منطقة العملة المثلى ومشكلات النظام النقدي الأوربي " اليورو أُنموذجاً " للمدة (١٩٩٥-٢٠١٤)

أ.م.د. فواز جار الله نايف الدليمي
جامعة نوروز/قسم مالية ومصارف

م.د. غسان إبراهيم أحمد آلـ طعوس
جامعة نوروز / قسم الاقتصاد

Optimum currency Area and the European monetary For the "system problems "The Euro as a model period (1995-2014)

Assis. Prof. Dr. Fawaz J.Marigold Al-Delemi
Nawroz Uni. /Dep. Of finance and banking

Lec. Dr. Ghassan I. Ahmed Al-Taus
Nawroz Un. /Dep. Of Economic

تاريخ استلام البحث ٢٠١٥/٩/٢٩ تاريخ قبول النشر ٢٠١٥/١١/٢٣

الملخص:

كان الهدف الرئيسي للاتحاد الأوربي ولفترة طويلة إنشاء اتحاد اقتصادي ونقدي من خلال معايير كوبنهاكن ومعاهدة ماستريخت، واضعة عدة شروط للوصول الى الوحدة النقدية، محددة بمجموعة من معايير التقارب للدخول إلى المرحلة الثالثة، مشتملة على معدل التضخم، والعجز الحكومي السنوي، والدَّين الحكومي، وسعر الفائدة طويل الأجل، وعلى الرغم من تشكيل الاتحاد النقدي لأكثر من عقد إلا أنَّه يعاني من بعض التذبذبات والصدمات الاقتصادية والنقدية المؤثرة في النظام النقدي الأُوربي المتمثل باليورو. محاولين في هذا البحث قياس مثل هكذا صدمات من خلال دوال استجابة النبضة وتحليل مكونات التباين.

الكلمات المفتاحية: منطقة العملة المثلى، النظام النقدي.

Abstract:

The main objective of the EU for a long time the establishment of economic and monetary union through the Copenhagen criteria and the Maastricht Treaty, taking several conditions to get to the monetary union, a specific set of convergence criteria for entry into the third phase, containing the rate of inflation, government deficit, the annual, government debt, and the interest rate long-term, and despite the formation of a monetary union for more than a decade, but it suffers from some of the economic and monetary fluctuations and shocks affecting the European monetary system through the of the euro. In this research, trying to measure such a shock functions of the pulse response and analysis of variance components.

Keyword: Optimum currency Area and the European monetary.

المقدمة:

سعت دول الاتحاد الأوربي جاهدة لتحقيق الوحدة النقدية بينها، وجاء ذلك بعد أن قطعت تلك الدول أشواطا متقدمة من التكامل الاقتصادي، فمنذ الحرب العالمية الثانية وتحديداً في عقد الخمسينيات من القرن العشرين واستمراراً إلى عقد التسعينيات منه، ومطلع القرن الحادي والعشرين مر الاتحاد الأوربي بمراحل عدة، إذْ بدأ بإنشاء منطقة تجارة حرة، وتبع ذلك اتحاد كمركي، ثم سوق أوربية مشتركة قاصدة من ذلك الإفادة من المنافع المتعددة الناتجة من الوحدة الاقتصادية، متحملة كل ما يترتب عليها من أعباء وتكاليف عاملة على تقوية وتعزيز أواصر الوحدة الاقتصادية ورفع مكانة الاتحاد الأوربي في المحافل الدولية، من أجل خدمة مصلحة الاتحاد، ولذلك إن التجربة الأوربية التكاملية هي واحدة من أنجح التجارب في القرن العشرين لما حققته من منجزات اقتصادية وما قطعته من أشواط في التقدم حتى الوصول به إلى حالة الاتحاد الاقتصادي، مستغرقاً أكثر من أربعة عقود للوصول الى المرحلة الثالثة من التكامل المتمثلة في الاتحاد النقدي وصولاً إلى العملة

الموحدة اليورو، فمن المعلوم أن العملة الموحدة سبقها إعداد وتهيئة للقواعد والأسس التي قامت عليها اخذة بالنظر كل ما يتوافق مع الواقع الفعلي والحقيقي للاقتصادات الأوربية، وينسجم معها ويحقق مطالبها واحتياجاتها، فدفع ذلك بالكثير من الباحثين إلى دراستها وتحليلها من أجل التعرف على ما تضمنته هذه التجربة، والاطلاع على تفاصيلها ومعرفة دواعي التغيرات التي تزامنت مع مسيرة العمل بها، وتوضيح عوامل الفشل والنجاح ومواطن القوة والضعف مع بيان المشكلات والأخطاء التي رافقت تلك التجربة.

أهمية الدراسة:

تتحدد أهمية البحث من كونها تلقي الضوء على أهم وأحدث تجربة حققت نجاحاً كبيراً في مجال تحقيق الوحدة النقدية بين مجموعة متفاوتة من الدول من حيث الإمكانات المتاحة لها ودرجات تطورها ونموها الاقتصادي والوقوف على مواطن القوة والضعف فيها.

فرضية البحث:

إن تجربة الوحدة النقدية الأوربية تعد من أنجح تجارب الاتحادات النقدية في العالم المعاصر، ولكن يشوبها بعض الصدمات والتذبذبات المالية والنقدية والاقتصادية، لذلك يرى الباحث أن العوامل الداخلية النقدية والمالية هي الأكثر تأثيراً في تذبذب سعر صرف اليورو مقارنة مع العوامل الخارجية الاقتصادية.

هدف البحث:

يهدف البحث إلى دراسة مجموعة من العوامل الداخلية والخارجية التي تحدث صدمات وتذبذبات في سعر صرف اليورو ومعرفة أيهما أكثر تأثيراً، وقد اختيرت مجموعة من المتغيرات الداخلية والخارجية (سعر الفائدة، المديونية كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي، التضخم، البطالة، السعر العالمي للنفط، معدل النمو الحقيقي في GDP).

مشكلة البحث:

على الرغم من النجاحات التي حققتها دول الاتحاد الأوربي، ولاسيما في مجال الوحدة النقدية فإنها تواجه صدمات داخلية وخارجية تؤدي إلى عدم الاستقرار في سعر صرف اليورو ثم إلى عدم استقرار الاتحاد النقدي الأوربي ككل.

منهج البحث:

يعتمد البحث الأُسلوب الوصفي التحليلي فضلاً عن استعمال الأُسلوب الكمي الذي يستند إلى مفاهيم النظرية الاقتصادية لقياس الصدمات الداخلية والخارجية ومدى تأثيرها في النظام النقدي الأوربي للمدة ١٩٩٥-٢٠١٤.

الدراسات السابقة والعرض المرجعي:

- قدم الباحث (Luca A. Ricci, 1997) دراسة (بعنوان أنموذج منطقة العملة المثلى من تقرير (IMF) مستعملاً أنموذج تجارة دولتين تواجهان صدمة (حقيقية ونقدية) لبحث المنافع أو المساوئ التي قد تنتج من انضمامها إلى منطقة عملة موحدة، آخذا مجال الدراسة الاتحاد الأوربي ودولة الولايات المتحدة منطلقا من مشكلة تؤكد على الجدل المتنامي حول: هل كان الاتحاد الأوربي يمثل منطقة عملة مثلى؟ وهل هي تعني في الحقيقة كلفة أعلى في حالة الضبط أمام الصدمات مع التركيز على مقارنة درجة عدم تماثل الصدمة ودور حركة الأيدي العاملة ومدى حركة رأس المال واستعمال الأدوات المالية في مناطق الولايات المتحدة مقارنة مع دول الاتحاد الأوربي. وتوصل البحث إلى أنَّ ثَمَّةَ مستقبلاً غير واعد للاتحاد الأوربي كمنطقة عملة مثلى، فحركة الأيدي العاملة وحركة رؤوس الأموال شحيحة نسبياً، والضبط الناتج من النظام المالي في الاتحاد الأوربي غير معنوي، كما يبدو أن غالبية الضبط للصدمات تظهر من حركة الأسعار النسبية والسياسات المالية المحلية، إذ إن العملة الموحدة ستزيل عنصراً مهماً متمثلاً في سعر الصرف لضبط الأسعار النسبية، أما الإدارة السياسية للبنك المركزي الأوربي EMU فقد تتطلب وضع قيود على استقلالية السياسة المالية المحلية، والنتيجة الأهم في هذا البحث هي أن درجة تأثير الانفتاح في صافي المنافع للإنضمام إلى منطقة عملة موحدة غير واضح وعلى عكس ما يقال من أن الدول الأكثر انفتاحا مرشحة بشكل أفضل لمنطقة عملة موحدة. واقترحت الدراسة عدم إغفال التأثيرات الديناميكية الخارجية والداخلية في إقامة منطقة عملة مثلى عند تقييم مرغوبية هذه العملة.
- قدم الباحث (Ralf Kronberger,2001) دراسته الموسوم بـ (تحليل الكلفة والمنفعة للاتحاد النقدي في دول MERCOSUR مع التركيز على نظرية العملة المثلى)، واعتمد في بحثه على التحليل التجريبي باعتماد طريقة التفكيك لـ Beveridge-Nelson للمتواليات الزمنية في المدة (١٩٨٠-١٩٩٥) ذات المتغير الواحد لملائمة هذه الطريقة مع البيانات المتوفرة، لأنها تعطي نتائج متفوقة على الدراسات الوصفية التي سبقتها، ولصعوبة تطبيق طريقة متجه الانحدار الذاتي VAR على البيانات المتوفرة لهذه الدول، وانطلق الباحث من مشكلة تتمثل في أن العديد من البحوث السابقة توصلت إلى أن الدول الموقعة على الاتفاقية MERCOSUR لا يمكن أن تشكل منطقة عملة مثلى، ولكن هذه الدراسات اعتمدت على مؤشرات نظرية متمثلة في تماثل الصدمات والانفتاح وتبسيط إجراءات سك العملات وعلى الأسس التجريبية. وهدفت الدراسة إلى تحليل الكلفة والمنفعة للاتحاد النقدي في أربع دول MERCOSUR هي" الأرجنتين، والبرازيل، وبرغواي، وأورغواي"، مع التركيز على أحدث المداخل المتبعة تجاه نظرية

العملة المثلى وتطبيقها على هذه الدول بالدراسة التجريبية بالاعتماد على البيانات المتوفرة لهذه الدول. وتوصلت الدراسة إلى أن تطبيق المعايير التقليدية لمنطقة العملة المثلى على الدول المنظوية تحت MERCOSUR أظهر أنها ليست منطقة عملة مثلى، وذلك للأسباب الآتية:

١- الدورات الاقتصادية المتمثلة فيGDP لهذه الدول غير متماثلة إلى حد كبير في الماضي واختلافها يكمن في توقيتها وحجمها ومدتها.

٢- غياب مرونة الأجور وآليات الضبط البديلة مثل حرية حركة الأيدي العاملة وآليات التحويل النقدي ومرونة سعر الصرف سيكون مكلفا لهذه الدول.

٣- العديد من الصدمات التي مرت بها هذه الدول صدمات داخلية ناتجة من سياساتها المتأرجحة في مدة التحليل، ولذلك أهمية بالغة، ولكن النماذج الاقتصادية لهذه الدول قد تغيرت في العقود الأخيرة، فصار التحرر المالي على المستوى الوطني وتعميق التكامل بين هذه الدول المبحوثة فيها ممكنا، ولكن إذا استمرت السياسات الحالية لهذه الدول في عدم توصلها إلى إجماع حول سياسات الدول النقدية والمالية والاقتصاديــة فإن هذه الدول تتجه إلى التفكك وليس إلى التكامل.

وأجرى الباحث (Guglielmo and Others , 2008) دراسة لتحليل آثار الصدمات المالية على سعر الصرف الحقيقي في ست بلدان من أمريكا اللاتينية باستعمال بيانات ربع سنوية في المدة (١٩٨٠-٢٠٠٦) واستعمال نموذج الانحدار الذاتي VAR ودوال استجابة النبضة. وتوصلت الدراسة إلى أن معظم الصدمات المالية هي القوة المحركة الرئيسة للتقلبات في سعر الصرف والقدرة التنافسية الدولية، فضلاً عن وجود تكامل مشترك بين المتغيرات داخل النظام، وكذلك إن آثار الصدمات المالية غير المتوقعة في سعر الصرف الحقيقي تكون متباينة، فتعكس درجات مختلفة لإنتاجية النفقات العامة، وباستعمال النماذج القياسية تبين أن تأثير الصدمات المالية يختلف في تباين القدرة التنافسية الدولية باختلاف وتيرة الدورات الاقتصادية.

ثالثاً: الجانب العملي

سيتم استخدام الأساليب القياسية الحديثة المتمثلة بتحليل السلاسل الزمنية، واختبار الاستقرارية، والتكامل المشترك ودوال استجابة النبضة وتحليل مكونات التباين، من أجل الوصول الى نتائج واقعية وتحليل سليم ومنطقي للعلاقات الاقتصادية وبالتالي تجنب النتائج المزيفة التي يتم الحصول عليها بطرق التقدير التقليدية في حالة عدم اختبار استقرار السلاسل الزمنية حتى وإنْ كانت النتائج معنوية لاسيما الاختبارات الاحصائية المتمثلة باختبار (t) واختبار(F) وكذلك اختبار (R^2) إلا أنَّها لاتعطي تفسيراً حقيقياً بسبب ما يسمى بالانحدار الزائف وعدم ثبات التباين. وسيتم الاعتماد في هذه الدراسة على الأنموذج اللوغارتمي بسبب عدم معنوية الأنموذج الخطي في التقدير وكما يلي:

$$LnGDP_t = B_0 + LB_1X1 + LnB_2X2 + +LnB_3X3 + \varepsilon_t \dots\dots\dots(1)$$

أ- مفهوم استقرارية السلاسل الزمنية:

يتم تحليل البيانات من خلال اختبار استقرارية السلاسل الزمنية التي تعد الخطوة الأولى في التقدير وتؤكد نظرية الانحدار بأنَّ السلاسل الزمنية تتمتع بخاصية الاستقرار، إذْ تُعَدُّ السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة صفر والتي يشار اليها بالرمز I(0)، وفي حالة غياب صفة الاستقرار فإنَّ الانحدار الذي نحصل عليه بين متغيرات السلسلة الزمنية يكون زائفا، وهذا يعود إلى أنَّ بيانات السلاسل الزمنية غالبا ما يوجد فيها اتجاه عام يعكس ظروف معينة تؤثر على جميع المتغيرات فتجعلها تتغير بنفس الاتجاه على الرغم من عدم وجود علاقة حقيقية تربط بينهما، إذْ يحدث ذلك في حالات الكساد والركود الاقتصادي (عطية ، ٢٠٠٠ ، ٦٢١). ويعد شرط الاستقرار ضروريا في دراسة وتحليل السلاسل الزمنية ويمكن اعتبار السلاسل الزمنية مستقرة إذا توفرت الشروط التالية

- ثبات متوسط القيم عبر الزمن $E(Yt) = \mu$
- ثبات التباين عبر الزمن $var(Y_t)= E(Y_t - \mu)^2$
- أنْ يكون التباين المشترك بين اي قيمتين لنفس المتغير معتمدا على تباين الفجوة الزمنية (K) بين القيمتين (Y_t) و (Y_{t-k}) وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التباين إذْ إنَّ الوسط الحسابي والتباين (σ^2) ومعامل التباين (Y_K) ثوابت.

$$Cov(Y_t , Y_{t-k}) = \sum [(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)] = Y_k$$

ب- اختبار جذر الوحدة للاستقرارية:

يأخذ اختبار جذر الوحدة عدة طرق لقياس استقرارية السلاسل الزمنية ومن بينها اختبار ديكي فوللر البسيط الذي طور على يد كل من ديكي وفوللر Dickey & Fuller في عام ١٩٧٩ ويقوم هذا الاختبار بأخذ الفرق الأول للمتغير فقط كمتغير تابع وإعطاءه تباطؤ سنة واحدة معتمداً على معنوية إحصائية t إلا أنَّ هذا الاختبار يستخدم في حالة استقرار السلاسل بنفس الدرجة. في حين يعد اختبار فيلبس بيرون (p–p) غير حساس لعدم توافر شروط توزيع حد الخطأ العشوائي التقليدية، فضلاً عن انه لا يسمح لأخطاء عشوائية متنوعة ذات تباين متغير ومرتبطة ذاتيا(R.Phillips , & P.Perron , 1988 ,335). ولاختبار فيلبس بيرون (p-p) نفس توزيع اختبار ديكي فوللر وبالتالي يتم استخدام القيم الحرجة نفسها للاختبارين، كما أنَّ لاختباري فيلبس بيرون و ديكي فوللر نفس الصيغ إذْ تاخذ الصيغة الأولى بدون حد ثابت واتجاه، والثانية تأخذ الحد الثابت فقط لافتراض ان متوسط السلسلة لايساوي صفر، أمَّا الصيغة الثالثة والأخيرة فتأخذ الحد الثابت مع الاتجاه العام ليعكس اتجاه السلسلة نحو الزيادة. يعتمد اختبار(ADF) في دراسة

استقرارية السلسلة (X_t) مثلا على تقدير النماذج بطريقة (OLS) التالية (سلامي وشيخي،٢٠١٣، ١٢٤).

$$model(i): \Delta xt = \lambda . xt - 1 - 1 \sum_{j=2}^{p} \phi j \, \Delta xt - j + 1 + \varepsilon t \dots\dots\dots\dots\dots\dots (2)$$

$$model(ii): \Delta xt = \lambda . xt - 1 - 1 \sum_{j=2}^{p} \phi j \, \Delta xt - j + 1 + c + \varepsilon t \dots\dots\dots\dots\dots (3)$$

$$model(iii): \Delta xt = \lambda . xt - 1 - 1 \sum_{j=2}^{p} \phi j \, \Delta xt - j + 1 + c + bt + \varepsilon t \dots\dots (4)$$

إنَّ الأُنموذج الثاني يختلف عن الأُنموذج الأول في احتوائه على الحد الثابت المشار اليه بالرمز C أمَّا الأُنموذج الثالث فيختلف عن الأُنموذج الأول والثاني في احتوائه على الحد الثابت C ومتغير اتجاه زمني bt، وبعد حساب الفروق الأولى كما في المعادلة (٩) التي سيأتي ذكرها لاحقا.

$$X_{t-1} = \Delta X_{t-1} - \Delta X_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (5)$$

بعد تقدير الأُنموذج يتم اختبار الفرضية المذكورة أعلاه. وبالنسبة لاختبار فيلبس بيرون (P-P) فيعتمد في تقديره على نفس أُنموذج (ADF) إلا أنَّه يختلف من حيث إلا إنَّه يأخذ بنظر الاعتبار الأخطاء ذات التباين غير المتجانس Les error sheterosced antiques وذلك عن طريق تصحيحات غير معلمية لإحصاءات (ADF) وكما هو معلوم ان اختبار (ADF) قائم على فرضية ان السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي (AR)، بينما اختبار فيلبس بيرون (P-P) قائم على افتراض أكثر عمومية وهي ان السلسلة متولدة بواسطة عملية Autoregressive integration moving (ARIMA) لذلك فان اختبار (P-P) له قدرة اختبارية أفضل وهو أدق من اختبار (ADF)، لاسيما عندما يكون حجم العينة صغيراً وفي حالة تضارب وعدم انسجام الاختبارين فان الأفضل الاعتماد على نتائج اختبار (PP) أفضل (العبدلي، ٢٠٠٧، ٢٠). كما يمكن تطبيق اختبار (ADF) واختبار (P-P) لتحديد عدد جذور الوحدة اي درجة التكامل لكل متغير على حده، وفي هذا المجال يمكن التمييز بين عدة حالات (Ghassan,ALDehailan,2009, 20):

- إذا كانت كل المتغيرات مستقرة من الدرجة (٠)I، أو من الدرجة (١)I فيمكن تطبيق طرق تقدير السلاسل الزمنية التقليدية باستخدام (VAR) أو استخدام منهجية (ARDL).
- إذا كانت المتغيرات متكاملة من درجات مختلفة فمن الممكن الاستنتاج بأنهما غير متكاملين لذلك ينبغي استخدام الطرق القياسية المناسبة لها كطريقة (ARDL).

ج- اختبار التكامل المشترك Cointegration in Model (ARDL):

يعد هذا الاختبار في غاية الأهمية لكشف التكامل المشترك بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، ويتحقق التكامل المشترك فقط في حالة انحدار المتغير التابع على المتغيرات المستقلة، ويقوم برصد العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية وفق منهج إحصائي، بشكل ينطبق مع النظرية الاقتصادية ويُعَدَّ أحد الأدوات التي تستخدم في دراسة العلاقات بين المتغير التابع والمتغيرات التوضيحية في الاجل الطويل ويحدد النقطة التوازنية في الآجل الطويل، أي ان السلاسل الزمنية قد لاتستقر عند تحليلها بصورة منفردة، ولكن عندما يتم تحليلها كمجموعة تكون مستقرة، وهذه الحالة تفيد في التنبؤ بحالة المتغير التابع ومقدار استجابته للمتغيرات المستقلة المرتبطة معه بعلاقة دالية في الآجل الطويل وهناك عدة طرق لاختبار التكامل المشترك:

- اختبار Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) يعد(ARDL) أحد النماذج التي لها اهمية كبيرة في تضمين المتغيرات المتباطئة (Xi) كمتغيرات مستقلة، ويكون استعمال نماذج الإبطاء في هذه الطريقة بحيث يكون الأساس فيها تضمين سلسلة من متغيرات الابطاء التوضيحية لغرض التعديل كما في الأنموذج التالي (حسن، ٢٠١٤، ٢٣):

$$Y_t = b_0X_t + b_1X_{t-1} + \dots\dots\dots + b_pX_{t-p} + u_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (6)$$

إنّ السلوك الديناميكي يعبر من خلال الاعتماد على القيم المتباطئة للمتغير التابع، بصورة أخرى إنَّ (Y_t) يعتمد على (Y_{t-1}) ويتمثل في أنموذج الانحدار الذاتي (AR)، أي ان الطريقة البديلة تكون بتضمين متغيرات داخلية (المتغير التابع) متباطئة إلى جانب المتغيرات المستقلة كمتغيرات توضيحية، وقد تكون مؤثرة في الأنموذج كما في المعادلة الآتية:

$$Y_t = B_0 + B_1Y_{t-1} + \dots\dots + B_PY_{t-p} + X_tb_1X_{t-1} + \dots + b_pX_{t-p} + u_t \dots (7)$$

هذا المنهج في التحليل يسمى أنموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) ويعتمد على تقدير أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) وقد تم استخدام ونشر هذا المنهج بواسطة كل من (Pesarn and Smith 1998) ومن مميزات هذا الأُسلوب التي جعلت الباحث يعتمد عليه في التحليل كما في ادناه (الشوربجي، ٢٠٠٧، ١٣):

أ- يدخل عامل الزمن كمتغير مستقل مؤثر في المتغير التابع ،من خلال الفجوات الزمنية وفقا للتحليل الديناميكي.

ب- ينفرد هذا الأنموذج في قدرته على تحليل السلاسل الزمنية المتكاملة من رتب مختلفة، أو متكاملة من نفس الرتبة ويجب ألا يكون أحد المتغيرات أو كلها متكامل من الدرجة I(2) أو أعلى.

ت- تقدير البيانات في الآجل القصير والطويل.

ث- يمكن أنْ يتغلب على المشاكل المتعلقة بحذف المتغيرات ومشاكل الارتباط الذاتي.

ج- مقدرات هذه الطريقة كفوءة وغير متحيزة.

ح- يستخدم هذا الأنموذج في العينات الصغيرة والكبيرة وهو ما يميزه عن باقي طرق التحليل التي تتطلب عينات كبيرة فقط.

خ- يقدر هذا الأنموذج علاقة التكامل المشترك وفق المربعات الصغرى الاعتيادية.

أمَّا منهجية (ARDL) تكون وفق الخطوات التالية (الشوربجي، ٢٠٠٧، ١٤):

أ- ختبار استقرار السلاسل وتحديد درجة تكامل كل سلسلة فيما إذا كانت I(0) او I(1).

ب- تحديد الفترة المثلى للإبطاء الزمني للمتغيرات(DL) بالاعتماد على مجموعة من الاختبارات.

ت- تقدير الأنموذج في الأجل القصير باستعمال (ARDL).

ث- إجراء اختبار التكامل المشترك وفق منهج (ARDL).

ج- تقدير الأنموذج في الاجل الطويل باستعمال (ARDL).

يُعَدَّ أنموذج (ARDL) عبارة عن دمج أُنموذجين، الأول أنموذج الانحدار الذاتي (Autoregressive Model)، والأنموذج الثاني توزيع الإبطاء (Distributed Lag Model) والثالث هو دمج الأُنموذجين في أنموذج واحد وكالاتي:

أ- أنموذج الانحدار الذاتي (AR): يعبر هذا الأُنموذج عن ارتباط المشاهدات الحالية بالمشاهدات السابقة ولنفس السلسلة مع إضافة الخطأ العشوائي وفق الصيغة التالية (حسن، ٢٠١٤ ،٢٥):

$$Y_t = C + B_T + \sum_{i=1}^{P} b_i Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (8)$$

P: رتبة الأنموذج ؛ Y_t: مشاهدات السلسلة الزمنية للمتغير التابع؛ bi: معلمات الأنموذج؛ T: متغير الزمن للدلالة على الاتجاه؛ B: معلمة الاتجاه الزمني؛ C: الحد الثابت؛ εt: حد الخطأ.

ب- أنموذج توزيع الإبطاء (DL): يبين هذا الأنموذج التركيب الحركي(الديناميكي) للمتغير المستقل(التوضيحي)، ويكون المتغير التابع دالة بدلالة المتغير المستقل ولفترات إبطاء معه وفقا للصيغة التالية:

$$Y_t = C + \propto_t + \sum_{i=0}^{q1} B_i X1_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} a_i X2_{t-i} + \dots\dots + \sum_{i=0}^{qk} \emptyset_i Xk_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots (9)$$

q: فترات الإبطاء؛ Xk: المتغيرات المستقلة؛ C: الحد الثابت؛ ∝: معلمة الاتجاه الزمني؛ K: عدد المتغيرات المستقلة X ؛(B,a,Ø): معلمات الأُنموذج.

ت- أُنموذج الدمج (ARDL): هذا الأنموذج يدمج المعادلتين(٨) و (٩) بمعادلة واحدة في حالة وجود(K) من المتغيرات المستقلة كما في الصيغة التالية (حسن،٢٠١٤ ، ٢٦):

$$Y_t = u + \gamma t + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i Y_{t-1} + \sum_{i=0}^{q1} B_i X1_{t-i} + \sum_{j=0}^{q2} \emptyset_j X2_{t-j} + \cdots + \sum_{j=0}^{qk} \emptyset_j Xk_{t-j} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots (10)$$

إذْ إنَّ:

U: الحد الثابت.

p: رتبة المتغير التابع أو عدد فترات الإبطاء.

$q_1, q_2 \ldots q_k$: رتب الإبطاء للمتغيرات التوضيحية $x_1, x_2, \ldots x_k$ على التوالي.

K: عدد المتغيرات التوضيحية؛ εt حد الخطأ.

Yt: تمثل السلسة الزمنية للمتغير التابع. يستخدم في حالة وجود نماذج متعددة متكاملة في درجة واحدة أو مختلفة بشرط ألا تكون متكاملة من الرتبة الثانية (Pesaran at , 2001, 289)، إذْ يتكون هذا الاختبار من متغير تابع (Y_t) ومجموعة متغيرات مستقلة (K_t) ويصاغ كما في المعادلة الاتية:

$$\Delta Y_t = C + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X1_{t-1} + \cdots + \alpha_{k+1} XK_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \emptyset_{1i} \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=0}^{q-1} \emptyset_{2i} \Delta X1_{t-1} + \sum_{i=0}^{q2-1} \emptyset_{3i} \Delta X2_{t-1} + \cdots + \sum_{i=0}^{qk-1} \emptyset_{k+i1} \Delta XK_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots (11)$$

إذْ إنَّ:

Δ: تمثل الفرق الأول.

εt: تمثل حد الخطأ.

$p, q_1, q_2 \ldots q_k$: تمثل فترات الإبطاء للمتغيرات $Y_t , X_1 , X_2 , X_3 , \ldots\ldots\ldots X_K$ على الترتيب.

ولتطبيق اختبار التكامل المشترك وفق أُنموذج (ARDL)، يتمثل في تقدير الأُنموذج بواسطة طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية، الخطوة السابقة لمعرفة العلاقة الطويلة الاجل بين المتغيرات، الذي يتمثل في إلغاء متغيرات الفروق الأُولى لأي متغير، وبما أنَّ الاتجاه غير معنوي فإنَّه سوف لا يضمن في فرضية اختبار (Contegration) التي تكون كالآتي:

فرضية العدم: القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات المتمثلة بما يلي:

$$H_0: C_5 = C_6 = C_7 = C_8 = C_9 = 0$$

الفرضية البديلة: التي تنص على وجود علاقة تكاملية بين المتغيرات في الأجل القصير المتمثلة بمايلي:

$$H_1: C_5 \neq C_6 \neq C_7 \neq C_8 \neq C_9 \neq 0$$

إذْ إنَّ $C_5,C_6.....C_9$ تمثل معاملات المتغيرات المتباطئة لفترة واحدة، التي تدخل في اختبار المعنوية المشتركة بواسطة اختبار (Wald test) الذي نحصل من خلاله على إحصائية (F) التي يمكن مقارنتها مع (F) الجدولية المحسوبة من قبل (Pesaran) الموجودة في جداول خاصة بها.

د- دوال استجابة النبضة Impulse Response Functions:

تقيس دوال استجابة النبضة (IRF) أثر الصدمة التي يتعرض لها متغير داخلي من داخل أُنموذج الانحدار الذاتي ذو المتجه (VAR) أو أُنموذج تصحيح الخطأ ذو المتجه (VECM) على القيم الحالية والمستقبلية للمتغيرات الاخرى لهذا الانموذج وهناك طريقتان لقياس أثر الصدمة الأُولى قياس أثر الصدمة بمقدار انحراف معياري واحد، والثانية قياس أثر الصدمة بمقدار وحدة واحدة، وتقوم دوال استجابة النبضة بحساب مجموعة العلاقات الديناميكية الموجودة إذْ إنَّها تبين رد فعل نظام المتغيرات الداخلية على أثر حدوث صدمة في الأخطاء وحسب سيمز فان دوال الاستجابة تبين أثر انخفاض وحيد ومفاجئ لمتغير على نفسه وعلى باقي متغيرات النظام في جميع الأوقات بافتراض عدم وجود ارتباط بين الأخطاء (الشوربجي، ٢٠٠٤ ، ١٩-٢٠). بعبارة أُخرى إنَّ هذه الدالة تعمل على تتبع المسار الزمني لمختلف الصدمات المفاجئة التي تتعرض لها المتغيرات المختلفة الداخلة في انموذج VAR عاكسة كيفية استجابة كل متغير من المتغيرات لأي صدمة مفاجئة في أي متغير في الأُنموذج مع الزمن ويمكن التنبؤ بأثر الصدمة في المتغير العشوائي على Y_t ولمدة زمنية معينة من خلال المصفوفة الآتية (محمد، ٢٠١٢، ٢٨٣).

$$As = \frac{\partial Yt+1}{\partial V} \dots\dots\dots\dots\dots\dots (12)$$

إذْ إنَّ المصفوفة As تمثل استجابة الأُنموذج لحدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد في المدة t لكل متغير من متغيرات الأُنموذج.

هـ- تحليل مكونات التباين:

يقيس تحليل مكونات التباين مقدار التباين في التنبؤ بالمتغير التابع الناتج عن خطأ التنبؤ في المتغير ذاته وكذلك المقدار الذي يعود إلى خطأ التنبؤ في المتغيرات المستقلة الأُخرى في الأُنموذج (المجالي والدروبي، ٢٠١١، ٣٤٩). إذْ يقوم هذا الأُنموذج بتجزئة تباين أخطاء التنبؤ للمتغير إلى عدد من الأجزاء تعزى إلى المتغير التابع والمتغيرات المستقلة في الأُنموذج كل على حده ويمكن الحصول على مكونات التباين ودوال استجابة النبضة بواسطة الأُنموذج الآتي (شيخي، ٢٠١٢،٢٨٣):

$$Yt = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} M_i\, Vt - 1 \dots\dots\dots\dots\dots\dots (13)$$

إذْ إنَّ M_i مصفوفة معاملات الأُنموذج (n×n) في حين يمثل V متجه الصدمات الهيكلية أو متجه حد الخطأ العشوائي (n×1).

ويمكن أنْ نحصل على خطأ التنبؤ في مدة h عن طريق المعادلة الآتية:

$$Yt+h\ -Et(Yt+h)=\sum_{1=0}^{h-1}Mi\ Vt+h-1\ \dots\dots\dots\dots(14)$$

بعدها نقوم بتقسيم خطأ التنبؤ لكل مركبة إلى Y_t لنرمز لها بالرمز Y_{jt} فتكون المعادلة كما يلي:

$$Yj,t+h\ -E_1(Yj,t+h)=\sum_{l=0}^{h-1}(\ mj1,i\ v1,t+h-1+\ mj2,i\ v2,t+h-1+\dots\dots+ mjm,i\ vm,t+h-1)\ \dots\dots(15)$$

إذْ إنَّ mj1,i تعبر عن العنصر (j,i) في المصفوفة M ويمكن صياغة المعادلة بالشكل التالي:

$$Yj,t+h-E^1(Yj,t+h)=\sum_{k=0}^{n}(\ mjk,i\ vk,t+h-1+\cdots+mjk,i\ vm,t+h-1)\ \dots\dots(16)$$

لا تشكل اي ارتباط وذات تباين يساوى واحد لذلك سوف يحسب خطأ التنبؤ V كما في المعادلة الاتية:

$$E[Yj,t+h-E^1(Yj,t+h)]^2=\sum_{k=1}^{n}m^2jk,1+\cdots+m^2jk,h-1\ \dots\dots\dots(17)$$

ويمكن الحصول على النتائج بالنسب المئوية وكما في المعادلة ادناه (محمد، ٢٠١٢، ٢٨٣ –٢٨٤):

$$\sum_{k=1}^{n}\sum_{i=0}^{h-1}m^2jk,i\ \dots\dots\dots\dots(18)$$

رابعاً: تحليل نتائج تقدير نموذج فرنسا

تعد الصدمات الداخلية والخارجية من العوامل التي تؤثر في الاتحاد الاقتصادي والنقدي الأوربي جاعلة إياه في حالة غير مستقرة لذلك سنستعمل الطرائق الإحصائية الحديثة لقياس أثر الصدمات الاقتصادية والنقدية في ذلك النظام معبرين عنه بسعر صرف اليورو، فقد أخذت مجموعة من المتغيرات الاقتصادية والنقدية المستقلة المؤثرة في المتغير التابع لسعر الصرف ولكنها اسقطت من الأُنموذج لعدم معنويتها[١] وأبقي على معدل النمو الحقيقي في GDP لفرنساX_1، ومعدل التضخم X_2 ، من تحليل الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية واستعمال دوال استجابة النبضة وتحليل مكونات التباين وكما يأتي:

[١] لقد استخدمت مجموعة من المتغيرات المستقلة في النموذج وهي (سعر الفائدة، سعر الصرف، المديونية، التضخم، البطالة، سعر النفط العالمي، معدل النمو الحقيقي في GDP)، وعممت هذه المتغيرات على نماذج فرنسا والمانيا بعدها متغيرات داخلية وخارجية تؤثر في سعر صرف اليورو، ولم تظهر معنوية سوى المتغيرين المذكورين اعلاه في نموذج فرنسا.

أ- نتائج اختبار استقرارية السلاسل الزمنية لفرنسا:

تكمن أهمية فرنسا لمنطقة اليورو في أن اقتصادها يحتل المركز الثاني بين اقتصادات دول منطقة اليورو، ويصل الدين العام لفرنسا الى (٢.٠١) ترليون دولار، أي ما يقارب ٨٣% من الناتج المحلي الإجمالي وتصل نسبة العجز الى (٧%) في سنة ٢٠١١ وقد تأثر الاقتصاد الفرنسي بالأزمة الأوربية، وتعد فرنسا من الدول المرشحة لحزمة المساعدات المالية بعد "إسبانيا وايطاليا" لذلك تبنت خطة تقشف قاسية لتفادي ذلك (بيندر واشروود، ٢٠١٥ ، ٨٩-٩٤) واختبرت استقرارية السلاسل الزمنية لأنموذج فرنسا باختبار جذر الوحدة لمعرفة الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية موضوع الدراسة مستعملين اختبار ديكي فوللر الموسع Augmented Dickey-Fuller واختبار فيليبس- بيرون Phillips-Perron فأظهرت النتائج في الجدول (١) إنَّ القيم المحسوبة لمستويات المعنوية للمتغيرات سواء أكانت بحد ثابت فقط أو حد ثابت واتجاه زمني عام تقل عن القيم الحرجة عند جميع المستويات من اختبار (t) المحسوبة، وهذا يعني عدم إمكانية رفض فرضية جذر الوحدة القائلة بوجود جذر الوحدة (أي عدم استقرارية السلسلة الزمنية) لجميع متغيرات الأنموذج ولذلك يمكن القول: إنَّ قيمة (t) المحسوبة كانت أصغر من قيمة (t) الجدولية، ولذلك قبلنا فرضية العدم ورفضنا الفرضية البديلة لأنَّ السلاسل الزمنية لجميع المتغيرات غير مستقرة في المستوى وكما هو موضح في الجدول (٢).

جدول رقم (١)

نتائج اختبار (ADP) ديكي فوللر الموسع واختبار (P-P) فيليبس بيرون (Level Test)

Var		ADF Test			PP Test		
		Individual Intercept	Intercept & Trend	None	Individual Intercept	Intercept & Trend	None
LNY	1%	-(*) 3.9250	4.31010-(*)	-(*) 2.71511	3.857386-(*)	4.57159-(*)	2.69769-(*)
	5%	-(*) 3.0585	3.75743-(*)	-(*) 1.96418	3.040391-(*)	3.69814-(*)	1.96409-(*)
T — statistic		4.021780-	4.728363-	4.200616-	7.808012-	11.67828-	7.831383-
LNX1	1%	-(*) 3.8651	4.61209-(*)	-(*) 2.70894	3.857386-(*)	3.17464-(*)	2.69769-(*)
	5%	-(*) 3.0569	3.71482-(*)	-(*) 1.96813	3.040391-(*)	3.69814-(*)	1.96109-(*)
T — statistic		3.864844-	4.163043-	3.995221-	3.113180-	4.571559-	3.183037-
LN X3	1%	-(*) 2.2165	4.80080-(*)	-(*) 1.96149	2.214165-(*)	2.80695-(*)	2.69769-(*)
	5%	-(*) 3.0491	3.79172-(*)	-(*) 2.69769	3.040391-(*)	3.69814-(*)	1.96149-(*)
T — statistic		3.857386-	3.978940-	2.287007-	3.857386-	4.571559-	2.287007-

المصدر: الجدول من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews6.1

جدول رقم (٢)

نتائج اختبار (ADP) ديكي فوللر الموسع واختبار (P-P) فيليبس بيرون Difference Test 1st

PP Test			ADF Test			Var	
None	Intercept & Trend	Individual Intercept	None	Intercept & Trend	Individual Intercept		
2.692358-	4.532598-	3.831511-	2.692358-	4.728363-	3.831511-	1%	LNY
1.960171-	3.673616-	3.029970-	1.960171-	3.759743-	3.029970-	5%	
0.608748	2.416398-	1.072484-	0.321416	3.095649-	1.115738-	T – statistic	
2.692358-	4.532598-	3.831511-	2.692358-	6.565993-	3.831511-	1%	LNX1
1.960171-	5.412488-	3.029970-	1.960171-	4.728363-	3.029970-	5%	
1.720165-	3.673616-	2.652841-	1.867318-	3.759743-	2.727039-	T – statistic	
2.692358-	4.532598-	3.831511-	2.692358-	1.129498-	3.857386-	1%	LN X3
1.960171-	3.673616-	3.029970-	1.960171-	4.532598-	3.040391-	5%	
0.425579-	0.651815-	1.720968-	0.425587-	0.625271-	1.946269-	T – statistic	

المصدر : الجدول من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews6.1

وبعد إجراء الاختبارات المذكورة على السلاسل الزمنية للمتغيرات غير المستقرة في المستوى تبين أنها مستقرة في فرقها الأول I(1) كما موضح في الجدول (٢) أعلاه عند المستويات (١%) و (٥%)، ونظرا لخلو السلاسل الزمنية من جذر الوحدة عند فروقها الأول فان أُنموذج الدراسة متكامل من الدرجة الاولى سواء أكان بوجود حد ثابت ومن دون اتجاه عام أو حد ثابت واتجاه زمني عام، ولذلك يمكن الاعتماد على السلاسل الزمنية لفرنسا في التقدير ولجميع المتغيرات.

ب-اختبار مدة الإبطاء المثلى لفرنسا:

جدول رقم (٣)

تقدير مدة الإبطاء وفق المعايير (HQ, SC, AIC, FPE, LR)

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: Y X1 X2
Exogenous variables: C
Date: 03/24/15 Time: 20:29
Sample: 1995 2014
Included observations: 19

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-52.25184	NA	0.067383	5.815984	5.965106	5.841221
1	-14.91076	58.95960*	0.003476*	2.832712*	3.429200*	2.933661*

* 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

المصدر : الجدول من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews6.1

* تشير الى مدة الإبطاء المختارة بواسطة المعايير المذكورة أعلاه.

لقد استعملت بيانات سنوية في السلسلة الزمنية الممتدة من ١٩٩٥ إلى ٢٠١٤ للاستفادة منها في تحليل المدى الطويل أولاً ولوفرة البيانات السنوية ثانياً بعد إجراء مدة الإبطاء المثلى في

أُنموذج (ARDL) باستخدام خمسة معايير للتأكد من فترة الإبطاء التي تعطي أفضل النتائج في النموذج قيد الدراسة، المتمثلة في معيار (AKAIKEAIC) ومعيار (SCHWARZ SC) ومعيار (HANNAN & QUINNHQ) ومعيار (BAYESIAN BIC) ومعيار خطأ التنبؤ النهائي (Final Predication Error Criterion FPE)، وعند تطبيق هذه المعايير بدئ باستعمال مدة إبطاء مساوية للعدد (١)، وأكدت المعايير كافة إنَّ فترة الإبطاء المثلى تساوي (١) هذا يعني ان الفترة الزمنية المثلى التي تجعل المتغيرات المستقلة ذات تأثير معنوي في المتغير التابع هي سنة واحدة، كما في الجدول (٣) السابق الذكر.

ج- تقدير معادلة الانحدار لفرنسا وفق منهجية (ARDL):

جدول رقم (٤)

تقدير نموذج فرنسا في الآجل الطويل باستعمال منهجية (ARDL)

Dependent Variable: D(Y)
Method: Least Squares
Date: 06/17/15 Time: 9:44
Sample (adjusted): 1997 2014
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(X1(-1))	0.031723	0.014443	2.196384	0.0442
D(X2(-1))	-0.010147	0.035632	-3.284788	0.0279
C	18.97221	1.970030	9.630416	0.0453

R-squared	0.867861	Mean dependent var	0.015806
Adjusted R-squared	0.770242	S.D. dependent var	0.110553
S.E. of regression	0.100704	Akaike info criterion	-1.602245
Sum squared resid	0.152120	Schwarz criterion	-1.453850
Log likelihood	17.42021	Hannan-Quinn criter.	-1.581784
F-statistic	5.743955	Durbin-Watson stat	1.910302
Prob(F-statistic)	0.006483		

المصدر: الجدول من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews6.1

تشير نتائج التقدير لهذا الأُنموذج إلى أنه يتمتع بقوة تفسيرية مرتفعة، إذ إن (٧٧%) من التقديرات الحاصلة في الأُنموذج سببها المتغيرات المستقلة والمستعملة فيه، في حين أشارت قيمة اختبار F المحسوبة إلى معنوية النموذج كله من الناحية الإحصائية عند مستويات معنوية مقبولة إحصائياً، كما تبين خلو الأُنموذج من مشكلة الارتباط الذاتي المتسلسل بين المتغيرات العشوائية، فقد وقعت قيمة D.W في منطقة القبول البالغة (١.٩١). يتضح من نتائج التقدير لهذه الدالة أن ثمة علاقة طردية ذات تأثير معنوي بين المتغير X_1 معدل النمو الحقيقي في GDP لفرنسا وسعر صرف اليورو كمتغير تابع لمدة إبطاء سنة واحدة فقد بلغت قيمة t المحسوبة لهذا المتغير(٢.١٩)، وهي أكبر من قيمة t الجدولية أي إن هذا المتغير ذو تأثير معنوي في المتغير التابع المتمثل في سعر الصرف وباشارة موجبة، أي إن زيادة معدل النمو الحقيقي في GDP الفرنسي تؤدي الى زيادة قيمة سعر صرف اليورو الحقيقي بمقدار المرونة البالغة (٠.٠٣١٧) بسبب زيادة الناتج الحقيقي، وهذا يتفق مع منطق النظرية الاقتصادية. كما أظهرت نتائج التقدير لهذا الأُنموذج كذلك معنوية المتغير X_2 معدل التضخم، فقد جاء متفقا ومنطق النظرية الاقتصادية مبيناً تأثيره الواضح في سعر صرف اليورو وبإشارة سالبة توضح العلاقة العكسية أي إنَّ زيادة

التضخم بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى تخفيض القيمة الحقيقية لسعر صرف اليورو بمقدار المرونة البالغة (0.01014-). ومن التحليل السابق نجد أن الاتحاد النقدي بين الدول الواطئة والعالية الدين تولد مشكلة للدول الواطئة الدين في الاتحاد فالدولة الواطئة الدين ستواجه شريكاً له ميل إلى أن يطالب بالمزيد من التضخم وقد يحدث هذا وإنْ كانت لهذه الدول التفضيلات نفسها فيما يتعلق بالتضخم.

د: تحليل دوال استجابة النبضة (IRF)

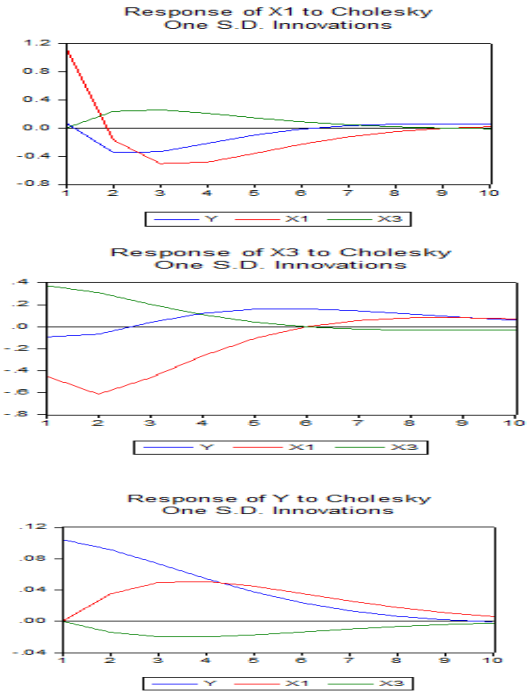
يوضح الجدول (٥) استجابة سعر صرف اليورو Y لصدمة مفاجئة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغير نفسه والمتغيرات المستقلة الأُخرى لأنموذج فرنسا أثناء الزمن، إذْ نلاحظ سعر صرف اليورو يبدأ موجباً في السنة الأولى وبشكل متناقص ثم ينقلب إلى سالب في السنة الأخيرة العاشرة، أما سعر صرف اليورو لصدمة مفاجئة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغير X_1 معدل النمو الحقيقي في GDP لفرنسا فيكون غير مؤثر في السنة الأولى ولكن تأثيره يكون موجباً في السنة الثانية وبشكل بسيط ومتواضع، ويبدأ بالتزايد حتى السنة الرابعة فيعكس هذا المتغير تأثيره في الاجل المتوسط والطويل وبشكل إيجابي أي إن الزيادة في معدل النمو الحقيقي لفرنسا منذ السنة الثانية وحتى الرابعة تزيد قوة العملة (اليورو) وهذا يتفق مع منطق النظرية الاقتصادية التي تؤكد أن ثمة علاقة طردية بين معدل نمو GDP وسعر الصرف، ولكن سرعان ما ينخفض هذا التأثير فيكون بسيطاً جداً في السنة العاشرة. ولم يستجب سعر صرف اليورو لصدمة مفاجئة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغير X_2 معدل التضخم في السنة الأولى ولكن سرعان ما ظهر تأثيره سالباً في السنة الثانية حتى السنة العاشرة عاكساً الأثر السلبي لهذا المتغير في سعر صرف اليورو وبشكل متواضع موضحاً العلاقة العكسية بين التضخم وسعر الصرف متفقاً مع منطق النظرية الاقتصادية، وتواضع هذا التاثير يؤكد تطبيق فرنسا لاحد معايير التقارب الذي نصت عليه اتفاقية ماستريخت، وهو القائل (أن لا يتجاوز معدل التضخم ١.٥% مما هو عليه في الدول الثلاث الاكثر استقراراً) لتحقيق الاستقرار في الأسعار داخل الاتحاد النقدي. إنَّ تشكيل منطقة عملة مثلى يشجع المنتجين على عد المنطقة برمتها سوق واحدة والاستفادة من اقتصادات الحجم بشكل اكبر في الإنتاج ولاسيما مع أسعار الصرف المستقرة لتواجه المنطقة استقراراً أكبر في الأسعار مما لو كانت أسعار الصرف قابلة للتغيير بين الدول الأعضاء، فالصدمة العشوائية يكون تأثيرها أكبر عندما تكون الدول مستقلة أو منفردة ولكن تأثير الصدمة يتلاشى او ينخفض في حالة تشكيل منطقة عملة مثلى بسبب تعدد الدول الذي يميل إلى أن يلغي بعضه البعض بغض النظر عن الاضطرابات التي تبقى فهي صغيرة كلما كبر حجم المساحة، ولم تظهر معنوية المتغيرات الاخر المتمثلة بمعايير التقارب وبخصوص المالية منها بسبب عدم قدرة معظم دول الاتحاد على تطبيقها.

جدول رقم (٥)

استجابة سعر الصرف لحدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد

Period	LOGY	$LOGX_1$	$LOGX_3$
1	0.104234	0.00000	0.000000
2	0.091582	0.034926	-0.014048
3	0.073444	0.049536	-0.019612
4	0.054448	0.050793	-0.019880
5	0.037410	0.044685	-0.017330
6	0.023631	0.035516	-0.013664
7	0.013378	0.025990	-0.009922
8	0.006319	0.017571	-0.006652
9	0.001856	0.010867	-0.004071
10	-0.000673	0.005956	-0.002195

المصدر : الجدول من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews6.1



شكل رقم (١)

استجابة المتغيرات لحدوث صدمة بانحراف معياري واحد في المتغير نفسه والمتغيرات الأخرى

هـ: تحليل مكونات التباين VD

يوضح الجدول (٦) نتائج تحليل مكونات التباين الخاصة بسعر صرف اليورو القادمة من الصدمات التي تحدث في المتغيرات المستقلة، إذْ يبين العمود الثاني من الجدول أدناه الخطأ المعياري S.E في حين تبين الأعمدة الأخرى نسبة تباين كل متغير من التباين الكلي في سعر صرف اليورو Y فيفسر(١٠٠%) من مكونات التباين في سعر الصرف في السنة الأولى عند حدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغير نفسه، ثم يأخذ بالتناقص فيصل إلى

(٧٠.٨١%) في السنة العاشرة. أمَّا المتغير X_1 معدل النمو الحقيقي في GDP لفرنسا فلا يفسر شيئاً من مكونات التباين في السنة الأُولى ولكن تأثيره سرعان ما يبدأ في السنة الثانية وبشكل واضح وبنسبة (٥.٩٠%) من مكونات التباين ويستمر في الزيادة بشكل متدرج حتى يصل في السنة العاشرة إلى (٢٥.٣١%) من مكونات التباين عاكساً الأثر الإيجابي والأكبر في المدى الطويل مما في المدى القصير. كما لم يظهر أثر المتغير X_2 (معدل التضخم) في السنة الأولى فبدأ تأثيره في السنة الثانية موجباً وبسيطاً، قد بلغ تأثيره (٠.٩٥%) واستمر في الزيادة فوصل في السنة العاشرة الى (٣.٨٧%) عاكسا تأثيره المتواضع في المتغير التابع في الأجل القصير وكان تاثيره متقارباً وبسيطاً في الآجل الطويل موضحاً التزام فرنسا بأحد معايير التقارب (معدل التضخم).

جدول رقم (٦)

تحليل مكونات التباين لأنموذج فرنسا

Period	S.E	LOGY	$LOGX_1$	$LOGX_2$
1	0.104234	100.0000	0.000000	0.00000
2	0.143768	93.14369	5.901554	0.954753
3	0.170005	85.27573	12.71059	2.013678
4	0.186659	79.24691	17.94837	2.804720
5	0.196311	75.27691	21.40808	3.315017
6	0.201357	72.92884	23.45968	3.611478
7	0.203709	71.68548	24.54872	3.765799
8	0.204671	71.10842	25.05547	3.836109
9	0.205009	70.88296	25.25411	3.862931
10	0.205108	70.81538	25.31398	3.870644

المصدر : الجدول من اعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews6.1

خامساً: تحليل نتائج نموذج المانيا

أما المتغيرات المستقلة المؤثرة في سعر الصرف فهي معدل النمو الحقيقي في GDP لألمانيا. الذي يرمز له X_1 ، والسعر العالمي للنفط الذي يرمز له X_2.

أ- اختبار استقرارية المتغيرات لألمانيا

يحتل الاقتصاد الألماني المرتبة الأولى بين اقتصادات دول منطقة اليورو لأنه اقتصاد كبير ومنظم فساعد ذلك على حصولها على قروض من مؤسسات دولية وإعادة إقراض دول منطقة اليورو محققا ذلك أرباحا طائلة لألمانيا، وقد استفادت ألمانيا من الوحدة النقدية الأوربية إذ سهلت عليها غزو الأسواق الأوربية، يذهب ثلثا إنتاجها إلى أوربا، فضلاً عن نجاحها في إبقاء السوق الداخلية ونظامها المصرفي في منأىً عن الأزمات الاقتصادية وتداعياتها، وتصل نسبة البطالة في المانيا الى (٦.٨%) اي ان عدد العاطلين عن العمل وصل الى (٢.٨٨) مليون شخص ويمكن القول: إنَّ اقتصاد ألمانيا قادر على حمل أعباء الشعب الألماني وعلى الرغم من كبره يعد صغيراً أمام تحمل أعباء منطقة اليورو كاملة، فهو يلعب الدور الأساسي في الدعم المالي للدول المتعثرة اقتصادياً، وكيف يمكن ذلك ومنطقة اليورو بحاجة إلى أكثر من ١.٦ ترليون يورو لمواجهة أزمتها

المالية. (بيندر واشروود، ٢٠١٥، ٩٦-٩٨) وقبل القيام بتقدير الأنموذج الخاص بألمانيا ينبغي اختبار استقرارية السلاسل لمتغيرات الأُنموذج وتحديد رتبها لمعرفة هل المتغيرات مستقرة أم لا؟ معتمدين على اختبار جذر الوحدة لديكي فوللر الموسع واختبار فيليبس بيرون، وبعد إجراء الاختبارين المذكورين بالاعتماد على قيم t المحسوبة التي قورنت مع قيمة t الجدولية سواء أكانت بحد ثابت أو حد ثابت واتجاه زمني عام، تبين أنَّ متغيرات النموذج غير مستقرة بالمستوى نفسه بل بوجود متغير واحد متمثل في X_1 معدل النمو الحقيقي في GDP مستقر في المستوى، أمَّا المتغيرات الأُخرى المتمثلة X_2 السعر العالمي للنفط والمتغير التابع Y سعر صرف اليورو فقد استقرت في الفرق الأول عند مستويات معنوية (١%) و (٥%) لذلك سنقبل فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة ونرفض الفرضية البديلة القائلة بعدم وجود جذر الوحدة.

جدول رقم (٧)

نتائج اختبار (ADP) ديكي فوللر الموسع واختبار (P-P) فيليبس بيرون (Level Test)

PP Test			Test ADF			Var	
None	Intercept & Trend	Individual Intercept	None	Intercept & Trend	Individual Intercept		
2.692358-	4.532598-	3.831511-	2.692358-	4.728363-	3.831511-	1%	LNY
1.960171-	3.673616-	3.029970-	1.960171-	3.759743-	3.029970-	5%	
0.608748	2.416398-	1.072484-	0.321416	3.095649-	1.115738-	T – statistic	
2.69258-(*)	4.53258-(*)	3.831511-(*)	2.69238-(*)	4.7263-(*)	3.8386-(*)	1%	LNX1
1.96171-(*)	3.67316-(*)	3.029970-(*)	1.96071-(*)	3.75943-(*)	3.0491-(*)	5%	
3.496089-	9.572383-	8.690814-	3.496370-	3.430587-	4.600006-	T – statistic	
2.692358-	4.532598-	3.831511-	2.692358-	4.532598-	3.831511-	1%	LN X2
1.960171-	3.673616-	3.029970-	1.960171-	3.673616-	3.029970-	5%	
0.978914	2.788889-	0.705578-	0.518059	2.994626-	0.908817-	T – statistic	

المصدر: الجدول من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews6.1

كما تم اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF test) واختبار فيليبس بيرون (p-p) لسلاسل المتغيرين سعر الصرف Y و X_2 السعر العالمي للنفط تبين أن المتغيرين المذكورين استقرا في الفرق الأول I(1) إذْ أشارت نتائج الجدول (٨) إلى إن السلاسل الزمنية مستقرة في الفرق الأول وعند مستويات معنوية (١%) و (٥%) سواء كان بوجود حد ثابت ومن دون اتجاه زمني عام أو بوجود حد ثابت و اتجاه زمني عام لأن السلاسل الزمنية لمتغيرات الأنموذج غير مستقرة في المستوى نفسه يفضل استعمال منهج (ARDL) كونه المنهج الملائم لذلك.

جدول رقم (٨) نتائج اختبار (ADP) ديكي فوللر الموسع، واختبار فيليبس بيرون (PP)

PP Test			Test ADF			Var	
None	Intercept & Trend	Individual Intercept	None	Intercept & Trend	Individual Intercept		
2.69979-(*)	4.57159-(*)	3.857386-(*)	2.69969-(*)	4.61629-(*)	3.8851-(*)	1%	LNY
1.96109-(*)	3.69084-(*)	3.040391-(*)	1.96109-(*)	3.71082-(*)	3.0569-(*)	5%	
4.372701-	5.456157-	5.776744-	4.314048-	4.032604-	4.219486-	T – statistic	
2.69969-(*)	4.57159-(*)	3.857386-(*)	2.69969-(*)	4.57159-(*)	3.8576-(*)	1%	LN X2
1.96149-(*)	3.69014-(*)	3.040391-(*)	1.96149-(*)	3.69084-(*)	3.0391-(*)	5%	
4.617295-	6.542833-	6.429595-	4.578600-	4.640674-	4.798032-	T – statistic	

المصدر: الجدول من اعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews6.1

ب- اختبار فترة الإبطاء المثلى لألمانيا:

لاختبار مدة الإبطاء المثلى للفرق الاول لقيم المتغيرات في الأُنموذج (ARDL) باستعمال خمسة معايير من أجل تحديد هذه المدة في الأُنموذج قيد الدراسة المتمثلة في معيار (AKAIKEAIC) ومعيار (SCHWARZ SC) ومعيار (HANNAN & QUINNHQ) ومعيار (BAYESIAN BIC) ومعيار خطأ التنبؤ النهائي (Final Predication Error Criterion FPE) وعند تطبيق هذه المعايير بدءاً باستعمال مدة إبطاء مساوية للعدد (١) وأكدت المعايير كافة إلى أنَّ مدة الإبطاء المثلى تساوي (١)، وهذا يعني ان المدة الزمنية المثلى التي تجعل المتغيرات المستقلة ذات تأثير معنوي في المتغير التابع هي سنة واحدة كما في الجدول أدناه.

جدول رقم (٩)

تقدير مدة الإبطاء لألمانيا وفق المعايير (LR , FPE , AIC , SC , HQ)

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: Y X1 X2
Exogenous variables: C
Date: 06/17/15 Time: 10:29
Sample: 1995 2014
Included observations: 19

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-112.6341	NA	38.80984	12.17201	12.32113	12.19725
1	-84.02582	45.17101*	5.020470*	10.10798*	10.70447*	10.20893*

* 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

المصدر : الجدول من اعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews6.1

ج- تقدير معادلة الانحدار وفق منهجية (ARDL) لألمانيا:

جدول رقم (١٠)

تقدير أنموذج لألمانيا في الاجل الطويل باستعمال منهجية (ARDL)

Dependent Variable: D(Y)
Method: Least Squares
Date: 06/17/15 Time: 9:59
Sample (adjusted): 1997 2014
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(X1(-1))	0.022817	0.009113	2.503895	0.0243
D(X2(-1))	-0.001185	0.001846	-2.642117	0.0305
C	0.023402	0.024616	0.950706	0.03568

R-squared	0.917072	Mean dependent var	0.015806
Adjusted R-squared	0.826015	S.D. dependent var	0.110553
S.E. of regression	0.097261	Akaike info criterion	-1.671826
Sum squared resid	0.141895	Schwarz criterion	-1.523431
Log likelihood	18.04644	Hannan-Quinn criter.	-1.651365
F-statistic	9.482121	Durbin-Watson stat	1.870020
Prob(F-statistic)	0.007255		

المصدر : الجدول من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews6.1

بناءاً على النتائج التي توصل اليها من اختبار جذر الوحدة السابق تبين أن السلاسل الزمنية مستقرة في درجات مختلفة ولذلك استعمل منهج (ARDL) في تقدير معادلة الانحدار المتعدد باعتماد نموذج الإبطاء لمدة واحدة لتكون النتائج حقيقية وغير زائفة. ومن الجدول أعلاه تشير نتائج التقدير لهذا الأُنموذج إلى أنه يتمتع بقوة تفسيرية عالية، وتبين ذلك من قيمة معامل التحديد المصحح R^2 والبالغة (٨٢%)، وهذا يعني نسبة ما فسرته المتغيرات المستقلة في المتغير التابع بهذه النسبة أما الـ (١٨%) المتبقية فهي متغيرات من خارج الأُنموذج لم يحط بها الأُنموذج، واظهر الأُنموذج معنويته من الناحية الإحصائية ككل عند مستويات معنوية مقبولة إحصائياً إذْ بلغت قيمة (F) المحسوبة (٩.٤٨) وهي أكبر من قيمة F الجدولية. ولم تظهر مشكلة الارتباط الذاتي بين المتغيرات العشوائية المتسلسلة لوقوع قيمة D.W في منطقة القبول البالغة (١.٨٧). توضح مقدرات الأُنموذج إنَّ الصيغة اللوغارتمية أفضل صيغة مثلت الدالة وعكست قيمة (t) المحسوبة معنوية متغيرين، الأول (X_1) معدل النمو الحقيقي في GDP، والثاني (X_2) السعر العالمي للنفط فقد أظهر المتغير (X_1) معدل النمو الحقيقي في GDP معنويته وبإشارة موجبة تتفق مع منطق النظرية الاقتصادية وبمرونة قدرها (٠.٠٢٢) وهذا يعني أن زيادة معدل النمو الحقيقي في GDP بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى زيادة القيمة الحقيقية لسعر الصرف بمقدار المرونة المذكورة، ولتكون الصورة واضحة عن حجم النمو الحقيقي في قيمة السلع والخدمات، واجهت المانيا التي يعد أقتصادها أكبر اقتصادات الاتحاد النقدي الأوربي تراجع في معدلات النمو الحقيقي أعقاب الازمة المالية العالمية مشكلة مصدر قلق العالم، فالنمو الألماني يلعب دوراً مهماً في نمو منطقة اليورو بشكل عام معوضاً عن التراجع الذي يحدث في نمو باقي اقتصادات المنطقة ولكن ضعف النمو الألماني والفرنسي اللذان يشكل نحو ٥٠% من الناتج المحلي الإجمالي الأوربي يلقي بظلاله على النمو الاقتصادي الأوربي لاسيما في المدة الأخيرة. أمَّا المتغير (X_2) السعر العالمي للنفط فقد أظهر تأثيره المعنوي وبإشارة سالبة وهو يوضح العلاقة العكسية بينه وبين سعر الصرف، فعندما يرتفع السعر العالمي للنفط بمقدار دولار واحد فان سعر الصرف الحقيقي لليورو سينخفض بمقدار المرونة البالغة (٠.٠٠١١)، فقد بينت دراسة (Ralf , 2001) أن التغيرات في أسعار الصرف والفائدة تفسر جزءاً مهماً من التباين في أسعار السلع الأساسية، وهذا ما يفتح الباب لمزيد من التحري عن الروابط بين متغيرات وسياسات الاقتصاد الكلي من جهة وتقلبات أسعار السلع الأساسية من جهة اخرى، ولكن هذا لايعني وجود علاقة مؤكدة ومباشرة موجبة أو سالبة بين صعود أو نزول أسعار الفائدة وأسعار النفط لكن العلاقة العكسية بين سعر صرف اليورو وسعر النفط كانت واضحة. إذْ إنَّ ثمة فرقاً بين تغيرات سعر النفط في السبعينيات والعقد الأول من القرن

الحادي والعشرين بسبب تأثير النفط أكثر من تأثير أدوات السياسة النقدية فهذه ليست جديدة في اقتصادات الدول المتقدمة وسياساتها.

د: تحليل دوال استجابة النبضة (IRF)

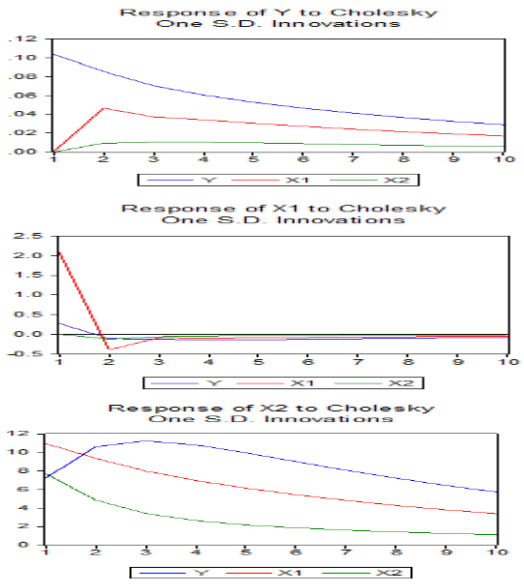
يوضح الجدول (١١) استجابة سعر الصرف لصدمة مفاجئة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغير نفسه والمتغيرات المستقلة الأخرى، فقد تبين ان استجابة سعر صرف اليورو للصدمات غير المتوقعة في المتغير نفسه يكون موجباً وهو البالغ (٧.٢٣%)، ويميل إلى الارتفاع حتى يصل أعلى مستوياته في السنة الثالثة (١١.٢٤%) ثم بدأ بالانخفاض فوصل في السنة العاشرة إلى (٥.٢٧%). أمَّا استجابة سعر صرف اليورو لصدمة مفاجئة بمقدار انحراف معياري في المتغير X_1 معدل النمو الحقيقي فيGDP فتكون موجبة تعكس الأثر الكبير في سعر الصرف وبخصوص في الآجل القصير أكثر من الآجل الطويل إذْ يبدأ بالانخفاض وصولاً إلى أدنى مستوياته في السنة العاشرة والبالغ (٣.٣٨) يعكس هذا الانخفاض أثر الأزمة المالية العالمية في الآونة الأخيرة من معدلات النمو الحقيقي في GDP لألمانيا، بسبب تراجع معدلات النمو العالمي وانخفاض الطلب على الصادرات الألمانية مسبباً صدمة في سعر صرف اليورو. أمَّا استجابة سعر الصرف اليورو Y لصدمة بمقدار انحراف معياري واحد في السعر العالمي للنفط X_2 فإنَّ هذه الصدمة يظهر تأثيرها في الاجل القصير بشكل أكبر مما في الآجل الطويل تعكس الأثر الواضح لهذا المتغير الاستراتيجي لدخول النفط في أغلب صناعات ألمانيا فعند زيادة سعره سيؤدي الى رفع كلف الإنتاج ثم رفع سعر الوحدة المنتجة وانخفاض قدرتها على المنافسة العالمية ويأخذ تأثير هذا المتغير بالانخفاض حتى يصل إلى أدنى مستوياته في السنة العاشرة عاكساً تأثيره الواضح في المدى القصير أكثر مما في المدى الطويل التي سرعان ما يضمحل بسبب اكتشاف مصادر طاقة جديدة بديلة.

جدول رقم (١١)

استجابة سعر الصرف لحدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد

Period	LOGY	$LOGX_1$	$LOGX_2$
1	7.230204	10.95068	7.716369
2	10.60096	9.377551	4.856194
3	11.24361	7.993163	3.420995
4	10.79979	6.976372	2.649051
5	9.956219	6.143740	2.182609
6	9.008819	5.437264	1.864805
7	8.079526	4.823681	1.624835
8	7.214948	4.284517	1.430198
9	6.429301	3.807899	1.265364
10	5.723254	3.385305	1.122411

المصدر: الجدول من اعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews6.1



شكل رقم (٢)

يوضح استجابة المتغيرات لحدوث صدمة بانحراف معياري واحد في المتغير نفسه والمتغيرات الأُخرى

هـ- تحليل مكونات التباين VD

جدول رقم (١٢)

تحليل مكونات التباين لأُنموذج ألمانيا

Period	S.E	LOGY	$LOGX_1$	$LOGX_2$
1	15.22287	22.55840	51.74752	25.69408
2	21.34566	36.13758	45.61875	18.24368
3	25.64468	44.25988	41.32087	14.41925
4	28.80924	49.12338	38.60566	12.27097
5	31.17063	52.16474	36.86279	10.97247
6	32.95160	54.15280	35.70849	10.13871
7	34.30736	55.50358	34.91889	9.577527
8	35.34760	56.45109	34.36309	9.185818
9	36.15094	57.13301	33.96236	8.904621
10	36.77453	57.63391	33.66774	8.698343

المصدر: الجدول من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews6.1

يوضح الجدول (١٢) نتائج تحليل مكونات التباين لأنموذج ألمانيا الخاص بسعر صرف اليورو المتأتي من الصدمات التي تحدث في متغيرات الأُنموذج الألماني، إذْ يبين العمود الثاني من الجدول أدناه الخطأ المعياري الذي يرمز له S.E، في حين تمثل الأعمدة الأخرى نسبة تباين كل متغير من التباين الكلي و يظهر من العمود الثالث أن متغير سعر صرف اليورو Y يفسر ٢٢.٥٥% من مكونات التباين في سعر الصرف للسنة الأولى عند حدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغير نفسه آخذا في التزايد حتى يصل في السنة العاشرة الى ٥٧.٦٣% ، في حين يفسر المتغير X_1 معدل النمو الحقيقي في GDP للسنة الأولى عند حدوث صدمة بمقدار

انحراف معياري واحد ٥١.٧٤% من مكونات التباين في سعر صرف اليورو فينخفض بعدها وبشكل تدريجي ليصل في السنة العاشرة الى ٣٣.٦٦% . كما فسر المتغير X_2 السعر العالمي للنفط ٢٥.٦٩% من مكونات التباين في سعر صرف اليورو للسنة الأولى عند حدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد فانخفض بعدها وبشكل تدريجي حتى وصل في السنة العاشرة إلى أدنى مستوياته البالغة ٨.٦٩%، وهذا يعكس أثر المتغير في الأجل القصير مما هو في الأجل الطويل، يعود هذا إلى إيجاد مادة أولية بديلة (كالطاقة المتجددة) تكون مجدية بسبب ارتفاع أسعار النفط تساعد على توفير المادة الأولية وزيادة المعروض السلعي.

الاستنتاجات والتوصيات

الاستنتاجات:

١- إن انشاء عملة اليورو إنجاز عظيم في عملية التكامل الأوربي، إذْ تعد العملة الأوربية الموحدة ضماناً للاستقرار النقدي للدول الأعضاء وتحسين قاعدتها التصديرية، ونمو قدراتها التنافسية، وكفاءة إنتاجها ولكنه يلقي مسؤولية السعي على سياسة متماسكة ومدروسة.

٢- لا يمكن تجاهل المخاطر التي تحيط بالمجتمع الأوربي، والعمل بعناية لضمان التنمية المستدامة في منطقة اليورو، من خلال تنفيذ مجموعة من الإصلاحات الهيكلية المتسلسلة الهادفة إلى تطوير الاسواق واستعادة القدرة التنافسية وتعزيز النشاطات الإبداعية وذلك يعزز النمو الاقتصادي والإنتاجية والتوظف لكي تستطيع منطقة اليورو كلها من استيعاب الصدمات الداخلية والخارجية.

٣- إنَّ الانضمام إلى منطقة اليورو يفسح المجال لزيادة الاستقرار الاقتصادي للدول الأعضاء الجدد بتوفيرهم للاستقرار النقدي واستقرار الأسعار، مسببا ذلك اجتذاب الاستثمارات وزيادة كثافة العلاقات التجارية، والزيادة في تدفقات السياحة والعمالة بين الدول الأعضاء.

٤- تبين من التحليل القياسي لنماذج دول المركز المتمثلة في (فرنسا والمانيا) ان ثمة متغيرين فقط يؤثران في سعر الصرف لليورو كمتغير تابع هما التضخم ومعدل النمو الحقيقي في GDP لفرنسا، والسعر العالمي للنفط ومعدل النمو الحقيقي في GDP لألمانيا.

٥- تبين من تقديرات اختبار (ARDL) لأنموذجي فرنسا والمانيا معنويتهما من الناحية الإحصائية والاقتصادية.

٦- تشير دوال استجابة النبضة لأنموذج ألمانيا إلى أن حدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد في متغير معدل النمو الحقيقي في GDP سيغير سعر صرف اليورو بمقدار (١٠.٩٥) في السنة الأُولى ويستمر التأثير موجبا ومتناقصا حتى السنة العاشرة.

التوصيات:

١- ضرورة تقليل التباين في الأداء الاقتصادي بين الدول الأعضاء للاتحاد الأوربي يعد شرطاً أساسياً لنجاحه واستقراره إذْ إنَّ ظهور صدمات غير متماثلة من الصعب التعامل معها في الاتحاد النقدي.

٢- اتسام البنك المركزي الأوربي بالشفافية التامة، وعدم التهاون بشأن المؤشرات الاقتصادية غير الحقيقية للدول الأعضاء لأن الاتحاد سيدفع ثمن ذلك التهاون في النهاية.

٣- إن تحقيق الاستقرار والنجاح لأي تكتل له عملة موحدة لا يكون من سياسة نقدية موحدة فقط يرسمها بنك مركزي في ظل ترك السياسة المالية بين السلطات الوطنية للدول الأعضاء، بل يتطلب الأمر التنسيق بين الدول الأعضاء في مجال السياسة المالية تحت إشراف مركزي من أجل تجنب الاختلال المالي في منطقة العملة الموحدة.

٤- ضرورة ضمان الاستقرار الاقتصادي لجميع الدول الأعضاء في التكتل وسرعة مواجهة أي هزات قد تضعف اقتصاد أي دولة عضو بالتشديد على معايير التقارب قبل الانضمام، لأن التكتل الاقتصادي الذي يضم اقتصادات قوية وأخرى ضعيفة يكون تكتلها هشاً وعرضة لانتشار العدوى بين أعضائه وثم انفراط عقده في النهاية. لذلك إنَّ رغبة أي دولة في الانضمام الى الاتحاد النقدي الأوربي ينبغي عليها في البداية تطبيق مؤشرات الأداء الاقتصادي دون اللجوء إلى تزوير هذه المؤشرات.

المصادر

أولا: العربية

١- بيندرو، جون، واشروود، سايمون، ٢٠١٥، الاتحاد الاوربي ، ترجمة خالد غريب ، مراجعة رياض وراد، مؤسسة هنداوي للتعليم والثقافة، القاهرة.

٢- حسن، علي عبدالزهرة، ٢٠١٤، استعمال أسلوب دمج النماذج المرتبطة ذاتيا ونماذج توزيع الإبطاء ARDL في تأثير المساحة المزروعة والأسعار في إنتاج الرز في العراق ، رسالة ماجستير، مقدمة إلى كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد.

٣- سلامي، احمد، ومحمد، شيخي، ٢٠١٣، الاقتصاد الجزائري للمدة ١٩٧٠-٢٠١١، مجلة الباحث، العدد (١٣).

٤- الشوربجي، د.مجدي، ٢٠٠٧، العلاقة بين راس المال البشري والصادرات والنمو الاقتصادي في تايوان، مجلة العلوم الاقتصادية، جامعة مصر للعلوم والتكنولوجيا، مصر.

٥- العبدلي، عابد ، ٢٠٠٧ ، محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في اطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، مجلة كامل صالح للاقتصاد الاسلامي، العدد (٣٢)، جامعة الازهر.

٦- عطية، محمد عبدالقادر، ٢٠٠٠، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية للطباعة والنشر، الأسكندرية.

٧- محمد، شيخي، ٢٠١٢، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات، الطبعة الأولى، دار حامد للنشر، عمان، الأردن.

٨- المجالي، اياد خالد شلاش و الدروبي، رانيا، ٢٠١١، أثر المتغيرات الاقتصادية في حجم الاستثمار الاجنبي في بورصة عمان للاوراق المالية خلال الفترة (١٩٩٤ - ٢٠٠٩)، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، مجلد (٢٧)، العدد (٤).

ثانياً: الاجنبية

1- European Central Bank , 1997-2014 , Annual Report
2- Guglielmo Maria Caporale & Others , 2008 , Fiscal shocks & Real Exchange Rate Dynamics : Some Evidence for Latin America , working paper , centre for Empirical Finance , Brunel University , No 2228 , Fibruary.
3- Hassan B. Ghassan & Salman AL Dehailan, 2009 , Testof Non Liner Cointegration Between Government Investment & Private Investment & Private Investment in Saudi Arabia Economy , MPRA
4- Luca A. Ricci , 1997 , A Model of an Optimum Currency Area , IMF Working paper.
5- . Pesaran , Y. Shin & J. Simth , 2001 , Bound testing Approaches to the Analysis of Level Relationships , Journal of Applied Econometrics , vol 16.
6- Phillips, R. & P.Perron , 1988 , Testing for a Unit Root in Time Series Regression , Biometrika, Vol.57, USA.
7- Ralf Kronberger , 2001 , A Cost – Benefit Analysis of a Monetary Union for MERCOSUR with Particular Emphasis on the Optimum Currency Area Theory.