

أثر التغيرات في سعر الصرف الفعلي الحقيقي على التدفقات الواردة من الاستثمار

دراسة قياسية لعينة مختارة من الدول الناشئة للفترة (1995-2024) الأجنبي المباشر

The Impact of Changes in the Real Effective Exchange Rate on Inward Foreign Direct Investment Flows: An Empirical Study on a Selected Sample of Emerging Countries for the Period (1995–2024)

د. بن بارة بوزيد¹ / جامعة سطيف 1 (الجزائر)، benbara.bouzid@univ-setif.dz

تاريخ النشر: 2026-06-08

تاريخ القبول: 2026-05-20

تاريخ الاستلام: 2025-09-27

ملخص

تهدف هذه الدراسة إلى قياس أثر التغيرات في سعر الصرف الفعلي الحقيقي (REER) على التدفقات الواردة من الاستثمار الأجنبي المباشر في الدول الناشئة. شملت عينة الدراسة خمس دول ناشئة ذات جاذبية عالية للاستثمار الأجنبي المباشر وهي: البرازيل، المكسيك، الشيلي، الصين، وبولندا، وغطت الدراسة الفترة الممتدة من سنة 1995 إلى غاية سنة 2024. تم الاعتماد في الدراسة القياسية على نموذج التأثيرات الثابتة (FEM) ضمن نماذج بانل الساكن، وقد توصلت الدراسة إلى وجود أثر موجب ومعنوي لكل من سعر الصرف الفعلي الحقيقي وإجمالي الناتج المحلي الحقيقي ومعدل الانفتاح التجاري على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة، فيما أظهر معدل التضخم أثرا سلبيا ومعنويا على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف الفعلي الحقيقي، الاستثمار الأجنبي المباشر، نموذج التأثيرات الثابتة
تصنيف JEL: F21 ; F31 ; C33.

Abstract:

This study aims to measure the impact of changes in the Real Effective Exchange Rate (REER) on inward Foreign Direct Investment (FDI) flows in emerging countries. The sample included five emerging economies with high attractiveness to foreign direct investment: Brazil, Mexico, Chile, China, and Poland, covering the period from 1995 to 2024. The econometric analysis relied on the Fixed Effects Model (FEM) within static panel data models. The findings revealed a positive and significant effect of the real effective exchange rate, real GDP, and trade openness on inward FDI flows, whereas inflation showed a negative and significant effect on inward foreign direct investment flows.

Keywords: Real Effective Exchange Rate (REER), Foreign Direct Investment (FDI), Fixed Effects Model (FEM).

Jel Classification Codes : F21 ; F31 ; C33.

¹ المؤلف المرسل: بن بارة بوزيد ، الإيميل: benbara.bouzid@univ-setif.dz

I - تمهيد :

يعتبر الاستثمار الأجنبي المباشر أحد أهم السمات المميزة للاقتصاد العالمي في وقتنا الراهن، كونه يمثل إحدى القنوات الرئيسية التي تتيح انتقال رؤوس الأموال و التكنولوجيا و الخبرات الإدارية و التنظيمية بين الدول، كما أنه يؤدي دورا محوريا في تشكيل أنماط الإنتاج ضمن سلاسل القيمة العالمية وفي توجيه مسارات التجارة الدولية.

ونظرا لدوره المهم، فقد حظي الاستثمار الأجنبي المباشر باهتمام بالغ من مختلف دول العالم، وبخاصة الدول الناشئة التي تسعى إلى تحسين بيئتها الاستثمارية وتعزيز عوامل جاذبيتها لزيادة تدفقاته الواردة، سعيا منها لتعزيز نموها الاقتصادي ودعم اندماجها الإيجابي في الاقتصاد العالمي. و للمزايا التي تتوفر عليها هذه الدول فقد أصبحت تستقطب حصصا معتبرة منه، إذ ارتفعت حصتها من تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشرة الواردة عالميا من 16% سنة 1990 إلى ما يقارب 58% سنة 2024، وهو ما يعكس المكانة المتنامية لهذه الدول كوجهة رئيسية للاستثمارات الأجنبية المباشرة.

ترتبط جاذبية الدول الناشئة للاستثمارات الأجنبية المباشرة بجملة من المحددات الاقتصادية، ومن ضمنها سعر الصرف الفعلي الحقيقي، إذ يعد هذا الأخير مؤشرا أساسيا على القدرة التنافسية الخارجية للاقتصاد، وأي تغير في هذا المؤشر ينعكس مباشرة على كلفة الإنتاج وعلى أسعار السلع و الخدمات و على القدرة الشرائية للعملة المحلية، ومن ثم على جاذبية البيئة الاستثمارية في الدول المضيفة. غير أن طبيعة تأثيره على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر تعتبر محل نقاش في الأدبيات الاقتصادية ولم يتم الفصل فيها، وهو ما يفتح المجال للتساؤل حول أثره على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة إلى الدول الناشئة.

1.I - إشكالية البحث :

بناء عما سبق يمكن طرح الإشكالية التالية:

ما هو أثر التغيرات في سعر الصرف الفعلي الحقيقي على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة إلى الدول الناشئة خلال الفترة 1995-2024؟

2.I - فرضية البحث :

يوجد أثر موجب ذو دلالة إحصائية لسعر الصرف الفعلي الحقيقي على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة إلى الدول الناشئة خلال الفترة 1995-2024.

3.I - أهداف البحث :

تهدف هذه الدراسة إلى مايلي:

- بيان العلاقة النظرية بين سعر الصرف و الاستثمار الأجنبي المباشر؛
- قياس أثر سعر الصرف الفعلي الحقيقي على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة إلى الدول الناشئة؛
- قياس أثر بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية (الناتج المحلي، الانفتاح التجاري، التضخم) على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة إلى الدول الناشئة.

4.I - أهمية البحث :

إن الدور المتنامي للاستثمار الأجنبي المباشر في دعم مسارات النمو الاقتصادي في الدول الناشئة يجعل من الضروري البحث في محدداته الجوهرية، وعلى رأسها سعر الصرف الفعلي الحقيقي، حيث أن تحديد أثر التغيرات في هذا المؤشر على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر يتيح فهما أعمق لديناميكيات الاستثمار الأجنبي

المباشر في الدول الناشئة، كما يوفر إطارا معرفيا يمكن أن يسهم في توجيه السياسات الاقتصادية لتعزيز قدرة هذه الدول على استقطاب الاستثمار الأجنبي المباشر.

5.I. – حدود البحث:

- **الحدود المكانية:** يقتصر هذا البحث على عينة مكونة من خمس دول من الاقتصادات الناشئة هي: البرازيل، المكسيك، التشيلي، الصين، و بولندا. وقد تم اختيار هذه الدول لسببين: أولا، أن هذه الدول مصنفة ضمن الاقتصادات العشرون الأكثر جاذبية للاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة وهذا وفقا لما ورد في تقرير الاستثمار العالمي لسنتي 2024 و 2025. وثانيا، هو توفر البيانات اللازمة لإجراء الدراسة القياسية.
- **الحدود الزمنية:** تغطي هذه الدراسة الفترة الممتدة من سنة 1995 إلى غاية سنة 2024.

6.I. – منهجية البحث:

لمعالجة إشكالية البحث سيتم الاعتماد على المنهج الوصفي التحليلي في الجانب النظري للدراسة من خلال التطرق إلى المفاهيم المتعلقة بسعر الصرف والاستثمار الأجنبي المباشر والعلاقة بينهما، وإلى تحليل تطور تدفقات واتجاهات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة عالميا، وفي الجانب التطبيقي سيتم الاعتماد على المنهج القياسي، وهذا من خلال تقدير نموذج الدراسة بواسطة نماذج بانل الساكن وبلاستعانة بالبرنامج الإحصائي Stata17.

7.I. – الدراسات السابقة:

حظي البحث في العلاقة بين سعر الصرف والاستثمار الأجنبي المباشر باهتمام كبير من طرف الباحثين في الاقتصاد الدولي، ومن بين الدراسات التي تناولت هذا الموضوع ذكر مايلي:

- دراسة (الاخضر، 2018)، هدفت هذه الدراسة إلى البحث في العلاقة بين سعر الصرف الرسمي و الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر خلال الفترة 1990-2015، وتم الاعتماد في الدراسة القياسية على طريقة Johanson لتقدير العلاقة طويلة الأجل، و على سببية Granger causality test لتقدير العلاقة قصيرة الأجل، وقد توصلت الدراسة إلى عدم وجود علاقة بين سعر الصرف الرسمي و الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر في الأجلين الطويل والقصير.
- دراسة (Hniya et al., 2021)، هدفت هذه الدراسة إلى تحديد أثر سعر الصرف الفعلي الحقيقي (REER) وتقلباته على الاستثمار الأجنبي المباشر الوارد إلى تونس خلال الفترة 1980-2018، و بتطبيق نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الموزعة ARDL توصلت الدراسة إلى وجود علاقة موجبة بين المتغيرين في الأجل القصير، غير أن هذه العلاقة تنقلب إلى سالبة ومعنوية في الأجل الطويل.
- دراسة (Mandigma, 2021)، هدفت هذه الدراسة إلى تقدير أثر سعر الصرف الحقيقي على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة، شملت عينة الدراسة أربع دول ناشئة من جنوب شرق آسيا وهي: اندونيسيا، ماليزيا، الفلبين، وتايلاند. أما فترة الدراسة، فتمتد من سنة 1970 إلى 2017. تم الاعتماد في الدراسة القياسية على نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الموزعة (ARDL)، وقد توصلت الدراسة إلى أن الأثر طويل الأجل كان واضحا ومعنويا فقط في حالة تايلاند، حيث أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي (ارتفاع قيمة العملة) يؤدي إلى زيادة الاستثمارات الأجنبية الواردة إلى تايلاند على المدى الطويل.

- دراسة (Sultana et al., 2024)، هدف هذا البحث إلى دراسة أثر الدين الخارجي وأسعار الصرف على الاستثمارات الأجنبية المباشرة لعينة مكونة من 11 دولة ناشئة وهذا للفترة 1993-2020. تم الاعتماد في الدراسة القياسية على نموذج PMG Panel ARDL لتقدير العلاقة قصيرة وطويلة الأجل بين متغيرات الدراسة. توصلت الدراسة إلى وجود أثر سالب ومعنوي لسعر الصرف الرسمي على الاستثمارات الأجنبية المباشرة في الأجل القصير، ووجود أثر موجب ومعنوي في الأجل الطويل، وهذا يعني أن ارتفاع سعر الصرف الرسمي (انخفاض قيمة العملة المحلية) يؤدي إلى زيادة تدفقات الاستثمارات الأجنبية المباشرة.
- دراسة (Elia et al., 2024)، تناولت هذه الدراسة أثر النمو الاقتصادي والتقلبات في أسعار الصرف على الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة في دول BRICS. غطت الدراسة الفترة الممتدة من سنة 2000 إلى 2022، وقد استخدم الباحثون اختبار التكامل المشترك للتحقق من العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات المستقلة المختارة، واختبار سببية غرانجر غير الاتجاهية (Granger Non-Causality) لتحليل اتجاه السببية بين المتغيرات، توصلت الدراسة إلى أن تقلبات سعر الصرف وسعر الصرف الحقيقي لهما أثر سلبي غير معنوي على تدفقات الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة في الأجل القصير، في حين أن سعر الصرف الحقيقي أظهر علاقة موجبة ومعنوية في الأجل الطويل، أي أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي (ارتفاع قيمة العملة المحلية) يؤدي في الأجل الطويل إلى زيادة تدفقات الاستثمارات الأجنبية المباشرة إلى دول BRICS.

II- الإطار النظري للدراسة :

II-1- مفهوم سعر الصرف :

II-1-1- تعريف سعر الصرف:

يعرف سعر الصرف على أنه " عدد الوحدات من عملة تسمى (عملة التسعير) مقابل وحدة واحدة من عملة بلد آخر تسمى (العملة الأساسية)"، أي هو عبارة عن المعدل الذي يتم من خلاله تبادل العملات، والمتعارف عليه في سوق العملات الأجنبية أنه دوما تكون العملة الضعيفة هي عملة التسعير، والعملية القوية هي عملة الأساس، وذلك لأجل أن يكون سعر الصرف أكبر من الواحد. (مساعدة، 2019، صفحة 19)

II-1-2- أنواع سعر الصرف:

ينقسم سعر الصرف حسب طريقة حسابه إلى عدة أنواع هي:

- **سعر الصرف الاسمي (NER):** هو سعر العملة الجاري، ويتم تحديده تبعاً للطلب والعرض عليها في سوق الصرف في لحظة زمنية معينة (خبازي، 2016، صفحة 149). وتجدر الإشارة إلى أن حدوث تغير في سعر الصرف الاسمي قد لا يعطي صورة كاملة عن مدى التغير الذي يحدث في القدرة التنافسية الدولية للبلد محل الاهتمام، فإذا حدث انخفاض في القيمة الاسمية للعملة بمعدل أقل من نسبة ارتفاع مستوى الأسعار فإن القدرة التنافسية للبلد المعني قد تميل إلى الانخفاض بالرغم من حدوث انخفاض في سعر الصرف الاسمي.
- **سعر الصرف الحقيقي (RER):** هو سعر الصرف الاسمي بين دولتين مع الأخذ بعين الاعتبار مستوى الأسعار في البلدين المعنيين (زاوية، 2020، صفحة 931). وعليه فإن سعر الصرف الحقيقي يعكس مقدار التغير الحقيقي في سعر صرف العملة، أي أنه يعكس حقيقة قوتها الشرائية.

- سعر الصرف الفعلي الاسمي (NEER) : هو عبارة عن متوسط سعر العملة المحلية بالنسبة لمجموعة من العملات الأجنبية، حيث ترجح كل عملة على أساس وزنها في التجارة الخارجية. (مدوري، 2021، صفحة 5).
- سعر الصرف الفعلي الحقيقي (REER) : هو عبارة عن سعر الصرف الفعلي الاسمي مرجحاً بالأسعار النسبية بين البلد المعني وأهم شركائه التجاريين، ومن ثم فإن التغيرات في سعر الصرف الفعلي الحقيقي تأخذ بعين الاعتبار كلا من تطورات أسعار الصرف الاسمية وفروق التضخم مع الشركاء التجاريين، وفي كل من تحليل السياسات و تحليل الأسواق يؤدي مؤشر سعر الصرف الفعلي الحقيقي أدواراً متعددة باعتباره:

- مقياساً للتنافسية الدولية؛

- أحد المؤشرات المعبرة عن الأوضاع النقدية والمالية؛

- أداة لقياس انتقال الصدمات الخارجية؛

لذلك تعد القياسات الدقيقة لسعر الصرف الفعلي الحقيقي أمراً ضرورياً لكل من صانعي السياسات وللمشاركين في الأسواق الدولية. (Klau & Fung, 2006, p. 51)

II-2- تعريف الاستثمار الأجنبي المباشر :

عرف صندوق النقد الدولي الاستثمار الأجنبي المباشر بأنه "مختلف العمليات المخصصة لتسيير وتدعيم نشاط المؤسسة المتواجدة في بلد أجنبي غير بلد المؤسسة الأم، و يضم مختلف العمليات المنجزة انطلاقاً من إستراتيجية النمو الداخلية لشركة دولية النشاط المتوطنة في البلد الأصلي مع مختلف مؤسساتها في الخارج، بالإضافة للعمليات المنجزة من خلال إستراتيجية النمو الخارجية بشرط امتلاك المؤسسة الأجنبية حصّة لا تقل عن 10 بالمائة من رأس مال الشركة في البلد الأجنبي، مما يخولها المساهمة في تسيير الشركة المستهدفة ومراقبتها" (دريد، 2024، صفحة 320).

وتعرفه منظمة الأمم المتحدة للتجارة و التنمية UNCTAD بأنه " استثمار يقوم على علاقة طويلة الأمد واهتمام مستمر، يتجسد في سيطرة كيان مقيم في اقتصاد معين على مؤسسة مقيمة في اقتصاد آخر. وفي إطار هذا الاستثمار، يمارس المستثمر تأثيراً ملحوظاً على إدارة المؤسسة المقيمة في الاقتصاد المضيف. ويُشترط لاعتبار الاستثمار مباشراً امتلاك ما لا يقل عن 10% من الأسهم ذات حقوق التصويت، ويشمل هذا النوع من الاستثمار كلاً من الصفقة الأولية بين الكيانين وجميع المعاملات اللاحقة بينهما، إضافة إلى المعاملات بين الشركات التابعة الأجنبية سواء كانت مدمجة أو غير مدمجة. ويمكن أن يتم الاستثمار الأجنبي المباشر من قبل الأفراد أو من قبل الشركات" (UNCTAD, 2012).

و يعرفه البنك الدولي على أنه " شكل من أشكال الاستثمارات عبر الحدود، حيث يمتلك مقيم في اقتصاد معين السيطرة أو قدراً كبيراً من النفوذ على إدارة مؤسسة مقيمة في اقتصاد آخر. ويُستخدم معيار امتلاك 10% أو أكثر من الأسهم العادية ذات حقوق التصويت لتحديد وجود علاقة استثمار مباشر. ويتميز الاستثمار الأجنبي المباشر عن غيره من أشكال الاستثمار الدولي بكونه يُوجّه لتحقيق مصلحة طويلة الأمد أو السيطرة الإدارية الفعّالة على مؤسسة في بلد آخر. وغالباً ما ينطوي هذا الاهتمام طويل الأمد على إنشاء مستودعات، أو مرافق إنتاج، أو منظمات دائمة وطويلة الأجل في الخارج. ويمكن أن تتخذ الاستثمارات المباشرة أشكالاً متعددة، منها: الاستثمار الجديد (Greenfield Investment)، حيث يقوم المستثمر ببدء مشروع جديد في دولة أجنبية، أو المشاريع المشتركة (Joint Venture)، حيث يدخل المستثمر في اتفاقية شراكة مع شركة أجنبية لإنشاء مؤسسة

جديدة، أو الاندماج والاستحواذ (Merger & Acquisition)، حيث يستحوذ المستثمر على مؤسسة قائمة في الخارج" (WB, 2025).

II-3- العلاقة بين سعر الصرف والاستثمار الأجنبي المباشر :

عقب انهيار نظام بريتون وودز عام 1971، حظي البحث في العلاقة بين سعر الصرف و الاستثمار الأجنبي المباشر باهتمام واسع من طرف الباحثين في العلاقات الاقتصادية الدولية، وهو ما أدى إلى ظهور العديد من الفرضيات التي حاولت تقديم تفسيرات لأثر التغير في مستوى سعر الصرف على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر، ومن أهم هذه الفرضيات:

- **فرضية الثروة النسبية:** اعتمد Froot and stein (1991) على فرضية أن التغيرات في مستوى سعر الصرف تؤثر على الثروة النسبية لكل من بلد المنشأ والبلد المستضيف، وبالتالي على الاستثمار الأجنبي المباشر. وبالاستناد إلى مقارنة أسواق رأس المال غير الكاملة، فإن المصادر الخارجية للاقتراض تصبح أكثر تكلفة من رأس المال الداخلي للشركة، ونتيجة لذلك يتوقع أن يؤدي انخفاض قيمة عملة الدولة المستضيفة مقابل عملة بلد المستثمر إلى انخفاض أسعار الأصول النسبية فيها مقابل ارتفاع الثروة النسبية للشركات الأجنبية، وهو ما يمكن هذه الشركات من تقديم عروض قوية لشراء الأصول المحلية (Phillips & Fredoun Z., 2008, p. 507)، وبالتالي يصبح البلد الذي انخفض سعر صرفه ذو جاذبية للاستثمارات الأجنبية الراضة في تملك الأصول في هذا البلد نتيجة لميزة الثروة النسبية التي أصبحت تمتلكها الشركات الأجنبية.
- **فرضية تكلفة العمل النسبية:** وفقا لهذه الفرضية فإن تكلفة العمل تمثل مكونا أساسيا في إجمالي تكاليف الإنتاج، وبالتالي فهي عنصر حاسم في قرارات توطين الاستثمارات الأجنبية. وفي هذا الإطار يرى Cushman (1988) أن انخفاض قيمة العملة المحلية يؤدي إلى خفض الأجور، وبالتالي انخفاض تكاليف الإنتاج المحتسبة بالعملة الأجنبية بالنسبة للمستثمر الأجنبي (Moraghen et al., 2023, p. 209). هذا الانخفاض في تكلفة اليد العاملة الناتج عن انخفاض سعر الصرف يعزز من جاذبية البلد المستضيف لتدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر، إلا أن تأثير انخفاض سعر الصرف على الاستثمار الأجنبي المباشر في هذه الحالة يتطلب أن يكون التغير في سعر الصرف مرتبطا بتحول في تكاليف الإنتاج النسبية بين الدول، وأن لا يتم تعويضه بزيادة في الأجور وفي تكاليف الإنتاج.
- **فرضية توقعات الربحية المستقبلية:** قدم campa (1993) تفسيراً مغايراً للتفسيرات السابقة حول أثر سعر الصرف على الاستثمار الأجنبي المباشر، فهو يرى أن قرارات الشركات متعددة الجنسيات بالاستثمار في دول أخرى يرتبط بتوقعاتها بشأن الربحية المستقبلية، وبما أن عوائد هذه الشركات في الدول المضيفة مقيمة بالعملة المحلية وتتغير بتغير أسعار الصرف فيها، فإن ارتفاع سعر الصرف يعني زيادة أرباح الشركة مقاسا بالعملة المحلية، وعليه فإن الشركات توجه استثماراتها إلى الدول التي تتوقع ارتفاع أسعار الصرف فيها مستقبلا، وبالتالي يتنبأ Campa بأثر موجب لسعر الصرف على الاستثمار الأجنبي المباشر. (Alba et al., 2010, p. 734)

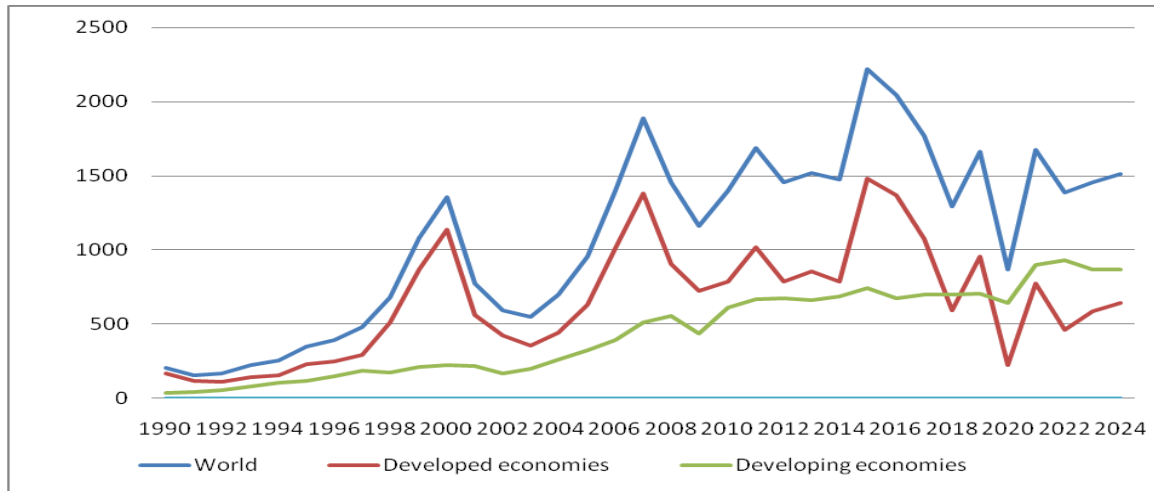
على الرغم من التفسيرات السابقة، إلا أن أثر التغير في مستوى سعر الصرف على الاستثمار الأجنبي المباشر يظل غير مؤكد، وهذا لارتباطه بوجهة السلع المنتجة:

- فإذا كان الاستثمار الأجنبي المباشر يستهدف خدمة السوق المحلية في البلد المضيف فإنه يكون بديلاً للتجارة، وفي هذه الحالة، تؤدي زيادة قيمة عملة البلد المضيف إلى جذب الاستثمار الأجنبي المباشر نتيجةً لارتفاع القدرة الشرائية للمستهلكين المحليين.
- أما إذا كان الهدف من الاستثمار الأجنبي المباشر هو التصدير أو إعادة التصدير، فإن ارتفاع قيمة عملة البلد المضيف تقلل من تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر بسبب تراجع قدرة الصادرات في البلد المضيف على المنافسة في الأسواق الدولية، بينما يؤدي انخفاض سعر الصرف في البلد المضيف إلى زيادة تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر لارتفاع قدرة الصادرات على المنافسة في الأسواق الدولية نتيجة لانخفاض أسعارها. (Lily et al., 2014, p. 2)

II-4- تحليل تطور قيمة واتجاهات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة عالمياً خلال الفترة 1990-2024:

يظهر الشكل التالي تطور قيمة واتجاهات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة عالمياً وهذا خلال الفترة الممتدة من سنة 1990 إلى غاية سنة 2024.

الشكل (01): تطور تدفقات واتجاهات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة عالمياً خلال الفترة 1990-2024
الوحدة: مليون دولار



المصدر: <https://unctad.org/publication/world-investment-report-2025> ، الاطلاع بتاريخ: 2025/09/12

يتبين من الشكل (01) أن الاستثمار الأجنبي المباشر شهد مسارا متقلبا خلال الفترة 1990-2024، في صورة تعكس ديناميكيات الاقتصاد العالمي والتحول الجيوسياسية في العالم، فخلال الفترة الممتدة من سنة 1990 إلى غاية سنة 2000، ارتفعت قيمة تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر بشكل كبير، حيث انتقلت قيمتها من 207 مليار دولار سنة 1990 لتبلغ أول ذروة لها سنة 2000 بقيمة فاقت 1356 مليار دولار، وهذا نتيجة لتزايد وتيرة تحرير التجارة و الاستثمار و أسواق رأس المال وإلغاء القيود التنظيمية على عدد كبير من الصناعات (UNCTAD, 1999, p. xxii)، ما فتح المجال أمام الشركات متعددة الجنسيات للتوسع عالمياً. ويلاحظ خلال هذه الفترة أن استقطاب الدول النامية للاستثمار الأجنبي المباشر كان ضعيفا مقارنة بالدول المتقدمة، حيث انتقلت قيمته في الدول النامية من 33 مليار دولار سنة 1990 إلى 222 مليار دولار سنة 2000، بينما ارتفعت حصة الدول المتقدمة من 171 مليار دولار إلى 1134 مليار دولار لنفس الفترة.

وخلال الفترة 2001-2003، شهد الاستثمار الأجنبي المباشر تراجعاً حاداً ليبلغ أدنى مستوى له سنة 2003 بقيمة قاربت 550 مليار دولار، وهذا نتيجة للانخفاض الكبير الذي سجلته الدول المتقدمة، حيث تراجعت التدفقات الواردة إليها من 1134 مليار دولار سنة 2000 إلى 355 مليار دولار سنة 2003، فيما انخفضت التدفقات الواردة إلى الدول النامية من 223 مليار دولار سنة 2000 إلى 194 مليار دولار سنة 2003، وترجع أسباب هذا الانخفاض أساساً إلى تقلص عمليات الاندماج والتملك عبر الحدود وانخفاض صفقات الإقراض الداخلية بين الشركات وتباطؤ برامج الخصخصة عالمياً. (UNCTAD, 2004, p. 6)

أما الفترة 2004-2007 فقد شهدت خلالها تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر انتعاشاً قوياً مدعوماً بالنمو الاقتصادي القوي في معظم مناطق العالم، وارتفاع أرباح الشركات المعاد استثمارها، مع توسع عمليات الاندماج والاستحواذ عبر الحدود (UNCTAD, 2008, p. 5). وقد بلغت قيمة هذه التدفقات سنة 2007 حوالي 1887 مليار دولار، استحوذت الدول المتقدمة على ما يقارب 73% منها (حوالي 1380 مليار دولار)، بينما لم تتجاوز حصة الدول النامية 27% (أي ما يعادل 507 مليار دولار).

بداية من سنة 2008، ونتيجة للأزمة المالية العالمية تراجعت تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر عالمياً إلى 1457 مليار دولار سنة 2008 ثم إلى 1158 مليار دولار سنة 2009، وقد كان الأثر الأكبر على الدول المتقدمة (وبخاصة الولايات المتحدة الأمريكية والاتحاد الأوروبي)، حيث تراجعت قيمة التدفقات الواردة إلى الدول المتقدمة إلى 721 مليار دولار، فيما انخفضت التدفقات الواردة إلى الدول النامية إلى 437 مليار دولار. ورغم أن قيمة الاستثمار الأجنبي المباشر شهدت تحسناً خلال الفترة 2010-2014 إلا أنها ظلت دون المستوى الذي بلغته قبل الأزمة المالية وهذا نتيجة لتباطؤ التعافي في الاقتصاد العالمي.

مثلت سنة 2015 ذروة تاريخية للاستثمار الأجنبي المباشر، حيث بلغت قيمته 2218 مليار دولار، بزيادة فاقت 50% مقارنة بسنة 2014، وترجع هذه الزيادة أساساً إلى صفقات الاندماج والتملك العابرة للحدود وبشكل خاص في كل من الولايات المتحدة الأمريكية وأوروبا، غير أن هذه الديناميكية لم تستمر، حيث شهدت الفترة 2016-2019 تراجعاً في الاستثمار الأجنبي المباشر نتيجة لتراجع عمليات الاندماج والتملك العابرة للحدود، إضافة إلى انخفاض قيمة الاستثمارات الجديدة المعلنة. (UNCTAD, 2018, p. 2)

مع انتشار جائحة كوفيد-19 سنة 2020، انهارت تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر إلى 868 مليار دولار وهذا بسبب تعطل سلاسل التوريد العالمية وتراجع أرباح الشركات، وقد تأثرت الدول المتقدمة بشكل حاد، حيث انخفضت التدفقات الواردة إليها من 955 مليار دولار سنة 2019 إلى 227 مليار دولار سنة 2020، فيما تأثرت الدول النامية بشكل محدود حيث انخفضت التدفقات الواردة إليها من 703 مليار دولار سنة 2019 إلى 640 مليار دولار سنة 2020.

مع عودة التعافي للاقتصاد العالمي سنة 2021، سجلت تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر تحسناً كبيراً، إلا أنها لم تسترجع المستويات التي سجلتها سنتي 2015 و 2016 نتيجة للتوترات الجيوسياسية بسبب الحرب الروسية الأوكرانية وارتفاع أسعار الغذاء وضغوط الديون وارتفاع أسعار الفائدة وعدم اليقين في أسواق رأس المال. (الاونكتاد، 2023، صفحة 3)

وبين الشكل 1 أن سنة 2020 مثلت نقطة تحول هام في اتجاهات الاستثمار الأجنبي المباشر في العالم، حيث فاقت حصة الدول النامية من هذه التدفقات لأول مرة حصة الدول المتقدمة، واستمر الأداء الجيد للدول النامية في استقطاب الاستثمار الأجنبي المباشر مقارنة بالدول المتقدمة طوال الفترة 2021-2024، وهو ما يعكس تحول مركز ثقل الاستثمار العالمي باتجاه الدول النامية.

III- الدراسة القياسية:

لتقدير أثر التغيرات في سعر الصرف الفعلي الحقيقي على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة إلى الدول عينة الدراسة سيتم الاعتماد على منهج تحليل بيانات بانل الساكن (بيانات السلاسل الزمنية المقطعية)، وهذا عن طريق تقدير نموذج الدراسة باستخدام كل من نموذج الانحدار التجميعي ونموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية، ولتحديد نموذج التقدير الأفضل من بين هذه النماذج، يتم المفاضلة بينها باستخدام مجموعة من الاختبارات القياسية، وللتأكد من خلو نموذج التقدير الأنسب من مشاكل القياس يتم إخضاعه إلى مجموعة من الاختبارات التشخيصية، وإذا ثبت وجود مشاكل قياس في النموذج يتم إعادة تقديره بطرق تتناسب مع مشاكل القياس التي يتضمنها، ليتم بعدها عرض ومناقشة النتائج المتوصل إليها.

III-1- عينة وفترة الدراسة:

شملت عينة الدراسة خمس دول ناشئة هي: البرازيل، الشيلي، الصين، المكسيك، و بولندا، وقد تم اختيار هذه الدول للأسباب التالية:

- أن هذه الدول تعتبر من بين عشرين دولة الأكثر استقطابا للاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة بحسب تقرير الاستثمار العالمي لسنتي 2024 و 2025 الصادر عن الأمم المتحدة للتجارة والتنمية (UNCTAD)؛
 - والسبب الثاني هو توفر البيانات الخاصة بهذه الدول من أجل إجراء الدراسة القياسية؛
- أما فترة الدراسة فهي تمتد من سنة 1995 إلى غاية سنة 2024، وهي الفترة التي تتوفر فيها البيانات.

III-2- توصيف متغيرات ونموذج الدراسة:

بالاعتماد على الدراسات السابقة ذات الصلة بموضوع البحث تم اختيار متغيرات الدراسة الموضحة في الجدول التالي:

الجدول (1): وصف متغيرات الدراسة

رمز المتغير	نوعه	اسم المتغير	المصدر
FDI	تابع	تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة (مليون دولار أمريكي)	قاعدة بيانات الأمم المتحدة للتجارة والتنمية https://unctadstat.unctad.org/datacentre/data-viewer/US.FdiFlowsStock
REER	مستقل رئيسي	مؤشر سعر الصرف الفعلي الحقيقي (100=2010)	قاعدة بيانات البنك الدولي https://data.albankaldawli.org/indicator/PX.REX.REER
GDP	مستقل ضابط	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي مقيما بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي لسنة 2015 (مليون دولار)، كمتغير معبر عن النمو الاقتصادي	قاعدة بيانات البنك الدولي https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD
OP	مستقل ضابط	مؤشر الانفتاح التجاري (مجموع الصادرات والواردات من السلع كحصة من إجمالي الناتج المحلي)، كمتغير معبر عن الانفتاح التجاري	قاعدة بيانات البنك الدولي https://data.albankaldawli.org/indicator/NE.TRD.GNFS.ZS
INF	مستقل ضابط	معدل التضخم معبرا عنه بالتغير السنوي في مؤشر أسعار المستهلك CPI، كمتغير معبر عن الاستقرار الاقتصادي	قاعدة بيانات البنك الدولي https://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.OTL.ZG?locations=BR

المصدر: من إعداد الباحث

ولجعل متغيرات الدراسة متجانسة تم إدخال اللوغاريتم الطبيعي عليها، وبالتالي فإن نموذج الدراسة يأخذ الصيغة التالية:

$$LFDI_{it} = a_0 + a_1 LREER_{it} + a_2 LGDP_{it} + a_3 LINF_{it} + a_4 LOP_{it} + \varepsilon_{it}$$

حيث

- $LFDI$: لوغاريتم تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة؛
- $LREER$: لوغاريتم مؤشر سعر الصرف الفعلي الحقيقي؛
- $LGDP$: لوغاريتم إجمالي الناتج المحلي الحقيقي؛
- $LINF$: لوغاريتم معدل التضخم؛
- LOP : لوغاريتم مؤشر الانفتاح التجاري؛
- α_0 تمثل المقدار الثابت في النموذج، $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ هي معاملات المتغيرات، t الفترة الزمنية، i الدولة، ε_{it} حد الخطأ العشوائي.

III-3- الإحصاء الوصفي لمتغيرات الدراسة:

يظهر الجدول الموالي مقاييس الإحصاء الوصفي المتعلقة ببيانات الدراسة.

الجدول (2): الإحصاء الوصفي لمتغيرات الدراسة

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
IFDI overall	10.08066	1.013257	7.843849	12.1502	N = 150
between		.908135	9.192312	11.38915	n = 5
within		.6020747	8.025245	11.28163	T = 30
LREER overall	4.532264	.1738186	3.985103	4.867864	N = 150
between		.1115997	4.343351	4.637989	n = 5
within		.1420649	4.174016	4.887933	T = 30
LGDP overall	27.58622	1.282532	25.37354	30.54815	N = 150
between		1.357696	25.96528	29.51829	n = 5
within		.4004	26.32046	28.61608	T = 30
LOP overall	3.776402	.4827572	2.510799	4.669369	N = 150
between		.4732517	2.996615	4.200016	n = 5
within		.2295175	3.170027	4.248346	T = 30
LINF overall	1.833046	.6477636	-.358781	4.22108	N = 150
between		.3384221	1.331231	2.168679	n = 5
within		.572153	.1430333	3.885447	T = 30

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Stata 17

يتضمن الجدول (2) مقاييس إحصائية وصفية لمتغيرات الدراسة، تتمثل في المتوسط الحسابي والانحراف المعياري، والقيم الدنيا والقصوى وهذا بعد التحويل اللوغاريتمي لبيانات الدراسة، كما يبين الجدول أن عدد

البيانات المقطعية (N=5)، وأن عدد السنوات لكل وحدة مقطعية هو (T= 30) ، أي أن بيانات بانل هي من نوع بانل المتوازن، وأن إجمالي المشاهدات هو 150 مشاهدة.

تظهر نتائج الإحصاء الوصفي الواردة في الجدول (2) مايلي:

- بالنسبة للمتغير التابع LFDI، فقد سجل متوسطا قدره (10,08)، مع انحراف معياري إجمالي قدره (1,01)، ومدى واسعا يتراوح بين (7,84) و (12,15)، ما يشير بوضوح إلى وجود تباينات كبيرة بين دول العينة في حجم الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة إليها. وتظهر الإحصائيات أن الانحراف المعياري بين الدول (0,91) أكبر من الانحراف المعياري داخل الدولة و عبر الزمن (0,6)، وهذا يعني أن الجزء الأكبر من التباين في تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة ترجع أساسا إلى فروق بنيوية وهيكلية بين الدول أكثر مما ترجع إلى التقلبات التي تحدث داخل الدولة الواحدة وعبر الزمن.

- بخصوص المتغيرات النقدية، والمتمثلة في سعر الصرف الفعلي الحقيقي LREER و معدل التضخم LINF، فقد بلغ الانحراف المعياري داخل الدولة وعبر الزمن لكل منهما (1,42) و (0,57) على التوالي، وهي قيم أعلى بشكل ملحوظ من قيمة الانحراف المعياري بين الدول الذي قدرت قيمته للمتغيرين بحوالي (0,11) و (0,33) على التوالي. تعكس هذه النتيجة الطبيعة الديناميكية لهذه المتغيرات النقدية، فالدول عينة الدراسة تعرضت لتقلبات وصدمات نقدية عبر الزمن تفوق في حدتها الاختلافات الهيكلية في أسعار الصرف وفي مستويات الأسعار بينها. هذه التقلبات عبر الزمن هي ما سيتم الاعتماد عليه في الدراسة القياسية لتفسير التغيرات في تدفقات الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة.

- بالنسبة لمتغير الناتج المحلي الإجمالي LGDP ومتغير الانفتاح التجاري LOP فقد أظهرت البيانات الخاصة بهما نمطا مختلفا عن المتغيرات النقدية، إذ بلغ الانحراف المعياري بين الدول لكل منهما (1,3) و (0,47) على التوالي، وهي قيم تفوق الانحراف المعياري داخل الدولة الواحدة وعبر الزمن والذي بلغت قيمته (0,4) و (0,22) للمتغيرين على التوالي. تشير هذه النتيجة إلى أن التباين في حجم الاقتصاد و في الانفتاح التجاري تفسره بشكل رئيسي الفروق الهيكلية بين دول عينة الدراسة أكثر مما تفسره التغيرات في قيمة هذه المتغيرات داخل الدولة الواحدة وعبر الزمن. هذا التباين بين الوحدات المقطعية يعتبر مؤشرا أوليا على ضرورة استخدام نماذج تراعي التأثيرات الفردية الخاصة مثل نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية.

III-4- مصفوفة الارتباطات:

يوضح الجدول الموالي نتائج الكشف عن مشكلة الارتباط الخطي المتعدد بين المتغيرات المستقلة:

الجدول (3): مصفوفة الارتباطات

	LFDI	LREER	LGDP	LOP	LINF
LFDI	1.0000				
LREER	0.1130 0.1686	1.0000			
LGDP	0.8863 0.0000	0.1167 0.1550	1.0000		
LOP	-0.2533 0.0018	0.2211 0.0066	-0.3554 0.0000	1.0000	
LINF	-0.2755 0.0006	-0.2612 0.0012	-0.2019 0.0132	-0.2282 0.0050	1.0000

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Stata17

تشير نتائج مصفوفة الارتباط إلى عدم وجود مشكلة ارتباط خطي متعدد (Multicollinearity) بين المتغيرات المستقلة، حيث أن معاملات الارتباط بينها ليست عالية. وعلى الرغم من وجود ارتباط مرتفع بين المتغير التابع (LFDI) والنتائج المحلي الإجمالي (LGDP)، فإن ذلك لا يمثل إشكالية قياسية، بل يعكس قوة العلاقة الاقتصادية بينهما.

III-4- تقدير نموذج الدراسة باستخدام نماذج بانل الساكن والمفاضلة بينها:

III-4-1- تقدير نموذج الدراسة باستخدام نماذج بانل الساكن:

بالاعتماد على برنامج Stata 17 تم تقدير أثر المتغيرات المستقلة على المتغير التابع في نموذج الدراسة وهذا باستخدام نماذج بانل الساكن والمتمثلة في : نموذج الانحدار التجميعي (PME)، ونموذج التأثيرات الثابتة (FEM)، ونموذج التأثيرات العشوائية (REM)، ونتائج التقدير موضحة في الجدول التالي:

الجدول (4): نتائج تقدير نماذج بانل الساكن

المتغير التابع: LFDI						
مجموع المشاهدات: 150		N=5		T= 30		الفترة (1995-2024)
نموذج التأثيرات العشوائية REM		نموذج التأثيرات الثابتة FEM		نموذج الانحدار التجميعي PME		المتغيرات
Prob	Coef	Prob	Coef	Prob	Coef	
0,533	-0,1449	0,060	0,5328	0,534	-0,1449	LREER
0,000	0,7007	0,000	0,8630	0,000	0,7007	LGDP
0,287	0,0971	0,000	0,8252	0,288	0,0971	LOP
0,024	-0,1444	0,164	-0,0836	0,026	-0,1444	LINF
0,000	-8,6969	0,000	-19,1058	0,000	-8,6969	Cons-
0,7971		0,7075		0,7971		R.Squared
569,55	Wald chi2(4)	52,22	F(4,141)	142,39	F.(4, 145)	إحصائية
0,000	Prob>chi	0,000	(Prob>F)	0,000	(Prob>F)	فيشر
		15,02	F-test F(4,141)			إحصائية
		0,000	(Prob>F)			فيشر المقيد

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Stata 17

من خلال نتائج التقدير الموضحة في الجدول (3) يتبين مايلي:

- يوضح معامل التحديد R-squared نسبة التغيرات في تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة (المتغير التابع) التي تفسرها المتغيرات المستقلة (سعر الصرف الفعلي الحقيقي، إجمالي الناتج المحلي الحقيقي، معدل التضخم، ومؤشر الانفتاح التجاري)، وقد كانت هذه النسبة عالية في النماذج الثلاثة، حيث قدرت في نموذج PME بحوالي 79,71 %، وفي نموذج FEM قدرت بحوالي 70,75 %، أما في نموذج REM فقدرت بحوالي 79,71 %، وهو ما يعكس القوة التفسيرية العالية لنموذج الدراسة.
- بالنسبة للقيمة الاحتمالية لإحصائية فيشر (Prob>F) فقدرت ب (0.0000) في كل من نموذج الانحدار التجميعي و نموذج التأثيرات الثابتة، كما بلغت القيمة الاحتمالية لاختبار Wald chi2 في نموذج التأثيرات العشوائية (0,000)، وهو ما يعني معنوية النماذج الثلاثة ككل عند مستوى معنوية أقل من 1%.

III-4-2- اختبارات المفاضلة بين نماذج بانل الساكن:

في هذه المرحلة سيتم إجراء اختبارات المفاضلة بين نماذج التقدير الثلاثة السابقة لتحديد النموذج الأنسب من بينها من الناحية الإحصائية والاقتصادية، وبما يتلاءم مع بيانات الدراسة.

الجدول (5) : اختبارات المفاضلة بين نماذج بانل الساكن

اسم الاختبار	قيمة الاختبار	القيمة الاحتمالية	المفاضلة	نتيجة المفاضلة
اختبار فيشر المقيد	F-test F(4,141)=15,02	(Prob>F)= 0,000	FEM و PME	FEM
Hausman اختبار	chi2 (4)= 47,68	Prob > chi2 = 0.000	REM و FEM	FEM

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Stata 17

للمفاضلة بين نموذج الانحدار التجميعي ونموذج التأثيرات الثابتة تم الاعتماد على اختبار فيشر المقيد، حيث تنص الفرضية الصفرية (H0) لهذا الاختبار على أن نموذج الانحدار التجميعي هو الأفضل. أما الفرضية البديلة (H1) فتتنص على أن نموذج التأثيرات الثابتة هو الأفضل، تظهر نتائج هذا الاختبار أن قيمته الإحصائية تبلغ 15,02، وباحتمالية تبلغ (0.000) وهي أقل من مستوى معنوية (5%)، وبالتالي نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة، أي أن نموذج التأثيرات الثابتة أفضل من نموذج الانحدار التجميعي.

و للمفاضلة بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية تم استخدام اختبار (Hausman)، وتنص الفرضية الصفرية (H0) لهذا الاختبار على أن مقدرات التأثيرات الثابتة والتأثيرات العشوائية متسقة، لكن مقدرات التأثيرات العشوائية هي الأكثر كفاءة (نموذج التأثيرات العشوائية هو الملائم)، فيما تنص الفرضية البديلة (H1) على مقدرات التأثيرات الثابتة متسقة، ومقدرات التأثيرات العشوائية ليست متسقة (أي أن نموذج التأثيرات الثابتة هو الأفضل) (Abonazel & Shalaby, 2021, p. 1479). تبين نتائج هذا الاختبار أن إحصائية كاي-تربيع بلغت 47,68، وباحتمالية (0.000) وهي أقل من مستوى معنوية (5%)، وبناء على ذلك يتم رفض الفرضية الصفرية (H0) وقبول الفرضية البديلة (H1)، وهذا يعني أن نموذج التأثيرات الثابتة هو الأفضل.

III-5- الاختبارات التشخيصية لنموذج التأثيرات الثابتة وإعادة التقدير:

III-5-1- الاختبارات التشخيصية لنموذج التأثيرات الثابتة:

للتأكد من سلامة نموذج التأثيرات الثابتة ومطابقته للافتراضات التي يقوم عليها والمتمثلة في ثبات التباين، وعدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء وعدم وجود ارتباط ذاتي بين الوحدات المقطعية، حيث أن عدم تحقق هذه الافتراضات قد يؤدي إلى تقديرات غير دقيقة، وبالتالي إلى استنتاجات مضللة حول معنوية المتغيرات المفسرة، لذلك فإن إجراء الاختبارات التشخيصية يعد خطوة أساسية لضمان مصداقية النتائج، وتحديد ما إذا كان من الضروري إعادة تقدير نموذج التأثيرات الثابتة باستخدام طرق بديلة تعزز من قوة النموذج ومن مصداقية نتائجه، والجدول التالي يوضح النتائج التي أسفرت عنها الاختبارات التشخيصية:

الجدول (6) : الاختبارات التشخيصية لنموذج التأثيرات الثابتة

اسم الاختبار	قيمة الاختبار	القيمة الاحتمالية	نتيجة الاختبار
Modified Wald test	chi ² (4)= 47,68	Prob > chi ² = 0.000	وجود مشكلة عدم ثبات التباين
Wooldridge test	F(1,4)=28,317	Prob>F= 0,000	وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء
Breusch-Pagan LM Test	Chi ² (10)=22,91	Prob= 0,0111	وجود ارتباط ذاتي بين المقاطع العرضية

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Stata 17

للكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين (Heteroskedasticity) تم الاعتماد على اختبار Modified Wald test ، حيث تنص الفرضية الصفرية لهذا الاختبار (H_0) على أن نموذج التأثيرات الثابتة لا يعاني من مشكلة عدم ثبات التباين، بينما تنص الفرضية البديلة (H_1) على أن نموذج التأثيرات الثابتة يعاني من مشكلة عدم ثبات التباين، وقد بينت نتائج هذا الاختبار أن إحصائية كاي تربيع (χ^2) تبلغ قيمتها 47,68 ، وباحتمالية (0.0000) ، وهي أقل من مستوى معنوية (5%) ، وبناءً عليه يتم رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة، وهو ما يعني أن نموذج التأثيرات الثابتة يعاني من مشكلة عدم ثبات التباين.

و للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء (Serial correlation) تم إجراء اختبار Wooldridge test ، حيث تنص الفرضية الصفرية لهذا الاختبار على عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء، أما الفرضية البديلة فتتنص على وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء. أظهرت نتائج هذا الاختبار أن إحصائية فيشر تبلغ قيمتها 28,3 ، وأن قيمتها الاحتمالية (0.000) وهي أقل من مستوى معنوية 5%، وعليه فإننا نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة، أي أن النموذج يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء.

بما أن البعد الزمني T أكبر من البعد المقطعي N تم الاعتماد على اختبار Breusch-Pagan LM Test للكشف عن وجود مشكلة الارتباط الذاتي بين المقاطع العرضية (Cross-sectional dependence) في نموذج التأثيرات الثابتة (H.Baltagi, 2021, p. 412) ، حيث تنص الفرضية الصفرية (H_0) على عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي بين المقاطع، أما الفرضية البديلة (H_1) فتتنص على وجود مشكلة الارتباط الذاتي بين المقاطع. بينت نتائج هذا الاختبار أن إحصائية كاي تربيع (χ^2) تبلغ قيمتها 22,91 ، وأن قيمتها الاحتمالية تساوي (0,0111) وهي أقل من مستوى معنوية 5%، وعيه يتم رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة، أي نموذج التأثيرات الثابتة يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين المقاطع.

III-2-5 إعادة تقدير نموذج التأثيرات الثابتة باستخدام طريقة (Parks-kmenta(FGLS):

بما أن الاختبارات التشخيصية بينت أن نموذج التأثيرات الثابتة يعاني من مشكلة عدم ثبات التباين ومشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء ومشكلة الارتباط الذاتي بين المقاطع، فسيتم إعادة تقديره باستخدام طريقة (Parks-kmenta (FGLS، حيث تعمل هذه الطريقة على تصحيح الأخطاء المعيارية للمعاملات بشكل يراعي المشكلات الثلاثة السابقة ويجعل النتائج أكثر موثوقية، و يتطلب تطبيق هذه الطريقة أن يكون عدد السنوات T أكبر من عدد البيانات المقطعية N (Hoechle, 2007, p. 284)، ونتائج إعادة التقدير موضحة في الجدول التالي:

الجدول (7): نتائج إعادة التقدير بطريقة (Park-kmenta(FGLS

LFDI المتغير التابع			
عدد المشاهدات 150	T= 30	N=5	الفترة (2024-1995)
Prob	Coef	المتغيرات	
0.000	1.201806	LREER	
0.000	.6217796	LGDP	
0.000	1.182493	LOP	
0.000	-.0650233	LINF	
0.041	-15.6825	Cons-	
423.34		Wald chi2(8)	
0.0000		Prob > chi2	

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Stata17

III-6- تفسير ومناقشة النتائج:

بالاعتماد على نتائج التقدير الموضحة في الجدول 6، يتبين مايلي:

- أن إشارة معلمة لوغاريتم سعر الصرف الفعلي الحقيقي (LREER) موجبة وذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5%، وهذا يعني وجود أثر موجب ومعنوي للتغيرات في سعر الصرف الفعلي الحقيقي على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة، حيث أن ارتفاع سعر الصرف الفعلي الحقيقي ب 1% يؤدي إلى زيادة في الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة بحوالي 1,2%، ويمكن تفسير هذه النتيجة من خلال طبيعة الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة إلى عينة الدراسة والتي يغلب عليها الطابع السوقي، حيث أن هذه الاستثمارات ليست موجبة بالدرجة الأولى إلى تعظيم المزايا التصديرية، وإنما تستهدف الأسواق المحلية للدول الناشئة بغرض الاستفادة من القدرة الشرائية المتزايدة للمستهلكين الناتجة عن ارتفاع قيمة العملة، وعليه فإن ارتفاع مؤشر سعر الصرف الفعلي الحقيقي ينظر إليه على أنه مؤشر لقوة الاقتصاد الكلي واستقراره، وهو ما يعزز ثقة المستثمرين ويجعل البيئة الاستثمارية أكثر جاذبية. تتوافق هذه النتيجة مع فرضية التوقعات المستقبلية ومع فرضية استهداف السوق المحلية.. وتؤكد هذه النتيجة صحة فرضية الدراسة.
- جاءت إشارة معلمة لوغاريتم إجمالي الناتج المحلي الحقيقي (LGDP) موجبة وذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5%، وهذا يعني وجود أثر موجب ومعنوي لإجمالي الناتج المحلي الحقيقي على الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة، حيث أن ارتفاع إجمالي الناتج المحلي الحقيقي ب 1% يؤدي إلى زيادة قدرها 0,62% في الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة، وتفسر هذه النتيجة على أن زيادة إجمالي الناتج المحلي الحقيقي يعكس الزيادة في النمو الاقتصادي وفي توسع حجم الاقتصاد وارتفاع الطلب المحلي، وهو ما يجعل من السوق المحلية أكثر جاذبية للمستثمرين الأجانب، إضافة إلى هذا فإن زيادة إجمالي الناتج المحلي الحقيقي تعتبر مؤشرا على استقرار الاقتصاد الكلي وعلى تحسن بيئة الأعمال وانخفاض المخاطر وتوفر فرص استثمارية متنوعة ومربحة وهو ما يعزز من ثقة المستثمرين الأجانب ويشجعهم على الدخول إلى أسواق هذه الدول.
- بالنسبة لمعلمة لوغاريتم الانفتاح التجاري (LOP) فقد جاءت إشارتها موجبة وذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5%، وهذا يعني أن للانفتاح التجاري أثر موجب ومعنوي على الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة، حيث أن زيادة الانفتاح التجاري ب 1% يؤدي إلى زيادة في تدفقات الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة بحوالي 1,18%. تشير هذه النتيجة إلى أن الدول الناشئة التي تتميز بمعدلات انفتاح تجاري عالية تتمتع بقدر كبير من الاندماج في الاقتصاد العالمي وتميل إلى أن تكون أكثر جاذبية للاستثمارات الأجنبية المباشرة، فارتفاع درجة الانفتاح التجاري تعكس تخفيف القيود الجمركية وغير الجمركية وتسهيل حركة السلع والخدمات ورؤوس الأموال عبر الحدود، وهو ما يعتبر مؤشرا إيجابيا للمستثمرين الأجانب حول توفر بيئة اقتصادية منفتحة تساعد على النفاذ بسهولة إلى الأسواق الإقليمية والدولية.
- أما معلمة لوغاريتم معدل التضخم (LINF) فقد كانت سالبة وذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5%، أي أن للتضخم أثر سلبي ومعنوي على التدفقات الواردة للاستثمار الأجنبي المباشر، حيث أن ارتفاع معدلات التضخم ب 1% يؤدي إلى انخفاض في تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة بحوالي 0,065%، أي أن التضخم ينظر إليه من قبل المستثمرين الأجانب كعامل مخاطرة، فهو يولد حالة من عدم اليقين، وتؤدي المستويات المرتفعة منه إلى تآكل الأرباح الحقيقية للمستثمرين الأجانب سواء من خلال ارتفاع تكاليف عوامل الإنتاج محليا وتراجع القدرة الشرائية، أو من خلال انخفاض القيمة الحقيقية للأرباح عند تحويلها

إلى عملات أجنبية، إضافة إلى أن ارتفاع معدلات التضخم بشكل كبير يعتبر إشارة سلبية تعكس ضعف السياسات الاقتصادية وعجز السلطات النقدية في تحقيق الاستقرار السعري، وهو الأمر الذي يزيد من علاوة المخاطرة ويضعف من جاذبية الدولة للاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة.

IV. الخاتمة :

يعتبر الاستثمار الأجنبي المباشر أحد أهم مصادر التمويل الخارجي الداعمة للنمو الاقتصادي في الدول الناشئة نظرا لما يوفره من رؤوس أموال ونقل للتكنولوجيا والخبرات الإدارية، وهو ما يتطلب البحث في أهم المحددات الاقتصادية المؤثرة على التدفقات الواردة منه، وفي هذا الإطار جاءت هذه الدراسة لبحث أثر التغيرات في سعر الصرف الفعلي الحقيقي على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة إلى عينة من الدول الناشئة شملت البرازيل والتشيلي والمكسيك والصين وبولندا، خلال الفترة 1995-2024، تم الاعتماد في نموذج الدراسة على الاستثمار الأجنبي الوارد كمتغير مستقل، وعلى مؤشر سعر الصرف الفعلي الحقيقي كمتغير مفسر رئيسي، مع إدراج متغيرات ضابطة تمثلت في الناتج المحلي الحقيقي ومعدل الانفتاح التجاري ومعدل التضخم، واعتمادا على التقدير بواسطة نماذج بانل الساكن توصلت الدراسة إلى مجموعة من النتائج الهامة.

IV.1. نتائج البحث:

- توصلت هذه الدراسة اعتمادا على تقديرات نموذج التأثيرات الثابتة في إطار نماذج بانل الساكن إلى مجموعة مهمة من النتائج القياسية تمثلت أساسا فيما يلي:
- وجود أثر موجب ومعنوي لسعر الصرف الفعلي الحقيقي على التدفقات الواردة من الاستثمار الأجنبي المباشر، ويمكن تفسير هذه النتيجة في ضوء طبيعة الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة إلى الدول الناشئة، والتي يغلب عليها الطابع السوقي، حيث يسعى المستثمرون إلى الاستفادة من ارتفاع القدرة الشرائية الناتج عن ارتفاع سعر الصرف الفعلي الحقيقي، إضافة إلى أن المستثمرين الأجانب يعتبرون أن ارتفاع سعر الصرف الفعلي الحقيقي هو مؤشر عن متانة الاقتصاد الكلي واستقراره، وهو ما يعزز من ثقة المستثمرين ويخفض من درجة عدم اليقين المرتبطة بالاستثمار.
 - وجود أثر موجب ومعنوي لإجمالي الناتج المحلي الحقيقي على التدفقات الواردة من الاستثمار الأجنبي المباشر، وهو ما يعكس الدور المحوري لحجم السوق والنمو الاقتصادي في تحفيز التدفقات الواردة من الاستثمارات الأجنبية المباشرة، إذ أن الاقتصادات الأكبر والأكثر نموا توفر فرصا استثمارية أوسع وعوائد محتملة أعلى.
 - وجود أثر موجب ومعنوي للانفتاح التجاري على التدفقات الواردة من الاستثمارات الأجنبية المباشرة، مما يؤكد على أن الاندماج في الاقتصاد العالمي يعتبر عاملا محفزا للتدفقات الواردة من الاستثمار الأجنبي المباشر، فارتفاع درجة الانفتاح التجاري يعكس تخفيف القيود على حركة السلع والخدمات ورؤوس الأموال، ويوفر للمستثمرين إمكانية الوصول إلى أسواق أوسع، سواء على المستوى الإقليمي أو الدولي، وهو ما يعزز من جاذبية البيئة الاستثمارية في الدول الناشئة.
 - وجود أثر سالب ومعنوي لمعدل التضخم على التدفقات الواردة من الاستثمارات الأجنبية المباشرة، وهو ما يعكس حساسية المستثمرين الأجانب لمؤشرات استقرار الاقتصاد الكلي، حيث يؤدي ارتفاع معدلات التضخم إلى زيادة حالة عدم اليقين، ويؤثر سلبا على التكاليف الحقيقية وعلى العوائد المتوقعة للاستثمار،

كما أنه يؤدي إلى تآكل القدرة الشرائية وتراجع الأرباح، وهو ما يحد من تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر، وتشير هذه النتيجة إلى أن تحقيق الاستقرار السعري يعتبر أحد الشروط المعززة لتدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة في الدول الناشئة.

2.IV. مقترحات البحث:

بناءً على النتائج المتوصل إليها، يتعين على الدول الناشئة لزيادة جاذبيتها للاستثمارات الأجنبية المباشرة أن تتبنى سياسات اقتصادية كلية تعزز من قوة الاقتصاد الكلي واستقراره، وهذا عن طريق تعزيز القدرة الشرائية الحقيقية للعملة المحلية، وتعزيز النمو الاقتصادي بما يدعم حجم السوق وجاذبيته، وتوسيع الانفتاح التجاري لزيادة القدرة على النفاذ إلى الأسواق العالمية، والحفاظ على مستويات مستقرة لمعدلات التضخم لتعزيز الاستقرار الاقتصادي وتقليل المخاطر على المدى الطويل.

V- الإحالات والمراجع :

- الاونكتاد. (2023). تقرير الاستثمار العالمي 2023/الاستثمار في الطاقة المستدامة للجميع، جنيف، الامم المتحدة.
- خبازي فاطمة الزهراء، (2016)، إشكالية عدم الاستقرار في سعر الصرف ودور السياسات الاقتصادية الكلية في علاجها، مجلة الاقتصاد الجديد ، 7(1)، 147-159؛
- دريد سعيدة وعلاوي محمد حسن، (2024)، تأثير الأزمات الاقتصادية الدولية على تدفقات الإستثمار الأجنبي المباشر للدول النامية دراسة قياسية في الفترة (2000-2020)، مجلة التمويل و الاستثمار والتنمية المستدامة، 9 (1)، 312-331؛
- زاوية رشيدة و بوخاري عبد الحميد، (2020)، دور سعر الصرف في التأثير على معدل النمو الاقتصادي في الجزائر، مجلة معهد العلوم الاقتصادية، 23 (1)، 927-944؛
- غربي يسين سي لاختصر و نوي طه حسين، (2018). علاقة سعر صرف الدينار/الدولار بسياسية جذب الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر دراسة تحليلية قياسية للفترة (1990-2015)، مجلة البشائر الاقتصادية 4 (1)، 219-236 ؛
- غياط شريف و جمال مساعدي، (2019)، العوامل المؤثرة في سعر الصرف في ظل نظام التعويم "دراسة بيانية"، مجلة دراسات العدد الاقتصادي ، 10 (2)، 15-38.
- قمري زينة و بوالشعور شريفة، (2021)، أثر تقلبات سعر الصرف ومعدل التبادل الدولي على النمو الاقتصادي في الجزائر (1990 - 2019): دراسة قياسية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي VAR، مجلة التنمية والإستشراف للبحوث والدراسات ، 6 (2)، 295-311.
- مدوري حدة، (2021). النمذجة و التنبؤ بسلوك سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي والاورو-دراسة مقارنة -بين النماذج القياسية المعلمية و النماذج القياسية غير المعلمية، قسم العلوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية و التجارية و علوم التسيير، جامعة اب بكر بلقايد، الجزائر؛

- Alba, J. D., Wang, P., & Park, D. (2010). THE IMPACT OF EXCHANGE RATE ON FDI AND THE INTERDEPENDENCE OF FDI OVER TIME. *The Singapore Economic Review*, 55(04), 733-747. <https://doi.org/10.1142/S0217590810004024>
- Badi H. Baltagi. (2021). *Econometric Analysis of Panel Data* Springer .Switzerland.
- Elian, M. I., Ahmed Bani-Mustafa, Nabeel Sawalha, Ahmad R. Alsaber, & Jiazhu Pan. (2024). Impact of economic growth and exchange rate volatility on FDI inflows : Cointegration and causality tests for the BRICS countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 15(1), 42-54.
- Hniya, S., Boubker, A., Mrad, F., & Nafti, S. (2021). The impact of real exchange rate volatility on foreign direct investment inflows in Tunisia. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 11(5), 52-67.
- Hoechle Daniel. (2007). Robust Standard error for panel regressions whith cross-sectional dependance. *The Stata Journal* , 7 (3), 281-312.
- Klau, M., & Fung, S. S. (2006). The new BIS effective exchange rate indices. *BIS Quarterly Review*, March, 51-65.
- Lily, J., Kogid, M., Mulok, D., Thien Sang, L., & Asid, R. (2014). Exchange Rate Movement and Foreign Direct Investment in Asean Economies. *Economics Research International*, 2014, 1-10. <https://doi.org/10.1155/2014/320949>
- Mandigma, M. B. S. (2021). Impact of real exchange rate on foreign direct investment in four emerging markets of southeast Asia. *Review of Integrative Business and Economics Research*, 10(1), 1-13.
- Moraghen, W., Seetanah, B., & Sookia, N. U. H. (2023). The impact of exchange rate and exchange rate volatility on Mauritius foreign direct investment : A sector-wise analysis. *International Journal of Finance & Economics*, 28(1), 208-224. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2416>
- Phillips, S., & Fredoun Z., A. (2008). Exchange rates and foreign direct investment : Theoretical models and empirical evidence*. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 52(4), 505-525. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8489.2008.00431.x>
- Sultana, M., Rahman, Md. H., & Zimon, G. (2024). The impact of external debt and exchange rate on foreign direct investment in emerging investment markets : New evidence using a PMG-ARDL panel data analysis. *Cogent Economics & Finance*, 12(1), 1-18. <https://doi.org/10.1080/23322039.2024.2362780>
- UNCTAD. (1999). *World Investment Report 1999 : Foreign Direct Investment and the Challenge of Development*. Uited Nations. <https://doi.org/10.18356/8e79f24c-en>
- UNCTAD (Éd.). (2004). *World investment report 2004 The shift towards services*. United Nations.
- UNCTAD. (2008). *World Investment Report 2008 : Transnational Corporations and the Infrastructure Challenge*. Uited Nations. <https://doi.org/10.18356/edb0dd86-en>
- UNCTAD. (2012). *DEVELOPMENT AND GLOBALIZATION: FACTS AND FIGURES*. Retrieved 9 10, 2025, from UNCTAD: <https://stats.unctad.org/Dgff2012/annexes/definitions.html>
- UNCTAD. (2018). *World Investment Report 2018 : Investment and New Industrial Policies*. Uited Nations. <https://doi.org/10.18356/ebb78749-en>
- WB. (2025). *Metadata Glossary*. Retrieved 9 10, 2025, from WORLD BANK GROUP: <https://databank.worldbank.org/metadataglossary/world-development-indicators/series/BX.KLT.DINV.CD.WD>

٧ - الملحق :

الملحق رقم (1): نتائج التقدير بواسطة نموذج الانحدار التجميعي

Source	SS	df	MS	Number of obs =	150
Model	121.93413	4	30.4835325	F(4, 145) =	142.39
Residual	31.0425763	145	.214086733	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.7971
				Adj R-squared =	0.7915
				Root MSE =	.4627
Total	152.976706	149	1.0266893		

LFDI	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
LREER	-.1449049	.2321921	-0.62	0.534	-.6038232 .3140134
LGDP	.7007877	.0336843	20.80	0.000	.634212 .7673633
LOP	.0971651	.091171	1.07	0.288	-.0830306 .2773609
LINF	-.1444071	.0641432	-2.25	0.026	-.2711835 -.0176308
_cons	-8.696911	1.429659	-6.08	0.000	-11.52257 -5.871247

الملحق رقم (2): نتائج التقدير بواسطة نموذج التأثيرات الثابتة

. xtreg LFDI LREER LGDP LOP LINF, fe					
Fixed-effects (within) regression			Number of obs =		
Group variable: ind			Number of groups =		
R-sq: within = 0.5970			Obs per group: min =		
between = 0.7852			avg =		
overall = 0.7075			max =		
corr(u_i, Xb) = -0.4959			F(4,141) =		
			Prob > F =		
			52.22		
			0.0000		

LFDI	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
LREER	.5328791	.281553	1.89	0.060	-.0237319 1.08949
LGDP	.863043	.0939716	9.18	0.000	.6772676 1.048818
LOP	.8252746	.1802928	4.58	0.000	.468848 1.181701
LINF	-.0836317	.0597899	-1.40	0.164	-.2018323 .0345689
_cons	-19.10586	2.348557	-8.14	0.000	-23.74879 -14.46292

sigma_u	.50396577				
sigma_e	.39289246				
rho	.62197623	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0:	F(4, 141) =	15.02	Prob > F =	0.0000
------------------------	-------------	-------	------------	--------

الملحق رقم (3): نتائج التقدير بواسطة نموذج التأثيرات العشوائية

. xtreg LFDI LREER LGDP LOP LINF, re					
Random-effects GLS regression			Number of obs =		
Group variable: ind			Number of groups =		
R-sq: within = 0.5515			Obs per group: min =		
between = 0.9626			avg =		
overall = 0.7971			max =		
corr(u_i, X) = 0 (assumed)			Wald chi2(4) =		
			Prob > chi2 =		
			569.55		
			0.0000		

LFDI	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
LREER	-.1449049	.2321921	-0.62	0.533	-.599993 .3101832
LGDP	.7007877	.0336843	20.80	0.000	.6347677 .7668077
LOP	.0971651	.091171	1.07	0.287	-.0815267 .275857
LINF	-.1444071	.0641432	-2.25	0.024	-.2701254 -.0186888
_cons	-8.696911	1.429659	-6.08	0.000	-11.49899 -5.89483

sigma_u	0				
sigma_e	.39289246				
rho	0	(fraction of variance due to u_i)			

الملحق رقم (4): نتيجة اختبار Hausman

	Coefficients			
	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt (diag (V_b-V_B)) S.E.
LREER	.5328791	-.1449049	.677784	.1592449
LGDP	.863043	.7007877	.1622554	.087727
LOP	.8252746	.0971651	.7281094	.1555421
LINE	-.0836317	-.1444071	.0607755	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
= 47.68
Prob>chi2 = 0.0000
(V_b-V_B is not positive definite)

الملحق رقم (5): نتيجة اختبار Wald test

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model	
H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i	
chi2 (5)	145.63
Prob>chi2	0.0000

الملحق رقم (6): نتيجة اختبار Wooldridge test

Wooldridge test for autocorrelation in panel data	
H0: no first-order autocorrelation	
F(1, 4)	28.317
Prob > F	0.0060

الملحق رقم (7): نتيجة اختبار Breusch-Pagan LM test

Correlation matrix of residuals:	
	__e1 __e2 __e3 __e4 __e5
__e1	1.0000
__e2	0.6054 1.0000
__e3	-0.2506 -0.1642 1.0000
__e4	0.0644 -0.0029 -0.3263 1.0000
__e5	-0.0564 -0.0573 0.2950 -0.3215 1.0000

Breusch-Pagan LM test of independence: chi2(10) = 22.910, Pr = 0.0111
Based on 30 complete observations

الملحق رقم (8): نتائج إعادة التقدير بطريقة (FGLS) Parks-kmenta

Coefficients: generalized least squares	
Panels: heteroskedastic	
Correlation: panel-specific AR(1)	
Estimated covariances	= 5
Estimated autocorrelations	= 5
Estimated coefficients	= 9
Number of obs	= 150
Number of groups	= 5
Time periods	= 30
Wald chi2(8)	= 423.34
Prob > chi2	= 0.0000

LFDI	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
LREER	1.201806	.2386057	5.04	0.000	.7341473	1.669465
LGDP	.6217796	.1195022	5.20	0.000	.3875595	.8559997
LOP	1.182493	.1601426	7.38	0.000	.8686191	1.496366
LINE	-.0650233	.0318403	-2.04	0.041	-.1274292	-.0026175
ind						
2	-1.395946	.4547415	-3.07	0.002	-2.287223	-.5046692
3	-1.111787	.253781	-4.38	0.000	-1.609189	-.6143858
4	-1.528352	.2831998	-5.40	0.000	-2.083413	-.9732906
5	-1.962278	.3949016	-4.97	0.000	-2.736271	-1.188286
_cons	-15.6825	3.002555	-5.22	0.000	-21.5674	-9.797598