولتـوضيح فكرة اختبار السببية كما طوره Granger ، نفترض أن لدينا

متغيرين X_t و Y_t ، ففي نموذج انحدار لـ Y_t يحتوي على القيم الماضية لـ Y_t ولـ X_t ، وإذا كانت معلمات المتغير X_t غير معنوية إحصائيًا يمكن عند ذلك استنتاج أن التغيرات في X_t لاتسبب التغيرات في Y_t .

وبشكل أكثر تحديدًا فإذا كان :

$$Y_t = \sum_{i=1}^{m} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{n} \beta_j X_{t-j} + u_t \qquad (١)$$

حيث Σ علامة الجمع و u_tحد عشوائي بمتوسط حسابي يساوي الصفر وتباين ثابت و m و n مقدار الفجوة الزمنية . ويمكن القول بأن التغيرات في X_t لاتسبب التغيرات في Y_t إذا كانت $\beta_j=0$ وهذا يعني أن إضافة القيم الحالية والماضية لـ X_t لا يؤدي إلى تحسن في توقع التغيرات في المتغير Y_t . ويتطلب اختبار العلاقة السببية إجراء اختبار F للتعرف على معنوية معلمات القيم الحالية والماضية لـ X_t كمجموعة . وتجدر الإشارة إلى أن اختبار F حساس بشكل عام لوجود الارتباط الذاتي في البواقي ، u_t . ولذا وللحصول على نتائج أكثر دقة فلابد من اختبار مدى سكـون السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة[١] . وقد مر منهج اختبار العلاقة السببية بتطورات مختلفة . ومن الإسهامات الجيدة المتعلقة بالجوانب النظرية لاختبار العلاقة السببية إسهام كل من Geweke [٣] و Sims [٤] ويقدم Zellener [٥] نقدًا لنماذج العلاقة السببية . كما يعطي Meese and Dent [٦] مقارنة بين الاختبارات المتعددة للعلاقة السببية واتجاهها .

الجوانب المنهجية

ينطوي القيام باختبار اتجاه العلاقة السببية بين الإنفاق الحكومي وعرض النقود على ثلاث خطوات ، الأولى : تحليل الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة ـ وهي هنا الإنفاق الحكومي وعرض النقود ـ للتعرف على ما إذا كانت المتغيرات

---

(١) بشكل عام يعد المتغير ساكنًا عندما لايعتمد توزيعه الإحصائي على الزمن ، فالمتوسط الحسابي والتباين لمتغير عشوائي ساكن ثابتين عبر الزمن . فسكون السلسلة يعني أن لدى هذه السلسلة ميل للعودة لوسطها الحسابي فهي تتقلب حول هذا الوسط الحسابي كما أن دالة الارتباط الذاتي للسلسلة تتناقص بسرعة مع زيادة الفجوة الزمنية ، وهذه الخصائص عكس خصائص السلسلة غير الساكنة .

ساكنة أم لا، وذلك بإجراء اختبارات جذر الوحدة في السلاسل الزمنية للمتغيرات. إن احتواء أي متغير على جذر الوحدة يعني أن المتوسط الحسابي والتباين لهذا المتغير غير مستقلين عن الزمن. وتتصف السلسلة الزمنية لمثل هذا المتغير بعدم السكون مما يولد مشاكل للاستدلال القياسي والتحليل. الثانية: اختبار فرضية وجود تكامل مشترك بين المتغيرين محل الدراسة مقابل الفرضية البديلة القائلة بعدم وجود مثل هذا التكامل المشترك. الثالثة والأخيرة: اختبار العلاقة السببية بين المتغيرين محل الدراسة في الأجلين القصير والطويل. والبحث بهذه الطريقة يتلافى أحد العيوب المهمة الموجودة في اختبار العلاقة السببية التقليدي، حيث إن الأخير مصمم أساسًا لتحليل العلاقة الاقتصادية بين المتغيرات الساكنة. ونظرًا لعدم سكون الكثير من المتغيرات الاقتصادية ـ كما بين ذلك عدد من الدراسات (انظر على سبيل المثال دراسة Nelson and Plosser [٧]) فنادرًا مايتم رفض فرضية وجود العلاقة السببية بين متغيرين اقتصاديين كليين. ولتفادي هذه المشكلة يتم ـ في العادة ـ إجراء الفروق الأولى للمتغيرات محل الدراسة، إلا أن ذلك يؤدي إلى التضحية بمعلومات مهمة عن العلاقة بين المتغيرات في الأجل الطويل. ومن هنا يمكن وصف اختبار Granger التقليدي للسببية بأنه اختبار لهذه العلاقة في الأجل القصير فقط. ونظرًا لأن من الممكن ـ إضافة إلى العلاقة السببية في الأجل القصير ـ أن يكون هناك علاقة سببية طويلة الأجل بين المتغيرات الاقتصادية كما تقضي بذلك النظرية الاقتصادية فإن أي دراسة لابد وأن تأخذ بعين الاعتبار هذه المسألة إذا ما أريد لها أن تكون متكاملة. ومن هذا المنطلق تستخدم هذه الدراسة نظرية التكامل المشترك كما طورها كل من Engle and Granger [٨] لتحوير الاختبار التقليدي للعلاقة السببية بين التغير في المتغيرات.

اختبار جذر الوحدة

نظرًا للطبيعة غير الساكنة لكثير من المتغيرات الاقتصادية الكلية فإن نماذج الانحدار التي تحتوي على مثل هذه المتغيرات تعتبر زائفة Spurious regressions وتؤدي إلى نتائج غير موثوقة حيث لايمكن الاستنتاج اعتمادًا عليها، فعلى سبيل المثال إذا كان المتغيران X_t و Y_t يتصفان بوجود اتجاه عام في سلاسلهما الزمنية فإن انحدار Y_t على X_t سيؤدي إلى وجود علاقة معنوية بين هذين المتغيرين حتى لو كان الشيء الوحيد المشترك بينهما هو هذا الاتجاه العام

فقط[٢]. وقد حظي موضوع الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية باهتمام الاقتصاديين. وتمثل دراسة Nelson and Plosser [٧] أساس الكثير من الدراسات، وقد استخدمت هذه الدراسات في محاولتها التعرف على خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية اختبارات متعددة لاختبار جذر الوحدة في المتغيرات، ومن أهم هذه الاختبارات وأكثرها استخداماً الاختبارات المطورة من قبل كل من ديفيد ديكي David Dickey ووين فولر Wayne Fuller [١٠، ١١]، ونظرًا لشيوع هذه الاختبارات فسنعرضها هنا بإيجاز. وللتوضيح نفترض أن لدينا متغيراً ما، وليكن Y_t ، والذي يمكن وصفه من خلال المعادلة التالية:

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + e_t \qquad (٢)$$

حيث تشير Δ إلى الفروق الأولى و β معلمة يراد تقديرها. وينطوي اختبار ديكي ـ فولر (DF) على اختبار فرضية أن $\beta<0$ (تحتوي Y_t على جذر الوحدة) مقابل الفرضية البديلة $\beta=0$ أي Y_t ساكنة، ومقارنة إحصائية t لـ β بالقيم المجدولة، ويتم رفض فرضية العدم (قبول الفرضية البديلة) إذا كانت قيمة t المحسوبة أكبر من قيمة t المجدولة[٣]. ويشترط أن يكون e_t (حد الخطأ) موزعًا توزيعًا معتدلاً بتباين ثابت ومتوسط حسابي يساوي الصفر.

---

(٢) يمكن الاستدلال على ذلك من أن معامل جودة التوفيق R^2 يقترب من الواحد عندما يؤول حجم العينة إلى ما لانهاية حتى لو لم يوجد أي ارتباط بين الأجزاء العشوائية X_t و Y_t. وللاستدلال على هذه الحالة يمكن مقارنة R^2 بإحصائية دربن ـ واتسون Durbin-Watson (DW) فإذا كانت R^2 أكبر من إحصائية DW يمكن القول بوجود الانحدار الزائف ومن ثم نتائج زائفة. وقد أورد Granger and Newbold [٩، ص ص١١١-١٢٠] أمثلة لبيانات مستقلة لمتغيرين X,Y لايوجد بينهما أي علاقة وعلى الرغم من ذلك فإن تجربة انحدار Y على X أعطت R^2 عالية لكن أعطت إحصائية منخفضة لـDW وعندما تم الانحدار باستخدام الفروق الأولى لهذين المتغيرين تم الحصول على قيمة لـR^2 قريبة من الصفر، لكن إحصائية DW اقتربت من ٢ مما يثبت عدم وجود علاقة بين Y,X وأن القيمة العالية لـR^2 التي تم الحصول عليها أولاً زائفة Spurious .

(٣) تجدر الإشارة إلى أنه وفي معادلة رقم (٢) لاتخضع إحصائية t للتوزيع العادي حيث يلتوي توزيعها إلى اليسار نظرًا لأن المعادلة تنطوي على انحدار متغير ساكن على متغير غير ساكن. وقد قدم العديد من الكتاب قيمًا حرجة لمثل هذه الاختبارات ويستخدم هذا البحث القيم الحرجة لـW. Fuller، انظر [١٢، ص٣٦٨].

يعيب اختبار DF البسيط ـ معادلة(٢) ـ عدم الأخذ بعين الاعتبار إمكانية الارتباط الذاتي في الحد العشوائي e_t ، فإذا كان الحد العشوائي يعاني من الارتباط الذاتي، فذلك يعني أن تقديرات المربعات الصغرى لمعادلة رقم (١) لا تتسم بالكفاءة Ineffecient . ولتفادي هذا العيب يمكن استخدام اختبار ديكي ـ فولر المركب Augmented Dickey-Fuller (ADF) المستخدم بكثرة، حيث يعد أكفأ اختبار لجذر الوحدة [١٣، ص١٣٥]. ويمكن صياغة اختبار ADF على النحو التالي:

$$\Delta Y_t = BY_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \delta_i \Delta Y_{t-j} + e_t \qquad (٣)$$

ويتم اختيار مقدار الفجوة الزمنية K ليخدم غرضين، الأول: سلامة البواقي من الارتباط الذاتي، والثاني: محاولة التوفير، ما أمكن، في درجات الحرية. ويتم الاختبار بنفس طريقة اختبار DF حيث يتم فحص إحصائية t لـ β ومقارنة هذه الإحصائية بالقيم المجدولة كما ذُكر آنفًا.

اختبار التكامل المشترك

تمثل فكرة التكامل المشترك بين متغيرين فأكثر المقابل الإحصائي لفكرة التوازن طويل الأجل التي تفترضها النظرية الاقتصادية بين العديد من المتغيرات ـ على سبيل المثال الدخل والاستهلاك، الدخل والطلب على النقود، الأرباح الموزعة وأسعار الأسهم . لذا فإن اختبار التكامل المشترك هو اختبار لفروض النظرية الاقتصادية.

يتضمن اختبار التكامل المشترك فحص ما إذا كانت المتغيرات ذات درجة التكامل المتماثلة (التي تحتوي نفس الجذر) متكاملة تكاملاً مشتركًا، فعلى سبيل المثال وبفرض وجود متغيرين فقط (Y_t, X_t) ، فهذا يعني تقدير نموذج انحدار من النوع التالي:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + e_t \qquad (٤)$$

ومن ثم حساب بواقي هذا النموذج، e_t ، واختبار ما إذا كانت هذه البواقي المقدرة e_t ساكنة أم لا بإجراء اختبارات جذر الوحدة على هذه البواقي مثل اختبار DF و ADF التي سبقت الإشارة إليهما، ويتضمن اختبار DF فحص معنوية معلمة المتغير المستقل في معادلة الانحدار التالية:

$$\Delta e_t = \gamma e_{t-1} + E_t \quad (٥)$$

أما اختبار ADF فيتضمن إضافة متغير تابع متباطىء إلى الجانب الأيمن من معادلة (٥) Δe_{t-i} لتصبح المعادلة كالتالي:

$$\Delta e_t = \gamma e_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta e_{t-1} + E_t \quad (٦)$$

ومرة أخرى، يتم اختيار مقدار الفجوة الزمنية p للتأكد من أن E_t غير مرتبط ذاتيًا.

اختبار العلاقة السببية

يتضمن اختبار جرانجر التقليدي للعلاقة السببية للتغير بين متغيرين تقدير نموذج انحدار ذاتي من النوع التالي:

$$X_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=0}^{m} \beta_j Y_{t-j} + e_t \quad (٧)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^{k} \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{p} \delta_j X_{t-j} + v_t \quad (٨)$$

حيث Σ علامة الجمع و $\delta,\gamma,\beta,\alpha$ معلمات يراد تقديرها وe_t و v_t حدين عشوائيين بتباين ثابت ومتوسط حسابي يساوي الصفر.

فإذا كان التغير في Y_t يسبب التغير في X_t فإن β_t كمجموعة لابد وأن تكون أكبر من الصفر ومعنوية إحصائيًا. ونظرًا لأن الكثير من المتغيرات الاقتصادية تتصف بعدم السكون فلابد من تحويلها إلى متغيرات ساكنة بإجراء عملية الفروق المناسبة، لكن قد يؤدي هذا التحويل إلى فقدان معلومات مهمة عن سلوك هذه المتغيرات والتي قد ينتج عنها صعوبة التعرف على العلاقة السببية واتجاهها[٣]، كما يمكن أن تؤدي عملية التحويل إلى فروق أولية إلى فقدان المعلومات المتعلقة بالعلاقة بين المتغيرات في الأجل الطويل. من هنا لا يمكن لإختبار جرانجر التقليدي للعلاقة السببية وصف العلاقة السببية في الأجل الطويل، لذا يفضل تعديل هذا الاختبار ليأخذ بعين الاعتبار هذه التحفظات. ويتم ذلك بإضافة حد تصحيح الخطأ Error correction term لنموذج العلاقة السببية بين المتغيرات المتكاملة

تكاملاً مشتركًا، حيث إن هذا الحد عبارة عن دالة في القيم المتباطئة للمتغيرات محل الدراسة .

إن وجود التكامل المشترك بين المتغيرات ـ خاصة إذا كان كل متغير من هذه المتغيرات متكـاملاً من الدرجة الأولى (يحتوي على جذر الوحدة) يعني وجود توليفة خطية من هذه المتغيرات تحتوي على نفس درجة تكاملهما . وبفرض أن هناك حدًّا ثابتًا A حيث :

(٩)

والذي يؤدي ـ أي الحد A ـ إلى جعل Z_t ساكنة (متكاملة من الدرجة صفر)، عندئذ يمكن القول بأن X_t و Y_t متكاملين تكاملاً مشتركًا . ومن هنا فإن الفكرة خلف التكامل المشترك هي الحصـول على توليفة خطية ساكنة ـ Z_t في معادلة ٩ ـ من متغيرين غير ساكنين X_t و Y_t . وتقيس A العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرين، وتشير Z_t إلى مدى اختلال هذه العلاقة في الأجل القصير، ويطلق على هذا الحد، Z_t ، حد تصحيح الأخطاء Error correction (EC) term وقـد ربط Engle and Granger [٨] العـلاقة بين التكامل المشترك ونماذج تصحيح الأخطاء بإثبات إمكانية صياغة نماذج على هيئة تصحيح الأخطاء Error correction models (ECMs) من السـلاسل المتكاملة تكاملاً مشتركًا، والعكس حيث يمكن الاستدلال من نماذج تصحيح الأخطاء على وجود التكامل المشترك فيما أطلق عليه Granger Representation Theorem . وبالمنطق نفسه إذا كان كل من X_t و Y_t متكاملين تكاملاً مشتركًا فكذلك x_{t-1} و Y_{t-1} أيضًا ومن هنا فستكون هناك علاقة سببية بين المتغيرين في اتجاه واحد على الأقل [١٤].

ويمكن توضيح هذه النقاط كالتالي : إذا كان X_t و Y_t متكاملين تكاملاً مشتركًا فإن النموذج ـ معادلتي (٧) و (٨) ـ يمكن كتابته على النحو التالي :

$$\Delta \ln X_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i (1-L) \ln X_{t-i} + \sum_{j=0}^{m} \beta_j (1-L) \ln Y_{t-j} + \lambda_1 Z_{t-1} e_t \qquad (١٠)$$

$$\Delta \ln Y_t = \sum_{j=0}^{k} \delta_i (1-L) \ln X_{t-i} \sum_{j=1}^{p} \gamma_j (1-L) \ln Y_{t-j} + \lambda_2 Z_{t-1} + v_t \qquad (١١)$$

حيث L مشغل الفجوة الزمنية و Z حد تصحيح الأخطاء، ومن الناحية الإحصائية يتوقع أن

تكون λ_i (حيث i=1،2) سالبة لما لذلك من أهمية لاستقرار النموذج(٤).

نتائج التقدير

بغرض اختبار العلاقة بين السياستين المالية النقدية في المملكة العربية السعودية، تم استخدام الإنفاق الحكومي (GE) ليعبر عن السياسة المالية كما تم استخدام التعريف الضيق للنقـود (M1) ليعبر عن السياسة النقدية، وتغطي الدراسة الفترة من الفصل الأول لعام ١٩٧١م إلى الفصـل الأخـير لعـام ١٩٩٢م وجميع البيانات مأخوذة من التقارير السنوية لمؤسسـة النقد العربي السعودي[١٦]. (٥) ولهذا الاختيار ما يبرره على الصعيدين النظري والتـطبيقي، فعـلى الصعيد النـظري تعرف كتب النظرية الاقتصادية الكلية أن الإنفاق الحكومي من أهم أدوات السياسة المالية، كما تعرف هذه الكتب أن عرض النقود هو أهم وسائل السلطات النقدية للتأثير على النشاط الاقتصادي، كما يدعم هذا الاختيار الجانب التـطبيقي، فيعد الإنفاق الحكومي الأداة الرئيسة للسياسة المالية المتاحة حاليًا للسلطات المالية في المملكة نظرًا لغياب الضرائب سواء على الدخل أو المبيعات. كما أن التحكم في عرض النقـود هو الأداة الـرئيسة المتاحة أمام السلطات النقدية حاليًا للتأثير على النشاط الاقتصادي. والبيانات المستخدمة هي بيانات فصلية لعرض النقود (M1) ، أما الإنفاق

(٤) هذا يعني أنه في حالة نمو المتغير التابع بشكل أكبر مما يتناسب والعلاقة التوازنية بين المتغيرات يصبح حد تصحيح الأخطاء Z_{t-1} موجبًا، وهذا يؤدي في حالة كون معلمة هذا الحد سالبة، إلى انخفاض معدل نمو المتغير المستقل في الأجل القصير مما يعيده إلى مسار العلاقة التوازنية طويلة الأجل. فعلى سبيل المثـال وبفرض أنه يمكن كتابة العلاقة بين معدل نمو X_t و Y_t بما على هيئة معادلة تصحيح الأخطاء التالية:

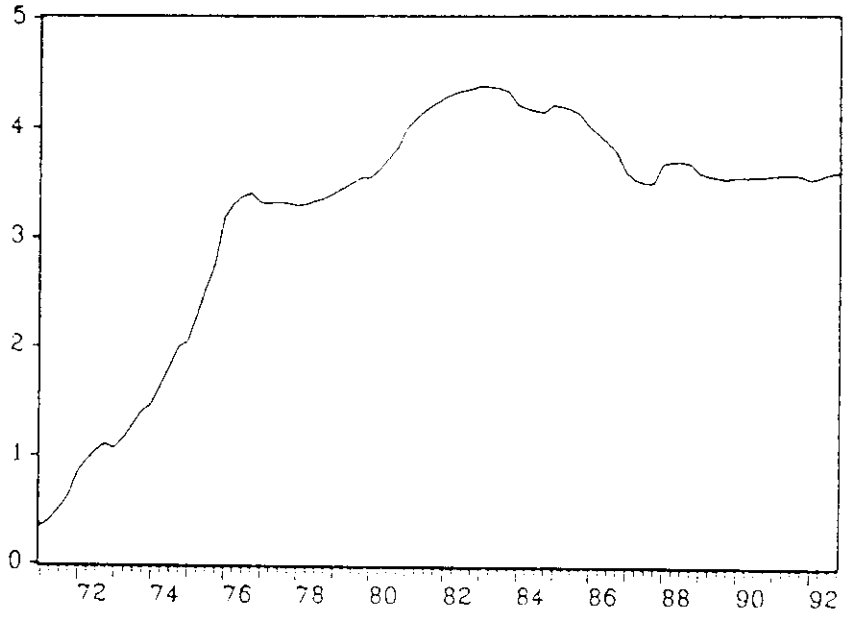
$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_3 (Y - X)_{t-1} + e_t$$

فإذا زادت Y_t بشكل لا يتناسق مع العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين X_2 و Y_2 أي أن النمو في Y_t يفوق النمو في X_t فإن الحد الواقع بين القوسين وهو حد تصحيح الأخطاء ـ ويماثل حد Z_{t-1} في معادلتي رقم (١٠، ١١) في المتن ـ يصبح موجبًا، ولذا فلكي تنخفض قيمة Y_t لتتناسب مع اتجاه العلاقة التوازنية طويلة الأجل فلابد أن ينخفض معدل النمو في Y_t ، أي ΔY_t ، وهذا يحدث فقط عندما تكون α_3 سالبة. لمزيد من التفاصيل حول هذا الموضوع يرجى الرجوع إلى [١٥، ص ص٢٥٦ ـ ٢٥٧].

(٥) يعرب الباحث عن استعداده لإرسال بيانات الدراسة لمن يطلبها.

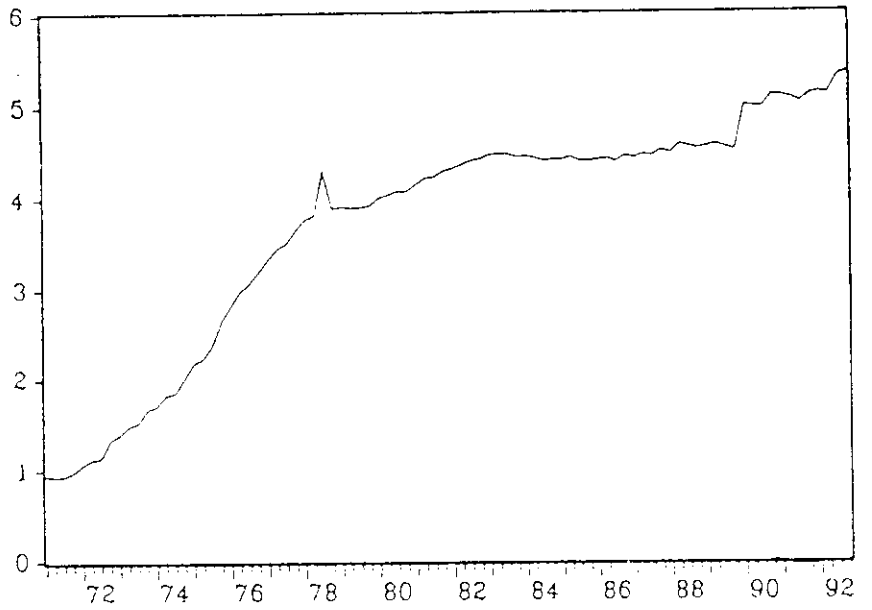
الحكومي فلا تتوافر إلا البيانات السنوية، لذا فقد تم تحويل البيانات السنوية إلى بيانات فصلية باستخدام طريقة الاستكمال Interpolation والمقترحة من قبل Khan and Goldstein [١٧]،(٦) ولهذا التحويل ما يبرره، حيث يتم إجراء الاختبارات السببية باستخدام بيانات أكثر. ومن المعروف أن هذه الاختبارات تتطلب أن تكون البيانات المستخدمة كبيرة حيث يتم فقد عدد من درجات الحرية لغرض إدخال الفجوات الزمنية الملائمة، إن وجود بيانات أكثر يعطي مصداقية أفضل للنتائج التي يتم الحصول عليها، وهذا ما يعزز أيضًا مصداقية مايبنى على هذه النتائج من استنتاجات.

وبنظرة سريعة إلى بيانات المتغيرات محل الدراسة يتضح الآتي (انظر شكلي رقم ١، ٢):



شكل رقم (١). السلسلة الزمنية للوغاريتم الإنفاق الحكومي (InGE).

(٦) يتضمن الاستكمال Interpolation عملية تقدير للنقاط الواقعة بين نقطتين معروفتين من البيانات السنوية يتم الحصول، مثلاً، على المشاهدات الفصلية لكل متغير من ثلاث مشاهدات سنوية متتالية وذلك بتقدير متعددة حدود، ويتم إعطاء السنة الحالية (t) وزنًا أكبر مقارنة بالسنة السابقة (t−1) =



شكل رقم (٢) السلسلة الزمنية للوغاريتم عرض النقود (InMI).

ويشير شكل رقم (١) إلى الاتجاه المتصاعد للإنفاق الحكومي مع زيادة كبيرة بدءًا من عام ١٩٧٤م، وهذه تمثل فترة ارتفاع أسعار البترول، وبالتالي ارتفاع إيراداته والتي مكنت الحكومة السعودية من الإنفاق بسخاء على مشروعات البنية الأساسية ومشروعات التنمية الأخرى. وقد بلغ الإنفاق الحكومي أعلى معدل له في عام ١٩٨٢م بدأ بعدها في التراجع إلى أن وصل لأقل قيمة له في عام ١٩٨٨م، ثم أخذ مسارًا مستقرًّا نوعًا ما بعد ذلك.

أما بالنسبة لعرض النقود (M1) فيوضح شكل رقم (٢) الاتجاه المتزايد للمعروض النقدي المقرون ببعض التقلبات الخفيفة مع زيادة كبيرة بدءًا من عام ١٩٧٤م، بعدها أخذ عرض النقود في الزيادة التدريجية مع بعض الانخفاضات الطفيفة حتى نهاية فترة الدراسة.

ويتضح من الشكلين (١، ٢) عدم سكون السلاسل الزمنية لكل من الإنفاق الحكومي وعرض النقود، حيث لايمكن الاعتماد فقط على هذه الطريقة الكيفية للحكم على

= واللاحقة (I+1) لمزيد من التفاصيل حول هذا الموضوع يرجى الرجوع إلى [١٧، ص ص٢٢٠-٢٢٥] ولمعالجة عامة انظر [١٢، ص ص٣١-٤١].

سلوك السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة، ومن أجل القيام بتحليل العلاقة السببية، فقد تم اختبار الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية للمتغيرين محل الدراسة: الإنفاق الحكومي (GE) وعرض النقود (M1) . ويوضح الجدول رقم (١) نتائج اختبار جذر الوحدة للوغاريتم المتغيرين. ويتبين من الجدول ـ عمودا (١)، (٢) ـ أن اختباري ديكي ـ فولر البسيط وديكي ـ فولر المركب يشيران إلى عدم وجود دليل يمكن من رفض فرضية العدم القائلة باحتواء كل متغير على جذر الوحدة وذلك عند مستوى معنوية ٥٪، ولذا تم عمل الفروق الأولى لكل متغير، ويوضح عمودا (٣)، (٤) من الجدول رقم (١) أن السلسلة الزمنية للتغير في الإنفاق الحكومي ساكنة (رفض فرضية العدم القائلة بتكامل الإنفاق الحكومي من الدرجة الثانية).

جدول رقم (١). نتائج اختبارات جذر الوحدة.

المتغير	مستويات		فروق أولى	
	DF	ADF	DF	ADF
الإنفاق الحكومي	١,٩٥	٠,٥٥١ (أ)	٣,٦٤-	٣,٤٩- (ب)
عرض النقود (M1)	٣,٢٨	١,١٩١ (أ)	٨,٤٠-	٢,٦٩- (ج)

المصدر: [١٨، ص٣٦٨].

ملاحظات:

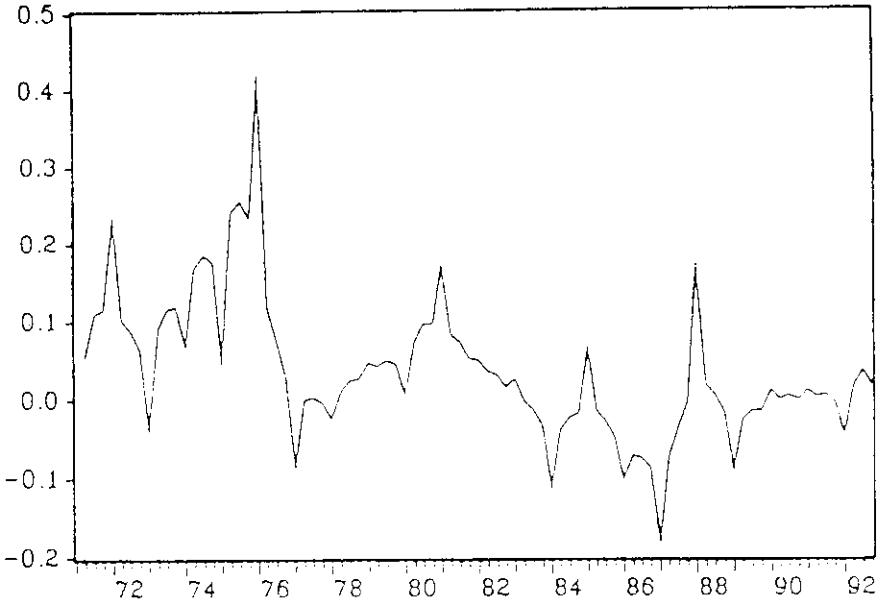
(أ) الفجوة الزمنية للمتغير التابع المتباطىء = ٤.

(ب) الفجوة الزمنية للمتغير التابع المتباطىء = ٣.

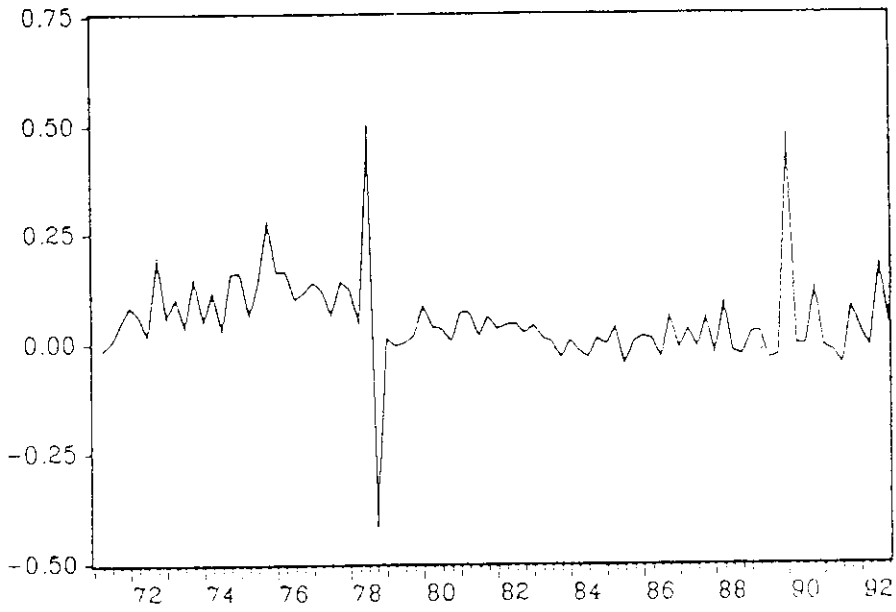
(ج) الفجوة الزمنية للمتغير التابع المتباطىء = ٢.

القيم الحرجة عند مستوى معنوية ٥٪ = - ١,٩٥

أما السلسلة الزمنية للتغير في عرض النقود (M1) فيوضح الجدول نفسه أنها أيضًا متكاملة من الدرجة الأولى، وبعد إجراء الفروق الأولى لهذه السلسلة يتضح من نتيجة الاختبار عدم إمكانية رفض فرضية العدم القائلة بسكون التغير في عرض النقود (لا يحتوي على جذر الوحدة، وبالتالي عدم تكامل عرض النقود M1 من الدرجة الثانية). وتعزز نتيجة هذه الاختبارات الملاحظات المذكورة أعلاه عند النظر إلى الأشكال البيانية للمتغيرات والتي تتحول إلى سلاسل ساكنة بعد إجراء الفروق الأولى، (انظر شكلي رقم ٣، ٤).



شكل رقم (٣) . السلسلة الزمنية للفروق الأولى للوغاريتم الإنفاق الحكومي (△ InGE).



شكل رقم (٤) . السلسلة الزمنية للفروق الأولى للوغاريتم عرض النقود (△ InMI).

اختبار التكامل المشترك

بعد تحديد درجة تكامل السلاسل الزمنية محل الدراسة، حيث اتضح من نتيجة الاختبار أن السلاسل الزمنية لمتغير الإنفاق الحكومي وعرض النقود (M1) تحتوي على جذر الوحدة، تأتي الخطوة المنطقية التالية وهي اختبار التكامل المشترك بين هذين المتغيرين. ويتضح من نتيجة الاختبار (جدول رقم ٢) غياب التكامل المشترك بين الإنفاق الحكومي وعرض النقود، حيث يتضح من نتيجة الاختبار عدم سكون بواقي معادلة التكامل المشترك التالية :

$$\ln GE = \alpha + \beta \ln M1 + e_t \qquad (١٢)$$

حيث تشير ln إلى اللوغاريتم الطبيعي .

إذ بلغت قيمة إحصائية t للمتغير التابع في اختبار DF للبواقي - ٠,٦٩٦ بينما بلغت القيمة الحرجة - ١,٩٥ عند مستوى معنوية ٥٪، كما يعزز هذه النتيجة اختبار ديكي - فولر المركب ADF حيث بلغت إحصائية t - ٠,٩٩ مقابل - ١,٩٥ للقيمة الحرجة عند مستوى ٥٪.

جدول رقم (٢) . نتيجة اختبار التكامل المشترك .

الاختبار	DF	ADF
الإنفاق الحكومي وعرض النقود (M1)	-٠,٦٩٦ (أ)	-٠,٩٩ (ب)

المصدر : [١٨، ص٣٦٨] .

(أ) الفجوة الزمنية للمتغير التابع المتباطىء = ٢

(ب) القيم الحرجة المجدولة عند ٥٪ - DF = ١,٩٥ - ، ADF = ١,٩٥ - .

اختبار الفجوة الزمنية الملائمة

بعد التأكد من سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة والتعرف على نتيجة اختبار التكامل المشترك تأتي الخطوة الثالثة والأخيرة الخاصة باختبار العلاقة السببية واتجاهها بين المتغيرين محل الدراسة . إلا أنه ونظرًا لغياب الأسلوب العلمي لاختيار الفجوات الزمنية

الملائمة للمتغيرات المستقلة (أو المحددة سلفًا) في معادلة العلاقة السببية، كما يضاف إلى ذلك حساسية التباين في معادلة العلاقة السببية لهيكل الفجوة الزمنية، فإن اختيار فجوة زمنية عشوائيًا لن يعطي نتائج متناسقة. لذا اقترح زياو Hsiao [١٨] طريقة عملية تعتمد الأساس العلمي في اختيار الفجوة الزمنية الملائمة. وتتلخص هذه الطريقة في التوليف بين معيار خطأ التوقع النهائي Final prediction error (FPE) المقترح من قبل Akaike وطريقة جرانجر لاختبار العلاقة السببية[٧]. وتنطوي هذه الطريقة على الخطوات التالية:

أولاً: معاملة كل متغير على حدة بتصميم نموذج انحدار ذاتي على النحو التالي:

$$\Delta \ln X_t = \alpha_o + \sum_{i=1}^{P} \alpha_i \Delta \ln X_{t-i} + e \qquad (١٣)$$

حيث P هي الحد الأقصى للفجوة الزمنية المستخدمة، ويتم حساب FPE بإضافة فجوة زمنية واحدة للمتغير المستقل في كل مرة حتى يتم التوصل إلى أقل قيمة لـFPE.

ثانيًا: بعد التوصل إلى أقل قيمة لـFPE يتم معاملة المتغير المستقل بفجواته الزمنية المحددة في (١٣) كمعطى ومن ثم تتم إضافة المتغير الآخر فجوة زمنية بعد أخرى حتى يتم التوصل إلى أقل قيمة لـ FPE. وتوضح الجداول ١م - ٤م (انظر الملحق ١) نتائج هذه الخطوات لكل متغير.

ويتبين من هذه الجداول أن معادلة العلاقة السببية للتغير في المتغيرات محل الدراسة على النحو التالي:

$$\Delta \ln GE = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln GE_{t-1} + \alpha_2 \Delta \ln GE_{t-2} + \alpha_3 \Delta \ln GE_{t-3} + \alpha_4 \Delta \ln GE_{t-5} + \delta_1 Z_{t-1} + e_t \qquad (١٤)$$

$$\Delta \ln Ml_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln GE_t + \beta_2 \Delta \ln Ml_{t-1} + \beta_3 \Delta \ln Ml_{t-3} + \delta_2 Z_{t-1} + v_t \qquad (١٥)$$

ويتضح من نتائج التقدير للأجل القصير (جدول رقم ٣) أن التغير في عرض النقود لايساعد في تفسير التغيرات في الإنفاق الحكومي.

---

(٧) لمزيد من التفاصيل انظر [١٩، ص ص١٦٥-١٦٧].

جدول رقم (٣) . العلاقة السببية في الأجل القصير.

اتجاه العلاقة السببية[أ]	إحصائيةF
الإنفاق الحكومي ⇐ عرض النقود (M1)	١٠٤,٦٢[ب]
عرض النقود ⇐ الإنفاق الحكومي	٠,٦١[ج]

(أ) يعني الرمز ⇐ أن التغير في المتغير يسبب حسب مفهوم جرانجر التغير في المتغير الآخر.

(ب) بلغت إحصائية F الحرجة لـ١ و٧٩ درجة حرية ٤,٠٠ وذلك عند مستوى معنوية ٥٪.

(ج) بلغت إحصائية F الحرجة لـ٣ و٧١ درجة حرية ٢,٧٦ وذلك عند مستوى معنوية ٥٪.

حيث بلغت إحصائية F المحسوبة للعلاقة السببية المتجهة من ΔlnM1 إلى ΔlnGE ٠,٦١ ، وبمقارنتها مع إحصائية F المجدولة البالغة ٢,٧٦ ، وبما أن إحصائية F الحرجة أكبر من إحصائية F المحسوبة فهذا يعني رفض فرضية العدم القائلة بوجود علاقة سببية تتجه من عرض النقود إلى الإنفاق الحكومي ، من هنا يمكن القول إن التغير في عرض النقود لا يسبب حسب مفهوم جرانجر التغير في الإنفاق الحكومي وذلك عند مستوى ثقة ٥٪ . أما بالنسبة لنتيجة اختبار فرضية وجود علاقة سببية قصيرة الأجل بين التغير في الإنفاق الحكومي والتغير في عرض النقود (معادلة رقم ١٥ أعلاه) فقد تبين من الاختبار أن إحصائية F التي تم الحصول عليها تساوي ١٠٤,٦٢ ، وبمقارنة إحصائية F المحسوبة هذه بإحصائية F المجدولة عند مستوى ثقة ٥٪ والتي تساوي ٤,٠٠ ، يمكن الاستنتاج بأن التغير في الإنفاق الحكومي يسبب حسب مفهوم جرانجر التغيرات الحاصلة في عرض النقود. ويدخل التغير في الإنفاق الحكومي في معادلة التغير في المعروض النقدي بقيمته الحالية وبدون فجوات زمنية ، مما يدل على أن التغير في الإنفاق الحكومي يؤثر على التغيرات في عرض النقود في الفترة الحالية فقط دون أن يستمر لفترات أخرى.

وباستخدام مفهوم السببية المعتمد على التكامل المشترك للتعرف على العلاقة السببية طويلة الأجل فإن العلاقة السببية بين التغير في المتغيرات محل الدراسة تظهر من خلال حد تصحيح الأخطاء Z_{t-1} . ويتضح من النتائج (جدول رقم ٤) أن الحد Z_{t-1} لا يسهم في تفسير التغيرات في المتغير التابع لكل معادلة كما تبين ذلك إحصائية t غير المعنوية. وأن حذف هذا الحد لايؤثر على المعادلة محل الدراسة.

جدول رقم (٤). العلاقة السببية طويلة الأجل بين الإنفاق الحكومي وعرض النقود (M1).

اتجاه العلاقة السببية[أ]	إحصائية t لـ Z_{t-1}
الإنفاق الحكومي ⇐ عرض النقود (M1)	-١,٠١[ب]
عرض النقود ⇐ الإنفاق الحكومي	-١,٥٨[ج]

(أ) لمزيد من الملاحظات يرجى الرجوع إلى جدول رقم (٣).

(ب) بلغت إحصائية F لمعنوية Z_{t-1} في معادلة رقم (١٤) ١,٠٢، قيمة F الحرجة لـ١ و٧٨ درجة حرية تبلغ ٤,٠٠ وذلك عند مستوى ثقة ٥٪.

(ج) غير معنوية إحصائيًا حتى عند مستوى ١٠٪، بلغت إحصائية F لمعنوية Z_{t-1} في معادلة رقم (١٥) ٢,٥١، بينما تبلغ قيمة إحصائية F الحرجة لـ١ و٧٦ درجة حرية ٤,٠٠ عند ٥٪.

ويتضح من النتائج ومن الجدول نفسه أيضًا أن التغيرات في عرض النقود لاتسهم في توقع التغيرات المستقبلية في الإنفاق الحكومي، ويعني ذلك أن اختلال التوازن في فترة سابقةبين الإنفاق الحكومي وعرض النقود ـ وإن لم يكن معنويًا إحصائيًا ـ كما تعكس ذلك إحصائية t غير المعنوية ـ يؤثر سلبًا على التغير في الإنفاق الحكومي في الفترة اللاحقة كما تقضي بذلك النظرية الإحصائية ومتطلبات استقرار المعادلة[٨]. وتشير معادلة التغير في عرض النقود إلى نتيجة مشابهة مما يعني أن اختلال التوازن بين الإنفاق الحكومي وعرض النقود لايؤثر كثيرًا على التغير في عرض النقود لأكثر من فصل واحد. وهذه النتائج تدعم ماتم التوصل إليه آنفًا باستخدام إحصائية F من عدم وجود علاقة سببية متبادلة في الأجل القصير بين التغير في الإنفاق الحكومي والتغير في المعروض النقدي.

من هنا يتضح أن السياسة المالية ممثلة في الإنفاق الحكومي في المملكة العربية السعودية تؤثر على السياسة النقدية ممثلة بعرض النقود M1 في الأجل القصير فقط، مما يدعم وجهة النظر السائدة في أن السياسة النقدية ـ وفي الكثير من الدول النامية ـ تعتبر سياسة غير مستقلة وبالتالي غير فعالة بشكل تام. ويمكن استنتاج أن السياسة المالية في المملكة (ممثلة

(٨) يمكن إسقاط هذا المتغير من المعادلة دون أن يؤدي ذلك إلى عدم تحديد للنموذج، فالنموذج يظل صحيحًا ومحددًا بدقة Well specified

في الإنفاق الحكومي) تتصف باستقلالية أكبر حيث إن التغير في المعروض النقدي لايؤثر على الإنفاق الحكومي، أما التغير في الإنفاق الحكومي فيؤثر على التغير في المعروض النقدي في الفترة الحالية، مما يعني وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تتجه من الإنفاق الحكومي إلى عرض النقود. أما في الأجل الطويل فلاتوجد علاقة سببية سواء كانت متبادلة أو في اتجاه واحد بين المتغيرين محل الدراسة.

هذه النتيجة تتفق مع ما كان متوقعًا سلفًا، ففي المملكة العربية السعودية تمتلك الحكومة قطاع النفط، وبالتالي فإن القطاع الحكومي يلعب دورًا مهمًّا في النشاط الاقتصادي، كما يبين ذلك عدم الارتباط بين الإنفاق الحكومي والنشاط الاقتصادي للقطاع الخاص حيث لايتحدد حجم هذا الإنفاق بالضرائب ولا بالاقتراض، ومن ثم فإن الإنفاق الحكومي يمول بشكل أساسي عن طريق تحويل ما تحصل عليه الحكومة من إيرادات نفطية بالعملة الصعبة إلى نقد محلي، وبالتالي يتم خلق النقود. ومن هنا يتضح الارتباط بين السياسة المالية والسياسة النقدية، وكذلك عدم استقلالية السياسة النقدية الاستقلال التام المطلوب لتكون سياسة فعالة كما تفترض النظرية الاقتصادية. وهذه النتيجة لا تعني عدم إمكانية استخدام السياسة النقدية في التأثير على المتغيرات الاقتصادية الكلية (كالأسعار والناتج) للوصول إلى الأهداف الاقتصادية المختلفة، بل إن ذلك يعني أن السلطات النقدية يجب أن تنظر لما يحدث على صعيد سياسة الإنفاق الحكومي وانعكاسات ذلك على السياسة النقدية حتى يمكن أخذ ذلك في الحسبان عند تصميم السياسة النقدية للوصول إلى الأهداف المرجوة. كما يجب ألا تفسر هذه النتائج على أن السياسة النقدية عديمة الجدوى في الاقتصاد السعودي، بل ينبغي النظر إلى هذه النتائج على أنها مؤشر يفيد في التعرف على مدى استقلالية السياسة النقدية، ومن ثم أخذ ذلك في الاعتبار عند تصميم السياسات الاقتصادية الكلية وتنفيذها. إن وجود سياسة نقدية مستقلة تمامًا بالمعنى الاقتصادي أو الإحصائي للاستقلالية، يكاد يكون أمرًا مستحيلاً حتى في الدول المتقدمة ذات الأسواق المالية المتطورة والتي يشار إليها عادة على أنها المثال لاستقلالية السياسة النقدية. فالسلطات النقدية في تلك الدول تراعي ما تفعله الحكومات في ميزانياتها، فتجد لديها رد فعل، ولم لم يكن مدفوعًا من قبل السلطة التنفيذية، على قرارات الحكومة فيما يتعلق بالاقتراض أو فرض ضرائب جديدة أو تغيير القديم منها، ومن هنا لايمكن تصور وجود سياسة نقدية مستقلة

استقلالاً تامًّا لا بالمعنى الاقتصادي ولا بالمعنى الإحصائي للاستقلال.

خاتمة

كان هدف هذه الورقة دراسة العلاقة بين السياسة المالية والسياسة النقدية ومدى التفاعل بينهما في اقتصاد نام هو اقتصاد المملكة العربية السعودية، والذي يتميز بعدم تطور الأسواق المالية وبملكية الدولة لأهم قطاع اقتصادي ألا وهو قطاع النفط، ولذلك أصبح القطاع الحكومي لاعبًا رئيسًا على مسرح الأحداث في الاقتصاد السعودي، فعن طريق القطاع الحكومي يتم توصيل ما يحدث في القطاع النفطي من تطورات إلى القطاعات الأخرى وأداة ذلك الإنفاق الحكومي. ومن أجل دراسة العلاقة بين السياسة المالية ممثلة بالإنفاق الحكومي والسياسة النقدية ممثلة في التعريف الضيق للنقود في المملكة العربية السعودية تم استخدام منهج تحليل العلاقة السببية المعروف المقترح من قبل جرانجر، وقد تم تطبيق هذا المنهج بعد تحويره ليأخذ بعين الاعتبار الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة، حيث أثبت الكثير من الدراسات عدم سكون السلاسل الزمنية لكثير من المتغيرات الاقتصادية الكلية. كما تم ـ إضافة إلى الأسلوب التقليدي لدراسة اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات محل الدراسة ـ استخدام منهج تصحيح الأخطاء المناسب لكشف العلاقة السببية طويلة الأجل بين التغير في المتغيرات ذات درجة التكامل المتماثلة، ويمكن إجمال النتائج التي تم التوصل إليها في التالي:

أولاً: تبين من نتائج اختبارات جذر الوحدة أن المتغيرات محل الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى (تحتوي على جذر الوحدة). ولذا فإن عمل الفروق الأولى لهذه المتغيرات كافٍ لتسكين سلاسلها الزمنية.

ثانيًا: اتضح من اختبار التكامل المشترك غياب التكامل المشترك بين الإنفاق الحكومي وعرض النقود (M1). كما دل حد تصحيح الأخطاء في معادلة العلاقة السببية على عدم وجود علاقة سببية طويلة الأجل بين التغير في هذين المتغيرين.

ثالثًا: تبين من اختبار العلاقة السببية قصيرة الأجل بين التغير في الإنفاق الحكومي والتغير في المعروض النقدي وجود علاقة سببية باتجاه واحد من الإنفاق الحكومي إلى المعروض النقدي، حيث تبين من نتيجة الاختبار معنوية معلمة متغير الإنفاق الحكومي في معادلة انحدار المعروض النقدي كما توضحها إحصائية F والتي بلغت ١٠٤,٦٢ مقارنة

بإحصائية F المجدولة البالغة ٤,٠٠ ، أي اعتماد جزء في التغير في المعروض النقدي على **التغير في الإنفاق الحكومي الأمر الذي يعني التفاعل بين السياستين المالية والنقدية في** المملكة العربية السعودية ، إلا أن من الجدير بالذكر أن التغير في الإنفاق الحكومي يؤثر فقط آنيًا على التغير في المعروض النقدي ، وهذا يعني أهمية متغير الإنفاق الحكومي في معادلة المعروض النقدي وأن إسقاط هذا المتغير يجعل من معادلة المعروض النقدي غير محددة بدقة Misspecified . كما تبين من نتيجة الاختبار عدم وجود علاقة سببية تتجه من المعروض النقدي إلى الإنفاق الحكومي ، حيث بلغت إحصائية F المحسوبة ٠,٦١ وهي أقل من القيمة الحرجة عند مستوى ثقة ٥٪ والبالغة ٢,٧٦ مما يعني عدم أهمية متغير المعروض النقدي في معادلة انحدار الإنفاق الحكومي (انظر هامش رقم ٨) . مما يدعم الافتراضات النظرية المسبقة من أن السياسة المالية ذات أثر أكبر في اقتصاد مثل الاقتصاد السعودي ، وهذه النتيجة يدعمها الاستقراء النظري للواقع ، حيث إن حجم الإنفاق الحكومي لايتحدد بالضرائب ولا بالاقتراض وإنما يمول أساسًا من إيرادات الحكومة النفطية والتي تتحول بذلك إلى نقود محلية .

أخيرًا ، تجدر ملاحظة أن هذه النتيجة لا تعني عدم إمكانية استخدام السياسة النقدية ـ ممثلة في حجم المعروض النقدي ـ في التأثير على المتغيرات الاقتصادية الكلية وصولاً إلى الأهداف الاقتصادية المختلفة من استقرار ونمو، بل إن هذه النتيجة تعني أن السياسة النقدية غير مستقلة تمامًا لا بالمعنى الاقتصادي ولا بالمعنى الإحصائي للاستقلالية ، فهذه الاستقلالية التامة ليست موجودة في أي اقتصاد سواء كان متقدمًا أو غير متقدم ، فحتى في البلدان المتقدمة ذات الأسواق المالية المتطورة لاتتمتع السياسة النقدية بالاستقلال التام المفترض في النظرية الاقتصادية لشرط الفعالية الكاملة للسياسة النقدية . ومن هنا ينبغي على السلطات النقدية في المملكة العربية السعودية ملاحظة التداخل بين السياستين المالية والنقدية في المملكة العربية السعودية عند تصميم سياسة نقدية إذا ما أريد للأخيرة النجاح في تحقيق الأهداف المرجوة .

ملحق (١)

$$\Delta \text{In } GE_t = F\ (\Delta \text{ In } GE_{t-i})$$

جدول رقم (١م). تحديد الفجوة الزمنية الملائمة لمعادلة الانحدار.

مقدار الفجوة الزمنية	FPE*
١	٠,٠٠٤٥٥٣٦
٢	٠,٠٠٤٤٨٨٢
٣	٠,٠٠٤٢٠٠٣
٥	**٠,٠٠٣٣٤٨٣
٦	٠,٠٠٣٤٥٤٠
٧	٠,٠٠٤٠٦٩٥

* ـ لحساب خطأ التوقع النهائي Final Prediction error (FPE) تستخدم المعادلة التالية :

$$FPE = \frac{RSS}{T} \quad \frac{T + K}{T - K}$$

حيث RSS مجموع البواقي المربعة لمعادلة الانحدار، K عدد المعلمات المقدرة بما فيها الحدث الثابت، T عدد المشاهدات.

GE : تشير إلى الإنفاق الحكومي

Δ : مشغل الفروق الأولى

In : اللوغاريتم الطبيعي

t : تشير إلى الفترة الزمنية

** تمثل أقل قيمة لخطأ التوقع النهائي (FPE) .

جدول رقم (٢م). تحديد الفجوة الزمنية الملائمة لمعادلة الانحدار.

$$\Delta \text{ In } GE_t = F(\Delta \text{ In } GE_{t-i}, \Delta \text{ In } M_{t-j})$$

مقدار الفجوة الزمنية للمتغير التابع المتباطىء[1]	الفجوة الزمنية للمتغير المستقل	FPE*
٥	صفر	٠,٠٠٣٨٧٥٧**
٥	١	٠,٠٠٣٩٥٧٧
٥	٣	٠,٠٠٣٩٧٠٣

M1 : تشير إلى عرض النقود (التعريف الضيق).

(١) : يشير هذا العمود إلى أن الفجوة الملائمة للمتغير التابع المتباطىء $\Delta \ln G_{t-i}$ هي خمس فجوات زمنية حيث i = ١ إلى ٥ وذلك تبعًا لخطأ التوقع النهائي FPE كما يشير إلى ذلك جدول ١م. ويتضح من FPE أن j=0 لمتغير $\Delta \ln M1_{t-j}$ في معادلة انحدار التغير في الإنفاق الحكومي.

* لمزيد من الملاحظات يرجى الرجوع إلى جدول (١م).

جدول رقم (٣م). تحديد الفجوة الزمنية الملائمة لمعادلة الانحدار.

$$\Delta \text{ In } M1 = F(\Delta \text{ In } M1_{t-i})$$

مقدار الفجوة الزمنية	FPE
١	٠,٠١١٥٦٥٦
٣	٠,٠١١٤٧٠١*
٤	٠,٠١١٤٧٩٧
٥	٠,٠١١٨٧٦٤

* تشير إلى الفجوة المتباطئة الملائمة للمتغير $\Delta \ln M1_{t-i}$ في معادلة الانحدار الذاتي للمعروض النقدي وتبلغ i هنا ٣ فجوات متباطئة حيث بلغت FPE أدنى قيمة لها عند الفجوة الثالثة.

لمزيد من الملاحظات يرجى الرجوع إلى جدول رقم (١م)، (٢م).

جدول رقم (٤م). تحديد الفجوة الزمنية الملائمة لمعادلة الانحدار.

$$\Delta \ln M1 = F(\Delta \ln M1_{(-i)}, \Delta \ln GE_{(-j)})$$

مقدار الفجوة الزمنية للمتغير التابع المتباطىء(١)	الفجوة الزمنية للمتغير المستقل	FPE
٣	صفر	٠,٠١٠٤٧٧٠*
٣	١	٠,٠١٠٧١٥٣
٣	٢	٠,٠١٠٩٢٦٩

(١) الفجوة الملائمة للمتغير التابع المتباطىء كما تحددت باستخدام FPE ، انظر جدول ٣م.

* : تشير إلى أن الفجوة الملائمة للمتغير المستقل $\Delta \ln GE_{(-j)}$ في معادلة الانحدار $\Delta \ln M1_{(-i)}$ هي صفر أي القيمة الحالية فقط للمتغير المستقل.

لمزيد من الملاحظات يرجى الرجوع إلى الجداول (١م)، (٢م)، (٣م).

البيانات الفصلية للإنفاق الحكومي (GE) وعرض النقود (M1) المستخدمة في الدراسة.

ربع السنة		I	II	III	VI
١٩٧١	GE	١,٤٠	١,٤٩	١,٦٥	١,٨٥
	M1	٢,٥٧	٢,٥٣	٢,٥٤	٢,٦٥
١٩٧٢	GE	٢,٣٤	٢,٥٩	٢,٨٣	٣,٠٣
	M1	٢,٨٨	٣,٠٦	٣,١٠	٣,٧٨
١٩٧٣	GE	٢,٩٠	٣,١٨	٣,٥٨	٤,٠٣
	M1	٣,٩٩	٤,٤٢	٤,٥٦	٥,٢٩
١٩٧٤	GE	٤,٣١	٥,٠٩	٦,١٤	٧,٣١
	M1	٥,٥٣	٦,٢٢	٦,٣٨	٧,٤٨
١٩٧٥	GE	٧,٦٤	٩,٧٣	١٢,٥٨	١٥,٩٠
	M1	٨,٧٨	٩,٣١	١٠,٦٧	١٤,١٨
١٩٧٦	GE	٢٤,١٧	٢٧,٢٢	٢٩,٣٦	٣٠,٢٨
	M1	١٦,٦٥	١٩,٦٤	٢١,٦٥	٢٤,٢٧

البيانات الفصلية للإنفاق الحكومي (GE) وعرض النقود (M1) المستخدمة في الدراسة .

ربع السنة		I	II	III	VI
١٩٧٧	GE	٢٧,٧٢	٢٧,٧٢	٢٧,٨٤	٢٧,٧٦
	M1	٢٧,٨٧	٣١,٣٨	٣٣,٣٤	٣٨,٤١
١٩٧٨	GE	٢٧,١٠	٢٧,٤١	٢٨,١٢	٢٨,٨٩
	M1	٤٣,٤٠	٤٥,٢٦	٤٧,٨٩	٤٩,٢١
١٩٧٩	GE	٣٠,٣١	٣١,٦٥	٣٣,٣١	٣٤,٨٧
	M1	٤٩,٨٦	٤٩,٦٣	٤٩,٦٤	٥٠,٤٩
١٩٨٠	GE	٣٥,٠٤	٣٧,٧٧	٤١,٥٩	٤٥,٨٢
	M1	٥٤,٩٥	٥٦,٩٢	٥٨,٨٢	٥٨,٩٦
١٩٨١	GE	٥٤,٥٣	٥٩,٣٤	٦٣,٩٢	٦٧,٤٧
	M1	٦٣,٢١	٦٧,٧٢	٦٨,٦٧	٧٢,٩٨
١٩٨٢	GE	٧١,٠٠	٧٣,٧٣	٧٦,١٤	٧٧,٤١
	M1	٧٥,٣٤	٧٨,٣٨	٨١,٩٧	٨٣,٧٨
١٩٨٣	GE	٧٩,٥٩	٧٩,٤٨	٧٨,٥٣	٧٦,٠٣
	M1	٨٧,٢٢	٨٨,١٧	٨٨,٥٣	٨٥,٤٩
١٩٨٤	GE	٦٧,٩٢	٦٥,٤٢	٦٣,٩٨	٦٢,٩١
	M1	٨٦,١٧	٨٤,٨١	٨٢,٠٣	٨٢,٩٧
١٩٨٥	GE	٦٧,٣٤	٦٦,٤١	٦٤,٧١	٦١,٧٢
	M1	٨٢,٧٠	٨٥,٧٨	٨١,٥٩	٨١,٨٣
١٩٨٦	GE	٥٥,٧٣	٥١,٩٤	٤٨,٢٣	٤٤,٢٣
	M1	٨٣,١٢	٨٣,٩٥	٨٠,٩٦	٨٦,٢٨
١٩٨٧	GE	٣٦,٩٠	٣٤,٣٢	٣٣,٢٠	٣٣,١٢
	M1	٨٤,٩٢	٨٧,٧١	٨٦,٧٠	٩١,٧٨
١٩٨٨	GE	٣٩,٤٢	٤٠,١٧	٤٠,٤٢	٣٩,٧٧
	M1	٨٩,٢٠	٩٧,٧٩	٩٥,٩٦	٩٣,٤٣
١٩٨٩	GE	٣٦,٣٥	٣٥,٤٧	٣٤,٩٩	٣٤,٥٢
	M1	٩٤,٥٩	٩٧,٤٥	٩٣,٥١	٩١,٣٨

البيانات الفصلية للإنفاق الحكومي (GE) وعرض النقود (M1) المستخدمة في الدراسة.

ربع السنة		I	II	III	VI
١٩٩٠	GE	٣٤,٩٨	٣٤,٩٧	٣٥,١٦	٣٥,١٥
	M1	١٠٠,٧٧	١٠٢,١٨	٩٣,٣٩	١٠١,٩٤
١٩٩١	GE	٣٥,٥٩	٣٥,٧٣	٣٥,٩٥	٣٥,٨٦
	M1	١٠٨,٣٩	١١٢,٨٥	١١٢,٤٥	١٢٠,٠٠
١٩٩٢	GE	٣٤,٢٧	٣٤,٨٦	٣٦,٢١	٣٧,٨٣
	M1	١٢٥,٦٧	١٢٨,٥٣	١٢٩,٠٢	١٢٧,٥١

المصدر: التقرير السنوي لمؤسسة النقد العربي السعودي، أعداد متفرقة.

المراجع

[١] Froyen, Richard R. T. *'Macroeconomics: Theories and Policies'*. New York: Macmillan Publishing Co. Inc., 1983.

[٢] Granger, C. W. J. 'Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods', *Econometrica*, Vol.37 (1969), 424-438.

[٣] Geweke, J. 'Inference and Causality in Economic Time Series Models', In: Griliches, Z. and M. D. Intriligator (eds.) *Handbook of Econometrics*, Vol.2. Amsterdam: North-Halland, 1984.

[٤] Sims, C. A. 'Money, Income and Causality', *American Economic Review*, Vol.62, (1972), 540-552.

[٥] Zellner, A. 'Causality and Causal Laws in Economics', *Journal of Econometrics*, Vol.39 (1972), (September-October 1988), 7-21.

[٦] Geweke, J. R.; Messe, R. and Dent, W. 'Comparing Alternative Tests of Causality In Temporal Systems', *Journal of Econometrics*, Vol.21 (1983), 161-194.

[٧] Nelson, C. R. and Plosser, C. I. 'Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications', *Journal of Monetary Economics*, Vol.10 (1982), 139-162.

[٨] Engle, R. F. and Granger, Clive W. J. 'Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing', *Econometrica*, Vol.55 (March 1987), 251-276.

[٩] Granger, C. W. J. and Newbold, P. 'Spurious Regressions in Econometrics', *Journal of Econometrics*, Vol.35 (July 1974), 111-120.

[١٠] Dickey, D. A. and Fuller, W. A. 'Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root', *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74 (1979), 427-431.

[١١] Dicky, D.A and Fuller, W.A. 'Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root', *Econometrica*, Vol.49 (1981), 1057-1072.

[١٢] Conte, S. D. and Boore, Carle de. *'Elementary Numerial Analysis: An Algorithmic Approach'*. New York, USA: McGraw-Hill Book Company, 1980.

[١٣] Charemza, W. W. and Deadman, D. F. *'New Directions in Econometric Practice'*. England: Edward Elgar, Hants, 1992.

[١٤] Granger, C. W. J., "Developments in the Study of Cointegrated Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48 (August 1986), 213-228.

[١٥] Kelejian, H. H. and Oates, W. E. *'Introduction to Econometrics: Principles and Applications'*. New York, USA: Harper & Row, Publisher, 1989.

[١٦] مؤسسة النقد العربي السعودي، *التقرير السنوي*، عدة أعداد، الرياض.

[١٧] Goldstein, M. and Khan, M. 'Large Versus Small Price Changes and The Demand For Imports', *IMF Staff Papers*, Vol.23 (1981), 200-225.

[١٨] Hsiao, C. 'Autoregressive Modelling and Money-Income Causality Detection', *Journal of Monetary Economics*, Vol.7 (1987), 85-106.

[١٩] Ramanathan, R. *'Introductory Econometrics with Applications'*. Orlando, Florida: Harcourt Brace Jovanorich, Publishers 1989.

Fiscal and Monetary Policies Relationship in Saudi Arabian Economy: An Application of Cointegration and Causality Analysis

Hamad S. Albazai
Economics Department, College of Business and Economics, King Saud University, Al-Qaseem Branch, Saudi Arabia

(Received on 5-4-1415.; accepted for publication on 9-8-1416 A.H.)

Abstract. This paper attempts to analyze the interaction between fiscal and monetary policies in Saudi Arabian economy. For this purpose, a variant of Granger causality approach has been adopted. However, this study tries to improve upon the existing causality studies by using the new techniques of cointegration and error-correction modelling. Based on results of the tests conducted, it appears that there exists only short-run causality running from government expenditure toward money supply (M1) without a feedback. This implies that fiscal policy, as represented by government expenditure, is more powerful while monetary policy, as represented by money supply (M1), is not independent and therefore it is ineffective. However, this should not suggest in any way that Saudi monetary authorities cannot control money supply for policy purposes. But it means that the authorities should take account of the possible effects of government expenditure on money supply when designing monetary policy.