2017

# المحددات طويلة الأجل لسعر الصرف الحقيقي في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1980-2015)

## "دراسة تحليلية قياسية"


علي فرج عبد الله

مُعيد بكلية الاقتصاد

جامعة عُمر المختار– ليبيا

## الملخص

تبحث هذه الدراسة المحددات طويلة الأجل لسعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي خلال الفترة (1980-2015)، باستخدام نموذج قياسي يعتمد على أسلوب التكامل المشترك (Co-integration)، ونموذج (VECM) لتقدير علاقة سعر الصرف الحقيقي ومحدداته الأساسية في الأجل الطويل. وقد أظهرت النتائج أن سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي يتأثر إيجابيًا بكل من الانفتاح التجاري، والعرض النقدي، وسلبيًا بكل من النمو الاقتصادي، والإنفاق الحكومي، وأن المتغيرات الأربعة من أهم محددات سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي في الأجل الطويل، وقد أوصت الدراسة بالنظر في السياسات المالية والنقدية التي من شأنها تنويع الجهاز الإنتاجي وتعزيز الصادرات المحلية، الأمر الذي يسهم في تحقيق الاستقرار في سعر صرف الدينار الليبي، والرفع من معدلات النمو والتنمية.

## Abstract

This study discusses the long-run determinants of the real exchange rate of the Libyan dinar during the period 1980-2015 using the (Co-integration) and VECM model to estimate the long-run relationship between the real exchange rate and its basic determinants. The results showed that the real exchange rate of the Libyan dinar is positively affected by both trade openness, monetary supply and affected negatively by economic growth and government spending. And the study recommended the consideration of fiscal and monetary policies that would diversify the productive apparatus and improvement domestic exports, which would contribute to stabilizing the Libyan Dinar exchange rate and raising the rates of growth and development

## مقدمة

يُعد سعر الصرف أحد أهم المؤشرات الاقتصادية[1] التي تعبر عن جودة الأداء الاقتصادي لأي دولة سواء أكانت من الدول المتقدمة أم الدول النامية، حيث إنه يؤثر على تخصيص الموارد، ونمو التجارة الدولية، والتغيير الهيكلي في الاقتصاديات، وله آثار مباشرة وغير مباشرة على متغيرات الاقتصاد الكلي الأخرى (Craigwell, et al., 2009, P. 4). لذلك تُعد آلية تحديد سعر الصرف من أهم الأدوات التي تساعد على تحقيق الاستقرار، والرفع من معدل النمو الاقتصادي لأي دولة. وقد طرأ على النظام النقدي العالمي عدة تغيرات في العقود الأخيرة، الأمر الذي أثر على النظام النقدي للاقتصاديات المحلية، فمنذ انهيار نظام "بريتون وودز" في مطلع السبعينيات والتخلي عن نظام أسعار الصرف الثابتة، وتبني نظام أسعار الصرف المعومة أو المرنة، تذبذبت قيمة صرف العملات الأجنبية مقابل الدولار الأمريكي؛ بسبب تأثره بعدة عوامل اقتصادية وسياسية، وكان التباين في أسعار الصرف في ظل نظام أسعار الصرف المرنة مصدر قلق لواضعي السياسات؛ لتخوفهم من أن الشكوك قد يكون لها آثار سلبية على التجارة الخارجية (Pearce, 1983, P. 16).

يُعد سعر الصرف الحقيقي بين عملتي دولتين مقياسًا أساسيًا لأسعار السلع الأجنبية بالنسبة للسلع المحلية في الدولتين، وقد شهدت معظم الاقتصاديات المتقدمة والنامية تقلبات في أسعار الصرف الحقيقية، الأمر الذي أدى إلى عدم اليقين في تحقيق الأهداف الاقتصادية الكلية، وأهداف السياسة النقدية؛ نتيجةً للتقلبات الحادة في أسعار صرف العملات في سوق الصرف الأجنبي، لذلك يُعد استقرار سعر الصرف أحد أهم العوامل التي تؤثر على الاستثمارات الأجنبية، واستقرار الأسعار والنمو الاقتصادي (Mayowa, 2015, P. 44). وفي ليبيا يلعب سعر الصرف دورًا محوريًا في السياسة النقدية من خلال تأثيره على التجارة الخارجية، باعتبار أن الاقتصاد الليبي يعتمد على الإيرادات من الصادرات النفطية التي تمثل حوالي 95% من إجمالي الصادرات (صندوق النقد الدولي، 2013، ص 2). كما يعتمد كذلك بشكل كبير على الواردات، الأمر الذي يجعل الاقتصاد الليبي عرضةً للصدمات الخارجية التي قد تنتج عن التقلبات الحادة في أسعار النفط، مما يؤدي إلى عدم استقرار

[1] توجد العديد من المؤشرات الاقتصادية التي يمكن أن تحكم على مدى جودة وأداء النشاط الاقتصادي لكل دولة، منها على سبيل المثال: معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، ومعدل التضخم، ومعدل البطالة، وسعر الفائدة، ووضعية ميزان المدفوعات، وسعر الصرف، وغيرها من المؤشرات.

المتحصلات من النقد الأجنبي، وحدوث اختلالات في ميزان المدفوعات. ففي فترة الثمانينيات مثلاً، شهدت أسعار النفط هبوطًا حادًا في الأسواق الدولية؛ فظهر العجز في ميزان المدفوعات الليبي في تلك الفترة، وكان لزامًا على السلطات النقدية أن تتبع بعض الإجراءات للمحافظة على سعر الصرف وعلى الدخل من النقد الأجنبي، حيث فرضت قيود كمية على الواردات، وفرضت رقابة على الصرف الأجنبي، دون الاعتماد على سياسة اقتصادية لمعالجة المشكلة الحقيقية التي يعاني منها الاقتصاد الليبي، تلك التي تتمثل في عدم القدرة على الإنتاج والاعتماد على النفط كمصدر وحيد للنقد الأجنبي، الأمر الذي ينتج عنه تباعد سعر الصرف الحقيقي عن سعر توازنه، وصعوبة احتواء الصدمات الخارجية الناتجة عن الانفتاح التجاري.

## 1-1 مشكلة البحث

تُعد آلية تحديد سعر الصرف إحدى أهم أولويات اقتصاديات الدول وبخاصة النامية منها، حيث يعتبر سعر الصرف متغيرًا شديد الحساسية كونه يتأثر بعدة متغيرات داخلية وخارجية – في ظل اتساع دورة التجارة الخارجية، وتطور أسواق المال الدولية – لذلك تحاول الدول وبخاصة الدول النامية من خلال سلطاتها النقدية أن تنتهج سياسة للصرف تمكنها من تحقيق الاستقرار في تدفقات النقد الأجنبي، والمحافظة على القيمة الخارجية للعملة المحلية، وعلى تنافسية السلع المحلية في السوق العالمية، والرفع من معدلات النمو الاقتصادي. وبما أن سعر الصرف الحقيقي يكشف عن القدرة التنافسية النسبية للسلع المحلية المصدرة، فمن الضروري وصف سلوك سعر الصرف الحقيقي من خلال تحديد أهم العوامل أو المتغيرات الاقتصادية الداخلية والخارجية التي يمكن أن تؤثر عليه، ونسبة مساهمة كل منها في تحديده، وهو الأمر الذي يتصدى له هذا البحث من خلال دراسة محددات سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي، وتحديد الأهمية النسبية لكل محدد على سعر الصرف في الأجل الطويل.

## 2-1 أهمية البحث

تتمثل الأهمية التطبيقية للبحث في دراسة أهم العوامل أو المتغيرات الاقتصادية التي تسهم في تحديد سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي؛ لأن اختيار سياسة مثلى لسعر الصرف يتوقف على مدى تأثيرها في العوامل المحددة لسعر الصرف نفسه، دون أن تؤثر سلبًا على القدرة التنافسية للسلع المحلية، وعلى تدفقات رؤوس الأموال الأجنبية؛ وذلك لأن سعر الصرف يعد عاملاً مؤثرًا في التجارة

الخارجية، كما أن تدفقات رؤوس الأموال الأجنبية تلعب دورًا رئيسًا في الرفع من معدلات النمو الاقتصادي، بسبب تأثيرها على حجم الاستثمار. ولذلك تعد دراسة محددات سعر الصرف الحقيقي من الأمور المحورية لاختيار السياسة المثلى لسعر الصرف بما يحقق أهداف التنمية، والرفع من معدلات النمو الاقتصادي، هذا فضلاً عن الأهمية النظرية للبحث التي تتمثل في ندرة البحوث التطبيقية التي تتعلق بمحددات سعر الصرف الحقيقي في ليبيا، وبالتالي يمكن أن يسهم هذا البحث في إثراء المعرفة حول محددات سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي، ليكون مصدرًا مرجعيًا لمزيد من الأبحاث.

### 3-1 هدف البحث

يتمثل الهدف الأساسي للبحث في تقدير العلاقة الكمية طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي والمتغيرات المحددة له في ليبيا خلال الفترة (1980- 2015)، بهدف تقدير نسبة مساهمة كل متغير في تحديد سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي، وتقديم تحليل علمي ومنطقي عن سلوك سعر صرف الدينار الليبي خلال فترة الدراسة، فضلاً عن أنه في ضوء ما يتم التوصل إليه من نتائج يتم تقديم توصيات يمكن أن تسهم في توجيه وتخطيط السياسات نحو معالجة المحددات الأساسية المؤثرة على سعر الصرف الحقيقي في ليبيا، بما يحقق الاستقرار في سعر الصرف، وزيادة تنافسية المنتجات المحلية، والرفع من معدلات النمو الاقتصادي مستقبلاً في ليبيا.

### 4-1 فروض البحث

**فرض العدم ($H_0$):** لا توجد علاقة ذات أهمية بين سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي ومحدداته الأساسية في الأجل الطويل.

**الفرض البديل ($H_1$):** هناك علاقة ذات أهمية بين سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي ومحدداته الأساسية في الأجل الطويل.

### 5-1 منهج البحث

تجمع الدراسة بين الأسلوبين الوصفي والتحليلي، بالإضافة إلى الأسلوب القياسي، حيث يتم دراسة محددات سعر الصرف في الأدب الاقتصادي لتحديد أهم المتغيرات المؤثرة فيه، وتطور آليات تحديد سعر صرف الدينار الليبي، ومن ثم يتم تجميع بيانات عن سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي ومحدداته الأساسية في الاقتصاد الليبي؛ لتحليل العلاقة فيما بينهما من خلال النموذج القياسي الذي

يعتمد على أسلوب التكامل المشترك لجوهانسون (Co-integration)، وباستخدام نموذج تصحيح الخطأ متعدد المتغيرات {Vector Error Correction Model (VECM)}، يتم قياس العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي ومحدداته الأساسية في الأجل الطويل.

### 6-1 خطة البحث

ينقسم البحث إلى أربعة أقسام – فضلاً عن المقدمة – وهي على الترتيب: محددات سعر الصرف في الأدب الاقتصادي، تطور آليات تحديد سعر صرف الدينار الليبي خلال الفترة (1980-2015)، وتقدير العلاقة في الأجل الطويل بين سعر الصرف الحقيقي ومحدداته الأساسية في ليبيا خلال فترة الدراسة، والنتائج والتوصيات.

## 1- محددات سعر الصرف في الأدب الاقتصادي:

تعددت النظريات أو النماذج المحددة لسعر الصرف التي قدمها الاقتصاديون وتناولها عديد من الباحثين في الدراسات التجريبية، وبالرغم من ذلك لا يزال الجدل دائرًا حول أي من هذه النماذج يفسر سلوك سعر الصرف بشكل أفضل؛ لأن الاختبارات التجريبية للنماذج القائمة أساسًا – التي أُجريت على الدول المتقدمة والنامية في حين لم تحظ الدول التي تمر بمرحلة انتقالية على اهتمام كبير– غالبًا ما تكون متناقضة مع النظريات النقدية التقليدية لتحديد سعر الصرف، الأمر الذي تسبب في مزيد من التطور النظري (Boyoko, 2002, P. 1).

لقد برزت عدة نظريات بالخصوص لتفسير سلوك سعر الصرف، لعلّ من أهمها: نظرية تعادل القوة الشرائية {Purchasing Power Parity Theory (PPP)} التي تؤكد على أن الفرق في مستويات الأسعار بين الدول هو الذي يؤدي إلى تحرك أسعار الصرف. بينما تشير نظرية تعادل معدلات الفائدة {Interest Rate Parity Theory (IRP)} إلى أن الاختلافات في أسعار الفائدة بين الدول هي التي تسبب التحركات في أسعار الصرف. ويجادل منهج الاستيعاب بأن حركة أسعار الصرف تحدث عندما تنتج دولة ما أكثر مما تستطيع استيعابه، الأمر الذي ينتج عنه فائض يمكن تصديره، وبالتالي ارتفاع قيمة العملة المحلية. في حين يؤكد المنهج النقدي على أن مستوى العرض النقدي في كل من الأسواق الأجنبية والمحلية؛ هو المحدد الرئيس لتحركات أسعار الصرف (Zaher, et al., 2005, P. 250). كما أن الدراسات الأدبية لمحددات سعر الصرف الحقيقي وآثار اختلاله شكلت جزءًا مهمًا في البحوث التجريبية على مدى عقود ماضية، ولعلّ أهم هذه الدراسات دراسة

إدواردز (Edwards 1989)، حيث طوّر نموذجًا نظريًا لتحديد سعر الصرف الحقيقي، ثم قدّر توازنه لمجموعة من 12 دولة نامية؛ وقد توصل إلى نتيجة مفادها أن توازن سعر الصرف الحقيقي في المدى الطويل يتأثر بالمتغيرات الحقيقية فقط، ولكن في الأجل القصير قد يتأثر سعر الصرف الحقيقي بكل من المتغيرات الحقيقية والنقدية (Immurana, et al., 2013, P. 4)، (Mkenda, 2001, P. 17). ولقد استرشد بهذا النموذج عديد من الباحثين في دراساتهم حول محددات سعر الصرف الحقيقي في الدول النامية، وفيما يلي سوف يتم استعراض أهم الدراسات التطبيقية التي تناولت محددات سعر الصرف الحقيقي.

**2-1 الدراسات التطبيقية السابقة**

سوف يتم التركيز على الدراسات التي تناولت محددات سعر الصرف الحقيقي في الدول النامية، وذلك للاستفادة منها في واقع الاقتصاد الليبي، واختيار المتغيرات المناسبة لتحديد سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي، فضلاً عن اختيار أسلوب القياس المناسب لهذا البحث. ومن أهم هذه الدراسات – وفقًا للترتيب الزمني لها– ما يلي:

- **دراسة بعنوان: (محددات سعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل في زامبيا)**، وذلك خلال الفترة (1965–1996)، باستخدام أسلوب التكامل المشترك، ونموذج (VECM). وقد أظهرت النتائج وجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل بين متغيرات الدراسة، وأن كل من معدل التبادل التجاري، والإنفاق الحكومي، وحجم الاستثمار تؤثر على سعر الصرف الحقيقي للواردات. بينما يؤثر كل من شروط التبادل التجاري، واحتياطيات النقد الأجنبي، والضرائب التجارية على سعر الصرف الحقيقي للصادرات في الأجل الطويل، في حين يتأثر سعر الصرف الحقيقي الداخلي في الأجل الطويل بشروط التجارة، وحجم الاستثمار، ومعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي (Mkenda, 2001).
- **دراسة بعنوان: (محددات سعر الصرف الحقيقي التوازني في فنزويلا)**، وذلك خلال الفترة (1980–2004)، وباستخدام نموذج تصحيح الخطأ (VEC). وقد أظهرت النتائج أن أسعار النفط، وسعر الصرف الحقيقي الفعلي، ومعدل النمو الاقتصادي من المحددات الرئيسة لسعر الصرف الحقيقي في فنزويلا في الأجل الطويل (Zalduendo, 2006).

- **دراسة بعنوان: (محددات تقلبات أسعار الصرف الحقيقية في الاقتصاد السوري)**، وذلك خلال الفترة (1980-2008)، باستخدام نموذج (VECM)، ونموذج التباين المشروط للانحدار الذاتي (ARCH). وقد كان هناك توافق كبير بين نتائج النموذجين، حيث أظهرت النتائج أن أهم العوامل التي تحدد سعر الصرف الحقيقي في سوريا هي الإنتاجية النسبية، وحجم الاستثمار، وأسعار النفط، حيث تؤثر كل منها إيجابيًا على سعر الصرف الحقيقي، بينما يؤثر الإنفاق الحكومي سلبيًا على سعر الصرف الحقيقي في سوريا (AL Samara, 2009).
- **دراسة بعنوان: (محددات سعر الصرف الحقيقي في نيجيريا)**، وذلك خلال الفترة (1970-2012). تهدف الدراسة إلى تقديم نموذج ديناميكي لتحديد سعر الصرف الحقيقي باستخدام أسلوب التكامل المشترك، ونموذج (VECM). وقد أظهرت النتائج وجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل بين متغيرات الدراسة، كما أظهرت النتائج أن نسبة الإنفاق الحكومي إلى الناتج المحلي الإجمالي، ومعدل التبادل التجاري، والتقدم التكنولوجي ليست من المحددات المهمة لسعر الصرف الحقيقي في نيجيريا. بينما كل من تدفقات رأس المال، ومستوى الأسعار، وسعر الصرف الإسمي الفعلي هي من المحددات الرئيسة لسعر الصرف الحقيقي في نيجيريا (Oriavwote & Oyovwi, 2012).
- **دراسة بعنوان: (محددات سعر الصرف الأجنبي في باكستان)**، وذلك باستخدام بيانات شهرية خلال الفترة (1982- 2010)، وباستخدام أسلوب التكامل المشترك، ونموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL). وأظهرت النتائج أن مخزون النقود، والدين الكلي، واحتياطي النقد الأجنبي كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي من العوامل الرئيسة في تحديد سعر صرف الدولار بالنسبة للروبية الباكستانية، كما أظهرت النتائج أن عدم الاستقرار السياسي يؤثر سلبيًا على قيمة العملة المحلية (Saeed, et al., 2012).
- **دراسة بعنوان: (محددات سعر الصرف الحقيقي في غينيا الجديدة)**، وذلك خلال الفترة (1996-2008)، باستخدام أسلوب التكامل المشترك، ونموذج (VECM). وقد أظهرت النتائج أن تطور سعر الصرف الحقيقي في غينيا الجديدة يعتمد بشكل أساسي على شروط التبادل التجاري أكثر من الاعتماد على فروق أسعار الفائدة الحقيقية (Aipi, 2012).

- **دراسة بعنوان: (محددات سعر الصرف الحقيقي في غانا)**، وذلك خلال الفترة (1985-2010). باستخدام أسلوب التكامل المشترك، ونموذج (ARDL)، وقد أظهرت النتائج أن معدل التضخم يؤثر إيجابيًا على سعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل، ويؤثر عليه سلبيًا في الأجل القصير، وأن معدل الانفتاح التجاري يؤثر سلبيًا على سعر الصرف الحقيقي في الأجلين القصير والطويل (Immurana, et al., 2013).
- **دراسة بعنوان: (محددات سعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل في جنوب أفريقيا)**، وذلك خلال الفترة (1975-2012)، باستخدام نموذج (ARDL). وقد أظهرت النتائج أن شروط التجارة، ومعدل الانفتاح التجاري، والإنفاق الحكومي، وصافي الأصول الأجنبية، وأسعار السلع الحقيقية هي المحددات الرئيسة لسعر الصرف الحقيقي في جنوب أفريقيا في الأجل الطويل (Iyke & Odhiambo, 2015).
- **دراسة بعنوان: (محددات سعر الصرف الحقيقي في أثيوبيا)**، وذلك خلال الفترة (1971-2010)، وباستخدام نموذج (VECM). وقد أظهرت النتائج أن حجم الاستثمار، واحتياطي النقد الأجنبي، وتدفقات رأس المال، والإنفاق الحكومي هي المتغيرات التي لها علاقة طويلة الأجل بسعر الصرف الحقيقي. بينما في الأجل القصير فإن متغيرات شروط التبادل التجاري، وسعر الصرف الإسمي، وتأخر تدفق رأس المال لفترة واحدة يكون لها تأثير بشكل كبير على سعر الصرف الحقيقي في أثيوبيا (Rao, et al., 2016).
- **دراسة بعنوان: (المحددات الأساسية لسعر الصرف الحقيقي في جنوب أفريقيا)**، وذلك خلال الفترة (1995-2014)، باستخدام أسلوب التكامل المشترك، ونموذج (VECM). وقد أظهرت النتائج أنه يمكن تفسير سلوك سعر الصرف الحقيقي في جنوب أفريقيا من خلال أسعار السلع، والإنتاجية، ومعدل الانفتاح التجاري، في حين لم يكن لسعر الفائدة تأثير على سلوك سعر الصرف الحقيقي (Majaya, 2016).

**يخلص الباحث من استعراض الدراسات السابقة إلى الآتي:**

- أسهمت الدراسات في إلقاء الضوء على أهم محددات سعر الصرف الحقيقي في الأجلين القصير والطويل.

- اتفقت معظم الدراسات السابقة مع الدراسة الحالية في اتباع المنهج القياسي الذي يجمع بين أسلوب التكامل المشترك لجوهانسون، وعمليات تقدير العلاقة بين متغيرات الدراسة كميًا في الأجل الطويل.
- معظم الدراسات استخدمت المحددات التقليدية لدراسة سلوك سعر الصرف الحقيقي، ولكن في هذه الدراسة تم إدراج معدل النمو الاقتصادي- إضافةً للمحددات التقليدية- لتوضيح أثره على سعر الصرف الحقيقي في ليبيا.
- ندرة مثل هذه الدراسات التي تتناول محددات سعر الصرف الحقيقي في الاقتصاد الليبي.
- تتناول الدراسة فترة زمنية حديثة مقارنةً بمعظم الدراسات السابقة، فضلاً عن كونها أطول نسبيًا.

## 3- تطور آليات تحديد سعر صرف الدينار الليبي

تُعد ليبيا من الدول التي حافظت على نظام سعر الصرف الثابت حتى بعد انهيار نظام "بريتون وودز" في عام 1973، واتجاه معظم الدول وبخاصة المتقدمة منها إلى نظام التعويم؛ ونتيجةً لذلك تحقق نوع من الاستقرار في القطاع النقدي الليبي، إضافةً إلى تزايد الاحتياطيات من النقد الأجنبي بسبب تحسن أسعار النفط في الأسواق الدولية في تلك الفترة (الفيتوري، 1992، ص 45). ولقد مرت قيمة العملة الليبية بعدة مراحل زمنية تميزت كل مرحلة بارتباط قيمتها الخارجية بإحدى المناطق النقدية، ويمكن تقسيم تلك المراحل إلى ثلاث فترات كما يلي:

**الفترة الأولى (1952-1970):**

ارتبطت العملة الليبية منذ نشأتها بالجنيه الإسترليني تحت مُسمى الجنيه الليبي، حيث تم تشكيل لجنة عُرفت بلجنة النقد الليبية لإصدار أول عملة ليبية سنة 1952، وأُطلق عليها اسم الجنيه الليبي، وكانت تُعادل الجنيه الإسترليني، وكلاهما تعادل 2.80 دولار أمريكي، ويتكون غطاء العملة من 75% من الإسترليني، 25% من العملات الأجنبية الأخرى، كما أوصت اللجنة التي كان لها الفضل في إصدار أول عملة ليبية للتداول في السوق الليبي بإنشاء بنك مركزي يدير سوق النقد في ليبيا، وفي عام 1955 تمت الموافقة الملكية على إنشاء البنك الوطني الليبي لإدارة السياسة النقدية في البلاد، وتكون رأس مال البنك من 800000 جنيه ليبي (أبو سبيحة، 2006، ص 81).

تعرضت بريطانيا في الستينيات لضغوط العجز في ميزان مدفوعاتها، فقامت بتخفيض قيمة الجنيه الإسترليني بمقدار 14.3% ليُعادل 2.40 دولار أمريكي، وفي المقابل لم تُخفّض ليبيا قيمة الجنيه الليبي وأصبح محافظًا على ثبات قيمته مُقوّمًا بالذهب، حيث يُعادل 2.49 جرامًا من الذهب، وبالتالي ارتفعت قيمة الجنيه الليبي مقابل الجنيه الإسترليني بمقدار 16.7% بحيث 1 جنيه إسترليني تُعادل 0.86 جنيه ليبي، وبالرغم من تدهور قيمة الجنيه الإسترليني إلا أن ليبيا بقيت في منطقة الإسترليني حتى انسحبت منها في عام 1971 (بريون، 1993، ص 145).

**الفترة الثانية (1971-1985)**

بعد أحداث عام 1969، وانتهاء مرحلة الحكم الملكي في ليبيا، صدرت عدة قوانين تم بموجبها تغيير ملكية المصارف وتأميمها، من ضمنها قانون رقم (63) لسنة 1971، الذي ينص على تغيير اسم البنك الوطني الليبي إلى مصرف ليبيا المركزي، وتغيير اسم العملة الليبية من الجنيه إلى الدينار ووحداته الدرهم، وتحريره من منطقة الإسترليني وربطه بالدولار الأمريكي، وتم تغيير غطاء العملة بحيث تمثل السبائك، أو النقود الذهبية، أو النقود الأجنبية القابلة للتحويل، أو حقوق السحب الخاصة نسبة لا تقل عن 25٪ من إجمالي أصول قسم الإصدار، وتمثل أذونات الخزانة العامة وسنداتها نسبة لا تزيد عن 25٪ من إجمالي أصول قسم الإصدار، وتمثل السندات المالية لمؤسسات مالية دولية وإقليمية أو حكومات أجنبية تستحق خلال خمس سنوات نسبة لا تزيد عن 50% من إجمالي أصول قسم الإصدار. وظلّت قيمة الدينار الليبي ثابتة مقابل الدولار عند سعر صرف 2.80 دولار أمريكي لكل دينار ليبي (أبو سبيحة، 2006، ص 81). وعندما تعرض الاقتصاد الأمريكي لعدة مشكلات بين عامي 1970، 1971 خاصةً في ميزان المدفوعات، لم تعد الولايات المتحدة قادرة على تلبية الطلب المتزايد على الذهب، حيث قامت الدول الأوروبية بتخفيض قيمة عملاتها، مما أدى إلى جذب رؤوس الأموال الأمريكية إليها، الأمر الذي أدى إلى تعرض ميزان المدفوعات الأمريكي للعجز الحاد في تلك الفترة. وفي أغسطس 1971 أعلنت الولايات المتحدة عدم التزامها باستبدال الدولار بالذهب، وفي ديسمبر 1971 عُقدت اتفاقية "سموثنيان"، وتم الاتفاق فيها على تخفيض قيمة الدولار بنحو 8% مقابل العملات الأخرى (Kallianiotis, 2015, P. 14)، وبالتالي انخفضت قيمة الدولار مقابل الدينار الليبي بنسبة 7.9% فارتفع سعر صرف الدينار إلى 3.04 دولار للدينار الليبي (بريون، 1993، ص 145).

تم تخفيض الدولار للمرة الثانية بمقدار 10% في فبراير 1973، وقد ترتب على هذا التخفيض ارتفاع قيمة الدينار الليبي تجاه الدولار مرة أخرى بنحو 11% لتصبح 1 دينار= 3.38 دولار، وقد تم ربط الدينار الليبي بالدولار الأمريكي عند سعر صرف ثابت 1 دولار= 0.30 دينار ليبي، ووفقًا لهذا الربط فإن قيمة الدينار الليبي تجاه العملات الأخرى تتغير تبعًا لتغير قيمة الدولار تجاه تلك العملات (أبو سنينة، 1997، ص 310)، وقد حافظ الدينار الليبي على هذه القيمة حتى الربع الأول من 1986؛ ويرجع ذلك إلى الوفرة النسبية من النقد الأجنبي، والزيادة الكبيرة في الاحتياطيات بسبب تحسن أسعار النفط، وعدم وجود قيود كمية أو إدارية على حرية التعامل بالعملة الأجنبية في تلك الفترة (بريون، 1993، ص 145).

**الفترة الثالثة (1986-2015):**

سعت السلطات النقدية في ليبيا إلى إدخال مرونة أكثر على نظام سعر الصرف للدينار الليبي، فقامت في مارس 1986 بفك ارتباط الدينار الليبي بالدولار الأمريكي وربطه بوحدات حقوق السحب الخاصة (SDRs) بسعر صرف يُعادل 2.8 وحدة حقوق سحب خاصة لكل دينار ليبي، وتم وضع هامش يمكن أن يتذبذب فيه سعر الصرف بحدود ±7%، وقد حُدد هذا الهامش عند مستواه الأدنى الذي يعادل 1 وحدة حقوق سحب خاصة SDR= 0.36 دينار ليبي LYD، ويعكس هذا السعر تخفيضًا قدره 4.3% في قيمة الدينار الليبي مقابل الدولار، وبالتالي فإن قيمة الدينار الليبي تعتمد في تحديدها على قيمة عملات الدول الخمس المكونة لسلة حقوق السحب الخاصة[2] (بريون، 1993، ص 142). ويوضح **الجدول رقم (1)** تطور سعر صرف الدينار الليبي مقابل وحدات حقوق السحب الخاصة SDRs خلال الفترة (1986-2015 ).

[2] تتحدد قيمة (SDRs) وفقًا لسلة مكونة من عملات الدول الخمس صاحبة النصيب الأكبر في تدفقات الصادرات الدولية وهي (الولايات المتحدة الأمريكية، وألمانيا، وفرنسا، وبريطانيا، واليابان)، وذلك منذُ عام 1981، ويتم تعديل الوزن النسبي لكل عملة كل خمس سنوات وفقًا لتطور المبادلات الدولية، ونصيب كل دولة في التجارة العالمية (الحويش، 2014، ص ص 10- 13). واعتبارًا من أكتوبر 2016، أصبحت سلة (SDRs) تتألف من اليوان الصيني، والدولار الأمريكي، والين الياباني، واليورو، والجنيه الإسترليني.

**جدول رقم (1)**

**"تطور متوسطات سعر صرف الدينار الليبي مقابل وحدة حقوق السحب الخاصة خلال الفترة (1986-2015)***

| بيان/ السنوات | دينار ليبي لكل SDR | معدل التغير % | SDR لكل دينار ليبي | معدل التغير % |
|---|---|---|---|---|
| **1986 -1990** | 2.80 | / | 0.36 | / |
| **1991 -1995** | 2.26 | -19.29 | 0.44 | 22.22 |
| **1996 -2000** | 1.76 | -22.12 | 0.56 | 27.27 |
| **2001 -2005** | 0.68 | -61.36 | 1.65 | 194.64 |
| **2006 -2010** | 0.52 | -23.53 | 1.93 | 16.97 |
| **2011 -2015** | 0.52 | / | 1.93 | / |

**المصدر**: إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات الجدول رقم (1)م.

* التقييم على أساس أسعار الصرف يوم 30 ديسمبر لكل سنة.

**يتضح من الجدول السابق ما يلي:**

- حقق سعر صرف الدينار الليبي مقابل وحدة حقوق السحب الخاصة SDR انخفاضًا في النصف الأول من عقد التسعينيات مقارنةً بالنصف الأخير من عقد الثمانينيات يُقدر بحوالي 19.3% في المتوسط سنويًا خلال تلك الفترة، واستمر الانخفاض في النصف الأخير من عقد التسعينيات مقارنةً بالنصف الأول منه إلى حوالي 22.1% في المتوسط سنويًا خلال تلك الفترة، مما يعكس ارتفاعًا في قيمة العملات الأجنبية الأخرى المكونة لسلة حقوق السحب الخاصة مقابل الدينار الليبي بنفس النسب تقريبًا. حيث تعرض الاقتصاد الليبي لاختلال في قطاعه الخارجي أواخر الثمانينيات متمثلاً في ظهور العجز في رصيد الحساب الجاري؛ نتيجةً للهبوط الحاد في أسعار النفط وانخفاض الطلب العالمي عليه في تلك الفترة، مما أدى إلى تدهور ميزان المدفوعات الليبي، وتدني الدخل من النقد الأجنبي بالتزامن مع ضعف القطاعات الاقتصادية الأخرى في ليبيا، وظهور سوق موازٍ للصرف (Masoud, 2013, P. 2). ونتيجةً لذلك، شرعت السلطات الليبية بتنفيذ خطة إصلاح اقتصادي في مطلع التسعينيات كان من ضمنها إجراء بعض التعديلات على سعر صرف الدينار الليبي باتجاه تخفيض قيمته مقابل وحدة حقوق السحب الخاصة، سعيًا منها لتشجيع الصادرات والحد من الواردات، وتقليص حجم سوق الصرف الموازي، فقامت بزيادة هامش التذبذب من ±7% إلى ±10.65%، بحيث يكون الحد الأدنى

لسعر الصرف 1 SDR= 0.40 LYD، ووصل هامش التذبذب في 1993 إلى ±25%، ليكون الحد الأدنى لسعر الصرف 1 SDR= 0.53 LYD (بريون، 1993، ص 146). وظل هذا السعر ثابتًا حتى نهاية عقد التسعينيات.

- شهد النصف الأول من العقد الأول للألفية الثالثة انخفاضًا كبيرًا لسعر صرف الدينار الليبي مقابل وحدة حقوق السحب الخاصة مقارنةً بعقد التسعينيات، حيث وصل الانخفاض إلى حوالي 61.4% في المتوسط سنويًا خلال تلك الفترة، وبالتالي ارتفاع قيمة العملات الأجنبية المكونة لسلة حقوق السحب الخاصة مقابل الدينار الليبي بصورة كبيرة جدًا خلال نفس الفترة. ويُعزى هذا الانخفاض الكبير في قيمة الدينار إلى اتجاه ليبيا نحو التحرر التجاري مع العالم الخارجي، وتنفيذًا لتوصيات بعثة صندوق النقد الدولي من أجل ملائمة نظام وسعر الصرف للإصلاحات الهيكلية والاقتصادية الكلية للرفع من مستوى الأداء الاقتصادي في تلك الفترة. فقامت السلطات الليبية بتوحيد أسعار الصرف[3]، وإجراء تخفيضات في قيمة الدينار الليبي مقابل وحدة حقوق السحب الخاصة خلال السنوات 2000، 2001، 2002، كان أكبرها سنة 2002، حيث بلغ التخفيض في قيمة الدينار إلى 50% مقارنةً بسنة 2001، مما أدى إلى تقليص الفارق بين سعر الصرف الرسمي، وسعر الصرف الموازي بدرجة كبيرة جدًا. جاءت هذه الإجراءات تفاديًا للآثار السلبية الناتجة عن تعدد أسعار الصرف؛ ولتشجيع وتنمية الصادرات المحلية غير النفطية، وتقليص الاعتماد على قطاع النفط، وقد أدى ذلك إلى القضاء على السوق الموازي للسلع والخدمات، وتحسن الصادرات غير النفطية بشكل ملحوظ (الوحش، 2012، ص ص 69-70). وفي يونيو 2003 تم تخفيض سعر صرف الدينار الليبي مقابل وحدة حقوق السحب الخاصة بحوالي 15% ليصبح الحد الأدنى لسعر الصرف 1LYD= 0.52 SDR، وذلك بهدف احتواء ضريبة النهر الصناعي التي كانت تُفرض على كافة الاعتمادات والتحويلات بالنقد الأجنبي (علي، 2012، ص 8)، وظل هذا السعر ثابتًا حتى نهاية فترة الدراسة.

---

[3] في فبراير 1999 أدخل مصرف ليبيا المركزي نظام سعر العملة المزدوج بإنشاء سعر "خاص" قريب من سعر السوق الموازي المتداول، لكي يُستخدَم في المعاملات المتعلقة بالواردات الشخصية والسفر والمعالجة الطبية في الخارج والحج. ومنذ اتخاذ تلك الإجراءات، كان هدف سياسة تسعير العملة تضييق المدى بين السعرين الرسمي والخاص من خلال خفض (أو إنقاص) قيمتيهما. وفي يناير 2002 وحَّدت السلطات نظام سعر العملة عبر إنقاص السعر الرسمي في خطوة واحدة (البنك الدولي، 2013، ص 11).

يتضح مما سبق، أنه على الرغم من اتباع السلطات النقدية في ليبيا نظام سعر الصرف الثابت، للمحافظة على قيمة الدينار الليبي واستقراره مقابل العملات الأجنبية الأخرى، إلا أن سعر صرف الدينار الليبي تعرض لعدة تعديلات في اتجاه تخفيضه خلال فترة الدراسة؛ نتيجةً لظهور بعض الاختلالات الهيكلية في الاقتصاد الليبي وبخاصة في قطاعه الخارجي، الأمر الذي استدعى إجراء تلك التعديلات لتنمية الصادرات المحلية، والمحافظة على الدخل من النقد الأجنبي.

**4- تقدير سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي في الأجل الطويل**

يُعد قياس التغيرات في سعر الصرف بالقيمة الحقيقية أكثر أهمية من قياسها بالقيمة الإسمية لسعر الصرف، حيث تعطي القيمة الحقيقية لسعر الصرف مقياسًا أفضل للتنافسية النسبية بين السلع المحلية والسلع الأجنبية، حيث يعتمد حساب سعر الصرف الحقيقي {Real Exchange Rate (RER)} بين دولتين على سعر الصرف الإسمي[4] {Nominal Exchange Rate (RER)}، ومستويات الأسعار المحلية والأجنبية (Aipi, 2012, PP. 7-8). وعليه يمكن تعريف سعر الصرف الحقيقي على أنه السعر النسبي للسلع من عدة دول عندما تُقاس بعملة مشتركة مع الدولة الأصل، حيث يُعبر سعر الصرف الحقيقي عن عدد الوحدات من السلع المستوردة الكافية لشراء وحدة واحدة من السلع المحلية، أي أنه يقيس القدرة التنافسية للدولة، ويتم ذلك من خلال المعادلة التالية (جبار، 2016، ص 20):

$$RER_{i,t} = NER_{i,t}\ \frac{P^*_{i,t}}{P_t} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (1)$$

حيث $RER_{i,t}$ سعر الصرف بين الدولة الأجنبية $i$، والدولة الأصل خلال الفترة $t$، $NER_{i,t}$ سعر الصرف الإسمي بين عملات الدولتين، $P^*_{i,t}$ مستوى الأسعار الأجنبية، $P_t$ مستوى الأسعار المحلية.

وفقًا لما سبق، فإن هذا النموذج يهدف إلى وضع إطار اقتصادي قياسي يستند على الأدبيات النظرية والتطبيقية السابقة في تحديد أهم المتغيرات الاقتصادية، التي من شأنها التأثير على سعر الصرف الحقيقي في ليبيا، وتتماشى مع وضعية الاقتصاد الليبي؛ وذلك لتحديد وتقدير العلاقة الكمية

[4] يُعرّف سعر الصرف الإسمي على إنه مقياس عملة دولةٍ ما التي يمكن مبادلتها بعملة دولة أخرى حسب أسعار الصرف فيما بينهما، ويتحدد سعر الصرف الإسمي للعملة تبعًا لقوى الطلب والعرض عليها في سوق الصرف الأجنبي خلال فترة زمنية معينة (Majaya, 2016, P. 12).

بين سعر الصرف الحقيقي في ليبيا ومحدداته الأساسية في الأجل الطويل، الأمر الذي يساعد في تخطيط وتوجيه السياسات نحو إصلاح المتغيرات المحددة لسعر الصرف الحقيقي.

عليه، فإن هذا الجزء يهدف إلى تحديد المؤشرات المعبرة عن المتغيرات محل الدراسة، واختيار النموذج الملائم بما يتماشى مع طبيعة المتغيرات وأهداف البحث، وتقدير العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي والمتغيرات الداخلة بالنموذج خلال فترة الدراسة. وذلك من خلال تقسيم هذا الجزء إلى الآتي:

1- تحديد النموذج القياسي للدراسة.
2- تحديد المنهج القياسي.
3- تحليل التكامل المشترك.
4- اختبار نموذج (VECM) لتقدير معادلة سعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل.

**4-1 النموذج القياسي وتحديد المؤشرات ومصادر البيانات:**

يتناول هذا الجانب توصيف النموذج وتحديد متغيرات الدراسة الخاصة بالنموذج والمؤشرات المعبرة، ومصادر بياناتها خلال الفترة (1980-2015)، والمتغيرات التي يتضمنها النموذج هي سعر الصرف الحقيقي **RER**، ومعدل النمو الاقتصادي **GDPpc**، ومعدل الانفتاح التجاري **OPEN**، والإنفاق الحكومي **GE**، والعرض النقدي بالمفهوم الواسع **M2**، بالتالي تكون دالة النموذج المقترحة لتقدير العلاقة بين متغيرات الدراسة بالصورة التالية:

$$RER_t = f(GDPpc_t, OPEN_t, GE_t, M2_t) \quad \text{.....(2)}$$

وعلى الرغم من تعدد المؤشرات المعبرة عن متغيرات الدراسة في الدراسات التطبيقية، إلا أنه تم التوصل إلى أفضل النتائج في ظل المؤشرات التالية، وذلك بعد إجراء العديد من محاولات القياس التجريبية، وكانت المؤشرات المعبرة عن متغيرات الدراسة كما يلي:

- **سعر الصرف الحقيقي (RER):** يُقاس على أساس سعر الصرف الإسمي[5]، مرجحًا بالرقم القياسي لأسعار المستهلك في ليبيا والولايات المتحدة الأمريكية، وارتفاعه يعني انخفاض قيمة الدينار الليبي، وزيادة تنافسية الصادرات الليبية.

[5] سعر الصرف الإسمي مُعبرًا عنه بعدد الوحدات من الدينار الليبي مقابل دولار أمريكي واحد (سعر الصرف الأجنبي).

- **النمو الاقتصادي (GDPpc):** يُقاس على أساس متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بالدولار وبالأسعار الجارية كمؤشر للنمو الاقتصادي، وزيادته تعني ارتفاع معدل النمو بالمجتمع عبر الزمن، ويتوقع أن يؤثر سلبيًا على سعر الصرف الحقيقي.
- **الانفتاح التجاري (OPEN):** يُقاس على أساس حجم التجارة الخارجية (الصادرات + الواردات) كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، وزيادة هذه النسبة تعني نجاح سياسات التحرير وارتفاع مستوى الانفتاح على العالم الخارجي، مما يؤدي إلى زيادة الواردات (نجا، 2016، ص 61)، ويتوقع أن يؤثر سلبيًا على سعر الصرف الحقيقي.
- **الإنفاق الحكومي (GE):** يُقاس على أساس إجمالي الإنفاق الحكومي الجاري بالدولار كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، ويتوقع أن يكون له تأثير إيجابي على سعر الصرف الحقيقي.
- **العرض النقدي بالمفهوم الواسع (M2):** يُقاس على أساس السيولة المحلية **(M2)** كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، وزيادته تعني زيادة الوعي المصرفي والنقدي لدى أفراد المجتمع، ويتوقع أن يكون له تأثير إيجابي على سعر الصرف الحقيقي.

لقد تم اختيار الشكل اللوغاريتمي الخطي المزدوج في تقدير معلمات متغيرات النموذج؛ لأنه يساعد على استيفاء فرضية خطية الدالة لاستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) في التحليل القياسي، كما أن نتائجه تتسم بجودة عالية من التوفيق؛ لأنه يحقق أقل خطأ معياري للبواقي مقارنة بالأشكال الأخرى للدوال، إضافةً إلى أن المعلمات المقدرة تمثل المرونات، مما يسهل تحديد التأثير النسبي لكل متغير مستقل على المتغير التابع دون التأثر بوحدات القياس الخاصة بكل متغير (نجا، 2016، ص 59).

تعتمد الدراسة على بيانات سنوية تغطي الفترة (1980–2015)، وقد تم تجميع البيانات الخاصة بجميع المتغيرات من المصادر الدولية المختلفة، حيث تم تجميع البيانات الخاصة بسعر الصرف، والرقم القياسي لأسعار المستهلك، والعرض النقدي من خلال مؤشرات التنمية العالمية {World Development Indicator (WDI)} للبنك الدولي 2017، في حين تم تجميع البيانات الخاصة بسعر صرف الدينار الليبي مقابل وحدة حقوق السحب الخاصة من خلال قاعدة بيانات آفاق الاقتصاد العالمي 2017 من صندوق النقد الدولي، بينما تم تجميع البيانات الخاصة بالناتج المحلي

الإجمالي، والإنفاق الحكومي من قاعدة بيانات مؤتمر الأمم المتحدة للتجارة والتنمية 2016 (UNCTAD).

توضح بيانات **الجدول رقم (2)** الإحصاءات الوصفية ومصفوفة معاملات الارتباط لمتغيرات النموذج، كما يلي:

**جدول رقم (2)**

**الإحصاءات الوصفية ومصفوفة معاملات الارتباط لمتغيرات النموذج**

| Ln M2 | Ln GE | Ln OPEN | Ln GDPpc | Ln RER | البيان |
|---|---|---|---|---|---|
| 4.03 | 3.61 | 3.63 | 8.90 | -0.37 | **Mean** |
| 4.01 | 3.44 | 3.64 | 8.91 | -0.40 | **Median** |
| 5.77 | 5.17 | 4.32 | 9.52 | 0.29 | **Maximum** |
| 3.26 | 2.93 | 2.89 | 7.94 | -1.14 | **Minimum** |
| 0.53 | 0.48 | 0.39 | 0.35 | 0.46 | **Std. Dev.** |
| 1.33 | 1.74 | 0.09 | -0.47 | -0.13 | **Skewness** |
| 5.41 | 5.78 | 1.79 | 3.44 | 1.76 | **Kurtosis** |
| 19.34 | 29.71 | 2.23 | 1.63 | 2.39 | **Jarque - Bera** |
| 0.00 | 0.00 | 0.33 | 0.44 | 0.30 | **Probability** |
| 145.17 | 130.03 | 130.80 | 320.39 | -13.27 | **Sum** |
| 10 | 8.06 | 5.39 | 4.23 | 7.37 | **Sum Sq. Dev.** |
| 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | **Observation** |
| | | | | 1.00 | **Ln RER** |
| | | | 1.00 | 0.01 | **Ln GDPpc** |
| | | 1.00 | 0.48 | 0.76 | **Ln OPEN** |
| | 1.00 | 0.23 | -0.46 | 0.46 | **Ln GE** |
| 1.00 | 0.71 | -0.35 | -0.59 | -0.07 | **Ln M2** |

**المصدر:** إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي (EViews)، بالاعتماد على الجدولين أرقام (1)م، (2)م.

**يتضح من بيانات الجدول السابق ما يلي:**

- أن السلاسل الزمنية لمتغيرات سعر الصرف الحقيقي، والنمو الاقتصادي، والانفتاح التجاري تتبع شكل التوزيع الطبيعي المعتدل في ظل وجود تباين ثابت وتغاير يساوي الصفر، بينما سلاسل البيانات لمتغيرات الإنفاق الحكومي، والعرض النقدي لا تتبع شكل التوزيع الطبيعي المعتدل، وذلك استنادًا إلى اختبار (Jarque – Bera).

- أن سعر الصرف الحقيقي يرتبط بعلاقة طردية ضعيفة مع النمو الاقتصادي، ومتوسطة مع الإنفاق الحكومي، وقوية مع الانفتاح التجاري، ويرتبط بعلاقة عكسية ضعيفة مع العرض النقدي. بينما يرتبط النمو الاقتصادي بعلاقة طردية متوسطة مع الانفتاح التجاري، ويرتبط بعلاقة عكسية متوسطة مع كل من الإنفاق الحكومي، والعرض النقدي. في حين يرتبط الانفتاح التجاري بعلاقة طردية ضعيفة مع الإنفاق الحكومي، وبعلاقة عكسية ضعيفة مع العرض النقدي. ويرتبط كل من الإنفاق الحكومي والعرض النقدي مع بعضهما البعض بعلاقة طردية قوية.

**2-4 المنهج القياسي**

تعتمد معظم الدراسات التطبيقية الحديثة التي تتناول العلاقات الكمية والسببية بين المتغيرات الاقتصادية على نموذج تصحيح الخطأ متعدد المتغيرات { Vector Error Correction) (Model)(VECM}، ويستخدم هذا النموذج عندما تتصف المتغيرات بخاصية التكامل المشترك، حيث يفترض أن المتغيرات الاقتصادية تتجه في الأجل الطويل عادةً نحو حالة من الاستقرار يُطلق عليها وضع التوازن (Steady State Equilibrium). ولكن غالبًا ما تكون سلاسل بيانات المتغيرات الاقتصادية غير مستقرة – تحتوي على جذر الوحدة Unit Root– ووفقًا لذلك، فإن تطبيق الأساليب القياسية التقليدية كطريقة (OLS) في دراسة العلاقة بين المتغيرات في صورتها الأصلية (Level) قد يؤدي إلى الحصول على نتائج مضللة؛ لأن البيانات لا تعود إلى وضع التوازن في المدى الطويل. وفي مثل هذه الحالة تكون قيمة $R^2$ مرتفعة، حيث لا يكون لها معنى عندما تكون البيانات غير مستقرة ونواجه بحالة انحدار زائف (Spurious Regression) لا يمكن الاعتماد على نتائجه، ولا يمكن معرفة حقيقة وجود علاقة بين المتغيرات، وتجنبًا لذلك يتم أخذ الفرق الأول لجميع المتغيرات، بالرغم من أن ذلك يؤدي إلى فقدان العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات. غير أنه إذا كانت بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات غير مستقرة كل على حدة، ولكنها تتصف بخاصية التكامل المشترك فيما بينها كمجموعة (Co-integration Relationship)، فإن البواقي تكون مستقرة، مما يعني أن متغيرات النموذج تتحرك معًا في نفس الاتجاه، وبالتالي يتحقق التوازن في الأجل الطويل، وبناءً على ذلك يمكن قياس العلاقات بين المتغيرات بدون أخذ الفرق الأول لتحديد العلاقات طويلة الأجل باستخدام نموذج (VECM)، (الزيود، السواعي، 2010، ص 413)، (نجا، 2016، ص 61). وبالتالي، فإنه من

خلال هذا النموذج يمكن قياس العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي ومحدداته الأساسية في الاقتصاد الليبي في الأجل الطويل خلال الفترة (1980–2015).

**4–3 تحليل التكامل المشترك**

يتطلب تطبيق نموذج (VECM) في دراسة العلاقات طويلة الأجل بين المتغيرات أن تكون هذه العلاقات بها خاصية التكامل المشترك (Co-integration Relationship)، ويتم الكشف عن خاصية التكامل المشترك من خلال ثلاث مراحل، وهي كالتالي:

- **المرحلة الأولى:** تحديد مدى استقرار أو عدم استقرار المتغيرات الداخلة في النموذج من خلال اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test)، ومنها يتم تحديد درجة التكامل ( Integration Order) لكل متغير على حدة. وسوف يتم ذلك من خلال اختباري: "ديكي– فولار الموسع" {Augmented Dickey-Fuller (ADF)}، و"فيليبس بيرون" { Phillips-Perron (PP)}.
- **المرحلة الثانية:** تحديد فترات التباطؤ الزمني المثلى (Optimal Lag Length)، حيث يتطلب إجراء اختبارات التكامل المشترك وتقدير المعلمات في كل من الأجلين الطويل والقصير تحديد فترات التباطؤ المثلى للمتغيرات الداخلة في النموذج، ويتم حسابها من خلال نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، من خلال اختبارات (LR, FPE, AIC, SC, HQ).
- **المرحلة الثالثة:** اختبار التكامل المشترك (Co-integration) بين متغيرات النموذج، ويتم ذلك من خلال بحث علاقة التكامل المشترك بين هذه المتغيرات باستخدام أسلوب "جوهانسون للتكامل المشترك" {Johansen maximum likelihood Procedure (JML)}.

**4–3–1 اختبار استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة**

يستخدم اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test) للتأكد من استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات المدرجة بالنموذج، حيث يهدف هذا الاختبار إلى فحص خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة خلال فترة الدراسة ومدى استقرارها، وبالتالي تحديد رتبة تكامل كل متغير على حدةٍ، وبالرغم من تعدد اختبارات جذر الوحدة، إلا أن البحث اعتمد على نوعين منها هما الأكثر انتشارًا واستخدامًا، وهما اختباري ديكي– فولار الموسع ADF، واختبار فيليبس بيرون PP، لاختبار فرضية

العدم ($H_0$) القائلة بوجود جذر الوحدة في مواجهة الفرض البديل ($H_1$) بعدم وجود جذر الوحدة (سلامي، 2015، ص ص 34–35).

يعتمد اختبار ADF في دراسة استقرارية السلسلة $X_t$ على تقدير النماذج التالية بطريقة المربعات الصغرى (سلامي، 2015، ص 35)، (Rother & Sibbertsen, 2005, PP. 2-4):

$$\boldsymbol{Mod[1]}: \Delta \boldsymbol{x_t} = \boldsymbol{\rho}.\boldsymbol{x_{t-1}} - \sum_{\boldsymbol{j=2}}^{\boldsymbol{p}} \boldsymbol{\phi}\Delta \boldsymbol{x_{t-j+1}} + \boldsymbol{\varepsilon_t} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (3)$$

$$\boldsymbol{Mod[2]}: \Delta \boldsymbol{x_t} = \boldsymbol{\rho}.\boldsymbol{x_{t-1}} - \sum_{\boldsymbol{j=2}}^{\boldsymbol{p}} \boldsymbol{\phi}\Delta \boldsymbol{x_{t-j+1}} + C + \boldsymbol{\varepsilon_t} \dots\dots\dots\dots\dots (4)$$

$$\boldsymbol{Mod[3]}: \Delta \boldsymbol{x_t} = \boldsymbol{\rho}.\boldsymbol{x_{t-1}} - \sum_{\boldsymbol{j=2}}^{\boldsymbol{p}} \boldsymbol{\phi}\Delta \boldsymbol{x_{t-j+1}} + C + \boldsymbol{bt} + \boldsymbol{\varepsilon_t} \dots\dots\dots (5)$$

حيث إن النموذج الثاني في المعادلة رقم (4) يختلف عن النموذج الأول في المعادلة رقم (3) في احتوائه على الحد الثابت (C)، ويختلف النموذج الثالث في المعادلة رقم (5) عن الأول والثاني في احتوائه على الحد الثابت ومتغير اتجاه زمني $(bt)$. ولتحديد طول الفجوات الزمنية $p$ المثلى، يتم عادةً استخدام أقل قيمة لمعياري AIC، SC. وبعد حساب الفروق الأولى ($\Delta x_{t-1} = x_{t-1} - x_{t-2}$)، وتقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى، يتم اختبار الفرضيتين:

$$\boldsymbol{H_0}: \boldsymbol{\phi} = \mathbf{1}$$
$$\boldsymbol{H_1}: |\boldsymbol{\phi}| < 1$$

فإذا كانت فرضية العدم مقبولة، فهذا يعني وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية، وبالتالي تكون السلسلة غير مستقرة.

أما بالنسبة لاختبار PP، فهو يعتمد في تقديره على نفس نماذج اختبار ADF، ويختبر نفس الفروض سالفة الذكر، إلا أنه يختلف عن اختبار ADF، في أنه يأخذ بعين الاعتبار الأخطاء ذات التباين غير المتجانس، وذلك عن طريق عملية تصحيح غير معلمية لإحصاءات ADF، ويمتلك اختبار PP قدرة اختباريه أفضل، وهو أدق من اختبار ADF، وبخاصة عندما يكون حجم العينة صغيراً، وفي حالة تضارب وعدم انسجام نتائج الاختبارين، فإن الأفضل الاعتماد على نتائج اختبار PP. ويتم إجراء اختبار PP على أربع مراحل:

**1**- التقدير بواسطة OLS للنماذج الثلاثة لاختبار ADF، مع حساب الإحصائية المرافقة.

**2**- تقدير التباين قصير المدى:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} \hat{\varepsilon}_t^2 \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (6)$$

حيث إن $\hat{\varepsilon}_t$ تمثل البواقي.

**3**- تقدير المعامل المصحح $s_t^2$ المسمى التباين طويل المدى، والمستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج السابقة، حيث:

$$s_t^2 = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} \hat{\varepsilon}_t^2 + 2\sum_{i=1}^{l}\left(1 - \frac{i}{l+1}\right)\frac{1}{T}\sum_{t=i+1}^{T} \hat{\varepsilon}_t\,\hat{\varepsilon}_{t-i} \dots\dots\dots\dots\dots\dots (7)$$

**4**- حساب إحصائية :

$$t_{\hat{\phi}} = \sqrt{k} \times \frac{(\hat{\phi} - 1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}} + \frac{T(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}}{\sqrt{k}} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (8)$$

حيث: $k = \frac{\widehat{\sigma^2}}{s_t^2}$ والتي تساوي 1 في الحالة التقاربية عندما تكون $\hat{\varepsilon}_t$ تشويشًا أبيض[6].

ويتم مقارنة هذه الإحصائية بالقيم الحرجة لـِ Mackinnon.

توضح بيانات **الجدول رقم (3)** نتائج اختبار جذر الوحدة باستخدام الاختبارين السابقين، كما يلي:

**جدول رقم (3)**

**نتائج اختبار (U R) باستخدام اختباري ديكي – فولار (ADF)، فليبس بيرون (PP)**

| رتبة المتغير (I) | المتغير في الفرق الأول | | | | المتغير في وضعه الأصلي | | | | البيان / المتغير |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | PP | | ADF | | PP | | ADF | | |
| | None | Constant | None | Constant | Constant & trend | Constant | Constant & trend | Constant | |
| 1 | -5.15 (0.00) | -5.09 (0.00) | -5.15 (0.00) | -5.10 (0.00) | -1.91 (0.63) | -1.68 (0.43) | -1.62 (0.76) | -1.46 (0.54) | Ln RER |
| 1 | -7.03 (0.00) | -7.07 (0.00) | -7.00 (0.00) | -7.02 (0.00) | -2.64 (0.26) | -2.57 (0.11) | -2.64 (0.27) | -2.62 (0.10) | Ln GDPpc |
| 1 | -5.02 (0.00) | -4.97 (0.00) | -5.02 (0.00) | -4.97 (0.00) | -2.15 (0.50) | -1.81 (0.37) | -2.01 (0.57) | -1.65 (0.44) | Ln OPEN |
| 1 | -5.11 (0.00) | -5.30 (0.00) | -0.95 (0.30) | -1.44 (0.55) | -0.82 (0.95) | 1.31 (1.00) | 1.53 (1.00) | 3.19 (1.00) | Ln GE |
| 1 | -7.16 (0.00) | -7.35 (0.00) | 7.32- (0.00) | -7.53 (0.00) | -0.65 (0.97) | -0.35 (0.91) | 0.33 (1.00) | -0.59 (0.86) | Ln M2 |

**المصدر: إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي (EViews)، بالاعتماد على الجدولين أرقام (1)م، (2)م.**

[6] يُعنى بالتشويش الأبيض أن جميع الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية تقع داخل حدود الثقة.

– القيم الحرجة في صورتها الأصلية في حالة وجود الحد الثابت عند مستوى معنوية 1% = –3.62، وعند 5%=–2.94، وفي حالة وجود الحد الثابت والاتجاه معًا عند مستوى معنوية 1% = –4.23، وعند 5% = –3.54.

– القيم الحرجة في الفرق الأول في حالة وجود الحد الثابت عند مستوى معنوية 1%= –3.63، وعند 5%= –2.95، وفي حالة (None) عند مستوى معنوية 1%= –2.63، وعند 5%= –1.95.

**يتضح من الجدول السابق** أن نتائج اختبار جذر الوحدة (U R) تُشير إلى عدم استقرار كافة متغيرات النموذج في صورتها الأصلية (Level) سواء عند مستوى معنوية 1% أو 5% في ظل وجود الحد الثابت فقط بالدالة، أو وجود الحد الثابت والاتجاه (Trend) معًا بالدالة. بينما تكون كافة المتغيرات مستقرة بعد إجراء الفروق الأولى لها عند مستوى معنوية 1% وفقًا لاختبار (PP)، حيث إن متغير الإنفاق الحكومي لم يتحقق له الاستقرار حتى بعد إجراء الفرق الأول له وفقًا لاختبار (ADF). عليه، فإن السلاسل الزمنية للمتغيرات الخمسة بالنموذج يكون تكاملها من الرتبة الأولى *I(1)* {Integrated of order (1)}.

وفقًا لذلك سوف يتم اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات الداخلة في النموذج في ظل إدراج الحد الثابت بالدالة استنادًا لاختبار (PP)، حيث تشترك كل متغيرات النموذج في نفس درجة التكامل *I(1)*، وذلك باستخدام أسلوب جوهانسون للتكامل المشترك (JML)، الذي يشترط لاستخدامه أن تكون كافة المتغيرات لها نفس رتبة التكامل (نجا، 2016، ص 28). ويتطلب إجراء اختبارات التكامل المشترك وتقدير المعلمات في كل من الأجلين الطويل والقصير وفقًا لنموذج (VECM) تحديد فترات التباطؤ الزمني المثلى للمتغيرات الداخلة بالنموذج، وسوف يتم إجراء ذلك من خلال نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، من خلال اختبار كل من (LR, FPE, AIC, SC, HQ)، كما هو موضح بالجدول (4)، الذي يتضح من خلاله أنها تكون فترة تباطؤ زمني واحدة وفقًا للاختبارات (LR)، (FPE)، (SC)، (HQ)، وفترتين إبطاء زمني وفقًا لاختبار (AIC)، ولكن سوف يتم استخدام ثلاث فترات تباطؤ زمني نظرًا لطول السلسلة الزمنية، كما أن نتائجها كانت أفضل مقارنة بفترة واحدة.

**جدول رقم (4)**

**تحديد العدد الأمثل لفترات التباطؤ الزمني وفقًا لتحليل (VAR)**

| HQ | SC | AIC | FPE | LR | Test/Lag |
|---|---|---|---|---|---|
| 2.18 | 2.33 | 2.11 | 0.00 | NA | **0** |
| -2.37* | -1.46* | -2.82 | 0.00* | 174.04* | **1** |
| -2.12 | -0.47 | -2.96* | 0.00 | 36.31 | **2** |
| -1.27 | 1.14 | -2.49 | 0.00 | 17.79 | **3** |

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

**4-3-2 اختبار التكامل المشترك:**

تتلخص فكرة التكامل المشترك بين سلسلتين زمنيتين $X_t, Y_t$ في أنه إذا كانت السلسلتان متكاملتين من نفس الرتبة (d)، (عبد الرزاق، الجبوري، 2012، ص 154)، أي أن:

$$X_t \sim I(d)$$
$$Y_t \sim I(d)$$

حيث توجد علاقة بين هذين المتغيرين يمكن تمثيلها على الصورة التالية:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t \quad \text{.....(9)}$$

هذه العلاقة متكاملة من الدرجة (b)، حيث (b < d)، ففي هذه الحالة يوجد تكامل مشترك بين $X_t, Y_t$ من الدرجة (d, b)، وتكتب على النحو التالي:

$$Y_t, X_t \sim CI\ (d, b)$$

وفقًا لذلك، سيتم إجراء اختبارات التكامل المشترك بين متغيرات النموذج محل الدراسة، حيث تشترك متغيرات النموذج على نفس درجة التكامل ***I(1)***، وذلك باستخدام أسلوب جوهانسون للتكامل المشترك، الذي يشترط لاستخدامه أن تكون كافة المتغيرات لها نفس رتبة التكامل.

يتضمن أسلوب جوهانسون – أسلوب الإمكانية العظمى– تحديد نموذج انحدار ذاتي (VAR) يحتوي على عدد P من المتغيرات متكاملة من الرتبة K، كما يلي، (Weliwita, 1998, PP. 105-106)، (Almosabbeh, 2006, PP. 58-59):

$$X_t = \sum_{i=1}^{k} \Pi_i X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (10)$$

حيث، $\varepsilon_t$ ,**(t = 1,.....,T)** متجه الحد العشوائي المستقل وذو التوزيع المعتدل,$X_t$ متجه من الرتبة **(P*1)** من المتغيرات، $\mu$ متجه من الثوابت. وبما أن معظم السلاسل الزمنية الاقتصادية غير ثابتة، فإن نموذج (VAR) في المعادلة (9) يمكن تقديره بشكل عام بعد إجراء الفروق الأولى للمتجهات، وبالتالي تُعاد صياغة المعادلة (9) في شكل الفرق الأول على النحو التالي:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k} \Gamma_t \Delta X_{t-1} + \Pi X_{t-1} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (11)$$

حيث $\Gamma_i = (I - \Pi_1 - \dots\dots - \Pi_t)$ معلمات المصفوفة في الأجل القصير، $k$ عدد فترات التباطؤ، $\Pi$ هي مصفوفة تحتوي على معلومات حول العلاقات التوازنية في الأجل الطويل بين المتغيرات في $(X_t)$. ومن خلال تحديد رتبة المصفوفة يمكن تحديد عدد التوليفات الخطية الموجودة في $X_t$ مستقرة، فإذا كانت رتبة المصفوفة تساوي صفر $(r = 0)$، فإن جميع العناصر في $X_t$ تكون غير مستقرة، وهذا يعني عدم وجود علاقة تكاملية بين المتغيرات، أما إذا كانت رتبة المصفوفة كاملة $(r= p)$، تكون جميع عناصر $X_t$ مستقرة ومتكاملة، أما في الحالة المتوسطة بحيث إن $r < p$ عندها يكون هناك r من المتجهات المتكاملة، وأن P-r متجه زمني. فإذا كانت $r \neq 0$ فإن العلاقة التوازنية في المدى الطويل تكون موجودة (Almosabbeh, 2006, P. 59).

توضح بيانات **الجدول رقم (5)** اختبار التكامل المشترك وفقًا لاختباري (Trace & Max-Eigen test)، **الذي يتضح من خلاله**، أنه توجد ظاهرة التكامل المشترك بين متغيرات النموذج وفقًا لكل من الاختبارين، حيث توجد علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في الأجل الطويل، ومن ثمّ، يتم رفض فرض العدم $(H_0)$ بعدم وجود أي علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، في مواجهة الفرض البديل $(H_1)$ بوجود علاقة تكامل مشترك واحدة عند مستوى معنوية 1% وفقًا لكل من الاختبارين (Trace & Max-Eigen test). كما يتم رفض فرض العدم $(H_0)$ بعدم وجود علاقة تكامل مشترك

واحدة، في مواجهة الفرض البديل ($H_1$) بوجود علاقتي تكامل مشترك عند مستوى معنوية 1% وفقًا لكل من الاختبارين (Trace & Max-Eigen test). وعليه، فإن هذه النتيجة تسمح بقياس علاقات التوازن بين متغيرات النموذج محل الدراسة في الأجل الطويل من خلال نموذج (VECM).

**جدول رقم (5)**

**نتائج اختبارات التكامل المشترك لجوهانسون (Trace & Max-Eigen test)**

| Eigen value Test | | | Trace Test | | | عدد علاقات التكامل المشترك بين المتغيرات |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Prob. | 0.05 Critical Value | Max-Eigen Statistic | Prob. | 0.05 Critical Value | Trace Statistic | |
| 0.01** | 33.88 | 39.03 | 0.00** | 69.82 | 101.93 | لا يوجد |
| 0.01** | 27.58 | 33.45 | 0.00** | 47.86 | 62.90 | بحد أقصى (1) |
| 0.24 | 21.13 | 15.80 | 0.05 | 29.80 | 29.45 | بحد أقصى (2) |
| 0.15 | 14.26 | 11.03 | 0.09 | 15.49 | 13.65 | بحد أقصى (3) |
| 0.11 | 3.84 | 2.62 | 0.11 | 3.84 | 2.62 | بحد أقصى (4) |

**المصدر**: إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي (EViews)، بالاعتماد على الجداول أرقام (1)م، (2)م.

** تشير إلى رفض فرض العدم عند مستوى معنوية 1%.

### 4-4 اختبارات نموذج (VECM):

بعد التأكد من أن السلاسل الزمنية للمتغيرات الداخلة بالنموذج محل الدراسة تتصف بخاصية التكامل المشترك، الأمر الذي يعني وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، فإنه يتم تقدير العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي في ليبيا ومحدداته الأساسية من خلال نموذج تصحيح الخطأ متعدد المتغيرات (VECM)، وتكون الصيغة العامة لمعادلة سعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل وفقًا لهذا النموذج على الصورة التالية:

$$Ln\ RER_t = \alpha_0 + \alpha_1 Ln\ GDPpc_t + \alpha_2 Ln\ OPEN_t + \alpha_3 Ln\ GE_t + \alpha_4 Ln\ M2_t + u_{1t} \quad \ldots\ldots(12)$$

يمكن الحصول على حد تصحيح الخطأ ($ECT_t$) الذي يقيس سرعة التعديل أو سرعة التكيف (Speed of Adjustment) لاختلال التوازن في الأجل القصير لكي ما يتم تحقيق التوازن في الأجل الطويل، وبالتالي يتم تحديد الفترة الزمنية اللازمة لتحقيق التوازن في الأجل الطويل (نجا،

2016، ص 71)، وذلك من خلال معادلة الأجل الطويل السابقة التي يتم منها اشتقاق المعادلة التالية:

$$ECT_{1t} = Ln\ RER_t + \alpha_1 Ln\ GDPpc_t + \alpha_2 Ln\ OPEN_t + \alpha_3 Ln\ GE_t + \alpha_4 Ln\ M2_t \quad \ldots\ldots(13)$$

توضح بيانات **الجدول رقم (6)** نتائج تقدير العلاقة التوازنية بين سعر الصرف الحقيقي ومتغيرات النموذج في الأجل الطويل المناظرة للمعادلة (12) في ظل وجود ثابت الدالة، وذلك باستخدام البرنامج الإحصائي (EViews). كما يلي:

**جدول رقم (6)**

**نتائج التحليل الديناميكي متعدد المتغيرات لعلاقات الأجل الطويل وفقًا لتحليل (VECM)**

| Vector Error Correction Estimated<br>Sample (adjusted): 1983 2015<br>Included observations: 33 after adjustments<br>Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ] | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **Ln RER** | **Ln GDPpc** | **Ln OPEN** | **Ln GE** | **Ln M2** | **Constant** |
| **CointEq1:** | 1.00 | 1.21<br>(0.14)<br>[8.46]* | -1.50<br>(0.13)<br>[-11.34]* | 0.70<br>(0.15)<br>[4.54]* | -0.42<br>(0.11)<br>[-3.97]* | -5.79 |
| **$ECT_{t-1}$** | -1.13<br>(0.52)<br>[-2.20]** | | | | | |
| **$R^2$** | 55% | | | | | |
| **DW** | 1.88 | | | | | |

**المصدر**: إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي (EViews)، بالاعتماد على الجدولين أرقام (1)م، (2)م.

* تشير إلى أن المتغير معنوي إحصائيًا عند مستوى معنوية 1%.

** تشير إلى أن المتغير معنوي إحصائيًا عند مستوى معنوية 5%.

ويمكن كتابة معادلة سعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل وفقًا لبيانات الجدول رقم (6) على النحو التالي:

$$Ln\ RER = 5.79 - \underset{(8.46)}{1.21\ Ln\ GDPpc} + \underset{(-11.34)}{1.50\ Ln\ OPEN} - \underset{(4.54)}{0.70\ Ln\ GE} + \underset{(-3.97)}{0.42\ Ln\ M2} \quad \ldots\ldots(14)$$

**يتضح من الجدول السابق والمعادلة السابقة ما يلي:**

- أن النمو الاقتصادي يؤثر سلبيًا على سعر الصرف الحقيقي عند مستوى معنوية 1%، وتكون مرونة سعر الصرف الحقيقي كبيرة بالنسبة للنمو الاقتصادي، حيث تشير قيمة المعلمة المقدرة أن زيادة النمو الاقتصادي بنسبة 1% يترتب عليه انخفاض سعر الصرف الحقيقي بحوالي 1.2%، حيث يرتبط التحسن في النمو الاقتصادي في ليبيا بالصادرات النفطية التي تعتبر المصدر الرئيس للناتج المحلي الإجمالي والدخل القومي، وهو ما يعكس ضعف القدرة الحقيقية للاقتصاد القومي؛ بسبب عدم تنوع الجهاز الإنتاجي في ليبيا، مما أدى إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي.
- أن الانفتاح التجاري يؤثر إيجابيًا على سعر الصرف الحقيقي عند مستوى معنوية 1%، وتكون مرونة سعر الصرف الحقيقي كبيرة بالنسبة للانفتاح التجاري، حيث تشير قيمة المعلمة المقدرة أن ارتفاع معدل الانفتاح التجاري بنسبة 1% يترتب عليها ارتفاع سعر الصرف الحقيقي بحوالي 1.5%، حيث أدت سياسة تحرير التجارة الخارجية في ليبيا – متمثلة في رفع القيود الكمية على الواردات مطلع الألفية الثالثة – إلى زيادة نسبة الواردات بشكل ملحوظ، مما أدى إلى ارتفاع معدل الانفتاح التجاري مدعومًا بالزيادة الكبيرة في حجم الصادرات النفطية، وترتب على ذلك ارتفاع التضخم المستورد الناتج عن ارتفاع الأسعار في الأسواق الخارجية التي تعتمد عليها ليبيا في وارداتها، وبالتالي انخفاض القيمة الخارجية للدينار الليبي، الأمر الذي أدى إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي.
- أن الإنفاق الحكومي يؤثر سلبيًا على سعر الصرف الحقيقي عند مستوى معنوية 1%، ولكنه غير مرن، حيث تشير قيمة المعلمة المقدرة أن ارتفاع الإنفاق الحكومي بنسبة 1% يترتب عليه انخفاض سعر الصرف الحقيقي بحوالي 0.7%، حيث أدت زيادة الإنفاق الحكومي كسياسة مالية توسعية انتهجتها ليبيا منذ مطلع التسعينيات إلى زيادة الاقتراض لتمويل هذه الزيادة، مما أدى إلى انخفاض الدخل، وبالتالي انخفاض الطلب على السلع غير القابلة للتداول في القطاع الخاص، الأمر الذي يخفض سعرها، مما يتسبب في انخفاض سعر الصرف الحقيقي ( Rao & Tolcha, 2016, P. 204).

- أن العرض النقدي يؤثر إيجابيًا على سعر الصرف الحقيقي عند مستوى معنوية 1%، ولكنه غير مرن، حيث تشير قيمة المعلمة المقدرة أن ارتفاع العرض النقدي بنسبة 1% يترتب عليه ارتفاع سعر الصرف الحقيقي بحوالي 0.4%، حيث أدت السياسة النقدية التوسعية في ليبيا إلى ارتفاع معدل التضخم، الأمر الذي أدى إلى انخفاض قيمة الدينار الليبي، ومن ثمّ ارتفاع سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي.
- أن معامل تصحيح الخطأ بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي كان معنويًا عند مستوى معنوية 5% وذا إشارة سالبة، وقيمة معلمته تدل على ارتفاع سرعة التعديل، حيث تمثل 113% في المتوسط سنويًا، الأمر الذي يعني ارتفاع سرعة التكيف وتصحيح أي اختلال في سعر الصرف الحقيقي واستعادته إلى حالة التوازن في أقل من سنة تقريباً. كما أن المقدرة التفسيرية وفقًا لإحصائية ($R^2$) تشير إلى أن حوالي 55% من التغيرات في سعر الصرف الحقيقي تُفسّر من خلال التغير في المتغيرات الأربعة المدرجة بالنموذج، فضلاً عن عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي كما توضحها إحصائية ديربن – واتسون (DW).

يتضح مما سبق، أن نتائج النموذج كانت معنوية، وأن سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي يتأثر إيجابيًا بكل من الانفتاح التجاري، والعرض النقدي، وسلبيًا بكل من النمو الاقتصادي، والإنفاق الحكومي، وإن كان تأثير الانفتاح التجاري، والنمو الاقتصادي أكبر من تأثير الإنفاق الحكومي، والعرض النقدي، مما يدل على أن المتغيرات الأربعة المدرجة بالنموذج من أهم محددات سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي في الأجل الطويل.

## 5- النتائج والتوصيات

### 5-1 النتائج

- وفقًا للأدبيات النظرية والتطبيقية فقد تعدت نماذج تحديد سعر الصرف الحقيقي، وأهم المتغيرات المؤثرة فيه، حيث جاءت نتائج تلك النماذج متضاربة فيما بينها، نظرًا لاختلاف الظروف الاقتصادية لمختلف الدول التي طُبقت عليها هذه النماذج، الأمر الذي تسبب في مزيد من الجدل حول أفضلية نموذج عن الآخر في تفسير سلوك سعر الصرف الحقيقي.
- تعرض الدينار الليبي خلال فترة الدراسة لعدة تعديلات باتجاه تخفيض قيمته الخارجية مقابل العملات الأجنبية الأخرى، بسبب ظهور بعض الاختلالات الهيكلية في الاقتصاد الليبي وبخاصة

في قطاعه الخارجي، وقد جاءت هذه التعديلات تنفيذًا لتوصيات صندوق النقد الدولي لملائمة نظام وسعر الصرف لخطة الإصلاح الاقتصادي المقترحة.

- توضح نتائج القياس في الأجل الطويل أن سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي يتأثر إيجابيًا بكل من الانفتاح التجاري، والعرض النقدي، وسلبيًا بكل من النمو الاقتصادي، والإنفاق الحكومي، وإن كان تأثير الانفتاح التجاري، والنمو الاقتصادي أكبر من تأثير الإنفاق الحكومي، والعرض النقدي، مما يدل على أن المتغيرات الأربعة المدرجة بالنموذج من أهم محددات سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي في الأجل الطويل، مع أهمية نسبية أكبر للنمو الاقتصادي، والانفتاح التجاري في تحديده. وفقًا لذلك يتم رفض فرض العدم بعدم وجود علاقة ذات أهمية بين سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي ومحدداته الأساسية في الأجل الطويل، وقبول الفرض البديل بوجود علاقة ذات أهمية بين سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي ومحدداته الأساسية في الأجل الطويل.

**5-2 التوصيات**

- يرتبط النمو في ليبيا بالعائدات المحققة من الصادرات النفطية، وحيث إنه مصدر قابل للنضوب، فإن هناك ضرورة لتنويع الجهاز الإنتاجي والصناعي في ليبيا، وتعزيز دور القطاع الخاص للرفع من معدلات النمو الاقتصادي، الأمر الذي يؤدي إلى استقرار سعر صرف الدينار الليبي.
- بما أن أثر الانفتاح التجاري الإيجابي على سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي ناتج عن زيادة حجم الواردات بدرجة أكبر من زيادة حجم الصادرات وبخاصة الصادرات غير النفطية، فإن الأمر يتطلب ضرورة النظر في السياسات التي من شأنها تعزيز الصادرات المحلية للقطاعات الاقتصادية غير النفطية مثل حوافز وإعانات التصدير للشركات والمصانع الليبية المصدرة، من أجل جعلها أكثر قدرة على المنافسة الدولية.
- ضرورة اتباع سياسات مالية ونقدية مبنية على أُسس علمية تتماشى مع طبيعة الاقتصاد الليبي، للسيطرة على مستويات الأسعار، وبالتالي تخفيض معدل التضخم، الأمر الذي يسهم في تحقيق الاستقرار في سعر صرف الدينار الليبي، والرفع من معدلات النمو والتنمية، خاصةً وأن متغيري السياسة المالية متمثل في الإنفاق الحكومي، والسياسة النقدية المتمثل في العرض النقدي من المحددات المهمة لسعر الصرف الحقيقي في ليبيا.

- اقتصرت الدراسة الحالية في تحليل سلوك سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي على متغيرات النمو الاقتصادي، والانفتاح التجاري، والعرض النقدي، والإنفاق الحكومي، كمحددات أساسية لسعر الصرف الحقيقي في الاقتصاد الليبي، بينما توجد عدة متغيرات أخرى لا تقل أهمية في تحديد سعر الصرف الحقيقي منها صافي تدفق رؤوس الأموال، وحجم الاستثمار، ومعدلات الفائدة، ومعدلات التبادل التجاري، وغيرها، يمكن أن يكون لها دور في تحديد سعر صرف الحقيقي للدينار الليبي، لذلك يوصى باستخدامها في البحوث المستقبلية، وإدراجها ضمن نموذج متطور لتحليل سلوك سعر الصرف الحقيقي في ليبيا. كما أن الدراسة اقتصرت في قياس سعر الصرف الحقيقي على سعر صرف الدينار الليبي مقابل الدولار الأمريكي ومرجحًا بالرقم القياسي لأسعار المستهلك في ليبيا والولايات المتحدة الأمريكية، وبالتالي قد لا تكون المعلومات كافية في شرح وتحليل محددات سعر الصرف الحقيقي، وتحديد تنافسية الصادرات الليبية مع العالم الخارجي، لذلك يوصى بتضمين سعر صرف الدينار الليبي مقابل عملات الدول الأخرى مثل الاتحاد الأوروبي، والصين، واليابان في البحوث المستقبلية، الأمر الذي يؤدي إلى نتائج أكثر شمولية وموثوقية.

# المراجع

**أولاً: المراجع العربية**


**1-** أبو سنينة، محمد عبد الجليل (1997)، "سياسات وإدارة أسعار الصرف في ليبيا"، ***معهد السياسات الاقتصادية***، صندوق النقد العربي، العدد الثالث، ص ص 301- 339.

**2-** أبو سبيحة، مالك عبد القادر (2006)، ***" أثر تخفيض قيمة العملة الوطنية على الميزان التجاري الليبي خلال الفترة (1986-2003)"***، رسالة ماجستير غير منشورة، أكاديمية الدراسات العليا، طرابلس.

**3-** البنك الدولي (2013)، ***التقرير الاقتصادي القطري- ليبيا***"، مجموعة التنمية الاجتماعية والاقتصادية، منطقة الشرق الأوسط وشمال إفريقيا.

**4-** الحويش، ياسر (2014)، "حقوق السحب الخاصة، مفهومها، واقعها، مستقبلها"، ***مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية***، مجلد 30، العدد 2، ص ص 9- 35.

**5-** الزيود، عيد علي والسواعي، خالد محمد (2010)، "الطلب على النقود في الأردن باستخدام نموذج التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ"، ***دراسات العلوم الإدارية***، المجلد 37، العدد 2، ص ص 408- 421.

**6-** الفيتوري، عطية المهدي (1992)، "ميزان المدفوعات وقيمة الدينار الليبي: دراسة تحليلية لدور التجارة الخارجية في تحديد قيمة الدينار الليبي"، ***مركز بحوث العلوم الاقتصادية***، بنغازي.

**7-** الوحش، صابر المهدي (2012)، "محددات النمو الاقتصادي في ليبيا"، ***مجلة الاقتصاد والتجارة***، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة الزيتونة، ليبيا، ص ص 62- 84.

**8-** بريون، نوري عبد السلام (1993)، "العوامل المؤثرة في قيمة الدينار الليبي"، ***ندوة بعنوان سعر صرف الدينار الليبي***، جمعية الاقتصاديين الليبيين، بنغازي.

**9-** جبار، محفوظ (2016)، "أثر تقلبات أسعار الصرف على الأسواق المالية: دراسة إحصائية لبعض الأسواق النامية والمتقدمة"، ***مجلة الباحث***، الجزائر، العدد 16، ص ص 19-32.

**10-** سلامي، أحمد (2015)، "اختبار علاقة التكامل المشترك بين سعر الصرف ومعدلات التضخم في الجزائر"، ***مجلة أداء المؤسسات الجزائرية***، العدد 7، ص ص 27- 42.

**11**-صندوق النقد الدولي (2013)، ***" تقرير خبراء الصندوق حول ليبيا، مشاورات المادة الرابعة"***، بيان ختامي، مارس، 2013.

**12**-عبد الرازق، كنعان عبد اللطيف والجبوري، أنسام خالد حسن (2012)، "دراسة مقارنة في طرق تقدير التكامل المشترك مع تطبيق عملي"، ***المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية***، العدد 33، ص ص 151- 172.

**13**-عبد الله، مصطفى محمد (2010)، "تصحيح ميزان المدفوعات: دراسة تحليلية لتجربة السودان 1970-2009"، ***مجلة المصرفي***، السودان، العدد 58، ص ص 4- 9.

**14**-علي، يوسف سالم (2012)، "سعر الصرف في ليبيا والمرحلة الراهنة"، ***مجلة مصارف***، مصرف ليبيا المركزي، العدد الثالث، ص 6.

**15**-نجا، علي عبد الوهاب (2016)، "أثر عدم الاستقرار الاقتصادي والسياسي في النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة (1990-2012)"، ***بحوث اقتصادية عربية***، الجمعية العربية للبحوث الاقتصادية، العددان 72-73، ص ص 7- 36.

**16**-نجا، علي عبد الوهاب (2016)، "تقدير دالة الطلب على الواردات في دول المغرب العربي خلال الفترة (1970-2010)"، ***مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية***، المعهد العربي للتخطيط، العدد 1، مجلد 18، ص ص 43- 90.

**ثانياً: المراجع الأجنبية:**

**1-** Weliwita A., (1998), "Co-integration Tests and the Long-Run Purchasing Power Parity: Examination of Six Currencies in Asia", ***Journal of Economic Development***, Vol. 23, No. 1, pp. 103-115.

**2-** Aipi B., (2012), "Determinants of the Real Exchange Rate in Papua New Guinea", Bank of Papua New Guinea, Working Paper, No. 4, PP. 1-27.

**3-** Al Samara M., (2009), "The determinants of Real Exchange Rate Volatility in the Syrian Economy", Centre d'Économie de la Sorbonne - Université Paris, Panthéon-Sorbonne, PP. 1-36.

**4-** Almosabbeh I., (2006), "Determinants of Inflation in Syria During the Period 1970-2004", MPRA Paper, University Library of Munich, Germany, N. 46982, PP. 1-28.

**5-** Boyoko N., (2002), ''The Monetary Model of Exchange Rate Determination: The case of Ukraine'', A Research Project Submitted in Partial Fulfilment of The Requirement for The Degree of Master of Arts in Economics, The National University of Kiev-Mohyla Academy.

**6-** Craigwell R., Wlight A & Singh D., (2009), "Exchange Rate Determination in Jamaica: A Market Microstructures and Macroeconomic Fundamentals Approach", MPRA Paper, University Library of Munich, Germany, N. 33436, PP. 1-32.

**7-** Immurana M., Iddrisu A & Brobbey K., (2013), "The Determinants of the Real Exchange Rate in Ghana: A focus on inflation using a bound test approach", ADRRI Journal, Vol. 3, No. 3, PP. 20-37.

**8-** Iyke B, & Odhiambo N., (2015), "The Determinants of Long-run Real Exchange Rates in South Africa: A Fundamental Equilibrium Approach", UNISA Economic Research, Working Paper Series, No. 7, PP. 1-26.

**9-** Majaya T. B., (2016), "The Fundamental Determinants of south African Real Exchange Rate", A Research Project Submitted in Partial Fulfilment of The Requirement for The Degree of Master of Development Finance degree, University of Cape Town.

**10-** Masoud N. M., (2013), "A Review of Libyan's Economy, Structural Changes and Development Patterns", Business and Economics Journal, Vol. 4, No. 2, PP. 1-10.

**11-** Mayowa G., (2015), "The Determinants of Real Exchange Rate Volatility in Nigeria ", Ethiopian Journal of Economics, Vol. 24, No. 2, PP. 43-62.

**12-** Mkenda B, K., (2001), "Long-run and short-run Determinants of the Real Exchange Rate in Zambia", Working Papers in economic, Department of economics, Goteborg University, No. 40, PP. 1-67.

**13-** Oriavwote V, & Oyovwi D., (2012), "The Determinants of the Real Exchange Rate in Nigeria", International Journal of Economics and Financial, Vol. 4, No. 8, PP. 150-160.

**14-** Pearce D, K., (1983), "Alternative Views of Exchange Rate Determination", Federal Reserve Bank, Kansas City, PP. 16-30.

**15-** Rao P. N. & Tolcha T. D., (2016), "Determinants of the Real Exchange Rate in Ethiopia", International Journal of Research, Vol. 4, No. 6, PP. 183-210.

**16-** Rother C. & Sibbertsen P., (2005), "Phillips-Perron-type unit root tests in the nonlinear ESTAR framework", Springer-Verlag, https://link.springer.com.

**17-** Saeed A., & et al., (2012), "An Econometric Analysis of Determinants of Exchange Rate in Pakistan", International Journal of Business and Social Science, Vol. 3, No. 6, pp. 184-196.

**18-** Kallianiotis J., (2015), "Exchange Rate and International Financial Economics", Palgrave Macmillan US, Edition Number.1. https://www.palgrave.com.

**19-** Zaher A., Khan S & Rizvi S., (2011), ''Exchange rates and macroeconomic fundamentals: Linear regression and co-integration analysis'', International Review of Business Research Papers, Vol. 7, No. 3, pp. 250-363.

**20-** Zalduendo J., (2006), "Determinants of Venezuela's Equilibrium Real Exchange Rate", IMF Working Paper, Western Hemisphere Department, PP. 1-17.

## الملحق الإحصائي

### جدول رقم (1)م

### متغيرات النموذج المستخدمة في التحليل في ليبيا خلال الفترة (1980-2015)

| البيان/ السنوات | سعر صرف الدينار على أساس الدولار | | سعر الصرف الحقيقي *(RER) | سعر صرف الدينار على أساس **(SDRs) | | الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI)*** | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | الأجنبي (FER) | الوطني (NER) | | دينار لكل SDR | SDR لكل دينار | في ليبيا (CPIL) | في أمريكا (CPIU) |
| 1980 | 0.30 | 3.33 | 0.49 | - | - | 26 | 42.2 |
| 1981 | 0.30 | 3.33 | 0.49 | - | - | 28.4 | 46.5 |
| 1982 | 0.30 | 3.33 | 0.54 | - | - | 27.3 | 49.4 |
| 1983 | 0.30 | 3.33 | 0.56 | - | - | 27.1 | 51 |
| 1984 | 0.30 | 3.33 | 0.61 | - | - | 26.1 | 53.2 |
| 1985 | 0.30 | 3.33 | 0.54 | - | - | 30.7 | 55.1 |
| 1986 | 0.32 | 3.13 | 0.66 | 2.80 | 0.36 | 27.4 | 56.1 |
| 1987 | 0.30 | 3.33 | 0.60 | 2.80 | 0.36 | 29.2 | 58.2 |
| 1988 | 0.29 | 3.45 | 0.68 | 2.80 | 0.36 | 25.7 | 60.6 |
| 1989 | 0.23 | 4.35 | 0.53 | 2.80 | 0.36 | 27.6 | 63.5 |
| 1990 | 0.28 | 3.57 | 0.99 | 2.80 | 0.36 | 18.9 | 66.9 |
| 1991 | 0.28 | 3.57 | 0.84 | 2.80 | 0.36 | 23.2 | 69.7 |
| 1992 | 0.28 | 3.57 | 0.70 | 2.42 | 0.41 | 28.8 | 71.8 |
| 1993 | 0.30 | 3.33 | 0.52 | 2.24 | 0.45 | 42.3 | 74 |
| 1994 | 0.35 | 2.86 | 0.42 | 1.91 | 0.53 | 63.4 | 75.9 |
| 1995 | 0.42 | 2.38 | 0.41 | 1.91 | 0.53 | 80.4 | 78 |
| 1996 | 0.44 | 2.27 | 0.32 | 1.91 | 0.53 | 111.7 | 80.3 |
| 1997 | 0.46 | 2.17 | 0.33 | 1.91 | 0.53 | 115.7 | 82.2 |
| 1998 | 0.47 | 2.13 | 0.33 | 1.91 | 0.53 | 120 | 83.5 |
| 1999 | 0.47 | 2.13 | 0.33 | 1.58 | 0.63 | 123.1 | 85.3 |
| 2000 | 0.51 | 1.96 | 0.38 | 1.51 | 0.66 | 117.4 | 88.2 |
| 2001 | 0.61 | 1.64 | 0.52 | 1.22 | 0.82 | 105.4 | 90.7 |
| 2002 | 1.27 | 0.79 | 1.20 | 0.61 | 1.65 | 97.5 | 92.1 |
| 2003 | 1.29 | 0.78 | 1.26 | 0.52 | 1.93 | 96.3 | 94.2 |
| 2004 | 1.31 | 0.76 | 1.30 | 0.52 | 1.93 | 97.2 | 96.7 |
| 2005 | 1.31 | 0.76 | 1.31 | 0.52 | 1.93 | 100 | 100 |
| 2006 | 1.31 | 0.76 | 1.33 | 0.52 | 1.93 | 101.5 | 103.2 |
| 2007 | 1.26 | 0.79 | 1.24 | 0.52 | 1.93 | 107.9 | 106.2 |
| 2008 | 1.22 | 0.82 | 1.13 | 0.52 | 1.93 | 119 | 110.2 |
| 2009 | 1.25 | 0.80 | 1.13 | 0.52 | 1.93 | 121.9 | 109.9 |
| 2010 | 1.27 | 0.79 | 1.13 | 0.52 | 1.93 | 125 | 111.7 |
| 2011 | 1.22 | 0.82 | 0.97 | 0.52 | 1.93 | 144.8 | 115.2 |
| 2012 | 1.26 | 0.79 | 0.96 | 0.52 | 1.93 | 153.6 | 117.6 |
| 2013 | 1.27 | 0.79 | 0.96 | 0.52 | 1.93 | 157.6 | 119.3 |
| 2014 | 1.27 | 0.79 | 0.90 | 0.52 | 1.93 | 171.4 | 121.2 |
| 2015 | 1.38 | 0.72 | 0.87 | 0.52 | 1.93 | 192.1 | 121.4 |

**المصدر:** إعداد الباحث اعتماداً على بيانات: (World Bank, World Development Indicator, 2017)،

{The World Economic Outlook Database (IMF)}.

* يتم حساب سعر الصرف الحقيقي وفقًا للمعادلة: $RER = FER.\frac{CPIU}{CPIL}$

** التقييم على أساس أسعار الصرف يوم 30 ديسمبر لكل سنة ابتداءً من 1986، وهي بداية ربط الدينار الليبي بوحدة SDRs.

*** الرقم القياسي لأسعار المستهلك على أساس أسعار (2005).

**جدول رقم (2)م**

**متغيرات النموذج المستخدمة في التحليل في ليبيا خلال الفترة (1980-2015)**

| البيان / السنوات | الناتج المحلي الإجمالي (GDP | | الانفتاح التجاري (OPEN)* | إجمالي الإنفاق الحكومي (GE) | | العرض النقدي بالمفهوم الواسع M2 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | القيمة* | نصيب الفرد منه** | النسبة % من (GDP) | القيمة** | النسبة % من (GDP) | القيمة** | النسبة % من (GDP) |
| 1980 | 38941 | 13032 | 57.83 | 7259 | 18.64 | 12008.1 | 30.84 |
| 1981 | 33641 | 10763 | 44.54 | 9296 | 27.45 | 13898.1 | 41.31 |
| 1982 | 33541 | 10247 | 42.21 | 8959 | 26.71 | 12801.1 | 38.16 |
| 1983 | 31963 | 9371 | 39.44 | 8905 | 27.86 | 12158.1 | 38.04 |
| 1984 | 29930 | 8411 | 38.7 | 8307 | 27.75 | 12179.1 | 40.69 |
| 1985 | 29440 | 8320 | 34.85 | 8099 | 27.51 | 15473.2 | 52.56 |
| 1986 | 23987 | 6525 | 24.21 | 7008 | 29.21 | 13617.4 | 56.77 |
| 1987 | 22294 | 5816 | 26.02 | 5851 | 26.24 | 16538.1 | 74.18 |
| 1988 | 25067 | 5796 | 22.62 | 8265 | 32.97 | 14729.1 | 58.76 |
| 1989 | 26594 | 5882 | 27.32 | 9047 | 34.02 | 20380.1 | 76.63 |
| 1990 | 30644 | 7194 | 36.89 | 8948 | 29.20 | 18594.2 | 60.68 |
| 1991 | 33908 | 7777 | 31.39 | 9602 | 28.32 | 19633.5 | 57.90 |
| 1992 | 34358 | 7704 | 28.24 | 9486 | 27.61 | 22787.3 | 66.32 |
| 1993 | 30921 | 6781 | 26.08 | 10140 | 32.79 | 22392.2 | 72.42 |
| 1994 | 28796 | 6193 | 25.16 | 8935 | 31.03 | 22306.3 | 77.46 |
| 1995 | 32690 | 6882 | 26.56 | 7726 | 23.63 | 20340.1 | 62.22 |
| 1996 | 35683 | 7372 | 25.43 | 9372 | 26.26 | 19655.1 | 55.08 |
| 1997 | 36531 | 7425 | 24.72 | 10708 | 29.31 | 17942.6 | 49.12 |
| 1998 | 29960 | 5980 | 17.95 | 10187 | 34.00 | 18419.3 | 61.48 |
| 1999 | 35975 | 7068 | 21.8 | 10004 | 27.81 | 19875.2 | 55.25 |
| 2000 | 38271 | 7388 | 31.74 | 10575 | 27.63 | 18571.3 | 48.52 |
| 2001 | 34112 | 6485 | 31.76 | 13021 | 38.17 | 16397.1 | 48.07 |
| 2002 | 20471 | 3833 | 46.79 | 8636 | 42.18 | 8283.3 | 40.46 |
| 2003 | 26186 | 4831 | 50.78 | 11189 | 42.73 | 8664.9 | 33.09 |
| 2004 | 32996 | 5988 | 53.65 | 13976 | 42.35 | 9768.7 | 29.60 |
| 2005 | 47335 | 8468 | 64.65 | 13765 | 29.08 | 12585.8 | 26.58 |
| 2006 | 54963 | 9660 | 68.93 | 17117 | 31.14 | 14282.6 | 25.98 |
| 2007 | 67690 | 11711 | 75.12 | 22752 | 33.61 | 20519.3 | 30.31 |
| 2008 | 73917 | 12571 | 65.2 | 35567 | 48.12 | 31579.5 | 42.72 |
| 2009 | 50808 | 8525 | 54.39 | 36620 | 72.07 | 36170.7 | 71.19 |
| 2010 | 68974 | 11417 | 60.96 | 39886 | 57.83 | 35602.4 | 51.61 |
| 2011 | 31999 | 5402 | 47.07 | 19090 | 59.66 | 45713.8 | 142.86 |
| 2012 | 79759 | 13694 | 63.86 | 36415 | 45.65 | 49891.1 | 62.55 |
| 2013 | 51896 | 8282 | 60.3 | 45693 | 88.05 | 52630.1 | 101.41 |
| 2014 | 24262 | 3876 | 40.27 | 34724 | 143.12 | 52451.3 | 224.88 |
| 2015 | 17784 | 2813 | 28.59 | 31323 | 176.13 | 54357.1 | 320.01 |

**المصدر:** إعداد الباحث اعتماداً على بيانات: (World Bank, World Development Indicator، UNCTAD, 2017)، 2016).

* الانفتاح التجاري يُقاس بنسبة التجارة الخارجية (الصادرات + الواردات) إلى الناتج المحلي الإجمالي.

** قيمة كل من الناتج المحلي الإجمالي، ونصيب الفرد منه، والعرض النقدي، والإنفاق الحكومي بالمليون دولار وبالأسعار الجارية.

## جدول رقم (3)م

## فترات التباطؤ المثلى لمتغيرات النموذج وفقًا لتحليل (VAR)

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | -29.75213 | NA | 5.65e-06 | 2.106190 | 2.332933 | 2.182482 |
| 1 | 76.60365 | 174.0367* | 4.17e-08 | -2.824464 | -1.464002* | -2.366710* |
| 2 | 103.8336 | 36.30655 | 4.07e-08* | -2.959610* | -0.465431 | -2.120394 |
| 3 | 121.1013 | 17.79104 | 8.89e-08 | -2.490990 | 1.136907 | -1.270313 |

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

## جدول رقم (4)م

## نتائج اختبارات التكامل المشترك لجوهانسون (Trace & Max-Eigen test)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---|---|---|---|---|
| None * | 0.704662 | 101.9301 | 69.81889 | 0.0000 |
| At most 1 * | 0.648393 | 62.90176 | 47.85613 | 0.0011 |
| At most 2 | 0.389680 | 29.45402 | 29.79707 | 0.0547 |
| At most 3 | 0.291638 | 13.65334 | 15.49471 | 0.0930 |
| At most 4 | 0.078605 | 2.619720 | 3.841466 | 0.1055 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) 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 * | 0.704662 | 39.02834 | 33.87687 | 0.0111 |
| At most 1 * | 0.648393 | 33.44774 | 27.58434 | 0.0078 |
| At most 2 | 0.389680 | 15.80068 | 21.13162 | 0.2367 |
| At most 3 | 0.291638 | 11.03362 | 14.26460 | 0.1525 |
| At most 4 | 0.078605 | 2.619720 | 3.841466 | 0.1055 |

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

## جدول رقم (5)م

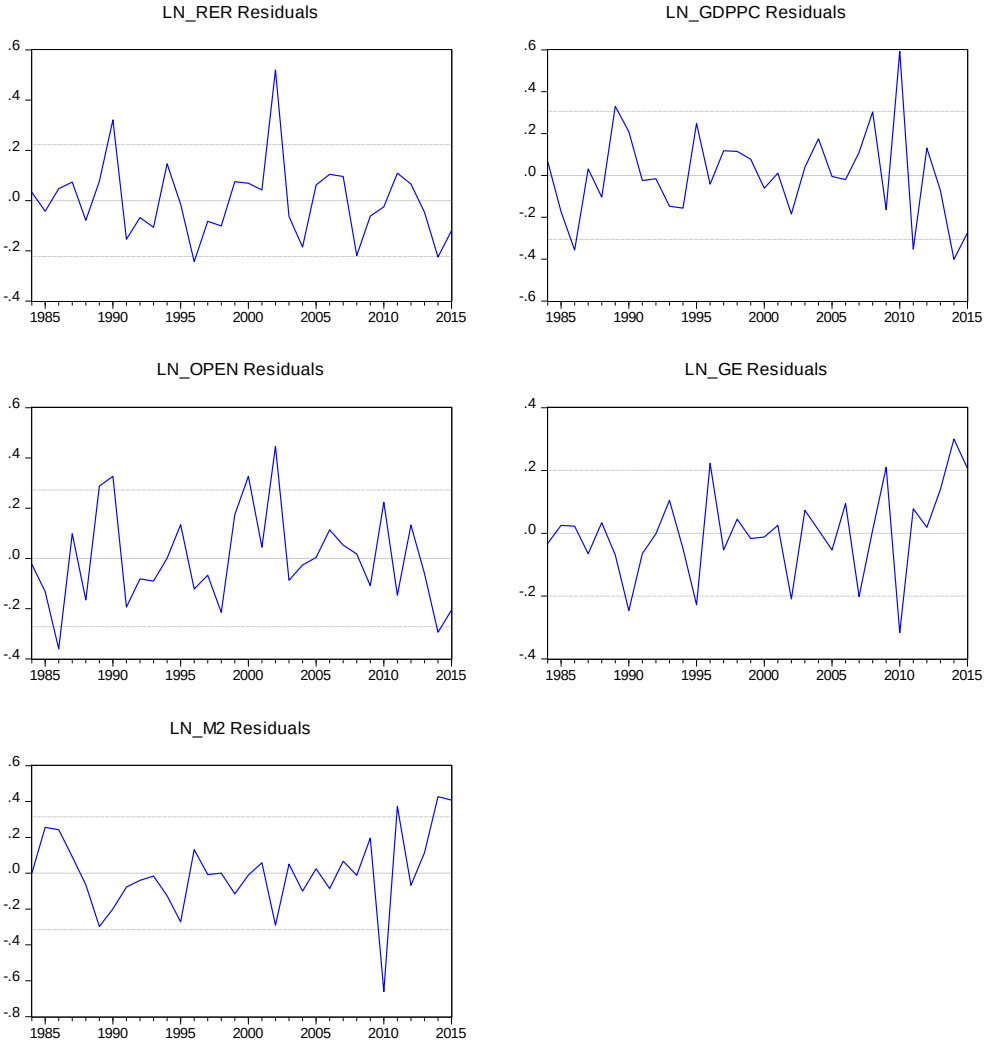
## نتائج اختبار نموذج (VECM)

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|---|---|
| LN_RER(-1) | 1.000000 |
| LN_GDPPC(-1) | 1.210138<br>(0.14300)<br>[ 8.46260] |
| LN_OPEN(-1) | -1.501653<br>(0.13242)<br>[-11.3400] |
| LN_GE(-1) | 0.700522<br>(0.15360)<br>[ 4.56071] |
| LN_M2(-1) | -0.424759<br>(0.10702)<br>[-3.96913] |
| C | -5.792709 |

| Error Correction: | D(LN_RER) | D(LN_GDPPC) | D(LN_OPEN) | D(LN_GE) | D(LN_M2) |
|---|---|---|---|---|---|
| CointEq1 | -1.133586<br>(0.51627)<br>[-2.19573] | 0.737295<br>(0.70960)<br>[ 1.03902] | 0.136728<br>(0.62977)<br>[ 0.21711] | -0.412091<br>(0.46483)<br>[-0.88654] | 0.464555<br>(0.72953)<br>[ 0.63679] |
| R-squared | 0.546549 | 0.583044 | 0.177360 | 0.617966 | 0.598399 |
| Adj. R-squared | 0.062867 | 0.138291 | -0.700122 | 0.210464 | 0.170025 |
| Sum sq. resids | 0.743456 | 1.404557 | 1.106286 | 0.602696 | 1.484527 |
| S.E. equation | 0.222629 | 0.306002 | 0.271574 | 0.200449 | 0.314593 |
| F-statistic | 1.129977 | 1.310940 | 0.202124 | 1.516473 | 1.396906 |
| Log likelihood | 14.78887 | 4.610188 | 8.429607 | 18.14721 | 3.724203 |
| Akaike AIC | 0.138196 | 0.774363 | 0.535650 | -0.071701 | 0.829737 |
| Schwarz SC | 0.916868 | 1.553035 | 1.314322 | 0.706971 | 1.608410 |
| Mean dependent | 0.013750 | -0.037500 | -0.010000 | 0.057500 | 0.066562 |
| S.D. dependent | 0.229975 | 0.329643 | 0.208280 | 0.225589 | 0.345315 |

## شكل رقم (1)م

## توزيع البواقي لمتغيرات النموذج خلال الفترة (1980-2015)



## شكل رقم (2)م

## شكل التوزيع الطبيعي لمتغيرات النموذج