استخدام تحليل بيانات البانل في نمذجة علاقة تقلبات متغيرات التجارة الخارجية بالنمو الاقتصادي في اليمن للفترة (2006– 2013)

د. صفاء عبدالله معطي* د. محمد أحمد سالم بلحويصل**

الملخص:

تستهدف هذه الدراسة استخدام بيانات البانل (Panel) في تقدير دالة النمو الاقتصادي المتمثلة في هذه الدراسة بالناتج المحلي الإجمالي (GDP)، وذلك بتقديم كيفية الاختيار وتوضيحها والتوفيق بين النماذج الثلاثة المتمثلة بنموذج الانحدار التجميعي (Pooled Regression Model)، ونموذج التأثيرات الثابتة (Fixed Effect Model)، ونموذج التأثيرات العشوائية (Random Effect Model)، وقد تم الاعتماد في ذلك على معيار معامل التحديد واختبار فيشر وداربن واتسون في اختيار أفضل نموذج جزئي من النموذج العام من خلال دراسة ثلاثة متغيرات مستقلة تؤثر في النمو الاقتصادي، حيث شملت الدراسة على أربعة قطاعات اقتصادية، هي: الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك، والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات وذلك للفترة من 2006-2013م. وقد توصلت الدراسة إلى جملة من النتائج، أهمها أن نموذج الاثار الثابتة (Fixed Effect Model) أفضل من نموذجي الانحدار التجميعي (Pooled Regression Model) والآثار العشوائية (Random Effect Model) في تقدير العلاقة بين متغيرات التجارة الخارجية والنمو الاقتصادي.

الكلمات المفتاحية: نموذج الانحدار التجميعي، نموذج التأثيرات الثابتة، نموذج التأثيرات العشوائية، النمو الاقتصادي، الصادرات، الواردات.

* أستاذ مشارك، بقسم الإحصاء والمعلوماتية، كلية العلوم الإدارية – جامعة عدن

** أستاذ مساعد، بقسم إدارة الاعمال، كلية العلوم الإدارية – جامعة حضرموت

المقدمة:

يعد الناتج المحلي الاجمالي أحد المؤشرات التي تستخدم في قياس النمو الاقتصادي في الأدبيات الاقتصادية، فمنذ القدم سعت المجتمعات لتحقيق نموٍ اقتصاديٍ مرتفعٍ وذلك من خلال البحث عن الوسائل والعوامل الكفيلة برفعه، والتي بالطبع ستنعكس على الرفع من معدل المستوى المعيشي للفرد والمجتمع ككل. ولهذا فقد عكفت النظرية الاقتصادية على دراسة العديد من النماذج الاقتصادية وتحليلها على المستوى النظري والتطبيقي المؤثرة في النمو الاقتصادي؛ وذلك للوصول إلى صياغة وتحديد الدوال ذات المقدرة التفسيرية لطبيعة واتجاه العلاقة بين النمو الاقتصادي والمتغيرات الأخرى. وفي هذه الدراسة سيتم التركيز على دور متغيري التجارة الخارجية المتمثلة بالصادرات والواردات كمتغيرات تفسيرية (مستقلة) في دالة النمو الاقتصادي (الناتج المحلي الإجمالي) .

ويتناول هذا البحث دراسة أثر الصادرات والواردات كمتغيرات مستقلة (تفسيرية) على الناتج المحلي الإجمالي كمتغير تابع في بعض القطاعات الاقتصادية المتمثلة بقطاع الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك ، وقطاع التعدين واستغلال المحاجر، وقطاع الصناعات التحويلية ، وكذا قطاع المعلومات والاتصالات في الجمهورية اليمنية للفترة (2006-2013) .

ولغرض تحقيق أهداف البحث تم تقسيمه على أربعة محاور رئيسة تتمثل في منهجية الدراسة، والإطار النظري لنموذج تحليل البانل والتحليل الوصفي للصادرات والواردات والجانب التطبيقي المتمثل في التحليل القياسي لأثر الصادرات والواردات على الناتج المحلي الإجمالي باستخدام بيانات البانل.

مشكلة الدراسة:

يتأثر الناتج المحلي الإجمالي بالعديد من العوامل الاقتصادية، وتعد التجارة الخارجية بشقيها الصادرات والواردات أحد العوامل التي تؤثر على النمو الاقتصادي، المتمثل بالناتج المحلي الاجمالي، وتكمن مشكلة الدراسة في معرفة مدى تأثير الصادرات والواردات على النمو الاقتصادي (الناتج المحلي الإجمالي) باستخدام التحليل الإحصائي والقياسي لبيانات البانل.

أهداف الدراسة:

تهدف الدراسة إلى:

1- معرفة تطور الناتج المحلي الإجمالي والصادرات والواردات في الجمهورية اليمنية من قطاعات الزراعة والحراجة والصيد و صيد الأسماك، والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات من خلال استخدام أسلوب التحليل الوصفي.

2- إلقاء الضوء على الجوانب النظرية المتعلقة بالتحليل الإحصائي والقياسي لبيانات البانل.

3- قياس العلاقة بين الصادرات والواردات والناتج المحلي الإجمالي باستخدام أسلوب تحليل بيانات البانل.

4- الكشف عن المشاكل القياسية في النموذج المقدر والمتمثلة في مشكلة الارتباط الذاتي ومشكلة عدم ثبات التباين وطرق معالجتها

5- التعرف على كيفية الاختيار والتوفيق بين النماذج الثلاثة المتمثلة بنموذج الانحدار التجميعي (Pooled Regression Model) و نموذج التأثيرات الثابتة (Fixed Effect Model) ونموذج التأثيرات العشوائية (Random Effect Model) .

فرضيات الدراسة:

1- لا يوجد تأثير ذو دلالة إحصائية بين كل من الصادرات والواردات والناتج المحلي الإجمالي عند مستوى معنوية 0.05.

2- لا يعاني النموذج المقدر للعلاقة بين الصادرات والواردات والناتج المحلي الإجمالي من مشكلة الارتباط الذاتي عند مستوى معنوية 0.05

3- لا يعاني النموذج المقدر للعلاقة بين الصادرات والواردات والناتج المحلي الإجمالي من مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ العشوائي عند مستوى معنوية 0.05

4- نموذج التأثيرات الثابتة (Fixed Effect Model) أفضل من نموذج التأثيرات العشوائية (Random Effect Model) في تقدير العلاقة من الصادرات والواردات والناتج المحلي الإجمالي.

5- نموذج الانحدار التجميعي (Pooled Regression Model) أفضل من نموذج التأثيرات الثابتة (Fixed Effect Model) في تقدير العلاقة من الصادرات والواردات والناتج المحلي الإجمالي.

أهمية الدراسة:

نظرًا لأهمية الدراسة الاقتصادية تأتي هذه الدراسة كدراسة جزئية لتسليط الضوء على أهمية استخدام بيانات البانل في دراسة انعكاسات الصادرات والواردات كمتغيرات مستقلة على النمو الاقتصادي (الناتج المحلي الإجمالي) من أجل رسم سياسات اقتصادية فعالة .

منهج الدراسة:

اعتمدت الدراسة على المنهج الوصفي في عرض البيانات وتحليلها، بالإضافة إلى منهج التحليل القياسي ممثلًا في أسلوب البانل لتحليل العلاقة بين الصادرات والواردات والناتج المحلي الإجمالي في الجمهورية اليمنية.

أولًا: الاطار النظري لتحليل بيانات البانل.

1. مفهوم **نموذج بيانات البانل**

تعرف بيانات السلاسل الزمنية المقطعية بمجموعة البيانات التي تجمع بين خصائص كل من البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية، فالبيانات المقطعية تصف سلوك عدد من المفردات أو الوحدات المقطعية عند فترة زمنية واحدة، بينما تصف بيانات السلسلة الزمنية سلوك مفردة واحدة خلال فترة زمنية معينة [3]. بمعنى يقصد ببيانات بانل المشاهدات المقطعية ، مثل (الدول، الولايات، الشركات، الأسر ...) المرصودة عبر فترة زمنية معينة، أي دمج البيانات المقطعية مع الزمنية في آن واحد [13] .

تطلق تسميات عدة على هذا النوع من البيانات، فمنهم من يطلق عليها "البيانات المدمجة" ، ومنهم من يطلق عليها " البيانات الطولية" Longitudinal data، ويمكن تعريفها بأنها البيانات التي يمكن الحصول عليها من خلال المشاهدات المكررة لظاهرة ما حول (n) من المقاطع العرضية-Cross) (Sections خلال سلسلة زمنية (T) معينة (Time series) ، يمتاز هذا النوع من البيانات بأنها تتغير على مستويين، التغير على مستوى العرض (الأفقي) والمتمثل بالبيانات المقطعية-Cross)

(sections data)، والتغير على مستوى الطول (العمودي) والمتضمن بيانات السلسلة الزمنية (Time Series Data) .

إن قراءة البيانات المقطعية عبر الزمن تتم بأسلوبين، الأول قراءة بيانات فترة من فترات السلسلة الزمنية لكل المقاطع

العرضية، والثاني قراءة بيانات مقطع من المقاطع العرضية لكل فترات السلسلة الزمنية. ويمكن إعطاء إحدى صور ترتيب البيانات الطولية (Longitudinal data)

استطاعت نماذج بانل في الآونة الأخيرة أن تكسب اهتماماً كبيراً خصوصاً في الدراسات الاقتصادية؛ نظرًا لأنها تأخذ في الاعتبار أثر تغير الزمن وأثر تغير الاختلاف بين الوحدات المقطعية على حدٍ سواء.

2. أهمية بيانات البانل:

إن التقدير حسب هذه البيانات له مزايا مهمة ويعطي نتائج أكثر دقة؛ لأنها تأخذ بعين الاعتبار المعلومات ذات البعد الزمني في السلسلة الزمنية، وكذلك البعد المقطعي في الوحدات المختلفة، لذلك يمكن القول إن معطيات البانل تتمتع ببعد مضاعف: بعد زمني وبعد فردي، هذا ما جعل دراستها الميدانية أكثر فعالية ونشاط في الاقتصاد القياسي، وبالتالي فهي تكتسب أهمية بالغة نوجزها في النقاط الآتية [20] [16]:

1) الأخذ بعين الاعتبار تأثير الخصائص غير المشاهدة للأفراد على سلوكياتهم، مثل: تأثير الخصائص الاجتماعية، السياسة أو الدينية للبلدان على الأداء الاقتصادي، أي إن معطيات البانل ببعدها الثنائي تأخذ بعين الاعتبار تصرفات أو سلوكيات الأفراد عبر الزمن.
2) القدرة على تحديد بعض الظواهر الاقتصادية، مثل التقدم التقني واقتصاديات الحجم، وبالتالي علاج مشكلة عدم قابلية تقسيم اقتصاديات الحجم والتقدم التقني في تحليل دوال الإنتاج.
3) يسمح هذا النوع من المعطيات للباحث بدراسة الاختلافات والفوارق في السلوك بين الأفراد، بحيث إن البعد المضاعف الذي تتمتع به بيانات البانل يمكن ترجمته بأنه بعد مضاعف للمعلومة المتوفرة أكثر من تلك المقطعية أو الزمنية، أي أنه يتيح التحكم في التباين الفردي، الذي قد يظهر في حالة البيانات المقطعية أو الزمنية، والذي يفضي إلى نتائج متحيزة، وبالتالي إمكانية الحصول على تقديرات ذات ثقة أعلى، كما أن مشكلة الارتباط المشترك بين المتغيرات تكون أقل حدة من بيانات السلاسل الزمنية.

4) تتميز بيانات البانل عن غيرها بعدد أكبر من درجات الحرية وكذلك بكفاءة أفضل، وهذا ما يؤثر إيجابيًا على دقة المقدّرات، أي تتضمن بيانات البانل محتوى معلوماتيًا، أكثر من تلك التي في المقطعية أو الزمنية، وبالتالي إمكانية الحصول على تقديرات ذات ثقة أعلى، كما أن مشكلة الارتباط المشترك بين المتغيرات تكون أقل حدة من بيانات السلاسل الزمنية، ومن جانب آخر، تتميز بيانات البانل عن غيرها بعدد اكبر من درجات الحرية وكذلك بكفاءة أفضل.
5) تُعَدُّ معطيات البانل الإطار الملائم لتطور تقنيات التقدير والنتائج النظرية.
6) في الواقع التطبيقي، فإن نماذج البانل تسمح بدراسة مشاكل يستحيل دراستها باستخدام البيانات العرضية أو السلاسل الزمنية، بحيث تساعد في منع ظهور مشكلة انعدام ثبات تباين حد الخطأ الشائعة الظهور عند استخدام بيانات المقطع العرضي في تقدير النماذج القياسية، "Heteroscedasticity" فبخلاف السلاسل الزمنية للاقتصاد الكلي فإن نماذج البانل تجعل من الممكن تحليل السلوك عند مستوى الوحدات الفردية مع ضبط انعدام التجانس بينها؛ لأن كل واحد من المصادر المهمة لانعدام ثبات التجانس لبيانات المقطع العرضي هو حذف معلومات ثابتة نسبيًا من الوحدات الفردية، ومن هنا تظهر أهمية استخدام بيانات البانل بأنها تأخذ بعين الاعتبار ما يسمى "بعدم التجانس أو الاختلاف غير الملحوظ"، الخاص بمفردات العينة، سواء المقطعية أو الزمنية [18].
7) توفر نماذج البانل إمكانية أفضل لدراسة ديناميكية التعديل، التي قد تخفيها البيانات المقطعية، كما أنها أيضًا تُعَدُّ مناسبة لدراسة فترات الحالات الاقتصادية، مثل البطالة والفقر. ومن جهة أخرى، يمكن من خلال (بيانات البانل الربط بين سلوكيات مفردات العينة من نقطة زمنية لأخرى) [10]
8) تسهم في الحد من إمكانية ظهور مشكلة المتغيرات المهملة (omitted variables) الناتجة عن خصائص المفردات غير المشاهدة، والتي تقود عادة إلى تقديرات متحيزة (biased estimates) في الانحدارات المفردة [12].

وتبرز أهمية استخدام بيانات البانل في أنها تأخذ في الاعتبار ما يوصف " بعدم التجانس أو الاختلاف غير الملحوظ" (unobserved heterogeneity) الخاص بمفردات العينة سواء المقطعية أو الزمنية. وفي هذه الدراسة فإن منهج البانل سوف يأخذ في الاعتبار تلك الاختلافات أو الآثار الفردية (individual effects) الخاصة بكل قطاع من القطاعات الاقتصادية محل الدراسة والمتمثلة بالزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك،

والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات، مثل الحالة الاقتصادية للقطاع، وحجم العمالة والمساهمة، وغيرها من الخصائص المقطعية، التي ينفرد بها كل قطاع من القطاعات الاربعة، والتي تؤثر بدورها في الناتج المحلي الإجمالي والصادرات والواردات، ولكنها تكون ثابتة في الأجل القصير أو في الأقل خلال فترة الدراسة. كما يمكننا أيضًا الأخذ في الحسبان الآثار الزمنية (time effects) بين القطاعات والتي تتغير عبر الزمن مثل التطور التكنولوجي والمؤسسي وتغير السياسات الاقتصادية والتجارية وغيرها.

ومن خلال العرض السابق يمكن استعراض إيجابيات التحليل وسلبياته باستخدام بيانات البانل على النحو المبين في الجدول(1) :

جدول (1) : إيجابيات بيانات البانل وسلبياته [9]

الإيجابيات	السلبيات
1. عدد كبير من المشاهدات . 2. الأخذ بعين الاعتبار عدم التجانس . 3. يمكن الأخذ بالاعتبار تأثيرات المميزات غير الملاحظة. 4. انخفاض خطر التعدد الخطي. 5. إبراز آثار المدى الطويل والقصير. 6. انخفاض تحيز تقدير المعلمات.	1. وجود مشاهدات مفقودة مما يؤدي إلى اضطرابات في نوعية التقدير. 2. معطيات بانل غير أسطوانية حيث يوجد هناك نقص سواء في الأفراد أو الفترات أو في كليهما معًا. 3. لا يتم معالجتها بكل برامج الحاسوب الخاصة بالقياس الاقتصادي.

3. النماذج الأساسية في تحليل بيانات البانل:

تضم الصياغة الأساسية لانحدارات البانل (نماذج البيانات الطولية) والمقدمة من قبل جرين W.Green في العام 1993م ثلاثة نماذج ممكنة تبعاً لاختلاف الأثر الفردي لكل وحدة مقطعية ai الذي يفترض أن يكون هذا الأثر ثابتاً عبر الزمن وخاصاً بكل وحدة مقطعية . ليكن لدينا n من المشاهدات المقطعية مقاسة في T من الفترات الزمنية وعليه فإن نموذج البيانات الطولية يعرف بالصيغة الآتية:

$$Y_{i,t} = \beta_{0,i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_j X_{j(i,t)} + \varepsilon_{i,t} \quad , i = 1,2,3, \dots, n \quad t = 1,2, \dots, T \quad \dots\dots..(1)$$

حيث إن :

$X_{i,t}$ و $Y_{i,t}$: المشاهدات الخاصة بكل وحدة مقطعية ai خلال الفترة الزمنية t.

$U_{i,t}$ **:** تمثل بقية المتغيرات المهملة في النموذج التي تتغير بين الوحدات المقطعية وعبر الزمن.

وبالتالي يمكن استعراض النماذج الثلاثة التي يمكن تشكليها تبعاً لاختلاف الأثر الفردي لكل وحدة مقطعية ai على النحو الآتي :

1) إذا كان الأثر الفردي ai هو نفسه من أجل جميع الوحدات المقطعية فإن النموذج هو **نموذج الانحدار التجميعي** [4] **(**Pooled OLS regression**)**، ويتم تقديره حسب طريقة المربعات الصغرى العادية (Ordinary List Square).

ويعد نموذج الانحدار التجميعي من أبسط نماذج البيانات الطولية؛ حيث تكون فيه جميع المعاملات $\beta_{0,i}$ و β_0 ثابتة لجميع الفترات الزمنية (يهمل أي تأثير للزمن)، بإعادة كتابة النموذج في المعادلة (1) نحصل على نموذج الانحدار التجميعي، ويكتب بالصيغة الآتية:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_j X_{j(i,t)} + \varepsilon_{i,t} \quad , i = 1,2,3, \dots, n \quad t = 1,2, \dots, T \quad \dots\dots\dots..(2)$$

حيث إن :

$$E(\varepsilon_{i,t}) = 0 \ ، \ var(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_\varepsilon^2$$

$X_{i,t}$ و $Y_{i,t}$: المشاهدات الخاصة بكل وحدة مقطعية ai خلال الفترة الزمنية t.

$U_{i,t}$ **:** تمثل بقية المتغيرات المهملة في النموذج، التي تتغير بين الوحدات المقطعية وعبر الزمن.

فإذا كانت خصائص القطاعات (دول أو منشآت ..الخ) (Individual Effects) ثابتة ومحددة لكل القطاعات فإنه تستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية في تقدير معلمات النموذج في المعادلة (3) ، ويمكن الحصول على تقدير متّسق (Consistent) وكفء لمعلمات النموذج(Efficient) [14] .

ويمكن إيضاح هذه المعادلة بشيء من التفصيل على النحو الآتي :

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ . \\ . \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{0,1} \\ \beta_{0,2} \\ . \\ . \\ \beta_{0,n} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ . \\ . \\ X_n \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ . \\ . \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

$$\ldots\ldots\ldots (3)$$

2) إذا كان هناك اختلاف في الأثر الفردي ai عبر الوحدات المقطعية فإن النموذج يتجزأ إلى نموذجين أساسين، هما:

أ. **نموذج التأثيرات الثابتة*** (Fixed Effect Model) [7] **:**

ويكون فيه الأثر الفردي ai عبارة عن مجموعة ثابتة من الحدود الخاصة بكل وحدة مقطعية (بكل قطاع في هذه الدارسة)، والهدف منه هو معرفة سلوك كل مجموعة بيانات مقطعية على حدةٍ من خلال جعل معلمة القطع β_0 تتفاوت من مجموعة إلى أخرى مع بقاء معاملات الميل β_i ثابتة لكل مجموعة بيانات مقطعية، وعليه فإن نموذج التأثيرات الثابتة يتخذ الصيغة الآتية:

$$Y_{i,t} = \beta_{0,i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_j X_{j(i,t)} + \varepsilon_{i,t} \quad , i = 1,2,3,\ldots,n \quad t = 1,2,\ldots,T \quad \ldots\ldots (4)$$

حيث إن :

$$E(\varepsilon_{i,t}) = 0 \ ، \ var(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_\varepsilon^2$$

$X_{i,t}$ و $Y_{i,t}$: المشاهدات الخاصة بكل وحدة مقطعية ai خلال الفترة الزمنية t.

$U_{i,t}$ **:** تمثل بقية المتغيرات المهملة في النموذج التي تتغير بين الوحدات المقطعية وثابتة عبر الزمن.

و يقصد بمصطلح التأثيرات الثابتة بأن المعلمة β_0 لكل مجموعة بيانات مقطعية لا تتغير خلال الزمن (Time Invariant) وإنما يكون التغير فقط في مجاميع البيانات المقطعية (بلدان أو منشآت أو...إلخ) لغرض تقدير معلمات النموذج في المعادلة(5) والسماح لمعلمة القطع β_0 بالتغير بين المجاميع المقطعية [11].

توجد طرق عدة لتقدير هذا النموذج إلا أنه عادة ما تستخدم متغيرات وهمية لكي نتجنب حالة التعددية الخطية التامة، وسيتم الاعتماد في هذه الدراسة على طريقة المربعات الصغرى ذات المتغيرات الصورية (List Square Dummy Variables)؛ حيث يتم إدراج متغيرات وهمية (Dummy Variable) عددها $(N-1)$

في النموذج، وهذه المتغيرات تأخذ القيمتين (0 و1) لتجنّب مشكلة الارتباط الخطي المتعدد [14] ، ويتم اعادة صياغة المعادلة (4) على النحو الآتي :

$$Y_{i,t} = a_1 + \sum_{d=2}^{n} a_d D_d + \sum_{i=1}^{k} \beta_j X_{j(i,t)} + \varepsilon_{i,t} \quad ,i = 1,2,3,,n \quad t = 1,2,,T \quad \ldots..(5)$$

حيث يمثل المقدار $a_1 + \sum_{d=2}^{n} a_d D_d$ التغير في المجاميع المقطعية لمعلمة القطع β_0 ليصبح النموذج كما يأتي:

$$Y_{i,t} = \sum_{d=2}^{n} a_d D_d + \sum_{i=1}^{k} \beta_j X_{j(i,t)} + \varepsilon_{i,t} \quad ,i = 1,2,3,,n \quad t = 1,2,,T \quad \ldots..(6)$$

ويمكن إيضاح هذه المعادلة بشيء من التفصيل على النحو الآتي :

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ . \\ . \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i & 0 & . & . & 0 \\ 0 & i & . & . & 0 \\ . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . \\ 0 & 0 & . & . & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ . \\ . \\ a_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ . \\ . \\ X_n \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ . \\ . \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad \ldots\ldots..(7)$$

ب. نموذج التأثيرات العشوائية (Random Effect Model):

في نموذج التأثيرات الثابتة يتم افتراض أن حد الخطأ $\varepsilon_{i,t}$ ذو توزيع طبيعي بوسط مقداره صفر، وتباين مساوٍ σ^2 أي $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$ ، $var(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_\varepsilon^2$، ولكي تكون معلمات نموذج التأثيرات العشوائية صحيحة وغير متحيزة عادة ما يفرض بأن تباين الخطأ ثابت، أي متجانس(Homoskedastic) لجميع المشاهدات المقطعية، وليس هناك أي ارتباط ذاتي خلال الزمن بين كل مجموعة من المشاهدات المقطعية في فترة زمنية محددة. إلا أنه إذا اختل أحد هذه الفروض فإن نموذج التأثيرات العشوائية يعد نموذجًا ملائمًا للتقدير [11]؛ لكون نموذج التأثيرات العشوائية سوف يعامل معامل القطع(Intercept) β_0 كمتغير عشوائي له معدل مقداره μ أي :

$$\beta_{0(i)} = \mu + V_i \quad , \quad i = 1,2,\ldots,n \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(8)$$

وبتعويض معادلة (8) في معادلة (4) تم الحصول على نموذج التأثيرات العشوائية على النحو الآتي :

$$Y_{i,t} = \mu + V_i + \sum_{i=1}^{k} \beta_j X_{j(i,t)} + \varepsilon_{i,t} \quad , i = 1,2,3,\dots,n \quad t = 1,2,\dots,T \quad \dots\dots(9)$$

حيث إن :

V_i : يمثل حد الخطأ في مجموعة البيانات المقطعية i

$\varepsilon_{i,t}$: حد الخطأ العشوائي، حيث يضم الخطأ العشوائي $\varepsilon_{i,t}$ ثلاثة مركبات، تتمثل في الأثر الفردي a_i وخصائص البعد الزمني U_t والمركبة الثالثة $U_{i,t}$ تمثل بقية المتغيرات المهملة في النموذج التي تتغير بين الوحدات المقطعية وعبر الزمن، أي إن $\varepsilon_{i,t} = a_i + U_t + U_{i,t}$ ، وكما هو ملاحظ يعد الأثر الفردي aiضمن عنصر الخطأ العشوائي المركب.

يطلق على نموذج التأثيرات العشوائية أحيانًا نموذج مكونات الخطأ (Error Components Model) بسبب أن النموذج في المعادلة (9) يحوي مركبين للخطأ، هما $\varepsilon_{i,t}$ و V_i .

وبالتالي فإنّ هذا النموذج يمتلك خواص رياضية تتمثل في

$$E(\varepsilon_{i,t}) = 0 \quad ، \quad var(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_\varepsilon^2 \quad ، \quad E(V_i) = 0 \quad ، \quad var(V_i) = \sigma_V^2$$

فإن في حد الخطأ المركب $\varepsilon_{i,t}$ و V_i في نموذج التأثيرات العشوائية يمتلك خواص رياضية على النحو الآتي:

$$\because W_{i,t} = V_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$\therefore E(W_{i,t}) = 0 \quad , \quad var(W_{i,t}) = \sigma 2V + \sigma 2\varepsilon$$

يتم الاعتماد في تقدير نماذج التأثيرات العشوائية على طريقة المربعات الصغرى المعممة (Generalized List Square)، التي تفترض ثبات تباين حد الخطأ (Homoskedastic)، ويكون الخطأ من النوع الأبيض، أي عشوائي (Whit Error) ، بالتالي يفترض هذا الاختبار عدم وجود (Heteroskedasticity) في النموذج، مما يعني أن تقدير هذا النموذج يكون متسقًا [11] [14].

4. الاختبارات الإحصائية للبيانات :

1) اختبار استقرار البيانات ((Stationary Test)

تشكل السلاسل الزمنية غير المستقرة مشكلة في التحليل الاقتصادي القياسي؛ كون الخواص الإحصائية لتحليل الانحدار تفقد عند استخدام سلاسل غير ساكنة [2]، ويعطي انحدارًا وهميًا للعلاقات تحت

التقدير. وتعد اختبارات جذور الوحدة أهم طريقة في تحديد مدى استقرارية السلاسل الزمنية، و معرفة الخصائص الإحصائية، ومعرفة خصائص السلاسل الزمنية محل الدراسة من حيث درجة تكاملها.

زاد اهتمام الأدب المتخصص في الاقتصاد القياسي في السنوات الأخيرة بدراسة الاستقرارية؛ لأنها تعطينا أفضل السلاسل الزمنية الفردية، ذلك لأن قوة الاختبار تزداد مع تزايد حجم العينة، بحيث تعد إضافة البعد الفردي إلى البعد الزمني ذات أهمية في تحليل السلاسل غير المستقرة ومعالجتها بمساعدة طرق السلاسل الزمنية وزيادة عدد المعطيات وقوة الاختبارات [1].

وقد ظهر حديثًا عدد من الاختبارات المطورة لتحليل جذر الوحدة لبيانات البانل وفحصها (panel unit root tests) . وتمتاز اختبارات جذر الوحدة لبيانات البانل بأنها تتفوق على اختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية الفردية لأنها تتضمن محتوى معلوماتيًا مقطعيًا وزمنيًا معاً ، والذي بدوره ينعكس في الحصول على نتائج أكثر دقة من اختبارات السلاسل الزمنية الفردية، إلا أن هناك مشكلًا تختص به معطيات البانل أصبح اليوم أساسيًا في أدبيات اختبار جذر الوحدة، ويتعلق الأمر بالارتباط بين الأفراد، بحيث إن السؤال المطروح فيما إذا كان يمكن السماح بوجود الارتباط بين بقية مختلف الأفراد في البانل.

ويمكن التمييز بين جيلين من الاختبارات، هما :

أ. اختبارات الجيل الأول : ترتكز على الأخذ بعين الاعتبار عدم التجانس الفردي (عدم تجانس معلمات النموذج).

ب. اختبارات الجيل الثاني : تّطرق بقدر الإمكان إلى الخصوصيات الأكثر عمومية؛ لتشمل حالات متعددة الارتباط بين المفردات (بشكل خاص نماذج العوامل المشتركة).

والجدول الآتي يعكس أهم هذه الاختبارات بحسب الجيلين:

جدول(2): اختبارات جذر الوحدة في بيانات البانل.

اختبارات الجيل الأول: الاستقلالية بين المفردات	
1. نوعية التجانس لجذر الانحدار الذاتي (Autoregressive) تحت الفرضية التعاقبية H_1	- اختبار Levin and Lin (1992-1993)
	- اختبار Levin, Lin and Chu (2002)
	- اختبار Hanis and Tzavalis (1999)
2. نوعية عدم التجانس لجذر الانحدار الذاتي (Autoregressive):	- اختبار Im, Pesaram and Shin (1997, 2002,2003)
	- اختبار Wu and Maddala (1999)
	- اختبار Choi (1999-2001)
	- اختبار Hadri (2000)

3. اختبار تسلسلي أو تعاقبي	- اختبار Henin, Jolivaldt and Nguyen (2001)
اختبارات الجيل الثاني: الارتباط بين المفردات	
1. اختبارات معمقة مبنية على أساس نماذج عاملية:	- اختبار Bai and Ng (2001)
	- اختبار Moon and Perron (2004)
	- اختبار Phillips and Sul (2003)
	- اختبار Pesaran (2003)
	- اختبار Choi (2002)
2. مقاربات وطرق أخرى	- اختبار O'connell (1998)
	- اختبار Chang (2002,2004)

المصدر/ بدراوي شهيناز ، " تأثير أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادي في البلدان النامية – دراسة قياسية باستخدام بيانات البانل لعينة من 18 دولة نامية 1980–2012" ، أطروحة دكتوراه غير منشورة ، 2014– 2015، كلية العلوم الاقتصادية التجارية وعلوم التسيير، جامعة أبي بكر بلقايد تلمسان، الجزائر.

وستقتصر هذه الدراسة على دراسة أهم اختبارات الجيل الأول ،لأن نموذج الأخطاء المركبة يعتمد على فرضية استقلال الاضطرابات في البعد الفردي، وهي على النحو المبين أدناه :

1. اختبار Levin, Lin and Chu (2002) [LLC]:

وينبثق من اختبار ديكي فولر DF؛ حيث كانت انطلاقة Levin و Lin في تحليل بيانات البانل غير المستقرة من اختبارات جذر الوحدة في السلاسل الزمنية من نوع Dickey-Fuller الصاعدة .

ومن أجل إجراء هذا الاختبار تم وضع ثلاثة نماذج لاختبار وجود جذر الوحدة ، كما تم بناء عليها وضع مقترح من قبل Levin, Lin and Chu لاختبار الفرضيات وفقاً لما هو وارد في الجدول (3) :

جدول (3) : ملخص نماذج اختبار جذر الوحدة والفرضيات المقترحة لـ(Levin, Lin and Chu)

النموذج	اختبارات جذر الوحدة	مقترح اختبار الفرضيات
الأول	$\Delta Y_{i,t} = PY_{i,(t-1)} + \varepsilon_{i,t}$	$H_0: P = 0$ $H_1: P < 0$
الثاني	$\Delta Y_{i,t} = \propto_i + PY_{i,(t-1)} + \varepsilon_{i,t}$ $i = 1,2,\dots,n \quad t = 1,2,\dots,T$	$H_0: P = 0 \ , \ \propto_i = 0 \ \forall i = 1,2,..,n$ $H_1: P < 0 \ , \ \propto_i \in R \ \forall i = 1,2,..,n$

الثالث	$\Delta Y_{i,t} = \propto_i + \beta_{i,t} + PY_{i,(t-1)} + \varepsilon_{i,t}$ $i = 1,2,\dots,n \quad t = 1,2,\dots,T$	$H_0: P = 0 \ , \ \beta_i = 0 \ \forall i = 1,2,..,n$ $H_1: P < 0 \ , \ \beta_i \in R \ \forall i = 1,2,..,n$

المصدر / إعداد الباحِثَيْنِ

ويلاحظ مما ورد في الجدول:

– أن النماذج الثلاثة تفرض استقلالية حدود الخطأ في البعد الفردي، وهي فرضية مقبولة في كل اختبارات جذر الوحدة لمعطيات البانل الخاصة بالجيل الأول من الاختبارات، كما تسمح باستعمال نظرية النهاية المركزية للحصول على توزيعات مقاربة.

- عدم تجانس السلاسل المولدة للمعطيات، وهي مشكلة أساسية في الاقتصاد القياسي لبيانات البانل، وفي هذه الحالة يفترض الاقتصاديون Levin, Lin and Chu تجانس جذر الانحدار الذاتي Autoregressive (Pi = PJ = P)، وبالتالي عندما يكون هناك جذر الوحدة في حركية المتغيرة **Y** فإما أن نقبل فرضية الجذر الأحادي لمجموع الفرديات، أو نرفض الفرضية من أجل مجموع الفرديات، وهذا بالضبط الحد الرئيس لهذا الاختبار.

- فرضية العدم في النموذجين الثاني والثالث هي فرضيات مترافقة، بمعنى أن في النموذج الثاني فرضية العدم هي فرضية جذر الوحدة لكل مفردات البانل (Pi = P = 0) مترافقة مع فرضية غياب الأثرالفردي وبالتحديد انعدام كل الحدود الثابتة ($\propto_i = 0$) ، أما النموذج الثالث فإن فرضية العدم تقتضي اختبار فرضية جذر الوحدة كما في النموذج الثاني مع فرضية غياب مركبة الاتجاه العام من أجل كل مفردات البانل ($\beta_i = 0$)

- عند إجراء اختبارات الاستقرارية يجب مراعاة أن هذا الاختبار يُعَدُّ المتغيرات مستقرة إذا كانت t-statistics > t-critical حيث P-value <0.05، وتصاغ الفروض الإحصائية بشكل عام على النحو الآتي:

H_0: (البيانات المقطعية لديها جذر وحدة)

H_1: (البيانات المقطعية ليس فيها جذر وحدة)

2. اختبار Im, Pesaram and Shin (2003) [IPS]:

جاءت بعد ذلك الأعمال المشتركة لعلماء الاقتصاد Im, Pesaran and Shin في السنوات (1997، 2002، 2003) لمعالجة المشكلة الاساسية التي تقف أمام اختبار Levin, Lin and Chu، والتي تكمن في فرضية تجانس جذر الانحدار الذاتي تحت الفرضية البديلة H_1، والتي تقتضي بوجود انحدار ذاتي مشترك Pi لكل الأفراد، فقد سمح اختبار Im, Pesaram and Shin بمعاجلة هذه الفرضية، وهذا الاختبار أيضًا يندرج ضمن نماذج الجيل الأول . وقد عُدَّ هؤلاء الاقتصاديون أول من قاموا بتطوير اختبار التجانس تحت الفرضية البديلة مع اختلاف جذر الانحدار الذاتي.

إن النموذج المقدم في هذه الحالة هو نموذج بآثار فردية ودون اتجاه عام والمطابق للنموذج الثاني الخاص بكل من (LLC) وغياب ارتباط بين البقية، ويكتب بالصيغة والفرضيات [17] بحسب ماهو موضح على النحو الآتي في الجدول (4):

جدول (4) : ملخص نماذج اختبار جذر الوحدة والفرضيات المقترحة لـ(Im, Pesaram and Shin)

اختبارات جذر الوحدة	مقترح اختبار الفرضيات
$\Delta Y_{i,t} = \propto_i + PY_{i,(t-1)} + \varepsilon_{i,t}$ $i = 1,2,\dots,n \qquad t = 1,2,\dots,T$	$H_0: P = 0 \ , \ \forall i = 1,2,..,n$ $H_1: P < 0 \ , \ \forall i = 1,2,..,n$ $H_1: P = 0 \ , \ \forall i = n_1 + 1, n_1,..,n$

المصدر / إعداد الباحِثَين

2) اختبارات الارتباط الخطي (Multicollinearity Tests) [5]:

للتأكد من عدم وجود ارتباط خطي متعدد بين المتغيرات التفسيريّة (المستقلة) محل الدراسة يتم استخدام اختبارات الارتباط الخطي (Multicollinearity test) ، ويجب مراعاة أن هذا الاختبار يَعُدُّ أن المتغيرات المستقلة – التفسيرية– غير مرتبطة خطياً إذا كان P-value >0.05 ، وتصاغ الفروض الإحصائية لهذا الاختبار على النحو الاتي :

H_0: (عدم وجود مشكلة ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة)

H_1: (وجود مشكلة ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة)

ويتم إجراء هذا الاختبار من خلال الخطوات الآتية :

1. تحليل الارتباط (Correlation Analysis) **بين المتغيرات المستقلة – التفسيرية– باستخدام اختبار سبيرمان:**

يتم إجراء تحليل الارتباط بين المتغيرات المستقلة باستخدام اختبار سبيرمان لإيجاد معاملات الارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة ومعنويتها، فاذا كانت :

أ. قيمة P-value أكبر من مستوى المعنوية 0.05 فهذا يعني قبول فرض العدم الذي ينص على عدم وجود مشكلة ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة محل الدراسة، ورفض الفرض البديل الذي ينص على وجود مشكلة ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة محل الدراسة عند مستوى معنوية 0.05 .

ب. قيمة P-value أصغر من مستوى المعنوية 0.05 فهذا يعني رفض فرض العدم الذي ينص على عدم وجود مشكلة ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة محل الدراسة، وقبول الفرض البديل الذي ينص على وجود مشكلة ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة محل الدراسة عند مستوى معنوية 0.05 .

2. اختبار VIF (Variance Inflation Factor)[5] :

للتأكد من عدم وجود مشكلة ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة كما أشار اختبار سبيرمان (Spearman) يتم إجراء اختبار معامل التضخيم للبيانات (VIF) من خلال تقدير الانحدار لكل متغير من المتغيرات التفسيرية، ومن ثم حساب قيمة (VIF) لكل متغير بناءً على قيمة معامل التحديد ، فإذن أشارت النتائج الى :

1. أن قيمة (VIF<2.5) فإنه يتم قبول فرض العدم الذي ينص على عدم وجود مشكلة الارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة، ورفض الفرض البديل الذي ينص على وجود مشكلة الارتباط الخطي بين المتغيرات عند مستوى معنوية المعتمد وهو في هذه الدراسة 0.05.

2. أن قيمة (VIF>2.5) فإنه يتم قبول فرض العدم الذي ينص على عدم وجود مشكلة الارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة، وقبول الفرض البديل الذي ينص على وجود مشكلة الارتباط الخطي بين المتغيرات عند مستوى معنوية المعتمد وهو في هذه الدراسة 0.05.

4. اختبارات تحديد النموذج الملائم:

1) اختبار إحصائية فيشر (Fisher) **المقيده** [6]:

يقوم اختبار فيشر (Fisher) على الاختلاف الجوهري بين نموذج الانحدار التدريجي والتأثيرات الثابتة، فإذا أشار اختبار إحصائية فيشر لملائمة النموذج التجميعي للبيانات يتم التوقف عند هذه المرحلة يُعَدُّ النموذج

التجميعي هو الأكثر ملاءمةً، بينما إذا أشارت إحصائية فيشر لملاءمة نموذج التأثيرات الثابتة على النموذج التجميعي، يتم بعد ذلك إجراء الاختبار الثاني المتمثل في اختبار هوسمان (Hausman) للتفضيل بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية. ويتم حساب قيمة إحصاء F وفقًا للصيغة الآتية:

$$F(n-1, nT-n-k) = \frac{(R^2_{FEM} - R^2_{PM})/n-1}{(1-R^2_{FEM})/(nT-n-k)}$$

حيث إن :

k : عدد المعلمات المقدرة .

R^2_{FEM} : معامل التحديد عند تقدير نموذج التأثيرات الثابتة.

R^2_{PM} : معامل التحديد عند تقدير نموذج الانحدار التجميعي.

وتصاغ فيها الفرضيتان الإحصائيتان على النحو الآتي:

H_0 : (نموذج الانحدار التجميعي مناسب)

H_1 : (نموذج التأثير الثابت مناسب)

فإذا كانت :

أ. قيمة إحصائية F المحسوبة أكبر من قيمة إحصائية F الجدولية، بمعنى أنه إذا كانت قيمة P-Value معنوية، أي أقل من مستوى المعنوية المحدد، وهو في هذه الدراسة (0.05)، فإنه يتم رفض فرض العدم القائل إن نموذج الانحدر التجميعي Pooled Regression Model هو المناسب وقبول الفرض البديل الذي ينص على أنَّ نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effect Model هو النموذج المناسب .

ب. قيمة إحصائية F المحسوبة أصغر من قيمة إحصائية F الجدولية، بمعنى أنه إذا كانت قيمة P-Value غير معنوية، أي أكبر من مستوى المعنوية المحدد، وهو في هذه الدراسة (0.05)، فإنه يتم قبول فرض العدم القائل إن نموذج الانحدار التجميعي Pooled Regression Model هو المناسب، ورفض الفرض البديل الذي ينص على أن نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effect Model هو النموذج المناسب .

2) اختبار هوسمان (Hausman Test)

يقوم اختبار هوسمان (Hausman) على الاختلاف الجوهري بين التأثيرات الثابتة والعشوائية فهو المدى الذي يرتبط فيه الأثر الفردي بالمتغيرات، فبالرغم من أن نصوص التحليل القياسي تشير إلى أن التأثيرات الثابتة هي الأكثر ملاءمةً للبيانات المقطعية فإنه لا يمكن التأكد من ذلك إلا بعد استخدام اختبار هوسمان؛ وذلك لمعرفة أي من التأثيرات تعتبر أكثر ملاءمة لتقدير النموذج، سواء كانت نماذج التأثيرات الثابتة أو نماذج التأثيرات العشوائية. ومن أجل تحديد أي من النموذجين ينبغي اختياره واستعماله في الدراسة، فإن فرضية العدم تستند إلى عدم وجود ذلك الارتباط، وفي الحالة التي تكون فيها كل من مقدرات التأثيرات الثابتة والعشوائية متسقة، ولكن مقدرة التأثيرات العشوائية تكون هي الأكثر كفاءة، بينما في ظل الفرضية البديلة لوجود الارتباط فإن مقدرة التأثيرات الثابتة هي فقط منسقة وأكثر كفاءة، وتصاغ فيها الفرضيتان الإحصائيتان على النحو الآتي:

$$H_0: \left(\text{نموذج التأثيرات العشوائية مناسب}\right) \text{ أي } E\left(a_i/X_{j(i,t)}\right) = 0$$

$$H_1: \left(\text{نموذج التأثير الثابت مناسب}\right) \text{ أي } E\left(a_i/X_{j(i,t)}\right) \neq 0$$

ويكون القرار الإحصائي بين أحد احتمالين :

1. إذا كانت قيمة P-Value معنوية، أي أقل من مستوى المعنوية المحدد، وهو في هذه الدراسة (0.05)، نرفض فرض العدم الذي ينص أن نموذج التأثيرات العشوائية Random Effect Model هو النموذج المناسب ، ونقبل الفرض البديل الذي ينص على أن نموذج التأثيرات الثابت Fixed Effect Model هو النموذج المناسب، وفي هذه الحالة يتم الاعتماد على طريقة المربعات الصغرى المعممة GLS في التقدير.
2. إذا كانت قيمة P-Value غير معنوية، أي أكبر من مستوى المعنوية المحدد، وهو في هذه الدراسة (0.05) نقبل فرض العدم الذي ينص على أن نموذج التأثيرات العشوائية Effect Random Model هو النموذج المناسب، ونرفض الفرض البديل الذي ينص على أن نموذج التأثيرات الثابت Fixed Effect Model هو النموذج المناسب، وفي هذه الحالة يتم الاعتماد على طريقة المربعات الصغرى العادية OLS في التقدير.

وبالتالي تكون صيغة الاختبار هوسمان (Hausman) على النحو الآتي [19]:

$$H = (\hat{\beta}_{OLS} - \hat{\beta}_{GLS})'\left[var(\hat{\beta}_{OLS} - \hat{\beta}_{GLS})\right]^{-1}(\hat{\beta}_{OLS} - \hat{\beta}_{GLS})$$

حيث إن :

$(\hat{\beta}_{OLS} - \hat{\beta}_{GLS})$: تمثل الفرق بين مقدرات التأثيرات الثابتة والتأثيرات العشوائية .

$var(\hat{\beta}_{OLS} - \hat{\beta}_{GLS})$: هي الفرق ببين مصفوفة التباين المشترك لكل مقدرات التأثيرات الثابتة والتأثيرات العشوائية بحيث تتبع H تحت فرضية العدم توزيع مربع كاي (χ^2) عند درجة حرية K، أي عدد المتغيرات المستقلة.

3) اختبار Wald [8]:

يسمح اختبار والد (Wald) بالتحقق مما إذا كانت معاملات المتغيرات الصورية الخاصة بنموذج التأثيرات الثابتة مساوية للصفر كفرضية أولية.

والتي تصاغ فيها الفروض على النحو الآتي:

H_0: (جميع المتغيرات الصورية $= 0 =$ نموذج الانحدار التجميعي)

H_1: (جميع المتغيرات الصورية $\neq 0 =$ نموذج التأثيرات الثابتة)

من خلال إحصاء F-Statistic إذا كانت :

1. القيمة الاحتمالية لـ إحصاء F-Statistic أكبر من مستوى المعنوية المعتمد فإنه يتم قبول فرض العدم الذي ينص النموذج المناسب هو نموذج الانحدار التجميعي Pooled Regression Model لأن جميع المتغيرات الصورية تساوي صفرًا، ونرفض الفرض البديل الذي ينص على أن النموذج المناسب هو نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effect Model ، وهذا أيضًا ما يؤيده إحصاء Chi-square
2. لقيمة الاحتمالية لـ إحصاء F-Statistic أقل من مستوى المعنوية المعتمد فإنه يتم رفض فرض العدم الذي ينص النموذج المناسب هو نموذج الانحدار التجميعي Pooled Regression Model لأن جميع المتغيرات الصورية تساوي صفرًا، وقبول الفرض البديل الذي ينص أن النموذج المناسب هو نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effect Model، وهذا أيضًا ما يؤيده إحصاء Chi-square

ثانيًا: الإطار التطبيقي لتحليل بيانات البانل.

1. متغيرات الدراسة :

تناولت الدراسة بيانات أربعة قطاعات اقتصادية، هي: الزراعة والحراجة والصيد و صيد الأسماك، والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات، وذلك للفترة من 2006-2013م ، وكانت البيانات على النحو المبين في الجدول (5) .

جدول (5): متغيرات الدراسة

القطاع بحسب السنوات	الناتج المحلي الاجمالي GDP	الواردات Imports	الصادرات Exports
الزراعة والحراجة و الصيد وصيد الأسماك Agriculture, forestry and fishing			
2006	463085	130848	21680
2007	555467	190722	31366
2008	664194	254618	18563
2009	788900	213850	40981
2010	892519	219858	47659
2011	1020434	278188	63428
2012	1110605	367543	53067
2013	1213501	317382	72984
التعدين واستغلال المحاجر Mining and quarrying			
2006	2821090	1762	1111187
2007	2998976	1763	989540
2008	3878970	146	23453
2009	2284302	3472	1021730
2010	3210838	7832	992576
2011	3605433	7253	985128
2012	3069434	7422	1144672
2013	3368116	13593	698229
الصناعات التحويلية Manufacturing			
2006	249349	1043841	183268
2007	309842	1479745	235058

القطاع بحسب السنوات	الناتج المحلي الاجمالي GDP	الواردات Imports	الصادرات Exports
2008	341377	3778	1175019
2009	472512	1588542	207336
2010	573265	1861464	417386
2011	514685	1750142	475240
2012	583615	2042543	316763
2013	602088	2555032	793952
المعلومات والاتصالات Information and communication			
2006	84079	20309	59
2007	89361	21610	426
2008	99409	38680	255
2009	123495	55749	83
2010	124492	5850	190
2011	120448	1804	18
2012	136015	3866	14
2013	143762	1551	43

المصدر/ سلسلة كتاب الإحصاء السنوي (2013– 2008)، الجهاز المركزي للإحصاء ، وزارة التخطيط والتعاون الدولي

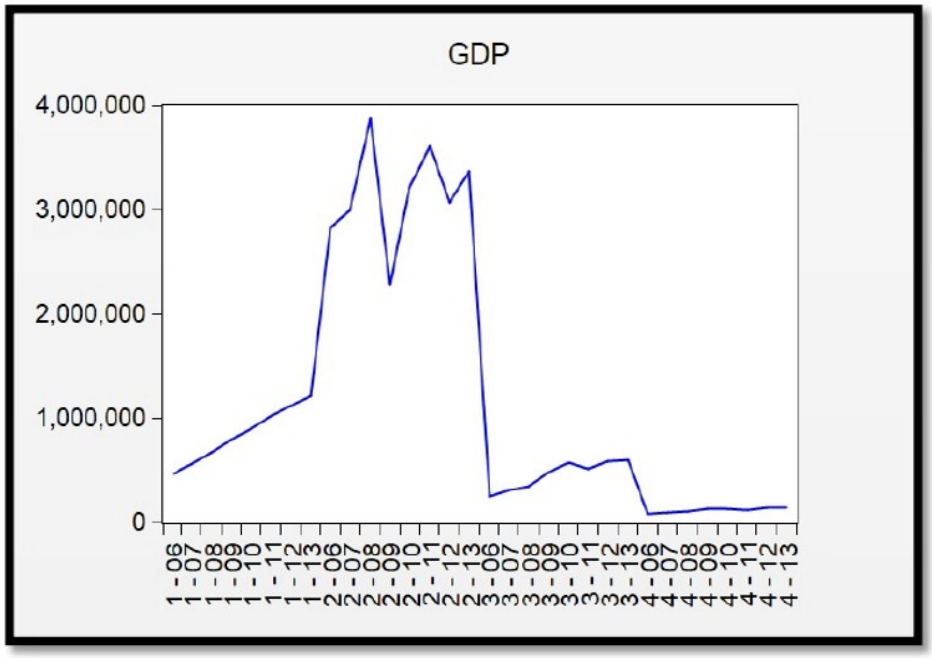
2. التحليل الوصفي لمتغيرات الدراسة:

يمكن تعريف متغيرات الدراسة على النحو الآتي:

1) المتغير المستقل : النمو الاقتصادي (الناتج المحلي الإجمالي GDP):

للتعبير عن هذا المتغير تم استخدام الناتج الداخلي الخام معبرًا عنه بملايين الريالات، ورمزنا له بالرمز (GDP)، ويتميز الناتج المحلي الإجمالي فيه بعدم الاستقرار، وهو ما عكسه الشكل (1) الذي يعكس التطور في الناتج المحلي الإجمالي في البلد خلال الفترة (2006-2013) في القطاعات الأربعة المتمثلة بالزراعة والحراجة والصيد و صيد الأسماك ، وقطاع التعدين واستغلال المحاجر، وقطاع الصناعات التحويلية ، وكذا قطاع المعلومات والاتصالات والمبينة في الجدول رقم (5).

شكل (1): التطور في الناتج المحلي الإجمالي في القطاعات محل الدراسة خلال الفترة (2006-2013)



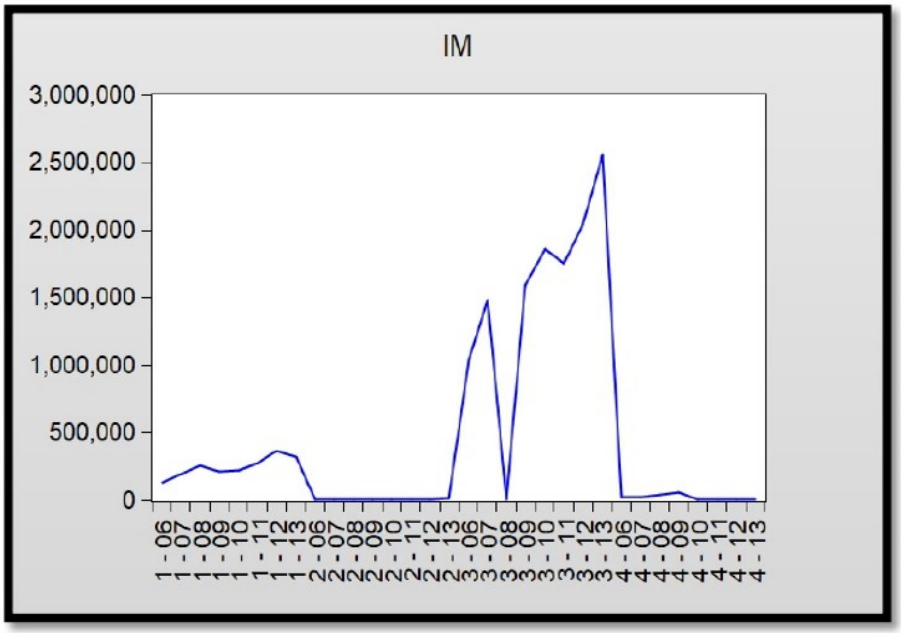
المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ بناءً على بيانات الجدول (5) باستخدام برنامج EViews

2) المتغير التابع: الواردات (Imports)

في هذا المتغير تم تناول الواردات من القطاعات الأربعة المتمثلة بالزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك، وقطاع التعدين واستغلال المحاجر، وقطاع الصناعات التحويلية، وكذا قطاع المعلومات والاتصالات بملايين الريالات وهو ما أوضحته بيانات جدول رقم (5). وتتميز الواردات من القطاعات الأربعة المذكورة الإجمالي بعدم الاستقرار والتذبذب، وهذا ما عكسه الشكل (2) الذي يصف التطور في الواردات من القطاعات الأربعة في البلد خلال الفترة (2006-2013).

شكل (2): التطور في الواردات في القطاعات محل الدراسة

خلال الفترة (2006-2013)

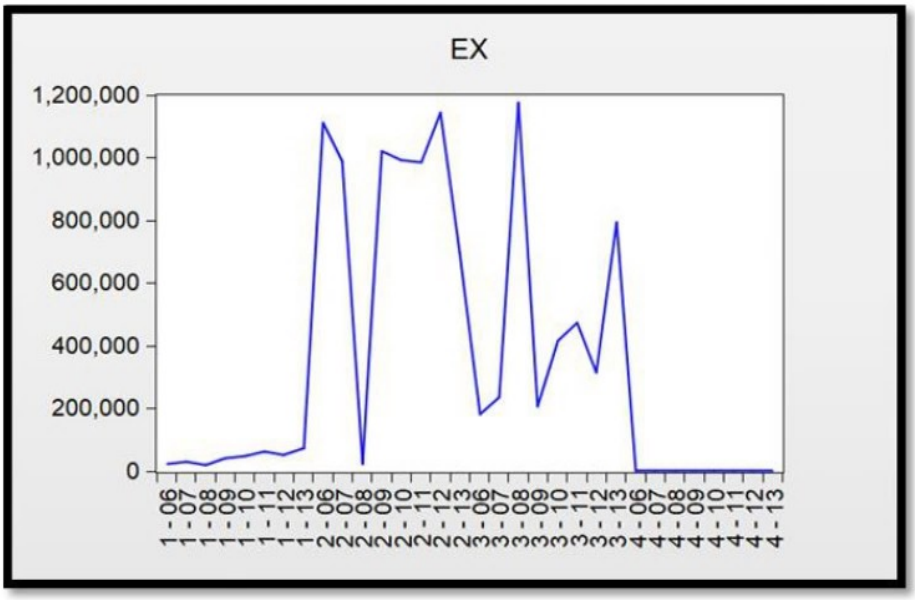


المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ بناءً على بيانات الجدول (5) باستخدام برنامج EViews

3) المتغير التابع : الصادرات (Exports)**:**

في هذا المتغير تم تناول الصادرات في القطاعات الأربعة المتمثلة بالزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك، وقطاع التعدين واستغلال المحاجر، وقطاع الصناعات التحويلية، وكذا قطاع المعلومات والاتصالات بملايين الريالات وهو ما أوضحته بيانات جدول رقم (5) ، وتتميز الصادرات في القطاعات الأربعة المذكورة الإجمالي بالتذبذب وهذا ما عكسه الشكل (3) الذي يصف التطور في الصادرات في القطاعات الأربعة خلال الفترة (2006-2013) .

شكل (3): التطور في الصادرات في القطاعات محل الدراسة خلال الفترة (2006-2013)



المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ بناءً على بيانات الجدول (5) باستخدام برنامج EViews

3.التحليل القياسي للعلاقة بين متغيرات التجارة الخارجية و الناتج المحلي الإجمالي.

إن نمذجة العلاقة بين متغيرات التجارة الخارجية والناتج المحلي الاجمالي يمكن تلخيصه في المراحل الآتية :

المرحلة الأولى: اختبار التوزيع الطبيعي (Normality Test) **لمتغيرات الدراسة** :

ويتم إجراء هذا الاختبار على النحو الآتي :

- **أولاً: الفروض الإحصائية:**

تمت صياغة الفرضيات الإحصائية، أي مدى تحقق الفرضية (متغيرات الدراسة تتبع التوزيع الطبيعي) على النحو الآتي:

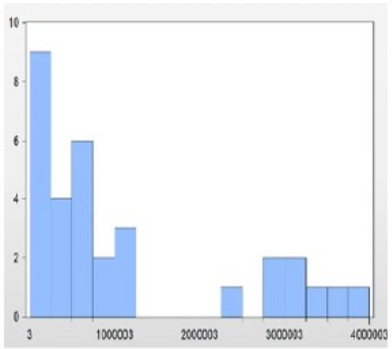
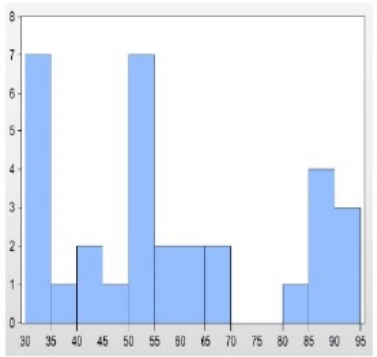
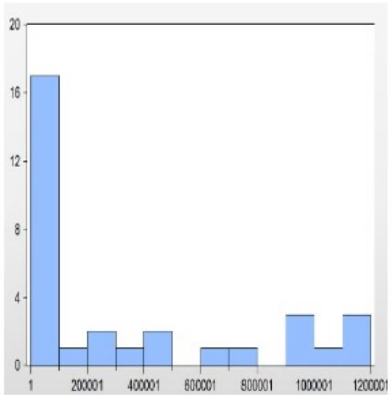
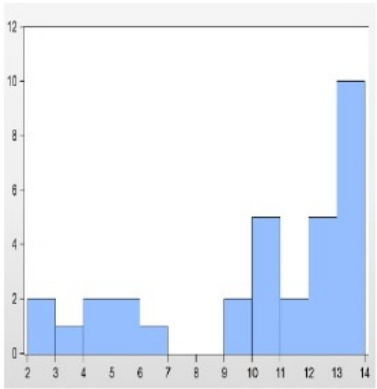
H_0: (متغيرات الدراسة تتبع التوزيع الطبيعي)

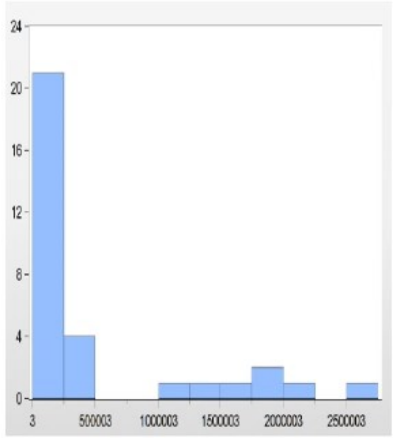
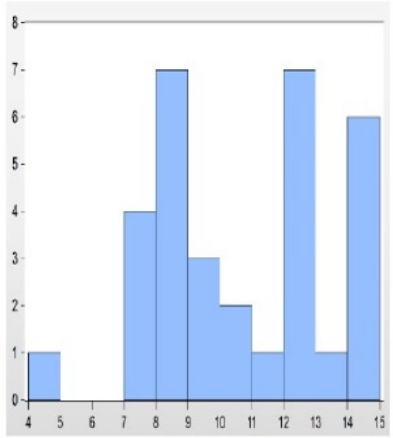
H_1: (متغيرات الدراسة لاتتبع التوزيع الطبيعي)

- **ثانيًا: اختبار التوزيع الطبيعي** Jarque-Bera

من الجدول (6) يتضح أن القيمة الاحتمالية لـ Jarque-Bera متغيرات الدراسة (المفسرة)، المتمثلة في الواردات والناتج القومي الإجمالي أقل من مستوى المعنوية (0.05) المعتمد في الدراسة، مما يعني رفض فرض العدم الذي ينص على أن المتغيرات تتوزع توزيعاً طبيعياً ، وقبول الفرض البديل الذي ينص على أن المتغيرات لا تتوزع توزيعًا طبيعيًا عند مستوى معنوية (0.05). بينما يتضح أن القيمة الاحتمالية لمتغير الصادرات أكبر من مستوى المعنوية المعتمد مما يعني قبول فرض العدم القائل بالتوزيع الطبيعي للمتغير، ونرفض الفرض البديل القائل بعدم خضوع بيانات المتغير للتوزيع الطبيعي عند مستوى معنوية (0.05) ، وعليه تم اللجوء إلى طريقة التحويل باللوغاريتم النيباري وذلك على النحو المبين في الجدول (6) ، ومن ثم تم إعادة اختبار التوزيع الطبيعي للمتغيرات بعد إجراء التحويلات من اختبار جارك بيرا (Jarque-Bera) بعد إجراء طريقة التحويل التي جعلت كل المتغيرات تتبع التوزيع الطبيعي، وعليه أصبح بالإمكان الانتقال للمرحلة التالية لتسهيل إجراء اختبارات البانل Panel المناسب لبيانات الدراسة.

جدول (6): نتائج اختبار التوزيع الطبيعي Jarque - Bera لمتغيرات الدراسة قبل وبعد التصحيح

م	قبل التحويل		بعد التحويل اللوغارتيمي النيبياري	
	المؤشرات	المدرج التكراري	المؤشرات	المدرج التكراري
GDP	Series: GDP Sample 2006 2013 Observations 32 Mean 1141052. Median 578440.0 Maximum 3878970. Minimum 84079.00 Std. Dev. 1239947. Skewness 1.083810 Kurtosis 2.576318 Jarque-Bera 6.504115 Probability 0.038695		Series: LNGDP Sample 2006 2013 Observations 32 Mean 57.58961 Median 53.53944 Maximum 94.75779 Minimum 30.01969 Std. Dev. 21.12446 Skewness 0.436572 Kurtosis 1.936368 Jarque-Bera 2.524925 Probability 0.282956	
EX	Series: EX Sample 2006 2013 Observations 32 Mean 347542.3 Median 68206.00 Maximum 1175019. Minimum 14.00000 Std. Dev. 432842.3 Skewness 0.867578 Kurtosis 2.069097 Jarque-Bera 5.169799 Probability 0.075404		Series: LNEX Sample 2006 2013 Observations 32 Mean 10.27920 Median 11.12783 Maximum 13.97679 Minimum 2.639057 Std. Dev. 3.767194 Skewness -0.860450 Kurtosis 2.297235 Jarque-Bera 4.607166 Probability 0.099900	

IM	Series: IM Sample 2006 2013 Observations 32 Mean 452836.2 Median 47214.50 Maximum 2555032. Minimum 146.0000 Std. Dev. 740542.9 Skewness 1.572123 Kurtosis 4.014349 Jarque-Bera 14.55358 Probability 0.000691		Series: LNIM Sample 2006 2013 Observations 32 Mean 10.78739 Median 10.74585 Maximum 14.75358 Minimum 4.983607 Std. Dev. 2.701182 Skewness -0.118755 Kurtosis 1.905144 Jarque-Bera 1.673494 Probability 0.433117	

المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ اعتمادًا على بيانات جدول (5) باستخدام برنامج EViews

جدول (7): متغيرات الدراسة بعد التصحيح

القطاع بحسب السنوات	الناتج المحلي الاجمالي GDP	الواردات Imports	الصادرات Exports
الزراعة والحراجة وصيد الأسماك			
2006	9.984145456	50.08390858	11.78179162
2007	10.35347978	52.89291215	12.15857215
2008	9.828925631	55.80697527	12.44751966
2009	10.62086382	58.76335549	12.27303011
2010	10.77182677	60.97969405	12.30073716
2011	11.05766068	63.47978924	12.53605242
2012	10.87931055	65.11302728	12.8145956
2013	11.19799552	66.8670312	12.66786137
التعدين واستغلال المحاجر			
2006	13.92093937	86.12417653	7.474204806
2007	13.80499547	87.71864149	7.474772182
2008	10.06275370	94.75779064	4.983606622
2009	13.83700783	80.83995368	8.152486076
2010	13.80805886	89.53349097	8.965973184
2011	13.80052686	92.70159975	8.889170455
2012	13.95062869	88.33188327	8.912203842
2013	13.45630241	90.82723891	9.517310233
الصناعات التحويلية			
2006	12.11870484	41.59511116	13.85841774
2007	12.36758757	44.39582044	14.20738033
2008	13.97679488	45.70569080	8.236950048
2009	12.24209594	50.38762084	14.27832717
2010	12.94176673	53.39574227	14.43687383
2011	13.07157522	51.69665621	14.37520749
2012	12.66590914	53.68314288	14.52970616
2013	13.58477829	54.18735984	14.75357531

القطاع بحسب السنوات	الناتج المحلي الاجمالي GDP	الواردات Imports	الصادرات Exports
المعلومات والاتصالات			
2006	4.077537444	30.01969402	9.918819417
2007	6.054439346	30.57344700	9.980911450
2008	5.541263545	31.56659305	10.56307795
2009	4.418840608	33.68951915	10.92861475
2010	5.247024072	33.77088432	8.674196940
2011	2.890371758	33.43796801	7.497761701
2012	2.639057330	34.67975668	8.259975660
2013	3.761200116	35.26088691	7.346655163

المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ اعتمادًا على مخرجات جدول (5) باستخدام برنامج Excel

المرحلة الثانية: اختبار استقرارية البيانات (**Stationary test**)

قد تم تطبيق اختبار استقرارية البيانات على متغيرات، الدراسة وأظهرت البيانات المقطعية عند المستوى (Level) مع الحد الثابت (Individual Intercept)، وكذا مع الحد الثابت والمتجه الزمني (Individual Intercept & trend) في اختبار ((Levin-Lin-Chu test (LLC)، إن Prob < 0.05 , t-statistic>t-critical كما هو موضح في الجدول (8).

جدول (8) :نتائج اختبار جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة

المتغير	درجة اختبار الاستقرار	فترات التباطؤ Lag		نتائج تحليل جذر الوحدة	القرار الإحصائي
LNGDP	level	0	Non	Method / Statistic / Prob.** / Cross-sections / Obs Null: Unit root (assumes common unit root process) Levin, Lin & Chu t* — 1.71484 — 0.9568 — 4 — 24 Null: Unit root (assumes individual unit root process) ADF - Fisher Chi-square — 1.60933 — 0.9907 — 4 — 24 PP - Fisher Chi-square — 0.40258 — 0.9999 — 4 — 28	قبول فرض H_1
			Individual Intercept	Method / Statistic / Prob.** / Cross-sections / Obs Null: Unit root (assumes common unit root process) Levin, Lin & Chu t* — -3.90563 — 0.0000 — 4 — 24 Null: Unit root (assumes individual unit root process) Im, Pesaran and Shin W-stat — -0.91973 — 0.1789 — 4 — 24 ADF - Fisher Chi-square — 12.9988 — 0.1119 — 4 — 24 PP - Fisher Chi-square — 28.1177 — 0.0005 — 4 — 28	

المتغير	درجة اختبار الاستقرار	فترات التباطؤ Lag		نتائج تحليل جذر الوحدة	القرار الإحصائي
			Individual Intercept & trend	Method / Statistic / Prob.** / Cross-sections / Obs Null: Unit root (assumes common unit root process) Levin, Lin & Chu t* / -0.30175 / 0.3814 / 4 / 24 Breitung t-stat / -2.66305 / 0.0039 / 4 / 20 Null: Unit root (assumes individual unit root process) Im, Pesaran and Shin W-stat / 0.71875 / 0.7639 / 4 / 24 ADF - Fisher Chi-square / 4.38625 / 0.8207 / 4 / 24 PP - Fisher Chi-square / 11.0385 / 0.1995 / 4 / 28	
LNEX	level	1	Non	Method / Statistic / Prob.** / Cross-sections / Obs Null: Unit root (assumes common unit root process) Levin, Lin & Chu t* / 1.46903 / 0.9291 / 4 / 24 Null: Unit root (assumes individual unit root process) ADF - Fisher Chi-square / 4.59937 / 0.7994 / 4 / 24 PP - Fisher Chi-square / 2.50242 / 0.9616 / 4 / 28	قبول فرض H_1
			Individual Intercept	Method / Statistic / Prob.** / Cross-sections / Obs Null: Unit root (assumes common unit root process) Levin, Lin & Chu t* / -3.93838 / 0.0000 / 4 / 24 Null: Unit root (assumes individual unit root process) Im, Pesaran and Shin W-stat / -1.11246 / 0.1330 / 4 / 24 ADF - Fisher Chi-square / 14.6913 / 0.0654 / 4 / 24 PP - Fisher Chi-square / 17.1328 / 0.0288 / 4 / 28	

المتغير	درجة اختبار الاستقرار	فترات التباطؤ Lag		نتائج تحليل جذر الوحدة	القرار الإحصائي
			Individual Intercept & trend	Method / Statistic / Prob.** / Cross-sections / Obs Null: Unit root (assumes common unit root process) Levin, Lin & Chu t* -9.44610 0.0000 4 24 Breitung t-stat -2.20449 0.0137 4 20 Null: Unit root (assumes individual unit root process) Im, Pesaran and Shin W-stat -0.74523 0.2281 4 24 ADF - Fisher Chi-square 16.4652 0.0362 4 24 PP - Fisher Chi-square 35.8511 0.0000 4 28	
LNIM			Non	Method / Statistic / Prob.** / Cross-sections / Obs Null: Unit root (assumes common unit root process) Levin, Lin & Chu t* 0.56328 0.7134 4 24 Null: Unit root (assumes individual unit root process) ADF - Fisher Chi-square 4.28166 0.8309 4 24 PP - Fisher Chi-square 5.47206 0.7061 4 28	قبول فرض H_1
			Individual Intercept	Method / Statistic / Prob.** / Cross-sections / Obs Null: Unit root (assumes common unit root process) Levin, Lin & Chu t* -1.22962 0.1094 4 24 Null: Unit root (assumes individual unit root process) Im, Pesaran and Shin W-stat 0.68618 0.7537 4 24 ADF - Fisher Chi-square 3.53561 0.8964 4 24 PP - Fisher Chi-square 9.97668 0.2667 4 28	

المتغير	درجة اختبار الاستقرار	فترات التباطؤ Lag		نتائج تحليل جذر الوحدة	القرار الإحصائي
			Individual Intercept & trend	Method / Statistic / Prob.** / Cross-sections / Obs Null: Unit root (assumes common unit root process) Levin, Lin & Chu t* -12.4031 0.0000 4 24 Breitung t-stat -2.08913 0.0183 4 20 Null: Unit root (assumes individual unit root process) Im, Pesaran and Shin W-stat -1.26884 0.1022 4 24 ADF - Fisher Chi-square 21.9396 0.0050 4 24 PP - Fisher Chi-square 19.4609 0.0126 4 28	

المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ اعتمادًا على بيانات جدول (7) باستخدام برنامج EViews8

المرحلة الثالثة: اختبار الارتباط الخطي بين المتغيرات **المستقلة** (Multicollinearity test):

سيتم التأكد من عدم وجود ارتباط خطي متعدد بين المتغيرات التفسيريّة المستخدمة في التحليل باستخدام اختبارات الارتباط الخطي (Multicollinearity test) على النحو الآتي :

1) تحليل الارتباط (Correlation Analysis) **بين المتغيرات المستقلة – التفسيرية– باستخدام اختبار سبيرمان:**

تم إجراء تحليل الارتباط بين المتغيرات التفسيرية (المستقلة) باستخدام اختبار سبيرمان على النحو المبين في الجدول (9) الذي تشير معاملات الارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة إلى الآتي :

جدول (9) : نتائج اختبار سبيرمان (Spearman) **للارتباط الخطي** Correlation **بين المتغيرات المستقلة**

LNEX	Correlation Coefficient P-value	1.000	-0.115 (0.530)
LNIM	Correlation Coefficient P-value	-0.115 (0.530)	1.000

المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ اعتمادًا على بيانات جدول (7) باستخدام برنامج SPSS 24

من الجدول (9) يتضح أن قيمة (P-value=0.530) أكبر من مستوى المعنوية 0.05 مما يعني قبول فرض العدم، الذي ينص على عدم وجود مشكلة ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة محل الدراسة، والمتمثلة بالصادرات (LNEX) والواردات (LNIM) في القطاعات الأربعة عند مستوى معنوية 0.05، ونرفض الفرض البديل الذي ينص على وجود مشكلة ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة محل الدراسة والمتمثلة بالصادرات (LNEX) والواردات (LNIM) في القطاعات الأربعة عند مستوى معنوية 0.05 . ومنه يتضح أنه لا يوجد ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة .

2) اختبار VIF (Variance Inflation Factore) :

للتأكد أيضًا من عدم وجود مشكلة ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة تم إجراء اختبار معامل التضخيم للبيانات (VIF) على النحو المبين في الجدول (5)، الذي يشير إلى معامل التحديد (R^2)، التي تم حسابها من خلال تقدير الانحدار لكل متغير من المتغيرات التفسيرية، ومن ثم حساب قيمة (VIF) لكل متغير بناءً على قيمة معامل التحديد؛ حيث أشارت النتائج الى أن قيمة (VIF<2.5)، وبالتالي فإنه يتم قبول فرض

العدم الذي ينص على عدم وجود مشكلة الارتباط الخطي بين المتغيرات، ونرفض الفرض البديل الذي ينص على وجود مشكلة الارتباط الخطي بين المتغيرات عند مستوى معنوية 0.05.

جدول (10) : نتائج اختبار VIF للارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة

المتغير التابع	الاختبار الاحصائي	المتغير المستقل	
		LNEX	LNIM
LNEX	R^2 VIF	-	0.081 (0.530)
LNIM	R^2 VIF	0.081 (0.530)	-

المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ اعتماداً على بيانات جدول (7) باستخدام برنامج SPSS 24

المرحلة الرابعة: اختبارات تحديد النموذج الملائم لبيانات الدراسة :

وتمت هذه المرحلة من خلال اتباع الخطوات الآتية :

الخطوة الأولى : المفاضلة بين نموذج الانحدار التجميعي ونموذج التأثيرات الثابتة:

وفيه تم استخدام نوعين من الاختبارات، هما اختبار اختبار احصائية فيشر (Fisher) المقيده قبل إضافة المتغيرات الصورية، واختبار والد (wald) لتحديد النموذج الملائم منهما على النحو الآتي :

1.اختبار إحصائية فيشر (Fisher) المقيدة:

تم إجراء اختبار فيشر (Fisher) للتعرف على الاختلاف الجوهري بين نموذج الانحدار التجميعي والتأثيرات الثابتة والوصل إلى النموذج الملائم منهما على النحو الآتي :

أ) تقدير نموذج الانحدار التجميعي Pooled Regression Model

اعتمادًا على بيانات الجدول (7) تم تقدير نموذج أثر الصادرات والواردات في قطاعات الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك، والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات وذلك للفترة من 2006-2013م على الناتج المحلي لنفس القطاعات باستخدام نموذج الانحدار التجميعي على النحو المبين في جدول (11):

جدول(11) : نتائج تقدير نموذج أثر الصادرات والواردات على الناتج المحلي الإجمالي

باستخدام نموذج الانحدار التجميعي (Pooled Regression)

Dependent Variable : LNGDP
Method : Panel Least Squares
Sample: 2006-2013
Periods included: 8
Cross-section included: 4
Total panel (Bbalanced) Observations: 32

Variable	Coefficient	Std. Error	t. statistic	Prob
LNEX	4.813362	0.527445	9.125805	0.0000
LNIM	-4.067044	0.735600	-5.528882	0.0000
C	51.98487	8.504537	6.112605	0.0000

R-squared	0.762681	Mean dependent var	57.78961
Adjusted R-squared	0.746314	S.D. dependent var	21.12446
S.E. of regression	10.63982	Akaike info criterion	7.656144
Sum squared resid	3282.967	Schwarz criterion	7.793557
Log likelihood	-119.4983	Hannan-Quinn criter	7.701692
F-statistic	46.59907	Durbin-Watson stat	1.422738
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ اعتمادًا على بيانات جدول (7) باستخدام برنامج EViews8

ب) تقدير نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effect Model:

اعتمادًا على بيانات الجدول (7) تم تقدير نموذج أثر الصادرات والواردات في قطاعات الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك، و التعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات وذلك للفترة من 2006-2013م على الناتج المحلي لنفس القطاعات باستخدام نموذج التأثيرات الثابتة على النحو المبين في جدول (12) :

جدول(12) : نتائج تقدير نموذج أثر الصادرات والواردات على الناتج المحلي الإجمالي

باستخدام نموذج التأثيرات الثابتة (Fixed Effect Model)

Dependent Variable: LNGDP
Method : Panel Least Squares
Sample: 2006-2013
Periods included: 8
Cross-section included: 4
Total panel (Bbalanced) Observations: 32

Variable	Coefficient	Std. Error	t. statistic	Prob
LNEX	-0.467794	0.926205	-0.505066	0.6178
LNIM	0.421652	0.620017	0.680065	0.5025
C	57.84964	9.752907	5.931528	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variable)				

R-squared	0.959937	Mean dependent var	57.58961
Adjusted R-squared	0.952232	S.D. dependent var	21.12446
S.E. of regression	4.616936	Akaike info criterion	6.064700
Sum squared resid	554.2185	Schwarz criterion	6.339526
Log likelihood	-91.03520	Hannan-Quinn criter	6.155797
F-statistic	124.5942	Durbin-Watson stat	1.234815
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ اعتمادًا على بيانات جدول (7) باستخدام برنامج EViews8

ت) المفاضلة بين النموذجين :

في هذه الخطوة تمت المفاضلة بين نموذجي الانحدار التجميعي (Pooled Regression)، والتأثيرات الثابتة (Fixed Effect Model) بعد تلخيص نتائج تقديرهما في جدول (13) على النحو المبين أدناه.

جدول(13) : ملخص نتائج المفاضلة بين نموذج الانحدار التجميعي (Pooled Regression)

استخدام نموذج التأثيرات الثابتة (Fixed Effect Model)

Methods	R-sq.	F-sta.	F - df.
Pooled Regression Model	0.762681	46.59907	3.33
Fixed Effect Model	0.959937	124.5942	3.33

المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ اعتمادًا على بيانات جدول الجدولين (12)و(11) باستخدام برنامج EViews

أشار الجدول (13) بناءً على اختبار إحصائية فيشر بملاءمة نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effect Model لأن قيمة إحصائية F المحسوبة أكبر من قيمة إحصائية F الجدولية ، وإذًا فإنه تم رفض فرض العدم القائل إن نموذج الانحدار التجميعي Pooled Regression Model هو المناسب، وقبول الفرض البديل الذي ينص على أن نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effect Model هو النموذج المناسب .

2. اختبار والد (Wald):

تم إجراء اختبار والد على النحو الآتي :

أ. **إضافة متغيرات صورية** (Dummy Variable) :

يعكس الجدول الآتي المتغيرات التي سيتم تقدير النموذج على أساسها بعد إضافة المتغيرات الصورية (D2, D3, D4) لها ، وبالتالي أصبح عدد المتغيرات التفسيرية (المستقلة) التي سيتم تقديرها باستخدام نماذج الآثار الثابتة 6 متغيرات .

جدول (14): متغيرات الدراسة بعد إضافة المتغيرات الصورية

القطاعات	LNGDP	LNIM	LNEX	D2	D3	D4
1-2006	9.984145456	50.08390858	11.78179162	0	0	0
1-2007	10.35347978	52.89291215	12.15857215	0	0	0
1-2008	9.828925631	55.80697527	12.44751966	0	0	0
1-2009	10.62086382	58.76335549	12.27303011	0	0	0
1-2010	10.77182677	60.97969405	12.30073716	0	0	0
1-2011	11.05766068	63.47978924	12.53605242	0	0	0
1-2012	10.87931055	65.11302728	12.8145956	0	0	0
1-2013	11.19799552	66.8670312	12.66786137	0	0	0
2-2006	13.92093937	86.12417653	7.474204806	1	0	0
2-2007	13.80499547	87.71864149	7.474772182	1	0	0
2-2008	10.06275370	94.75779064	4.983606622	1	0	0
2-2009	13.83700783	80.83995368	8.152486076	1	0	0
2-2010	13.80805886	89.53349097	8.965973184	1	0	0
2-2011	13.80052686	92.70159975	8.889170455	1	0	0
2-2012	13.95062869	88.33188327	8.912203842	1	0	0
2-2013	13.45630241	90.82723891	9.517310233	1	0	0
3-2006	12.11870484	41.59511116	13.85841774	0	1	0
3-2007	12.36758757	44.39582044	14.20738033	0	1	0
3-2008	13.97679488	45.70569080	8.236950048	0	1	0
3-2009	12.24209594	50.38762084	14.27832717	0	1	0
3-2010	12.94176673	53.39574227	14.43687383	0	1	0
3-2011	13.07157522	51.69665621	14.37520749	0	1	0
3-2012	12.66590914	53.68314288	14.52970616	0	1	0

القطاعات	LNGDP	LNIM	LNEX	D2	D3	D4
3-2013	13.58477829	54.18735984	14.75357531	0	1	0
4-2006	4.077537444	30.01969402	9.918819417	0	0	1
4-2007	6.054439346	30.57344700	9.980911450	0	0	1
4-2008	5.541263545	31.56659305	10.56307795	0	0	1
4-2009	4.418840608	33.68951915	10.92861475	0	0	1
4-2010	5.247024072	33.77088432	8.674196940	0	0	1
4-2011	2.890371758	33.43796801	7.497761701	0	0	1
4-2012	2.639057330	34.67975668	8.259975660	0	0	1
4-2013	3.761200116	35.26088691	7.346655163	0	0	1

المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ اعتمادًا على مخرجات جدول (7) باستخدام برنامج Excel 2016

ب. تقدير نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effect Model بعد إضافة المتغيرات الصورية

ولتقدير نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effect Model يتم إدخال المتغيرات الصورية لكونها إحدى طرق تقدير المتغيرات الثابتة Dummy Variable

جدول(15): نتائج تقدير نموذج التأثيرات الثابتة (Fixed Effect Model) بعد إضافة المتغيرات الصورية

Dependent Variable : LNGDP
Method : Panel Least Squares
Sample: 2006-2013
Periods included: 8
Cross-section included: 4
Total panel (Bbalanced) Observations: 32
LNGDP = C (1) + C (2) * LNEX + C (3) * LNIM + C (4)* D2 + C (5)*D3+C (6) * D4

Variable	Coefficient	Std. Error	t. statistic	Prob
C(1)	58.98388	10.45552	5.641409	0.0000
C(2)	-0.467794	0.926205	-0.505066	0.6178
C(3)	0.421652	0.620017	0.680065	0.5025
C(4)	32.71354	4.833302	6.768362	0.0000
C(5)	-9.309882	3.057535	-3.044898	0.0053
C(6)	-27.94062	5.956123	-4.691074	0.0001

R-squared	0.959937	Mean dependent var	57.58961
Adjusted R-squared	0.952232	S.D. dependent var	21.12446
S.E. of regression	4.616936	Akaike info criterion	6.064700
Sum squared resid	555.2185	Schwarz criterion	6.339526
Log likelihood	-91.03520	Hannan - Quinn criter	6.155797
F-statistic	124.5942	Durbin-Watson stat	1.234815
Prob (F-statistic)	0.000000		

المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ اعتمادًا على بيانات جدول (7) باستخدام برنامج EViews

ج. المفاضلة بين النموذجين:

بعد تقدير النموذجين السابقين تم إجراء اختبار Wald للتعرف على الاختلاف الجوهري بين نموذج الانحدار التجميعي والتأثيرات الثابتة، والوصول الى النموذج الملائم منهما بعد التحقق مما إذا كانت المتغيرات الصورية الخاصة بنموذج التأثيرات مساوية للصفر كفرضية صفرية أم لا .

والتي تم صياغتها على النحو الآتي:

H_0: (جميع المتغيرات الصورية $= 0 =$ نموذج الانحدار التجميعي)

H_1: (جميع المتغيرات الصورية $\neq 0 =$ نموذج التأثيرات الثابتة)

جدول(16) : نتائج اختبار والد (wald) لتحديد النموذج الملائم لتقدير متغيرات الدراسة

Wald Test
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	51.51584	(2,26)	0.0000
Chi-square	103.0317	2	0.0000
Null Hypothesiss: C(4)=C(5)=C(6) Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction(=0)		Value	Std.Err
C(4)-C(6)		60.65416	8.885782
C(5)-C(6)		18.63073	7.842793

المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ اعتمادًا على بيانات جدول (7) باستخدام برنامج EViews8

من خلال إحصائه F-Statistic والتي بلغت 51.51584، واحتمالها البالغ (0.0000)، وهو أقل من مستوى المعنوية المعتمد (0.005)، فإنه يتم رفض فرض العدم الذي ينص على أن النموذج المناسب هو نموذج الانحدار التجميعي Pooled Regression Model لأن جميع المتغيرات الصورية لا تساوي صفرًا، ونقبل الفرض البديل الذي ينص أن النموذج المناسب هو نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effect Model ، وهذا أيضاً ما يؤيده إحصائية Chi-square، والتي بلغت 103.0317، واحتمالها البالغ (0.0000) وهو أقل من مستوى المعنوية (0.005) مما يؤكد رفض فرض العدم الذي ينص النموذج المناسب هو نموذج الانحدار التجميعي Pooled Regression Model؛ لأن جميع المتغيرات الصورية لا تساوي صفرًا، وقبول الفرض البديل الذي ينص على أن النموذج المناسب هو نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effect Model .

الخطوة الثانية: المفاضلة بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية:

بعد أن تم في الخطوة الأولى تحديد أن اختبار نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effect Model أفضل من نموذج الانحدار التجميعي تم الانتقال الى الخطوة الثانية، والمتمثلة المفاضلة بين نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effect Model والتأثيرات العشوائية Random Effect Model كنموذج مناسب لبيانات الدراسة . ولتحقيق هذا الغرض تم إجراء اختبار(Hausman Test) على النحو الآتي:

أ. **تقدير نموذج التأثيرات العشوائية** Random Effect Model:

جدول(17) : نتائج تقدير نموذج التأثيرات العشوائية (Random Effect Model)

Dependent Variable : LNGDP
Method : Panel EGLS (Cross-section random effects)
Sample: 2006-2013
Periods included: 8
Cross-section included: 4
Total panel (Bbalanced) Observations: 32
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t. statistic	Prob
LNEX	0.864930	0.801774	1.078771	0.2896
LNIM	- 0.064742	0.599518	-0.107989	0.9147
C	49.39721	10.41193	4.744290	0.001
Effects Specification				
			S.D	Rho
Idiosyncratic random			11.03176	0.8510
Idiosyncratic random			4.616936	0.1490
Weighted Statistics				
R-squared	0.030514	Mean dependent var		8.429565
Adjusted R-squared	-0.036347	S.D. dependent var		5.237229
S.E. of regression	5.331559	Sum squared resid		824.3400
F-statistic	0.456379	Durbin-Watson stat		1.151777
Prob(F-statistic)	0.638046			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.202408	Mean dependent var		57.58961
Sum squared resid	11033.51	Durbin-Watson stat		0.313057

المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ اعتمادًا على بيانات جدول (7) باستخدام برنامج EViews

ب. تحديد أفضل نموذج:

تم إجراء اختبار هوسمان (Hausman test) لاختيار أفضل نموذج من بين نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effect Model والتأثيرات العشوائية Random Effect Model. وكانت النتائج على النحو الموضح في الجدول (18)

جدول(18) : نتائج اختبار هوسمان (Hausman test)

Correlated Random Effects – Hausman Test
Equation: Untitled
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	11.673188	2	0.0029

المصدر/ إعداد الباحِثَيْنِ اعتمادًا على بيانات جدول (7) باستخدام برنامج EViews

ومن خلال الجدول (18) يتضح أن قيمة (P-Value=0.0029) أقل من مستوى المعنوية المحدد (0.05)، وبالتالي يتم رفض فرض العدم الذي ينص على أن نموذج التأثيرات العشوائية Random Effect Model هو النموذج المناسب، ويتم قبول الفرض البديل الذي ينص أن نموذج التأثيرات الثابت Fixed Effect Model هو النموذج المناسب.

① تقييم النموذج وفقًا للمعيار الاقتصادي:

يتضح من المعالم المقدرة لنموذج التأثيرات الثابتة الواردة في الجدول (15) أن:

1- بالنسبة لمعامل الصادرات LNEX=-0.467794 وهو ذو إشارة سالبة، أي توجد علاقة عكسية بين الناتج المحلي الإجمالي والصادرات من قطاعات الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك ، والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات، وهذا لا ينطبق مع النظرية الاقتصادية، أي كلما ازدادت الصادرات في قطاعات الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك، والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات بمقدار ريال واحد تؤدي إلى انخفاض الناتج المحلي بمقدار 0.467794 ريال

2- بالنسبة لمعامل الواردات LNIM=0.421652، وهو ذو إشارة موجبة، أي توجد علاقة طردية بين الناتج المحلي الإجمالي والواردات في قطاعات الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك، والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات وهذا لا ينطبق مع النظرية الاقتصادية، أي كلما ازداد ت الواردات في قطاعات الزراعة والحراجة والصيد و صيد الأسماك، و التعدين واستغلال المحاجر ، والصناعات التحويلية ، وكذا المعلومات والاتصالات بمقدار ريال واحد يؤدي إلى ارتفاع الناتج المحلي بمقدار 0.421652ريال.

② تقييم النموذج وفقًا للمعيار الإحصائي

يتضح من نتائج نموذج التأثيرات الثابتة المقدر الواردة في الجدول (15) أن:

- **اختبار** t-Statistic

1. بالنسبة لـ t-value للمتغير المستقل الصادرات بلغت (0.505066-)، وهي أصغر من القيمة الجدولية والبالغة (2.037 ، 2.738) تحت مستوى معنوية5%، 1% على التوالي، وهذا يعني أن متغير الصادرات في قطاعات الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك، والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات ليس لها تأثير معنوي على المتغير التابع (الناتج المحلي الإجمالي المتولد من قطاعات الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك، والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات.

2. بالنسبة لـ t-value للمتغير المستقل الواردات بلغت (0.680065)، وهي أصغر من القيمة الجدولية والبالغة (2.037 ، 2.738) تحت مستوى معنوية5%، 1% على التوالي ، وهذا يعني أن متغير الواردات في قطاعات الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك ، والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات ليس له تأثير معنوي على المتغير التابع (الناتج المحلي الإجمالي في قطاعات الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك، والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات).

- **اختبار جودة توافيق النموذج**

من خلال نتائج معمل التحديد R^2 واختبار F الواردة في الجدول (15) نجد أن:

1. بلغت قيمة معامل التحديد $R^2= 0.959937$ ، مما يعني أن المتغيرات الصادرات والواردات في قطاعات الزراعة والحراجة والصيد و صيد الأسماك ، و التعدين واستغلال المحاجر ، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات تفسر التغيرات في العائد على الناتج المحلي الاجمالي المتكون نفس القطاعات بنسبة 95.99 % والباقي والذي يبلغ 4.01 % يعود لمتغيرات أخرى في قطاعات أخرى غير مدرجة في النموذج ، وهذا يعني جودة توفيق النموذج قوية.

2. بلغت القيمة الاحتمالية لـ F بلغت 124.5942 وباحتمال 0.000000 وهي أصغر من مستوى المعنوية 0.05، وهذا يعني أن الانحدار معنوي، وبالتالي توجد علاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع مما يدل على معنوية النموذج ككل.

النتائج :

1. إن نموذج الآثار الثابتة أفضل من نموذج الانحدار التجميعي في تقدير العلاقة بين متغيرات التجارة الخارجية والنمو الاقتصادي .
2. إن نموذج الآثار الثابتة أفضل من نموذج الآثار العشوائية في تقدير العلاقة بين متغيرات التجارة الخارجية والنمو الاقتصادي .
3. إن متغير الواردات في قطاعات الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك، والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات ليس له تأثير معنوي على المتغير التابع (الناتج المحلي الإجمالي في قطاعات الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك، والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات).
4. إن متغير الصادرات في قطاعات الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك، و التعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية ، وكذا المعلومات والاتصالات ليس لها تأثير معنوي على المتغير التابع (الناتج المحلي الإجمالي المتولد من قطاعات الزراعة والحراجة والصيد وصيد الاسماك، والتعدين واستغلال المحاجر، والصناعات التحويلية، وكذا المعلومات والاتصالات.

التوصيات:

1. الاهتمام بتنمية قطاعات التجارة الخارجية المتمثلة في الزراعة والحراجة والصيد وصيد الأسماك، والتعدين واستغلال المحاجر ، والصناعات التحويلية ، وكذا المعلومات والاتصالات عن طريق دعمها من قبل الدولة لكونها في الواقع تلعب دوراً مهماً في النمو الاقتصادي للبلد .
2. بناء قاعدة بيانات إحصائية.
3. سليمة تساعد المخططين والباحثين في الوصول إلى نتائج صحيحة وتقديرات سليمة تكون مرتكزًا للقرارات الخاصة بالتنمية الاقتصادية والبشرية في البلد .
4. إجراء المزيد من الدراسات على بيانات السلاسل الزمنية المقطعية في مختلف القطاعات لما لها من دور في دقة التقديرات والمساهمة بشكل واسع في التنمية المستدامة.

المراجع :

[1] حاج بن زيدان، (2005)، "**دراسة النمو الاقتصادي في ظل تقلبات أسعار البترول لدى دول المينا دراسة تحليلية وقياسية حالة: الجزائر، المملكة العربية السعودية ومصر 1971–2010م** "، أطروحة مقدمة لنيل شهادة دكتوراه في العلوم الاقتصادية، تخصص اقتصاد، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير والعلوم التجارية، جامعة أبي بكر بلقايد، تلمسان

[2] خلف الله أحمد محمد عربي ،(2005)،"اقتصاد قياسي متقدم"، مطبعة تاون ، الخرطوم .

[3] دومينيك سلفاتور،(2012)، "**الإحصاء والاقتصاد القياسي**"، الدار الدولية للاستثمارات الثقافية، القاهرة، مصر، الطبعة الثالثة.

[4] زكريا يحي الجمل ، (2012)، "**اختيار النموذج في نماذج البيانات الطولية الثابتة والعشوائية** "، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد(21) ، [5] محمد وليد العمري، نميل اسماعيل سقف الحيط، " **أثر الكفاءة التقنية والصادرات على ربحية منشأت الصناعة الدوائية الأردنية**" ، المجلة الاردنية في ادارة الاعمال ، الجامعة الاردنية ، المجلد 12 ، العدد 4 ، 2016م، الأردن.

[6] محمد الشريف بن زاوي و هاجر سلاطين ، (2015) ، " **دعم المؤسسات الصغيرة والمتوسطة من خلال الانفاق الاستثماري العام على البنى التحتية** "، مجلة البحوث الاقتصادية والمالية ، العدد الثالث ، يناير2015، مطبعة جامعة OEP ، الجزائر.

[7] مجدي الشربجي، (2013)، "**أثر تكنولوجيا المعلومات والاتصالات على النمو الاقتصادي في الدول العربية**"، جامعة الشلف، ملتقى دولي حول رأس المال الفكري في متطلبات العمال العربية في الاقتصاديات الحديثة.

[8] محمد الشريف بن زاوي و هاجر سلاطين، (2017) ، " **دور الإنفاق العام على البنى التحتية في دعم الإنتاج الفلاحي وتحقيق الأمن الغذائي دراسة مقطعية زمنية لعينة من الدول للفترة 2000–2013** "، مجلة ميلاف للبحوث والدراسات، العدد الخامس، يناير2017، مطبعة جامعة ميلاف المركزية، الجزائر.

[9] وليد بوتياح، (2006) " **دراسة مقارنة لدوال الاستثمار في البلدان المغاربية باستخدام بيانات السلاسل الزمنية المقطعية 1995–2005**"، بحث ماجستير غير منشور ،كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التيسير ، جامعة الجزائر .

[10] Badi H. Baltagi, (2005)**," Econometric Analysis of Panel Data**", 3rd ed. John Wiley & Sons, Ltd.

[11] Baltagi Badi, (2005).**"Econometric Analysis of Panel Data"** ,E-book, 3rd edition, John Wiley and Sons TNC, USA.

[12] Dimitrios A. and Stephen G. Hall, (2007).," **Applied Econometrics: A modern approach**", 1st ed. Palgrave Macmillan, p.344.

[13] Frees. A, Kim, (2007) **," Longitudinal and Panel Data** ", University of Wisconsin, Madison.

[14] Greene William (2012). "**Econometric Analysis**", Hand Book, 7th Edition, PEARSON Education Inc, Boston.

[15] Greene W. (2002). "**Alternative Panel Data Estimators for Stochastic Frontier Models**" ,Working Paper, Stern School of Business, New York University.

[16] Hsiao C., (2003)," **Analysis of panel Data**", Cambridge University Press, Cambridge, ; Klevmarken, N. A., Panel

[17] Im. K. S, Pesaran. M and Shin. Y, (2003), "**Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels** ", revised version of DAE, Working paper 9526, University of Cambridge.

[18] Peracchi. F, (2001), " **Econometrics** ", England, John Wiley et Sons LTD. Studies: What can we learn from them? Introduction, European Economic Review, 33, 1989.

[19] William Green, (2003), " **Econometric Analysis** ", 5 ed, New Jersey, Prentice Hall, Apper Saddle River.

Uning Panel Data in Modeling the Fluctuation of Foreign Trade Variables with Economic Groth in Yemen during (2006 – 2013)

Dr. Safa Abdullah Muatee **Dr. Mohammed Ahmed Salem Balhuwaisl**

Abstract

This study aims to use panel data to estimate the function of economic growth represented in this study in (GDP) by explaining how to choose and reconcile the three models : pooled regression model , fixed effects model and Effect Model and Random Effect Model. All of those based on the coefficient of determination , Fisher's test and Durbin Watson's test in selecting the best partial model from the general model based on studying three independent variables affect in economic growth which called foreign trade variable. The study included four Economical sectors is Agriculture, forestry and fishing, Mining and quarrying, Manufacturing, as well as Information and communication,during the period 2006-2013.

The study concluded that the Fixed Effect Model is better than the Pooled Regression Model and Random Effect Model in estimating the relationship between foreign trade variables and economic growth.