أثر تغير سعر صرف الدينار الليبي على حركة الواردات

دراسة قياسية للفترة (1966-2015م)

أ. عماد أبوراوى جحيدر [1] أ. الصادق أحمد القلفاط [2] أ. ايوب علي المزوغي [3]

ملخص البحث:

يهدف هذا البحث إلى قياس العلاقة بين سعر صرف الدينار الليبي مقابل الدولار (EX)، والواردات السلعية(IM) خلال الفترة (1966-2015م) باستخدام الاساليب الحديثة(التكامل المشترك بأسلوب جوهانسون) في دراسة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية. وقد توصلت الدراسة إلى النتائج التالية: غياب التكامل المشترك بين المتغيرين: سعر الصرف (EX) والواردات السلعية(IM)، وبينت الدراسة عن وجود علاقة طردية في الاجل القصير بين المتغيرين وفقاً لنتائج تحليل نموذج (VAR)، كما اوضحت نتائج اختبار سببية جرانجر وجود علاقة سببية احادية لسعر الصرف اتجاه الواردات السلعية.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف، الواردات السلعية، التكامل المشترك، نموذج (VAR)، سببية جرانجر .

Abstract :

This study aims to measuring the relationship among the official exchange rate of Libyan dinar(EX) and commodity imports (IM) during the period from 1966 to 2015. By using the modern methods in the study of economic relations among variables within the Co-integration .This paper concluded the following results: There is no relationship in the long run between exchange rate (EX) and commodity imports. In contrast, there is a positive relationship among the two variables in the short term has been proved by using the (VAR) model. Also, the Granger causality test has shown a causal relationship from the exchange rate (EX) to commodity imports (IM).

Keywords: Exchange rate, Commodity imports, Joint integration, Model (VAR), Causative granger.

[1] - محاضر- قسم الاقتصاد - كلية الاقتصاد والعلوم السياسية – جامعة طرابلس.

[2] - محاضر - قسم الاقتصاد - كلية الاقتصاد والعلوم السياسية – جامعة طرابلس.

[3] - محاضر مساعد- قسم الاقتصاد - كلية الاقتصاد والعلوم السياسية – جامعة طرابلس.

مقدمة:

تعتبر أسعار صرف العملات من المواضيع بالغة الأهمية في الاقتصاد، باعتباره مقياساً لحجم المبادلات التجارية مع العالم الخارجي، ومؤثر اساسي على التوازن الكلي في الاقتصاد، من خلال علاقته بالمتغيرات الاقتصادية الكلية عامةٍ وعلى مكونات الميزان التجاري خاصةٍ. حيت أن تخفيض سعر صرف العملة المحلية يؤدي إلى رفع درجة تنافسية الدولة، فتزداد صادراتها نتيجة لانخفاض اسعار السلع المنتجة محلياً بالنسبة للعالم الخارجي. وفي المقابل، سوف تنخفض وارداتها بسبب ارتفاع اسعار السلع المنتجة في الخارج بالنسبة للمقيمين في الدولة.

وفي دراستنا هذه سوف نبحث اثر التغير في سعر الصرف الرسمي للدينار الليبي مقابل الدولار على حركة الواردات، باعتبار أن ليبيا من بين الدول التي يعتمد اقتصادها كلياً على تصدير سلعة واحدة ، مقابل استيراد جميع ما تحتاجه من الخارج.

مشكلة البحث:

تتلخص مشكلة البحث في التساؤل التالي: ما أثر تغير سعر صرف الدينار الليبي مقابل الدولار الامريكي على حركة الواردات السلعية ؟

أهمية البحث:

1- تبيان طبيعة العلاقة بين سعر الصرف الرسمي للدينار الليبي على الواردات السلعية.
2- قلة الدراسات التي تناولت تأثير سعر الصرف الرسمي للدينار الليبي على حركة الواردات السلعية.

هدف البحث:

يهدف هذا البحث إلى تسليط الضوء على طبيعة العلاقة النظرية بين سعر الصرف الرسمي للدينار الليبي وإجمالي الواردات السلعية، وكذلك قياس أثر التقلبات في سعر الصرف على حركة الواردات السلعية، خاصةً وأن عديد الدراسات جاءت نتائجها على عكس ما تنص عليه النظرية الاقتصادية.

فرضية البحث:

من أجل الاجابة على اشكالية الدراسة قمنا بوضع الفرضية التالية:

ينطلق البحث من فرضية مفادها أن تخفيض سعر الصرف الرسمي للدينار الليبي مقابل الدولار الأمريكي يؤدي إلى انخفاض حجم الواردات السلعية.

منهجية البحث:

تعتمد الدراسة على المنهج التحليلي الكمي(القياسي)، المتمثل في الأساليب الإحصائية والقياسية الحديثة، حيت تم استخدام اختبارات جذور الوحدة (Unit Root) لدراسة استقراريه السلاسل الزمنية، ومنهجية جوهانسون لتحليل التكامل المشترك ونموذج (VAR) لدراسة العلاقة في الاجل القصير، بالإضافة إلى اختبار سببية جرانجر، واخيراً اختبارات تشخيص نموذج الدراسة للكشف عن المشاكل الاحصائية، وذلك باستخدام البرنامج الاحصائي (EViews9.5).

حدود البحث:

في هذا البحث تم تحديد إطارين، مكاني وزماني، ففي الإطار المكاني انحصرت الدراسة في ليبيا. أما الإطار الزمني فقد غطت الدراسة الفترة الممتدة من 1966 وحتى 2015.

الدراسات السابقة:

1-دراسة (اليامنة الداوي،2016)، بعنوان " أثر سعر الصرف على التجارة الخارجية دراسة حالة (الجزائر) للفترة 1990-2014". وقد توصلت هذه الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين سعر الصرف والواردات.

2-دراسة (بدرالدين طالبي، ابراهيم برقوقي،2015)، بعنوان" نمذجة قياسية لتأثير سعر الصرف على المتغيرات الكلية للاقتصاد الجزائري باستخدام الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية (ARDL) خلال الفترة (1980-2014م)". وقد أظهرت النتائج وجود علاقة طردية بين اجمالي الواردات وسعر الصرف الفعلي الحقيقي للواردات.

3-دراسة (زاهر عبدالحليم خضر،2012م)، بعنوان" تأثير سعر الصرف على المؤشرات الكلية للاقتصاد الفلسطيني(1994-2010م) "وقد توصلت الدراسة إلى: وجود علاقة طردية بين سعر الصرف الفعلي الحقيقي واجمالي الواردات الفلسطينية. حيت أظهرت النتائج إن قيمة معامل التحديد المعدل بلغت 51% ، وهذا ما يشار إليه بالتباين المفسر في المتغير التابع أي أن سعر الصرف الفعلي الحقيقي للواردات يفسر ما نسبته 51% من التغيرات التي تحدث في إجمالي الواردات الفلسطينية كما اتصفت دالة الواردات بالمرونة بالنسبة لسعر الصرف الفعلي الحقيقي للواردات، وقد قُدرت مرونة سعر الصرف ب(3.92)، وهي تدل على أنه كلما ارتفع سعر الصرف الفعلي الحقيقي بنسبة 1% فإن ذلك سيؤدي لزيادة قيمة المنتجات الخارجية بنسبة 3.92%، وأن هذه النتيجة جاءت معاكسة للنظرية حيث أن النظرية الاقتصادية تفترض وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف الحقيقي وإجمالي الواردات.

4-دراسة(منهوم بلقاسم،2012)، بعنوان أثر تخفيض القيمة الخارجية للعملة الوطنية على ميزان المدفوعات :دراسة قياسية لحالة الجزائر1970-2009" وقد توصلت الدراسة إلى عدم وجود علاقة سببية بين سعر الصرف وتطور نسب الواردات الوطنية.

5-دراسة (2012: Yii Siing Wong و آخرون)، بعنوان " أثر تقلبات سعر الصرف على تدفق الواردات: حالة دراسية على ماليزيا والولايات المتحدة الامريكية" حيث غطت الدراسة الفترة الممتدة من 1975إلى 2009 في ماليزيا بينما في الولايات المتحدة الامريكية كانت خلال الفترة الممتدة من 1980 إلى 2009. وقد خلُصت الدراسة إلى عدم وجود علاقة سببية خطية بين تقلبات سعر الصرف و تدفق الواردات في كلتا الدولتين.

6-دراسة(2012: Wanhui Jiang)، بعنوان " اثر تقلب سعر صرف العملة الصينية على الواردات والصادرات الصينية". خلال الفترة الممتدة من 1981 الى 2012. وقد توصّلت الدراسة إلى وجودِ علاقة ايجابية بين سعر الصرف الاسمي والواردات الصينية في الاجل الطويل

7- دراسة (Nodir Bakhromov:2011)، بعنوان" تقلبات أسعار الصرف والميزان التجاري: دراسة حالة أوزبكستان" والتي أظهرت أن الزيادات في معدل تقلب سعر الصرف الحقيقي لها آثار سلبية كبيرة على الواردات في المدى الطويل خلال الفترة الممتدة من 1999 إلى 2009م.

8- دراسة(Shaista Alam & Qazi Masood Ahmed:2010)، بعنوان" تقلبات أسعار الصرف والطلب على الواردات في الباكستان" حيت غطت الدراسة الفترة الممتدة من الربع الأول 1982 إلى الربع الثاني 2008م. وقد توصلت إلى أن تقلب سعر الصرف الفعلي الحقيقي ليس له تأثير على الطلب على الواردات في المدى الطويل.

9- دراسة (Godwin Akpokodje and Benson U. Omojimite :2009)، بعنوان" أثر تغير سعر الصرف على واردات دول منظمة غرب افريقيا، (Ecowas)" حيث غطت الدراسة الفترة الممتدة من 1986 إلى 2006. وقد توصلت إلى وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف و واردات دول هذه المجموعة.

10-دراسة(Joseph P. Byrnea :2006 و آخرون)، بعنوان "التبادل التجاري الأمريكي الخارجي وتقلبات سعر الصرف: تحليلٌ حقيقيٌّ تنائيٌّ مقطعيٌّ". وخلُصتِ الدراسة إلى وجود علاقة سلبية قوية بين تقلبات سعر صرف الدولار الأمريكي و حجم الواردات للولايات المتحدة الامريكية خلال الفترة الزمنية الممتدة من 1989 إلى 2001.

11-دراسة(Abdul Jalil Khan:2000، وآخرون)، بعنوان" تأثير تقلبات أسعار الصرف على التجارة: دراسة حول الشركاء التجاريين للباكستان" خلال الفترة الممتدة من يناير 1970 إلى ديسمبر 2009م. وقد أظهرت الدراسة أن تقلبات سعر الصرف مقابل الدولار تؤثر سلباً على الواردات الباكستانية، بينما كان هذا التأثير ايجابياً عند استخدام أسعار الصرف الثنائية المقيمة بالعملة المحلية.

12- دراسة(Augustine Arize:1998)، بعنوان" آثار تغير سعر الصرف على واردات الولايات المتحدة" حيت غطت الدراسة الفترة الممتدة من الربع الثاني 1973 إلى الربع الرابع 1993، وقد توصلت إلى وجود تأثير سلبي كبير على المدى الطويل والقصير لتقلب أسعار الصرف على حجم الواردات.

هيكل البحث:

لتحقيق هدف هذا البحث واختبار فرضيته، تم تقسيم البحث إلى المباحث التالية:

المبحث الاول: تمهيدي.

المبحث الثاني: التحليل القياسي.

المبحث الثالث: النتائج والتوصيات.

المبحث الثاني: التحليل القياسي

أولاً: توصيف النموذج القياسي:

وفقاً للنظرية الاقتصادية فمن المتوقع أن تكون هناك علاقة عكسية بين سعر صرف الدينار الليبي(EX) وإجمالي الواردات السلعية (IM). ومن اجل الوصول إلى هدف الدراسة وهو قياس العلاقة بينهما، فأنه تم صياغة دالة قياسية مناسبة تمثلت في اخد اللوغاريتم الطبيعي لمتغيرات الدراسة لمعرفة تأثير المتغير المستقل؛ سعر صرف الدينار الليبي مقابل الدولار(EX) على المتغير التابع إجمالي الواردات السلعية (IM)، وقد تم توصيف الدراسة على الشكل التالي:

$$Log\ (IM) = \alpha + \beta\ Log(EX) + Ut \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(1)$$

حيث أن:(IM) الواردات، (EX) سعر الصرف، (α) الحد الثابت، (β) معلمة النموذج، Ut : حد الخطأ

ويرجع الأساس النظري لهذا النموذج القياسي المستخدم إلى النظرية الاقتصادية، وإلى الدراسات السابقة، كدراسة (اليامنة الداوي،2016)، ودراسة(Shaista Alam and Qazi Masood Ahmed:2010)، ودراسة (Godwin Akpokodje and Benson U :2009 Omojimite).

ثانياً: اختبارات جذور الوحدة:

1-اختبار ديكي- فولر المطور(Augmented Dickey-Fuller Test)، واختصاراً (ADF):

من خلال مقارنة نتائج قيم (t) المحسوبة بالجدول رقم (1) مع قيم (t) الجدولية بالجدول رقم (2) للمتغيرين الاقتصادين: سعر الصرف(EX) والواردات(IM). فبالنسية للمتغير(IM) فقد أظهرت النتائج أن القيمة المحسوبة لـ (t) أقل من القيمة الجدولية بثابت فقط، وعلى العكس في حالة ثابت ومتجه، مما يعني أن المتغير غير ساكنين عند المستوى(Level). إلا أنه وبعد احتساب

الفرق الأول فقد أظهرت النتائج أن جميع القيم المحسوبة لـ (t) أكبر من القيم الجدولية، مما يعني إمكانية رفض الفرض العدم وقبول الفرض البديل القائل بسكون المتغير في الفرق الأول؛ أي أنه متكامل من الدرجة(1)I. أما فيما يخص متغير سعر الصرف (EX) فقد أظهرت النتائج أن جميع القيم المحسوبة لـ (t) أقل من القيم الجدولية، مما يعني قبول فرضية العدم القائلة بعدم سكون المتغير في المستوى ورفض الفرض البديل القائل بعدم سكون المتغير في المستوى(Level). إلا أنه وبعد احتساب الفرق الأول أظهرت النتائج أن جميع القيم المحسوبة لـ (t) أكبر من القيم الجدولية، مما يعني إمكانية رفض الفرض العدم وقبول الفرض البديل القائل بسكون المتغير في الفرق الأول، أي أنه متكامل من الدرجة(1)I.

جدول رقم (1) نتائج اختبار استقراريه السلاسل الزمنية (اختبار ADF)

Variables	Levels		
	Intercept	Trend & Intercept	
IM	-2.491351	-1.344231	
EX	-0.386040	-1.464944	
	1st. Differences		
	Intercept	Trend & Intercept	
IM	-1.146949	-2.092831	
EX	-5.291905	-5.457664	

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام البرنامج الاحصائي (EViews 9.5)

جدول رقم(2) القيم الجدولية (الحرجة) لاختبار ADF

Levels		
القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5%	Intercept	Trend & Intercept
IM	-2.936942	-3.526609
EX	-2.922449	-3.504330
1st. Differences		
القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5%	Intercept	Trend & Intercept
IM	-2.938987	-3.529758
EX	-2.923780	-3.506374

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام البرنامج الاحصائي (EViews 9.5)

2-اختبار فيليبس- بيرون (Phillips-Perron Test) واختصاراً (p-p):

من خلال مقارنة نتائج قيم (t) المحسوبة بالجدول رقم (3) مع قيم (t) الجدولية بالجدول رقم (4) للمتغيرين الاقتصادين: سعر الصرف(EX) والواردات(IM). فقد أوضحت النتائج أن جميع القيم المحسوبة لـ (t) أقل من القيم الجدولية وبناءً عليه، يتم قبول فرضية العدم القائلة بعدم سكون المتغير في المستوى ورفض الفرض البديل، مما يعني أن المتغيرين غير ساكنين عند المستوى(Level). إلا أنه وبعد احتساب الفرق الأول فقد أظهرت النتائج أن جميع القيم المحسوبة لـ (t) أكبر من القيم الجدولية، مما يعني إمكانية رفض الفرض العدم وقبول الفرض البديل القائل بسكون المتغيرين في الفرق الأول، أي أنهما متكاملين من الدرجة(1)I.

جدول رقم (3) نتائج اختبار استقراريه السلاسل الزمنية (اختبار P-P)

Variables	Levels	
	Intercept	Trend & Intercept
IM	-1.280800	-2.568103
EX	0.043224	-1.639024
	1st. Differences	
	Intercept	Trend & Intercept
IM	-7.723082	-8.016741
EX	-5.322089	-5.436787

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام البرنامج الاحصائي (EViews 9.5)

جدول رقم(4) القيم الجدولية (الحرجة) لاختبار(P-P)

Levels		
القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5%	Intercept	Trend & Intercept
IM	-2.922449	-3.504330
EX	-2.922449	-3.504330
1st. Differences		
القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5%	Intercept	Trend & Intercept
IM	-2.923780	-3.506374
EX	-2.923780	-3.506374

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام البرنامج الاحصائي (EViews 9.5)

3- اختبار (KPSS):

من خلال مقارنة النتائج المحسوبة لقيم (t) بالجدول رقم (5) مع القيم الجدولية لـ(t) بالجدول رقم (6) للمتغيرين الاقتصاديين: سعر الصرف(EX) والواردات(IM)، فقد أوضحت نتائج الاختبار ما يلي: فيما يخص المتغير(IM) فقد كانت جميع القيم المحسوبة لـ(t) أكبر من القيم الجدولية مما يعني أن المتغير غير ساكن عند المستوى(Level). إلا أنه وبعد احتساب الفرق الأول فقد أظهرت النتائج، أن القيمة المحسوبة لـ(t) أقل من القيمة الجدولية بثابت فقط، وعلى العكس في حالة ثابت ومتجه، وبناءً عليه، يمكن اعتبار المتغير(IM) غير ساكن عند المستوى(Level). أما بخصوص متغير سعر الصرف (EX)، فقد أظهرت النتائج أن جميع القيم المحسوبة لـ(t) أكبر من القيم الجدولية مما يعني أن المتغير غير ساكن عند المستوى(Level). إلا أنه وبعد احتساب الفرق الأول أظهرت النتائج أن جميع القيم المحسوبة لـ(t) أقل من القيم الجدولية، مما يعني إمكانية رفض الفرض العدم وقبول الفرض البديل القائل؛ بأن المتغير ساكن عند الفرق الاول، أي أنه متكامل من الدرجة(1)I.

جدول رقم (5) نتائج اختبار استقراريه السلاسل الزمنية (اختبارKPSS)

Variables	Levels	
	Intercept	Trend & Intercept
IM	-0.659042	-0.205045
EX	-0.702085	-0.199713
	1st. Differences	
	Intercept	Trend & Intercept
IM	-0.281450	-0.206521
EX	-0.252468	-0.064574

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام البرنامج الاحصائي (EViews 9.5)

جدول رقم(6) القيم الجدولية (الحرجة) لاختبار (KPSS)

Levels		
القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5%	Intercept	Trend & Intercept
IM	0.463000	0.146000
EX	-0.199713	-0.252468
1^{st}. Differences		
القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5%	Intercept	Trend & Intercept
IM	0.463000	0.146000
EX	0.463000	0.146000

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام البرنامج الاحصائي (EViews 9.5)

وبناءً على ما تقدم يمكن اعتبار المتغيرين الاقتصاديين سعر الصرف (EX) والواردات(IM) ساكنين عند الفرق الأول، أي أنهما متكاملين من الدرجة (1)I، اعتماداً على نتائج P–P test (العبدلي، 2007: ص20).

ثالثاً: تحليل التكامل المشترك بطريقة جوهانسون– جسليوس (Johansen and Juselius 1990):

بعد الحصول على استقرارية السلاسل الزمنية والتعرف على درجة تكامل متغيرات الدراسة وهي الدرجة الأولى (1)I، فأنه يمكن اجراء تحليل التكامل المشترك، الذي اقترحه **Johansen & Juselius)** في ظل فترة إبطاء واحدة ــ انظر الجدول رقم (2) بالملحق ـــ والجدول التالي رقم (7) يبين نتيجة هذا الاختبار:

جدول رقم(7): يوضح نتائج اختبار التكامل (اختباري الاثر–المكانية العظمى)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.206939	11.13005	15.49471	0.2036
At most 1	2.13E-05	0.001025	3.841466	0.9745

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.206939	11.12902	14.26460	0.1479
At most 1	2.13E-05	0.001025	3.841466	0.9745

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

المصدر : من البرنامج الاحصائي الجاهز(EViews 9.5).

من الجدول رقم(7) اعلاه وبناءً على نتيجة إحصائيتي الاثر والقمة العظمى: حيث تظهر احصائية الاثر (Trace Statistic) والتي تساوي (11.13005) أصغر من القيمة الحرجة (15.4947) عند مستوى معنوية 5%، مما يدل على قبول الفرض العدم(H_o) المتمثل في عدم وجود متجه للتكامل المشترك (r=0)، ورفض الفرض البديل(H_1) القاضي بوجود متجه للتكامل المشترك (r=1). كما نلاحظ ايضاً من نفس الجدول، أن اختبار المكانية العظمى (Max–Eigen) تشير عدم وجود متجه واحد للتكامل حيث أن القيمة المحسوبة لهذه الاحصائية تساوي (11.12902) وهي أصغر من القيمة الحرجة(14.2646) عند مستوى معنوية 5%، مما يعني قبول الفرض العدمي(H_o) المتمثل في عدم وجود متجه للتكامل المشترك (r=0)، ورفض الفرض البديل القائل(H_1) بوجود متجه واحد (r=1). وبناءٍ عليه، نلاحظ غياب للتكامل المشترك.

ويعزى السبب في ذلك إلى عدم وجود التأثير الفعال والايجابي لسياسة سعر الصرف الرسمي للدينار الليبي مقابل الدولار اتجاه حركة الواردات.

رابعاً: تقدير نموذج الدراسة في الاجل القصير(VAR Model):

بعد التأكد من عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة في الاجل الطويل، فأننا نتجه لتقدير العلاقة بينهما في الاجل القصير باستخدام نموذج (VAR) وفق الصيغة التالية:

LOG(IM) = 0.87573778262*LOG(IM(-1)) + 0.242163309088*LOG(EX(-1)) + 1.26928282646 .....(1)

وقد تم الحصول على النتائج كما هي مبينة في الجدول رقم(8) التالي:

جدول رقم (8): نتائج تقدير الاجل القصير(نموذج VAR)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.875738	0.045413	19.28381	0.0000
C(2)	0.242163	0.110687	2.187824	0.0338
C(3)	1.269283	0.428670	2.960980	0.0048

R^2= 0.96, F-Stat=555.66, P- Stat= 0.000

المصدر: من البرنامج الاحصائي الجاهز(EViews 9.5)

من خلال نتائج نموذج (VAR) المبينة اعلاه في الجدول رقم (8)، نلاحظ أن اشارة معامل تصحيح الخطأ موجبة وفي هذا تأكيد على غياب العلاقة طويلة الاجل المشار اليها في الفقرة السابقة. كما نلحظ أن المعامل C_2 معنوي عند 5% و ذو اشارة موجبة، وهذا تأكيد على وجود علاقة(طردية) قصيرة الاجل بين كلٌ من: سعر الصرف الرسمي للدينار مقابل الدولار (EX) والواردات(IM). كما أوضحت النتائج ايضاً أن تخفيض سعر صرف الدينار الليبي مقابل الدولار الامريكي بنسبة 1%، يؤدي إلى انخفاض الواردات بنسبة 0.24%.

رابعاً: اختبار السببية (Granger's Causality):

بعد أن تبين وجود علاقة قصيرة الاجل في الفقرة السابقة، فأننا نتحول بالحديث إلى تأكيد اتجاه العلاقة السببية بين متغيرات الدراسة، باستخدام منهجية سببية جرانجر (Granger Causality Test) وذلك على النحو التالي:

$$Yt = \sum \alpha i Yt\text{-}i + \Sigma \beta j Xt\text{-}j + Ut \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

$$Ho : \beta j = o \ (X \rightarrow Y)$$

$$HA : \beta j \neq o \ (X \rightarrow Y)$$

جدول رقم (9) : نتائج اختبار السببية

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LOG(EX) does not Granger Cause LOG(IM)	49	4.78658	0.0338
LOG(IM) does not Granger Cause LOG(EX)		0.05225	0.8202

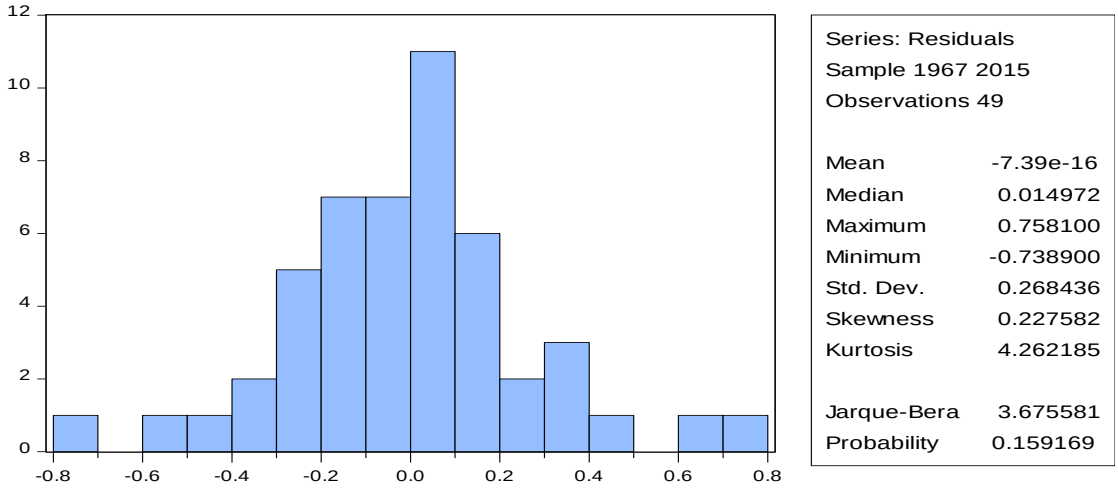
المصدر: من البرنامج الاحصائي الجاهز (EViews 9.5)

والجدول رقم(9) يوضح نتائج اختبار السببية، ففي حالة التغيير في سعر الصرف يؤدي إلى التغير في الواردات، فأن قيمة الدلالة الاحصائية اقل من 5%. ومنها نرفض الفرض العدم القائل بأن EX لا يتسبب فيIM ، ونقبل الفرض البديل. اذاً توجد سببية لسعر الصرف الرسمي للدينار مقابل الدولار على الواردات. أما في حالة التغيير في الواردات يسبب التغيير في سعر الصرف، فأن قيمة الدلالة الاحصائية أكبر من 5%. ومنها نقبل الفرض العدم القائل بأن IM لا يتسبب فيEX ونرفض الفرض البديل. اذاً لا توجد سببية للواردات على سعر الصرف وفي هذا تأكيد لغياب التكامل المشترك. وبناءً عليه، توجد علاقة سببية في اتجاه واحد مفادها أن سعر الصرف يؤثر في الواردات وذلك في الاجل القصير.

خامساً: تشخيص النموذج المقدر

1- اختبار التوزيع الطبيعي:

استخدم الباحثين اختبار(Jarque – Bera) لاختبار التوزيع الطبيعي لحدود الخطأ (البواقي) الناتجة عن تقدير النموذج، حيت تشير النتائج الواردة بالشكل رقم (1) أن نتائج حدود الخطأ تتبع التوزيع الطبيعي إلى أن قيمة الاختبار (J=3.675581) بمستوى دلالة(P-Value= 0.159169)، ومنه نقبل الفرض العدم القائل أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.



المصدر: من البرنامج الاحصائي الجاهز(EViews 9.5)

شكل رقم (1) اختبار التوزيع الطبيعي للمتغير العشوائي الخاص بالنموذج.

1- اختبار مشكلة الارتباط الذاتي (Serial Correlation LM Test):

تشير النتائج الخاصة باختبار مشكلة الارتباط الذاتي الواردة بالجدول رقم (10)، إلى أن قيمة (F-Statistic=0.9032) ، كما أن قيمة الدلالة الاحصائية (Prob= 0.898). مما يعني خلو نموذج الدراسة من مشكلة الارتباط الذاتي.

جدول رقم (10) : نتائج اختبار الارتباط الذاتي – اختبار(LM)

F-statistic	0.014950	Prob. F(1,45)	0.9032
Obs*R-squared	0.016274	Prob. Chi-Square(1)	0.8985

المصدر: من البرنامج الاحصائي الجاهز(EViews 9.5)

2- اختبار (Breusch):

تشير النتائج الواردة بالجدول رقم (11) إلى امكانية قبول الفرض العدم، ورفض الفرض البديل، مما يعني خلو النموذج من مشكلة عدم ثبات التباين.

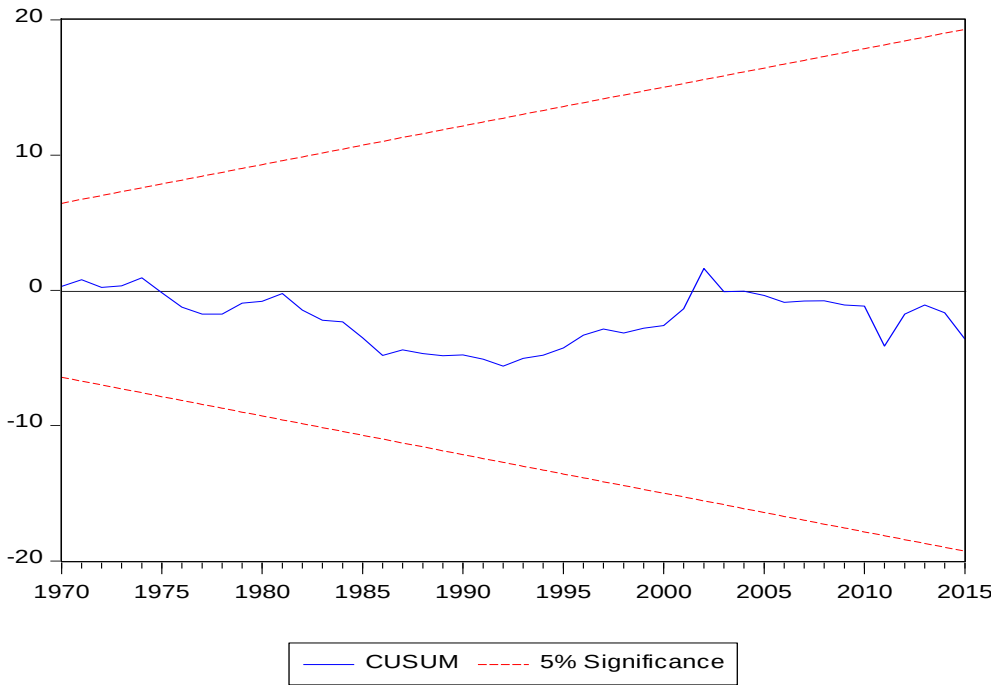
جدول رقم (11) : نتائج اختبار ثبات التباين –Heteroscedasticity

F-statistic	1.317976	Prob. F(2,46)	0.2776
Obs*R-squared	2.655682	Prob. Chi-Square(2)	0.2650
Scaled explained SS	5.849627	Prob. Chi-Square(2)	0.0537

المصدر: من البرنامج الاحصائي الجاهز (EViews 9.5)

3- اختبار استقرار النموذج (Stability Test):

تم اجراء اختبار الاستقرار للنموذج المقدر، للتأكد من خلو بيانات الدراسة من أي تغيرات هيكلية فيها عن طريق الاعتماد على اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعادة (CUSUM)، ويوضح الشكل رقم (2) أن معاملات النموذج المقدرة مستقرة هيكلياً، كما يوضح اختبار الاستقرار (Stability) للدالة في الاجل القصير.



المصدر: من البرنامج الاحصائي الجاهز (EViews 9.5)

شكل رقم (2): اختبار استقرارية النموذج في الاجل القصير

الجزء الرابع: النتائج والتوصيات:

أولاً: النتائج:

بعد استعراض الورقة البحثية بجانبيها النظري والعملي، فقد تم التوصل إلى النتائج التالية:

1- كشفت نتائج اختبار استقرارية السلاسل الزمنية أن متغيرات الدراسة(IM & EX)غير مستقرات عند المستوى (Levels) و لكنهما اصبحا مستقرين بعد اخد الفرق الأول لهما عند مستوى 5% ، مما يعني أنهما متكاملين من الدرجة الأولى I(1).

2- أشارت نتائج اختبار جوهانسون إلى عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرين، سعر الصرف الرسمي للدينار مقابل الدولار (EX)، والواردات(IM). ويعزى السبب في غياب هذه العلاقة إلى ضعف التأثير الفعال والإيجابي لسياسة سعر الصرف الرسمي للدينار الليبي اتجاه حركة الواردات.

3- اكدت نتيجة الدراسة وجود علاقة طردية في الاجل القصير بين متغيرات الدراسة، مفادها أن تخفيض سعر الصرف الرسمي للدينار الليبي يؤدي إلى انخفاض الواردات (IM). وفي هذا تأكيدٌ لصحة فرضية الدراسة والتي جاءت مطابقة للنظرية ومتوافقة مع أغلب الدراسات السابقة.

4- أوضحت الدراسة أن تخفيض سعر الصرف الرسمي للدينار الليبي مقابل الدولار الأمريكي بنسبة 1%، يؤدي إلى انخفاض الواردات بنسبة 0.24%.

5- أظهرت نتائج اختبار السببية وجود علاقة سببية في اتجاه واحد مفادها أن التغير في سعر الصرف الرسمي للدينار الليبي مقابل الدولار يؤدي إلى التغير في الواردات.

6- اكدت اختبارات تشخيص النموذج المقدر خلوه من المشاكل الاحصائية.

ثانياً: التوصيات:

من النتائج التي توصلت إليها الدراسة فإنه يمكن الخروج بالتوصية التالية: نظراً لوجود فجوة كبيرة بين سعر الصرف الرسمي للدينار الليبي مقابل الدولار والسعر الفعلي(الموازي)، فإنه لا مناص من تعديل الأول باتجاه السعر الحقيقي.

قائمة المراجع :

أولاً: العربية:

1- الداوي، اليامنة. أثر سعر الصرف على التجارة الخارجية دراسة حالة (الجزائر) للفترة (1990-2014م)،رسالة ماجستير منشورة، جامعة قاصدي مرباح ،ورقلة: الجزائر، 2016م.

2- العبدلي، عابد." محددات الطلب على واردات المملكة السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ ". مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الاسلامي ، جامعة الأزهر ، العدد(32)، 2007.

3- بلقاسم، منهوم. "أثر تخفيض القيمة الخارجية للعملة الوطنية على ميزان المدفوعات، دراسة قياسية لحالة الجزائر (1970-2009م)، جامعة وهران، رسالة ماجستير منشورة، وهران، الجزائر، 2012-2013م".

4- زاهر، عبد الحليم خضر." تأثير سعر الصرف على المؤشرات الكلية للاقتصاد الفلسطيني(1994-2010م)". جامعة غزة، رسالة ماجستير منشورة، غزة: فلسطين،2011-2012م.

5- طالبي، بدرالدين ؛ برقوقي، ابراهيم، " نمذجة قياسية لتأثير سعر الصرف على المتغيرات الكلية للاقتصاد الجزائري باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية (ARDL) خلال الفترة (1980-2014م)".

ثانياً: الاجنبية:

1- Abdul Jalil Khan, Parvez Azim, and Shabib Haider Syed. "The Impact of Exchange Rate Volatility on Trade: A Panel Study on Pakistan's Trading Partners" The Lahore Journal of Economics,1 : 19 , Summer, 2014, pp: 31–66.

2- Augustine Arize. The Effects Of Exchange Rate Volatility On U.S Imports: An Empirical Investigation, International Economic Journal31, Volume12, number3, Autumn 1998.

3- Nodir Bakhromov ''The Exchange Rate Volatility and the Trade Balance: Case of Uzbekistan**''.** Journal of Applied Economics and Business Research. JAEBR , 2011, 1(3), pp; 149- 161.

4- Shaista Alam & Qazi Masood Ahmed." Exchange Rate Volatility and Pakistan’s Import Demand:An Application of Autoregressive Distributed Lag Model", International Research Journal of Finance and Economics, Issue 48, 2010.
5- Yii Siing Wong, Chong Mun Ho and Brian Dollery." Impact of Exchange Rate Volatility On Import Flows:The Case Of Malaysia and The United States" Journal Applied Financial Economics, Issue24, 2012.
6- Wanhui Jiang. " The Effect of RMB Exchange Rate Volatility on Import and Export Trade in China" International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences January, Issue 1.
7- Godwin Akpokodje and Benson U. Omojimite. "The Effect of Exchange Rate Volatility On The Imports of ECOWAS Countries Godwin Akpokodje and Benson U. Omojimite" The Social Sciences, Medwell Journal, Issue1818-5800, 2009.
8- Joseph P. Byrnea , Julia Darbyb and Ronald MacDonalda." US Trade and Exchange Rate Volatility: A Real Sectoral Bilateral Analysis". https://www.gla.ac.uk/media/media_219102_en.pdf تمت الزيارة بتاريخ 29.4.2018 الساعة 6.30

ملحق الدراسة

جدول رقم(1): سعر الصرف والواردات الليبية خلال الفترة (1966-2015م)

(القيمة بالملايين)

السنوات	سعر الصرف(EX)	الواردات(IM)	السنوات	سعر الصرف(EX)	الواردات(IM)
1966	0.35844	129.3	**1991**	0.28558	2261.3
1967	0.35537	137.5	**1992**	0.29921	2139.8
1968	0.35774	173.8	**1993**	0.32316	2584.1
1969	0.35759	187.1	**1994**	0.36247	2353.1
1970	0.35759	232.1	**1995**	0.35445	2148.6
1971	0.33722	365.8	**1996**	0.36592	2563.8
1972	0.33052	471.7	**1997**	0.38868	2739
1973	0.29679	667.1	**1998**	0.45381	2266.9
1974	0.29679	1231.3	**1999**	0.46308	2198.6
1975	0.29679	1454.6	**2000**	0.54613	2105.7
1976	0.29679	1406.6	**2001**	0.64732	2943
1977	0.29679	1459.9	**2002**	1.21669	9492
1978	0.29679	1706.4	**2003**	1.30839	9314
1979	0.29679	2556.1	**2004**	1.25064	13111
1980	0.29679	3070.1	**2005**	1.35541	15683
1981	0.29679	4311.4	**2006**	1.28821	17172
1982	0.29679	3249.4	**2007**	1.22728	21698
1983	0.29679	2657.7	**2008**	1.25161	25938
1984	0.29679	2709.2	**2009**	1.24021	27503
1985	0.29679	1937.6	**2010**	1.24028	30944
1986	0.31575	1428.3	**2011**	1.2565	13664
1987	0.29822	1587.9	**2012**	1.2533	32243
1988	0.28464	1646.6	**2013**	1.2503	43242.9
1989	0.29558	1950	**2014**	1.3312	38631.7
1990	0.28372	2145	**2015**	1.3894	22684.5

المصدر: مصرف ليبيا المركزي، النشرة الاقتصادية، أعداد مختلفة.

جدول رقم(2): تحديد درجات التأخير في نموذج VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-89.36964	NA	0.182109	3.972593	4.052099	4.002376
1	34.15889	230.9446*	0.001008*	-1.224299*	-0.985781*	-1.134949*
2	37.58177	6.101659	0.001035	-1.199207	-0.801677	-1.050290
3	39.26790	2.859094	0.001148	-1.098604	-0.542061	-0.890120
4	39.98941	1.160696	0.001331	-0.956061	-0.240506	-0.688010

المصدر: من البرنامج الاحصائي الجاهز (EViews 9.5)

جدول رقم(3): نتائج اختبار تقدير نموذج VAR

Dependent Variable: LOG(IM)
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 03/04/18 Time: 00:53
Sample (adjusted): 1967 2015
Included observations: 49 after adjustments
LOG(IM) = C(1)*LOG(IM(-1)) + C(2)*LOG(EX(-1)) + C(3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.875738	0.045413	19.28381	0.0000
C(2)	0.242163	0.110687	2.187824	0.0338
C(3)	1.269283	0.428670	2.960980	0.0048

R-squared	0.960254	Mean dependent var	8.025623
Adjusted R-squared	0.958526	S.D. dependent var	1.461795
S.E. of regression	0.297699	Akaike info criterion	0.473799
Sum squared resid	4.076723	Schwarz criterion	0.589625
Log likelihood	-8.608081	Hannan-Quinn criter.	0.517743
F-statistic	555.6696	Durbin-Watson stat	1.926103
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر: من البرنامج الاحصائي الجاهز (EViews 9.5)

جدول رقم (4): نتائج تقدير اختبار جوهانسون جلسيوس

Date: 03/04/18 Time: 00:51
Sample (adjusted): 1968 2015
Included observations: 48 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LOG(IM) LOG(EX)
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.206939	11.13005	15.49471	0.2036
At most 1	2.13E-05	0.001025	3.841466	0.9745

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.206939	11.12902	14.26460	0.1479
At most 1	2.13E-05	0.001025	3.841466	0.9745

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

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

LOG(IM)	LOG(EX)
-1.155691	2.231598
0.033814	1.620251

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LOG(IM))	0.129856	0.000597
D(LOG(EX))	-0.004023	0.000455

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 38.90874

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOG(IM)	LOG(EX)
1.000000	-1.930965
	(0.43025)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOG(IM))	-0.150073
	(0.04969)
D(LOG(EX))	0.004650
	(0.01720)