مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (37) العدد (4) 2015
Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (37) No. (4) 2015

العلاقة طويلة وقصيرة الأجل بين المتغيرات النقدية ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.

منذر زيدان*

(تاريخ الإيداع 29 / 3 / 2015. قُبِل للنشر في 27 / 7 / 2015)

□ ملخّص □

يُعنى بدراسة العلاقة قصيرة وطويلة الأجل بين المتغيرات النقدية ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية. وذلك من خلال التقديم النظري لتوضيح طبيعة العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية المؤثرة في سوق الأوراق المالية، حيث تمثلت في أثر عرض النقود، وسعر الفائدة، وسعر الصرف، ومعدل التضخم،وعند إجراء الدراسة الإحصائية باستخدام منهجية التكامل المشترك باستعمال نموذج الانحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع(Auto Regressive–Distributed Lag)(ARDL) لتحديد طبيعة العلاقة بين متغيرات الدراسة المستقلة، ممثلة في: عرض النقود(M1,M2)، سعر الفائدة (I)، سعر الصرف (EX)، والمتغير التابع الممثل في مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية(M_I). حيث أظهرت نتائج الدراسة الإحصائية خلال تقدير أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted equilibrium correction model (UECM)، أن العلاقة طويلة وقصيرة الأجل بين عرض النقود M1 ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية هي علاقة موجبة، بينما كانت علاقة سالبة مع عرض النقود M2 في الأجل القصير، وتحولت غلى علاقة موجبة في الأجل الطويل. وكذلك فإن العلاقة بين معدل التضخم كانت موجبة في الأجل القصير والطويل، بينما كانت العلاقة مع سعر الصرف سلبية في الأجل القصير والطويل، والعلاقة كانت سلبية في الأجل القصير والطويل مع سعر الفائدة.

وتمحورت المقترحات حول ضرورة تطوير أداء السياسة النقدية وذلك عبر استخدامها للأدوات غير المباشرة، للتحكم بكل أكثر فاعلية في عرض النقود، وبالتالي تحديد سعر الفائدة بشكل يعكس توازن سوق النقد، وهذا ما يجعل قدرة التأثير على سعر الصرف ومعدل التضخم تسير بالشكل الذي يخدم الأهداف الاقتصادية الكلية، وينعكس بشكل إيجابي على سلوك مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.

الكلمات المفتاحية : سعر الفائدة– عرض النقود– سعر الصرف –التضخم– مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية– السياسة النقدية.

* طالب دكتوراه –قسم الاقتصاد– كلية الاقتصاد – جامعة دمشق– سورية.

مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (37) العدد (4) 2015
Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (37) No. (4) 2015

The Long And Short Relation Term Between Monetary Variable And Damascus Stock Sxchange Index

Munzer Zaidane*

(Received 29 / 3 / 2015. Accepted 27 / 7 / 2015)

□ ABSTRACT □

This study is concerned in the long relation between monetary policy variable and Damascus stock exchange (DSE) index,

In general, monetary policy transmission can affect the markets, so the stock market also effected by that, and this study is interested in this relation, so it start by made theoretical introduction about how can monetary variables effect the stock market index, then it follow the statistical methodology by use Autoregressive-Distributed Lag model (ARDL) to estimate the relation between independents variables which are money supply M1,M2,exchange rate EX, interest rate I, inflation INF, and dependent variables which is DSE index (M_I)

The result, by using the Unrestricted error correction model (UECM) shows that there is positive relation in short and long term between money supply (M1) and DSE index, but it was and negative one in short term between M2 and DSE index, and became a positive in long term, and the relation was negative between inflation and DSE index in short and long term. There was a negative one with exchange rate in short and long term, and also negative one with interest rate.

As conclusion, it should be necessary to improve the behavior of monetary policy to control all this variable in the way that made it has positive effects on DSE index.

Key words: interest rate, money supply, exchange rate, inflation, monetary policy, DSE,

*Postgraduate Student - Department of Economics - Faculty of Economic- Damascus University- Syria.

مقدمة:

مشكلة البحث:

تؤثر السياسة النقدية في النشاط الاقتصادي الكلي، من خلال التحكم بمجموعة من المتغيرات النقدية متمثلة بعرض النقود وسعر الفائدة وسعر الصرف ومعدلات التضخم، وينتقل هذا الأثر إلى سوق الأوراق المالية، سواء بشكل مباشر عبر التأثير قصير الأجل أو بشكل غير مباشر عبر التأثير طويل الأجل، وفي ظل هذه العلاقة التي يمكن أن تنشئ بين متغيرات السياسة النقدية وسوق الأوراق المالية يبرز التساؤل عن طبيعة العلاقة قصيرة وطويلة الأجل بين المتغيرات النقدية ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.

أهمية البحث وأهدافه:

تنبع أهمية البحث من أهمية الدور الذي تلعبه السياسة النقدية في بالتأثير بالنشاط الاقتصادي عبر التحكم بمجموعة من المتغيرات، فضلاً عن أن الأثر الناتج عن هذه المتغيرات ينتقل بشكل فعال إلى سوق الأوراق المالية، حيث تتمتع هذه الأسواق بأهمية خاصة في الاقتصاد كونها قناة تعمل على تعبئة المدخرات وتوجيهها إلى الاستثمار .ومع انطلاقة سوق دمشق للأوراق المالية يكتسب هذا البحث أهمية خاصة تتمثل في أنه يتناول موضوع دراسة العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية ومؤشرسوق دمشق للأوراق المالية،.

أهداف البحث.

يهدف البحث إلى:

1. تحليل العلاقة بين المتغيرات النقدية ومؤشر سوق الأوراق المالية.
2. التعرف على نوع العلاقة بين المتغيرات النقدية ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية. باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (UECM)
3. تحديد أثر المتغيرات النقدية في مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.

عينة البحث.

شملت عينة البحث سوق دمشق للأوراق المالية، ومتغيرات السياسة النقدية في سورية، من خلال دراسة البيانات الشهرية خلال الفترة من بداية العام 2010 حتى نهاية العام 2011.

فرضيات البحث.

1. وجود علاقة سببية موجبة بين عرض النقود ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، تنتقل من عرض النقود إلى مؤشر السوق في الأجل القصير والطويل.
2. وجود علاقة سببية سالبة بين التضخم ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، تنتقل من التضخم إلى مؤشر السوق في الأجل القصير والطويل.
3. وجود علاقة سببية سالبة بين سعر الصرف ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية. تنتقل من سعر الصرف إلى مؤشر السوق في الأجل القصير والطويل.
4. وجود علاقة سببية سالبة بين سعر الفائدة ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية. تنتقل من سعر الفائدة إلى مؤشر السوق في الأجل القصير والطويل.

منهجية البحث:

يعتمد البحث على المنهج الوصفي والأسلوب الإحصائي في دراسة العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع وذلك باستخدام أسلوب التكامل المشترك باستعمال نموذج الانحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع مع استخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد للحصول على معاملات الأثر طويل الأجل.

تقديم نظري.

تؤثر السياسة النقدية على سوق الأوراق المالية، عبر استخدام أدواتها المباشرة وغير المباشرة، وتحكمها بالمتغيرات النقدية كعرض النقود وسعر الفائدة، وسعر الصرف، ومعدل التضخم، ويتميز تأثيرها بأنه تأثير غير مباشر ينتقل إلى سوق الأوراق المالية عبر ما يعرف بقنوات انتقال السياسة النقدية.

1) عرض النقود وسلوك مؤشرات سوق الأوراق المالية:

أن زيادة عرض النقود تؤدي إلى انخفاض في أسعار الفائدة ثم يشجع ذلك على زيادة الاستثمار، وبالتالي تأثر نشاط سوق الأسهم إيجاباً.ومع وجود العديد من الدراسات التي تناولت حالات بلدان مختلفة وأشارت إلى وجود علاقة بين متغيرات السياسة النقدية وأسواق المال، وكذلك وجود علاقة طردية بين الكمية المعروضة من النقود، وبين مستوى النشاط الاقتصادي بمعنى أن زيادة المعروض من النقود يتبعه تحسن في مستوى أداء الاقتصاد، وذلك على أساس أن زيادة المعروض من النقود من شأنه أن يؤدي إلى انخفاض أسعار الفائدة، الأمر الذي يشجع على الاستثمار، ويؤدي بالتبعية إلى زيادة الإنتاج، والذي يؤثر بدوره ايجابياً على أرباح منشآت الأعمال، وبالتالي ينتقل هذا الأثر إلى سوق الأسهم[chong ,2002].

إذا كانت الانطلاقة من أن للزيادة في المعروض من النقود تأثير إيجابي على أرباح المنشآت فإن لها أيضاً تأثيراً سلبياً يتمثل في احتمال حدوث تضخم يؤدي في النهاية إلى زيادة في الحد الأدنى للعائد الذي يطلبه المستثمرون. وعليه فإن أي أثر لعرض النقود سيقترن بالمتغيرات الأخرى في السوق من سعر الفائدة وسعر الصرف ومعدل التضخم[2013، علي]

2) سعر الفائدة وسلوك مؤشرات سوق الأوراق المالية:

تميل أسعار الأسهم عادة إلى التحرك في اتجاه معاكس لحركة أسعار الفائدة طويلة الأجل، وسعر الفائدة الأكثر تأثيراً على السوق هو سعر الفائدة على السندات، أو أذون الخزانة باعتبارها أكثر حساسية لبدائل الأسهم[LKhagvajav,2007]، كما أن وجود قواعد نقدية لتحديد سعر الفائدة سيؤدي كذلك إلى تناغم أسعار الفائدة مع بعضها، ومن المفترض أن تتم المقارنة في سعر الفائدة على السندات، وهي غير متوفرة حالياً.

3) التضخم وسلوك مؤشرات سوق الأوراق المالية:

إن الاعتقاد السائد بين المتعاملين في الأسواق العالمية أنهبزيادة حدة التضخم يقوم المصرف المركزي للتدخل من خلال تقليل عرض النقود، مما يترتب عليه انخفاض في التدفقات النقدية لمنظمات الأعمال بسبب انخفاض الطلب على منتجاتها، الأمر الذي يؤدي إلى انخفاض مستوى أسعار أسهمها في السوق، وحتى إن لم تتخذ أي خطوة تجاه عروض من النقود في الوقت الذي صاحب فيه التضخم زيادة في طلب المنظمات لمزيد من الموارد المالية، فإن هذا قد يؤدي إلى ارتفاع معدل الفوائد وانخفاض القيمة السوقية للأسهم تبعاً لذلك [Kivilcim,2001]، وفي إطار ذلك بينت بعض الدراسات حول علاقة التضخم بسلوك الأسهم أن ارتفاع معدل التضخم سيترك أثراً عكسياً على أسعار الأسهم[Fatma 2007]، مما يجعل التضخم يؤثر بذلك على سلوك السوق المالية ويرجع ذلك عادة لـ:

أن ارتفاع معدل التضخم يؤدي إلى ارتفاع في معدل العائد المطلوب من قبل المستثمر، وبالتالي انخفاض في القيمة السوقية للأسهم أي أنه غير مستعد للشراء بسعر عالي.

أن ارتفاع معدل التضخم يؤدي لانخفاض القيمة الحقيقية لأرباح الشركات، وبالتالي انخفاض أسعار أسهمها والذي يفسر بانخفاض القيمة السوقية للشركات.

4) سعر الصرف وسلوك مؤشرات سوق الأوراق المالية:

يعتبر من المؤشرات الاقتصادية الهامة التي تؤثر على الاستقرار الاقتصادي العام، ومن ثم أداء سوق الأوراق المالية، ويساعد استقرار سعر الصرف على تشجيع تدفقات رؤوس الأموال الأجنبية للاستثمار في سوق الأوراق المالية على المدى البعيد، إذ تؤثر هذه التدفقات على أسعار صرف العملات، وتتأثر بالتقلبات في هذه العملات [عطية، 2012]

الدراسة الإحصائية.

تم إعداد الدراسة بالاعتماد على بيانات المتغيرات النقدية وبيانات مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية كممثل عن السوق المالية، أنظر الجدول (1)حيث تم ترميز المتغيرات كما يلي:

المتغير التابع (M_i): مؤشر العام لسوق دمشق للأوراق المالية.

المتغيرات المستقلة المؤثرة على المتغير التابع(M1الكتلة النقدية)-(M2: عروض النقود)-(Infمعدل التضخم)-(امعدل الفائدة)-(Ex سعر الصرف).

جدول (1) المؤشرات النقدية ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية خلال الفترة 2010-2011(بيانات شهرية)

الفترة /شهر	M2	M1	مؤشر السوق	التضخم	سعر الصرف	سعر الفائدة
كانون الثاني-10	1,826,278	929,381	1,084	%2	45.90	%6.00
شباط-10	1,860,522	953,978	1,127	%5	46.15	%6.00
آذار-10	1,844,555	947,570	1,145	%5	46.13	%6.00
نيسان-10	1,864,370	963,874	1,256	%6	47.38	56.00
أيار-10	1,862,504	976,372	1,357	%4	46.09	%6.00
حزيران-10	1,910,983	1,009,823	1,416	%3	46.82	%6.00
تموز-10	1,934,483	1,030,807	1,469	%2	47.08	%6.00
آب-10	1,950,728	1,032,643	1,562	%3	46.77	%6.00
أيلول-10	1,971,202	1,040,137	1,662	%5	46.85	%5.50
تشرين الأول-10	1,992,440	1,042,193	1,723	%6	46.69	%5.50
تشرين الثاني-10	2,026,710	1,063,023	1,645	%5	46.45	%5.50
كانون الأول-10	2,041,040	1,063,510	1,719	%6	46.27	%5.50
كانون الثاني-11	1,826,278	1,058,737	1,721	%7	46.78	%5.00
شباط-11	1,860,522	1,106,486	1,629	%4	59.20	%5.00
آذار-11	1,844,555	1,071,623	1,452	%3	46.92	%5.00
نيسان-11	1,864,370	1,113,687	1,216	%3	48.07	%5.00

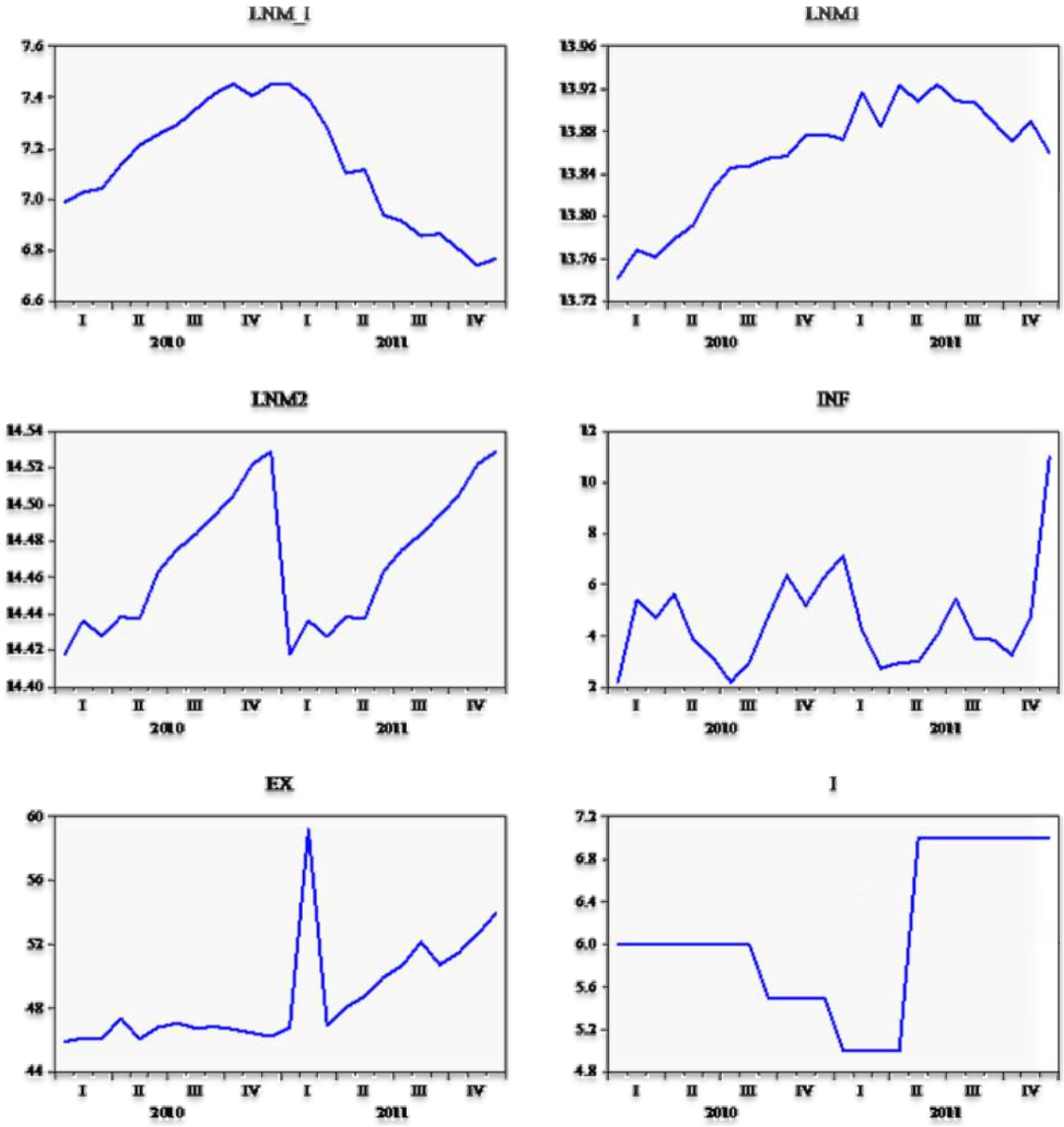
أيار-11	1,862,504	1,097,101	1,233	%3	48.76	%7.00
حزيران-11	1,910,983	1,114,838	1,031	%4	49.96	%7.00
تموز-11	1,934,483	1,097,751	1,006	%5	50.69	%7.00
آب-11	1,950,728	1,096,177	951	%4	52.17	%7.00
أيلول-11	1,971,202	1,076,212	958	%4	50.74	%7.00
تشرين الأول-11	1,992,440	1,056,319	903	%3	51.48	%7.00
تشرين الثاني-11	2,026,710	1,077,114	847	%5	52.63	%7.00
كانون الأول-11	2,041,040	1,045,091	870	%11	53.96	%7.00

المصدر: النشرات الربعية الصادرة عن مصرف سورية المركزي للأعوام المذكورة. – قرارات مجلس النقد والتسليف الصادرة بشأن تحديد أسعار الفائدة على الودائع.

التقارير الدورية الصادرة عن سوق دمشق للأوراق المالية للأعوام المذكورة.– تقارير التضخم الصادرة عن مصرف سورية المركزي للأعوام المذكورة.

الرسم البياني للسلاسل:

مخطط بياني (1) يوضح رسماً بيانياً لاتجاه المتغيرات زمنياً بصيغتها اللوغاريتمية



اختبارات جذر الوحدة (Unit root tests):

يعتبر استقرارية المتغيرات كل منها على حدا شرط لازم من أجل إجراء الانحدار المطلوب بين المتغير التابع وكل من المتغيرات المستقلة ومن ثم التقدير في الأجل الطويل، حيث أن استخدام سلاسل زمنية غير مستقرة في معادلات الانحدار تعطينا نتائج مضللة وغير حقيقية، ولكن إذا حققت هذه السلاسل صفة التكامل المشترك فيما بينها، فإن النتائج المستمدة من نموذج تصحيح الخطأ (الممثل لسلوك الظاهرة في الأجل القصير) ستكون ذات معنى وأهمية بالغة ويكون النموذج قابل للتنبؤ خارج حدود العينة خاصة بعد اختبار الاستقرار الخاص بالمعادلة الديناميكية، ومن أجل اختبار الاستقرارية يُستخدم اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF)، كما موضح في الجدول (2):

جدول رقم (2) نتائج اختبار الاستقرارية ADF لمتغيرات الدراسة

Unit Root Test For		Levels			First Difference			حالة التكامل I(d)
Variable	Exogenous	None	Constant	Constant and Linear Trend	None	Constant	Constant and Linear Trend	
Lnm_i		-0.616450 [0.4392]	-1.465594 [0.5308]	-1.583217 [0.7680]	-1.491634 [0.1238]	-1.514256 [0.5070]	-3.889744 [0.0304]	**I(1)**
Lnm1		0.258001 [0.7508]	-2.670233 [0.0950]	0.388651 [0.9979]	-1.263551 [0.1830]	-1.175712 [0.6635]	-9.590694 [0.0000]	**I(1)**
Lnm2		0.861471 [0.8892]	-1.752946 [0.4088]	-1.946759 [0.5981]	-5.101397 [0.0000]	-5.120965 [0.0005]	-5.010141 [0.0031]	**I(1)**
Inf		0.384299 [0.7867]	-1.999170 [0.2850]	-1.865850 [0.6376]	-2.971515 [0.0049]	-2.962167 [0.0544]	-2.913661 [0.1773]	**I(1)**
Ex		0.610232 [0.8405]	-3.135577 [0.0378]	-5.383491 [0.0013]				**I(0)**
I		3.983898 [1.0000]	-1.106211 [0.7129]	-0.130534 [0.9940]				**I(0)**
القيم الحرجه (الجدولية)	1%	-2.669359	-3.788030	-4.416345	-2.679735	-3.788030	-4.440739	
	5%	-1.956406	-3.012363	-3.622033	-1.958088	-3.012363	-3.632896	
	10%	-1.608495	-2.646119	-3.248592	-1.607830	-2.646119	-3.254671	

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج الإحصائي الجاهز (Eviews 7)

ومن نتائج التقدير التي تم الحصول عليها من اختبار ديكي فوللر باستعمال البرنامج الإحصائي Eviews 7 ولجميع المتغيرات يمكن تقدير ما يلي:

1. المتغير LnM_I:

القيمة المحسوبة المطلقة t–value لاختبار ADF ولجميع الصيغ أصغر من القيمة الجدولية المطلقة Critical Value وبمستوى معنوية 10% ,5% ,1% أي يتم قبول فرضية العدم مما يدل على عدم استقرارية السلسلة الزمنية لهذا المتغير عند المستوى العام بمعنى أن لها جذر وحدة، لذلك نقوم باختبار الاستقرارية عند الفروق الأولى للسلسلة الزمنية، وينتج أن القيم المطلقة المحسوبة بحد ثابت واتجاه عام هي أكبر من القيم الجدولية المطلقة المناظرة لها وبمستوى معنوية 10% ,5%، وبذلك يُستنتج أن المتغير متكامل من الرتبة الأولى I(1).

2. المتغير LnM_1:

القيمة المحسوبة المطلقة t–value لاختبار ADF ولجميع الصيغ أصغر من القيمة الجدولية المطلقة Critical Value وبمستوى معنوية 10% ,5% ,1% أي يتم قبول فرضية العدم مما يدل على عدم استقرارية السلسلة الزمنية لهذا المتغير عند المستوى العام بمعنى أن لها جذروحدة، لذلك يتم اختبار الاستقرارية عند الفروق الأولى للسلسلة الزمنية، وينتج أن القيم المطلقة المحسوبة بحد ثابت واتجاه عام هي أكبر من القيم الجدولية المطلقة المناظرة لها وبمستوى معنوية 10% ,5% ,1%، وبذلك يُستنتج أن المتغير متكامل من الرتبة الأولى I(1).

3. المتغير LnM_2:

القيمة المحسوبة المطلقة t–value لاختبار ADF ولجميع الصيغ أصغر من القيمة الجدولية المطلقة Critical Value وبمستوى معنوية 10% ,5% ,1%، أي يتم قول فرضية العدم مما يدل على عدم استقرارية السلسلة الزمنية لهذا المتغير عند المستوى العام بمعنى أن لها جذروحدة، لذلك يتم اختبار الاستقرارية عند الفروق الأولى للسلسلة الزمنية، وينتج أن القيم المطلقة المحسوبة هي أكبر من القيم الجدولية المطلقة المناظرة لها وبمستوى معنوية 1%, 5% ,10%، وبذلك يُستنتج أن المتغير متكامل من الرتبة الأولى I(1).

4. المتغير INF:

القيمة المحسوبة المطلقة t–value لاختبار ADF ولجميع الصيغ أصغر من القيمة الجدولية المطلقة Critical Value وبمستوى معنوية 10% ,5% ,1% أي يتم قبول فرضية العدم مما يدل على عدم استقرارية السلسلة الزمنية لهذا المتغير عند المستوى العام بمعنى أن لها جذروحدة، لذلك يتم اختبار الاستقرارية عند الفروق الأولى للسلسلة الزمنية، فينتج أن القيم المطلقة المحسوبة بدون حد ثابت ومع حد ثابت هي أكبر من القيم الجدولية المطلقة المناظرة لها وبمستوى معنوية 5% ,1%، وبذلك يُستنتج أن المتغير متكامل من الرتبة الأولى I(1).

5. المتغير EX:

القيمة المحسوبة المطلقة t–value لاختبار ADF بحد ثابت وكذلك وبحد ثابت واتجاه عام أكبر من القيمة الجدولية المطلقة Critical Value وبمستوى معنوية 5% ,10% أي أننا نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة مما يدل على استقرارية السلسلة الزمنية لهذا المتغير، لذا يعد المتغير متكامل عند المستوى العام I(0).

6. المتغير (I).

القيمة المحسوبة المطلقة t–value لاختبار ADF بحد ثابت وكذلك وبحد ثابت واتجاه عام أكبر من القيمة الجدولية المطلقة Critical Value وبمستوى معنوية 5% ,10% أي يتم رفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة مما يدل على استقرارية السلسلة الزمنية لهذا المتغير، لذا يعد المتغير متكامل عند المستوى العام I(0).

يُستنتج مما سبق أن المتغيرات متكاملة من الرتبة I(0) و I(1) ولا توجد متغيرات متكاملة من الرتبة الثانية I(2) أو أكثر وبمستوى معنوية 5%، وبالتالي يمكن تطبيق منهجية التكامل المشترك باستعمال نموذج ARDL.

اختبار فترات الإبطاء:

لاختبار فترة الإبطاء الملائمة لكل متغير يجرى انحدار ذاتي لكل متغير ولفترة إبطاء واحدة تلو الأخرى لحين الحصول على الأنموذج الذي يحقق أفضل معايير اختبار النموذج (AIC, SC, H-Q, FPE)، فقد تم استعمال البرنامج الإحصائي (Eviews 7) لكل متغير ولثلاث فترات إبطاء وتم الحصول على نتائج التقدير التالية:

1 -المتغير LnM_I: كانت نتائج التقدير لمعايير اختيار رتبة الأنموذج الملائم كما يلي:

جدول رقم (3) فترات الإبطاء للمتغير الأول

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
0	0.066194	0.122642	0.172381	**0.133436**
1	0.006867	-2.143671	-2.044193	**-2.122082**
2	0.006463	-2.205829	-2.056612	**-2.173445**
3	0.005114*	-2.442555*	-2.243598*	**-2.399376***

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج الإحصائي الجاهز (Eviews 7)

ومن النتائج أعلاه يُلاحظ أن فترة الإبطاء الملائمة للمتغير LnM_I هي ثلاث فترات (Lag=3) كونها معنوية لأكثر عدد من معايير المفاضلة (FPE, AIC, SC, H-Q).

2 - المتغير LnM_1: كانت نتائج التقدير لمعايير اختيار رتبة الأنموذج الملائم كما يلي:

جدول رقم (4) فترات الإبطاء للمتغير الثاني

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
0	0.001643	-3.573197	-3.523458	**-3.562403**
1	0.000385	-5.024571	-4.925092	**-5.002981**
2	0.000313*	-5.231879*	-5.082662*	**-5.199495***
3	0.000320	-5.214984	-5.016028	**-5.171806**

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج الإحصائي الجاهز (Eviews 7)

ومن النتائج أعلاه يُلاحظ أن فترة الإبطاء الملائمة للمتغير LnM_1 هي فترتين اثنتين (Lag=2) كونها معنوية لأكثر عدد من معايير المفاضلة (FPE, AIC, SC, H-Q).

3 - المتغير LnM_2: كانت نتائج التقدير لمعايير اختيار رتبة الأنموذج الملائم كما يلي:

جدول رقم (4/6) فترات الإبطاء للمتغير الثالث

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
0	0.001345	-3.773607	-3.723867	**-3.762812**
1	0.000769*	-4.333488*	-4.234009*	**-4.311898***
2	0.000844	-4.241144	-4.091927	**-4.208760**
3	0.000886	-4.195612	-3.996655	**-4.152433**

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج الإحصائي الجاهز (Eviews 7)

ومن النتائج أعلاه يُلاحظ فترة الإبطاء الملائمة للمتغير LnM2 هي فترة واحدة (Lag=1) كونها معنوية لأكثر عدد من معايير المفاضلة (FPE, AIC, SC, H-Q).

4 -المتغير INF: كانت نتائج التقدير لمعايير اختيار رتبة الأنموذج الملائم كما يلي:

جدول رقم (5) فترات الإبطاء للمتغير الرابع

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
0	4.149242	4.260731	4.310470	**4.271525**
1	3.798585	4.171927	4.271405	**4.193516**
2	3.485690*	4.084575*	4.233793*	**4.116959***
3	3.730910	4.149819	4.348776	**4.192998**

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج الإحصائي الجاهز (Eviews 7)

ومن النتائج أعلاه يُلاحظ فترة الإبطاء الملائمة للمتغير INF هي فترتين اثنتين (Lag=2) كونها معنوية لأكثر عدد من معايير المفاضلة (FPE, AIC, SC, H-Q).

5 -المتغير EX: كانت نتائج التقدير لمعايير اختيار رتبة الأنموذج الملائم كما يلي:

جدول رقم (6) فترات الإبطاء للمتغير الخامس

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
0	11.69368*	5.296854*	5.346593*	**5.307649***
1	12.01175	5.323183	5.422661	**5.344772**
2	12.60792	5.370234	5.519452	**5.402618**
3	13.27088	5.418739	5.617696	**5.461918**

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج الإحصائي الجاهز (Eviews 7)

ومن النتائج أعلاه يُلاحظ فترة الإبطاء الملائمة للمتغير EX هي بدون فترة (Lag=0) كونها معنوية لأكثر عدد من معايير المفاضلة (FPE, AIC, SC, H-Q).

6 -المتغير I: كانت نتائج التقدير لمعايير اختيار رتبة الأنموذج الملائم كما يلي:

جدول رقم (7) فترات الإبطاء للمتغير السادس

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
0	0.670975	2.438782	2.488521	**2.449576**
1	0.241069*	1.414626*	1.514104*	**1.436215***
2	0.263397	1.501817	1.651035	**1.534201**
3	0.287193	1.585567	1.784523	**1.628746**

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج الإحصائي الجاهز (Eviews 7)

ومن النتائج أعلاه يُلاحظ فترة الإبطاء الملائمة للمتغير I هي فترة واحدة (Lag=1) كونها معنوية لأكثر عدد من معايير المفاضلة (FPE, AIC, SC, H-Q).

اختبار التكامل المشترك باستعمال منهج ARDL:

إن إجراء اختبار التكامل المشترك بين هذه المتغيرات طبقاً لمنهج ARDL يتم من خلال تقدير أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted equilibrium correction model (UECM) في المعادلة التالية:

$$\Delta y_t = c + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha\ \ x_{1_{t-1}} + \alpha_3 x_{2_{t-1}} + \cdots + \alpha_{k+1} x_{k_{t-1}} + \sum_{i=1}^{p-1} \emptyset_{1_i}\, \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \emptyset_{2_i}\, \Delta x_{1_{t-i}} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \emptyset_{3_i}\, \Delta x_{2_{t-i}} + \cdots + \sum_{i=0}^{q_k-1} \emptyset_{k+1_i}\, \Delta x_{k_{t-i}} + \varepsilon_t$$

.

وبتطبيق المعادلة السابقة على متغيرات البحث وهي متغير تابع LnM_I وخمس متغيرات توضيحية LnM_1 و LnM_2 و inf و ex و i ويكتب الأنموذج ARDL(p,q_1,q_2) بالصورة التالية:

$$\Delta Lnm_i_t = c + \alpha_1 Lnm_i_{t-1} + \alpha_2 Lnm_{1_{t-1}} + \alpha_3 Lnm_{2_{t-1}} + \alpha_4 inf_{t-1} + \alpha_5 ex_{t-1} + \alpha_6 i_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \emptyset_{1_i}\, \Delta Lnm_i_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \emptyset_{2_i}\, \Delta Lnm_{1_{t-i}} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \emptyset_{3_i}\, \Delta Lnm_{2_{t-i}} + \sum_{i=0}^{q_3-1} \emptyset_{4_i}\, \Delta inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4-1} \emptyset_{5_i}\, \Delta ex_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5-1} \emptyset_{6_i}\, \Delta i_{t-i} + \varepsilon_t$$

.

حيث أن:

P, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5: تمثل فترات الإبطاء للمتغيرات M_I, M_1, M_2, INF, EX, I على التوالي.

Δ: الفروق الأولى.

ε_t: حد الخطأ العشوائي (التشويش الأبيض).

ولتطبيق اختبار التكامل المشترك باستخدام نموذج (ARDL) [والذي يستخدم لاختبار فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك (عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل) بين المتغيرات، مقابل الفرضية البديلة القائلة بوجود تكامل مشترك (وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات)] يستلزم القيام بما يلي:

الإجراء الأول:

يتمثل في اختبار فترة الإبطاء المثلى للفروق الأولى لقيم المتغيرات في أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM المعادلة السابقة، وذلك باستعمال أنموذج متجه انحدار ذاتي غير مقيد Autoregressive Model Unrestricted Vector، وباستعمال البرنامج الإحصائي (Eviews 7) ولفترتي إبطاء تكون النتائج الموضحة في الجدول التالي:

جدول رقم (8) معايير اختيار فترة الإبطاء المثلى لأنموذج UECM

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
0	5.68e-07	2.645561	2.943118	**2.715656**
1	1.56e-09	-3.390405	-1.307506	**-2.899737**
2	1.42e-11*	-9.005425*	-5.137184*	**-8.094184***

(*) تشير إلى فترة الإبطاء المختارة بواسطة المعيار.المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج الإحصائي الجاهز (Eviews 7)

ومن النتائج أعلاه نلاحظ أن فترة الإبطاء الملائمة هي فترتان (Lag=2) كونها معنوية لأكثر عدد من معايير المفاضلة (FPE, AIC, SC, H-Q).

الإجراء الثاني:

يتمثل في تقدير أنموذج ARDL-UECM المعادلة السابقة بواسطة طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS)، وباستعمال البرنامج الإحصائي (Eviews 7) تم الحصول على نتائج التقدير كما هي موضحة في الجدول التالي:

جدول رقم (9) نتائج تقدير أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد ARDL-UECM

Dependent Variable: LnY									
Method: Least Squares									
Variable	Coefficient	Std.Error	T-Statistic	**Prob.**					
C	-10.56544	12.67332	-0.833676	**0.4656**					
LnM_I(-1)	-0.584112	0.365522	-1.598024	**0.2083**					
LnM_1(-1)	0.946308	1.388413	0.681575	**0.5444**					
LnM_2(-1)	0.256795	0.545016	0.471169	**0.6697**					
INF(-1)	0.009746	0.014308	0.681188	**0.5446**					
EX(-1)	-0.038145	0.017995	-2.119737	**0.1242**					
I(-1)	-0.041253	0.100375	-0.410992	**0.7087**					
D(LNM_I(-1))	0.636416	0.518966	1.226315	**0.3076**					
D(LNM_I(-2))	0.378179	0.416273	0.908488	**0.4306**					
D(LNM1)	0.014080	1.604696	0.008774	**0.9936**					
D(LNM1(-1))	2.108049	1.789868	1.177768	**0.3238**					
D(LNM2)	-2.977798	2.352054	-1.266041	**0.2949**					
D(INF)	0.022961	0.014810	1.550342	**0.2188**					
D(INF(-1))	-0.004606	0.010248	-0.449463	**0.6836**					
D(EX)	-0.023430	0.019380	-1.208962	**0.3133**					
D(EX(1))	-0.029493	0.017590	-1.676649	**0.1922**					
D(I)	-0.013398	0.092974	-0.144106	**0.8946**					
المؤشرات الإحصائية									
R-Squared	Adjusted R-Squared	F-Statistic	Prob.	S.E. of Regression	S.D. Dependent	AIC	SC	H-Q	**D-W**
0.97	0.82	6.24	0.079	0.034	0.079	-4.1323	-3.29	-3.97	**2.918**

ويمكن صياغة النموذج بالمعادلة التالية:

D(LNM_I) = -10.5654449365 - 0.584112486114*LNM_I(-1) + 0.946308441096*LNM1(-1) + 0.256794911795*LNM2(-1) + 0.00974612590088*INF(-1) - 0.0381450976733*EX(-1) - 0.0412534567563*I(-1) + 0.63641566894*D(LNM_I(-1)) + 0.378178798474*D(LNM_I(-2)) + 0.0140796344704*D(LNM1) + 2.10804914334*D(LNM1(-1)) - 2.97779798049*D(LNM2) + 0.0229607008837*D(INF) - 0.00460623320164*D(INF(-1)) - 0.0234300441413*D(EX) - 0.0294928113942*D(EX(1)) - 0.013398092452*D(I)

ويمكن من نتائج تقدير الأنموذج أعلاه الحصول على معاملات الآثار طويلة وقصيرة الأجل (المرونة الجزئية لكل متغير) وكما هو موضح بالجدول التالي:

جدول رقم (10) جدول يوضح معاملات الأثر الطويل والقصير الأجل

المتغير التوضيحي	تقدير معاملات الأثر قصيرة الأجل (المرونة)	تقدير معاملات الأثر طويلة الأجل (المرونة)
LnM_1	0.0141	$.-\left(\frac{0.946308}{-0.584112}\right) = 1.62$
LnM_2	−2.98	$.-\left(\frac{0.256795}{-0.584112}\right) = 0.44$
INF	0.023	$.-\left(\frac{0.009746}{-0.584112}\right) = 0.017$
EX	−0.0234	$.-\left(\frac{-0.038145}{-0.584112}\right) = -0.0653$
I	−0.0134	$.-\left(\frac{-0.041253}{-0.584112}\right) = -0.071$

ومن نتائج هذا التقدير تصاغ معادلة النموذج وفق معاملات الأثر قصيرة وطويلة الأجل كما يلي:

قصيرة الأجل:

LM_I=0.0141M1-2.98M2+0.023inf—0.0234EX-0.0134I

طويلة الأجل:

LM_I=1.62M1+0.44M2+0.017inf-0.0653EX-0.071I

الاستنتاجات و التوصيات:

الاستنتاجات:

1. وجود علاقة سببية عرض النقود ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية تمثلت في:

الأثر الموجب للكتلة النقدية M1على مؤشر السوق في الأجل القصير، فقد بلغت المرونة الجزئية للقاعدة النقدية بالنسبة لمؤشر السوق (0.0141) في الأجل القصير وهذا يعني أن الزيادة في القاعدة النقدية بنسبة 10% ستؤدي إلى زيادة مؤشر السوق بنسبة 0.14% في الأجل القصير، ويزداد هذا الأثر في الأجل البعيد، فقد بلغت المرونة الجزئية للقاعدة النقدية بالنسبة لمؤشر السوق (1.62) في الأجل الطويل وهذا يعني أن الزيادة في القاعدة النقدية بنسبة 10% ستؤدي إلى زيادة مؤشر السوق بحوالي 16.2% في الأجل الطويل.

الأثر سلبي (عكسي) للعرض النقود M2على مؤشر السوق في الأجل القصير، فقد بلغت المرونة الجزئية للعرض النقدي بالنسبة لمؤشر السوق (− 2.98) في الأجل القصير وهذا يعني أن الزيادة في العرض النقدي بنسبة 10% ستؤدي إلى نقصان مؤشر السوق بنسبة 29.8% في الأجل القصير، إلا أن هذا الأثر يتحول إلى أثر موجب

في الأجل البعيد، فقد بلغت المرونة الجزئية للعرض النقدي بالنسبة لمؤشر السوق (0.44) في الأجل الطويل وهذا يعني أن الزيادة في العرض النقدي بنسبة 10% ستؤدي إلى زيادة مؤشر السوق بحوالي 4.4% في الأجل الطويل.

2. وجود علاقة سببية بين التضخم ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية وذلك من خلال الأثر الموجب للتضخم على مؤشر السوق في الأجلين القصير والطويل، فقد بلغت المرونة الجزئية للتضخم بالنسبة لمؤشر السوق (0.023) في الأجل القصير وهذا يعني أن ارتفاع التضخم بنسبة 10% ستؤدي إلى زيادة مؤشر السوق بنسبة 0.23% في الأجل القصير، وينقص هذا الأثر في الأجل البعيد، فقد بلغت المرونة الجزئية للتضخم بالنسبة لمؤشر السوق (0.017) في الأجل الطويل وهذا يعني أن ارتفاع التضخم بنسبة 10% ستؤدي إلى زيادة مؤشر السوق بحوالي 0.17% في الأجل الطويل.

3. وجود أثر سلبي (عكسي) لسعر الصرف على مؤشر السوق في الأجلين القصير والبعيد، فقد بلغت المرونة الجزئية لسعر الصرف بالنسبة لمؤشر السوق (– 0.0234) في الأجل القصير وهذا يعني أن ارتفاع سعر الصرف بنسبة 10% ستؤدي إلى نقصان مؤشر السوق بنسبة 0.23% في الأجل القصير، وبلغت المرونة الجزئية لسعر الصرف بالنسبة لمؤشر السوق (– 0.0653) في الأجل الطويل وهذا يعني أن ارتفاع سعر الصرف بنسبة 10% ستؤدي إلى نقصان مؤشر السوق بحوالي 0.65% في الأجل الطويل.

4. وجود أثر سلبي (عكسي) لسعر الفائدة على مؤشر السوق في الأجلين القصير والبعيد، فقد بلغت المرونة الجزئية لسعر الفائدة بالنسبة لمؤشر السوق (– 0.0134) في الأجل القصير وهذا يعني أن ارتفاع سعر الفائدة بنسبة 10% ستؤدي إلى نقصان مؤشر السوق بنسبة 0.13% في الأجل القصير، وبلغت المرونة الجزئية لسعر الفائدة بالنسبة لمؤشر السوق (– 0.071) في الأجل الطويل وهذا يعني أن ارتفاع سعر الفائدة بنسبة 10% ستؤدي إلى نقصان مؤشر السوق بحوالي 0.71% في الأجل الطويل.

التوصيات:

1. يجب التحكم بشكل فعال بعرض النقود نتيجة وجود أثر موجب له على مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية في الأجلين القصير والبعيد، وذلك من خلال تفعيل أدوات السياسة النقدية غير المباشرة وخاصة استخدام عمليات السوق المفتوحة ذات التأثير على عرض النقود.

2. لابد من الحفاظ على معدل تضخم مستقر وذلك لتجنب الأثر السلبي له على مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية من خلال العمل على:

- التحكم بمعدلات نمو عرض النقود وجعلها متناسبة مع معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي للتقليل من الأسباب النقدية للتضخم.
- الاتجاه نحو إصدار أوراق مالية حكومية لتمويل عجز الموازنة العامة للدولة بدلاً من الاقتراض من المصرف المركزي، في محاولة للتقليل من الأثر التضخمي لهذه العملية.
- هبوط سعر صوف العملة المحلية: فسعر الصرف وتغيره في سورية شأنه شأن كل الدول النامية يصبح له أثر على التضخم، وهذا الأثر الذي انعكس على القوة الشرائية للعملة المحلية ظهر مؤخراً خلال الأزمة الحالية والتيأثر تبدو رهاعلى قيمة المستوردات من السلع.

-اتخاذ إجراءات التي تكفل تخفيض تكاليف الإنتاج، وخاصة بعد تخفيض الحكومة لدعمها لبعض المواد، فضلاً عن مساهمة العوامل غير الاقتصادية التي شهدتها السنوات الأخيرة في رفع تكاليف بعض المواد في السوق المحلية.

3. المحافظة على ثبات استقرار سعر الصرف لليرة السورية نظراً لإيجابية العلاقة بين استقرار سعر الصرف ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، وذلك باتخاذ المصرف المركزي دوره في سوق القطع الأجنبي وتحقيق التوازن الذي يكفل الحفاظ على القوة الشرائية لليرة السورية.

4. استخدام آليات فعالة لإدارة سعر الفائدة تكفل تحقيق التوازن في سوق النقد، بعيداً عن التحكم الإداري الذي يفقده المعنوية اللازمة للتأثير بشكل إيجابي على نشاط سوق دمشق للأوراق المالية وذلك من خلال:

-استخدام نافذة الخصم التي تعتبر مصدراً لسعر الفائدة الرسمي الذي يستخدم كمرجع توازني لسوق النقد.

-إصدار السندات الحكومية القابلة للتداول، والتي يمكن من خلالها اتخاذ منحنى العائد على السندات كمؤشر مرجعي لسعر الفائدة في السوق.

المراجع:

1. على، وسام حسين، أثر التضخم على أداء سوق العراق للأوراق المالية للمدة (2005–2011) باستخدام متجه تصحيح الخطأ، مجلة جامعة الأنبار للعلوم الاقتصادية والإدارية، المجلد 5، العدد 10، 2013، 77–95

2. عطية، محمود صالح، تحليل العوامل الموضوعية المؤثرة في سوق الأوراق المالية.، مجلة جامعة ديالية، 2012

3. Kivilcim, Metin, Is there along relation between stock returns and monetary variables, evidence from an emerging market, applied financial economics, 2001

4. CHONG, CHIN SIENG, Linage of economic activity, stock price and monetary policy, the case of Malaysia, faculty of economic, university of Malaya,2002

5. LKhagvajav B MONETARY POLICY AND BOND MARKET DEVELOPMENT: A CASE OF MONGOLIA, central bank of Mongolia, 2007

6. Fatma Sonmez, Does Inflation Have an Impact on Conditional Stock Market Volatility. EuroJournales Publishing.Inc. 2007

7. The impact ofmonetary policy on bond returns,filippo occhio rutgerts university . 2004

8. التقارير الدورية.

أ – النشرات الربعية الصادرة عن مصرف سورية المركزي

ب -التقارير الدورية لسوق دمشق للأوراق المالية

ت تقارير التضخم الصادرة عن مصرف سورية المركزي.