

قياس أثر الزكاة في معالجة البطالة في الجزائر خلال الفترة 2003-2020 Measuring the impact of Zakat in addressing unemployment in Algeria during the period 2003-2020

عصام لوشان،* جامعة محمد خيضر بسكرة، الجزائر، الإيميل: massieco05@gmail.com
موسى رحمانى، جامعة محمد خيضر بسكرة، الجزائر، الإيميل: m.rahmani@univ-biskra.dz

Received: 28/ 09/ 2024

Accepted: 22/10/2024

Published: 01/12/2024

ملخص: تهدف هذه الورقة العلمية إلى قياس أثر الزكاة في معالجة البطالة في الجزائر خلال الفترة 2003-2020 حيث تم اللجوء إلى الأساليب القياسية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع، واختبار السببية، كما تم اعتماد مستوى المعنوية 5% لإثبات فرضيات الدراسة وتفسير نتائجها، بالإضافة إلى استخدام اختبار ستودنت لاختبار معنوية معاملات النموذج، واختبار فيشر لاختبار معنوية النموذج ككل، واختبار دارين واتسون للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي بين قيم المتغير العشوائي، واعتمدنا على معامل التحديد الذي يعبر عن مدى تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع. وتم التوصل إلى أن حصيلة الزكاة تؤثر على معدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 2003-2020، أي أن هناك أثر موجب لكنه غير معنوي.

كلمات مفتاحية: الزكاة؛ البطالة؛ نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL؛

Abstract: This paper aims to study and measure the impact of Zakat on addressing unemployment in Algeria during the period from 2003 to 2020. Statistical and econometric methods were employed, utilizing the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model, as well as causality tests. We relied on quantitative tools such as the necessary statistical and econometric methods, and a significance level of 5% was used to test the hypotheses and interpret the results. Additionally, the Student's t-test was employed to assess the significance of the model parameters, the Fisher test was used to evaluate the significance of the overall model, and the Durbin-Watson test was applied to detect issues of autocorrelation among the random variable values. We also considered the coefficient of determination to express the extent of influence of the independent variable on the dependent variable. The study concluded that the proceeds of Zakat affect the unemployment rate in Algeria during the period from 2003 to 2020, indicating a positive but insignificant effect.

Keywords: Zakat; unemployment; Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model.

JEL codes: J6; P5.

Citation : Louchane, I., & Rahmani, M. (2024). Measuring the impact of Zakat in addressing unemployment in Algeria during the period 2003-2020, *Journal of economics studies and researches in renewable energies*, 11(2). 219-234

مقدمة:

تعتبر الزكاة من أهم الركائز الاقتصادية والاجتماعية في المجتمعات الإسلامية، حيث تمثل وسيلة فعالة لتحقيق العدالة الاجتماعية، وتقليل الفجوات الاقتصادية بين الأفراد. في الجزائر، حيث تعاني البلاد من معدلات بطالة مرتفعة، أولاً، تلعب

الزكاة دورا كبيرا في تخفيف الفقر، مما يساهم في تقليل معدلات البطالة. تشير الدراسات إلى أن الزكاة توفر الدعم المالي للأسر الفقيرة، مما يمكنها من تلبية احتياجاتها الأساسية، عندما تتلقى الأسر الفقيرة الزكاة، فإنها تكون أكثر قدرة على تحسين ظروفها الاقتصادية، ما يزيد فرص انخراط أفرادها في سوق العمل. حسب دراسة سابقة (Aziz & Ahmad, 2018) فإن توزيع الزكاة بشكل فعال يمكن أن يؤدي إلى تحسين مستوى المعيشة وبالتالي تقليل البطالة.

تعتبر الزكاة أيضا محفزا لريادة الأعمال. تشير الأبحاث إلى أن الأموال التي تجمع من الزكاة يمكن أن تستخدم لتمويل المشاريع الصغيرة والمتوسطة. دراسة سابقة (Mohammed & Ismail, 2019) أظهرت أن نسبة كبيرة من المستفيدين من الزكاة استخدموا الأموال التي حصلوا عليها لبدء أعمالهم الخاصة، مما ساهم في خلق فرص عمل جديدة، هذا يشير إلى أن الزكاة لا تقتصر فقط على تقديم الدعم المالي، بل تعزز أيضا من روح المبادرة لدى الأفراد.

بالإضافة إلى ذلك، تسهم الزكاة في تعزيز الاستقرار الاجتماعي، مما يخلق بيئة أكثر ملاءمة لخلق فرص العمل، وفقا لدراسة سابقة (Khan & Ali 2020)، فإن الزكاة تعزز من التماسك الاجتماعي، مما يقلل من التوترات الاقتصادية والاجتماعية في المجتمع، فعندما يشعر الأفراد بأنهم مدعومون من قبل المجتمع، فإن ذلك يزيد من استقرارهم النفسي والاقتصادي، مما ينعكس إيجابا على سوق العمل.

تواجه الزكاة تحديات في توزيعها بشكل فعال. تشير دراسة مثل (El-Gamal, 2018; Rahman, 2016) إلى أن نقص الوعي بين المستفيدين وغياب الآليات المناسبة لتحديد المستحقين يمكن أن يعيق تأثير الزكاة على البطالة. لذلك من الضروري تحسين آليات توزيع الزكاة وتعزيز التعاون بين مؤسسات الزكاة والجهات الحكومية.

تظهر الحاجة إلى دراسة دور الزكاة كأداة محتملة في معالجة هذه الظاهرة. تهدف هذه الورقة العلمية إلى تحديد أثر الزكاة على معدل البطالة في الجزائر خلال الفترة من 2003 إلى 2020، من خلال استخدام أساليب إحصائية متقدمة، من أجل تحقيق هذا الهدف، سيتم الاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)، والذي يُعتبر من النماذج الفعالة في تحليل العلاقات الديناميكية بين المتغيرات. كما سيشمل البحث اختبار السببية لتحديد ما إذا كانت الزكاة تؤثر على معدل البطالة، أو العكس، مما يساهم في فهم أعمق للتفاعلات الاقتصادية في السياق الجزائري. من خلال هذا التحليل، تسعى الورقة إلى تقديم رؤى جديدة حول كيفية استغلال الزكاة كأداة للإصلاح الاقتصادي وتخفيف البطالة، مما قد يساهم في تعزيز السياسات العامة ورفع مستوى المعيشة في المجتمع. من أجل الإحاطة أكثر بالموضوع، نحاول صياغة إشكالية الدراسة على النحو الآتي: ما مدى تأثير الزكاة في معالجة ظاهرة البطالة في الجزائر خلال الفترة 2003-2020؟ وعلى ضوء الإشكالية الرئيسية تم وضع السؤال الفرعي الآتي: ما هي طبيعة العلاقة بين الزكاة ومعدل البطالة؟ وللإجابة على هذه الإشكالية نطرح الفرضية الرئيسية التالية: تؤثر حصيلة الزكاة على معدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 2003-2020.

أهمية البحث تعكس القيمة الحقيقية المرجوة منه فهي توضح حجم الإشكالية المبحوثة وجديتها، وتكمن أهمية هذا البحث من الناحية العلمية بأنها تهدف إلى إيجاد التوضيحات اللازمة للزكاة وأثاره على البطالة في الجزائر، وسوف يؤدي التعرف على هذا النوع من الآثار إلى تنمية الوعي وتحقيق الثقافة اللازمة لتنمية الزكاة في البلاد.

نظرا لأهمية الموضوع، فإن أهداف البحث تتمحور حول:

- توضيح مفهوم سعر الصرف ميزان المدفوعات والعلاقة بينهما؛
- توضيح أثر الزكاة على البطالة في الجزائر خلال الفترة المدروسة.
- تقدير نموذج قياسي يمكن من خلاله قياس أثر الزكاة على معدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 2003-2020.

II- منهجية الدراسة:

سيتم التطرق إلى الإطار النظري للنموذج المستخدم في الدراسة

- نماذج الانحدار الخطي في الاقتصاد القياسي

يمكن التمييز بين نوعين من نماذج الانحدار: نماذج الانحدار البسيط، نماذج الانحدار المتعدد.

1- **نماذج الانحدار البسيط:** وسمي انحدار الخطي او المعادلة الخطية لان المتغيرات تتغير باتجاه النسبة لكل واحد، وان هذه العلاقة بين المتغيرات رسمت على ورق بياني وشكله خط مستقيم (Al-Ani, 2005, p. 70)، ويكتب النموذج من الشكل (Al-Ani, 2006, p. 210):

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i, \quad i=1,2,3,\dots,n$$

2- **نماذج الانحدار الخطي المتعدد:** حيث يقوم هذا النموذج على افتراض وجود علاقة خطية بين المتغير التابع y_T وعدد

من المتغيرات المستقلة: $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$ ؛ ويعبر عن هذه العلاقة بالشكل التالي كما يلي (Dahmani, 2013, P.87):

$$y_t = a_0 + a_1 x_{1t} + a_2 x_{2t} + \dots + a_k x_{kt} + \varepsilon_t \quad \text{: (Dahmani, 2013, 98-90)}$$

- القيمة المتوقعة لمتجه حد الخطأ تساوي صفر، أي $E(\varepsilon_i) = 0$

- المتغيرات المفسرة مستقلة إحصائياً، أي وجود استقلال خطي بين أعمدة وعدد المشاهدات يجب أن يزيد على عدد

المعلومات المطلوب تقديرها، أي: $\text{Rank}(X) = K+1 < n$

حيث أن $\text{Rank}(X)$ رتبة المصفوفات البيانات، (X) عدد المتغيرات المستقلة K ويضاف إليها القيمة واحد والذي يمثل

الحد الثابت، ومجموعهما يجب أن يكون أصغر من عدد المشاهدات (n) ؛

- تباين العناصر العشوائية ثابت ويساوي σ^2 ، وهو ثابت من مشاهدات لأخرى،

- لا يوجد ارتباط بين قيم حد الخطأ وقيم المتغيرات المستقلة، أي ان أعمدة المصفوفة X مستقلة خطياً عن متجه الأخطاء العشوائية ε ؛

- الحد العشوائي ε_i يتوزع توزيعاً طبيعياً؛

بعدها نقوم باختبار معنوية النموذج حيث نبدأ باختبار المعنوية الفردية ثم المعنوية الكلية:

- **اختبار ستودنت T:** يستخدم الاختبار للتحقق من معنوية الانحدار الجزئي (Al-Ani, 2006, p. 213)؛

- **اختبار فيشر:** حيث يستخدم هذا الاختبار للتحقق من معنوية العلاقة بين مجموعة المتغيرات المستقلة والمتغير التابع

y ، وكلما ارتفعت قيمة F الجدولية عند درجات حرية $(n-k-1.k)$ ، يكون قبولها بمعنوية أعلى، حيث ترمز n و k

لعدد المشاهدات وعدد المتغيرات المستقلة على التوالي (Baldawi, & Al-Humaidi 2008, p.233)، وهو يعتمد على نوعين من الفروض (Bekhit & Fathallah, 2006, pp.96-98):

$$F(K, n-k-1) = \frac{R^2/k}{(1-R^2)/(n-k-1)}$$

يأخذ الصيغة الآتية:

- استقرار السلاسل الزمنية

سيتم التطرق إلى مفهوم السلسلة الزمنية وأنواعها وخصائصها، وفي الأخير دراسة السلاسل الزمنية واستقرارها.

- مفهوم السلسلة الزمنية وأنواعها:

وفي ما يأتي سيتم تناول مفهوم وأنواع السلاسل الزمنية باختصار:

1- مفهوم السلسلة الزمنية: هي متتالية من المشاهدات مرتبة وفق حدوثها في الزمن (Abu Saleh & Awad, 2004, P.410)

2- مكونات السلسلة الزمنية: تتعرض أي سلسلة زمنية لنوعين من التغيرات وهذه التغيرات يطلق عليها عناصر السلسلة الزمنية: (Djlit, 2017)

3- الخصائص الإحصائية لإستقرارية السلاسل الزمنية:

من بين خصائص الخصائص الإحصائية لإستقرارية السلاسل الزمنية ما يلي:

- السلسلة الزمنية المستقرة هي التي تتغير مستوياتها عبر الزمن دون أن يتغير المتوسط فيها، وذلك خلال فترة زمنية طويلة نسبيا، أي لا يوجد فيها اتجاه لا نحو الزيادة ولا نحو النقصان؛

- قد يصعب أحيانا تحديد طبيعة السلسلة الزمنية سواء بالملاحظة البسيطة أو حتى بالرسم البياني، حيث يعتبران هذين الأخيرين من بين الأدوات التي يتم استعمالها للتمييز بينهم لكن بنوع من الصعوبة، وهنا نلجأ إلى طرق أو مقاييس إحصائية لاختبار وجود أو عدم وجود الاتجاه العام في السلسلة. (Cheikhi, 2011, pp.200-201)

- اختبار استقرار السلاسل الزمنية:

على الرغم من وجود العديد من اختبارات السكون، إلا أنه سيتم التطرق إلى الاختبارات ذات الشهرة تاريخيا، وهي كالآتي: (Gujarati, 2015, pp. 1038-1046)

1- الرسم أو التحليل البياني: حيث أنه قبل البدء في الاختبارات المختلفة فإنه ينصح برسم السلسلة الزمنية محل الدراسة، لأنه يعطي فكرة مبدئية عن الطبيعة المحتملة للسلسلة الزمنية، وهو حل مبدئي يعتبر كنقطة البداية لاختبار أكثر دقة للسكون؛

2- تحليل أو دالة الارتباط الذاتي (ACF): وهو أحد الاختبارات البسيطة للسكون وهو يعتمد على ما يسمى بدالة الارتباط الذاتي؛

3- اختبار جذر الوحدة للاستقرار: اختبار جذر الوحدة هو اختبار للسكون أو عدم السكون، والذي أصبح يستخدم بكثرة في السنوات العديدة الماضية. والسؤال المبدئي الذي يتبادر إلى الذهن عند دراسة السلاسل الزمنية، هو الكيفية التي تساعدنا

في تحديد ما إذا كانت سلسلة مستقرة عند المستوى أو بعد اخذ الفرق الأول، وسيتم التطرق إلى مجموعة من الاختبارات في دراستنا أهمها اختبار ديكي فولر واختبار فيليبس-بيرون وذلك كالآتي: (Al-Naimei & Ta'ama, 2008)

-اختبار ديكي فولر المطور-الموسع- (ADF): وتم تطوير الاختبار السابق بسبب أنه يعاب عليه عدم الأخذ بعين الاعتبار إمكانية الارتباط الذاتي في الحد العشوائي أي وجود هذه المشكلة.

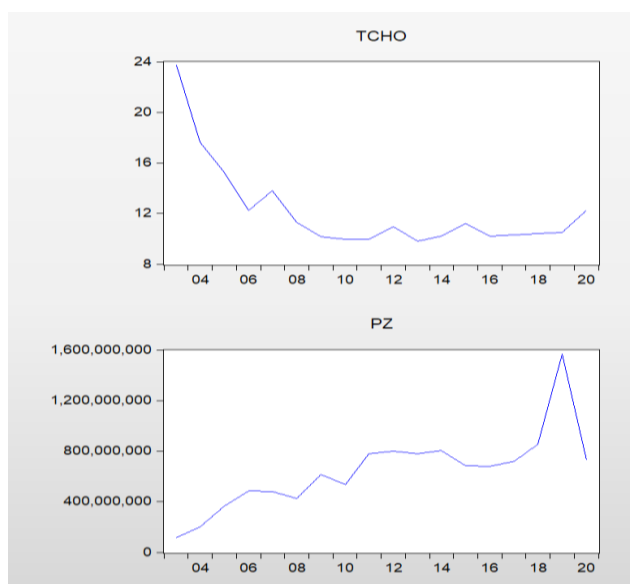
- اختبار فليب بيرون (PP) 1988: يقوم هذا الاختبار على تصحيح الارتباط الذاتي في بواقي معادلة اختبار جذر الوحدة باستخدام طريقة لا معلمية لتباين النموذج، لكي يأخذ في الاعتبار وجود الارتباط الذاتي ويعكس الطبيعة الديناميكية في السلسلة.

ثانيا: اختبار استقرارية المتغيرات وتحديد عدد فترات التباطؤ الزمني

إن الخطوة الأولى في التحليل تتمثل في فحص السلاسل الزمنية المستخدمة في الدراسة لمعرفة ما اذا كانت ساكنة أم لا عن طريق فحص جذر الوحدة (Unit Root Test) بواسطة اختبار (Augment Dicky Fuller) أو اختبار (PP:Phillips PERRON).

1- رسم السلاسل الزمنية:

حيث تمثل الأشكال الآتية السلاسل الزمنية لكل متغيرات نموذج الدراسة:

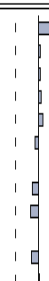


الشكل رقم 01: السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة خلال الفترة 2003-2020

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EViews10)

من خلال الأشكال البيانية السابقة يتبن أن السلاسل الزمنية لمعدل البطالة (TCHO)، حصيلة الزكاة (PZ)، غير مستقرة جميعها وتحتوي على مركبة الاتجاه العام لها، لذا سيتم إجراء اختبار جذر الوحدة.

2 - تحديد درجة تأخير للسلاسل الزمنية:

Date: 07/03/23 Time: 19:27 Sample: 2003 2020 Included observations: 18						Date: 07/03/23 Time: 19:27 Sample: 2003 2020 Included observations: 18					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.532	0.532	6.0021	0.014			1 0.494	0.494	5.1653	0.023
		2 0.324	0.056	8.3575	0.015			2 0.274	0.040	6.8572	0.032
		3 0.151	-0.058	8.9055	0.031			3 0.170	0.027	7.5516	0.056
		4 0.133	0.084	9.3594	0.053			4 0.136	0.046	8.0289	0.091
		5 -0.033	-0.177	9.3896	0.094			5 0.160	0.089	8.7385	0.120
		6 -0.128	-0.100	9.8844	0.130			6 0.072	-0.070	8.8928	0.180
		7 -0.139	0.011	10.515	0.161			7 0.043	0.006	8.9529	0.256
		8 -0.131	-0.045	11.132	0.194			8 -0.063	-0.121	9.0946	0.334
		9 -0.128	-0.019	11.788	0.226			9 -0.186	-0.166	10.474	0.313
		10 -0.184	-0.109	13.312	0.207			10 -0.152	0.005	11.519	0.319
		11 -0.169	-0.043	14.772	0.193			11 -0.217	-0.140	13.944	0.236
		12 -0.145	-0.027	16.036	0.190			12 -0.158	0.023	15.432	0.219

الشكل رقم 02: دالة الارتباط الذاتي للسلسلة (TCHO) دالة الارتباط الذاتي للسلسلة (PZ)

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EViews10)

النتائج محددة في الجدول رقم 01 بالاعتماد على الشكل 02:

الجدول رقم 01: تحديد درجة تأخير السلاسل الزمنية

PZ	TCHO	السلسلة
1	1	درجة التأخير

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EViews10)

من خلال الجدول السابق تم استنتاج إن جميع السلاسل لها نفس درجة التأخير، لذا بالإمكان استخدام الاختبار (ADF)

و (PP)، حيث الشكل الآتي يمثل دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلاسل محل الدراسة عند المستوى:

Date: 07/03/23 Time: 19:29 Sample: 2003 2020 Included observations: 18					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.494	0.494	5.1653	0.023
		2 0.274	0.040	6.8572	0.032
		3 0.170	0.027	7.5516	0.056
		4 0.136	0.046	8.0289	0.091
		5 0.160	0.089	8.7385	0.120
		6 0.072	-0.070	8.8928	0.180
		7 0.043	0.006	8.9529	0.256
		8 -0.063	-0.121	9.0946	0.334
		9 -0.186	-0.166	10.474	0.313
		10 -0.152	0.005	11.519	0.319
		11 -0.217	-0.140	13.944	0.236
		12 -0.158	0.023	15.432	0.219

الشكل رقم 03: دالة الارتباط الذاتي للسلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة خلال الفترة 2003-2020

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EViews10)

تم ملاحظة من خلال دالة الارتباط الذاتي أن السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة لها نفس درجة التأخير وهي من الرتبة الأولى وهذا ما يؤكد الجدول السابق.

3- اختبار جذر الوحدة للاستقرار:

وهذا من خلال الاختبارين الآتيين:

-اختبار ديكي-فولر الموسع لجذر الوحدة (ADF): حيث تتطوي فرضية العدم على وجود جذر الوحدة، بينما تتطوي الفرضية البديلة على عدم وجود جذر الوحدة

الجدول رقم 02: اختبار (ADF) لسكون السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة باستعمال النماذج الثلاثة عند المستوى والفرق الأول والثاني

القرار	اختبار ADF						المتغير
	6			5		4	
	t_p	t_c	t_a	t_p	t_c	t_a	
I(1)	0.4510			0.0000		0.0113	في المستوى
	0.0030			0.0192		0.0003	الفرق الأول
I(1)	0.0140			0.1207		0.9309	في المستوى
	0.0018			0.0002		0.0000	الفرق الأول

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EViews10)

أشارت نتائج اختبار (ADF) الواردة في الجدول السابق إلى أن المتغيرات جميعها غير مستقرة عند مستوياتها (Level)، لكنها مستقرة عند الفرق الأول عند مستوى معنوية $(\alpha=0.05)$. ولما كانت جميع المتغيرات مستقرة عند الفرق الأول فهذا يعني أنها متكاملة من الدرجة الأولى I(1).

- اختبار فيليب بيرون: حيث تتطوي فرضية العدم على وجود جذر الوحدة $H_0: p \neq 0$ ، بينما تتطوي الفرضية البديلة على عدم وجود جذر الوحدة $H_1: p \neq 0$ ، فيبين الجدول الآتي النتائج المتحصل عليها من خلال تقدير النماذج الثلاثة:

الجدول رقم 03: اختبار (PP) لسكون السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة باستعمال النماذج الثلاثة عند المستوى والفرق الأول

القرار	اختبار pp						المتغير
	6			5		4	
	t_p	t_c	t_a	t_p	t_c	t_a	
I(0)	0.0002			0.00000		0.0215	في المستوى
I(1)	0.0136			0.1305		0.1305	في المستوى
	0.0018			0.0002		0.0000	الفرق الأول

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EViews10)

أشارت نتائج اختبار (pp) الواردة في الجدول السابق إلى أن متغير معدل البطالة مستقرة عند المستوى، وحسيلة الزكاة مستقرة عند الفرق الأول عند مستوى معنوية $(\alpha=0.05)$. ولما كانت جميع المتغيرات مستقرة عند المستوى والفرق الأول فهذا يعني أنها متكاملة من الدرجة الصفر والدرجة الأولى والثانية، وهي مختلفة عن نتائج اختبار ADF من حيث الإستقرارية لهذا سنأخذ نتائج اختبار PP.

ثالثا: اختبار التكامل المشترك والعلاقة طويلة وقصيرة الأجل:

حيث سيتم في هذا العنصر اختبار للتكامل المشترك والعلاقة قصيرة وطويلة الأجل بين المتغيرات:

1- تحديد عدد فترات التباطؤ الزمني للنموذج:

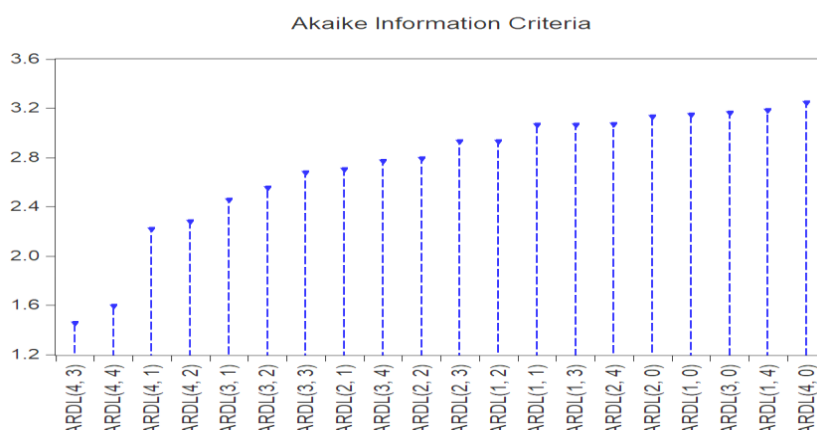
من أجل ذلك يمكن تحديد فترات التباطؤ للنموذج في الجدول والشكل الموالين:

الجدول رقم 04: نتائج اختبار تحديد درجة تباطؤ نموذج ARDL لنموذج العائد على الحقوق

Model Selection Criteria Table
Dependent Variable: TCHO
Date: 07/03/23 Time: 19:51
Sample: 2003 2020
Included observations: 14

Model	LogL	AIC*	BIC	HQ	Adj. R-sq	Specification
2	-1.146377	1.449482	1.860305	1.411453	0.837627	ARDL(4, 3)
1	-1.121181	1.588740	2.045210	1.546485	0.797763	ARDL(4, 4)
4	-8.505762	2.215109	2.534637	2.185531	0.668123	ARDL(4, 1)
3	-7.922226	2.274604	2.639779	2.240800	0.643778	ARDL(4, 2)
9	-11.174734	2.453533	2.727415	2.428181	0.574519	ARDL(3, 1)
8	-10.861914	2.551702	2.871231	2.522124	0.535316	ARDL(3, 2)
7	-10.712712	2.673245	3.038420	2.639441	0.469301	ARDL(3, 3)
14	-13.902416	2.700345	2.928580	2.679218	0.441977	ARDL(2, 1)
6	-10.356948	2.765278	3.176101	2.727249	0.394719	ARDL(3, 4)
13	-13.513685	2.787669	3.061551	2.762317	0.406136	ARDL(2, 2)
12	-13.470160	2.924309	3.243837	2.894730	0.325505	ARDL(2, 3)
18	-15.501444	2.928778	3.157012	2.907650	0.298772	ARDL(1, 2)
19	-17.422602	3.060372	3.242960	3.043470	0.169586	ARDL(1, 1)
17	-15.441142	3.063020	3.336902	3.037668	0.217885	ARDL(1, 3)
11	-13.463160	3.066166	3.431341	3.032362	0.213875	ARDL(2, 4)
15	-17.882398	3.126057	3.308645	3.109155	0.113209	ARDL(2, 0)
20	-18.986995	3.140999	3.277940	3.128323	0.056026	ARDL(1, 0)
10	-17.102881	3.157554	3.385789	3.136427	0.118513	ARDL(3, 0)
16	-15.268240	3.181177	3.500706	3.151599	0.127962	ARDL(1, 4)
5	-16.675792	3.239399	3.513281	3.214046	0.067023	ARDL(4, 0)

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EViews10)



الشكل رقم 04: نتائج اختبار تحديد درجة تباطؤ نموذج ARDL لنموذج العائد على الحقوق

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EViews10)

من خلال الجدول والشكل السابقين تم ملاحظة انه من بين 20 نموذج تم تحديد له فترة إبطاء حيث تم التوصل إلى أفضل نموذج ARDL بفترات تباطؤ، والجدول الموالي يمثل فترات التباطؤ التي تم اختيارها:

الجدول رقم 05: فترات تباطؤ نموذج ARDL

السلسلة	TCHO	PZ
درجة التأخير	4	3

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EViews10)

ومن خلال الجدول السابق تم استنتاج أن جميع السلاسل ليس نفس درجة التأخير، ومنه أن أفضل نموذج ARDL له فترات تباطؤ (4,3).

2- اختبار التكامل المشترك: الجدول 6 يمثل اختبار التكامل المشترك، من خلال الجدول السابق تم ملاحظة ان $F=14.57$ تقع خارج المجال $[3.62 - 4.16]$ ، فهي أكبر من القيمة 4.16 ، ومنه تم استنتاج وجود علاقة طويلة الأجل، يعني ذلك أن المتغيرات يتعين ان تحظى بتمثيل نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL لتقدير الآثار القصيرة وطويلة المدى بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة.

الجدول رقم 06: اختبار التكامل المشترك (Johansen)

ARDL Long Run Form and Bounds Test				
Dependent Variable: D(TCHO)				
Selected Model: ARDL(4, 3)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 07/03/23 Time: 19:53				
Sample: 2003 2020				
Included observations: 14				
Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.814060	2.730505	1.030601	0.3500
TCHO(-1)*	-0.743126	0.197041	-3.771431	0.0130
PZ(-1)	6.68E-09	1.80E-09	3.718597	0.0137
D(TCHO(-1))	-0.400070	0.167728	-2.385239	0.0628
D(TCHO(-2))	-0.625616	0.152331	-4.106941	0.0093
D(TCHO(-3))	-0.489717	0.128119	-3.822348	0.0123
D(PZ)	-2.87E-10	5.74E-10	-0.500425	0.6380
D(PZ(-1))	-4.17E-09	1.90E-09	-2.189116	0.0802
D(PZ(-2))	-5.02E-09	1.76E-09	-2.857111	0.0355
* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				
Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PZ	8.99E-09	3.85E-09	2.336876	0.0666
C	3.786787	2.812755	1.346291	0.2360
EC = TCHO - (0.0000*PZ + 3.7868)				
F-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	14.57929	10%	3.02	3.51
k	1	5%	3.62	4.16
		2.5%	4.18	4.79
		1%	4.94	5.58
Actual Sample Size 14				
Finite Sample: n=35				
		10%	3.223	3.757
		5%	3.957	4.53
		1%	5.763	6.48
Finite Sample: n=30				
		10%	3.303	3.797
		5%	4.09	4.663
		1%	6.027	6.76

المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EViews10)

الجدول رقم 07: نتائج اختبار العلاقة طويلة الأجل

ARDL Error Correction Regression

Dependent Variable: D(TCHO)

Selected Model: ARDL(4, 3)

Case 2: Restricted Constant and No Trend

Date: 07/03/23 Time: 19:55

Sample: 2003 2020

Included observations: 14

ECM Regression Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TCHO(-1))	-0.400070	0.102901	-3.887918	0.0115
D(TCHO(-2))	-0.625616	0.115465	-5.418239	0.0029
D(TCHO(-3))	-0.489717	0.105697	-4.633205	0.0057
D(PZ)	-2.87E-10	4.08E-10	-0.704956	0.5123
D(PZ(-1))	-4.17E-09	1.05E-09	-3.979782	0.0105
D(PZ(-2))	-5.02E-09	1.35E-09	-3.706005	0.0139
CointEq(-1)*	-0.743126	0.094966	-7.825153	0.0005
R-squared	0.944475	Mean dependent var	-0.001571	
Adjusted R-squared	0.896882	S.D. dependent var	1.156573	
S.E. of regression	0.371398	Akaike info criterion	1.163768	
Sum squared resid	0.965556	Schwarz criterion	1.483297	
Log likelihood	-1.146377	Hannan-Quinn criter.	1.134190	
Durbin-Watson stat	2.055033			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	14.57929	10%	3.02	3.51
k	1	5%	3.62	4.16
		2.5%	4.18	4.79
		1%	4.94	5.58

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EViews10)

بعد التأكد من تكامل المتغيرات النموذج محل الدراسة يمكننا البدء في بناء نموذج ARDL، ويتضح من الجدول السابق أن معلمة حد تصحيح الخطأ معنوية عند 5% وقدرت ب (-0.7431) ما يعني أن حد تصحيح الخطأ يقوم بتصحيح اختلال النظام، كما إن إشارة معلمة حد تصحيح الخطأ السالبة تعد أمراً جيداً إذ تؤكد على معنوية العلاقة طويلة الأجل لمعدل البطالة وحصيلة الزكاة داخل النموذج (تعني التراجع إلى القيمة التوازنية).

3- تقدير نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL:

بما أن جميع شروط علاقة التكامل المشترك محققة فإنه يمكننا استخدام نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL لتمثيل العلاقة طويلة الأجل والعلاقة قصيرة الأجل، مع التركيز على كشف العلاقة طويلة الأجل المستهدفة لبحث الآثار التي يمكن أن تفرزها حصيلة الزكاة على معدل البطالة، وتبعاً لنتائج الاختبارات فإنه سيتم تقدير شعاع التكامل المشترك عند فترات تأخير قدرها (3.4)، وقد كانت نتائج التقدير لعلاقة التوازن طويلة الأجل كما يلي:

$$tcho = + 3.78 + 8.99 * PZ$$

$$(t \text{ student}) (1.34) (2.33)$$

وأن علاقة التوازن قصيرة الأجل محددة في النموذج كالآتي:

$$D(TCHO) = 2.814059796300 - 0.743125892419 * TCHO(-1) + 0.000000006682 * PZ(-1) - 0.400070411071 * D(TCHO(-1)) - 0.625615876602 * D(TCHO(-2)) - 0.489716760833 * D(TCHO(-3)) - 0.000000000287 * D(PZ) - 0.000000004166 * (TCHO - (0.00000001 * PZ(-1) + 3.78678744) - 0.000000005019 * D(PZ(-2)))$$

4- اختبار السببية:

سيتم التطرق إلى ما إذا كانت هناك علاقة سببية في المدى القصير أو الطويل وذلك على النحو الآتي:

-اختبار السببية في المدى القصير: يوضح الجدول الآتي نتائج اختبار السببية قصيرة الأجل (Granger Causality Test) المبني على نموذج تصحيح الخطأ:

الجدول رقم 08: نتائج اختبار السببية في المدى القصير

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/03/23 Time: 20:22

Sample: 2003 2020

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PZ does not Granger Cause TCHO	14	9.69791	0.0142
TCHO does not Granger Cause PZ		0.39345	0.8065

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EViews10)

حيث تشير نتائج الاختبار السابق إلى وجود علاقة سببية في المدى القصير تتجه من المتغير التابع (TCHO) إلى المتغير المستقل (PZ).

- اختبار السببية في المدى الطويل: أظهرت معادلة التكامل المشترك (على أساس معنوية حد تصحيح الخطأ وإشارته السلبية)، أن هناك علاقة سببية طويلة الأجل تتجه بشكل عام من المتغير المستقلة إلى المتغير التابع. وبالرجوع إلى قيمة معامل التكيف أي المعلمة المقدرة لحد تصحيح الخطأ في المعادلة نجد أنها معنوية وسالبة إذ بلغت (-0.7431)، وهذا يعني أن حد تصحيح الخطأ يساعد في تفسير التغيرات في معدل البطالة مما يدل على وجود علاقة سببية في الأجل الطويل، يشير ذلك إلى أن المتغير (TCHO) يحتاج إلى 74.31% من السنة القادمة حتى يعود إلى التوازن.

ثالثا- تشخيص صلاحية النموذج واستقراره:

سيتم السعي من خلال هذا العنصر إلى التأكي على غياب المشاكل الإحصائية والقياسية في النموذج محل الدراسة، وكذا التحقق من الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج التي توضح مدى استقرار العلاقات طويلة وقصيرة المدى التي تم التوصل إليها بالنسبة لكامل فترة الدراسة.

1- خصائص النموذج المقدر: حيث يمكن تمثيل خصائص النموذج المقدر في الجدول الآتي الذي تم انجازه بالاعتماد على الجدول رقم 06:

الجدول رقم 09: خصائص النموذج المقدر

المغير	coefficient	prob	R ²	R ² المعدل	F-statistic	Prob (F-statistic)	DW
C	3.78	0.2360	0.9444	0.8968	9.38	0.0122	2.05
pz	8.99	0.066					

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EViews10)

ولتقييم مدى صلاحية النموذج والمعادلة، فإنه سيتم المرور على ثلاث مراحل وذلك بالاعتماد على الجدول السابق، كالآتي:

2-التقييم الإحصائي للنموذج: حيث يشمل التقييم الإحصائي العناصر الآتية:

أ-اختبار ستيودنت لمعنوية معاملات النموذج $(\hat{a}, \hat{b})$:

$$\begin{cases} H_0: \hat{a}_1 = 0 \\ H_1: \hat{a}_1 \neq 0 \end{cases} \text{ -اختبار معنوية المعلمة } (\hat{a}_1): \text{ حيث سيتم اختبار الفرضية الأتي:}$$

من خلال النتائج المتوصل إليها، فإنه تم رفض فرضية العدم H_0 بمعنى أن المعلمة $\hat{a}_1$ غير معنوية (ليس لها معنى اقتصادي) عند مستوى دلالة $\alpha = 5\%$. ومنه تم استنتاج أن حصة الزكاة تؤثر بشكل طردي وموجب غير معنوي في معدل البطالة في الجزائر.

ب-اختبار فيشر: حيث تم ملاحظة من خلال الجدول السابق أن $(P\text{-value } F\text{-statistic}=0.000)$ أقل من 0.05 بمعنى أن النموذج ككل له معنوية إحصائية.

ج-معامل التحديد (R^2): يشير معامل التحديد $R^2=0.9444$ إلى نسبة عالية، وهي تمثل نسبة تفسير المتغير المستقل للتغير الحاصل في المتغير التابع، أي أن أكثر من 94.44% من التغيرات في معدل البطالة (TCHO) تم تفسيرها من خلال المتغير المستقل بالنموذج في حين تفسر النسبة المتبقية 6.56% من قبل متغيرات لا يتضمنها ولم يتم دمجها في النموذج محل الدراسة، وترجع هذه النسبة إلى البواقي حد الخطأ العشوائي، وهو المعيار الذي نعتمد عليه.

د-معامل التحديد المعدل $(\overline{R^2})=0.8968$ ، وهي تمثل نسبة تفسير المتغير المستقل في المتغير التابع أي أن أكثر من 89.68% من التغيرات في معدل البطالة (TCHO) تم تفسيرها من خلال المتغير المستقل بالنموذج في حين تفسر النسبة المتبقية 11.32% من قبل متغيرات لا يتضمنها ولم يتم دمجها في النموذج محل الدراسة

3-التقييم القياسي للنموذج: ويتم عبر المراحل الآتية:

أ-اختبار درين- واتسن : حيث تم ملاحظة من خلال الجدول السابق أن (Durbin – Watson stat) كانت قيمته 2.05 وهي قيمة تقع خارج منطقة الارتباط الذاتي وهي قريبة جدا من القيمة القياسية لهذا الاختبار ($D.W=2$) ما يشير إلى عدم وجود شك حول مشكلة الارتباط الذاتي للبواقي في النموذج محل الدراسة ، وسيجرى التأكد من النتيجة في الاختبارات الآتية، والجدول الموالي يوضح النتائج المتوصل إليها فيما يخص التقييم القياسي، والملاحق 12-13-14:

الجدول رقم 10: اختبار صلاحية النموذج

القرار	القيمة المحسوبة	الفرضيات	
اختبار التوزيع الطبيعي	J-B=1.19 Prob(j-b=0.55)>0.05	H_0 : التوزيع الطبيعي للبواقي H_1 : توزيع غير طبيعي للبواقي	اختبار التوزيع الطبيعي
اختبار الارتباط الذاتي للبواقي	Prob(0.78)>0.05	H_0 : عدم وجود ارتباط ذاتي H_1 : وجود ارتباط ذاتي	اختبار الارتباط الذاتي للبواقي
اختبار عدم ثبات التباين	Prob(ch-square)=0.77>0.05	H_0 : غياب عدم ثبات التباين H_1 : وجود عدم ثبات التباين	اختبار عدم ثبات التباين

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EViews10)

من خلال فحص صلاحية نموذج (ARDL)، والتي بينت نتائجها الموضحة في الجدول أعلاه:

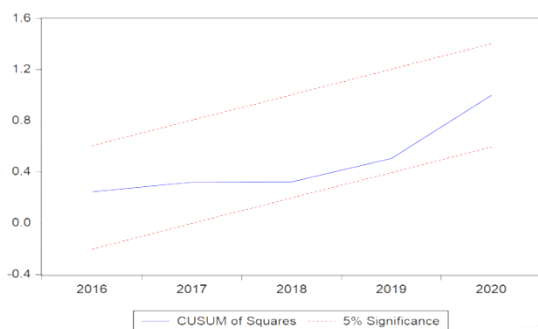
-اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي : من خلال الجدول السابق تم ملاحظة أن قيمة احتمال (Jarque-Berra) أكبر من 5%، بناء على كون قيمة الاختبار (Prob-Chi-square) أكبر من 0.05 وكانت قيمتها (ProbChi-square=0.55)، إلى صحة الفرضية الصفرية (H_0) بأن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.

-اختبار الارتباط الذاتي للبواقي : حيث تشير الفرضية الصفرية (H_0) إلى عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي بينما تشير الفرضية البديلة (H_1) إلى وجود ارتباط ذاتي بين البواقي، بما أن قيمة الاختبار (Prob=0.78) أكبر من 0.05 فإننا نقبل الفرضية الصفرية (H_0) القائلة بعدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي وهذا يعد أمرا جيدا بالنسبة للنموذج.

- اختبار تجانس البواقي : حيث تشير الفرضية الصفرية (H_0) إلى وجود تجانس بين البواقي بينما تشير الفرضية البديلة (H_1) إلى عدم وجود تجانس بين البواقي، وتظهر نتائج هذا الاختبار من خلال الجدول السابق، حيث تم ملاحظة أن القيمة المشتركة لاختبار قدرت ب Prob-Chi-square=0.77 أي أنها أكبر من 0.05 حيث أن جميع قيم (Prob-Chi-square) الفردية تجاوزت 0.05، وعليه فإننا نقبل الفرضية الصفرية (H_0) القائلة بتجانس البواقي، وهو ما يدل على أنه مؤشر جيد في تشخيص هذا النموذج.

4- اختبار استقرارية النموذج (structural Stability Test):

من أجل ذلك سيتم اللجوء إلى اختبارين هما: اختبار المجموع التراكمي للبواقي التراجعية (CUSUM) واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي التراجعية (CUSUMSQ)، وفي ما يلي بيان هذين الاختبارين:

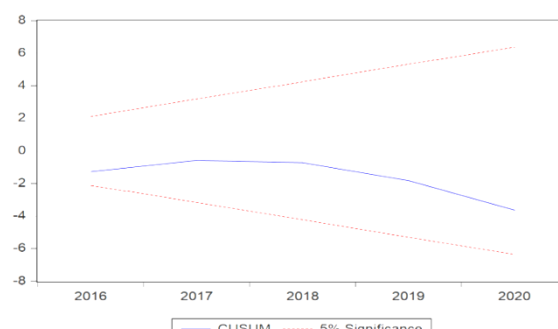


الشكل رقم 06: اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي التراجعية

CUSUMSQ

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج

(EViews10)



الشكل رقم 05: اختبار المجموع التراكمي للبواقي التراجعية

(CUSUM)

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج

(EViews10)

يقع منحني البواقي حسب الشكلين السابقين ما بين خطي الانحراف المعياري من بداية الفترة إلى نهايتها، الأمر الذي يثبت استقرارية المعاملات المقدرة للنموذج وعدم وجود أي تغيير هيكلي في بياناته، كما يسمح بالاعتماد على كامل فترة الدراسة 2003-2020 في جميع الاختبارات دون الحاجة إلى تجزئتها.

مما سبق فلن كل الشروط محققة وهذا يدل على جودة ودقة المعاملات المقدرة وتحيزها، ومنه سيتم المرور إلى المرحلة الثالثة والأخيرة.

5- التقييم الاقتصادي للنموذج:

يمكن كتابة نموذج الانحدار المقدّر أو علاقة التوازن طويلة الأجل بالنسبة لمتغير TCHO كالآتي:

$$tcho = + 3.78 + 8.99 * PZ$$

(t student) (1.34) (2.33)

- من خلال النموذج المقدّر تم ملاحظة أن $(\hat{\alpha}_1 = 8.99)$ أي أنه كلما ارتفعت حصيلّة الزكاة في الجزائر بوحدة واحدة يرتفع معدل البطالة في الجزائر بـ 8.99 وهو م خالف للنظرية الاقتصادية، وعليه فإن نتائج البحث تعمل على قبول الفرضية الموسومة بـ: تؤثر حصيلّة الزكاة على معدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 2003-2020، وهو تأثير موجب غير معنوي ويمكن تفسير هذه النتيجة بأن حصيلّة الزكاة في الجزائر لا تذهب مباشرة إلى تخفيض معدلات البطالة من خلال توفير مناصب عمل لهم بل تذهب إلى الاستهلاك فقط لا غير وهو ما يبرر بالتأثير الموجب أي تشجع على البطالة من خلال توفير عدم توجيه تلك الأموال إلى المشاريع والمصانع في الجزائر بل إلى الاستهلاك فقط، أي أن هناك علاقة طردية غير معنوية بين حصيلّة الزكاة ومعدل البطالة في الجزائر. وبناء على ما سبق يمكن قبول الفرضية الرئيسية الثانية الموسومة بـ: تؤثر حصيلّة الزكاة على معدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 2003-2020، أي أن هناك أثر موجب لكنه غير معنوي.

خاتمة

حاولنا من خلال هذه الدراسة تحديد أثر حصيلّة الزكاة على معدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 2003-2020، ولتحديد هذا الأثر قمنا باستخدام نموذج ARDL وقد توصلنا إلى النتائج التالية:

- من خلال الدراسة السابقة نلاحظ بأن النموذج مقبول إحصائياً وقياسياً، وبالتالي يمكن قبول النموذج من جميع النواحي.

- أن العلاقة التفاعلية بين حصيلّة الزكاة ومعدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 2003-2020 يمكن تمثيلها بنموذج ARDL والتي أظهرت مدى صلاحية النموذج من الناحية القياسية والإحصائية.

- وجود علاقة سببية واحدة في المدى القصير بالنسبة لمعدل البطالة في الجزائر، حيث تتجه من المتغير التابع (TCHO) إلى المتغير المستقل (PZ)

- هناك علاقة طردية غير معنوية بين حصيلّة الزكاة ومعدل البطالة في الجزائر.

المراجع:

Abdul Rahman, A. R., & Abdul Rahman, A. (2016). Zakat and its impact on the socio-economic development of Muslim communities: A review of the literature. *International Journal of Islamic Economics and Finance Studies*, 2(1), 45-60.

Abu Saleh, M. S., & Awad, A. M. (2004). *Introduction to Statistics*. Dar Al-Masira for Publishing and Distribution.

Ahmed, H. (2004). Zakat: A tool for poverty alleviation and economic development. *Journal of Islamic Economics*, 2(1), 23-40.

- Al-Ani, M. J. M. S. (2005). *Mathematical Models and Quantitative Analysis Methods in Urban and Regional Planning*. Dar Safaa for Publishing and Distribution.
- Al-Ani, M. J. M. S. (2006). *Quantitative Analysis Methods in Urban and Regional Planning: Theory and Practice*. Dar Safaa for Publishing and Distribution.
- Al-Baldawi, A. M. A., & Al-Humaidi, N. A. (2008). *Applied Quantitative Methods in Business Administration*. Dar Wael for Publishing and Distribution.
- Ali, A. J., & Ali, S. (2015). Zakat as a tool for poverty alleviation: A case study in the Middle East. *Journal of Islamic Finance*, 4(2), 78-90.
- Ali, S. S. (2013). The impact of zakat on poverty reduction: Evidence from Malaysia. *International Journal of Economics and Finance*, 5(2), 45-52.
- Al-Naimei, M. A., & Ta'ama, H. Y. (2008). *Applied Statistics*. Dar Wael for Publishing and Distribution.
- Aziz, M., & Ahmad, N. (2018). The role of zakat in poverty alleviation: A case study in Malaysia. *Journal of Islamic Economics*, 10(2), 45-60.
- Bashir, M., & Kader, M. (2020). Zakat as a mechanism for social justice in Muslim societies. *Journal of Social Issues in Southeast Asia*, 35(1), 1-15.
- Bekhit, H. A., & Fathallah, S. (2006). *Econometrics*. Dar Al-Yazouri for Publishing and Distribution.
- Chapra, M. U. (2008). *The Islamic vision of development in the light of Maqâsid al-Sharî'ah*. International Institute of Islamic Economics.
- Cheikhi, M. (2011). *Econometric Methods (1st ed.)*. Dar Al-Hamid for Publishing and Distribution.
- Dahmani, M. A. (2013). *Series of Lectures on Econometrics*. Faculty of Economic Sciences, Commercial Sciences, and Management Sciences, Djilali Liabes University, Sidi Bel Abbes.
- Djlit, T. (2017). *Lectures on Econometrics 1*. Faculty of Economic Sciences, Commercial Sciences, and Management Sciences, University of Jijel.
- El-Gamal, M. A. (2018). Integrating zakat with public policy: A framework for enhancing employment opportunities. *Islamic Finance Review*, 12(3), 102-115.
- Farooq, M. O., & Sadiq, M. (2019). Zakat and microfinance: A sustainable approach to poverty alleviation. *Journal of Sustainable Development*, 12(5), 89-101.
- Gujarati, D. (2015). *Econometrics (Vol. 2)*. Dar Al-Mareekh for Publishing and Distribution.
- Haneef, M. A. (2009). The role of zakat in the economic development of Muslim countries. *Journal of Islamic Economics*, 3(1), 34-50.
- Hassan, M. K., & Ali, I. (2014). The role of zakat in promoting social welfare: Evidence from Bangladesh. *Asian Journal of Business and Management Sciences*, 3(2), 12-20.
- Hayat, A., & Sadiq, M. (2020). Zakat and its role in poverty alleviation: A case study of Pakistan. *Journal of Islamic Economics*, 12(3), 105-120.
- Iqbal, Z., & Mirakhor, A. (2011). Zakat and financial inclusion: The case for a zakat-based microfinance model. *Islamic Economic Studies*, 19(1), 1-28.

- Kamla, R., & Rani, S. (2015). The role of zakat in achieving social justice: A study of Islamic microfinance. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 8(3), 383-401.
- Khan, A. (2013). Zakat and its role in poverty alleviation: A comparative analysis of different countries. *International Journal of Islamic Finance Research*, 5(1), 23-35.
- Khan, A., & Ali, R. (2020). Zakat and social stability: A pathway to economic resilience. *International Journal of Social Economics*, 47(4), 654-670.
- Khan, M. A. (1999). Zakat as an instrument of economic development. *Journal of Islamic Economics*, 1(1), 12-25.
- l-Qaradawi, Y. (1999). *The law of zakat: The Islamic approach to charity and wealth distribution*. Islamic Book Trust.
- Mahmoud, M. A., & Al-Hassan, S. (2018). Zakat and its impact on community development: Evidence from Ghana. *International Journal of Zakat*, 3(1), 15-30.
- Mohamad, S. (2016). The role of zakat in community development: Case studies from Indonesia. *International Journal of Zakat*, 1(1), 23-35.
- Mohammed, F., & Ismail, M. (2019). Zakat and entrepreneurship: An empirical study. *Journal of Business and Economic Development*, 4(1), 33-50.
- Mohsin, A., & Zafar, A. (2018). The impact of zakat on social welfare: Evidence from community-based programs. *Journal of Economic Studies*, 45(2), 234-250.
- Rahman, A. (2015). Zakat and its economic implications: A review of literature. *Journal of Islamic Finance*, 4(1), 12-20.
- Rahman, A. (2016). Awareness and accessibility of zakat: A study of beneficiaries in urban areas. *Journal of Islamic Finance*, 5(2), 78-91.
- Siddiqui, M. (2017). Zakat and sustainable development: An analysis of its impact on economic growth. *Sustainable Development Policy Journal*, 4(2), 55-67.
- Sulaiman, M., & Ibrahim, M. (2017). Zakat and its effect on economic empowerment: A case study of Malaysian women entrepreneurs. *International Journal of Zakat*, 2(2), 45-60.
- Usmani, M. T. (2002). *An introduction to Islamic finance: Theory and practice*. Idara Isha'at-e-Diniyat.
- Yusuf, A. (2016). Zakat as an instrument for economic empowerment: Lessons from Malaysia. *International Journal of Islamic Finance and Management*, 1(1), 55-70.