مجلة دراسات الاقتصاد والأعمال
المجلد: 10 العدد: 1 يونيو 2023 م
ISSN: 2521-8352 | e-ISSN: 2521-8360

انكماش القطاع التبادلي وفرضية المرض الهولندي
أدلة من ليبيا باستخدام التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ

دراسة قياسية للفترة (1990 – 2019م)

احميد مجحود عبدالله

كلية الاقتصاد والعلوم السياسية – جامعة اجدابيا

ahmid.saaid@uoa.edu.ly

تاريخ الاستلام: 2023.01.02 **تاريخ القبول: 2023.05.08** **تاريخ النشر: 2023.05.19**

الملخص

تبحث هذه الورقة في مدى وجود علاقة مستقرة طويلة الاجل بين القطاع التبادلي، ومجموعة اخرى من المتغيرات الاقتصادية الكلية بهدف التعرف على اعراض المرض الهولندي في الاقتصاد الليبي، و ذلك خلال الفترة 1990 – 2019، ولتحقيق هدف الدراسة تم استخدام منهجية التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ، اضافة الى اختبار السببية، وتشير النتائج التي توصلت اليها الدراسة ان هناك علاقة توازنيه طويلة الاجل لها معنوية احصائية و اثر اقتصادي موجب تربط بين المتغير التابع (القطاع التبادلي) وكل من المتغيرات المستقلة (الناتج المحلى الإجمالي ، الانفاق العام) في حين ان المتغيرات المستقلة (الواردات، سعر الصرف الحقيقي، اسعار النفط ، القطاع غير التبادلي) كان لها اثر سلبى ومعنوي على القطاع التبادلي في المدى الطويل.

الكلمات المفتاحية: *القطاع التبادلي، المرض الهولندي، التكامل المشترك، نموذج تصحيح الخطأ، ليبيا.*

The deterioration of the tradable sector and Dutch disease hypothesis, evidence from Libya, using cointegration and error correction model.

An Econometric study during the period (1990-2019)

Ahmid Maghoud Abdulla

Faculty of Economics and Political Science

University of Ajdabiya

Ahmidsaid2011@gmail.com

Abstract

This paper examines the extent to which there is a long-run relationship between the tradable sector and some other macroeconomic variables, with the aim of identifying the symptoms of the Dutch disease in the Libyan economy, during the period 1990-2019.by using Co-Integration test , error correction model, and the causality test.

The results indicated that there is a long- run equilibrium relationship between the variables of the study. The results showed also that there is a positive and

statistically significant effect of the variables (gross domestic product, public spending) on the tradable sector, While the independent variables (imports, real exchange rate, oil prices, non - tradable sector) had a negative and significant effect on the tradable sector.

Keywords: *Tradable Sector, Dutch Disease, Co-Integration, Error Correction Model, Libya*

1-1 المقدمة:

حسب نظرية (Heckscher-Ohlin) فإن التجارة الدولية يمكن أن تقوم استنادًا على التخصص في إنتاج وتصدير السلع التي تعتمد بشكل كثيف على عنصر الانتاج الوفير نسبيا في الدولة، وهو ما يمنحها ميزة نسبية، و يمكنها من تحقيق مكاسب في التجارة مع العالم الخارجي(Zayone et.al.2020).

من جانب اخر فأن الادبيات الاقتصادية والعديد من الدراسات التجريبية منها دراسة (Taban, Aktar.2008)، (Siliverstovs & Herzer ,2005)، (Kumar,et al,2020) قد اشارت الى التأثير الإيجابي للصادرات على النمو الاقتصادي، وان النمو الذي تقوده الصادرات (Export – led growth) يرتبط بتحسين الكفاءة الإنتاجية لعوامل الإنتاج. حيث تعمل الصادرات على تحفيز الإنتاجية من خلال تخصيص الموارد، توسيع قاعدة السوق في الدولة، علاوة على ذلك تعد الصادرات مصدرًا رئيسيًا للنقد الأجنبي المطلوب لتمويل الواردات من السلع الوسيطة والرأسمالية باعتبارها مدخلات مهمة في الإنتاج المحلى.

وبالمقابل بينت دراسات تجريبية اخرى مثل دراسة(منصور،2015)، (Samuel ,2019 & Asmau), (Mahadi , 2011) ، (Hasanov ،2013) ان هناك تدنى في الاداء الاقتصادي للدول التي تمتلك وفرة في الموارد الطبيعية مقارنة بمعدلات النمو المرتفعة في الدول التي تعانى من شح في الموارد الطبيعية، وهذه المفارقة في الوفرة (the poverty paradox) او ما اصطلح على تسميتها بلعنة الموارد (The curse of natural resources) هي اشارة الى العلاقة المتناقضة و الارتباط السلبي بين الموارد الطبيعية والنمو الاقتصادي، والتي تم تفسيرها ضمن اعراض المرض الهولندي (Dutch Disesse), التي ظهرت في عقد السبعينات من القرن الماضي، وحسب النموذج الاقتصادي الذى قدمه (Cordon) فأن فرضية القطاع المزدهر الناجم عن حدوث طفرة في الموارد الطبيعية في الاقتصاد تؤدى الى انكماش وتراجع القطاع التبادلي بسبب ارتفاع سعر الصرف الحقيقي وفقدان القدرة التنافسية امام السلع الأجنبية، وهى عوامل تعيق جهود الدولة في بناء قاعدة انتاجية للقطاع التبادلي وخصوصا الزراعة والصناعة بعيدا عن سيطرة قطاع الموارد الطبيعية ويصبح معها هدف التنويع في الاقتصاد بعيد المنال مما يساهم في انخفاض معدلات النمو الاقتصادي (Gasmi & Laourari 2017).

1 – 2 الدراسات السابقة:

قامت العديد من الدراسات التجريبية بالتحقق من وجود المرض الهولندي في دول مختلفة وفى فترات زمنية متباينة، وجاءت نتائج تلك الدراسات في جزء منها مؤكدة وجزء اخر يشير الى النفي القاطع اضافة

الى بعض النتائج المحايدة لعدم وجود ادلة كافية على المرض الهولندي، ويعزى ذلك الى تفاوت في مستويات النمو والهياكل الاقتصادية في الدول التي خضعت للدراسة و أيضا اختلاف العوامل التي تؤدى الى ظهور المرض الهولندي في الاقتصاد، فعلى الرغم من ارتباط تلك الظاهرة اساسا بالموارد الطبيعية الا أن هناك عوامل اخرى ترتبط بحدوث طفرة في تدفقات النقد الأجنبي مثل التحويلات المالية باعتبارها مصدرًا مهمًا للعملة الأجنبية، خاصة في الدول النامية، إلا أنها قد تؤدي إلى زيادة مفاجئة في سعر الصرف الحقيقي وانخفاض القدرة التنافسية كما ان تدفق المساعدات الخارجية إلى بلد ما في شكل منح و معونات اجنبية تعتبر من منظور اقتصادي شبيهة بحالات الزيادة في الدخل من الموارد الطبيعية ، في حين ان الطفرات في بعض المنتجات الزراعية او زيادة حجم الاستثمار الأجنبي المباشر وكذلك نمو قطاع السياحة كلها عوامل يمكن ان تؤدى إلى ظهور شكل من اشكال المرض الهولندي في الاقتصاد. (Mortaza,2019)

اولاً: دراسات اثبتت وجود المرض الهولندي ومنها دراسة **(Asmau & Samuel ,2019)** التي هدفت الى تحديد الاختلال الناجم عن طفرة المورد الطبيعي في نيجيريا، واثر ذلك على معدل النمو في القطاع غير النفطي وبالاعتماد على بيانات للفترة (1980–2016) وباستخدام نموذج (ARDL) اشارت النتائج الى وجود علاقة توازنيه قصيرة وطويلة الاجل بين إنتاج النفط وكل من ميزان المدفوعات وسعر الصرف الحقيقي كما دعمت هذه الدراسة حقيقة أن ميزان المدفوعات وأسعار الصرف الحقيقية هما عاملان مهمان من عوامل النمو الاقتصادي في نيجيريا، في حين قامت **دراسة (Hani , 2018)** بتتبع درجة تأثير قطاع الهيدروكربونات على انكماش قطاع السلع القابلة للتداول لصالح قطاع السلع غير القابلة للتداول في الجزائر خلال الفترة (2000 – 2015) والتعرف على تحول الانفاق بين قطاع السلع القابلة للتداول وقطاع الهيدروكربونات وقطاع السلع غير التجارية وباستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) تم التوصل الى وجود علاقة عكسية بين القطاع القابل للتداول والقطاع غير القابل للتداول مما يشير الى تغلغل العلة الهولندية في الاقتصاد الجزائري، كما استعانت **دراسة (Mahadi , 2011)** ببيانات سلسلة زمنية (1970– 2000) وباستخدام منهجية اختبار الحدود (ARDL) لتحليل العلاقة السببية طويلة المدى بين سعر الصرف الحقيقي وسعر النفط اضافة لاختبار صحة الفرضية القائلة أن القدرة التنافسية لدول مجلس التعاون الخليجي يمكن أن تتأثر بشكل كبير باعتمادها على الموارد الطبيعية نتيجة لارتفاع سعر الصرف الحقيقي، وبالتالي تقليل النمو في القطاعات غير النفطية، و اظهرت النتائج ان هناك أدلة قاطعة تدعم وجود المرض الهولندي في عمان وقطر والمملكة العربية السعودية، في حين اثبتت **دراسة (Hasanov ,2013)** فرضية انكماش القطاع التبادلي في مقابل التوسع في القطاع الغير قابل للتداول في اذربيجان خلال الفترة (2000– 2007) و باستخدام منهجية التكامل المشترك توصلت الدراسة الى ان هناك تراجع نسبى في قطاع التصنيع غير النفطي مقابل التوسع في القطاع غير القابل للتداول، وان ارتفاع سعر الصرف الحقيقي في أذربيجان كان مدفوعا بالأساس بالزيادة في الأجور والأسعار في القطاع غير التبادلي، وفى السعودية استخدمت **دراسة (Nizam ,2015)** تقنية متجه الانحدار الذاتي VAR بهدف

اختبار وجود علاقة سببية طويلة المدى بين سعر الصرف الحقيقي و كل من عائدات النفط، والقطاع غير النفطي، والقطاع غير التجاري خلال الفترة (1970–2013) وخلصت الدراسة الى ان الطفرة النفطية تسببت في ارتفاع سعر الصرف الحقيقي وفائض الطلب المحلى مما ادى الى فقدان الاقتصاد لقوته التنافسية امام الواردات في حين أن ارتفاع الطلب على السلع غير القابلة للتداول انعكس على شكل ارتفاع في الاسعار المحلية اضافة الى التوسع في قطاع السلع غير المتداولة على حساب قطاع السلع غير النفطية المتداولة، و من ناحية اخرى قامت **دراسة (Mortaza ,2019)** بالتحقق ما إذا كان قطاع السياحة المتنامي في تركيا يؤدى الى ظهور اثر حركة موارد، واثر إنفاق في الاقتصاد التركي في اشارة الى المرض الهولندي، واستنادا الى بيانات سنوية للفترة (1976–2017) وباستخدام تقنية شعاع VAR الهيكلية توصلت الدراسة الى نتائج تشير الى ان هناك اتجاه لتخصيص الموارد للقطاعات غير القابلة للتداول مما أدى إلى تراجع التصنيع ونمو غير مستقر على المدى الطويل في تركيا.

ثانياً: دراسات اشارت الى عدم وجود ادلة كافية على اثار للمرض الهولندي هناك العديد من الدراسات التجريبية التي لم تتحصل على ادلة كافية لظاهرة المرض الهولندي وعلاقته بتدهور القطاع التبادلي مقابل تنامى دور القطاع المزدهر حيث قامت **دراسة (Hutchison ,1994)** بالتحقق من وجود ادلة على المرض الهولندي في ثلاث دول متقدمة شهدت أيضًا طفرة في قطاع الطاقة هي هولندا والنرويج والمملكة المتحدة خلال الفترة (1976–1989)، وباستخدام منهجية التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ، و خلصت النتائج الى عدم وجود ادلة كافية تدعم فرضية تراجع التصنيع في البلدان الثلاث لصالح قطاع الطاقة كما ان اختبار جوهانسن للتكامل المشترك اشار الى عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين تطور قطاع الطاقة والنمو في قطاع التصنيع، و هذه النتائج تؤيدها دراسة اخرى قام بها **(Bjrnland, 1998)** لتحليل اثار طفرات الطاقة على الإنتاج الصناعي في بلدين من دول بحر الشمال منتجين للطاقة هما النرويج والمملكة المتحدة للفترة (1976– 1994) وباستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR لقياس الصدمات الناجمة عن الطلب والعرض واسعار النفط و خلصت الدراسة الى وجود دليل ضعيف لأعراض المرض الهولندي في المملكة المتحدة، في حين أن الإنتاج الصناعي في النرويج قد استفاد بالفعل من ارتفاع أسعار النفط.

حاولت **دراسة (Sultana, 2021)** استكشاف ما إذا كانت تحويلات العمالة في الخارج تؤثر على سعر الصرف الحقيقي في بنغلاديش وباكستان باستخدام منهج التكامل المشترك، و نموذج متجه تصحيح الخطأ، واختبار السببية خلال الفترة (1986– 2019) واشارت النتائج لكلا البلدين الى أن التحويلات المالية للأيدي العاملة بالخارج مرتبطة بشكل كبير بسعر الصرف الحقيقي ولكن ليس هناك ادلة قوية على ارتباط تلك التحويلات بالمرض الهولندي في كلا البلدين، وفى دراسة اخرى قام بها **(Ratha ,2013)** لمعرفة تأثير التحويلات الخارجية على سعر الصرف الحقيقي والتحول في الاهمية النسبية للقطاعات التصديرية في عينة من الدول النامية شملت (الصين، الهند، المكسيك ، الفلبين ، ليسوتو) خلال الفترة

(1977– 2013) وباستخدام منهج اختبار الحدود و التكامل المشترك و توصلت الدراسة الى ادلة للمرض الهولندي ناجم عن التحويلات في حالة الفلبين على المدى القصير، والصين وليسوتو على المدى الطويل، في حين ان لا دليل وفقا لنتائج الدراسة يدعم وجود ظاهرة المرض الهولندي في كل من الهند والمكسيك، واخيرا **دراسة (Ouattara & Issa, 2008)** التي قامت على اختبار فرضية وجود علاقة بين المنح الاجنبية و المرض الهولندي في سوريا للفترة (1965–1997)، وباستخدام منهجية التكامل المشترك، ونموذج (ARDL) لم تظهر النتائج أي دعم لهذه الفرضية سوء على المدى القصير او الطويل، وعلى عكس المتوقع فقد اشارت النتائج إلى أن تدفق المساعدات الخارجية كانت مرتبطة بانخفاض سعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل و أن سوريا يمكن أن تستمر في تلقي المساعدات دون مخاوف من إضعاف قدرتها التنافسية التصديرية.

وفيما يتعلق بالدراسة الحالية فأنها تتقاطع مع بعض الدراسات السابقة من حيث التشابه في طبيعة الاقتصاديات الريعية التي تناولتها تلك الدراسات والتي حاولت التعرف على اعراض واثار المرض الهولندي الناجمة عن الاعتماد على الموارد الطبيعية اضافة الى توظيف اسلوب التحليل القياسي وفق منهجية ARDL، فيما اختلفت الدراسة الحالية عن بعض الدراسات السابقة التي اهتمت بتحليل اعراض المرض الهولندي من خلال التحويلات والمساعدات الخارجية اضافة الى قطاعات اقتصادية مثل قطاع السياحة باستخدام منهجية متجه الانحدار الذاتي VAR او من خلال طريقة المربعات الصغرى OLS كما تكمن اضافة الدراسة الحالية في عدد المتغيرات الاقتصادية المستخدمة وكذلك في الحدود الزمنية والمكانية بالاقتصاد الليبي.

1 – 3 مشكلة البحث:

يتسم الاقتصاد الليبي بخصائص الاقتصاديات الريعية كونه يعتمد بشكل شبه مطلق على مورد طبيعي في الانتاج والتصدير، ويعتبر القطاع النفطي هو المساهم الرئيسي في أجمالي النشاط الاقتصادي في ليبيا، ويشكل المصدر شبه الوحيد للعوائد الاجنبية، وبالمقابل فأن القاعدة الانتاجية تعاني من الجمود نتيجة انخفاض مساهمة القطاع غير النفطي ممثلا في الزراعة والصناعة في الناتج المحلى، مما ادى الى تزايد الطلب على الواردات لتغطية فجوة الانتاج المحلى.

تحاول هذه الدراسة التعرف على اهم اعراض المرض الهولندي التي يمكن ان تظهر في الاقتصاد الليبي من خلال الاجابة على التساؤل التالي:

ما هي اعراض المرض الهولندي، وما مدى انعكاساتها على القطاع التبادلي في الاقتصاد الليبي؟

1 – 4 فرضيات الدراسة:

للإجابة على التساؤل المطروح تتبنى الدراسة الفرضيات التالية:

- يرتبط القطاع التبادلي في ليبيا بعلاقة عكسية في الاجل الطويل مع كل من اسعار النفط وسعر الصرف الحقيقي.
- وجود أثر سلبي للقطاع غير التبادلي على القطاع التبادلي في ليبيا.
- لم تؤدى الواردات الى زيادة معدل النمو في القطاع التبادلي في ليبيا.

1 – 5 أهمية الدراسة:

تأتى اهمية الدراسة من اهمية الدور الذي يلعبه القطاع التبادلي في الدفع بعجلة النمو الاقتصادي في ليبيا من خلال مساهمته في الناتج المحلى الإجمالي وخفض وتيرة تزايد الواردات للعديد من السلع الاستهلاكية والغذائية.

1 – 6 أهداف الدراسة:

تهدف الدراسة الى التعرف على مفهوم واعراض المرض الهولندي كما تناولتها الادبيات الاقتصادية اضافة الى تحليل وقياس اهم اعراض المرض الهولندي التي يمكن ان تظهر في الاقتصاد الليبي

1 – 7 منهجية الدراسة:

تقوم هذه الدراسة باستعراض الاطار النظري لظاهرة المرض الهولندي وتحليل اهم النماذج المفسرة لتلك الظاهرة، في حين يحتوى الجانب التطبيقي للدراسة على نموذج لتقدير العلاقة بين اهم المتغيرات وذلك من خلال قياس العلاقة التي تربط القطاع التبادلي (الزراعة والصناعة التحويلية)، مع كل من القطاع المزدهر (الطاقة) ممثلا في طفرة اسعار النفط ، والقطاع غير التبادلي (الخدمات)، اضافة الى بعض المؤشرات الكلية الاخرى (الناتج المحلى الإجمالي ، الانفاق العام، الواردات ، سعر الصرف الحقيقي) من خلال استخدام نموذج قياسي يشمل منهجية اختبار الحدود للتكامل المشترك Bounds test ونموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model اضافة الى اختبار جرانجر للسببية Granger causality Test لفحص مدى وجود علاقة توازنية طويلة الاجل، اضافة الى العلاقة السببية بين متغيرات الدراسة خلال الفترة 1990 – 2020

2 –الإطار النظري

2 – 1 المرض الهولندي The Dutch Disease

تم إطلاق مصطلح المرض الهولندي او العلة الهولندية لأول مرة من قبل مجلة The Economist في عام 1977 لوصف الانكماش الذي واجهته الصناعة التحويلية في هولندا بعد اكتشاف احتياطيات ضخمة من الغاز الطبيعي في بحر الشمال عام 1959 وما رافقه من اختلال اقتصادي ناجم عن الاستغلال السريع للموارد الطبيعية دون مراقبة آلية الاستخراج والتصدير، واصبحت هولندا مصدرا صافيا لهذا المورد الطبيعي مما ادى الى زيادة هائلة في الثروة والعائدات من النقد الأجنبي بعد ذلك (هاني، محمد، 2018).

وفقًا لوصف مجلةThe Economist، فأن تدفق العملات الأجنبية على الاقتصاد الهولندي عن طريق تصدير الغاز الطبيعي قد أدى إلى الارتفاع في قيمة العملة المحلية، وبالتالي ارتفاع أسعار الصادرات غير النفطية مما جعل شرائها باهظ الثمن بالنسبة للدول الأجنبية مقابل انخفاض اسعار الواردات مما نجم عنه فقدان هولندا لقوتها التنافسية في المنطقة وإعاقة نمو قطاع الصناعات التحويلية وزيادة معدل البطالة في حين زادت القوة الشرائية للهولنديين بشكل كبير وارتفاع مستوى التضخم في الاقتصاد الهولندي (Nizam 2015).

2 – 2 النموذج الأساسي The core model

ظهرت العديد من النماذج التي ساهمت في تفسير العلة الهولندية وتأثيراتها السلبية على اقتصاديات الدول التي تشهد وفرة في المورد الطبيعي ومنها نموذج (1982), Neary and Corden, ودراسة (1984) , Wijilergen ثم النموذج الأساسي The core model الذى قام بتطويره (1984) ,Corden، وفق مجموعة من الفرضيات تتعلق باقتصاد صغير مفتوح مكون من ثلاثة قطاعات رئيسية، يتسم بالتوظف الكامل، وحرية انتقال الأيدي العاملة، مع وجود قيود على حركة رأس المال وغياب كامل للسياسة النقدية، واكتشاف موارد جديدة يمكن أن تؤدي إلى طفرة في تدفقات للنقد الأجنبي بشكل حاد (Mortaza,2019).

وعلى ضوء هذه الافتراضات يمكن شرح ألية تسرب المرض الهولندي الى الاقتصاد من خلال العلاقة بين القطاعات الاقتصادية الثلاث السابقة للنموذج الأساسي لـ (Corden) وهي كالتالي: (,2021، Sultana)

- **القطاع المزدهر (Booming sector)** ويمثل القطاع الذي يعتمد على المورد الطبيعي وهو قابل للتبادل خارجيا ويشمل النفط والغاز اضافة لبعض المنتجات الزراعية والمواد الاولية الاخرى التي تقفز اسعارها في السوق العالمية نتيجة طفرة فجائية.
- **القطاع التبادلي (tradable sector)** ويشمل منتجات الصناعات التحويلية وقطاع الزراعة وهي منتجات ذات قابلية للتبادل محليا وخارجيا وتخضع للمنافسة من قبل المنتجات الاجنبية.
- **القطاع غير التبادلي (Non tradable sector)** ويمثل المنتجات والخدمات غير قابلة للتبادل ويتم تسعيرها وفق الطلب والعرض محليا ولا تخضع للمنافسة الاجنبية ومنها خدمات النقل والتشييد.

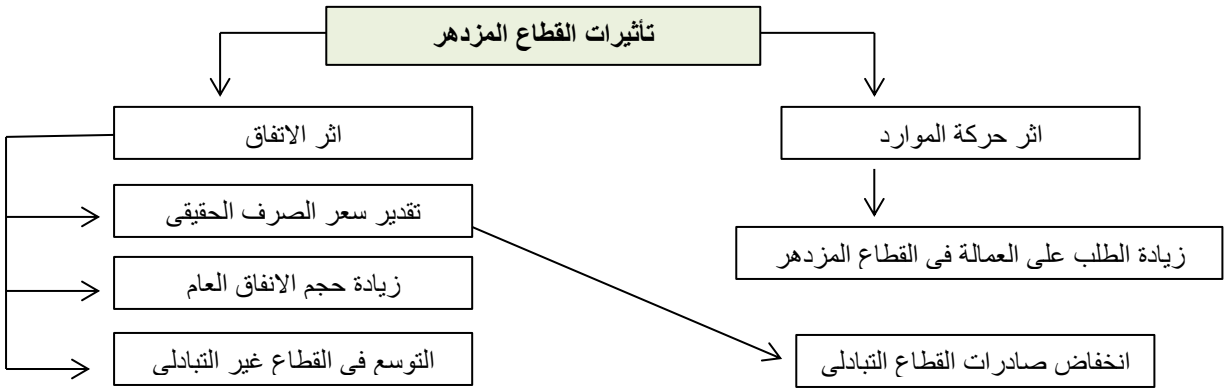
2 –3 أثر الانفاق وأثر حركة الموارد:

حسب تحليل (Neary, Corden) فأن الانتعاش في أحد قطاعات السلع القابلة للتداول خارجيا نتيجة لحدوث طفرة في الموارد الطبيعية ينجم عنه تأثرين هما:

اثر الإنفاق Spending Effect : تؤدى زيادة صادرات القطاع المزدهر الى ارتفاع الدخل القومي وبالتالي يزداد الطلب على كل من منتجات القطاعات القابلة للتداول وغير القابلة للتداول وبالنتيجة سيرتفع سعر السلعة غير القابلة للتداول بينما تظل أسعار منتجات القطاعات الأخرى دون تغيير حيث يتم تحديدها في الأسواق الدولية (Gasmi & Laourari 2017)، من جانب اخر فأن زيادة حجم الإنفاق الحكومي يؤدى الى توسع القطاع غير القابل للتداول (تحول الانفاق يكون عبر سحب جزء من عوائد القطاع المزدهر الى القطاع غير التبادلي لارتفاع الربحية وعدم خضوعه للمنافسة الاجنبية)(wijnbergen, 1984) و يتم إنفاق جزء من عوائد القطاع المزدهر على السلع غير المتداولة مما يؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي (أي ارتفاع السعر النسبي للسلع غير المتداولة مقابل السلع المتداولة)، وبالمقابل يؤدى ارتفاع مستويات الدخل الى فائض في الطلب، ومع ارتفاع سعر الصرف العملة المحلية وعلى افتراض عقلانية المستهلكين يتم تفضيل السلع المستوردة الاقل سعراً مقارنة بمثيلاتها المحلية مما يؤدى الى خلق ضغوط على الميزان التجاري (سيف الدين، حبيبة، 2017)

اثر حركة الموارد Resource Movement Effect : نتيجة لتوسع القطاع المزدهر يزداد الطلب على العمالة، و سيكون هناك تحول في العمالة من قطاع القابل للتداول (القطاع المتأخر) إلى قطاع المزدهر، مما يؤدى الى انخفاض الإنتاج بشكل مباشر في القطاع القابل للتداول وبسبب ارتفاع الربحية في القطاع غير التبادلي سيكون هناك ايقظا سحب للموارد من القطاع القابل للتداول الى قطاع إنتاج السلع غير المتداولة مما يؤدى الى انحلال وتفكك قطاع السلع القابلة للتداول، وفى حالة كون القطاع المزدهر هو القطاع النفطي فأن الاعتماد على الأيدي العاملة يكون قليل مقارنة بحجم التراكم الرأسمال الكبير وعليه فأن اثر حركة الموارد يكون ضئيلا مقارنة بأثر الانفاق (الأسدي، روضان، 2014) ويمكن تتبع اثر الانفاق واثر حركة الموارد حسب نموذج Corden & Neary, (1982) من خلال الشكل رقم (1)

الشكل رقم (1) نموذج Corden & Neary, 1982



المصدر / (Kadirbyek,et.al.2020,pp.609)

3 – نموذج الدراسة والبيانات *Data and research model*

في سبيل تحقيق اهداف الدراسة وفحص الفرضيات المطروحة، تم اختيار مجموعة من المتغيرات الاقتصادية الكلية وفق النظرية الاقتصادية و الدراسات التجريبية السابقة التي اهتمت بقياس الاثار المحتملة للمرض الهولندي، منها دراسة Hani 2018)، ودراسة Gasmi & Laourari,2017) , (,2017 Yaqub) , (Kadirbyek et al ,2020) وتمت الاستعانةً ببيانات سنوية للفترة (1990 – 2019) صادرة عن مصرف ليبيا المركزي (النشرة الاقتصادية)، اضافة الى مصادر دولية تمثلت في (World world bank, Development Indicators) اضافة الى (British Petroleum) وذلك وفق تحديث (16–9 – 2022)، وباستخدام برنامج Eviews10 ولقياس العلاقة بين المتغيرات تم توصيف النموذج القياسي على النحو التالي :

$$\text{SC} = a + b_1 GDP + b_2 G + b_3 M + b_4 OILPRICE + b_5 SERV + b_6 RER + \varepsilon \quad (1)$$

وبعد تحويل النموذج في المعادلة رقم (1) الى الصيغة اللوغاريتمية يصبح على الشكل التالي :

$$logSC = a + b_1 logGDP + b_2 logG + b_3 logM + b_4 logOILprice + b_5 logSERV + b_6 logRER + \varepsilon \quad (2)$$

حيث: b_1 , ,,, b_6 معلمات يمكن تقديرها

ε حد الخطأ العشوائي

3 – 1 –متغيرات النموذج *model variables*

3-1-1-المتغير التابع *Dependent variable*

SC وهو المتغير التابع في الدراسة والذى يعبر عن القطاع التبادلي tradable sector في الاقتصاد ويشمل قطاع الزراعة وقطاع الصناعات التحويلية، وهو القطاع الذى تكون منتجاته تخضع للمتاجرة والتداول محليا وخارجيا، وعلى ضوء فرضيات المرض الهولندي فأن قطاع السلع القابلة للتداول تكون له قابلية كبيرة للانكماش والتدهور في ظل تنامى بعض القطاعات الاخرى في الاقتصاد المحلى، ومن المتوقع أن يرتبط بعلاقة عكسية مع بعض المتغيرات الواردة في النموذج.

3-1-2-المتغيرات المستقلة Independent variables

GDP الناتج المحلى الإجمالي، والذى يمثل أجمالي القيم النقدية للسلع والخدمات التي تم انتاجها داخل الدولة خلال السنة ومن ناحية اخرى فأنه يعكس مساهمة كافة القطاعات الاقتصادية و حسب النظرية الاقتصادية من المتوقع ان تكون اشارته موجبه دلالة على تأثيره من خلال العلاقة المتبادلة مع قطاع السلع القابلة للمتاجرة.

G المتغير الخاص بالأنفاق الحكومي والذى قد يرتبط بعلاقة موجبة مع القطاع التبادلي من خلال آلية عمل المضاعف طبقا للمدرسة الكينزية، ولكن اشارته قد تعكس في بعض الاحيان احد اعراض المرض الهولندي من خلال تحول الانفاق الى قطاعات اخرى غير تجارية وبالتالي من المتوقع ان يكون تأثر القطاع التبادلي عكسيا مع حجم الانفاق العام.

M حجم الواردات والتي تشير فرضيات المرض الهولندي الى انها دليل اخر على جمود القاعدة الانتاجية المحلية وعدم قدرتها على المنافسة لكثير من السلع المستوردة التي تكون في الغالب ذات اسعار رخيصة وجودة عالية مقارنة بمثيلاتها المحلية، وطبقا لفروض المرض الهولندي فأن علاقة الواردات بالقطاع التبادلي غالبا تكون عكسية ومن المتوقع ان تكون اشارة المعلمة الخاصة بمتغير الواردات في النموذج سالبة.

OILPRICE متغير اسعار النفط وهو يمثل القطاع المزدهر في الاقتصاد Booming Sector حيث يمثل القطاع النفطي العمود الفقري للاقتصاد المحلى من حيث نسبة مساهمته في الناتج المحلى الإجمالي، كما تشكل الصادرات النفطية نسبة كبيرة من أجمالي الصادرات وتعتبر العوائد النفطية الممول الرئيسي للميزانية العامة، وحسب فروض المتلازمة الهولندية تكون تأثيرات القطاع المزدهر سلبية على القطاع

التبادلي في الاقتصاد المحلى ومن المتوقع ان تكون اشارة المعلمة الخاصة بمتغير اسعار النفط كمتغير سالبة.

SERV متغير الخدمات والذى يمثل القطاع غير التبادلي في الاقتصاد non-tradable Sector ويشمل كافة السلع والخدمات المنتجة للسوق المحلى وهى غير قابلة للمتاجرة او التبادل مع الخارج مثل خدمات البناء والتشييد، والخدمات الاخرى الحكومية وغير الحكومية، وطبيعة هذه السلع والخدمات عدم قابليتها للمنافسة الأجنبية، ومن المتوقع ان تكون اشارة المعلمة بمتغير القطاع غير التبادلي سالبة لتعكس احد اعراض المرض الهولندي في ظل تدهور القطاع التبادلي .

RER متغير سعر الصرف الحقيقي Real exchange rate والذى يمكن قياسه من خلال سعر الصرف الاسمى (NER) nominal exchange rate و الذى يعبر عن عدد الوحدات من العملة المحلية اللازمة للحصول على وحدة واحدة من العملة الاجنبية اضافة الى معدل الاسعار المحلية الى الاسعار الاجنبية وفقا لنظرية تعادل القوة الشرائية PPP Purchasing power parity والتي تقيس الفروق في مستويات الأسعار بين البلدان اعتمادا على سلة السلع والخدمات التي تشكل جزءًا من الانفاق الاستهلاكي النهائي الخاص والعام، وتكوين رأس المال الثابت، وصافي الصادرات، ويمكن احتساب سعر الصرف الحقيقي RER بالصيغة التي تم احتسابها في العديد من الدراسات السابقة مثل دراسة (هويدي، العمرونى، 2019)، ودراسة (Issa & Ouattara, 2008) ودراسة (Yazid,2011) وذلك من خلال المعادلة التالية:

$$RER = NER * P_f \,/\, P_d$$

حيث: P_d , P_f الاسعار المحلية والاجنبية على التوالي، NER سعر الصرف الاسمى ، RER سعر الصرف الحقيقى . وفى حالة انخفاض سعر الصرف الاسمى أي (انخفاض عدد وحدات العملة المحلية مقابل وحدة العملة الاجنبية) بسبب تدفق عوائد القطاع المزدهر وزيادة عرض العملة الاجنبية (احد اعراض المرض الهولندي) يمكن ان يؤدى الى زيادة الطلب الكلى، وبالتالي يزداد الطلب على الواردات الارخص سعراً، وبالمقابل ارتفاع تكاليف الانتاج المحلى وهو ما ينجم عنه ارتفاع في سعر الصرف الحقيقي، ومن المتوقع ان تكون اشارة معلمة متغير سعر الصرف الحقيقي سالبة لتعكس العلاقة العكسية مع القطاع التبادلي.

4 –الاحصاء الوصفي للبيانات

من خلال الجدول رقم (1) الذى يبين نتائج الاحصاء الوصفي للسلاسل الزمنية للمتغيرات، حيث يعبر المتوسط الحسابي عن قيم المتغيرات التي تتمركز حولها البيانات وبمقارنتها بالفروق بين اكبر قيمة واصغر قيمة للسلاسل الزمنية لكل متغير يمكن التعرف على مدى تشتت البيانات عن متوسطها الحسابي، وللتأكيد على نتائج التشتت تتم الاستعانة بقيمة الانحراف المعياري كمعيار لقياس قيم التشتت للسلاسل الزمنية للمتغيرات، كما ان اختبار (Jarque-Bera) و استناداً الى قيمته الاحتمالية (Prob > 0.05) فأنه يتم قبول الفرضية الصفرية القائلة ان جميع السلاسل الزمنية للمتغيرات تتبع التوزيع الطبيعى باستثناء

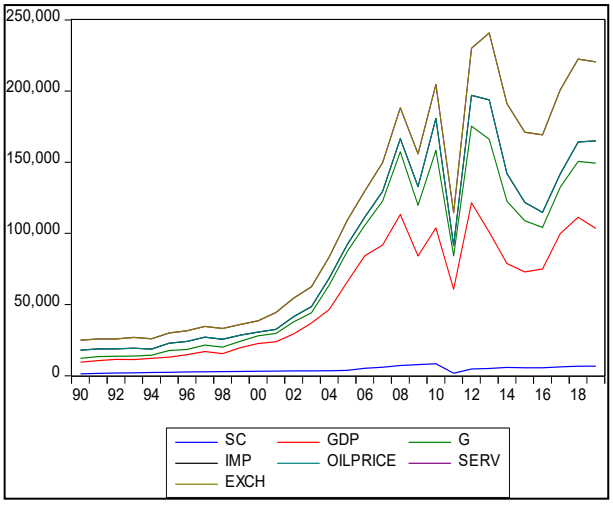
المتغير الخاص بالواردات، وفيما يتعلق بمصفوفة معاملات الارتباط فان معظم المتغيرات ترتبط بعلاقة طردية و وقوية مع متغير القطاع التبادلي (SC) باستثناء علاقة اكبر من المتوسط بقليل تربط متغير القطاع التبادلي مع متغير اسعار النفط، كما تشير الاشكال البيانية رقم (2) ورقم (3) ان السلاسل الزمنية كانت غير مستقرة عند المستوى وان هناك اتجاه زمنى في حين انها استقرت بعد اخذ الفروق الاولى.

الجدول رقم (1) الاحصاءات الوصفية ومصفوفة معاملات الارتباط للمتغيرات

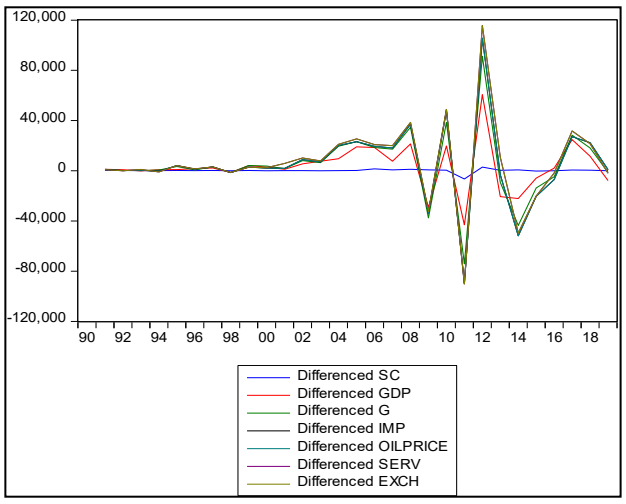
البيان	SC	GDP	G	IMP	OILPRICE	SERV	RER
Mean	4188.6	51210.27	21865.67	9000.754	61.42767	22888.57	0.502821
Median	3430.5	51013	19286.5	5631.375	49.795	15901.5	0.6265
Maximum	8352	116755	65283.5	27606.08	128.01	59037	0.893
Minimum	1325	8185	2216.2	2560.22	20.19	6924	0.15
Std. Dev.	2001.716	37515.9	19318.2	6488.283	33.07688	18346.62	0.227542
Skewness	0.430345	0.212175	0.587834	1.408202	0.75086	0.926526	-0.24163
Kurtosis	1.998518	1.48392	2.083135	4.016266	2.284075	2.316174	1.633226
Jarque-Bera	2.179691	3.098216	2.778546	11.20616	3.459641	4.876777	2.627015
Probability	0.336268	0.212437	0.249256	0.003686	0.177316	0.087301	0.268875
Sum	125658	1536308	655970.2	270022.6	1842.83	686657	15.379
Observations	30	30	30	30	30	30	30
مصفوفة معاملات الارتباط							
	SC	GDP	G	IMP	OILPRICE	SERV	RER
SC	**1.000**						
GDP	**0.859**	**1.000**					
G	**0.824**	**0.937**	**1.000**				
IMP	**0.642**	**0.732**	**0.905**	**1.000**			
OILPRICE	**0.546**	**0.816**	**0.829**	**0.692**	**1.000**		
SERV	**0.685**	**0.773**	**0.770**	**0.674**	**0.483**	**1.000**	
RER	**0.783**	**0.889**	**0.804**	**0.560**	**0.689**	**0.764**	**1.000**

المصدر / مخرجات برنامج Eviews10

الشكل رقم (2) المتغيرات عند المستوى



الشكل رقم (3) المتغيرات بعد اخذ الفروق الاولى



5 – 1 – اختبارات الاستقرارية *stationarity tests*

قبل القيام باختبار التكامل المشترك لمعرفة مدى وجود علاقة توازنية على المدى الطويل بين متغيرات الدراسة لابد من القيام بفحص وتحليل بيانات السلاسل الزمنية للتأكد من استقرارها او عدم استقرارها اضافة الى تحديد درجة تكاملها بواسطة اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Test)، والتي يتم اجراءها باستخدام

طرق متعددة من اهمها طريقة ديكي – فولر الموسع Augmented Dicky Fuller (ADF) وكذلك اختبار فيليبس بيرون (Phillips - Perron) .

ومع الافتراض ان معظم السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية هي سلاسل غير مستقرة (Non stationary) فأن اجراء علاقات الانحدار بين المتغيرات عند المستوى بالطرق الاعتيادية مثل طريقة المربعات الصغرى (OLS) قد يؤدى الى الحصول على نتائج انحدار مضللة او ما يعرف بالانحدار الزائف (Spurious Regression) يتمثل في ارتفاع قيمة معامل التحديد (R^2)، وبالتالي لابد من اخذ الفروق الاولى للسلاسل الزمنية لكل متغير على حدا قبل اجراء عملية التقدير للنموذج وفق 3 معادلات (بدون ثابت واتجاه زمنى ، مع ثابت واتجاه زمنى ، مع ثابت) ، ويتم صياغة الفرضيات على النحو التالي:

- الفرضية الصفرية H_0: السلاسل الزمنية تحتوى على جذر الوحدة (غير مستقرة)
- الفرضية البديلة H_1 : السلاسل الزمنية لا تحوى جذر الوحدة (مستقرة)

ويتم رفض او قبول الفرضية الصفرية على ضوء القيمة المحسوبة لاختبار (t - statistic) ومقارنتها بقيمها الحرجة عند مستوى معنوية 1%، 5%، اضافة الى المعنوية الاحصائية (P - value)عند 5%.

5 – 1 – 1 – اختبار جذر الوحدة ديكى _ فولر الموسع *Augmented Dicky Fuller ADF*

الجدول رقم (2) نتائج اختبار جذر الوحدة باستخدام اختبار ديكى – فولر الموسع (ADF)

المتغير		عند المستوى			الفرق الاول			القرار
		ثابت	ثابت واتجاه	بدون	ثابت	ثابت واتجاه	بدون	
SC	*	-2.084512	-3.665496	-0.211584	-7.079403	-6.94323	-7.047183	I(0)
	**	0.2519	0.0414	0.6013	0.0000	0.0000	0.0000	
GDP	*	-0.702272	-3.027375	0.749447	-8.104052	-7.945953	-7.807395	I(1)
	**	0.8303	0.1423	0.8704	0.0000	0.0000	0.0000	
G	*	-1.472904	-3.271989	-0.421859	-7.689419	-7.541953	-7.619167	I(1)
	**	0.5328	0.0909	0.5222	0.0000	0.0000	0.0000	
IMP	*	-2.114942	-3.142317	-0.887953	-6.776863	-6.654179	-6.86218	I(1)
	**	0.2405	0.1158	0.3229	0.0000	0.0000	0.0000	
OILPRICE	*	-1.44472	-1.755847	-0.507817	-4.804954	-4.728104	-4.882543	I(1)
	**	0.5467	0.6997	0.4877	0.0006	0.0039	0.0000	
SERV	*	-0.326558	-2.084335	0.468123	-1.85397	-4.695595	-1.366728	I(1)
	**	0.9079	0.5301	0.809	0.3475	0.0044	0.1552	
RER	*	-1.053436	-1.674619	0.97114	-5.298896	-5.254286	-4.917171	I(1)
	**	0.7201	0.7366	0.9079	0.0002	0.0011	0.0000	
* ADF statistic ** p–value 5%								

المصدر / مخرجات برنامج Eviews10

من خلال الجدول رقم (2) اشارت نتائج اختبار جذر الوحدة وفق اختبار ديكى – فولر الموسع (ADF) الى ان قيمة t – statistic المحسوبة اقل من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5% ، كما ان قيمة (P – value) كانت اكبر من 5% مما يدل على عدم وجود معنوية احصائية وذلك وفق النماذج الثلاثة (مع الثابت، بدون ثابت واتجاه زمنى، مع وجود ثابت واتجاه زمنى)، و بالتالي لا يمكن رفض الفرضية

الصفرية والتي تشير الى احتواء بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات (GDP, G , IMP , OILPRICE , SERV , EXCH) على جذر الوحدة بمعنى انها غير مستقرة عند المستوى I(0) باستثناء المتغير (SC) الذى كان مستقراً عند المستوى في ظل معادلة الحد الثابت والاتجاه الزمنى، في حين انه بعد اخذ الفروق الاولى كانت القيمة المحسوبة لاختبار t – statistic اكبر من قيمتها الحرجة عند مستوى معنوية 5% اضافة الى قيمة (P – value) اقل من 5% ومعها يتم رفض الفرضية الصفرية لصالح الفرضية البديلة القائلة بعدم وجود جذر الوحدة للبيانات وان السلاسل الزمنية مستقرة ومتكاملة من الرتبة الاولى I(1).

5 – 1 –2– اختبار جذر الوحدة (PP) *Phillips-Perron*

الجدول رقم (3) نتائج اختبار جذر الوحدة Phillips-Perron (PP)

المتغير		عند المستوى			الفرق الاول			القرار
		ثابت	ثابت واتجاه	بدون	ثابت	ثابت واتجاه	بدون	
SC	*	-1.899725	-3.640507	0.415998	-14.32546	-14.19818	-8.456343	I(0)
	**	0.3278	0.0436	0.7967	0.0000	0.0000	0.0000	
GDP	*	-0.96371	-3.027375	0.430721	-9.193976	-8.941976	-7.751107	I(1)
	**	0.7525	0.1423	0.8004	0.0000	0.0000	0.0000	
G	*	-1.472904	-3.258152	0.028008	-8.792431	-8.403662	-8.000691	I(1)
	**	0.5328	0.0934	0.6837	0.0000	0.0000	0.0000	
IMP	*	-1.940153	-3.102114	-0.702161	-7.612803	-7.443919	-7.474413	I(1)
	**	0.3102	0.1246	0.4039	0.0000	0.0000	0.0000	
OILPRICE	*	-1.44472	-1.890783	-0.539232	-4.785715	-4.698282	-4.868188	I(1)
	**	0.5467	0.6334	0.4746	0.0007	0.0042	0.0000	
SERV	*	0.648456	-1.641981	2.300937	-3.045115	-2.455665	-2.672182	I(1)
	**	0.9887	0.7507	0.9934	0.0428	0.3456	0.0095	
RER	*	-1.047948	-1.82363	0.925852	-5.298896	-5.254286	-4.934328	I(1)
	**	0.7221	0.6671	0.901	0.0002	0.0011	0.0000	

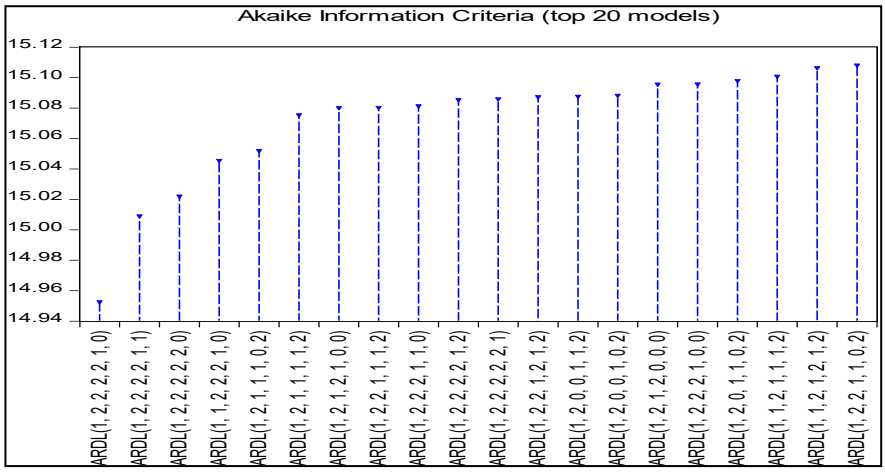
* ADF Statistic ** P–Value 5%

المصدر / مخرجات برنامج Eviews10

جاءت نتائج اختبار جذر الوحدة الواردة بالجدول رقم (3) وفقا لاختبار (PP) مؤيدة لنتائج اختبار ديكى – فولر حيث ان السلاسل الزمنية للمتغيرات كانت غير مستقرة عند المستوى اذ ان قيمة t – statistic المحسوبة هي اقل من القيمة الحرجة لها عند مستوى دلالة 5% كما جاءت قيمة الاحتمالية (Prob) اكبر من 5% ، وعليه يتم قبول الفرضية الصفرية القائلة باحتواء السلاسل الزمنية للمتغيرات على جذر الوحدة، وبعد اخذ الفروق الاولى استقرت السلاسل الزمنية في اشارة الى عدم وجود جذر الوحدة وذلك بمقارنة قيمة t – statistic المحسوبة التي كانت اكبر من قيمتها الحرجة عند مستوى معنوية 5% مما يعنى عدم رفض الفرض البديل القائل بعدم وجود جذر الوحدة وان السلاسل الزمنية متكاملة من الرتبة الاولى I(1).

5 – 2 –تحديد عدد فترات الإبطاء المثلى للنموذج

لتحديد عدد فترات الإبطاء المثلى (Optimum number of lags) حسب معيار Akaika Info Criterion AIC والتي يتم احتسابها ذاتيا من خلال البرنامج Eviews وباستخدام منهجية الانحدار الذاتي المتباطئ الموزع Autoregressive Distributed Lag (ARDL) و استنادا على اقل قيمة لمعيار AIC كما هو موضح في الشكل رقم (4) فان فترات الابطاء المثلى للمتغيرات هدى ARDL (1,2,2,2,2,1,0) أي ان هناك فترة ابطاء واحدة لكل من متغير القطاع التبادلي، ومتغير سعر الصرف الحقيقي، مع فترتى ابطاء لكل من متغير الناتج المحلى الإجمالي، متغير الانفاق العام، متغير الواردات، متغير اسعار النفط، بينما لا توجد فترات ابطاء خاصة بمتغير القطاع غير التبادلي.



5 – 3 – اختبار التكامل المشترك وفق منهج الحدود Bounds test:

بعد تحديد عدد فترات الإبطاء للنموذج، نقوم باختبار مدى وجود علاقة توازنية طويلة الاجل بين متغيرات النموذج، باستخدام منهج الحدود للتكامل المشترك استناداً على نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL Bounds Test وفقا لاختبار فرضية العدم التي تقضي بعدم ارتباط المتغيرات بعلاقة توازنية في المدى الطويل، في مقابل الفرض البديل الذي يقضي بارتباط هذه المتغيرات بعلاقة توازنية في المدى الطويل، والتي يمكن صياغتها بالشكل التالي :

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0 \quad \text{: الفرض العدمي}$$

$$H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq 0 \quad \text{: الفرض البديل}$$

الجدول (3) نتائج اختبارات ARDL Bounds test

Test statistic	Value	K
F statistic	6.708929	6
Significance	Lower Bound I(0)	Upper Bound I(1)
10%	2.12	3.23
5%	2.45	3.61
2.50%	2.75	3.99
1%	3.15	4.43

المصدر / مخرجات برنامج Eviews10

بالنظر للجدول (3) يتبين عند مقارنة القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة لاختبار F- statistic أن القيمة المحسوبة (6.708929) تزيد عن الحد الأعلى للقيم الحرجة I(1) عند كل مستويات المعنوية ، وهى اشارة على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، وبالتالي يتم رفض فرضية العدم وقبول الفرض البديل القائل بوجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في النموذج.

5 – 4 تقدير معلمات النموذج في الاجل الطويل

بعد التأكد من خاصية التكامل المشترك وان المتغيرات في النموذج ترتبط بعلاقة توازنية طويل الاجل وبعد تحديد عدد فترات الإبطاء المثلى (number of lags Optimum) حسب معيار AIC ، نقوم بتقدير نموذج التكامل المشترك غير المقيد Unrestricted Cointegration Model Estimation وتم الحصول على النتائج الواردة في الجدول رقم (6) والخاصة بمعلمات الاجل الطويل وطبيعة العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة في النموذج

الجدول رقم (6) نتائج تقدير معلمات الاجل الطويل

Levels Equation				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LGDP	0.057965	0.02294	2.526831	0.0324
LG	0.240474	0.069446	3.462763	0.0071
LIMP	-0.285457	0.083531	-3.417368	0.0077
LOILPRICE	-73.71032	11.40641	-6.462181	0.0001
LRER	-2840.03	966.0557	-2.93982	0.0165
LSERV	-0.040751	0.013579	-3.000927	0.0149

المصدر / مخرجات برنامج Eviews10

واستنادا على النتائج الواردة في الجدول السابق يمكن كتابة معادلة الانحدار بالصيغة التالية :

LSC = 0.0580*LGDP+ 0.2405*LG - 0.2855*LIMP -73.7103*LOILPRICE - 2840.0296*LRER -0.0408*LSERV

من خلال نتائج التقدير الواردة بالجدول السابق نلاحظ ما يلي:

يرتبط متغير الناتج المحلى الإجمالي (GDP) بعلاقة معنوية احصائيا لها تأثير اقتصادي موجب ولكنه ضعيف مع المتغير التابع وهو القطاع التبادلي (SC) حيث جاءت الاحتمالية الاحصائية (Prob =0.0041) عند مستوى دلالة 5% كما ان قيمة المرونة كانت (0.06) و التي تعنى ان حدوث تغير بمقدار 1% في الناتج المحلى الإجمالي سيؤدى الى تغير إيجابي فى القطاع التبادلي بقيمة 0.06.

اما المتغير الخاص بالإنفاق العام (G) فهو كذلك له تأثير معنوي احصائي واقتصادي موجب مهم على المتغير التابع وتشير مرونته التي بلغت (0.24) الى ان زيادة قدرها 1% في حجم الانفاق العام ستؤدى الى زيادة في حجم القطاع التبادلي بمقدار 0.24، في حين ان متغير الواردات(IMP) له تأثير معنوي مهم احصائيا واقتصاديا ولكن سلبيا مع متغير القطاع التبادلي (SC) عند مستوى معنوية 5% وتشير قيمة المرونة الخاصة بمتغير الواردات الى انه في الاجل الطويل سيؤدى زيادة حجم الواردات بنسبة 1% الى انخفاض حجم القطاع التبادلي بمقدار 0.285 .

العلاقة العكسية ظهرت أيضا بين متغير اسعار النفط (OILPRICE) و القطاع التبادلي التي اشارت النتائج الى وجود علاقة معنوية احصائية واقتصادية بينهم ولكنها سلبية حيث يؤدى ارتفاع سعر النفط بمقدار 1% الى اثر عكسي متمثل في انخفاض حجم القطاع التبادلي بمقدار 73.71.

اما تأثير متغير سعر الصرف الحقيقي (LRER) فهو معنوي احصائيا وله تأثير اقتصادي سالب كبير على متغير القطاع التبادلي (SC) حيث ان زيادة سعر الصرف الحقيقي بمقدار 1% يكون له تأثير سلبى وانخفاض في حجم القطاع التبادلي بمقدار 2840.02 في حين ان متغير القطاع غير التبادلي (SERV) يرتبط بعلاقة ذات دلالة احصائية واقتصادية سالبة وان كانت ضعيفة الى حد ما حيث بلغت قيمة مرونته 0.04 مع متغير القطاع التبادلي عند مستوى 5% .

5 -5 نموذج تصحيح الخطأ وتقدير معلمات الاجل القصير

يبين الجدول رقم (7) نتائج تقدير معلمات النموذج في الاجل القصير والتي توضح طبيعة العلاقة للمعلمات المقدرة للفروق الاولى بين المتغير التابع (SC) والمتغيرات المستقلة حسب فترات الإبطاء التي تم تحديدها وفقا لمعيار (AIC) على النحو التالي :

الجدول رقم (7) نموذج تصحيح الخطأ ECM

ECM Regression Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9657.668	1107.424	8.720843	0.0000
D(LGDP)	0.018548	0.014988	1.237474	0.2472
D(LGDP(-1))	-0.026846	0.007218	-3.719245	0.0048
D(LG)	0.15764	0.026925	5.854768	0.0002
D(LG(-1))	-0.124285	0.033998	-3.655622	0.0053
D(LIMP)	-0.161454	0.039936	-4.04281	0.0029
D(LIMP(-1))	0.183685	0.044614	4.117249	0.0026
D(LOILPRICE)	-57.6951	6.279182	-9.188315	0.0000
D(LOILPRICE(-1))	16.94474	4.839249	3.501523	0.0067
D(LRER)	-1829.956	909.4521	-2.012153	0.0751
CointEq(-1)*	-1.673642	0.189175	-8.847081	0.0000

المصدر/ مخرجات برنامج Eviews10

(R^2 = 0.977273) ($D.W$ = 1.96528) (F-statistic =64.50057)

- يرتبط متغير الناتج المحلى الإجمالي عند الفرق الاول في الفترة الحالية (DLGDP) مع المتغير التابع القطاع التبادلي (SC) عند الفرق الاول بعلاقة اقتصادية موجبة وغير معنوية احصائية (P – value = 0.2472) في حين ان العلاقة في القترة السابقة للمتغير DLGDP(-1) جاءت معنوية احصائيا واقتصاديا مع اشارة سالبة وهى اقل من 5% كما تشير قيمة المعلمة الى (0.026846).
- يرتبط الفرق الاول للمتغير المستقل المتمثل في الانفاق العام في الفترة الحالية (D(LG بعلاقة طردية ومعنوية اقتصاديا واحصائيا حيث اشارت قيمته الاحتمالية الى (Prob = 0.0001) عند مستوى

معنوية 5% وقيمة المعلمة (0.15764)، في حين ان الفرق الاول لنفس المتغير و عند فترة ابطا واحدة DLG(−1) يرتبط بعلاقة عكسية مع المتغير التابع وهى معنوية احصائيا (Prob = 0.0018) واقتصاديا بلغت قيمة المعلمة (−0.124285)

- اما بالنسبة لمتغير الواردات فقد ارتبط الفرق الاول له D(LIMP) في الفترة الحالية بعلاقة معنوية وعكسية مع المتغير التابع حيث كانت المعنوية الاحصائية (Prob = 0.0156) فيما بلغت قيمة المعلمة المقدرة (0.161454) في حين ان الفترة (− 1) جاءت العلاقة موجبة وقيمة المرونة 0.183685 وذات معنوية احصائيا.
- فيما ارتبط الفرق الاول وفى الفترة الحالية لمتغير اسعار النفط (D(LOILPRICE بعلاقة معنوية احصائيا واقتصاديا وسالبة، وبلغت قيمة المعلمة الجزئية له (−57.6951) في حين ان الفترة السابقة للمتغير D(LOILPRICE(-1) ارتبطت بعلاقة معنوية وموجبة مع المتغير التابع (SC) وكانت قيمة المرونة 16.94474
- فيما يتعلق بالفروق الاولى لمتغير سعر الصرف الحقيقي للفترة الحالية D(LRER) فأن هناك علاقة معنوية احصائيا عند مستوى دلالة 10% وهي ذات اثر اقتصادي سالب كبير مع المتغير التابع وبلغت قيمة المرونة حوالى 1829.956

اشارت النتائج الى ان قيمة معامل تصحيح الخطأ جاءت سالبة ومعنوية وهو ما يحقق الشرطين الاساسيين حتى يكون مقبول في التحليل وهما المعنوية الاحصائية حيث بلغت(P-Value= 0.000) كما ان قيمته جاءت سالبة وبلغت (1.673642 −) وهذا يعنى ان الاختلالات في المدى القصير في النموذج تحتاج الى فترة زمنية قدرها سبعة اشهر واسبوعان ($^{1}/_{1.6736}$) لكى يتم تصحيحها والعودة الى حالة التوازن في الاجل الطويل وهى فترة تصحيح سريعة نسبيا تستغرق اقل من السنة لتصحيح الاختلالات .

في حين ان قيمة معامل التحديد كانت (R^2 = 0.97) وهذا يدل الى ان حوالى 97 % من التغيرات في المتغير التابع امكن تفسيرها من خلال المتغيرات المستقلة المدرجة في النموذج في حين تشير قيمة (F-statistic = 64.50057) وبقيمة احتمالية (P-Value = 0.0000) الى المعنوية الاحصائية العالية للنموذج ككل.

5 – 6 اختبار السببية لجرانجر *Granger causality Test*

حسب نظرية جرانجر فأن توافر خاصية التكامل المشترك بين مجموعة من المتغيرات تشير الى وجود علاقات سببية بينهما اما احادية الاتجاه او ثنائية الاتجاه ، ويمكن ان نقول ان هناك علاقة سببية من المتغير الاول باتجاه المتغير الثاني اذا كانت قيمة المتغير الاول في الفترة الماضية تؤثر في قيمة المتغير الثاني في الفترة الحالية وبالعكس (نجا،2016) ويمكن صياغة الفرضيات الخاصة باختبار السببية لجرانجر على النحو التالي:

- الفرض العدمي (H_0) : لا توجد علاقة سببية بين المتغيرين
- الفرض البديل (H_1) : توجد علاقة سببية بين المتغيرين

الجدول رقم (8) نتائج اختبار جرانجر للسببية Granger causality

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.	Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
LGDP does not Granger Cause LSC	6.16266	0.0072	LGDP does not Granger Cause LSERV	0.5426	0.5885
LSC does not Granger Cause LGDP	5.52731	0.011	LIMP does not Granger Cause LG	5.68146	0.0099
LG does not Granger Cause LSC	1.68553	0.2074	LG does not Granger Cause LIMP	5.01538	0.0156
LSC does not Granger Cause LG	0.39519	0.678	LOILPRICE does not Granger Cause LG	3.35662	0.0526
LIMP does not Granger Cause LSC	1.35742	0.2772	LG does not Granger Cause LOILPRICE	1.0025	0.3824
LSC does not Granger Cause LIMP	1.76462	0.1937	LRER does not Granger Cause LG	3.92945	0.034
LOILPRICE does not Granger Cause LSC	1.7739	0.1921	LG does not Granger Cause LRER	0.09378	0.9108
LSC does not Granger Cause LOILPRICE	1.71828	0.2016	LSERV does not Granger Cause LG	0.075	0.928
LRER does not Granger Cause LSC	5.01165	0.0156	LG does not Granger Cause LSERV	0.97858	0.391
LSC does not Granger Cause LRER	0.05996	0.9419	LOILPRICE does not Granger Cause LIMP	9.2417	0.0011
LSERV does not Granger Cause LSC	1.65865	0.2124	LIMP does not Granger Cause LOILPRICE	1.26475	0.3012
LSC does not Granger Cause LSERV	2.24925	0.1282	LRER does not Granger Cause LIMP	1.98956	0.1596
LG does not Granger Cause LGDP	14.8883	0.000	LIMP does not Granger Cause LRER	0.11353	0.8932
LGDP does not Granger Cause LG	11.8095	0.0003	LSERV does not Granger Cause LIMP	0.81349	0.4557
LIMP does not Granger Cause LGDP	12.7445	0.0002	LIMP does not Granger Cause LSERV	1.02681	0.374
LGDP does not Granger Cause LIMP	4.80668	0.018	LRER does not Granger Cause LOILPRICE	2.45652	0.1079
LOILPRICE does not Granger Cause LGDP	0.77196	0.4737	LOILPRICE does not Granger Cause LRER	0.03088	0.9696
LGDP does not Granger Cause LOILPRICE	1.56278	0.231	LSERV does not Granger Cause LOILPRICE	0.12197	0.8857
LRER does not Granger Cause LGDP	10.2254	0.0007	LOILPRICE does not Granger Cause LSERV	2.85035	0.0784
LGDP does not Granger Cause LRER	0.0891	0.9151	LSERV does not Granger Cause LRER	0.08316	0.9205
LSERV does not Granger Cause LGDP	0.55728	0.5803	LRER does not Granger Cause LSERV	1.01889	0.3767

المصدر/ من عمل الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews10

تبين نتائج اختبار السببية الواردة في الجدول رقم (8) ان هناك علاقة ثنائية الاتجاه بين متغير الناتج المحلى الإجمالي ومتغير القطاع التبادلي، وان هناك علاقة سببية في اتجاه واحد من متغير سعر الصرف الحقيقي الى متغير القطاع التبادلي، وعلاقة سببية ثنائية الاتجاه بين متغير الانفاق العام ومتغير الناتج المحلى الإجمالي وعلاقة سببية اخرى في اتجاهين بين متغير الواردات ومتغير الناتج المحلى الإجمالي، كما تشير النتائج ان هناك علاقة سببية احادية من متغير سعر الصرف الحقيقي باتجاه الناتج المحلى الإجمالي، وان هناك علاقة ثنائية الاتجاه بين متغير الواردات ومتغير الانفاق العام، في حين تظهر علاقة سببية وحيدة الاتجاه من متغير اسعار النفط الى متغير الانفاق العام، وعلاقة سببية في اتجاه واحد من متغير سعر الصرف الحقيقي الى متغير الانفاق العام و أخيرا اشارت النتائج الى وجود علاقة سببية من متغير اسعار النفط الى متغير الواردات .

5 – 7 الاختبارات التشخيصية للنموذج

5 – 7 – 1 اختبار الارتباط التسلسلي للبواقي Serial Correlation LM test

يبين الجدول رقم (9) نتائج اختبار الارتباط التسلسلي للبواقي LM test ان قيمة اختبار Breusch – Godfrey تساوى 0.515120 وهى غير ذات معنوية احصائية حيث كانت قيمتها 0.4879 وهى اكبر من مستوى المعنوية 0.05، و عليه لا يمكن رفض الفرض العدمي القائل بعدم وجود مشكلة ارتباط تسلسلي للبواقي الخاصة بالنموذج .

الجدول رقم (9) نتائج اختبار الارتباط التسلسلي للبواقي Serial Correlation LM test

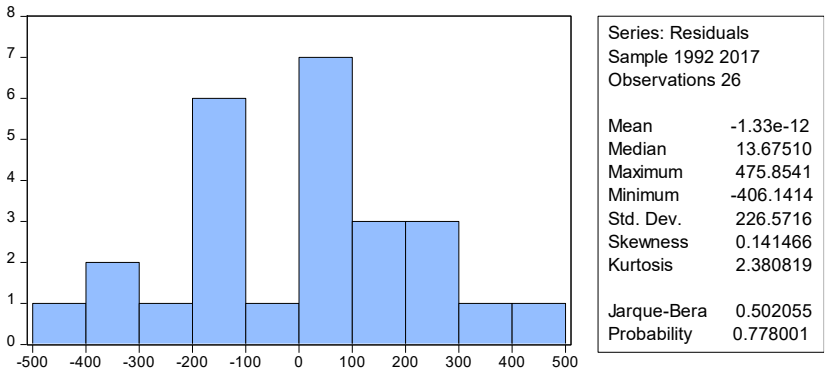
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	2.630761	Prob. F(2,7)	0.1406
Obs*R-squared	11.15682	Prob. Chi-Square(2)	0.0038

المصدر/ من عمل الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews10

5– 7 – 2 اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي Normality test

يتم اجراء اختبار Normality test و باستخدام معيار Jarque-bera للتأكد من عدم وجود مشكلة التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي حيث جاءت نتيجة الاحتمال الاحصائي بقيمة 0.439 وهي قيمة غير معنوية عند مستوى الدلالة 5% ، وبذلك نقبل فرض العدم الذي ينص على أن سلسلة البواقي موزعة توزيعا طبيعيا كما يوضح الشكل (5)

الشكل رقم (5) اختبار Jarque–bera



المصدر/ من عمل الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews10

5 – 7 – 3 اختبار عدم تجانس التباين Heteroskedasticity

تشير نتائج الجدول رقم (10) لاختبار عدم التجانس Heteroskedasticity الى عدم رفض الفرضية الصفرية القائلة بأن سلسلة البواقي لا تعانى من مشكلة عدم التجانس وفقا لاختبار ARCH واختبار Breusch-Pagan-Godfrey بالنظر الى عدم معنوية الاحتمالية الاحصائية للاختبارين حيث جاءت قيمتهم 0.2789 و 0.811 على التوالي وهى قيم غير معنوية عند مستوى دلالة 5 % .

الجدول رقم (10) نتائج اختبار تجانس التباين Heteroskedasticity

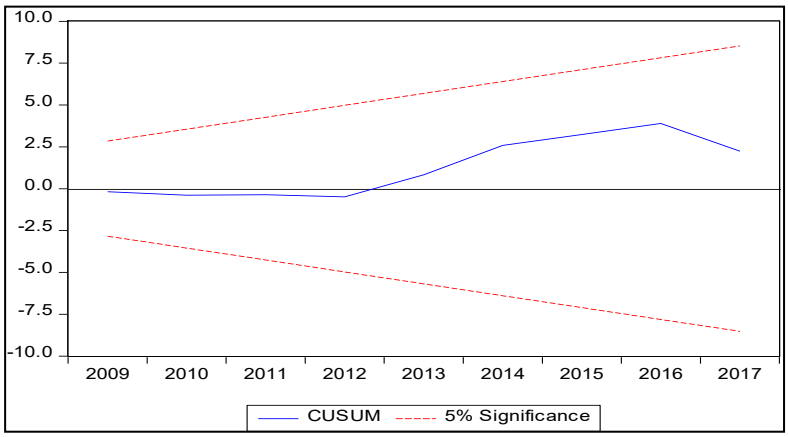
Heteroskedasticity Test		
ARCH	1.230089	0.2789
Breusch-Pagan-Godfrey	0.613805	0.811

المصدر/ من عمل الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews10

5 – 7 – 4 اختبار استقراريه النموذج The Model Stability

باستخدام اختبار CUSUM اشارت النتائج الى النموذج يتصف بالاستقرار وان المعلمات المقدرة تتصف بالثبات وحسب الشكل البياني رقم (6) نلاحظ انه داخل حدود الثقة عند مستوى 5% critical bounds

الشكل (6) اختبار استقرار هيكل النموذج باستخدام اختبار CUSUM



المصدر/ من عمل الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews10

5 – 7 – 5 اختبار Ramsey Reset Test للتوصيف الرياضي للنموذج

تشير نتائج الجدول رقم (11) الخاصة باختبار Ramsey Reset الى ان القيمة الاحتمالية لكل من t–statistic و F–statistic بلغت (0.9487) وهى غير معنوية عند مستوى دلالة 5% وعليه لا يمكن رفض الفرضية الصفرية التي تشير الى ان النموذج لا يعانى من مشكلة سوء التوصيف الرياضي (Miss specification)

الجدول رقم (11) نتائج اختبار Ramsey Reset لتوصيف النموذج

	Value	Probability
t-statistic	0.0652	0.9487
F-statistic	0.004251	0.9487
Likelihood ratio	0.005951	0.9385

6 –النتائج

قامت هذه الدراسة بتحليل وقياس اثار المرض الهولندي على الاقتصاد الليبي من خلال نموذج قياسي اعتمد على منهجية التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ وتوصلت الدراسة الى جملة من النتائج على النحو التالي:

1 – بينت نتائج اختبار جذر الوحدة حسب اختبار ديكى – فولر، و اختبار فيلبس بيرون ان السلاسل الزمنية غير مستقرة عند المستوى وتحوى على جذر الوحدة، في حين ان جميع المتغيرات قد استقرت

بعد اخذ الفروق الاولى وانها متكاملة من الرتبة الاولى (1) و في حين اشارت نتائج التكامل المشترك طبقا لاختبار جوهانسون الى وجود علاقة توازنية طويلة الاجل تربط بين متغيرات الدراسة .

2 – اشارت نتائج اختبار السببية في الآجل الطويل ان متغير القطاع التبادلي يرتبط بعلاقة سببية ثنائية الاتجاه مع متغير الناتج المحلى الإجمالي، اضافة الى وجود علاقة سببية احادية الاتجاه من متغير سعر الصرف الحقيقي الى متغير القطاع التبادلي، كما اوضحت النتائج أيضا عدم وجود علاقة سببية بين متغير القطاع التبادلي و كل من المتغيرات الواردات، الانفاق العام ، واسعار النفط و القطاع غير التبادلي .

3 – حسب نتائج مرونات الاجل الطويل فأن المتغير التابع والمتمثل في القطاع التبادلي يرتبط بعلاقة معنوية احصائيا واقتصاديا وتأثيرها موجب ضعيف مع متغير الناتج المحلى الإجمالي بلغ (0.06)، في حين ان تأثير متغير الانفاق العام كان معنويا وموجبا على القطاع التبادلي حيث بلغت مرونته حوالى (0.245)، وهذا ما يتوافق مع النظرية الاقتصادية .

4 – بينت النتائج ان هناك علاقة معنوية احصائيا واقتصاديا وذات تأثير عكسي تربط متغير القطاع التبادلي مع متغير الواردات حيث بلغت (0.285) وهو ما يتوافق مع النظرية الاقتصادية ويعكس قصور القطاع التبادلي في ليبيا عن تلبية احتياجات السوق المحلى من السلع ، وهذه النتيجة تؤيد الفرضية المتعلقة بدور الواردات السلبى في القطاع التبادلي في ليبيا

5 – يرتبط المتغير التابع (القطاع التبادلي) بعلاقة معنوية احصائيا و لها اثر اقتصادي سلبي كبير مع كل من (اسعار النفط، سعر الصرف الحقيقي ، القطاع غير التبادلي) حيث بلغت المرونات (73.71 , 2840.0 , 0.04) على التوالي ، وهذه النتيجة تتوافق مع ما توصلت اليه العديد من الدراسات السابقة في سياق اعراض المرض الهولندي خصوصا في الاقتصاديات التي تعتمد على الموارد الطبيعية منها دراسة (Hani,2018) ودراسة (Mahadi,2011) , و دراسة (Hasanov ,2013) وكذلك دراسة (Nizam,2015)، وعلى ضوء هذه النتيجة يمكن اثبات صحة الفرضية الاولى والثانية للدراسة

7 – التوصيات

على ضوء النتائج التي توصلت اليها الدراسة فأنه يمكن الخروج ببعض التوصيات تتعلق بزيادة الاهتمام بالقطاع غير النفطي، مع تبنى سياسات اقتصادية أكثر فعالية تهدف الى زيادة القدرة الانتاجية في قطاع الزراعة والصناعة لسد الاحتياج المحلى.

كما توصى هذه الدراسة بالعمل على تنويع مصادر الدخل بعيد عن قطاع النفط، والتركيز على بعض القطاعات التي تمتلك ميزة نسبية وقدرة تنافسية مثل قطاع السياحة والموقع الجغرافي.

قائمة المراجع

اولا / المراجع باللغة العربية

الأسدي. يوسف, روضان, ميثم, (2014) , **تحليل اثر المرض الهولندي على الطاقة الاستيعابية للاقتصاد العراقي** , مجلة العلوم الاقتصادية , العدد 37, المجلد 10 , ص 33 – 56 .

رغد. الزبيدي. خالد, محمود. زهرة (2017) **تحليل اقتصادي لاستجابة عرض محصول الذرة الصفراء في العراق باستخدام نموذج التكامل المشترك وتصحيح الخطأ للمدة 1980 – 2014**, مجلة جامعة تكريت للعلوم الزراعية, المجلد 17, العدد 1, ص 274 – 286.

سيف الدين. بوزاهر , حبيبة.عامر . 2017, **سعر الصرف الحقيقي والمرض الهولندي, دراسة قياسية لحالة الجزائر(2004 – 2014)** , مجلة اقتصاديات المال والاعمال,ص67 – 77.

نجا. عبدالوهاب على (2016) , **العلاقة بين التحويلات المالية للعاملين بالخارج والتطور المالي والنمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة 1975 – 2012, دراسة تحليلية قياسية** . المجلة العلمية لكلية الدراسات الاقتصادية والعلوم السياسية , جامعة الاسكندرية, المجلد 1، العدد 2 ، ص 69–122

هاني, محمد (2018), **السياسات الاقتصادية الكلية ودورها في مكافحة المرض الهولندي وتحقيق الاستقرار الاقتصادي – حالة الجزائر للفترة (2000 – 2015)**, اطروحة دكتوراه منشورة, جامعة يحي فارس بالمدية, كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير , الجزائر , ص 2– 5 .

هويدي . الزروق , العمرونى, صالح (2020) , **محددات سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي, دراسة تحليلية قياسية عن الفترة 1970 – 2010** , مجلة جامعة بنغازي العلمية , المجلد 33 , العدد 1 , ص 76–87.

منصور, منال (2015) , **لعنة الموارد الطبيعية وسبل تجنبها**, مجلة دراسات , كلية العلوم الانسانية والعلوم الاجتماعية, جامعة قسنطينة , المجلد 6,العدد 3, ص 179 – 214.

مصرف ليبيا المركزي , https://cbl.gov.ly

ثانيا / المراجع باللغة الانجليزية

Artatrana.R. (2013), **Remittances And The Dutch Disease: Evidence From Cointegration And Error-Correction Modeling**, Economics Faculty Working Papers,Pp.1- 26.
Https://Repository.Stcloudstate.Edu/Econ_Wps/26

Asmau, Agility, Amina(2019),**Dutch Disease: Myth Or Reality? An Analysis Of The ARDL Model**, International Journal Of Business, Economics And Management,Vol.6, No.3, Pp. 130-140.

British Petroleum , http://www.bp.com/statisticalreview

Dagys. K, Heijman.W. & Agipar. B. (2020) **The Mining Sector Boom In Mongolia: Did It Cause The Dutch Disease ?** , Post-Communist Economies, Vol. 32, No. 5, Pp. 607–642

Farid. G , Imène. L. (2017), **Has Algeria Suffered From The Dutch Disease ? Evidence From 1960–2013 Data**,Working Paper, Toulouse School Of Economics, No,17 – 780, Pp.1-29.

Issa. H , Ouattara. B. (2008), **Foreign Aid Flows And Real Exchange Rate: Evidence From Syria**, Journal Of Economic Development, Vol 33, No. 1, Pp133 – 146.

Bjrnland. H. (1998), **The Economic Effects Of North Sea Oil On The Manufacturing Sector** , Scottish Journal Of Political Economy, Vol. 45, No. 5, Pp. 553 – 585.

Mortaza. O. (2019) **Tourism Led Growth And Risk Of The Dutch Disease : Dutch Disease In Turkey**, International Business Research; Vol. 12, No. 7, Pp. 103 – 120 .

Sharmin. S. (2021), **Remittance And Dutch Disease Phenomenon: Case Of Bangladesh And Pakistan**, Asian Business Review , Vol. 11 ,No.1,Pp.41 – 50.

Wijnbergen. S. V. (1984), **The 'Dutch Disease': A Disease After All?**, The Economic Journal, 94,Pp. 41-55.

World bank, **https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators**

Corden. W. M. (1984), **Booming Sector And Dutch Disease Economics: Survey And Consolidation**, Oxford Economic Papers, No 36,Pp 359-380

Corden. W.M., Nery. J.P. (1982), **Booming Sector And De-Industrialisation In A Small Open Economy** , International Institute For Applied Systems Analysis, Pp.1 – 30.

Yazid, M (2011), **The Dutch Disease Hypothesis: Evidence From The Gulf Cooperation Council**, CSPS Strategy And Policy Journal, Vol 3, Pp. 1-25.

Michael M. (1994),**Manufacturing Sector Resiliency To Energy Booms: Empirical Evidence From Norway**, The Netherlands, And The United Kingdom , Oxford Economic Papers, No. 46,Pp 311-329 .

Nizam. N. (2015), **Dutch Disease: The Saudi Arabia Case Study**, Master's Project Department Of Economics, Faculty Of Arts And Sciences American University Of Beirut,Pp. 4 -6

Zayone. T. Henneberry. S. And Radmehr. R., (2020), **Effects Of Agricultural, Manufacturing, And Mineral Exports On Angola's Economic Growth**. Www.Mdpi.Com/Journal/Energies

Taban.S, Aktar.I. (2008),**An Empirical Examination Of The Export-Led Growth Hypothesis In Turkey** , Journal Of Yasar University, 3(11), 1535-1551.

Siliverstovs. B, Herzer.D. (2005), **Export-Led Growth Hypothesis: Evidence For Chile**, IAI Discussion Papers, No. 112, Econstor, Http://Hdl.Handle.Net/10419/27401

Kunmar. M, Nargis, Begam. A.(2020), **Export – Led Growth Hypothesis Empirical Evidence From Selected South Asian Countries**, Asian Journal Of Economic Modeling, Vol.8,No.1 ,PP 1 – 15 .

Kamaran. Y. (2017), **Impact Of Oil Revenue Volatility On The Real Exchange Rate And The Structure Of Economy : Empirical Evidence Of "Dutch Disease" In Iraq**, Thesis, University Of Bradford, Http://Hdl.Handle.Net/10454/17411