تقدير العلاقة التوازنية بين تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر، سعر الصرف والناتج المحلي الإجمالي في الجزائر– دراسة قياسية للفترة 1980–2020.

Estimation of equilibrium relationship between foreign direct investment inflows, exchange rate and gross domestic product in Algeria - econometric study for the time period 1980-2020

محسن حمريط*

جامعة عباس لغرور خنشلة

hamrit.mohsen@univ-khenchela.dz

تاريخ الاستلام: 2022/08/18 تاريخ القبول 2022/09/25 تاريخ النشر 2023/05/14

ملخص:

تعالج هذه الورقة البحثية العلاقة طويلة الاجل بين تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر، سعر الصرف والناتج الداخلي الخام في الجزائر ، تم استعمال تقنية Johansen متعددة المتغيرات للتكامل المتزامن لتقدير العلاقة طويلة الاجل بين متغيرات الدراسة باستعمال عينة سنوية تغطي الفترة من 1980 الى 2020، تم إيجاد علاقة معنوية طويلة الاجل بين المتغيرات لكن من خلال هذه الدراسة يظهر ان الناتج الداخلي له قدرة تفسيرية اقوى بالمقارنة مع متغير سعر الصرف في تفسير تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر، كما تم إيجاد ان تدفقات الاستثمار الأجنبي تعتمد بصفة اكبر على متغيرات أخرى غير مدرجة في النموذج.

الكلمات المفتاحية: الاستثمار الأجنبي المباشر، سعر الصرف، التكامل المتزامن.

Abstract:

* المؤلف المراسل

This paper examines the long run relationship between foreign direct investment inflows, exchange rate and gross domestic product in Algeria, Johansen multivariate technique for cointegration was applied to estimate the long run relationship using an annual sample data covering the period from 1980 to 2020, a valid and strong long run relationship was found between the variables of the study, but gross domestic product appears to have more power in comparison to exchange rate in explaining foreign direct investment inflows. It is also found that foreign direct investment depends in large magnitude on other variables not included in this model.
key words*:* Foreign direct investment, exchange rate, cointegration.

مقدّمة:

يعتبر البترول و الغاز من اهم قطاعات التصدير في الجزائر حيث تعتبر الجزائر من الدول الأولى من حيث احتياطات الغاز الطبيعي كما تحتل المرتبة 14 من حيث احتياطات البترول في 2018 ويشكل قطاع المحروقات ما نسبته 60% من مداخيل الخزينة، وبالرغم من ذلك فان الجزائر مازلت تعاني من ضعف مستويات التشغيل واعتمادها على مداخيل المحروقات المتقلبة، كما ان قطاع الاستثمارات بقى ضعيف مقارنة مع الدول ذات المستوى المماثل من الدخل ويتركز أساسا على الاستثمار في قطاع المحروقات بدلا من القطاعات الأخرى الأساسية التي تستهدفها الدولة، تحسنت مستويات الاستثمار الداخلة في سنة 2000 وارتفعت من مستوى 0.5% في 1997 الى 2% من مستوى الناتج الداخلي الخام في سنة 2001 ووصلت الى اعلى نسبة في 2006 لقد لنفضت في سنة 2008 بسبب الازمة المالية العالمية (Mohammed alazaiza. 2020. P. 227).

يعتبر الاستثمار الأجنبي المباشر سياسية اقتصادية ذات أهمية لكل البلدان لسد الفجوة بين مستويات الادخار المحلي و الاستثمار المحلي ونقل التكنولوجيا زيادة مستويات التشغيل و الجزائر لديها إمكانيات معتبرة لجذب الاستثمار الأجنبي بما فيها الموقع الجغرافي وتنوع الموارد الطبيعية و العنصر البشري وسعة السوق المحلي، لكن قرار الاستثمار يعتمد على جودة مناخ الاستثمار المتوفر و المحفزات الممنوحة و المخاطر و الصعوبات

المحتملة وحسب UNCTAD تعتمد جاذبية الاستثمار على ثلاث عوامل أساسية مهمة: (Fatima zohra khelifa & Fatima taleb. 2021. PP .780-778).

– سياسة البلد المضيف (الاستقرار السياسي والاقتصادي، قواعد السوق، الاتفاقيات الدولية حول الاستثمار الأجنبي....).

– خصائص السوق (حجم وبنية السوق، مستوى النمو، التكنولوجيا والبنى التحتية....).

– الحوافز المقدمة والصعوبات المحتملة.

الاستثمار الأجنبي المباشر هو صافي تدفقات الاستثمار الوافدة للحصول على حصة دائمة في الإدارة (نسبة 10 في المائة أو أكثر من الأسهم المتمتعة بحقوق التصويت) في مؤسسة عاملة في اقتصاد غير اقتصاد المستثمر. وهو عبارة عن مجموع رأس مال حقوق الملكية والعائدات المعاد استثمارها وغير ذلك من رأس المال طويل الأجل ورأس المال قصير الأجل، كما هو مبين في ميزان المدفوعات. وتوضح هذه السلسلة صافي التدفقات (صافي تدفقات الاستثمارات الجديدة مخصوماً منها الاستثمارات التي يتم سحبها) في البلد المعني من المستثمرين الأجانب. البيانات معبر عنها بالقيمة الحالية للدولار الأمريكي (World bank. 2022).

تتمثل الإشكالية الأساسية لهذا البحث في معرفة مدى تأثير كل من سعر الصرف والناتج الداخلي الخام على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر، وللإجابة على هذه الإشكالية الأساسية تم طرح الفرضيات التالية:

– يؤدي استقرار سعر الصرف الى زيادة تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر.

– تؤدي زيادة الناتج الداخلي الخام الى زيادة تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر.

يتأثر الناتج الداخلي بمجموعة من المتغيرات لكن يعتبر سعر الصرف والناتج الداخلي الخام من اهم المتغيرات الأساسية وتهدف هذه الدراسة الى تحليل العلاقة التوازنية بين

متغيرات الدراسة وتقدير تأثير كل من سعر الصرف والناتج الداخلي الخام على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر خلال فترة الدراسة.

المبحث الأول: الدراسات السابقة، توصيف البيانات واختبارات الاستقرارية

تعتبر الدراسات السابقة من اهم النقاط الأساسية لمعرفة النماذج المستعملة والنتائج المتوصل عليها والافاق المطروحة التي الاعتماد عليها في دراسة البيانات الجديدة واختيار المنهجية الملائمة.

المطلب الأول: الدراسات السابقة

دراسة Lan tan et al (2021) المعنونة ب "the influence of exchange rate on foreign direct investment inflows: an empirical analysis based on cointegration and granger causality test" استعملت هذه الدراسة اثر الكلفة cost effect واثر الثروة wealth effect واثر الطلب demand effect لآليات سعر الصرف المؤثرة على تدفقات الاستثمار الاجنبي المباشر بالإضافة الى متغيرات تحكم control variables مثل الانفاق الحكومي ومؤشر الانفتاح، استعملت الدراسة بيانات سنوية من 1985 الى 2019 بالتركيز على مقاطعة Zhejiang في الصين ودراسة تدفقات الاستثمار الاجنبي الداخلة من الولايات المتحدة الامريكية، توصلت هذه الدراسة الى ان اثر الثروة هو المتغير الاساسي المؤثر بالمقارنة مع اثر الطلب واثر الكلفة مما ينبغي تطوير تراكم احتياطات راس المال البشري وتحسين البنى التحتية لزيادة الاثار الاخرى لانتقال تدفقات الاستثمار الاجنبي المباشر وتخفيف الاثار التي قد نتنج عن رفع قيمة العملة مستقبلا.

دراسة Birgül cambazoğlu & Sevcan güneş (2016) المعنونة ب "Relationship between foreign exchange rate and foreign direct investment in turkey" استعملت هذه الدراسة بيانات شهرية من 2007 الى 2015 لدراسة اثر سعر الصرف الحقيقي على تدفقات الاستثمار الاجنبي الداخلة باستعمال

مقاربة ARDL للتكامل المتزامن مع ادراج تغيرات هيكلية لمحاكاة الازمة المالية ل2008 توصلت هذه الدراسة الى عدم وجود علاقة بين المتغيرين في الاجل القصير لكن في الاجل الطويل توجد علاقة معنوية بين المتغيرين مما يؤكد ان الاستثمار هي سيرورة طويلة الاجل وتعتمد على بعض المتغيرات الاخرى المهمة الى جانب سعر الصرف وتغيرات سعر الصرف مما يؤكد اهمية قناة الثروة كأحد الاليات المهمة لانتقال اثار سعر الصرف الى تدفقات الاستثمار الاجنبي المباشر.

دراسة (2012) Hosein Sharifi & Maryam Mirfatah المعنونة ب "The impact of exchange rate volatility on foreign direct investment in Iran" ركزت هذه الدراسة على تذبذب سعر الصرف بدلا من سعر الصرف كأحد المتغيرات الاساسية المحددة لتدفقات الاستثمار الاجنبي ركزت هذه الدراسة على ضعف مستويات الادخار في البلد المضيف التي يمكن تعزيزها عن طريق تدفقات الاستثمار الاجنبي المباشر، استعملت هذه الدراسة مقاربة Johansen للتكامل المتزامن لدراسة العلاقات التوازنية طويلة الاجل باعتبار ان عمليات الاستثمار الاجنبي هي استثمارات طويلة الاجل على عكس استثمارات المحافظ المالية تم استعمال بيانات ربع سنوية من الفترة 1890 الى 2006 وتوصلت الى وجود علاقة عكسية بين مستويات تدفق الاستثمار الاجنبي المباشر وتذبذب اسعار الصرف وبالتالي وضع الاليات لتقليل حدة تذبذب سعر الصرف قد تفيد البلد المضيف من23 تدفقات الاستثمار الاجنبي المباشر.

دراسة (2015) Kamel Si Mohammed et al المعنونة ب " The effect of foreign direct investment on Algerian economy" من خلال مقاربة ARDL لعينة تتكون من 45 مشاهدة سنوية من 1970 الى 2014 لدراسة العلاقات التوازنية والعلاقات السببية بين الاستثمار الأجنبي المباشر وبعض المتغيرات التي تمثل الاقتصاد الجزائري مثل الناتج الداخلي الخام والصادرات خارج قطاع المحروقات ومستويات

التشغيل، تم الوصول من خلال هذه الدراسة ان الاستثمار الأجنبي المباشر يعتمد على متغيرات أخرى قد تكون ذات أهمية مثل الاستقرار السياسي والاستقرار الاقتصادي.

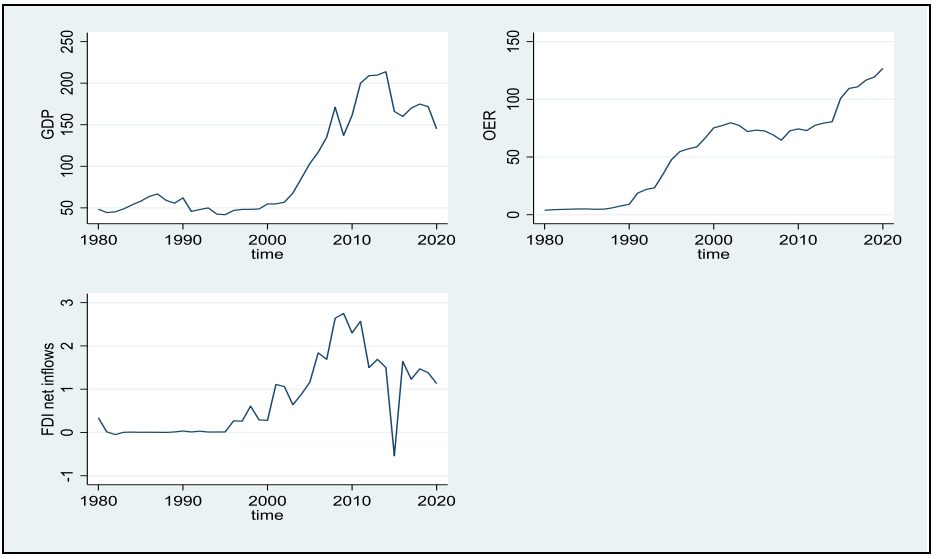
دراسة Mohammed Alazaiza (2020) المعنونة ب " Inward foreign direct investment in Algeria: determinants, performance and challenges in the past twenty years" استعملت هذه الدراسة عينة تغطي الفترة من 1996 الى 2016 لتحليل مناخ الاستثمار في الجزائر واهم الاستراتيجيات المتبعة من طرف الدولة الجزائرية في هذا المجال بالإضافة الى دراسة قياسية من خلال سببية غرانجر لاهم المتغيرات التي قد تؤثر على الاستثمار الأجنبي المباشر مثل سعر الصرف، الناتج الداخلي الخام الحقيقي، مؤشر الفساد والانفتاح والناتج الداخلي الخام وتوصلت هذه الدراسة الى ان مستوى الاستثمار الداخلي الخام متقلب خلال فترة الدراسة وبقي ضعيف مقارنة مع التوقعات ويتركز أساسا في قطاع المحروقات وتوصلت الدراسة القياسية الى عدم وجود علاقة سببية بين متغيرات الدراسة ماعدا وجود علاقة سببية بين سعر الصرف والناتج الداخلي الخام.

المطلب الثاني: توصيف البيانات

تم الحصول على بيانات الدراسة من خلال احصائيات البنك الدولي للفترة التي تغطي من سنة 1980 الى غاية سنة 2020 وهي بيانات سنوية، وهذه البيانات تخص سعر الصرف الرسمي official exchange rate وموضح من خلال الشكل 01 من خلال المتغير OER، المتغير الثاني هو الناتج المحلي الإجمالي gross domestic product والموضح من خلال المتغير GDP والمتغير الثالث هو صافي تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر net inflows of foreign direct investment والموضح من خلال المتغير FDI، صيغة سعر الصرف المعتمد عليها في هذه الدراسة هو التسعير غير المباشر الذي يمثل عدد الوحدات من العملة المحلية لوحدة واحدة من العملة الأجنبية وتم حسابة كمتوسط سنوي استنادا الى البيانات الشهرية المحصل عليها من طرف السلطات المركزية ، بيانات الناتج الداخلي الخام محصل عليها من طرف البنك الدولي معبر عليها بالقيمة الحالية

للدولار الأمريكي وصافي تدفقات الاستثمار الأجنبي الداخلة تمثل صافي تدفقات الاستثمارات الجديدة مخصوما منها الاستثمارات التي تم سحبها، هذه المتغيرات ممثلة من خلال الشكل 01، يظهر من خلال الشكل ان سعر الصرف له منحى تصاعدي مما يوضح ان قيمة العملة المحلية في تدهور مستمر بعد ان كانت تعرف نوع من الاستقرار قبل سنوات التسعينات، كما يظهر ان الناتج المحلي له منحنى تصاعدي الى غاية سنة 2014 وسجل اعلى قيمة في هذه السنة ب 213.81 مليار دولار ثم بدا في التدهور بعد ذلك وسجل قيمة 145.01 مليار دولار سنة 2020 بينما عرفت صافي تدفقات الاستثمار الأجنبي مستوى متقلب وبدات في الارتفاع ابتداء من سنة 1995 وسجلت اعلى قيمة سنة 2009 ب2.75 مليار دولار لكن عرفت نوع من الانخفاض بعد هذه السنة.

الشكل 01: تطور الناتج المحلي الإجمالي وسعر الصرف وصافي تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر من سنة 1980 الى 2020



المصدر: من اعداد الباحث بناء على مخرجات برمجية Stata.17

المطلب الثالث: اختبارات الاستقرارية

الفرع الأول: اختبار Dickey Fuller

هناك ثلاث حالات أساسية في الواقع التطبيقي عند اجراء اختبار ديكي فولر الموسع: (Matthew P. Hitt.2014. P.133)

- مشي عشوائي random walk.
- مشي عشوائي مع إزاحة random walk with drift.
- مشي عشوائي مع إزاحة حول منحى تحديدي.

الصيغ الاساسية الثلاثة في اختبار Dickey-fuller تأخذ الشكل التالي:

$$\Delta y_t = \propto y_{t-1} + u_t \dots\dots..1.$$

$$\Delta y_t = b_1 + \propto y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots 2$$

$$\Delta y_t = b_1 + b_2 t + \propto y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots 3.$$

القيم الحرجة لاختبار ديكي فولر تختلف حسب نوع السيرورة المختارة من بين السيرورات الثلاث، الفرض الصفري في اختبار ديكي فولر هو $\propto = 0$ اما الفرض البديل

$\propto< 0$ ، في حالة عدم رفض الفرض الصفري تكون السيرورة غير مستقرة وتتحقق عندما تكون القيمة المطلقة المحسوبة اقل من القيمة الحرجة لاختبار ديكي فولر، في ظل صحة الفرض الصفري $\propto= 0$ فان توزيع هذه المعلمة لا يتبع التوزيعات المعيارية المعروفة وبالتالي فان القيم الحرجة لمختلف النماذج ومختلف العينات يتم استخراجها عن طريق المحاكاة غير ان اغلب البرامج الإحصائية تحتوي عل هذه القيمة الحرجة بصفة جاهزة Damodar) .Gujarati. 2011.P.211)

في الحلات التطبيقية فان النماذج العادية لاختبار ديكي فولر تحتوي على مشكلة الارتباط الذاتي للبواقي وللتخلص من هذه المشكلة يتم إضافة فجوات من المتغير Δy_{t-i} الى غاية زوال هذه المشكلة وذلك من خلال تقدير النموذج التالي والذي يطلق عليه اختبار ديكي فولر الموسع (Frank Fabozzi. 2007. PP. 249-250).

$$\Delta y_t = f(t) + (a-1)y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} a_i \Delta y_{t-i} + u_t \dots\dots\dots 4$$

حيث f(t) هي دالة تعكس المنحى المختار (سيرورة مشي عشوائي او مشي عشوائي مع الجنوح او مشي عشوائي مع منحى خطي) والقيم الحرجة تختلف باختلاف طبيعة هذه الدالة اختبار Dickey Fuller الموسع هو اضافة فجوات مبطئة كافية من المتغير التابع الى اختبار Dickey Fuller البسيط الى غاية زوال مشكل الارتباط الذاتي، في ظل صحة الفرض الصفري $a-1=0$ فان القيم الحرجة يتم استخراجها عن طريق المحاكاة وتكون في جاهزة في اغلب البرامج الإحصائية، في حالة عدم رفض الفرض الصفري فان السيرورة تكون متكاملة من الدرجة الأولى، كما اجراء اختبار جذر الوحدة على الفروقات اذا كانت درجة التكامل اكبر من الواحد لكن في حالة السلاسل الزمنية الاقتصادية فان درجة التكامل في اغلب الحلات تكون مساوية للواحد (Frank kabouzzi. 2007. P.250).

الفرع الثاني: اختبار Philips-Perron

يختلف اختلاف Philips-Perron على اختبار Dickey-Fuller الموسع في طريقة

معالجة الارتباط الذاتي للبواقي حيث يستعمل اختبار Philips-Perron طريقة لا معلمية في معالجة هذه المشكلة عن طريق تصحيح إحصائية ADF مباشرة عن طريق جعل هذه الإحصائية مقاومة للارتباط الذاتي واختلاف التباين من خلال استعمال مقدر Newey-west وتأخذ إحصائية Philips-Perron الشكل التالي: (Christopher F. Baum & Stan Hurn. 2021. P.158):

$$\hat{t}_{pp} = \hat{t}_{DF}\sqrt{\frac{\hat{\gamma}_0}{\hat{f}_0}} - \frac{T}{2}\frac{(\hat{f}_0 - \hat{\gamma}_0)}{\sqrt{\hat{f}_0}} * \left(\frac{\hat{\sigma}_{DF}}{\hat{\sigma}}\right) \dots\dots 5$$

حيث $\hat{t}_{DF}$ تعبر عن احصائية ديكي فولر، $\hat{\sigma}_{DF}$ تعبر عن الانحراف المعياري لإحصائية ديكي فولر، ويمثل $\hat{f}_0$ مقدر Newey-West للتغاير طويل الاجل.

$$\hat{f}_0 = \hat{\gamma}_0 + 2\sum_{i=1}^{p}\left(1 - \frac{i}{p}\right)\hat{\gamma}_i \dots\dots 6$$

$$\hat{\gamma}_i = T^{-1}\sum_{t=i+1}^{T}\hat{u}_t\hat{u}_{t-i} \dots\dots 7$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-k}\sum_{t=1}^{T}\hat{u}^2 \dots\dots 8$$

الفجوة المختارة في مقدر Newey-west من خلال برمجية Stata.17 هي:

$$p = int\left[4\left(\frac{T}{100}\right)^{\frac{2}{9}}\right] \dots\dots 9$$

المبحث الثاني: الدراسة التطبيقية

تتناول الدراسة التطبيقية اختبارات جذر الوحدة والتكامل المتزامن وتقدير نموذج التكامل المتزامن، تم أيضا من خلال هذه الدراسة التطبيقية اختبارات الفرضيات المتعلقة بالنموذج وتشخيص النموذج.

المطلب الأول: نتائج اختبار الاستقرارية

لاختبار استقرارية السلاسل الزمنية موضوع الدراسة تم الاعتماد على النموذج الثاني في المعادلة 2 والنموذج الثالث في المعادلة 3 ، فاذا كانت السلاسل الزمنية تتقلب حول متوسط معدوم يتم استخدام النموذج الأول واذا كانت تتقلب حول متوسط غير معدوم يتم استعمال النموذج الثاني اما اذا كانت تتقلب حول منحى زمني خطي يتم استعمال النموذج 03 (R. Carter Hill et al.2018.P.577) نتائج اختبار الاستقرارية للسلاسل في المستوى مع الاعتماد على النموذج الثاني (ادراج الثابت) مبينة من خلال الجدول التالي:

الجدول 01: اختبار Augmented dickey fuller للسلاسل الزمنية موضوع الدراسة

المتغيرات في المستوى النموذج الثاني		
المتغيرات	القيمة المحسوبة	**P value**
GDP	-0.8265	**0.8006**
OER	0.7193	**0.9911**
FDI	-1.4224	**0.5615**
المتغيرات عند الفرق الأول النموذج الثاني		
GDP	-5.3595	**0.001**
OER	-4.2791	**0.0016**
FDI	-9.7617	**0.0000**

المصدر: من اعداد الباحث بناء على مخرجات برمجية Eviews.10

لا توجد قاعدة عامة لاختيار عدد الفجوات في اختبار ديكي فولر الموسع، وفي الحالات التطبيقية يتم اختيار عدد فجوات كافية الى غاية زوال مشكل الارتباط الذاتي، وفي حالات اخري يتم التقدير بفجوات متعددة وحذف الفجوات غير المعنوية اما في اختبار Philips Perron يتم اختيار عدد الفجوات في مقدر Newey-west من خلال العلاقة 9 (John D. Levendis. 2019. P. 152 .)، مخرجات اختبار Philips-Perron موضحة من خلال الجدول التالي:

الجدول 02: اختبار Philips–Perron لجذر الوحدة للسلاسل الزمنية موضوع الدراسة

المتغيرات في المستوي				
ادراج الثابت		GDP	OER	FDI
	t-statistics	-0.8987	0.3602	-2.0225
	P value	0.7784	0.9786	0.2764
ادراج الثابت مع المنحى الزمني		GDP	OER	FDI
	t-statistics	-1.6783	-1.8721	-3.3787
	P value	0.7423	0.6502	0.0787
المتغيرات في الفروق الأولى				
ادراج الثابت		GDP	OER	FDI
	t-statistics	-5.3327	-4.2663	-10.0619
	P value	0.0001	0.0017	0.0000
ادراج الثابت مع المنحى الزمني				
	t-statistics	-5.2244	-4.3239	-9.9263
	P value	0.0000	0.0075	0.0000

المصدر: من اعداد الباحث بناء على مخرجات برمجية Eviews.10

من خلال مخرجات الجدولين 02 و03 القيم الاحتمالية للمتغيرات في المستوى أكبر من 5% وبالتالي لا يتم رفض الفرض الصفري لجذر الوحدة، لكن بعد اخذ الفرق الأول أصبحت المتغيرات مستقرة حيث ان القيمة الاحتمالية اقل من 5% مستوى المعنوية المختار مما يبين ان السلاسل الزمنية متكاملة من نفس الدرجة مع وجود جذر وحدة وحيد وبالتالي فان الطريقة الملائمة لاختبار التكامل المتزامن هي مقاربة Johansen.

المطلب الثاني: اختبار التكامل المتزامن

قبل تحديد نموذج التكامل المتزامن يجب تحديد عدد الفجوات الازمة التي يمكن تحديدها عن طريق دوال المعلومات ، المقاربة المعمول بها في الحالات التطبيقية هي تحديد نموذج حتى الفجوة $p_(max)$ ثم تقدير العديد من النماذج بفجوات مختلفة واختيار الفجوة التي تؤدي الى تصغير دوال المعلومات، ودوال المعلومات الاكثر استعمالا هي: (Eric Zivot & Jiahui Wang.2005.P.388).

$$AIC(p) = \ln|\hat{\Omega}| + \frac{2}{T}Pk^2 \ldots..10$$

$$SBIC(p) = ln|\hat{\Omega}| + \frac{lnT}{T}Pk^2 \ldots\ldots..11$$

$$HQIC(p) = ln|\hat{\Omega}| + \frac{2k\ln(lnT)}{T}Pk^2 \ldots\ldots 12$$

تقوم فكرة دوال المعلومات على المفاضلة بين جودة التوفيق الناتجة عن إضافة متغيرات جديدة والفقد الحاصل في درجات الحرية الناتجة عن ادراج هذه المتغيرات الجديدة (mouhcene HAMRIT, Sabrina MANAA.2019.P.20) تحديد الفجوات من خلال برمجية Stata يمكن تحديدها وحتى وان كانت المتغيرات غير مستقرة حيث ان رتبة نموذج التكامل المتزامن الشعاعي تكون اقل من رتبة شعاع الانحدار الذاتي بفجوة واحدة والنتائج مبينة من خلال الجدول 03 التالي:

الجدول 03: تحديد عدد الفجوات في نموذج VECM

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-421.297				1.0e+06	22.3314	22.3774	22.4607
1	-277.034	288.53	9	0.000	813.253	15.2123	15.3963*	15.7295*
2	-267.539	18.99*	9	0.025	800.633*	15.1863*	15.5083	16.0913
3	-261.389	12.3	9	0.197	954.009	15.3363	15.7962	16.6291

المصدر: مخرجات برمجية Stata.17

ليس هناك اتفاق بين دوال المعلومات حول الفجوة الملائمة لنموذج VECM وبالتالي سوف يتم تقدير نموذج بثلاث فجوات، وزيادة عدد الفجوات إذا كانت بواقي النموذج لا تتبع التوزيع الطبيعي وتعاني من الارتباط التسلسلي. علاقات التكامل المتزامن يمكن لها ان تكون مستقرة حول ثابت سواء معدوم او غير معدوم، او تكون مستقرة حول منحى زمني، والمنحنى الزمني في بيانات المستوى يمكن ان يكون خطي او غير خطي، وعند صياغة VECM ينبغي ادراج الحدود المتوافقة مع المنحى او الثابت وتأخذ الصيغة العامة ل VECM الشكل التالي:

$$\Delta y_t = \alpha B' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \delta t + v + u_t \ldots\ldots 13$$

حيث $\delta_{t}v$ هي اشعة ذات بعد (n*1)، المعادلة 13 في صيغة الفروقات فالحد الثابت يعني وجود منحى زمني في البيانات عند المستوى، والمنحى الزمني في الفروقات قد يبين وجود منحى تربيعي في البيانات عند المستوى، بما ان المصفوفة α ذات رتبة h فانه يمكن كتابة:

$$v = \alpha u + \gamma, \qquad \gamma \perp \alpha u \dots\dots 14$$
$$\delta t = \alpha \rho t + \tau t, \qquad \tau \perp \alpha \rho \dots\dots 15$$

من خلال المعادلتين 14، 15 يمكن كتابة المعادلة 13 بالصيغة التالية:

$$\Delta y_t = \alpha(B' + u + \rho)y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \gamma + \tau t + u_t \dots\dots 16$$

من خلال المعادلة 16 يمكن مصادفة خمس حالات (Sean Becketti .2013. P.391-392):

– منحى غير مقيد (Unrestricted trend): وجود منحى تربيعي في بيانات المستوى، ومعادلات التكامل المتزامن مستقرة حول منحى زمني.

– منحى مقيد (Restricted trend $(\tau = 0)$: وجود منحى زمني خطي في البيانات عند المستوى ومعادلات التكامل المتزامن مستقرة حول منحى زمني.

– ثابت غير مقيد (Unrestricted constant$(\tau = \rho = 0)$: وجود منحنى زمني خطي في البيانات عند المستوى ومعادلات التكامل المتزامن مستقرة حول ثابت غير معدوم.

– ثابت مقيد (Restricted constant $(\tau = \rho = \gamma = 0)$: عدم وجود منحى زمني خطي في البيانات عند المستوى ومعادلات التكامل المتزامن مستقرة حول ثابت غير معدوم.

– عدم وجود منحى $(\tau = \rho = \gamma = u = 0)$: الفروقات والبيانات عند المستوى متوسطاتها معدومة ومعادلات التكامل المتزامن مستقرة حول متوسط معدوم

من خلال الشكل 01 فان أكثر الحالات توافقا مع متغيرات الدراسة هي الحالة 02 و03 بسبب وجود المنحنى الزمني وإمكانية وجود علاقة التكامل المتزامن حول ثابت غير معدوم او منحى زمني خطي.

لاختبار التكامل المتزامن تم لاعتماد على إحصائية Trace والنتائج مبينة من خلال الجدول التالي:

الجدول 04: اختبار الأثر لعدد علاقات التكامل المتزامن

Johansen tests for cointegration
Trend: Restricted constant — Number of obs = 38
Sample: 1983 thru 2020 — Number of lags = 3

Maximum rank	Params	LL	Eigenvalue	Trace statistic	Critical value 5%
0	18	-279.97245	.	37.1669	34.91
1	24	-269.78343	0.41507	16.7889*	19.96
2	28	-264.53664	0.24130	6.2953	9.42
3	30	-261.38898	0.15267		

المصدر: من اعداد الباحث بناء على مخرجات برمجية Stata.17

لاختبار عدد علاقات التكامل المتزامن تم الاعتماد على إحصائية الأثر حيث تعتبر تعتبر هذه الإحصائية أحسن من إحصائية القيمة العظمى في حالة كون عدد المتغيرات صغير(Luutkepohl,H. et al.2001. P.305) بما قيمة الإحصائية عند r=0 تتعدى القيمة المجدولة يتم رفض الفرض الصفري لعدم وجود علاقة تكامل متكامل ولكن عند r=1 لا يتم رفض الفرض الصفري لوجود علاقة تكامل متزامن واحدة، وبالتالي فان عدد علاقات التكامل المتزامن هي علاقة واحدة.

المطلب الثاني: تقدير نموذج التكامل المتزامن واختبار الفرضيات

الفرع الأول: تقدير نموذج التكامل المتزامن

علاقات التكامل المتزامن والمتمثلة في علاقة واحدة من خلال إحصائية الأثر مبينة من خلال الجدول التالي:

الجدول05: تقدير شعاع التكامل المتزامن

Johansen normalization restriction imposed

beta	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
_ce1						
FDI	1	.	.	.	.	.
OER	.0069479	.0037711	1.84	0.065	-.0004432	.0143391
GDP	-.014644	.0020065	-7.30	0.000	-.0185768	-.0107113
_cons	.9173076	.1725263	5.32	0.000	.5791622	1.255453

المصدر: من اعداد الباحث بناء على مخرجات برمجية Stata.17

من خلال الجدول 05 يظهر ان الناتج الداخلي الخام والثابت معنويان احصائيان في شعاع التكامل المتزامن بينما متغير سعر الصرف معنوي عند 6% بدلا من 5% كما ان نسبة تأثير سعر الصرف في تحقيق التوازن وتمثل نسبة 0.69 % بينما تمثل مساهمة الناتج الداخلي الخام 1.46 % بينما تمثل نسبة الثابت 91 % والتي تمثل المتغيرات الأخرى التي قد تؤثر في تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر.

الفرع الثاني: اختبار الفرضيات حول علاقة التكامل المتزامن

نموذج VECM يسمح باختبار الفرضيات حول معاملات اشعة التكامل المتزامن ومعلمات سرعة التعديل نحو التوازن، اختبار الفرضيات الصفرية حول شعاع التكامل المتزامن مبينة من خلال الجدول التالي:

الجدول 06: اختبار الفرضيات الصفرية حول شعاع التكامل المتزامن

	Chi-squared	P-value
$B_{11} = 0$ (FDI = 0)	4.677	0.031
$B_{12} = 0$ (OER = 0)	1.93	0.238
$B_{13} = 0$ (GDP = 0)	8.899	0.003
cons = 0	8.321	0.004

المصدر: من اعداد الباحث بناء على مخرجات برمجية Stata.17

من خلال الجدول يظهر ان كل معاملات شعاع التكامل المتزامن معنوية عند 5 % ما عدا المعلمة الخاصة بمتغير سعر الصرف، أي ان سعر الصرف غير معنوي في علاقة التكامل المتزامن ويمكن استبعاده من النموذج.

الفرع الثالث: اختبار النشوء الخارجي الضعيف

يكون المتغير ذو نشوء خارجي ضعيف إذا كان لا يشترك بصفة معنوية مع بقية المتغيرات في معاملات شعاع التكامل المتزامن وهذا يتحقق اذا كان صفوف مصفوفة سرعة التعديل المقابل لهذا المتغير معدومة يمكن في الحالة اسقاط المتغير من نموذج التكامل المتزامن لانه لا يشارك في عملية التعديل نحو التوازن وتقليل حجم النموذج والاستفادة من درجات الحرية ويمكن اختبار هذه الفرضية عن طريق القيود الصفرية على مصفوفة سرعة التعديل (Richard Harris, Robert sollis.2003. PP.136-460).

الجدول 07: اختبار النشوء الخارجي الضعيف لنموذج VECM

Equation	Parms	chi2	P>chi2
D_FDI	1	1.473458	0.2248
D_OER	1	7.081246	0.0078
D_GDP	1	23.51991	0.0000

المصدر: من اعداد الباحث بناء على مخرجات برمجية Stata.17

متغير FDI لا يستجيب في الاجل القصير للاختلالات الناتجة في علاقة التكامل ويستجيب فقط في الاجل الطويل، بينما التصحيحات في الاجل تتم عن طريق متغير سعر الصرف والناتج الداخلي الخام.

المطلب الثالث: تشخيص النموذج

اختبارات تشخيص نموذج التكامل المتزامن الشعاعي تتضمن اختبار مضاعف لاغرانج للارتباط التسلسلي للبواقي Lagrange multiplier واختبار Jarque-Bera للتوزيع الطبيعي للبواقي وشرط استقرار القيمة الخاصة للمصفوفة المرافقة (Fapetu, O., et al.2021. P.35) اختبار الارتباط التسلسلي لمضاعف لاغرانج LM test مبين من خلال الجدول التالي:

الجدول 08: اختبار مضاعف لاغرانج للارتباط الذاتي للبواقي

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	5.8125	9	0.75853
2	15.3376	9	0.08207
3	13.3689	9	0.14661
4	11.6045	9	0.23653

H0: no autocorrelation at lag order

المصدر: من اعداد الباحث بناء على مخرجات برمجية Stata.17

الفرضية الصفرية في اختبار مضاعف لاغرانج هي عدم وجود الارتباط التشلسي للبواقي، ولم يتم رفض هذه الفرضية حتى الفجوة الرابعة لان القيمة الاحتمالية اكبر من 5 %، دالة المعقولية العظمى نموذج VECM يتم اشتقاقها بفرض ان البواقي تتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط معدوم وتباين ثابت، اذا كانت البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي فان المقدرات تبقى متسقة لكن لا تتميز بالكفاءة (Mouhcene HAMRIT& Aissa HADJAB. 2021. P.113) اختبار Jarque-Bera للتوزيع الطبيعي للبواقي مبين من خلال الجدول التالي:

الجدول 09: اختبار Jarque–Bera للتوزيع الطبيعي للبواقي

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
D_FDI	1.074	2	0.58461
D_OER	4.242	2	0.11993
D_GDP	1.236	2	0.53894
ALL	6.552	6	0.36430

المصدر: من اعداد الباحث بناء على مخرجات برمجية Stata.17

الفرضية الصفرية في اختبار Jarque-Bera هي ان البواقي تتبع التوزيع الطبيعي، القيم الاحتمالية في كل معادلة وفي كل المعادلات مع بعض أكبر من مستوى المعنوية 5 % وبالتالي لا يتم رفض الفرض الصفري للتوزيع الطبيعي للبواقي، إذا كان نموذج VECM

يحتوي على k متغير داخلي و r علاقة تكامل متزامن فسوف يكون هناك (k-r) طويلة مساوية للوحدة في المصفوفة المرافقة (Fapetu, O., et al.2021. P.36) القيم الخاصة للمصفوفة المرافقة مبينة من خلال الجدول التالي:

الجدول 10: شرط ثبات القيم الخاصة

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
1	1
1	1
.9058615	.905862
.5171518	.517152
-.3726944	.372694
-.06988005	.06988

The VECM specification imposes 2 unit moduli

المصدر: من اعداد الباحث بناء على مخرجات برمجية Stata.17

من خلال الجدول 10 يظهر ان نموذج VECM يحقق شرط الثبات.

الخاتمة

من خلال هذه الدراسة تم فحص العلاقة بين تدفقات الاستثمار الأجنبي الداخلة ومتغير سعر الصرف والناتج المحلي الإجمالي في الجزائر خلال الفترة من 1980 الى 2020، من خلال هذه الدراسة تم التوصل الى علاقة توازنية معنوية طويلة الاجل بين متغيرات الدراسة لكن يظهر من خلال هذه الدراسة ان متغير الناتج المحلي الإجمالي اكثر تأثير على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر من متغير سعر بالرغم من الانخفاض التدريجي المستمر للعملة المحلية التي قد تخفض تكاليف اليد العاملة والتكاليف الثابتة وتكاليف الإنتاج، تأثير الناتج المحلي الإجمالي ولو كان ضئيل بالمقارنة مع المتغيرات الأخرى غير المدرجة في النموذج قد يتم تفسيره بزيادة مستويات الطلب المحلي الناتجة عن زيادة الإنتاج للاستثمار في مختلف البرامج التنموية للدولة لكن اغلب تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر تتجه نحو قطاع المحروقات بدلا من القطاعات الأخرى التي تستهدفها الدولة ممد قد يفسر أيضا العلاقة المعنوية بين الناتج المحلي الإجمالي الذي يعتمد بصفة أساسية على قطاع الطاقة وتدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر التي تتوجه بصفة أساسية نحو قطاع

الطاقة، من خلال نموذج الدراسة تم الوصول أيضا الى ان اكثر من 90 % من تدفقات الاستثمار الأجنبي تعتمد على متغيرات أخرى مما يتطلب تحسين البنى التحتية واستقرار المتغيرات الاقتصادية واستقرار التشريعات وزيادة الانفتاح على القطاع الخارجي لتحسين تدفق الاستثمار نحو القطاعات البديلة المحتملة لزيادة مستويات التشغيل والنمو مثل قطاع السياحة والفلاحة.

الهوامش

- Birgül cambazoğlu, Sevcan güneş. (2016). The relationship between foreign exchange rate and foreign direct investment in turkey. economics, management, and financial markets. 11(1). 284-293.
- Christopher F. Baum & Stan Hurn. (2021). Environmental Econometrics Using Stata.1th ed. Stata Press.
- Damodar Gujarati.(2011). Econometrics by Example. Palgrave Macmillan. London, United Kingdom.
- Eric Zivot. Jiahui Wang .(2005). Modeling Financial Time Series with S-PLUS. 2nd edition. Springer.
- Fapetu, O., Ojo, S. M., Balogun, A. A., & Asaolu, A. A. (2021). Capital market performance and macroeconomic dynamics in Nigeria. Fuoye Journal of Finance and Contemporary Issue, 1(1), 29-37.
- Frank Fabozzi. (2007). Financial econometrics from basics to advanced modeling techniques. JOHN WILEY, United states of America.
- Hosein Sharifi-Renani, Maryam Mirfatah. (2012). The Impact of Exchange Rate Volatility on Foreign Direct Investment in Iran, Procedia Economics and Finance, 1(2012), 365-373. https://doi.org/10.1016/S2212-5671(12)00042-1.
- John D. Levendis (2019). Time Series Econometrics: Learning Through Replication. Springer.
- Luutkepohl, H., Saikkonen, P., & Trenkler, C. (2001). Maximum eigenvalue versus trace tests for the cointegrating rank of a VAR process. The Econometrics Journal, 4(2), 287–310. doi :10.1111/1368-423x.00068.
- Matthew P. Hitt, John R Freeman, Janet M. Box-Steffensmeier, Jon C. Pevehouse. (2014). Time Series Analysis for the Social Sciences. Cambridge University Press. Cambridge, United Kingdom.
-Mohammed Alazaiza. (2020). Inward Foreign Direct Investment in Algeria: Determinants, Performance, Challenges in the Last Twenty Years. International Journal of Innovation and Research in Educational Sciences. Vol (7). Issue 3, 227-241.
- Mohammed, Kamel & Benhabibn, Abderrezzak & Sidahmed, Zenagui. (2015). The effect of foreign direct investment on Algerian economy. Vol (3). Issue 06, 1470-1480.
- Mouhcene HAMRIT& Aissa HADJAB. (2021). Nominal exchange rate and monetary fundamentals: empirical evidence from Algeria over the span of 40 years. Les Cahiers du Cread – Vol (37) - n° 01, 97-117.
- mouhcene HAMRIT, Sabrina MANAA. (2019). The effect of exchange rate on domestic inflation, empirical evidence from Algeria. Strategy and Development Review. Vol (9), issue 19, 9-26.
- R. Carter Hill , William E. Griffiths , Guay C. Lim. (2018). Principles of Econometrics. 5th ed. Wiley.
- Richard Harris, Robert Sollis. (2003). Applied time series modelling and forecasting. Wiley. PP.136-460
- Sean Becketti .(2013). Introduction to Time Series Using Stata. 1th ed. Stata Press.
- Tan, Lan & Xu, Yifan & Gashaw, Alemayehu. (2021). Influence of Exchange Rate on Foreign Direct Investment Inflows: An Empirical Analysis Based on Co-Integration and Granger Causality Test. Mathematical Problems in Engineering. 2021. 1-12. 10.1155/2021/7280879.
- World Bank, World Development Indicators. (2022). Retrieved from https://data.albankaldawli.org/indicator/PA.NUS.FCRF?locations=DZ.
- World Bank, World Development Indicators. (2022). Retrieved from https://data.albankaldawli.org/indicator/BX.KLT.DINV.CD.WD?locations=DZ