مجلة جامعة تشرين – سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية

اسم المقال: العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية
اسم الكاتب: د. رضوان العمار، علي أسعد
رابط ثابت: https://political-encyclopedia.org/index.php/library/4846
تاريخ الاسترداد: 2026/11/03 19:17 +03

الموسوعة السياسيّة هي مبادرة أكاديمية غير هادفة للربح، تساعد الباحثين والطلاب على الوصول واستخدام وبناء مجموعات أوسع من المحتوى العلمي العربي في مجال علم السياسة واستخدامها في الأرشيف الرقمي الموثوق به لإغناء المحتوى العربي على الإنترنت.
لمزيد من المعلومات حول الموسوعة السياسيّة – Encyclopedia Political، يرجى التواصل على info@political-encyclopedia.org

استخدامكم لأرشيف مكتبة الموسوعة السياسيّة – Encyclopedia Political يعني موافقتك على شروط وأحكام الاستخدام المتاحة على الموقع https://political-encyclopedia.org/terms-of-use

تم الحصول على هذا المقال من موقع مجلة جامعة تشرين – سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية – ورفده في مكتبة الموسوعة السياسيّة مستوفياً شروط حقوق الملكية الفكريّة ومتطلبات رخصة المشاع الإبداعي التي ينضوي المقال تحتها.

مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (38) العدد (3) 2016
Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (38) No. (3) 2016

العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية

الدكتور: رضوان العمار*
علي أسعد**

(تاريخ الإيداع 25 / 1 / 2016. قُبِل للنشر في 19 / 6 / 2016)

□ ملخّص □

انطلاقاً من أهمية طبيعة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية ومؤشر السوق المالية بالنسبة لكل من الباحثين والمستثمرين والقائمين على عمل السوق، تمت دراسة هذه العلاقة في هذا البحث خلال الفترة 1-1-2010إلى31-12-2011 باستخدام بيانات شهرية لكل من سعر الصرف الاسمي الفعال SNEER، العرض النقدي SM2، معدل تغطية الصادرات للواردات SXM، معدل التضخم SINF، ومؤشر سوق دمشق SDWX.

تبين لنا استقرار السلاسل الزمنية المدروسة من خلال اختبار Augmented dickey Fuller، وأكد اختبار جوهانسن Co-integrationوجود علاقة توازنية طولية الأجل، وباستخدام اختبار Granger-Causality ظهر أن العلاقة تبادلية بين العرض النقدي ومؤشر السوق، كما أن سعر الصرف الاسمي الفعال يسبب التغير في مؤشر السوق، وتم تقدير نموذج VARواتصف بارتفاع قيمة R^2، وتبين لنا من خلال اختبار Jarque-Bera أن البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي، وكانت تقديرات التنبؤ قريبة في بعض الفترات الزمنية إلى القيم الواقعية للمؤشر، وبتحليل النتائج نتوصل إلى أن العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية ومؤشر سوق دمشق علاقة ذات قوة متوسطة.

الكلمات المفتاحية : التضخم، العرض النقدي M2، سعر الصرف، معدل تغطية الصادرات للواردات، المتغيرات الاقتصادية الكلية، مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، متجه الانحدار الذاتي VAR.

* أستاذ – قسم العلوم المالية والمصرفية – كلية الاقتصاد – جامعة تشرين –اللاذقية –سورية.
** طالب ماجستير– قسم العلوم المالية والمصرفية – كلية الاقتصاد – جامعة تشرين –اللاذقية –سورية.

مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (38) العدد (3) 2016
Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (38) No. (3) 2016

The Relationship between Macroeconomic Variables and Damascus Securities Exchange Index

Dr. RadwanAl_Ammar*
Ali Asaad**

(Received 25 / 1 / 2016. Accepted 19 / 6 / 2016)

□ ABSTRACT □

Given The Importance of Relationship between Macroeconomic Variables and Financial Market for Researchers, Investors and officials, This Relationship has been Studied in This Research during Period 1-1-2010 to 31-12-2011 Using Monthly Data for Nominal Effective Exchange Rate SNEER, Money Supply SM2, Exports Coverage Imports SXM, Inflation Rate SINF, Damascus Market Index SDWX.

Stability of Time Series Studied through Augmented Dickey Fuller Test, Johansen Co-Integration Test Confirmed There is Longitudinal Relationship-Term, Using Granger-Causality Test Appeared That The Relationship Reciprocal between Money Supply and The Index, Nominal Effective Exchange Rate is Causing Change in The Index, VAR Model Estimated, and Characterized by High R^2, Jarque-Bera Test Shows The Residuals do not Follow Normal Distribution, Finally, Prediction in Some Time Periods Close to Realistic Values of Index. By Analyzing This Result We Come up That The Relationship between Macroeconomic Variables and Damascus Market Index has a Medium Strength.

Key Words: Inflation, Money Supply M2, Exchange Rate, Exports Imports Ratio, Macroeconomic Variables, Damascus Market Index, Vector Autoregressive VAR.

*Professor – Department of Finance and Banking – Faculty of Economic – Tishreen University- Lattakia-Syria.
**Postgraduate Student– Department of Finance and Banking – Faculty of Economic – Tishreen University- Lattakia-Syria.

مقدمة:

تمثل الأسواق المالية أداة هامة من أدوات النمو الاقتصادي، والعلاقة بينها وبين الاقتصاد الكلي كانت محط أنظار الكثير من الباحثين، فإن كل من صانعي السياسات والباحثين والاقتصاديين والمستثمرين يجدون أن هذه العلاقة في غاية الأهمية للعديد من الأسباب أهمها التأثير الذي تلعبه هذه المتغيرات على السوق المالية فالاقتصاد القوي والمتين يساعد على تطوير السوق، وتعتبر سورية من الدول النامية التي تتميز بحداثة عهد سوقها المالية والتي استحدثت بالمرسوم التشريعي رقم 55 لعام 2006م، والتي بدأ مؤشرها بالعمل الفعلي في 2009/12/31م، بالإضافة إلى انفتاحها التجاري الكبير،الأمر الذي يشكل مبرراً قويا لدراسة علاقة المتغيرات الاقتصادية الكلية بمؤشر سوق دمشق.

وستسلط هذه الدراسة الضوء على العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية في سورية والتي تتمثل بمعدل التضخم وسعر الصرف الاسمي الفعال والعرض النقدي ومعدل تغطية الصادرات للواردات من جهة، ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية من جهة أخرى، الأمر الذي يساعد على معرفة طبيعة هذه العلاقة في سورية واستفادة كل من المستثمرين في سوق دمشق والقائمين عليه من خلال اتخاذ الاجراءات اللازمة للحد من مخاطر التقلب في المتغيرات الاقتصادية الكلية والاستفادة من ازدهارها بشكل أكبر، وسيكون لهذا البحث أهمية جلية باعتباره أولبحث يتناول هذه العلاقة في سورية.

مشكلة البحث:

منذ أن بدأت سوق دمشق للأوراق المالية بالعمل، أخذت منحى النمو بشكل متسارع وصولاً إلى نقطة أصبح فيها النمو متباطئاً وانعكس بشكل مفاجئ على نحو يدعو إلى التساؤل عن علاقة هذا التباطؤ بالعديد من المتغيرات الاقتصادية الكلية التي كانت تشهد تدهوراً ملحوظاً في نفس الآونة، وبالتالي تتمحور مشكلة البحث الرئيسية بالسؤال التالي:

- هل توجد علاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية ؟

والذي يتفرع عنه الأسئلة التالية:

1. هل هناك علاقة بين معدل التضخم ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية؟
2. هل هناك علاقة بين سعر الصرف الاسمي الفعال لليرة السورية ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية؟
3. هل هناك علاقة بين العرض النقديM2 ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية؟
4. هل هناك علاقة بين معدل تغطية الصادرات للواردات ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية؟

أهمية البحث واهدافه:

الأهداف:

تهدف هذه الدراسة إلى التعرف على طبيعة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية وقيمة مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، وذلك من خلال ما يلي:

1. دراسة العلاقة بين معدل التضخم وقيمة مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.
2. دراسة العلاقة بين سعر الصرف الاسمي الفعال لليرة السورية وقيمة مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.
3. دراسة العلاقة بين العرض النقدي M2 وقيمة مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.
4. دراسة العلاقة بين معدل تغطية الصادرات للواردات وقيمة مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.

الاهمية:

تكمن أهمية البحث في تقديم دليل تجريبي جديد حول وجود علاقة بين مؤشر السوق المالية مع بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية وقوتها، حيث سيتم تطبيق هذه الدراسة على سوق دمشق للأوراق المالية والتحقق من وجود هذه العلاقة في سورية،وبالتالي سيخرج هذا البحث بنتائج هامة لمستثمري السوق، كما تساعد القائمين على السوق وتقدم توصيات واقتراحات يمكن أن يتم تبنيها من قبل صناع القرار من أجل المساعدة في تطوير السوق واتخاذ القرارات الصحيحة على ضوء نتائج هذه الدراسة، وتجنب الخسائر الكبيرة للسوق أثناء الأزمات.

المراجعة الأدبية:

1 دراسة(Başci and Karaca, 2013):هدفت إلى دراسة العلاقة بين مؤشر السوق المالية التركية (ISE100) والمتغيرات الاقتصادية الكلية التي تمثلت بمعدل الصرف مقابل الدولار وسعر الإغلاق الشهري للذهب والصادرات والواردات، وذلك من خلال بيانات شهرية خلال الفترة 1996-2011م.افترضت هذه الدراسة ارتباط مؤشر السوق التركية بعلاقة مع كل متغير من المتغيرات الاقتصادية الكلية السابقة.تم تطبيق اختبار(Augmented Dickey-Fuller) للتأكد من استقرار السلاسل الزمنية، واختبار جوهانسن للتكامل المشترك (Co-Integration)،وتم تشكيل نموذج الانحدار الذاتي(Vector Auto Regressive).توصلت هذه الدراسة إلى أن مؤشر السوق المالية التركية يتأثر بشكل أسرع وبشكل إيجابي بالتغيرات التي تحصل بسعر الذهب، كما كان تأثر المؤشر بالصادرات الأقل استجابةً من بين المتغيرات الأخرى وكان التأثر سلبياً.

2 دراسة (Osamwonyi and Evbayiro-Osagie, 2012):هدفت هذه الدراسة إلى إيجاد العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية المتمثلة بمعدل التضخم ومعدل الفائدة ومعدل الصرف ونسبة عجز الموازنة الحكومية ونسبة النمو في الناتج المحلي الإجمالي والعرض النقدي من جهة ومؤشر السوق المالية النيجيرية من جهة أخرى خلال الفترة 1975-2005م باستخدام بيانات سنوية.تم تطبيق اختبار(Dickey-Fuller) لدراسة استقرار السلاسل الزمنية،واختبار جوهانسن للتكامل المشترك (Co-integration)، واختبار جرانجر للسببية،وتم تشكيل نموذج تصحيح الخطأ (Vector Error Correction Model).توصلت هذه الدراسة إلى أن مؤشر السوق النيجيرية يتأثر بالتغيرات التي تطرأ على كل من العرض النقدي بشكل سلبي ومعدل الصرف بشكل سلبي في المدى القصير وكان التأثر إيجابياً في المدى الطويل.

3 دراسة(Alavirad, 2011):هدفت الدراسة إلى دراسة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية المتمثلة بمؤشر أسعار المستهلك، معدل صرف السوق الحرة[1]، السيولة أو العرض النقدي M2من جهة، ومؤشر ســـوق طهران المالي TSE من جهة أخرى من خلال استخدام بيانات الشهرية خلال الفترة 2001-2007م. افترضت الدراسة أن هناك علاقة بين كل من مؤشر أسعار المستهلك ومعدل صرف السوق الحرة والعرض النقدي M2 من جهة، ومؤشر سوق طهران المالي TSE من جهة أخرى. تم التأكد من استقرار السلاسل الزمنية باستخدام اختبار(Augmented Dickey-Fuller)وتم تطبيق اختبار دوال الاستجابة الفورية(Impulse Response Function (IRF))، كما تم استخدام اختبار تحليل التباين (ForecastError Variance Decomposition (FEVD)).توصلت هذه الدراسة من خلال نتائج اختبار (IRF) أن درجة استجابة مؤشر طهران للتغيرات والصدمات في المتغيرات الأخرى ضعيفة، وأشار اختبار (FEVD) إلى أن المتغيرات المدروسة لا تلعب أي دور هام في التأثير على مؤشر طهران.

[1] **المقصود به معدل صرف الريـال الإيراني مقابل الدولار الأمريكي في السوق الحرة.**

الجديد في البحث: يتميز هذا البحث بأنه يقوم بتسليط الضوء على العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية والتي لم يتم دراستها من قبل.

منهجية البحث:

سيعتمد البحث على تشكيل نموذج ((Vector Autoregressive (VAR)، والذي يمر بالمراحل والاختبارات التالية:

1 -اختبارات استقرار السلاسل الزمنية Stationary Tests.

2 -اختبار التكامل المشترك Co-integration Test.

3 -اختبار Granger للسببية.

4 -تقدير النموذج VARواختبارات التحقق من صحة تقديرات النموذج VAR.

5 -اختبار دوال الاستجابة الفورية (Impulse response function)والتنبؤ وفق النموذج المقترح.

فرضيات البحث:

1. توجد علاقة بين معدل التضخم ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.
2. توجد علاقة بين سعر الصرف الاسمي الفعال لليرة السورية ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.
3. توجد علاقة بين العرض النقدي M2ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.
4. توجد علاقة بين معدل تغطية الصادرات للواردات ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.

الجانب التطبيقي:

الجدول التالي يظهر السلاسل الزمنية المتعلقة بالمتغيرات الاقتصادية الكلية المدروسة ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، الفترة ممتدة من الشهر الأول لعام 2010، حتى نهاية عام 2011. وستتم دراسة السلاسل الزمنية واجراء الاختبارات المختلفة باستخدام برنامج E-Views version 0.7.

الجدول رقم (1): السلاسل الزمنية للمتغيرات المدروسة.

	[8]SINF	[7]IXP	[6]IMP	[5]SM2	[4]SDWX	[3]SXM=IXP/IMP	[2]SNEER
2010/1	%2.18	33951	65381	1826278	1084	0.52	118.3061333
2010/2	%5.41	30367	59799	1844555	1127	0.508	120.0025304
2010/3	%4.7	40698	69556	1860522	1145	0.585	119.9301143
2010/4	%5.64	44317	67644	1864340	1256	0.655	119.7225767
2010/5	%3.86	44471	62259	1862504	1357	0.715	122.4913623
2010/6	%3.18	50523	63522	1910983	1416	0.795	123.2571418
2010/7	%2.18	39306	67905	1934483	1469	0.579	120.9870947
2010/8	%2.95	46504	70370	1950827	1562	0.66	119.8914181
2010/9	%4.74	45706	64279	1971202	1662	0.71	119.266201
2010/10	%6.63	61801	73394	1992440	1723	0.84	116.4988458

[2]سعر الصرف الاسمي الفعال مقابل 138 شريك تجاري وفق قاعدة البيانات Bruegel Association الالكترونية الدولية.

[3] XM=EXP/IMP، من إعداد الباحث بالاعتماد على البيانات الشهرية للصادرات والواردات الصادرة عن مصرف سورية المركزي.

[4]قيمة المؤشر في نهاية كل شهر (أسعار الإغلاق الشهرية) وفق موقع سوق دمشق للأوراق المالية.

[5]إجمالي العرض النقدي M2خلال الشهر بملايين الليرات السورية وفق مصرف سورية المركزي.

[6]إجمالي الواردات خلال الشهر بملايين الليرات السورية وفق مصرف سورية المركزي.

[7]إجمالي الصادرات خلال الشهر بملايين الليرات السورية وفق مصرف سورية المركزي.

[8]معدل التضخم السنوي Y-O-Y وفق مصرف سورية المركزي.

2010/11	%5.17	46988	73063	2026710	1645	0.64	117.1701379
2010/12	%6.32	84431	75037	2041040	1719	1.125	117.929895
2011/1	%7.13	41301	81886	2048179	1721	0.504	116.8568598
2011/2	%4.22	49045	73745	2056435	1629	0.665	115.767576
2011/3	%2.74	60596	94592	2056451	1452	0.64	114.5260334
2011/4	%2.93	50236	77528	2030211	1216	0.648	110.5098319
2011/5	%2.99	54155	87565	2009777	1233	0.618	110.7811997
2011/6	%4	53798	71659	2000779	1031	0.75	110.8556017
2011/7	%5.46	51768	75489	1983041	1006	0.686	110.9734569
2011/8	%3.9	42727	75851	1977828	951	0.56	111.2721506
2011/9	%3.38	20546	76018	1928446	958	0.27	112.9279016
2011/10	%3.25	17030	84303	1903464	903	0.20	110.7704568
2011/11	%5.75	15063	83037	1880878	847	0.18	110.3937463
2011/12	%11.01	48842	84155	1881637	870	0.58	105.4472695

المصدر: مذكور في الهامش بالنسبة لكل متغير من المتغيرات

عرض السلاسل الزمنية:

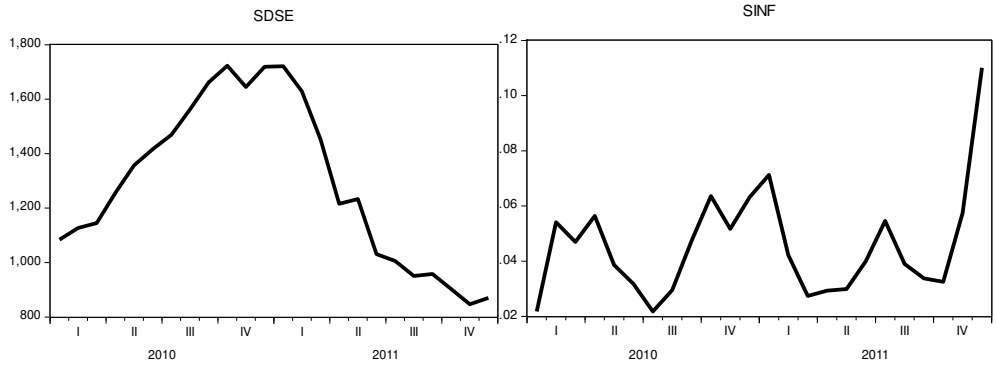
نلاحظ من الجدول رقم (2) أن معظم القيم العظمى والدنيا لمعظم السلاسل الزمنية المدروسة تبتعد عن القيمة الوسطى والمتوسط الحسابي للسلسلة الزمنية، كما أن الانحرافات المعيارية تشير إلى عدم استقرار البيانات وابتعادها عن متوسطاتها.

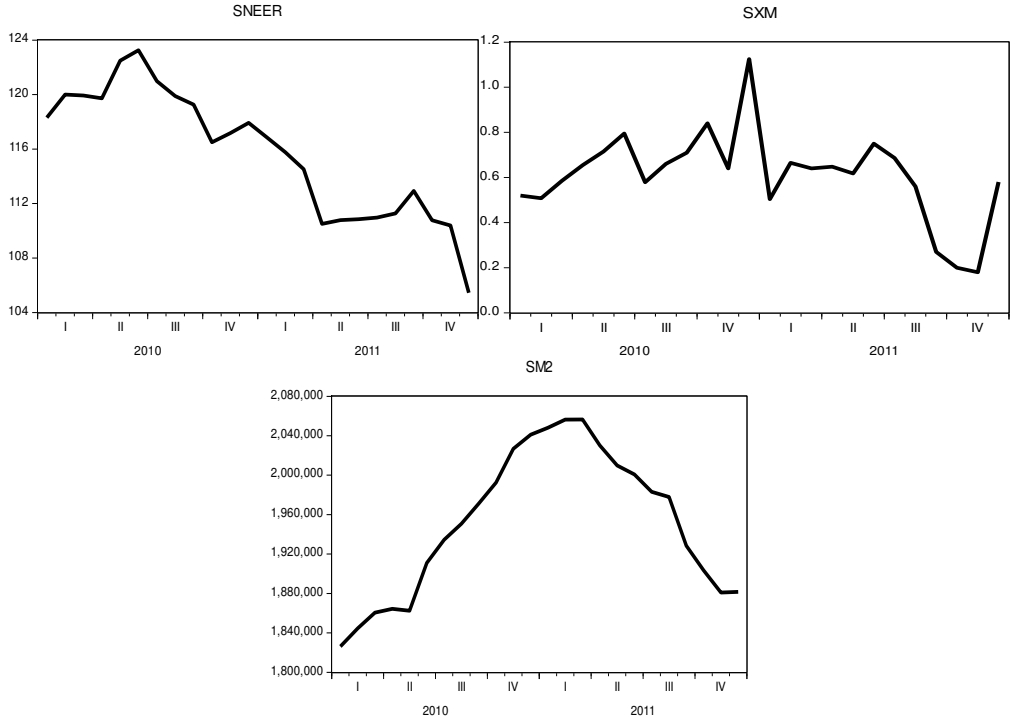
الجدول رقم (2): الاحصاءات الوصفية للمتغيرات المدروسة.

SXM	SNEER	SM2	SINF	SDWX	الرمز المستخدم والقيمة الاحصائية
0.609708	115.6890	1951790	0.045604	1290.917	المتوسط Mean
0.640000	116.6779	1960965	0.041100	1244.5	الوسيط Median
1.125000	123.2571	2056451	0.110100	1723	القيمة العظمى Maximum
0.180000	105.4473	1826278	0.021800	847	القيمة الدني Minimum
0.199230	4.723426	74121.51	0.019539	301.045	الانحراف المعياري.Std. Dev
-0.163938	-0.274679	-0.110609	1.478264	0.082	الالتواء Skewness
4.349916	2.082944	1.668728	5.923087	1.60	التفلطح Kurtosis
14.63300	2776.536	46842961	1.094500	30982	مجموع المشاهدات Sum
24	24	24	24	24	عدد المشاهدات Observations

من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views version 0.7.

وفيما يلي عرض للمنحنيات البيانية التي تمثل المتغيرات المدروسة حيث تشكل هذه الرسوم الخطوة الأولى لبداية التحليل والاختبار والتعرف على طبيعة السلاسل الزمنية قيد الدراسة.





الشكل رقم (1): الرسوم البيانية للمتغيرات المدروسة.

من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views version 0.7.

اختبار استقرار السلاسل الزمنية:

عند دراسة السلاسل الزمنية التي تتناول الجوانب الاقتصادية المختلفة فإنه يلاحظ وجود اتجاهات عشوائية Stochastic Trends تجعل السلسلة غير مستقرة، ولكي يتم اجراء التحليل يجب أن تكون هذه السلسلة مستقرة فيتم معالجتها بتحويلها إلى سلسلة مستقرة بإيجاد الفروق الأولى ($\Delta Y = Y_t - Y_{t-1}$) أو الفروقات من الرتب الأعلى حيث يرجع ذلك إلى مدى استجابة السلسلة الزمنية وطبيعتها (Stavarek, 2005)، ويرجع عدم الاستقرار في الكثير من الحالات العملية إلى وجود جذر الوحدة، حيث يتم اللجوء إلى اختبارات مختلفة ليتم الكشف عن وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية المدروسة، وسيتم استخدام اختبار Augmented Dickey and Fuller في هذه الدراسة حيث يتألف هذا الاختبار من ثلاثة معادلات انحدار مختلفة لاختبار وجود جذر الوحدة حيث تتكون المعادلة الأولى من الحد الثابت والاتجاه العام، والمعادلة الثانية من الحد الثابت فقط (الصفاوي، 2008)، أما المعادلة الثالثة فهي بلا الحد الثابت والاتجاه العام، وبفرض السياق العشوائي السابق Y_t فتكون معادلة الانحدار مع الحد الثابت والاتجاه العام كما يلي (Dickey and Fuller, 1979):

$$\Delta Y_t = \partial + \beta_t + \mu Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \delta_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث أن Y_t تمثل السلسلة الزمنية المراد اختبارها، (δ_1،μ،β_t،∂) المعلمات المراد تقديرها، pعدد الارتدادات الزمنية، ε_t التشويش الأبيض الذي له وسط حسابي مقداره الصفر وتباين ثابت، يتم تقدير معلمات النموذج ليتم بعدها اختبار الفرضية ($H_0: \delta < 0$) التي تعني أن السلسلة Y_t غير مستقرة وتحتوي على جذر الوحدة، والفرضية ($H_0: \delta = 0$) التي تعني أن السلسلة Y_t مستقرة. حيث يتم مقارنة قيم ($DF_t = \frac{\delta}{SE(\delta)}$) مع قيم tالجدولية التي اقترحها (Dickey and Fuller, 1979)، حيث إذا كانت $DF_t > t$ من حيث القيمة المطلقة تكون السلسلة مستقرة حيث

لاوجود لجذر الوحدة، وأما إذا كانت نتيجة المقارنة خلاف ذلك فإنه يتطلب أخذ الفروق الأولى وثم الثانية وإعادة عملية المقارنة إلى أن يتم الحصول على السلسلة الزمنية المستقرة (Parsva, and Lean, 2011).

وبتطبيق اختبار (Augmented Dickey and Fuller, 1981) على السلاسل الزمنية المدروسة نحصل على النتائج المبينة في الجدول رقم (3)، ونلاحظ بالنسبة لمعدل تغطية الصادرات للواردات SXM أن القيمة المطلقة لـ t–Statisticالمحسوبة أكبر من القيمة المطلقة للقيمة الجدولية لـ (MacKinnon)عند مستوى دلالة 10% مما يدل على أن السلسلة مستقرة عند المستوى بدون أخذ الفروق وبالتالي نرفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة، أما بالنسبة لسعر الصرف الاسمي الفعال SNEER فنلاحظ أن القيمة المطلقة لـ t–Statistic المحسوبة أصغر من القيم المطلقة للقيم الجدولية لـ (MacKinnon) عند مستويات الدلالة المختلفة، وبالتالي نقبل فرضية العدم القائلة بأن السلسلة غير مستقرة وبها جذر وحدة، مما يتطلب أخذ الفروق للتخلص من الجذر.

الجدول رقم (3): نتائج اختبار(Augmented Dickey and Fuller, 1981)لاستقرار السلاسل الزمنية.

(1) Null Hypothesis: SXM has a unit root Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, max lag=6)	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.978861	0.052
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

(2) Null Hypothesis: SNEER has a unit root Exogenous: Constant		
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, max lag=6)	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.204081	0.9643
1% level	-3.886751	
5% level	-3.052169	
10% level	-2.666593	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

(3) Null Hypothesis: SDWX has a unit root Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, max lag=6)	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.253307	0.9179
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

(4) Null Hypothesis: SM2 has a unit root Exogenous: Constant		
Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, max lag=6)	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.14288	0.0412
1% level	-3.85738	
5% level	-3.04039	
10% level	-2.66055	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

(5) Null Hypothesis: SINF has a unit root Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, max lag=6)	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.98001	0.2927
1% level	-3.76959	
5% level	-3.00486	
10% level	-2.64224	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views version 0.7

وبأخذ الفروق الأولى للسلاسل الزمنية تصبح جميع السلاسل الزمنية مستقرة عند الفروق الأولى وعند مستوى دلالة احصائية 10% كما هو مبين في الجدول التالي:

الجدول رقم (4): نتائج اختبار(Augmented Dickey and Fuller, 1981)لاستقرار السلاسل الزمنية بعد أخذ الفروق الأولى.

1) Null Hypothesis: D(SDWX) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.865961	0.0656
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

(2) Null Hypothesis: D(SINF) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.969683	0.0536
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

(3) Null Hypothesis: D(SM2) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.72224	0.2045
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

(4) Null Hypothesis: D(SNEER) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.47159	0.4122
1% level	-3.886751	
5% level	-3.052169	
10% level	-2.666593	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

(5) Null Hypothesis: D(SXM) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.342461	0
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views version 0.7.

اختبار التكامل المشترك:

يعتبر(Granger, 1969) أول من أشار إلى مفهوم التكامل المشترك حيث عرفه بأنه علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات وتم توسيع هذا المفهوم من قبل (Johansen, 1988). حيث يطلق على سلسلة زمنية بأنها ذات

اندماج من الرتبة d إذا كانت مستقرة بعد أخذ عدد d من الفروقات، هذا التحليل الذي قدمه (Johansen, 1988) يقوم على أنه إذا كانت بيانات المتغيرين X_t و Y_t ذات اندماج من الرتبة نفسها I(d) وإذا كان من الممكن توليد تراكيب خطية من سلسلة البواقي الناتجة من نموذج العلاقة الخطية بين المتغيرين $(\varepsilon_t = Y_t - \alpha - X_t)$ من الدرجة الصفرية I(0) فإن متغيرات النموذج ستكون ذات اندماج من الدرجة نفسها I(d) وذلك يقود إلى أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل (Stavarek, 2005). أما مفهوم الاندماج المشترك الذي قدمه Johansen (1988) فهو أكثر شمولية ويتناسب مع العينات صغيرة الحجم وفي حالة زيادة عدد المتغيرات عن متغيرين اثنين، ولكن تبقى هنا مشكلة الانحدار الزائف ممكنة حيث يؤدي إلى تقديرات زائفة لمعلمات النموذج، إن هذه المشكلة يمكن ناتجة عن طبيعة السلاسل الزمنية الاقتصادية بشكل عام حيث أن معظم المتغيرات الاقتصادية نلاحظ أنها ذات توجه عام سواءً الى الأعلى أو إلى الأسفل (Filis, 2009). فإذا أخذنا بعين الاعتبار سلسلتين زمنيتين ليس بينهما أي علاقة وكلاهما غير مستقرتين، سوف نتوقع أنهما سوف تتجهان معا إلى الأعلى أو إلى الأسفل، أو أحدهما تتجه الى الأعلى والأخرى إلى الأسفل (Sims, 1980). إذا تم إجراء الانحدار لإحداهما على الأخرى سوف نجد إما علاقة موجبة اذا كانتا تتجهان في نفس الاتجاه أو علاقة سالبة اذا كانت إحداهما تتجه في عكس اتجاه الأخرى، مع أنه في الحقيقة لا يوجد أية علاقة بينهما (Sims, 1980)، هذا هو جوهر الانحدار الزائف الذي يتميز بقيم مرتفعة من معامل R2، Granger and Newbold اقترحا للكشف ما إذا كان هناك انحدار زائف حيث أنه إذا كانت $R^2 \cong 1$ أو $R^2 > DW$ فإن الانحدار لابد وأن يكون زائفاً (حمود، 2011). حيث يتم استخدام المعادلات التالية بفرض أن Y_t السياق العشوائي للتكامل المشترك كما يلي (Parsva, and Lean, 2011):

معادلة النموذج (VAR): $\Delta Y_t = \mu + \sum_{r=1}^{k} A_r Y_{t-1} + \varepsilon_t$

معادلة اختبار الأثر: $\mu_{trace} = N \sum_{i=r+1}^{k} In(1 - \mu_t)$

معادلة القيمة المميزة العظمى: $\mu_{Max} = -N\ In(1 - \mu_{r+1})$

ويشير الجدول رقم (5) الذي يبين نتائج اختبار جوهانسون للتكامل المشترك إلى رفض الفرضية الصفرية القائلة بعدم وجود تكامل مشترك عند مستوى دلالة 5% ورفض فرضية وجود متجه واحد على الأكثر، ويشار إلى وجود متجهين على الأكثر وذلك حسب (Trace Statistics)، وبالتالي يمكن قبول الفرضية البديلة القائلة بأن المتغيرات متكاملة الأمر الذي يؤكد وجود علاقة توازنية طولية الأجل بين متغيرات النموذج وبالتالي وجود علاقة سببية بين هذه المتغيرات.

الجدول رقم (5): نتائج اختبار جوهانسون للتكامل المشترك

Unrestricted Co Integration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. Of CE(S)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.790906	90.01028	69.81889	0.0006
At Most 1 *	0.717506	55.58089	47.85613	0.008
At Most 2	0.538229	27.7707	29.79707	0.0842
At Most 3	0.35948	10.7716	15.49471	0.2259
At Most 4	0.043184	0.971166	3.841466	0.3244
Trace Test Indicates 2 Co Integrating EQN(S) At The 0.05 Level				
* Denotes Rejection Of The Hypothesis At The 0.05 Level **Mackinnon-Haug-Michelis (1999) P-Values				
Unrestricted Co Integration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	

No. Of CE(S)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.790906	34.42939	33.87687	0.0429
At Most 1 *	0.717506	27.81019	27.58434	0.0468
At Most 2	0.538229	16.99909	21.13162	0.172
At Most 3	0.35948	9.800437	14.2646	0.2254
At Most 4	0.043184	0.971166	3.841466	0.3244
Max-Eigenvalue Test Indicates 2 Co Integrating EQN(S) At The 0.05 Level				
* Denotes Rejection Of The Hypothesis At The 0.05 Level**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) P-Values				

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views version 0.7

اختبار السببية:

يدل مفهوم Granger للسببية على أن العلاقة بين متغيرين ذات متجهة من أحدهما إلى الآخر، أي أن أحد المتغيرين هو الذي يقوم بالتأثير على الآخر(Singh, 2010)، بفرض أن X_t و Y_t متغيران عشوائيان، نقول عن المتغير Y_t بأنه يسبب التغيرات في المتغير X_t إذا كانت هناك معلومات محددة في ماضي Y_t تفيد في التنبؤ بحاضر X_t (نقار، 2012). بعبارة أوضح، يتأثر المتغير X_t بالقيم الماضية للمتغير Y_t كما يتأثر بقيمه الماضية مع أخذ عوامل التأخر الزمني للسببية بعين الاعتبار(Singh, 2010)، وقد تم ادخال هذا المفهوم إلى الاقتصاد القياسي على يد (Granger, 1969).

تظهر نتائج اختبار السببية عند أخذ فجوتين زمنيتين في الجدول رقم (6) وتشير إلى أن العرض النقدي SM2 يسبب التغير في مؤشر سوق دمشق SDWX عند مستوى دلالة 5% كما أن مؤشر سوق دمشق SDWX يسبب التغير في العرض النقدي SM2 عند مستوى دلالة 1%، أي أن العلاقة السببية تبادلية. كما نلاحظ أن سعر الصرف الاسمي الفعال SNEER يسبب التغير في مؤشر سوق دمشق SDWX عند مستوى دلالة 5%، كما يتبين لنا أن معدل تغطية الصادرات للواردات SXM يسبب التغير بمعدل التضخم SINF عند مستوى دلالة 5%.

الجدول رقم (6): نتائج اختبر جرانجر للسببية بفجوتين زمنيتين.

Sample: 2010M01 2011M12Lags: 2			
Null Hypothesis:	OBS	F-Statistic	Prob.
SINF does not Granger Cause SDWX	22	0.08804	0.9161
SDWX does not Granger Cause SINF		0.43552	0.6539
SM2 does not Granger Cause SDWX	22	4.60614	0.0252
SDWX does not Granger Cause SM2		9.63983	0.0016
SXM does not Granger Cause SDWX	22	0.13263	0.8767
SDWX does not Granger Cause SXM		1.49095	0.2532
SNEER does not Granger Cause SDWX	22	4.19028	0.0332
SDWX does not Granger Cause SNEER		0.17602	0.8401
SM2 does not Granger Cause SINF	22	0.17911	0.8376
SINF does not Granger Cause SM2		0.58968	0.5655
SXM does not Granger Cause SINF	22	4.64001	0.0247
SINF does not Granger Cause SXM		0.05047	0.9509
SNEER does not Granger Cause SINF	22	0.59941	0.5603
SINF does not Granger Cause SNEER		0.37215	0.6947
SXM does not Granger Cause SM2	22	0.77713	0.4754
SM2 does not Granger Cause SXM		1.57322	0.2361
SNEER does not Granger Cause SM2	22	2.45919	0.1153

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views version 0.7.

بينما عندما نأخذ ثلاث فجوات زمنية فنلاحظ أن التغير الوحيد الذي يطرأ على النتائج هو أن معدل تغطية الصادرات للواردات يسبب التغير في العرض النقدي عند مستوى دلالة 1% كما يظهر في الجدول رقم (7).

الجدول رقم (7): نتائج اختبار جرانجر للسببية بثلاث فجوات زمنية.

Sample: 2010M01 2011M12Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
SINF does not Granger Cause SDWX	21	3.91741	0.0319
SDWX does not Granger Cause SINF		5.10432	0.0136
SM2 does not Granger Cause SDWX	21	0.43179	0.7335
SDWX does not Granger Cause SM2		0.46589	0.7107
SXM does not Granger Cause SDWX	21	1.55298	0.2449
SDWX does not Granger Cause SXM		0.09423	0.962
SNEER does not Granger Cause SDWX	21	0.54792	0.6577
SDWX does not Granger Cause SNEER		1.71325	0.21
SM2 does not Granger Cause SINF	21	0.48257	0.6997
SINF does not Granger Cause SM2		0.28638	0.8344
SXM does not Granger Cause SINF	21	1.94266	0.1691
SINF does not Granger Cause SXM		0.07048	0.9748
SNEER does not Granger Cause SINF	21	0.20093	0.894
SINF does not Granger Cause SNEER		1.35408	0.2972
SXM does not Granger Cause SM2	21	0.52349	0.6732
SM2 does not Granger Cause SXM		1.06676	0.3947
SNEER does not Granger Cause SM2	21	3.58837	0.0411
SM2 does not Granger Cause SNEER		0.50709	0.6837
SNEER does not Granger Cause SXM	21	0.72152	0.5556
SXM does not Granger Cause SNEER		7.85774	0.0026

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views version 0.7.

تقدير النموذج Vector Autoregressive (VAR):

بالنظر إلى نتائج اختبار السببية وللتوفيق نأخذ أربعة فجوات زمنية عند تقدير النموذج كما هو مبين في الجدول رقم (8)، حيث نلاحظ من الجدول ارتفاع قيمة معامل التحديدR–Squared الأمر الذي يزيد من القدرة التفسيرية للنموذج.

الجدول رقم (8): تقدير نموذج VAR.

Vector Autoregression Estimates					
Sample (Adjusted): 2010M05 2011M12					
Included Observations: 20 After Adjustments					
Standard Errors In ( ) & T-Statistics In [ ]					
	SDWX	SINF	SM2	SNEER	SXM
SDWX(-3)	0.802494	9.96e-05	168.9236	-0.014202	0.00014
	-0.43474	-7.90E-05	-82.0007	-0.00895	-0.00059
	[1.84593]	[1.26637]	[2.06003]	[-1.58650]	[0.23918]
SDWX(-4)	-0.291358	-9.71e-05	-52.59156	0.005735	0.000685
	-0.49772	-9.00E-05	-93.8806	-0.01025	-0.00067
	[-0.58539]	[-1.07771]	[-0.56020]	[0.55955]	[1.02099]

R-Squared	0.926242	0.404638	0.930523	0.860076	0.70206
Adj. R-Squared	0.85986	-0.131187	0.867993	0.734144	0.433914
Sum Sq. Resids	145821.7	0.004777	5.19E+09	61.82891	0.265292
S.E. Equation	120.7567	0.021855	22777.37	2.486542	0.162878
F-Statistic	13.95321	0.755168	14.88136	6.829686	2.618201
Log Likelihood	-117.3228	55.01898	-222.1178	-39.66516	14.84781
AkaikeAic	12.73228	-4.501898	23.21178	4.966516	-0.484781
Schwarz Sc	13.23015	-4.004032	23.70964	5.464382	0.013085
Mean Dependent	1318.5	0.04576	1972362	114.9287	0.61825
S.D. Dependent	322.5748	0.020549	62691.09	4.822501	0.216481
Determinant Resid Covariance (Dof Adj.)		40641989			
Determinant Resid Covariance		1270062			
Log Likelihood		-282.4396			
Akaike Information Criterion		33.24396			
Schwarz Criterion		35.73329			

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views version 0.7.

وبالتالي يمكن تقدير النموذج وكتابته بالشكل التالي[9]:

SDWX= 0.802493556362*SDWX(−3) −0.291358296755*SDWX(−4) − 820.26639099*SINF(−3) − 1449.33762771*SINF(−4) + 0.00185453959973*SM2(−3) − 0.00307073305774*SM2(−4) −1.59137799767*SNEER(−3) + 27.26626131*SNEER(−4) + 161.013726313*SXM(−3) − 12.0311443245*SXM(−4)

وللتحقق من صحة تقدير النموذج المقدر وقدرته التفسيرية يمكننا اجراء اختبارات مختلفة وأهمها اختبارات البواقي والارتباط الذاتي التي تتمثل بما يلي:

- اختبار Jarque–Bera للتحقق من التوزيع الاحتمالي للبواقي: حيث يعتمد هذا الاختبار على المشاهدات والبواقي والتحقق من اتباعها التوزيع الطبيعي،ويأخذ الصيغة الآتية (بري، 2002):

$$JB = n\left[\frac{(\sqrt{b_1})^2}{6} + \frac{(b_2 - 3)^2}{24}\right]$$

حيث أن n تمثل عدد المشاهدات و $\sqrt{b_1} = \frac{m_3}{m_2^{(\frac{3}{2})}}$ و $b_2 = \frac{m_4}{m_2^2}$ الذين يمثلان فترات التأخر الزمني كما أن $mi:\{i=1,2,3,4\}$ والتي تمثل العزوم المركزية Central moment of the Observation.

وبموجب هذا الاختبار يتم رفض الفرضية القائلة بأن المشاهدات أو البواقي تتوزع توزيعا طبيعياً إذا كانت قيمةJB أكبر من القيمة الجدولية لتوزيع مربع كايعند مستوى دلالة 5% أو 1% وعند درجة حرية 2. ويفيد التحقق من اتباع البواقي للتوزيع الطبيعي في معرفة قدرة النموذج على توليد تنبؤات قريبة قدر الامكان من الواقع (شعراوي، 2005).

[9] **تدل الأقواس كما في SDWX(-4) كمثال على فترات التأخر الزمنية (الفجوات الزمنية).**

- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي Ljung–Box Q statistic: ويعتمد هذا الاختبار أيضاً على التحقق من مشكلة الارتباط الذاتي للبواقي باستخدام احصائية LBQ ويعطى بالعلاقة الآتية (بري، 2002)، (شعراوي، 2005):

$$Q = n(n+2)\sum_{k=1}^{k}\left[\frac{r_k^2}{n-k} \sim X^2(k-m)\right]$$

حيث أن n تمثل عدد المشاهدات و k تمثل درجات الحرية، و m تمثل عدد المعالم المقدرة في النموذج. الارتباط الذاتي يقود إلى تنبؤات خاطئة للنموذج لذلك قام هذا الاختبار للتحقق من هذه المشكلة من خلال رفض الفرضية القائلة بوجود الارتباط الذاتي للبواقي وتأكيد اتباع البواقي لأنماط متسلسلة الضجة البيضاء عندما تكون قيمة Q المحسوبة وفق المعادلة أكبر من القيمة الجدولية عند مستوى دلالة 5%.

ويشير الجدول رقم (9) إلى قبول فرضية العدم القائلة بأن سلسلة البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي لأن قيمة Jarque–Bera الاحتمالية ليست ذات دلالة احصائية عن أي مستوى من مستويات الدلالة.

الجدول رقم (9): نتائج اختبار Jarque–Bera للتوزيع الطبيعي للبواقي.

VAR Residual Normality Tests			
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)			
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal			
Included observations: 20			
Component	Jarque-Bera	Df	Prob.
1	0.272458	2	0.8726
2	1.771942	2	0.4123
3	0.761645	2	0.6833
4	0.419619	2	0.8107
5	4.226052	2	0.1209
Joint	7.451716	10	0.6822

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views version 0.7.

كما يشير الجدول رقم (10) إلى نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي حيث تم رفض فرضية العدم القائلة بأنه لا يوجد ارتباط ذاتي بين البواقي عند مستوى دلالة 1%، أي أن سلسلة البواقي تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي، الأمر الذي يضعف من القدرة التفسيرية للنموذج المقدر والذي قد يعطي نتائج مضللة وقد تكون بعيدة عن الواقع.

الجدول رقم (10): نتائج اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة البواقي.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h Included observations: 20					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	Df
1	33.587	NA*	35.35504	NA*	NA*
2	68.592	NA*	74.24955	NA*	NA*
3	89.783	NA*	99.17929	NA*	NA*
4	114.06	NA*	129.528	NA*	NA*
5	135.22	0.0052	157.7419	0.0001	96
6	162.21	0.0074	196.2963	0	121
7	179.88	0.0297	223.4801	0	146

8	196.31	0.0898	250.8636	0.0001	171
9	212.32	0.2016	279.9801	0.0001	196
10	221.34	0.4808	298.0194	0.0004	221
11	234.28	0.6938	326.778	0.0004	246
12	245.83	0.8616	355.6382	0.0004	271
*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.					
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution					

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views version 0.7.

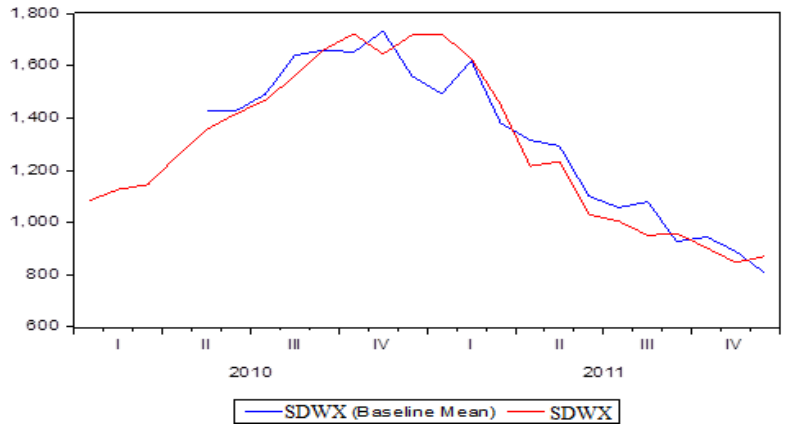
وللتحقق بشكل أكبر من القدرة التفسيرية للنموذج يمكننا بالاعتماد على النموذج المقدر وفق عدد المتباطئات علينا التنبؤ بالسلسلة الزمنية بعد تطبيق النموذج ومقارنتها مع السلسلة الزمنية الحقيقية لمؤشر السوق، يمثل الجدول التالي نتيجة معالجة نموذج VAR.

الجدول رقم (11): التنبؤ بقيم ماضية ومقارنتها مع القيم الحقيقية الماضية باستخدام نموذج VAR.

OBS	SDWX Mean Forecasted	SDWX Actually	OBS	SDWX Mean Forecasted	SDWX Actually
2010M01	NA	1084	2011M01	1493.084	1721
2010M02	NA	1127	2011M02	1619.537	1629
2010M03	NA	1145	2011M03	1381.746	1452
2010M04	NA	1256	2011M04	1315.526	1216
2010M05	1430.52	1357	2011M05	1293.11	1233
2010M06	1427.486	1416	2011M06	1101.556	1031
2010M07	1492.025	1469	2011M07	1057.596	1006
2010M08	1640.299	1562	2011M08	1079.482	951
2010M09	1660.68	1662	2011M09	926.8018	958
2010M10	1652.357	1723	2011M10	944.9885	903
2010M11	1733.025	1645	2011M11	889.8477	847
2010M12	1559.104	1719	2011M12	805.6792	870

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views version 0.7.

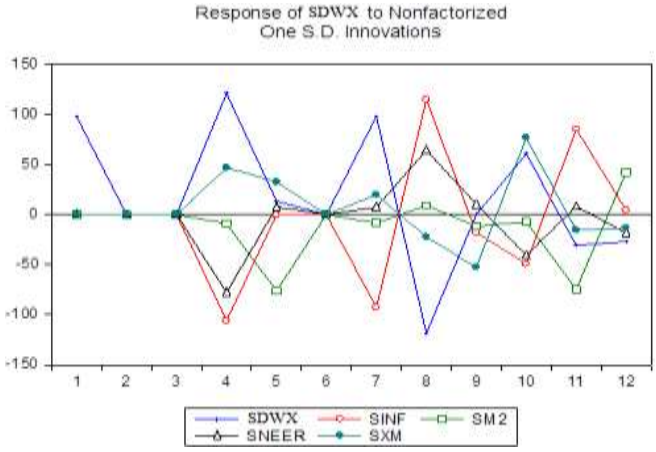
كما يمثل الشكل التالي نتائج التنبؤ من خلال المقارنة بين الرسوم البيانية لكل من السلسلة الزمنية الحقيقية والسلسلة الزمنية المقدرة وفق النموذج.



الشكل رقم (2): المقارنة بين السلسلة الزمنية الحقيقية والمقدرة وفق نموذج VAR.

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views version 0.7.

ومن خلال دراسة دوال الاستجابة الفورية Impulse Response Function التي توضح مقدار التغير في القيم الحالية والمستقبلية للنموذج الناتجة عن حدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد بالنسبة لأحد المتغيرات، يبين الشكل رقم (3) نتائج اختبار Impulse – Response بالنسبة لمؤشر سوق دمشق SDWX حيث يتضح من الشكل أن استجابة المؤشر على المدى القصير سريعة بالنسبة للتغيرات في المتغيرات الأخرى، يكون هذا التأثر عكسياً عندما يتحرك كل من سعر الصرف الاسمي الفعال ومعدل التضخم والعرض النقدي سويةً نحو الأسفل ضد معدل التغطية الصاعد، بينما يكون التأثر طردياً مع معدل التغطية بشكل فردي، يلاحظ أن معدل التغطية يتحرك بشكل معاكس للتغيرات التي تطرأ على باقي المتغيرات، كما يتضح من نتائج عملية التنبؤ في كل من الجدول رقم (11) والشكل رقم (2) أن القيم التي تنبأ بها النموذج، وبالمقارنة مع القيم الواقعية خلال الفترة فإننا نلاحظ أن القيم التي تم التنبؤ بها تبتعد في بعض الأحيان عن القيم الواقعية، وتقترب في بعض الأحيان، إلا أن الاتجاه العام على المدى الطويل بقي محافظاً على نفسه في القيم التنبئية ولكنه ابتعد عن القيم الواقعية في الأجل القصير.



الشكل رقم (3): نتائج اختبار Impulse – Response.

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views version 0.7.

النتائج والمناقشة:

يتطلب تحليل هذه النتائج ربطها بالواقع، فعندما بدأ مؤشر السوق بالعمل ارتفع بشكل ملحوظ من 1000نقطة إلى ما يقارب 1722نقطة خلال عام واحد فقط بنسبة نمو 72.2%، كما ترافق هذا الارتفاع مع تحسن ملحوظ في مستوى العرض النقدي ومعدل التضخم، الذي قابلهما تدهوراً في سعر الصرف الاسمي الفعال ومعدل تغطية الصادرات للواردات، ويتبادر إلى الأذهان بشكل واضح أن التعطش الكبير لوجود سوق مالية في بلدٍ نامٍ ومستقرٍ سياسياً واقتصادياً خلال تلك الفترة كان أحد الأسباب الكامنة وراء تحسن مؤشر السوق بغض النظر عن تدهور بعض المؤشرات الاقتصادية الكلية آنذاك، كما أن الفترة التي غطتها الدراسة لم تمتلك القدرة الكبيرة على التنبؤ لتحديد المسار الذي سيسلكه المؤشر آنذاك بسبب عدم توفر البيانات لبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية بعد نهاية عام 2011م ، ولأن الشركات المالية والمصرفية تشكل الوزن الأكبر في المؤشر فإن هذا الارتفاع لم يكن ليبقى بعد مضي عام على بدايته،

حيث أنه من المعروف أن المؤسسات المالية والمصرفية أكثر المؤسسات تأثراً بالأحداث الاقتصادية الجارية، كالاتجاه العام لارتفاع معدل التضخم خلال الفترة المدروسة كلياً وارتفاعه بشكل حاد في نهاية عام 2011م وانخفاض مستوى الصادرات وانخفاض سعر صرف الليرة السورية الاسمي الفعال، كل ذلك لعب دوراً هاماً في انخفاض مؤشر السوق، فوفقاً لرأي التحليل الأساسي لأسعار الأسهم آنذاك لم يكن من المجدي القيام بزيادة الأموال المستثمرة في سوق مثل سوق دمشق التي تعاني من اقتصادٍ بدأ بالاضطراب جراء الأحداث السياسية التي عصفت بالمنطقة والتي أثرت بشكل واضح على جميع أسواق المنطقة العربية خلال عام 2011م، والتي استمرت إلى تاريخنا الحالي وازدادت تدهوراً وأثرت بشكل كبير على الاقتصاد الوطني والسوق المالية على حد سواء. إن أهم ما يمكن استنتاجه من هذه الدراسة أن مؤشر سوق دمشق أبدى استجابة سريعة لتدهور المتغيرات الاقتصادية الكلية خلال الفترة الزمنية المدروسة،وخلافاً للنظرية الاقتصادية القائلة بأن الأسهم هي الملاذ الأول للمستثمرين من ارتفاع معدل التضخم، فقد كان الملاذ هنا هو العملات الأجنبية وخصوصاً الدولار الأمريكي بالإضافة إلى الذهب مما يفسر تدهور سعر الصرف الاسمي الفعال لليرة السورية بشكل ملحوظ، الأمر الذي سيؤثر عاجلاً أم آجلاً بشكل سلبي على آلية السوق وعمل الشركات المدرجة فيها، والأمر الذي أجبر الكثيرين إلى الابتعاد عن الاستثمار في السوق والتوجه نحو الاحتفاظ باحتياطيات أخرى كالعملات الأجنبية والذهب باعتبارها مخزن جيد للقيمة، فالخوف والتخبط في بداية الأزمة السورية كان سيد الموقف.

وبالمقارنة مع فرضيات البحث، نلاحظ ما يلي:

1. لا وجود للعلاقة المفترضة بين كل من معدل التضخم ومعدل تغطية الصادرات للواردات من جهة ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية من جهة أخرى.
2. كانت الفرضية الثانية للبحث محققة حيث أشار اختبار جرانجر للسببية وجود علاقة متجهة من سعر الصرف الاسمي الفعال إلى مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.
3. وكذلك الأمر بالنسبة لوجود علاقة بين العرض النقدي ومؤشر السوق حيث وبحسب اختبار جرانجر اتجهت هذه العلاقة من العرض النقدي إلى المؤشر.
4. بالنسبة لطبيعة هذه العلاقات فإن النموذج أشار إلى طبيعة العلاقة بين كل من العرض النقدي والمؤشر عكسية، وكذلك الأمر بالنسبة لسعر الصرف الاسمي الفعال والمؤشر.

الاستنتاجات والتوصيات:

i. نوصي الباحثين المستقبليين بدراسة العلاقة بين مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية والمتغيرات الاقتصادية الكلية في سورية عند توافر بيانات جديدة وتحديث هذه الدراسة بشكل دوري لتكون طريقة يُستعان بها في التنبؤ بتحركات مؤشر السوق، الأمر الذي يفيد كل من المستثمرين والقائمين على عمل السوق.

ii. نوصي الباحثين المستقبليين بدراسة هذه العلاقة مع أخذ عدد متغيرات اقتصادية كلية أكبر وتضمين متغيرات اقتصادية كلية مختلفة كسعر الفائدة ومعدل البطالة ومعدل نمو الناتج المحلي الاجمالي ومعدل النمو الاقتصادي في سورية وذلك لتبيان طبيعة هذه العلاقة بشكل أكبر.

iii. نوصي كل من المستثمرين والقائمين على عمل سوق دمشق للأوراق المالية باستخدام النموذج في التنبؤ بحركة مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية من خلال ربطه بالمتغيرات الاقتصادية الكلية.

iv. نوصي المستثمرين في السوق والراغبين بذلك بالقيام بدراسات تحليلية فنية وأساسية لأسعار الأسهم والاستفادة من الأبحاث العلمية المقدمة كهذا البحث في محاولة تقليل المخاطر المحتملة.

v. نوصي القائمين على عمل السوق باتخاذ اجراءات من شأنها التقليل من المخاطر المصاحبة للتغير في المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق دمشق لجذب المستثمرين الخارجيين والمحليين على حد سواء.

vi. نوصي فئة المدخرين من المجتمع السوري أن يقوموا بالاستثمار في سوق دمشق للأوراق المالية عوضاً عن شراء العملات الأجنبية والذهب لدواعي الاحتياط، فعلى المدى الطويل نسبياً سيؤدي ذلك إلى تحسين العمل في السوق ورفع كفاءتها وتحقيق المكاسب للمستثمرين فيها.

المراجع:

1. ALAVIRAD, A. *Macroeconomic Variables and Stock Market: Evidance From Iran*. International Journal of Economics and Finance Studies. Vol. 3, No. 1. 2011. 1-10.

2. BAŞCI, E; KARACA, S. *The Ditermination of Stock Market Index Var Approach to Turkish Stock Market*. International Journal of Economics and Finance. Vol. 3, No. 1. 2013. 163-171.

3. DICKEY, D. FULLER, W. *Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. Journal of American Statistical Association. USA. Vol. 74, Issue. 366, 1979. 427-431.

4. FILIS, G. T*he Relationship between Stock Market, CPI and Industrial Production in Greece And The Impact of Oil Prices: Are Any New Findings Emerging From The Examination of Their Cyclical Components, Using Recent Data?*. International Confirance on Applied Economics-ICOAE 2009. 163-175.

5. GRANGER, W. *Investigating Causal Relationship and Cross Spectral Methods*. Economitrica. Vol. 37, No. 3, 1969. 424-438.

6. JOHANSEN, S. *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Clarendon Press, Oxford, England, 1995.

7. OSAMWONYI, I; EVBAYIRO-OSAGIE, E. *The Relation between Macroeconomics Variables and Stock Market Index in Nigeria*. J for Economics. Vol. 3, No. 1. 2012. 55-63.

8. PARSVA, P. LEAN, H. *The Analysis of Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Six Middle Eastern Financial Markets,* International Research Journal of Finance and Economics, ISSN 1450-2887 Issue 66, 2011. 158-170.

9. SIMS, C. *Macroeconomic and reality*. Econometrica. USA. Vol.48, No. 1, 1980. 1-48.

10. SINGH, D. *Causal Relationship between Macro-Economic Variables and Stock Market: A Case Study for India.* Pakistan Journal of Social Sciences. Pakistan Vol. 30, No. 2, 2010. 263-274

11. STAVAREK, D. *Stock Prices and Exchange Rates in the EU and the USA: Evidence of their Mutual Interactions.* Czech Journal of Economics and Finance. Czech. Vol. 55, No. 3, 2005. 141-161.

12. بري، عدنان. *طرق التنبؤ الإحصائي*. الرياض: جامعة الملك سعود. المملكة العربية السعودية، 2002، 342.

13. حمود، نوال. *استخدام منهج التكامل المشترك لبيان أثر المتغيرات النقدية والحقيقية في التضخم* ، مجلة الأنبار للعلوم الاقتصادية والإدارية، العراق، المجلد 4، العدد 7، 2011، 179-189.

14. شعراوي، سمير. *مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية* . جدة: مركز النشر العلمي بجامعة الملك عبد العزيز .المملكة العربية السعودية، 2005، 446.

15. الصفاوي، صفاء؛ يحيى، مزاحم. *تحليل العلاقة بين الاسعار العالمية للنفط، اليورو والذهب باستخدام متجه الانحدار الذاتي (VAR)*، بحث منشور في المجلة العراقية للعلوم الاحصائية، العراق، المجلد 14، العدد 1، 2008. 15-42.

16. نقار، عثمان؛ العواد، منذر. *استخدام نماذج (VAR) في التنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين إجمالي الناتج المحلي وإجمالي التكوين الرأسمالي في سورية* ، بحث منشور في مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد 28، العدد 2، 2012. 337-360.