ULJASH
المجلد 1، العدد 2، 2025
Vol: 1, No: 2 , (2025)
مجلة جامعة لحج للعلوم التطبيقية والإنسانية
University of Lahej Journal of Applied Sciences and Humanities
ISSN: 3105-000X
OPEN ACCESS

استخدام أسلوب الانحدار الخطي البسيط في دراسة العلاقة بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة في الجمهورية اليمنية خلال الفترة 1990-2020م

فاطمة محمد علي الصمدي[1]*

[1]كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة أبين، عدن، اليمن

fatimamohammed3421@gmail.com

تاريخ الاستلام	تاريخ القبول	تاريخ النشر
2024/09/28	2024/11/28	2025/12/21

للاقتباس: الصمدي، فاطمة. (2025). استخدام أسلوب الانحدار الخطي البسيط في دراسة العلاقة بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة في الجمهورية اليمنية خلال الفترة 1990-2020م. *مجلة جامعة لحج للعلوم التطبيقية والإنسانية، 1* (2)، 226-239.

الملخص

هدفت هذه الدراسة إلى معرفة تطور معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة في الجمهورية اليمنية خلال الفترة الزمنية (1990-2020م). من خلال التحليل الوصفي وباستخدام نموذج الانحدار الخطي البسيط، بالإضافة إلى الكشف عن مشاكل نموذج الانحدار الخطي البسيط المتمثل في مشكلة الارتباط الذاتي ومشكلة ثبات التباين ومشكلة عدم التوزيع الطبيعي للأخطاء، وطرق معالجتها، وقد أظهرت نتائج التقدير باستعمال الأسلوب الخطي، المتمثل بنموذج الانحدار الخطي البسيط، وجود علاقة ارتباط متوسطة بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة في الجمهورية اليمنية خلال الفترة (1990-2020)؛ إذ بلغت القابلية التفسيرية للنموذج(82%) وكانت عالية، وهي أيضًا ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 0.05، أيضًا يؤثر معدل الاستثمار الأجنبي المباشر بنسبة (68%)، أما نسبة 32 % فتعود إلى عوامل أخرى غير مدرجة في النموذج، كما توجد فروق عكسية ومعنوية في معدل الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة، بالإضافة إلى خلو نموذج الانحدار الخطي البسيط المقدر من المشاكل القياسية والمتمثلة في مشكلة الارتباط الذاتي ومشكلة عدم ثبات التباين والتوزيع الطبيعي، وتم الحصول على نموذج حقيقي خالٍ من المشاكل القياسية ذي دلالة معنوية إحصائية.

الكلمات المفتاحية: معدل الاستثمار الأجنبي المباشر، معدل البطالة، الانحدار الخطي البسيط، اختبار جذر الوحدة للاستقرارية، المشاكل القياسية وطرق معالجتها.

©2025، الصمدي، الجهة المرخص لها: مجلة جامعة لحج للعلوم التطبيقية والإنسانية.
نُشرت هذه المقالة البحثية وفقًا لشروط Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0).
تسمح هذه الرخصة بالاستخدام غير التجاري، وينبغي نسبة العمل إلى صاحبه، مع بيان أي تعديلات عليه. كما تتيح حرية نسخ، وتوزيع، ونقل العمل بأي شكل من الأشكال، أو بأية وسيلة، ومزجه وتحويله والبناء عليه، طالما يُنسب العمل الأصلي إلى المؤلف.

مقدمة

يعدُّ الاستثمار الأجنبي المباشر أحد الركائز المهمة لاقتصادات الدول لما له من قدرة على خلق قدرات إنتاجية إضافية وتنمية الموارد البشرية لتحقيق التقدم الاجتماعي. وبشكل عام يعدُّ الاستثمار حجر الزاوية في التنمية الاقتصادية والاجتماعية، فهو المحرك الأساسي للنمو، وذلك من خلال زيادة الناتج الداخلي. ويمكن استثماره داخل كل دولة، ولهذا تسعى الدول المختلفة ذات الأنظمة المختلفة إلى استثمار أكبر قدر ممكن. (سالمي، خداوي، 2023، ص6).

غدت ظاهرة البطالة في البلدان العربية بشكل عام واليمن بشكل خاص، مشكلة ذات أبعاد اقتصادية واجتماعية تعبر بوضوح عن عجز في البنى الاقتصادية وعن خلل اجتماعي على الصعيد الوطني، كما تعدُّ البطالة آفة اجتماعية خطيرة تعطل القدرات البشرية وتبدد فرص النمو والرفاهية الاقتصادية. (تركية، 2014، ص11)

وتعدُّ اليمن من الدول النامية التي تسعى إلى جذب الاستثمار الأجنبي المباشر، بهدف تحسين مستويات المعيشة وتوفير فرص العمل للحد من البطالة.

مشكلة الدراسة

نظرًا لانتشار البطالة وأثرها على التنمية الاقتصادية والاجتماعية في البلد فإن هذه الدراسة تتناول العلاقة ما بين البطالة والاستثمار الأجنبي ودور الاستثمار في تخفيض معدل البطالة في اليمن. ويمكن صياغة مشكلة الدراسة في التساؤل الآتي:

هل يسهم الاستثمار الأجنبي المباشر في التقليل من معدل البطالة في الجمهورية اليمنية؟ وهل توجد علاقة عكسية بينهما؟

أهمية الدراسة

نظرًا لندرة الدراسات المحلية -بحسب علم الباحثة- التي تناولت دور الاستثمار في تخفيض معدل البطالة، تكمن أهمية البحث في معرفة مدى تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر كمتغير مستقل في تخفيض معدل البطالة كمتغير تابع، وهي تعدُّ من المشاكل الأساسية التي يعاني منها الاقتصاد اليمني، وتحديد النموذج المناسب باستخدام الانحدار الخطي البسيط، مما يسهم في الوصول إلى سياسات تعمل على مساعدة متخذي القرار في اتخاذ القرار المناسب في التخطيط الاقتصادي اليمني، وتعدُّ الدراسة الأولى من نوعها من حيث دراسة تأثير معدل الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة في اليمن.

أهداف الدراسة

1. معرفة تطور معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة في الجمهورية اليمنية من خلال استخدام أسلوب التحليل الوصفي.
2. بناء نموذج قياسي لوصف وتقدير العلاقة بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة باستخدام الانحدار الخطي البسيط.
3. الكشف عن مشاكل نموذج الانحدار الخطي البسيط المقدر والمتمثلة في مشكلة الارتباط الذاتي ومشكلة عدم ثبات التباين وطرق معالجتها.

فرضيات الدراسة

1. لا توجد علاقة ارتباط عكسية بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة.
2. لا يوجد هناك تأثير إيجابي لمعدل الاستثمار الأجنبي المباشر في تخفيض معدل البطالة في الجمهورية اليمنية.
3. لا يعاني النموذج المقدر للعلاقة بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة من مشكلة الارتباط الذاتي عند مستوى معنوية 0.05.
4. لا يعاني النموذج المقدر للعلاقة بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة من مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ العشوائي عند مستوى معنوية 0.05.

منهج الدراسة

اعتمدت الدراسة على المنهج الوصفي التحليلي والقياسي في تحليل العلاقة بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة.

متغيرات الدراسة:

تكونت الدراسة من متغير تابع تتمثل في معدل البطالة، ويرمز له بالرمز (y)، ومتغير مستقل يتمثل في معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ويرمز له بالرمز (x).

مصادر الدراسة:

لتحقيق أهداف الدراسة اعتمدت على تقارير البنك الدولي، وبعض الكتب والرسائل والدوريات.

حدود الدراسة

- حدود زمانية: الفترة من (1990-2020م)
- حدود مكانية: الجمهورية اليمنية.

الدراسات السابقة

1. دراسة (إبراهيم، 2023) بعنوان: أثر الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة في مصر 1991-2020م. هدفت الدراسة إلى تحليل أثر الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة في مصر خلال الفترة 1991-2020م باستخدام نموذج ARDL، وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة معنوية سالبة بين كلّ من الاستثمار الأجنبي المباشر، معدل النمو، نسبة إجمالي التكوين الرأسمالي ومعدل البطالة في كل من الأجلين الطويل والقصير، ووجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من الاستثمار الأجنبي المباشر الخارج، معدل التضخم، معدل النمو السكاني ومعدل البطالة في كل من الأجلين القصير والطويل، كما أظهرت النتائج أن معامل التصحيح كان بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوى معنوية 1%.
2. دراسة (سالمي وخداوي، 2022)

بعنوان: أثر الاستثمار الأجنبي المباشر على البطالة في الجزائر خلال الفترة (1990-2020). هدفت الدراسة إلى بناء نموذج قياسي لإبراز أثر الاستثمار الأجنبي على البطالة في الجزائر خلال الفترة 1990-2020م باستخدام نموذج ARDL، وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية في الأجلين بين الاستثمار الأجنبي المباشر والبطالة كمتغير تابع، مما يدل على تأثير الاستثمار على البطالة ووجود علاقة عكسية، كما أنّ معامل التصحيح ذو معنوية إحصائية عند 5%.

3. دراسة (عواد وآخرون، 2019)

بعنوان: تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر وأثره على البطالة في العراق للمدة 2004-2017م – دراسة تحليلية قياسية باستخدام التكامل المشترك المتزامن. هدفت الدراسة إلى بيان أثر تدفقات الاستثمار الأجنبي الواردة في العراق على التغيرات الحاصلة بالبطالة وخاصة بعد 2004 باستخدام اختبار جوهانسون وسببية جرانجر، وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين تدفقات الاستثمار الأجنبي والبطالة.

4. دراسة (Maria Mazher1, Tahir Mukhtar2 and Sidra Sohail3 (2020 بعنوان: Impact of Foreign Direct Investment and Foreign Remittances on Unemployment in Pakistan: A Time Series Analysis. the period 1972 to 2014. (تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر والتحويلات المالية الأجنبية على البطالة في باكستان: تحليل السلاسل الزمنية. الفترة 1972 إلى 2014). إذ هدفت هذه الدراسة إلى قياس تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر والتحويلات الأجنبية على معدل البطالة في باكستان، تم إجراء التحليل باستخدام بيانات السلاسل الزمنية خلال الفترة 1972 إلى 2014، وقد استخدمت الدراسة نموذج الانحدار الذاتي الموزع ARDL، وتشير نتائج هذه الدراسة إلى أنّ الاستثمار الأجنبي المباشر والتحويلات الخارجية والتضخم ونمو الناتج المحلي الإجمالي والصادرات لها تأثير سلبي كبير على معدل البطالة على المدى الطويل، من ناحية أخرى فالاستثمار الأجنبي المباشر على المدى القصير، ومعدل التضخم ونمو الناتج المحلي الإجمالي والصادرات لها تأثير سلبي على معدل البطالة، فإن التحويلات الأجنبية وأسعار النفط العالمية لها آثار إيجابية ولكنها غير مهمة على البطالة. الاستثمار الأجنبي المباشر له تأثير أكبر على معدل البطالة مقارنة بالتحويلات الأجنبية على المدى الطويل، مما يعني أن التحويلات الأجنبية تستخدم بشكل رئيسي لأغراض الاستهلاك في باكستان.

5. دراسة (Johnny, N., Timipere, E. T., Krokeme, O., & (Markjackson, D. (2018 بعنوان: Impact of foreign direct investment on unemployment rate in Nigeria (1980-2015). (تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة في نيجيريا (1980-2015). حيث تناولت الدراسة تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة في نيجيريا من عام 1980 إلى عام 2015. واستخدمت الدراسة متغيرين تفسيريين (الاستثمار الأجنبي المباشر، وتكوين رأس المال) ومتغير تابع (معدل البطالة). الاختبار الذي تم إجراؤه يشمل اختبار جذر الوحدة، واختبار التكامل المشترك. وكشفت الدراسة وجود علاقة سلبية وغير معنوية بين الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة في نيجيريا، هناك علاقة إيجابية ومهمّة بين تكوين رأس المال ومعدل البطالة في نيجيريا.

6. دراسة (2015) Elizabeta Djambaska, بعنوان: Foreign Direct Investment and Unemployment Evidence from the Republic of Macedonia (الاستثمار الأجنبي المباشر والأدلة المتعلقة بالبطالة من جمهورية مقدونيا). هدفت هذه الدراسة إلى تحليل العلاقة بين معدل البطالة والاستثمار الأجنبي في جمهورية مقدونيا للفترة من 1999 إلى 2013؛ إذ تم إجراء تقييم العلاقة بين المتغيرات من خلال تحليل الانحدار الخطي المتعدد، باستخدام البيانات السنوية لهذه الفترة، وقد

توصلت هذه الدراسة إلى أنّ الاستثمار الأجنبي المباشر لم يكن له إحصائيًا تأثيرٌ كبيرٌ على انخفاض معدل البطالة، وكان هناك تأثيرٌ عكسي لمعدل التضخم على معدل البطالة.

7. دراسة (Mucuk, M., & Demirsel, M. T. (2013). بعنوان: The effect of foreign direct investments on unemployment: Evidence from panel data for seven developing countries (تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر على البطالة؛ باستخدام بيانات البانل لسبع دول نامية). هدفت الدراسة إلى معرفة أثر الاستثمار الأجنبي المباشر على البطالة في ستة دول في منطقة الشرق الأوسط وشمال إفريقيا، وهي مصر، والأردن، ولبنان، والمغرب، وتونس، وتركيا؛ إذ تعدُّ هذه المنطقة من أكثر المناطق في العالم التي تعاني من ارتفاع معدل البطالة. استخدمت الدراسة بيانات panel للفترة من 1990 إلى 2018؛ إذ استُخدمت ثلاثة نماذج اقتصادية لدراسة تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر على البطالة، بطالة الذكور، وبطالة الإناث، على المدى الطويل، وذلك باستخدام نموذج التأثير الثابت (FEM) والعشوائي (REM)، بالإضافة إلى إيجاد العلاقة السببية على المدى القصير باستخدام لوحة VAR اختبارات سببية جرانجر. وأظهرت النتائج أن الاستثمار الأجنبي المباشر يقلل من معدل البطالة، ومعدل البطالة بين الذكور، ومعدل البطالة بين الإناث على المدى الطويل. كما أظهرت نتائج الدراسة عدم وجود علاقة سببية على المدى القصير بين الاستثمار الأجنبي المباشر والبطالة بأشكالها المختلفة، في حين توجد علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين الاستثمار الأجنبي المباشر والصادرات وفق النماذج الاقتصادية الثلاثة.

1. الإطار النظري للدراسة:

1. الانحدار الخطي البسيط: المفهوم والصياغة: يعدُّ الانحدار الخطي البسيط من المواضيع المهمة التي تدرس في الإحصاء، وتتضمن معادلة الانحدار العلاقة بين متغيرين أحدهما يسمى المتغير التابع الذي يتأثر، والآخر يسمى المتغير المستقل الذي يؤثر (بتال، أحمد، خضير، 2008، ص157) (نتر، وازرمان، كتنر، 2000، ص35.)

2. كتابة النموذج الخطي والفرضيات الأساسية (الصمدي، 2021، ص 164)

تتكون معادلة الانحدار الخطي البسيط من متغيرين، وتتخذ المعادلة الصيغة الآتية:

]y_i = _0 + _1 x_i + _i, i = 1, 2, , n[

حيث: yi=β0+β1 xi+εi i=1،2،…. n (1)

Yi: يسمى بالمتغير المفسر التابع.

Xi: يسمى بالمتغير المستقل.

β0, β1: ثوابت تسمى معلمات الانحدار regression parameters.

β0 : نقطة تقاطع خط الانحدار بالمحور Y.

β1: معامل انحدار Y على X أو الميل slope.

εi : الخطأ العشوائي في تفسير Yi، ومنه يمكن كتابته انطلاقا من العلاقة

εi =Yi- β0 - β1 Xi (2)

3. فرضيات النموذج (الصمدي،2021، ص 164)

الفرضية الأولى: التوقع الرياضي للأخطاء معدوم، ويعبر عنه بالصيغة الآتية:

E(εi)=0،∀i=1،2،……..n (3)

الفرضية الثانية: تجانس (ثبات) تباين الأخطاء Homoscedasticity: وهو ما يعني أن تشتتها حول المتوسط ثابت، ونعبر عنها رياضيا بالكتابة:

var(εi)=E(εi ^2)=σ^2،∀i=1،2،……..n (4)

الفرضية الثالثة: عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء: بمعنى أن التباينات المشتركة لأخطاء الملاحظات المختلفة تكون معدومة، وهذا على مختلف مشاهدات مكونات العينة، ونعبر عنها رياضيا بما يأتي:

cov(εi، εj)=E(εj، εi)=0،∀i≠j (5)

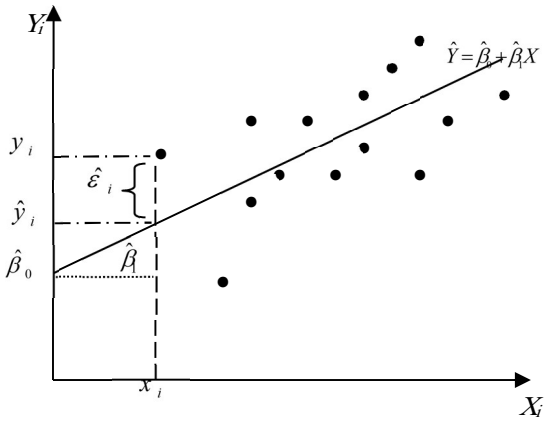
الفرضية الرابعة: تتعلق بقيم المتغير المستقل Xi تتمثل في أن المعطيات، Xi التي جمعت بالنسبة لهذا المتغير قادرة على إظهار تأثيرها في تغير المتغير التابع Yi، بحيث تكون قيمة واحدة على الأقل مختلفة عن بقية القيم، أي إن الأخطاء تكون مستقلة عن Xi

cov(Xi، εi)=0،∀i=1،2،…n.(6)

4. تقدير معالم النموذج: (عطية، 2004، ص95)

طريقة المربعات الصغرى:

- إن هذه الطريقة تحاول إيجاد أحسن تصحيح خطي بتدنئة مربعات الانحراف (بين المشاهدات الفعلية والمقدرة) ، كما يوضح الشكل الآتي:



الشكل رقم (1): التمثيل البياني طريقة المربعات الصغرى

وهذا ما يمكن صياغته رياضيا بـ :

$$Min\sum_{i=1}^{n}\hat{\varepsilon}_i^2 = \underset{\hat{\beta}_0,\hat{\beta}_1}{Min}\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i-\hat{\beta}_0-\hat{\beta}_1X_i\right)^2$$

والشرط اللازم لتدنئة هذه العلاقة هو أن تكون المشتقات الجزئية بالنسبة $\hat{\beta}_1,\hat{\beta}_0$ معدومة أي:

$$\begin{cases}\dfrac{\partial}{\partial\hat{\beta}_0}\sum_i \left(Y_i-\hat{\beta}_0-\hat{\beta}_1X_i\right)^2=0\\ \dfrac{\partial}{\partial\hat{\beta}_1}\sum_i \left(Y_i-\hat{\beta}_0-\hat{\beta}_1X_i\right)^2=0\end{cases}$$

بعد حل جملة المعادلين السابقة نتحصل على تقدير معلمتي النموذج:

$$\begin{cases}\hat{\beta}_1=\dfrac{n\sum_i X_iY_i-\sum_i X_i\sum_i Y_i}{n\sum_i X_i^2-(\sum_i X_i)^2}\\ \hat{\beta}_0=\bar{Y}-\hat{\beta}_1\bar{X}\end{cases}$$

ومن ثم استخدام صيغة مكافئة لتقدير $\hat{\beta}_1$:

$$\hat{\beta}_1=\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})(Y_i-\bar{Y})}{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2}$$

ويكون النموذج المقدر (خط الانحدار) بطريقة المربعات الصغرى المقدرة (OLS) كما يأتي:

$$\hat{Y}_i=\hat{\beta}_0+\hat{\beta}_1X_i$$

5. خصائص مقدرات المربعات الصغرى: (عطية، 2004، ص95)

أ. خاصية عدم التحيز: التحيز هو ذلك الفرق بين مقدرة ما ووسط توزيعها، فإذا كان هذا الفرق يختلف عن الصفر نقول عن ذلك المقدر بأنّه متحيز. وإذا عدنا إلى مقدرتي المربعات الصغرى فإننا نجد

$$E(\hat{\beta}_1) = \beta_1 \, , E(\hat{\beta}_0) = \beta_0$$

ب. ومنه نقول إن وهما مقدرتان غير متحيزتين لـ وعلى التوالي.

أفضل مقدر خطي غير متحيز BLUE: تنطلق هذه الفكرة من نظرية Gauss-Markov التي تقول: "من بين المقدرات الخطية وغير المتحيزة، تكون مقدرتا المربعات الصغرى العادية $\hat{\beta}_0$و $\hat{\beta}_1$ أفضل مقدرتين خطيتين وغير متحيزتين؛ إذ إنّ لها أصغر تباين ممكن مقارنة مع بقية المقدرات الخطية وغير المتحيزة الأخرى".

ج. خاصية الاتساق: إذا واجهنا مشكلة تحيز مقدرة ما، فإننا ننظر إلى الخاصية التقاربية لذلك المقدر، ويحدث ذلك لما يكون المتغير المستقل X_i عبارة عن متغير تابع ومبطأ بفترة زمنية ما، ونقول عن $\hat{\beta}_1$ بأنّه مقدر متسق (Consistent Estimator)، إذا كان: كلما $n \to \infty$ فإن توزيع المعاينة لـ $\hat{\beta}_1$ يقترب من القيمة الحقيقية β_1، ونقول إنّ النهاية الاحتمالية للمقدر $\hat{\beta}_1$ هي β_1 ونكتب:

$$\underset{n\to\infty}{plim}(\hat{\beta}_1) = \beta_1$$

لكن هذا الشرط غير كافٍ للحصول على مقدر متسق، بل يجب أن تكون قيمتا التحيز والتباين تقتربان أو تساويان الصفر كلما اقترب n من ما لا نهاية أي:

$$1.\ \underset{n\to\infty}{lim} E(\hat{\beta}_1) = \underset{n\to\infty}{plim}(\hat{\beta}_1) = \beta_1$$
$$2.\ \underset{n\to\infty}{lim}\, var(\hat{\beta}_1) = \underset{n\to\infty}{plim}\, var(\hat{\beta}_1) = 0$$

وبتحقق هذين الشرطين، نقول عن المقدر $\hat{\beta}_1$ بأنّه مقدر متسق للمعلمة الحقيقية. إن المقدرات المتحصل عليها لكل من β_0، β_1وσ^2 سواء بطريقة المربعات الصغرى أو غيرها هي تقديرات نقطية، ولكن من المهم أن يكون لدى الاقتصادي أكثر من اختيار، ولذلك يجب أن نبني مجالا لهذه المقدرات وذلك بقبول مستوى ثقة معين، وهو ما نسميه بالتقدير المجالي للمعالم.

6. حساب تباينات المقدرات: (هتهات، 2005، ص97)

من أجل حساب فترة الثقة للمعالم، يتعين معرفة تباين كل من $\hat{\beta}_0$، $\hat{\beta}_1$ البواقي.

تباين $\hat{\beta}_0$:

$$var(\hat{\beta}_0) = \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{X}^2}{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2}\right)\sigma_\varepsilon^2 = \left(\frac{\sum_{i=1}^{n} X_i^2}{n\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2}\right)\sigma_\varepsilon^2$$

تباين $\hat{\beta}_1$:

$$var(\hat{\beta}_0) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{n} + \bar{X}^2\, var(\hat{\beta}_1)$$

وبناء على هذا التعريف تكون الانحرافات المعيارية (Standard déviations) هي الجذور التربيعية لتباينات المقدرات، أما الأخطاء المعيارية (Standard errors) فهي الجذور التربيعية لمقدرات الانحرافات المعيارية أي:

$$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0} = \sqrt{var(\hat{\beta}_0)} = \sigma_\varepsilon \sqrt{\frac{\sum X_i^2}{n\sum(X_i-\bar{X})^2}}$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1} = \sqrt{var(\hat{\beta}_1)} = \frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{\sum(X_i-\bar{X})^2}}$$

نلاحظ أن تباين كل مقدر غير معروف؛ لأنه يرتبط بتباين الأخطاء النظرية، فينبغي في هده الحالة تقدير تباين الأخطاء للحصول على تباين البواقي:

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}\hat{\varepsilon}_i^2}{n-2}$$

القيمة التي في البسط تعبر عن مجموع مربعات البواقي حيث

$$\sum_{i=1}^{n}\hat{\varepsilon}_i^2 = \sum_{i=1}^{n}(Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

أما $n-2$ فهي درجة الحرية، تعبر عن حجم العينة ناقص 2 وذلك لوجود معلمين للتقدير في النموذج.

7. بناء فترة الثقة للمعالم: (عطية، 2004، ص95) (هتهات، 2005، ص97)

بمعرفة توزيع $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$ يمكن تكوين فترات الثقة وإجراء اختبار الفرضيات الموضوعة حول معالم الانحدار β_0 و β_1 على التوالي، نعطي مجالا للقيم التي يمكن أن تحتوي عليها معالم الانحدار الحقيقية، مع كل مجال ثقة نضع مستوى إحصائيًّا للمعنوية، إذ إنّ احتمال احتواء المجال المذكور على معلمة الانحدار الحقيقية يكون واحدًا مطروحًا منه مستوى المعنوية، أي $(1-\alpha)$ ، ولتكوين مجال الثقة من التوزيع t بالنسبة للمعلمين β_0 و β_1 نكتب القانون الخاص لكل معلمة:

في حالة $n \le 30$ وσ^2 غير معروف:

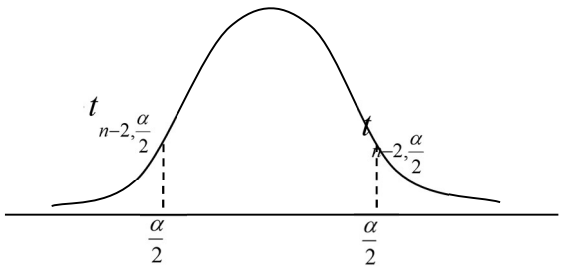
$$\frac{\hat{\beta}_0-\beta_0}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}} \rightsquigarrow t_{(n-2)}$$

$$\frac{\hat{\beta}_1-\beta_1}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}} \rightsquigarrow t_{(n-2)}$$

عند مستوى معنوية $(\%\alpha)$ يكون مجال الثقة لكلا المعلمين:

$$Pr\left[-t_{n-2,\frac{\alpha}{2}} \le \frac{\hat{\beta}_0-\beta_0}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}} \le +t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\right] = 1-\alpha$$

$$Pr\left[-t_{n-2,\frac{\alpha}{2}} \le \frac{\hat{\beta}_1-\beta_1}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}} \le +t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\right] = 1-\alpha$$



الشكل رقم (2): توزيع المعاينة لـ $\hat{\beta}_1$ **ثنائي الطرف**

إذا ضربنا (داخل الاحتمال) كل الأطراف بواسطة $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}$) وأضفنا β_0 (β_1) لأطراف المتراجحة نجد:

$$\beta_0 \in \left[\hat{\beta}_0 - t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}, \hat{\beta}_0 + t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}\right]$$

$$\beta_1 \in \left[\hat{\beta}_1 - t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}, \hat{\beta}_1 + t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}\right]$$

القيمة الحرجة لتوزيع Student بدرجة حرية $n-2$ ونسبة معنوية $(\%\alpha)$ونجد من جدول التوزيع القيمة المحسوبة.

في حالة $n>30$ و σ^2معروف:

$$\hat{\beta}_1 \; N\left(\beta_1, \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\sum_i x_i^2}\right)$$

$$\hat{\beta}_0 \; N\left(\beta_0, \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \frac{\sum_i X_i^2}{n\sum_i x_i^2}\right)$$

$$\frac{\hat{\beta}_0-\beta_0}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}} \quad N(0,1)$$

$$\frac{\hat{\beta}_1-\beta_1}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}} \quad N(0,1)$$

عند مستوى معنوية $(\%\alpha)$ يكون مجال الثقة لكلا المعلمين:

$$Pr\left[-z_{\frac{\alpha}{2}} \le \frac{\hat{\beta}_0-\beta_0}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}} \le +z_{\frac{\alpha}{2}}\right] = 1-\alpha$$

$$Pr\left[-z_{\frac{\alpha}{2}} \le \frac{\hat{\beta}_1-\beta_1}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}} \le +z_{\frac{\alpha}{2}}\right] = 1-\alpha$$

نفس الشيء، نضرب (داخل الاحتمال) كل الأطراف بواسطة $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}$ $(\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1})$ ونضيف β_0 (β_1) لأطراف المتراجحة نجد:

$$\beta_0 \in \left[\hat{\beta}_0 - z_{\frac{\alpha}{2}}\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}, \hat{\beta}_0 + z_{\frac{\alpha}{2}}\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}\right]$$

$$\beta_1 \in \left[\hat{\beta}_1 - z_{\frac{\alpha}{2}}\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}, \hat{\beta}_1 + z_{\frac{\alpha}{2}}\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}\right]$$

: القيمة الحرجة للتوزيع الطبيعي بنسبة معنوية، ونجد من جدول التوزيع القيمة المحسوبة. كلّما كان مجال الثقة ضيّقا كلما كان المقدار أحسن؛ لأنّ الأخطاء المعيارية تكون أصغر.

نبني أيضًا مجال الثقة لـ . لدينا:

$$\sim \frac{\frac{2}{\varepsilon}\sigma(2-n)}{\frac{2}{\varepsilon}\sigma}\chi_\alpha^2(n-2)$$

$\chi_\alpha^2(n-2)$: القيمة الحرجة لتوزيع χ^2 بدرجة حرية $n-2$. يكون مجال الثقة:

$$Pr\left[\chi_{\alpha/2}^2 \le \frac{(n-2)\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2} \le \chi_{1-\alpha/2}^2\right] = 1-\alpha$$

$$\Rightarrow Pr\left[\frac{(n-2)\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2} \le \sigma_\varepsilon^2 \le \frac{(n-2)\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\chi_{\alpha/2}^2}\right] = 1-\alpha$$

يكون مجال الثقة لتباين الأخطاء:

$$\sigma_\varepsilon^2 \in \left[\frac{(n-2)\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2}, \frac{(n-2)\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\chi_{\alpha/2}^2}\right]$$

8. تحليل التباين والقدرة التفسيرية للنموذج (هتهات، 2005، ص97)

تساعد البواقي $\hat{\varepsilon}_i$ على قياس مدى تمثيل المعادلة المفروضة في النموذج لمشاهدات العينة؛ إذ إنَّ القيمة الكبيرة للبواقي تعني بأن التمثيل يكون غير جيد والقيمة الصغيرة لها تعني تمثيلا جيدا للنموذج، إن المشكلة في استعمال البواقي كمقياس لجودة التوفيق هو أن قيمة البواقي تعتمد على المتغير التابع، الذي نعرفه حول وسطه انطلاقا من الشكل رقم (1) كما يأتي:

$$Y_i = \hat{Y}_i + \hat{\varepsilon}_i$$

$$Y_i - \bar{Y} = \hat{Y}_i - \bar{Y} + \hat{\varepsilon}_i$$

وبتربيع طرفي المعادلة أعلاه وجمعها بالنسبة لكل i نجد:

$$\sum_i (Y_i-\bar{Y})^2 = \sum_i (\hat{Y}_i-\bar{Y})^2 + \sum_i \hat{\varepsilon}_i^2$$

وتعد هذه المعادلة مفيدة جدا لخدمة أغراضنا فيما يتعلق بقياس القدرة التفسيرية، ولذا من المهم أن نفحص بعناية معنى كل حد من حدودها:

$\sum_i (Y_i-\bar{Y})^2$ هو مجموع مربعات الانحرافات الكلية في المتغير: Y Total Sum of Squares (TSS

$\sum_i (\hat{Y}_i-\bar{Y})^2$ فهو مجموع مربعات الانحرافات المشروحة: Explained Sum of Squares (ESS

ويبقى الحد الأخير $\sum_i \hat{\varepsilon}_i^2$ الذي هو مجموع مربعات البواقي: Residual Sum of Squares (RSS

نعيد صياغة المعادلة السابقة على الشكل: $TSS = ESS + RSS$

وبتقسيم كل الأطراف على الانحرافات الكلية TSS نجد:

$$1 = \frac{ESS}{TSS} + \frac{RSS}{TSS}$$

وعليه نعرف معامل التحديد كما يلي:

$$R^2 = r^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$$

معامل التحديد R^2 يقيس ويشرح نسبة الانحرافات الكلية أو التغيرات التي تحدث في المتغير التابع Y_i، والمشروحة بواسطة تغيرات المتغير المستقل X_i فهي نسبة تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع، فهو إذن مقياس للقدرة التفسيرية للنموذج أي يختبر جودة التوفيق والارتباط.

ويمكن حساب R2 كالآتي:

$$R^2 = \frac{\sum(\hat{Y}_i-\bar{Y})^2}{\sum(Y_i-\bar{Y})^2} = 1 - \frac{\sum \hat{\varepsilon}_i^2}{\sum(Y_i-\bar{Y})^2}$$

ويعدُّ R2 من أهم المعاملات التي تقيس علاقة الارتباط بين متغيرين، ووجود مثل هذه العلاقة يعني ضمنيا أن أحد هذين المتغيرين يعتمد في تغيره أو في حدوثه على المتغير الآخر. معامل التحديد معرف وينتمي إلى المجال التالي:

$$0 \le R^2 \le 1$$

نذكر أن الفرق الجوهري بين معامل التحديد ومعامل الارتباط يكمن في السببية؛ إذ يقيس معامل الارتباط العلاقة بين متغيرين بغض النظر عن الدور الذي يلعبه كل متغير، أما معامل التحديد فيقيس أيضًا الارتباط ولكن يأخذ بعين الاعتبار السببية؛ إذ إنّ المتغير X_i هو الذي يشرح الظاهرة Y_i .

هناك علاقة بين R2 و $\hat{\beta}_1$، نضع:

$$R^2 = \frac{\hat{\beta}_1 \sum(X_i-\bar{X})(Y_i-\bar{Y})}{\sum(Y_i-\bar{Y})^2}$$

أو:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\hat{\beta}_1 \sum(X_i-\bar{X})(Y_i-\bar{Y})}{\sum(Y_i-\bar{Y})^2} =$$

$$\frac{\hat{\beta}_1^2 \sum(X_i-\bar{X})^2}{\sum(Y_i-\bar{Y})^2} =$$

9. اختبار الفرضيات (هتهات،2005، ص 103)

بمعرفة توزيع ويمكن إجراء اختبار الفرضيات الموضوعة حول معالم النموذج وعلى التوالي. الاختبار الشائع جدا هو فرضية العدم H0، وتقترح على العموم بأنّه لا يوجد أثر على النموذج من قبل متغير مستقل ما، ونظرا إلى أن الباحثين يتمنون قبول النموذج، فإن فرضية العدم توضع عادة لإثبات رفضها إذا أمكن ذلك. ونأمل رفض H0 بإيجاد القيمة التقديرية التي تكون مختلفة عن الصفر، حتى نقبل النموذج.

10. اختبار المعنوية الإحصائية للمعالم (هتهات، 2005، ص100)

قد يكون النموذج المبني من طرفنا صحيحا أو غير صحيح، وتثبت صحته من خلال اختباره، ويتم ذلك بواسطة فرض معلمة من معالم النموذج تساوي الصفر أو أي عدد آخر، وتسمى فرضية العدم H0، وما دامت العلاقة بين Y وX قائمة على أساس النموذج الخطي، فإن انعدام هذه العلاقة يعني بأن خط انحدار المجتمع هو عبارة عن خط أفقي، أي $(H_0: \beta_1 = 0)$ وبما أن الافتراض H0 خاضع للاختبار، فإنه لا يكون بالضرورة صحيحا، الأمر الذي يتطلب منا وضع فرض بديل$H_1: \beta_1 \neq 0$. وفي حالة معرفة إشارة β_1مسبقا من النظرية الاقتصادية فإن الافتراض البديل يكون $H_1: \beta_1 > 0$ (أو $H_1: \beta_1 < 0$)، وإذا طلب منا اختبار الفرضية:

$H_0: \beta_1 = 0$ (فرضية العدم)

ضد: $H_1: \beta_1 \neq 0$

$$t_c = \frac{\hat{\beta}_1}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}}$$

نكتب: $t_c = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}}$ وهي القيمة المحسوبة.

ما دمنا نختبر فرضية العدم، نكتب: $t_c = \frac{\hat{\beta}_1}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}}$، حيث نقبل H0 بمستوى معنوية $(\%\alpha)$ إذا كانت $\left|\frac{\hat{\beta}_1}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}}\right| \leq t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}$ ففي هذه الحالة، المعلم β_1ليس له معنوية إحصائية أي يساوي معنويا الصفر حيث $t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}$ مأخوذة من جدول التوزيع t (ستودنت) وتسمى بالقيمة المجدولة، ونرفض H0 بمستوى معنوية $(\%\alpha)$ إذا كانت $\left|\frac{\hat{\beta}_1}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}}\right| > t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}$ أي المعلم β_1 له معنوية إحصائية فهو يختلف معنويا عن الصفر. نقوم بنفس الاختبار مع الثابتة β_0. إضافة إلى ذلك، عندما يكون حجم العينة كبيرا $(n > 30)$ فينبغي استعمال التوزيع الطبيعي ويمكن أخذ القيمة الحرجة $z_{\alpha/2}$ وذلك بحساب المساحة المظلة للتوزيع الطبيعي

11. اختبار التوزيع F (اختبار المعنوية الكلية للنموذج) (هتهات،2005، ص104)

إن اختبار معنوية المتغير المستقل Xi $(H_0: \beta_1 = 0)$ يمكن أن يكون في شكل توزيع Fisher:

$$F = \frac{\hat{\beta}_1^2 \sum x_i^2}{\sum \hat{\varepsilon}_i^2/(n-2)} = \frac{(n-2)\hat{\beta}_1^2 \sum x_i^2}{RSS} \sim F_{1,n-2}$$

أو:

$$F = \frac{ESS/1}{RSS/(n-2)} \sim F_{1,n-2}$$

$$F = \frac{R^2/1}{(1-R^2)/(n-2)} = \frac{R^2}{(1-R^2)} . (n-2) \sim F_{1,n-2}$$

في توزيع F، نختبر انعدام كل المعالم في آن واحد ضد فرضية معنوية الميل. القيمة الجدولية لإحصائية Fisher في هده الحالة تعتمد على درجتي حرية 1 (في البسط) و$n-2$ (في المقام).

12. اختبارات جذر الوحدة: (Unit root tests) (جوجارات، 2015، ص 1051)

يعدُّ جذر الوحدة من الأساليب المعاصرة في تحديد استقرارية البيانات، إذ تهدف اختبارات جذر الوحدة إلى فحص خواص السلاسل الزمنية، والتأكد من مدى سكونها، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة والفروقات التي تحتاجها السلسلة الزمنية لجعلها تستقر، وأهم هذه الاختبارات هو اختبار ديكي فولر الموسع (The Augmented Dickey-Fullller)، ونود التعريف باختبار ديكي- فولر الموسع حيث تم استخدامه في هذه الدراسة كالآتي:

اختبار ديكي- فولر الموسع (The Augmented Dickey-Fullller)

يقوم اختبار ديكي –فولر البسيط على افتراض أن الأخطاء $(\boldsymbol{u_t})$ لا تعاني من مشكلة الارتباط، وإذا تبين وجود ارتباط ذاتي باستخدام اختبار دارين واتسون، وبالتالي قد نحصل على نتائج للاختبار (DF) ليست دقيقة، وللتخلص من مشكلة الارتباط يتم استخدام اختبار ديكي- فولر الموسع (ADF)، ويعتمد اختبار ADF على الثلاثة النماذج الآتية:

لا يتضمن الحد الثابت والاتجاه الزمني:without constant and trend

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta y_{t-1} + u_t$$

يتضمن قاطعًا ودون اتجاه زمني: with constant

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta y_{t-1} + u_t$$

يتضمن قاطعًا واتجاهًا زمنيًّا: with constant and trend

$$\boldsymbol{\Delta y_t = \alpha_0 + a_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta y_{t-1} + u_t}$$

والهدف من إضافة حد الخطأ والعدد من الفروق هو التخلص من مشكلة الارتباط بعد تضمينها. وتتمثل خطوات الاختبار في الآتي: (Gujarati 2004 p815،

نقوم بصياغة الفرضيات التالية:

فرضية العدم: يوجد جذر وحدة (السلسلة غير مستقرة) $(\boldsymbol{H_0: \delta = 0})$

الفرضية البديلة: لا يوجد جذر وحدة (السلسلة مستقرة) $(\boldsymbol{H_1: \delta < 0})$

نقوم بحساب ما يسمىτ (تاو) بعد تقدير صيغة الانحدار حيث تساوي معامل الانحدار مقسومًا على الخطأ المعياري له $\tau = \frac{\beta}{s.e}$

نبحث عنτ الجدولية في جداول معدة خصيصًا بواسطة ديكي وفولر، ولذا يعرف هذا الاختبار باسميهما (Dickey -Fuller).

إذا كانتτالجدولية أكبر من المحسوبة نرفض فرض العدم ونقبل البديل، وبالتالي تكون السلسلة مستقرة.

13. أهم المشكلات القياسية وطرائق الكشف عنها ومعالجتها

1- مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ: (عبدالله، 2017، ص129) (عقون، 2009، ص123) (الصمدي، 2021، ص812)

تنتج هذه المشكلة نتيجة إلى مخالفة فرضية ثبات تباين المتغير العشوائي في المجتمع الإحصائي الذي بدوره يؤثر على الخصائص الإحصائية لتقديرات معاملات الانحدار، وأن هذه المشكلة تحدث دائمًا للبيانات المأخوذة في نقطة زمنية محددة؛ أي البيانات المقطعية. ولاختبار وجود مشكلة تغاير الخطأ العشوائي يوجد عدد من الاختبارات منها:

- اختبار غولد فيلد- كوانت:

يعرف على أنه اختبار تساوي التباين بين الجزئيين؛ أي إنه يعتمد على النسبة بين التباين التي تعتمد على توزيع F حيث يتم حساب التباين لكل جزء من العينة، وهو أيضًا يعتمد على تقسيم المشاهدات بعد ترتيب البيانات الخاصة بالمتغير المستقل X تصاعديًا أو تنازليًا إلى قسمين مع حذف البيانات المركزية من الوسط التي تمثل حذف 1/4 - 3/1 البيانات ثم يتم تقدير معادلة انحدارين منفصلين، الأول للجزء الذي يشمل القيم الصغرى من البيانات، والثاني للجزء الذي يشمل القيم العليا من البيانات ثم نوجد مجموع مربعات البواقي للعينتين، ومن ثم نحسب تقديرات التباين لكل قسم ونقارن بين تقديرات التباين ثم تختبر فرضية العدم عن طريق إيجاد إحصائية F* التي تتمثل في الصيغة التالية:

$$F^* = \frac{\frac{\sum e_H^2}{\left(\frac{n-c-2k}{2}\right)}}{\frac{\sum e_L^2}{\left(\frac{n-c-2k}{2}\right)}}$$

بدرجات حرية

$$V_1 = V_2 = df = \frac{n-c-2k}{2}$$

ويفترض الاختبار أن تكون قيم المتغير العشوائي مستقلة وهنا يوجد فرضان أحدهما فرض العدم وينص على أن تكون قيم الخطأ العشوائي متجانسة مقابل الفرض البديل الذي ينص على أن تكون قيم الخطأ متغايرة) غير متجانسة).

فرض العدم قيم الخطأ متجانسة = H0

الفرض البديل قيم الخطأ غير متجانسة = H1

طرق اكتشاف اختلاف التباين:

يمكن اكتشاف اختلاف التباين برسم القيم المقدرة للبواقي مع قيم (X) إذا كان هنالك شكل منتظم يوضح اختلافات في التباين فإننا نتوقع وجود اختلاف التباين.

علاج مشكلة اختلاف التباين:

من أبرز الطرق المستخدمة لتصحيح المشكلة هي طريقة المربعات الصغرى المرجحة، وتقوم هذه الفكرة على إعطاء القيم ذات الانحراف الأقل على خط الانحدار وزنا أكبر من القيم ذات الانحراف الأكبر في تقدير العلاقة محل الاعتبار. كما يمكن معالجة مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ عن طريق أخذ الفروق أو قسمة متغيرات على متغير معين أو أخذ الجذر التربيعي للمتغيرات ثم تقدير النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى.

مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء (عبدالله، 2017، ص119) (عقون، 2009ص126) (الصمدي، 2021، ص813)

من بين الافتراضات الكلاسيكية التي وضعناها من قبل لتقدير معالم نموذج الانحدار، هو استقلال القيمة المقدرة لحد الخطأ في فترة زمنية معينة عن القيمة المقدرة لحد الخطأ في فترة زمنية سابقة لها. أي:

$$Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, \quad \forall i \neq j$$

وإذا تم إسقاط هذا الافتراض فإن ذلك يدل على وجود ما يسمى بالارتباط الذاتي؛ إذ إنّ مصفوفة التباينات-التباينات المشتركة لا تحتوي على الصفر خارج القطر الأول وكنتيجة لذلك:

يتم استعمال طريقة المربعات الصغرى المعممة GLS لتقدير شعاع المعالم الذي ينبغي أن يكون لديه نفس الخصائص الإحصائية لأي مقدر:

عندما تكون الفرضيات الأساسية للنموذج محققة، فإن:

في هذه الحالة، المقدر المتحصل عليه بطريقة المربعات الصغرى المعممة هي نفسه المقدر بطريقة المربعات الصغرى العادية.

اكتشاف الارتباط الذاتي:

هناك عدة طرق للكشف عن وجود الارتباط الذاتي بين قيم الخطأ العشوائي من أهمها:

أ- اختبار Durbin – Watson

لكون تباين الخطأ العشوائي بوجود الارتباط الذاتي لا يعبر عن قيمته الحقيقة، لذلك فإن استخدام اختبار t واختبار F للكشف عن وجود الارتباط الذاتي يعطي نتيجة غير صحيحة.

تشير فرضية العدم إلى انعدام الارتباط الذاتي بين قيم الخطأ العشوائي؛ أي إن هذه القيم تكون غير مترابطة؛ بمعنى أن معامل الارتباط الذاتي بين قيم Ui يكون عليه فإن:

فرض العدم $H_0 = \rho = 0$

الفرض البديل $H_1 = \rho \neq 0$

وصيغة هذا الاختبار هي:

مقدر معامل الارتباط ρ، كالآتي:

$$DW = \frac{\sum u_t^2}{\sum u_t^2} + \frac{\sum u_{t-1}^2}{\sum u_t^2} - 2\frac{\sum u_t u_{t-1}^2}{\sum u_t^2}$$

يلاحظ أن الأمر يساوي تقريبا $DW = 1 + 1 - 2\hat{\rho}$

وبالتالي $DW = 2 - 2\hat{\rho}$

$$DW = 2(1 - \hat{\rho})$$

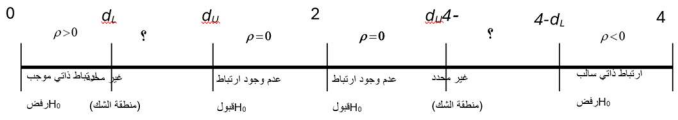
أحيانا تكتب كما يلي: $\hat{\rho} \approx 1 - 1/2DW$

من خلال هذا نستطيع الحصول على مقدرة ρ نستفيد من عملية تصحيح النماذج للتخلص من مشكلة الارتباط الذاتي. وذلك بإجراء انحدار النموذج والحصول على d ومنه نستخرج ρ واستخدامها في العملية. من العلاقة نلاحظ أنه إذا كانت ρ = صفر لا يوجد ارتباط ذاتي ويترتب عليها d=2، مما يؤشر إلى انعدام الارتباط الذاتي. إذا كانت ρ =+1؛ أي كان هناك ارتباط ذاتي موجب وتام يترتب على ذلك إن d=0 أي (رفض فرض العدم) وإذا كانت ρ =-1 ارتباط ذاتي سلبي ومنها

$$-1 = 1 - 1/2DW$$

$$DW = \frac{-2}{-1/2} = 4$$

ونستنتج من ذلك أنه إذا كانت d2> ارتباطًا ذاتيًّا سالبًا، وإذا كانت 2>d ارتباطًا ذاتيًّا موجبًا وإذا كانت d =2 لا يكون هناك ارتباط ذاتي.



الشكل رقم (3-1): مناطق القبول والرفض لاختبار Durbin-Watson

بالاعتماد على الشكل رقم (3-1) يمكن أن تُستخرج نتيجة اختبار DW كالتالي:

إذا كانت $DW < d_L$ أو $DW > 4 - d_L$ يرفض H0.

إذا كانت $4 - d_U > DW > d_U$ يقبل H0.

إذا كانت $4 - d_U \leq DW \leq 4 - d_L$ أو $d_L \leq DW \leq d_U$ تكون نتيجة الاختبار غير محددة، ومن ثم يجب إضافة بيانات أكثر.

لا يمكن استعمال هذا الاختبار إلا في ظل الشروط التالية:

يجب أن يكون النموذج متضمنا للمعلم الثابت β_0

النموذج المقدر لا يتضمن متغيرات تابعة ذات فترات إبطاء كمتغيرات مستقلة

لا يختبر دربين واتسون إلا الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى.

معالجة الارتباط الذاتي

الخطوة الأولى: تقدير ρ انطلاقا من إحصائية DW، حيث:

$$DW = \frac{\sum(u_t - u_{t-1})^2}{\sum u^2}$$

الخطوة الثانية: تقدير النموذج التالي بعد إجراء التعديلات على المشاهدات بحساب شبه الفروقات:

$$\boldsymbol{Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1} = \beta_0(1-\hat{\rho}) + \beta_1(X_{1t} - \hat{\rho} X_{t-1,1})}$$

$$+\beta_2(X_{2t} - \hat{\rho} X_{t-1,2}) + \cdots + \beta_k(X_{tk} - \hat{\rho} X_{t-1,k}) + U_t$$

$$Y_t^* = \beta_0^* + \beta_1 X_{t1}^* + \beta_2 X_{t2}^* + \cdots + \beta_k X_{tk}^* + U_t$$

المعالم المقدرة بطريقة المربعات الصغرى هي: $\hat{\beta}_0^* = \hat{\beta}_0(1-\hat{\rho}), \hat{\beta}_1 \ldots \hat{\beta}_k$

مشكلة عدم التوزيع الطبيعي للبواقي: (حجاب، وسلامي، 2018، ص47)

لكي يمكن استخدام كلٍّ من اختبار فيشر وستودنت، سواء عند اختبار المعنوية الكلية أو المعنوية الجزئية لنموذج الانحدار، يلزم توفر شرط اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي، ونود الإشارة إلى أنّ التقيد بهذا الشرط مرتبط بحجم العينة؛ إذ يعدُّ شرطًا ضروريًّا في حالة العينات الصغيرة، أما في حالة العينات الكبيرة فيمكن التخلي عنه، وذلك لأنه وفقًا لنظرية النهاية المركزية نجد أن التوزيعات الاحتمالية تؤول إلى التوزيع الطبيعي في حالة العينات التي يزيد حجمها عن 30 مشاهدة؛ إذ يمكننا دراسة اعتدالية التوزيع الاحتمالي بطريقتين الطريقة البيانية، أو اختبار جاراك بيرا.

الطريقة البيانية:

يمكن دراسة التوزيع الطبيعي للبواقي بيانيا، وذلك من خلال فحص الشكل البياني للعلاقة بين الاحتمال التجميعي والاحتمال التجميعي المتوقع للبواقي المعيارية.

اختبار جارك بيرا

يمكن دراسة توزيع سلسلة البواقي، وذلك باختبار التوزيع الطبيعي الذي يعتمد على إحصائية جاراك بيرا، وهذه الأخيرة ترتبط بمؤشر skewness، Kurtosis كما أنّها تتبع توزيع كاي سكوير عند درجات حرية 2.

3. نبذة عن البطالة والاستثمار في اليمن (حسان، 2021، ص 517)

أولًا: البطالة

تعدُّ البطالة في اليمن من القضايا الاقتصادية والاجتماعية الأكثر تعقيدًا وتأثيرًا على استقرار البلاد ونموها، وصلت معدلات البطالة في السنوات الأخيرة إلى مستويات غير مسبوقة، نتيجة لأسباب متعددة تشمل الأزمات السياسية، والصراعات المسلحة، وتدهور الوضع الاقتصادي. هذه البطالة تؤثر بشكل سلبي ليس فقط على الأفراد، بل أيضًا على الأسر والمجتمعات والوطن بأسره. تعدُّ البطالة في اليمن ظاهرة متفشية؛ إذ تؤثر على فئة الشباب بشكل خاص، الذين يمثلون شريحة كبيرة من المجتمع، ووفقًا لتقارير مختلفة تتجاوز معدلات بطالة الشباب 30%، مما يزيد من الإحباط وفقدان الأمل في المستقبل، ويؤدي إلى تأثيرات اجتماعية سلبية مثل تفشي الجريمة وزيادة الهجرة غير الشرعية. تعدُّ البطالة أحد العوامل الرئيسية التي تعوق التنمية المستدامة، وتخلق دائرة مفرقة من الفقر والحرمان، مما يجعل من الضروري البحث عن حلول فعالة وإستراتيجيات تنموية تعزز من الاستثمارات وتوفر فرص عمل.

ثانيا: نبذة عن الاستثمار في اليمن: (بن زيدان، راتول، 2014، ص 181) (يحيات، دحماني، 2014، ص61) (بو بكر، بن محسن، 2012، ص18) (المسيبلي، وغانم، 2003، ص168)

يُعَدُّ الاستثمار في اليمن مجالًا واعدًا نظرًا لتنوّع موارده الطبيعية وموقعه الإستراتيجي. تتوافر فرص استثمارية متعددة في قطاعات مثل الزراعة، والطاقة المتجددة، والسياحة، كما يعد الاستثمار الأجنبي المباشر في الوقت الراهن من الوسائل المرغوب فيها في تمويل التنمية الاقتصادية والاجتماعية وتوسيعها، فالاستثمار في اليمن هو مجال يتميز بوجود فرص كبيرة لكنه محفوف بالتحديات، فاليمن يُعدُّ ذا موارد طبيعية وبشرية متنوعة، مما تجعله ذا إمكانيات استثمارية كبيرة إذا توفرت الظروف المناسبة؛ إذ تعدُّ إحدى المحركات الرئيسية لنمو الاقتصاد في أي دولة؛ وتلعب دورًا حاسمًا في تعزيز الاقتصاد وتوفير فرص عمل ومن أهمها:

الاستثمارات المحلية

تشمل الاستثمارات المحلية استثمار الأفراد والشركات اليمنية في مختلف القطاعات الاقتصادية، يمكن أن تكون هذه الاستثمارات في الزراعة، والصناعة، والتجارة والخدمات، ويسهم تعزيز الاستثمارات المحلية في تحفيز البنية التحتية وتحسين مستوى المعيشة من خلال خلق فرص عمل جديدة وزيادة الإنتاجية، على سبيل المثال، الاستثمار في الزراعة يمكن أن يسهم في تحقيق الاكتفاء الذاتي من المواد الغذائية ويقلل من الاعتماد على الواردات.

الاستثمار الأجنبي المباشر

يُعدُّ الاستثمار الأجنبي المباشر أحد المصادر الحيوية لرأس المال، تشمل هذه الاستثمارات دخول الشركات الأجنبية إلى السوق من خلال مشاريع مشتركة أو استثمارات مباشرة، يمكن أن يؤدي جذب الاستثمار الأجنبي إلى دخول تكنولوجيا جديدة وزيادة الإنتاجية.

الاستثمار في البنية التحتية

تعدُّ المشاريع الكبرى في البنية التحتية – مثل الطرق، والموانئ، والمطارات- جزءًا أساسيًّا في جذب الاستثمار؛ فتحسين البنية التحتية يسهل حركة البضائع والأفراد، مما يسهم في تعزيز الأعمال التجارية.

الاستثمار في القطاعات الاجتماعية

الاستثمار في القطاعات الحيوية مثل التعليم والصحة يمثل فرصة كبيرة لدعم التنمية المستدامة والحد من البطالة، ويؤدي تحسين التعليم والتدريب إلى رفع كفاءة القوى العاملة، وبالتالي تجهيزها بالمهارات المطلوبة لتلبية احتياجات السوق. ومن جهة أخرى، الاستثمار في الصحة يزيد من الإنتاجية من خلال تحسين صحة الأفراد.

النتائج ومناقشتها

التعريف بالمتغيرات

المتغير المستغل: معدل الاستثمار الأجنبي المباشر

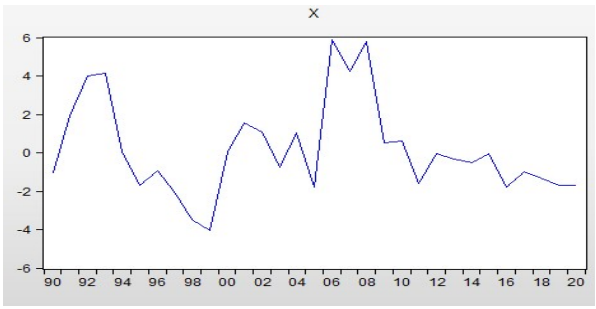
يعرف الاستثمار الأجنبي المباشر بأنّه تدفق رؤوس الأموال أيًا كان شكلها بين دولتين بهدف إقامة شركات جديدة أو الإسهام في رؤوس أموال شركات قائمة لإنتاج سلع أو خدمات، وتحقيق عائد يفوق ما يتوقعه المستثمر في دولته الأم (عواد وآخرون، 2019)، وفي اليمن يمكن الاستثمار في مجال الزراعة أو الصيد أو الاستثمار في قطاع الصحة أو في مجال التعليم أو الاستثمار في مجال النفط والمعادن ونلاحظ من خلال الشكل رقم (1) وجود تذبذبات في متغير معدل الاستثمار الأجنبي المباشر خلال مدّة الدراسة؛ إذ بلغ متوسط الاستثمار (0.20) خلال الفترة (1990-2020 م)، وهي نسبة ضعيفة مقارنة بالدول المتقدمة وهذا ما أكدته الدراسات أنّ وضع الاستثمار متدنٍّ جدًّا، ويرجع السبب إلى الأوضاع التي تعيشها اليمن من عدم توفر الأمن وارتفاع أسعار الصرف، بالإضافة إلى الغلاء المعيشي، أدّى ذلك إلى ضعف الاستثمار في اليمن، ممّا أدّى إلى ارتفاع معدل البطالة وعدم توفر فرص عمل للعاملين.

جدول رقم (1): مؤشر معدل الاستثمار الأجنبي المباشر خلال العام (2006)

السنة	معدل الاستثمار الأجنبي المباشر	السنة	معدل الاستثمار الأجنبي المباشر
1990	-1.035288257	2006	5.880299897
1991	1.926296755	2007	4.236848048
1992	3.997913692	2008	5.776962311
1993	4.154244826	2009	0.514120849
1994	0.056389333	2010	0.610357927
1995	-1.70126695	2011	-1.582339168
1996	-0.925161427	2012	-0.040222183
1997	-2.025357615	2013	-0.33049641
1998	-3.47032438	2014	-0.539237328
1999	-4.026533602	2015	-0.036388253
2000	0.066115307	2016	-1.791312141
2001	1.574557459	2017	-1.005318902
2002	1.068899264	2018	-1.305638407
2003	-0.756584612	2019	-1.694943832
2004	1.035346014	2020	-1.694943832
2005	-1.805310539		

المصدر: بيانات البنك الدولي

من الجدول أعلاه يتضح أن مؤشر معدل الاستثمار الأجنبي المباشر شهد ارتفاعًا خلال العام (2006) ليسجل أعلى قيمة؛ إذ بلغت (5.8)، وهذا يدل على تحسن الأوضاع خلال هذه الفترة، ثم انخفض ليسجل أدنى مستوى له خلال العام (2020م)؛ إذ بلغت قيمته (- 1.69)، وهوما يعكسه أيضًا الشكل رقم (3).



شكل رقم (3): تطور الاستثمار الأجنبي المباشر في الجمهورية اليمنية للفترة (1998-2014م)

المتغير التابع: معدل البطالة

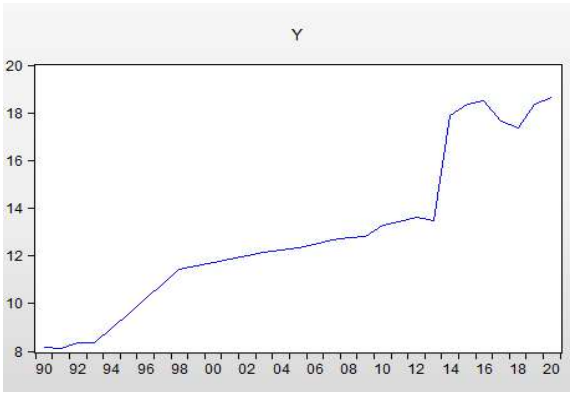
تعدُّ البطالة من أبرز المشكلات الاقتصادية والاجتماعية والإنسانية التي واجهت مختلف الاقتصاديات في العالم، وتعرف البطالة بأنّها بقاء العامل خارج نطاق العمل المنتج رغم قدرته عليه، وهي أيضًا ندرة توفر عمل مناسب لشخص ما راغب فيه نظرًا لزيادة القوة البشرية المؤهلة عن حجم فرص العمل التي يتيحها المجتمع سواء كانت إنتاجية أم خدمية، كما تعرف بأنّها الحالة التي تنطبق على وجود أشخاص قادرين على العمل والمؤهلين له والراغبين فيه والباحثين عنه ولكنهم لا يجدونه بالنوع والمستوى المطلوبين في مجتمع معين في فترة زمنية محددة. (سالمي، خداوي، 2022). ونلاحظ من خلال الشكل رقم (2) أنّ معدل البطالة في تزايد مستمر خلال فترة الدراسة؛ إذ بلغ متوسط معدل البطالة في اليمن خلال الفترة (1990- 2020 م) ما يقارب (12،78)، وهي نسبة كبيرة، ويعود السبب في هذا الارتفاع إلى أنّ اليمن تعاني من عدة عوامل تشكل عوائق تعوق التنمية الاجتماعية والتطور الاجتماعي، ومن هذه العوائق النمو السكاني المتزايد؛ إذ بلغ عدد سكان اليمن (34) مليون، ومن الأسباب التي تزيد من ارتفاع معدل البطالة غياب مؤسسات الرعاية الاجتماعية والضمان الاجتماعي.

جدول رقم (2): تطور مستوى معدل البطالة في الجمهورية اليمنية خلال فترة الدراسة

السنة	معدل الاستثمار الأجنبي المباشر	السنة	معدل الاستثمار الأجنبي المباشر
1990	8.18	2006	12.49
1991	8.13	2007	12.65
1992	8.34	2008	12.76
1993	8.34	2009	12.79
1994	8.98	2010	13.26
1995	9.58	2011	13.42
1996	10.22	2012	13.61
1997	10.83	2013	13.47
1998	11.46	2014	17.9
1999	11.56	2015	18.34
2000	11.72	2016	18.50
2001	11.84	2017	17.65
2002	12.01	2018	17.35
2003	12.13	2019	18.34
2004	12.22	2020	18.64
2005	12.35		

المصدر: بيانات البنك الدولي

من الجدول أعلاه يتضح أنّ معدل البطالة شهد ارتفاعًا خلال الفترة 1990-2020 ليسجل أعلى قيمة في عام (2020م)؛ إذ بلغت (18.64)، وهذا بسبب سوء الأوضاع التي تمر بها البلاد خلال هذه الفترة، وهو ما يعكسه أيضًا الشكل رقم (4).



شكل رقم (4): تطور معدل البطالة في الجمهورية اليمنية خلال فترة 1990-2020م تقدير نموذج الانحدار الخطي البسيط

جدول رقم (3): نتائج تقدير نموذج الانحدار الخطي البسيط بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة

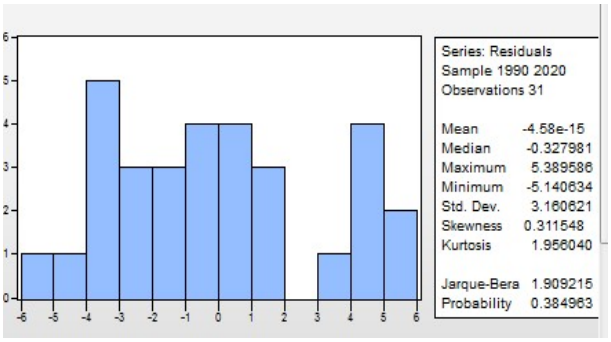
Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 09/25/24 Time: 18:38
Sample: 1990 2020
Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.93782	0.578708	22.35640	0.0000
X	-0.373631	0.237679	-1.571999	0.1268

R-squared	0.078522	Mean dependent var	12.87597
Adjusted R-squared	0.046747	S.D. dependent var	3.292531
S.E. of regression	3.214653	Akaike info criterion	5.235656
Sum squared resid	299.6857	Schwarz criterion	5.328172
Log likelihood	-79.15268	Hannan-Quinn criter.	5.265814
F-statistic	2.471180	Durbin-Watson stat	0.148616
Prob(F-statistic)	0.126799		

المصدر: إعداد الباحثة اعتمادًا على بيانات الدراسة باستعمال برنامج EViews9

من خلال الجدول رقم (3)، تشير نتائج تقييم نموذج الانحدار الخطي البسيط



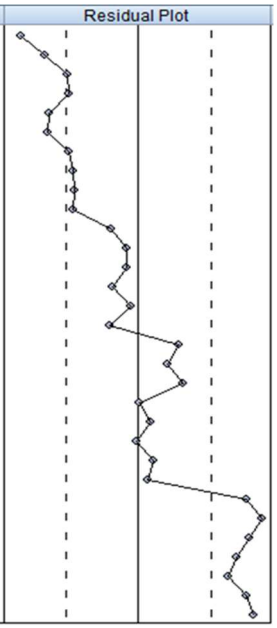
إلى أن:
قيمة معامل التحديد بلغت (7 %) وهي نسبة ضعيفة جدا؛ مما يعني أن المتغير المستقل المتمثل في معدل الاستثمار الأجنبي المباشر يفسر التغيرات في معدل البطالة بنسبة (7%) والباقي الذي يبلغ (93%) يعود لمتغيرات أخرى غير مدرجة في النموذج، وهذا يعني جودة توفيق النموذج ضعيفة.

بلغت القيمة الاحتمالية لـF (2.471180) وباحتمال (0.126799) وهي أكبر من مستوى المعنوية (0.05)، وهذا يعني أن الانحدار غير معنوي، ومن ثم لا توجد علاقة بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر والمتغير التابع المتمثل في معدل البطالة؛ ممّا يدل على عدم معنوية النموذج ككل.

يوجد تأثير عكسي غير معنوي لمعدل الاستثمار الأجنبي المباشر الذي قدر بـ (0.373631-)على معدل البطالة؛ أي كلما زاد معدل الاستثمار الأجنبي المباشر وحدة واحدة سيؤدي إلى انخفاض معدل البطالة، وهذا يتوافق مع النظرية الاقتصادي.

جدول رقم (4): يوضح القيم الحقيقية والقيم المقدرة معدل البطالة مع رسم

obs	Actual	Fitted	Residual
1990	8.18400	13.3246	-5.14063
1991	8.13500	12.2181	-4.08309
1992	8.34000	11.4441	-3.10407
1993	8.34000	11.3857	-3.04566
1994	8.98600	12.9167	-3.93075
1995	9.58900	13.5735	-3.98446
1996	10.2240	13.2835	-3.05949
1997	10.8310	13.6946	-2.86355
1998	11.4600	14.2344	-2.77444
1999	11.5640	14.4423	-2.87826
2000	11.7270	12.9131	-1.18612
2001	11.8450	12.3495	-0.50451
2002	12.0140	12.5384	-0.52444
2003	12.1330	13.2205	-1.08750
2004	12.2230	12.5510	-0.32798
2005	12.3550	13.6123	-1.25734
2006	12.4900	10.7408	1.74924
2007	12.6510	11.3548	1.29620
2008	12.7600	10.7794	1.98063
2009	12.7930	12.7457	0.04727
2010	13.2650	12.7098	0.55523
2011	13.4250	13.5290	-0.10403
2012	13.6190	12.9528	0.66615
2013	13.4700	13.0613	0.40870
2014	17.9000	13.1393	4.76071
2015	18.3410	12.9514	5.38959
2016	18.5040	13.6071	4.89689
2017	17.6500	13.3134	4.33656
2018	17.3500	13.4256	3.92436
2019	18.3400	13.5711	4.76890
2020	18.6470	13.5711	5.07590



البواقي

المصدر: إعداد الباحثة اعتمادًا على بيانات الإحصائية باستخدام برنامج EVIEWS
من خلال الجدول أعلاه نلاحظ وجود قفزات في القيم خلال الفترة 2014-2020م؛ إذ خرجت عن حدود فترة الثقة، وذلك بسبب الأوضاع التي تعيشها اليمن خلال هذه الفترة.

الكشف عن المشاكل القياسية

اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:

في هذا الجزء يمكن استخدام اختبار Jarque -Bera للكشف عن التوزيع الطبيعي للأخطاء ومن خلال اختبار الفرضيات الآتية:

- الأخطاء تتوزع توزيعًا طبيعيًّا Ho: p=0
- الأخطاء لا تتوزع توزيعًا طبيعيًّا H1: p≠0

كانت النتائج كما في الجدول الآتي:

جدول رقم (5): نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء لنموذج المقدر

المصدر: إعداد الباحثة اعتمادًا على بيانات الدراسة باستعمال برنامج EViews9.

من الشكل السابق، يتضح أن الأخطاء للنموذج الانحدار الخطي البسيط تتوزع توزيعًا طبيعيًّا؛ إذ بلغت إحصاءة اختبار Jarque-Bera (1.909215) وبمستوى معنوية (0.384963) أكبر من المستوى المعتمد في المقارنة (0.05) وعليه تقبل فرضية العدم الذي تنص على أن الأخطاء تتوزع توزيعًا طبيعيًّا ورفض الفرض البديل.

الارتباط الذاتي بين الأخطاء:

من أجل الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي للنموذج تم استخدام الارتباط التسلسلي للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي من خلال اختبار الفرضيات الآتية:

- لا يعاني النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي Ho: p=0
- يعاني النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي H1: p≠0

جدول رقم (6): نتائج اختبار Breusch- Pagan LM للارتباط التسلسلي للنموذج المقدر

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	51.10875	Prob. F(2,27)	0.0000
Obs*R-squared	24.52255	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

المصدر: إعداد الباحثة اعتمادًا على بيانات الدراسة باستعمال برنامج EViews9.
يبين الجدول السابق أن القيمة المحسوبة لإحصاءة اختبار كانت (51.10875 =LM)، وهي أكبر من القيمة الجدولية، وهو ما تؤكده القيمة الاحتمالية للاختبار؛ إذ كانت (0.0000) وهي أكبر من مستوى المعنوية المعتمد 5%، ومن ثم يقبل فرض البديل ويرفض فرض العدم؛ أي: يوجد ارتباط ذاتي بين الأخطاء في نموذج المقدر.

طريقة معالجة الارتباط الذاتي بين الأخطاء

توجد طرائق عديدة للتخلص من وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء العشوائية، سيستعمل طريقة إدخال متغير تابع جديد من الصيغة الآتية:

y1=y-D(P)

حيث P حد الخطأ لنموذج الانحدار الخطي البسيط، ثم نعيد تقدير نموذج الانحدار الخطي البسيط مرة أخرى مع أخذ الفروق الثانية لجميع المتغيرات، وكانت النتائج كما في الجدول الآتي:

نوجد أولًا الفروق الثانية لمتغيرات الدراسة:

جدول رقم (7): نتائج تقدير جذر الوحدة

المتغير	المستوى			الفروق الثانية		
	None	Trend and intercept	intercept	None	Trend and intercept	intercept
معدل البطالة الجديد	0.9929	0.1220	0.9553	0.0005	0.0169	0.0101
معدل الاستثمار الأجنبي المباشر	0.0041	0.1429	0.0513	0.0000	0.0000	0.0000

المصدر: إعداد الباحثة اعتمادا على بيانات الدراسة باستعمال برنامج EViews9.

نلاحظ من خلال الجدول أعلاه أن المتغيرات قيد الدراسة المتمثلة في معدل البطالة الجديد ومعدل الاستثمار الأجنبي المباشر لا تستقر عند المستوى، ولكنها تستقر عند الفرق الثاني، وبالتالي يمكن تقدير النموذج، وكانت النتائج كما في الجدول التالي:

جدول رقم (8): نموذج الانحدار البسيط بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة

Dependent Variable: D(D(Y1))
Method: Least Squares
Date: 09/27/24 Time: 09:36
Sample (adjusted): 1993 2020
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(D(X))	-0.606162	0.082118	-7.381561	0.0000
C	-0.024811	0.320175	-0.077493	0.9388

R-squared	0.676968	Mean dependent var	0.020037
Adjusted R-squared	0.664544	S.D. dependent var	2.924623
S.E. of regression	1.693900	Akaike info criterion	3.960693
Sum squared resid	74.60169	Schwarz criterion	4.055850
Log likelihood	-53.44970	Hannan-Quinn criter.	3.989784
F-statistic	54.48745	Durbin-Watson stat	2.680537
Prob(F-statistic)	0.000000		

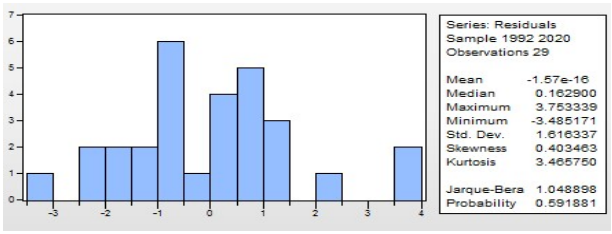
المصدر: إعداد الباحثة اعتمادًا على بيانات الدراسة باستعمال برنامج EViews9.

الكشف عن المشاكل القياسية

اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء

كانت النتائج كما في الجدول الآتي:

جدول رقم (9): نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء نموذج المقدر



المصدر: إعداد الباحثة اعتمادا على بيانات الدراسة وباستعمال برنامج EVIEWS

يتضح من الجدول أعلاه رقم (6) أنّ النموذج لا يعاني من مشكلة عدم التوزيع الطبيعي للأخطاء؛ إذ بلغت إحصاءة اختبار Jarque-Bera (1.04)وبمستوى معنوية 0.591881 أكبر من المستوى المعتمد في المقارنة 0.05 وعليه نقبل فرضية العدم التي تنص: أن الأخطاء تتوزع توزيعًا طبيعيًّا.

الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي للنموذج المقدر

من أجل الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي للنموذج المقدر يمكن استخدام الطريقة الثانية وهي اختبار داربن واتسون DW؛ إذ بلغت قيمته لنموذج المقدر 2.68 وهي أكبر من المستوى المعتمد في المقارنة 1.3، مما يدل أن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي وهو ما يؤكده اختبار الارتباط التسلسلي للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي من خلال اختبار الفرضيات الآتية:

لا يعاني النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي Ho: p=0

يعاني النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي H1: p=0

وكانت النتائج كما في الجدول التالي:

جدول رقم (10): نتائج اختبار Breusch- Pagan LM للارتباط التسلسلي للنموذج المقدر

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.945816	Prob. F(2,24)	0.1648
Obs*R-squared	3.906753	Prob. Chi-Square(2)	0.1418

المصدر: إعداد الباحثة اعتمادًا على بيانات الدراسة باستعمال برنامج EViews9.

يبين الجدول السابق أنّ القيمة المحسوبة لإحصاءة اختبار كانت (LM=1.945816)، وهي أقل من القيمة الجدولية، وهو ما يؤكده القيمة الاحتمالية للاختبار؛ إذ كانت (0.1648) وهي أكبر من مستوى المعنوية المعتمد 5%، ومن ثم يقبل فرض العدم ويرفض الفرض البديل؛ أي: لا يوجد ارتباط ذاتي بين الأخطاء في نموذج الانحدار الخطي البسيط.

اختبار ثبات التباين في الأخطاء

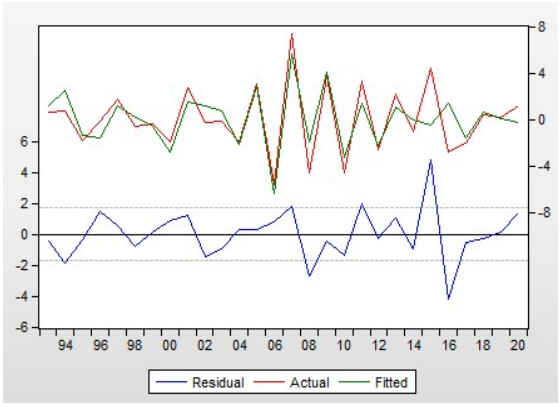
نلاحظ من الشكل السابق أن خطي الأخطاء الفعلية (Actual) والمتوقعة (Fitted) منطبقان تقريبًا؛ أي: إنه لا توجد مشكلة اختلاف التباين، وهو ما يؤكده اختبار white الموضح في الجدول التالي:

جدول رقم (11): نتائج اختبار white لنموذج المقدر

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.181557	Prob. F(2,25)	0.8351
Obs*R-squared	0.400865	Prob. Chi-Square(2)	0.8184
Scaled explained SS	0.662861	Prob. Chi-Square(2)	0.7179

المصدر: إعداد الباحثة اعتمادًا على بيانات الدراسة باستعمال برنامج EViews9.



شكل (5): اختبار ثبات التباين للأخطاء

المصدر: إعداد الباحثة اعتمادًا على بيانات الدراسة باستعمال برنامج EViews9.

يوضح الجدول أعلاه أن القيمة المحسوبة لإحصاءة اختبار كانت (F=0.181557)، وهي أقل من القيمة الجدولية، وهو ما تؤكده القيمة الاحتمالية للاختبار إذ كانت (0.8351) وهي أكبر من مستوى المعنوية المعتمد5%، ومن ثم يقبل فرض العدم ويرفض الفرض البديل؛ أي: لا توجد مشكلة اختلاف التباين بين الأخطاء عند مستوى معنوية 5%. وخلاصة الاختبارات التشخيصية السابقة يمكن القول إن النموذج عمومًا ذو دلالة إحصائية؛ مما يثبت صحة النموذج، وسلامة اتخاذ النموذج لتفسير الظاهرة المدروسة.

5.3 تحليل العلاقة الارتباطية بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة

وجود علاقة ارتباط عكسية متوسطة، بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة في الجمهورية اليمنية خلال الفترة (1990-2020)، هذا ما أوضحه أن معامل ارتباط بيرسون الذي يساوي (0.82) وهي ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 0.05

6.3 أثر معدل الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة:
يتضح من الجدول رقم (6) أن نسبة التغيرات التي تحدث في معدل البطالة والتي يرجع تفسيرها إلى معدل الاستثمار الأجنبي المباشر في ظل ثبات بقية العوامل هي 0.68، هذا ما أوضحه معامل التحديد، وهي ذات دلالة إحصائية؛ إذ بلغت قيمة F المحسوبة (54.49) وبمستوى معنوية (0.0000) وهي أقل من المستوى المعتمد في المقارنة 0.05 أما ما نسبته (0.32) من التغيرات في نسبة البطالة يعود تفسيرها إلى متغيرات أخرى غير مدرجة في النموذج.

7.3 تحليل نموذج خط الانحدار بين الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة:
من خلال نتائج الجدول رقم (6) يمكن صياغة معادلة الانحدار الخطي البسيط كالآتي:

$$D(D(Y1)) = -0.606162*D(D(X)) - 0.024811$$

تشير معادلة الانحدار إلى وجود علاقة معنوية عكسية بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة؛ إذ بلغ معامل الانحدار (0.606162) أي إنّ الزيادة في معدل الاستثمار الأجنبي المباشر وحدة واحدة سيؤدي إلى نقصان معدل البطالة بمقدار (0.606162) وعند مستوى معنوية أقل من 5%، وعليه نرفض فرض العدم التي تنص على أنه لا يوجد تأثير معنوي ذي دلالة إحصائية بين معدل البطالة ومعدل الاستثمار الأجنبي المباشر، ونقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود تأثير معنوي ذي دلالة إحصائية بين معدل البطالة ومعدل الاستثمار الأجنبي المباشر عند مستوى معنوية 5%.

النتائج والتوصيات

أولًا: النتائج

أظهرت نتائج التحليل الوصفي، أنّ معدل البطالة في اليمن تأخذ اتجاهًا تصاعديًا خلال فترة الدراسة، وأنّ لمعدل الاستثمار الأجنبي المباشر دورًا في خفض هذا التزايد في معدل البطالة.
وجود علاقة ارتباط متوسطة، بين معدل الاستثمار الأجنبي المباشر في الجمهورية اليمنية خلال الفترة (1990-2020)، إذ بلغت (0.82) وهي ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 0.05

يؤثر معدل الاستثمار الأجنبي المباشر بنسبة (0.68) أما نسبة (0.32) تعود إلى عوامل أخرى غير مدرجة في النموذج.

أظهرت نتائج التقدير باستعمال نموذج الانحدار الخطي البسيط وجود فروق عكسية في معدل الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة وهي ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية أقل من 5%.

خلو نموذج المقدر من المشاكل القياسية المتمثلة في مشكلة الارتباط الذاتي ومشكلة عدم ثبات التباين والتوزيع الطبيعي.

ثانيًا: التوصيات

ضرورة العمل على زيادة الاستثمارات عن طريق خلق مناخ آمن ومستقر لجذب المستثمرين للحصول على رؤوس الأموال اللازمة لإقامة مشاريع إنتاجية قادرة على خلق فرص حقيقية.

على الباحثين وطلبة الدراسات العليا الاهتمام وإجراء مزيد من الدراسات في هذا المجال تكون فيها عينة الدراسة أوسع وأشمل من دراستنا الحالية؛ إذ تشمل فترات زمنية أطول وعددًا أكثر من الدول، مما يزيد من عدد المشاهدات ومن ثم تحسين جودة النتائج الإحصائية.

يجب على الجهات المسؤولة توفير البيانات الدقيقة ومد الباحثين ببيانات سليمة لأغراض البحث العلمي بها؛ إذ إن بعض البيانات الحالية لا تخدم البحث ولا الباحثين ويشوبها التناقض الواضح ولا تتفق مع العقل والمنطق.

يجب على المسؤولين في اليمن الاهتمام بالاستثمار من أجل النهوض بالنمو الاقتصادي وخفض معدل البطالة.

تعميم هذه الدراسة على دراسات مماثلة تشمل الدول العربية باستعمال نماذج الخطية.

المراجع

بتال، أ. ح.، وأحمد، خ. ب. ع. (2008). استخدام المحاكاة في تدريس الانحدار الخطي البسيط. *مجلة جامعة الأنبار للعلوم الصرفة، 2*(3)، 156–164.

بن زيدان، ف. الز.، وراتول، م. (2014). دور الاستثمار في البنية التحتية في تحقيق النمو المستدام. *مجلة الحقوق والعلوم الإنسانية – دراسات اقتصادية، 30*(1)، 181.190–

بو بكر، خ.، وبن محسن، ز .(2012) *تقدير دالة الاستثمار الكلية في الجزائر للفترة 1989–2005* (رسالة ليسانس غير منشورة). جامعة قاصدي مرباح ورقلة، الجزائر.

تركية، ب. د. (2014). البطالة في الوطن العربي: تحديد المشكلة والآثار وآليات الإنتاج والحل. *مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية – سلسلة الآداب والعلوم الإنسانية، 36*(4)، 11.26–

جوجارات، د .(2015) *الاقتصاد القياسي* (ج 2، ترجمة ه. ع. عودة وع. ع. ح. الديش). دار المريخ للنشر. (العمل الأصلي نشر 2004).

حسان، ي. ع. ا. (2021). أثر البطالة على النمو الاقتصادي في الجمهورية اليمنية (دراسة قياسية خلال الفترة 1991–2019). *مجلة العلوم التربوية والدراسات الإنسانية، 8*(19)، 514.536–

سلامي، أ.، وحجاب، ع. (2018). كيفية تقييم واختبار نماذج الانحدار في القياس الاقتصادي (دراسة تطبيقية: حالة نموذج الانحدار لدالة الادخار في الجزائر). *مجلة البديل الاقتصادي، 5*(1)، 34.53–

سالمي، ن.، وخداوي، خ .(2023) *أثر الاستثمار الأجنبي المباشر على البطالة في الجزائر خلال الفترة 1990–2020* (رسالة ماجستير غير منشورة). جامعة قاصدي مرباح ورقلة، الجزائر.

الصمدي، ف. م. ع. (2021). دراسة تحليلية لمعرفة أهم العوامل الاقتصادية والاجتماعية والثقافية والصحية المؤثرة على معدل المواليد الكلي للمرأة في الجمهورية اليمنية. *مجلة جامعة البيضاء، 3*(2)، 798–828.

الصمدي، ف. م. ع. (2021). المفاضلة بين نموذج الانحدار الخطي البسيط ونموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة في تحليل أثر الأمية على الفقر في الجمهورية اليمنية. *مجلة جامعة سبها للعلوم البحتة والتطبيقية، 20*(4)، 163.169–

عبدالله، ي. ق .(2017) *الاقتصاد القياسي: محاضرات وتمارين محلولة* . جامعة أمحمد بوقرة بومرداس، الجزائر.

عطية، ع. م. ع .(2004) *الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق* .الدار الجامعية.

عقون، س .(2009) *قياس أثر المتغيرات الاقتصادية على معدل البطالة: دراسة قياسية تحليلية – حالة الجزائر* (رسالة دكتوراه غير منشورة). جامعة فرحات عباس سطيف، الجزائر.

عواد، خ. ر.، وعبد، م. خ.، وأسعد، ب. م. (2019). تدفقات الاستثمار الأجنبي وأثره على البطالة في العراق للمدة (2004–2017): دراسة تحليلية قياسية باستخدام التكامل المشترك المتزامن. *مجلة العلوم الإدارية العراقية، 3*(1)، 24.41–

غانم، ع.، والمسيبلي، ل. ح. ص. (2003). دور الاستثمارات الأجنبية المباشرة في التنمية الاقتصادية في الجمهورية اليمنية. *مجلة جامعة دمشق، 19*(2)، 176.208–

نتر، ج.، ووازرمان، و.، وكتنر، م .(2000) *نماذج إحصائية خطية: الانحدار، تحليل التباين، وتصاميم تجريبية* (ترجمة أ. إسماعيل وآخرين، ج 1). دار النشر العلمي والمطابع.

هتاف، س .(2005) *دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر* (رسالة ماجستير منشورة). جامعة قاصدي مرباح ورقلة، الجزائر.

يحيات، م.، ودحماني، ف. (2014). محور العلاقة بين الاستثمار المحلي والاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر: دراسة قياسية خلال الفترة .(2012–1998) *مجلة الاقتصاد والإحصاء التطبيقي، 21*، 75.58–

إبراهيم، م. ع. م. (2023). أثر الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة في مصر 1991–2020. *مجلة البحوث المالية والتجارية، 24*(2)، 162.118–

Elizabeta, D. (2015). Foreign direct investment and unemployment: Evidence from the Republic of Macedonia. *International Journal of Economics, Commerce and Management, 3*(12).

Gujarati, D. N. (2004). *Basic econometrics* (4th ed.). McGraw-Hill.

Johnny, N., Timipere, E. T., Krokem, O., & Markjackson, D. (2018). Impact of foreign direct investment on unemployment rate in Nigeria (1980–2015). *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences, 8*(3), 57–69.

Maria, M., Mukhtar, T., & Sohail, S. (2020). Impact of foreign direct investment and foreign remittances on unemployment in Pakistan: A time series analysis. *IIIE Journal of Economics and Finance*.

Mucuk, M., & Demirsel, M. T. (2013). The effect of foreign direct investments on unemployment: Evidence from panel data for seven developing countries. *Journal of Business, Economics and Finance, 2*(3), 53–66.

Using the Simple Linear Regression Method to Study the Relationship between the Rate of Foreign Direct Investment and the Unemployment Rate in the Republic of Yemen During the Period 1990-2020

Fatima Mohammed Ali AL-Samadi*
Collage of Administration and Economics, Abyan University, Aden, Yemen
Fatimamohammed3421@gmail.com

Received	Accepted	Published
20/03/2024	28/09/2024	21/12/2025

Cite: AL-Samadi, Fatima. (2025). Using the Simple Linear Regression Method to Study the Relationship between the Rate of Foreign Direct Investment and the Unemployment Rate in the Republic of Yemen During the Period 1990-2020**.** *University of Lahej Journal of Applied Sciences and Humanities*، *volume*(issue), 226-239.

Abstract

This study aimed to investigate the development of the rate of foreign direct investment and the unemployment rate in the Republic of Yemen during the period (1990-2020). Through descriptive analysis and using the simple linear regression model, in addition to revealing the problems of the simple linear regression model represented by the problem of autocorrelation, the problem of (heteroscedasticity) variance stability, and the problem of non-normal distribution of errors, and methods of addressing them. The results of the study showed the existence of a medium correlation between the rate of foreign direct investment and the unemployment rate in the Republic of Yemen during the period (1990-2020), with the (explanatory power) interpretability of the model reached (82%) and was high and also statistically significant at a significance level of 0.05. The rate of foreign direct investment also has an impact of (68%), while the remaining (32%) is due to other factors not included in the model. There are also inverse and significant differences in the rate of foreign direct investment on the unemployment rate. Furthermore, the estimated simple linear regression model was free from standard problems represented by the problem of autocorrelation and the problem of non-constancy of variance, and normal distribution. A real model free from standard problems with statistical significance was obtained.

Keywords: Foreign direct investment, simple line regression, standard problems and methods of solving them, unemployment, unit root test for stability

© 2025, AL-Samadi, licensee University of Lahej Journal of Applied Sciences and Humanities. This article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0), which permits non-commercial use of the material, appropriate credit, and indication if changes in the material were made. You can copy and redistribute the material in any medium or format as well as remix, transform, and build upon the material, provided the original work is properly cited.