كيفية تقييم واختبار نماذج الانحدار في القياس الاقتصادي

(دراسة تطبيقية: حالة نموذج الانحدار لدالة الادخار في الجزائر)

د.أحمد سلامي
أستاذ محاضر
جامعة قاصدي مرباح بورقلة

د.عيسى حجاب
أستاذ محاضر
جامعة محمد بوضياف بالمسيلة

تاريخ النشر: **2018/06/15**

ملخص:

تهدف هذه الدراسة الى الكشف عن كيفية التأكد من جودة الأداء العام للنموذج القياسي المقدر قبل استخدامه، أي كيفية تحليل معادلة التمثيل المقترحة وتقييم مدى الدقة التي تمثل فيها معادلة الانحدار العلاقة المفترضة التي تربط بين الظاهرة المدروسة والعوامل المسببة لها. حيث بينت أنه لا يتم ذلك الا بإجراء مختلف الاختبارات الاقتصادية والإحصائية والقياسية اللازمة لعملية القياس الاقتصادي، وهو ما يقودنا الى استعمال النماذج القياسية المحصل عليها في إجراء مختلف أنواع التقديرات والتوقعات لتطور الظواهر المدروسة في المستقبل.

الكلمات المفتاحية: نموذج قياسي، اختبارات إحصائية، القياس الاقتصادي، الانحدار، ادخار.

Summary:

This study aims to reveal how to make sure the overall performance of the econometric model of the estimated quality before it is used, ie how the proposed representation equation analyze and assess the accuracy with which the regression equation representing the supposed relationship between the studied phenomenon and the factors that cause them.

Which showed that it is not done only through various economic and statistical and econometric tests necessary for the process of economic measurement,

which brings us to the use of econometric models obtained in the various types of estimates and projections made of the evolution of the studied phenomena in the future.

Keywords: econometric model, statistical tests, economic measurement, regression, savings

مقدمة: قبل الإسهاب في كيفية تقييم واختبار نموذج القياس الاقتصادي، لابد من تركيز الاهتمام على كيفية حصر وتحديد المتغيرات التفسيرية المؤثرة على المتغير التابع، ويعتمد تحديد هذه المتغيرات على عدة مصادر هي:

- **النظرية الاقتصادية:** فيما يتعلق بتفسير الظاهرة محل البحث، وذلك لتحديد أهم المتغيرات المحددة لها، والشكل الجبري للعلاقات بينها، فضلا عن إشارة بعض المعلمات أو حجم القيم التي يمكن أن تأخذها؛
- **الدراسات التي سبق لها التعرض لنفس الظاهرة:** سواء من الناحية التحليلية أو النظرية أو من الناحية التطبيقية، والتي لم يتم إدماجها بعد في النظرية الاقتصادية؛
- **قدرة الباحث:** سواء قدرته الطبيعية أو المكتسبة من رصيد المعلومات العامة عن الظاهرة، في التعرف على المتغيرات واختياره ما يعتقد أنه أكثر أهمية.

وسنتطرق في هذه الدراسة إلى تبيان الكيفية الصحيحة لتقييم واختبار نماذج القياس الاقتصادي، من خلال اجابتنا على السؤال التالي:

ما هي الكيفية الصحيحة والمثلى لتقييم واختبار نماذج الانحدار في القياس الاقتصادي؟

حيث سنستند على إعطاء صورة نظرية لمختلف الاختبارات الإحصائية اللازمة كلما دعت الضرورة لذلك، مع التطبيق العملي لها من خلال المعطيات الخاصة بدالة الادخار في الجزائر.

أولا ــ معايير تقييم واختبار النموذج:

توجد ثلاثة معايير أساسية هي:

1ــ المعايير الاقتصادية: هذه الأخيرة تتحدد من خلال مبادئ النظرية الاقتصادية، وتتعلق هذه المعايير بحجم وإشارة المعلمات المقدرة، فالنظرية الاقتصادية قد تضع قيودا مُسبقة على حجم وإشارة المعلمات، وهي تعتمد في ذلك على منطق معين. فإذا ما جاءت المعلمات المقدرة على عكس ما تقرره النظرية مُسبقا، فإن هذا يمكن أن يكون مبررا لرفض هذه المعلمات المقدرة.

2ــ المعايير الإحصائية: تهدف هذه المعايير إلى اختبار مدى الثقة الإحصائية في التقديرات الخاصة بمعلمات النموذج، حيث تختبر معنوية المعاملات المقدرة كما توضحها قيمة الإحصاءة t، وسيتم اختيار النماذج التي فاقت فيها قيم t المقدرة لكل معامل القيمة الحرجة عند مستوى معنوية قدره 5% على الأكثر، وبالنسبة لمعامل التحديد R^2 و F فإذا كانت إشارات المعاملات صحيحة وكانت هذه المعاملات معنوية، فإنه سيتم اختيار النماذج على أساس قيم R^2 و F اللذين يوضحان حسن القياس؛ فالنماذج التي تعطي قيما أعلى للإحصائية R^2 و F مثلا، تُفضل على غيرها بافتراض تساوي العوامل الأخرى.

3ــ المعايير القياسية: تهدف هذه المعايير إلى التأكد من أن الافتراضات التي تقوم عليها المعايير الإحصائية منطبقة في الواقع، فإذا كانت هذه الافتراضات متوفرة في الواقع، فإن هذا يكسب المعلمات المقدرة صفات معينة أهمها عدم التحيز والاتساق. أما إذا لم تتحقق هذه الافتراضات فإن هذا يؤدي إلى

فقدان المعلمات المقدرة بعض الصفات السابقة، بل ويؤدي أصلا إلى عدم صلاحية المعـــايير الإحصـــائية نفسها.

الآن نفترض أنه بعد تطبيق المعايير المذكورة سابقا، أفضت عملية التقدير إلى اختيار ثمانية (08) نماذج جيدة. ولما كان الهدف هو الوقوف على أفضل نموذج، فإننا سنقوم بالخطوة الموالية، والمتمثلة في اختيار الأفضل في النماذج التي تم تقديرها سابقا. لهذا الغرض سنقوم بدراسة النماذج الرياضية المرشحة، وهي مبينة في الجدول التالي:

الجدول رقم 1: أفضل النماذج المقدرة

النموذج	R^2	$\overline{R}^2$	SSR	F	AIK	SCH	DW	الارتباط بين الأخطاء
Mod1	0,9333	0,9215	242,82	79,31	4,96	5,25	2,01	لا يوجد
Mod2	0,9330	0,9212	243,82	78,96	4,96	5,25	2,05	لا يوجد
Mod3	0,9164	0,9071	304,23	98,71	5,08	5,29	1,83	لا يوجد
Mod4	0,9126	0,9029	318,02	94,04	5,13	5,33	2,01	لا يوجد
Mod5	0,9032	0,8894	352,13	65,38	5,28	5,53	1,97	لا يوجد
Mod6	0,9021	0,8881	356,35	64,52	5,29	5,54	2,00	لا يوجد
Mod7	0,9018	0,8939	357,32	113,34	5,19	5,36	1,75	لا يوجد
Mod8	0,8829	0,8699	426,09	67,91	5,42	5,63	2,03	لا يوجد

المصدر: إعداد الباحثين.

ثانيا- كيفية تحديد أفضل النماذج المقدرة:

يكون النموذج المختار هو الذي يعطي أقل قيمة لمعياري *AKAIKE* و *SCHWARZ* مع مستوى أعلى لمعامل التحديد المعدل $\overline{R}^2$ ومستوى أقل لمجموع مربعات البواقي *SSR*، ومع معنوية المعالم المقدرة وكذلك إحصاءة *DW*. بعد تفحص النماذج المرشحة السابقة، قمنا باختيار النموذج *Mod1* بناء على المعايير المذكورة سابقا، وبذلك يكون *Mod1* هو أفضل النماذج المقدرة.

الجدول رقم 2: النموذج *Mod*1

Dependent Variable: SPIB
Method: Least Squares
Date: 03/31/13 Time: 18:01
Sample (adjusted): 1971 2011
Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.85121	2.174212	6.830615	0.0000
SPIB(-1)	0.423228	0.074223	5.702106	0.0000
SBPIB	0.352317	0.072368	4.868437	0.0000
PP	0.137146	0.035054	3.912390	0.0004
CCPIB	0.256985	0.072221	3.558303	0.0011
TCPIB	0.223485	0.094667	2.360746	0.0241
TCPIB(-1)	0.244057	0.094996	2.569147	0.0148

R-squared	0.933316	Mean dependent var	37.81927
Adjusted R-squared	0.921548	S.D. dependent var	9.541106
S.E. of regression	2.672394	Akaike info criterion	4.958079
Sum squared resid	242.8175	Schwarz criterion	5.250640
Log likelihood	-94.64061	Hannan-Quinn criter.	5.064613
F-statistic	79.31106	Durbin-Watson stat	2.018656
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر: مخرجات برنامج *EViews8*

أما المعادلة المقدرة فتأخذ الشكل التالي:

$$S\hat{P}IB_t = 14{,}851 + 0{,}4232.\mathrm{SPIB}_{t-1} + 0{,}3523.\mathrm{SBPIB}_t + 0{,}1371.\mathrm{PP}_t + 0{,}2569.\mathrm{CCPIB}_t + 0{,}2234.\mathrm{TCPIB}_t + 0{,}2440.\mathrm{TCPIB}_{t-1}$$

ثالثا- تقييم النموذج المختار

الآن بعد اختيار النموذج *Mod1*، سيتم إخضاع هذا الأخير إلى مختلف الاختبارات الاقتصادية والإحصائية والقياسية، للتأكد من جودته وتحقيقه لجميع الشروط.

1ـ التقييم الاقتصادي: للحكم على صلاحية نموذج الانحدار الذي تم توفيقه للعلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية، لابد وأن يتوفر في هذا النموذج مجموعة من الشروط النظرية، المتعلقة بمنطقية إشارات وقيم معاملات الانحدار، مع الأساس النظري الذي يحكم الظاهرة محل الدراسة. إن عدم توفر هذه الشروط يجعل نموذج الانحدار الذي تم توفيقه غير سليم من الناحية النظرية. نلاحظ من الجدول السابق أن معاملات المتغيرات المستقلة التي تفسر المتغير التابع كلها موجبة، كما أن الميل الحدي للمتغير التابع (يمثل الادخار المحلي) بالنسبة للمتغيرات المستقلة محصور بين الصفر والواحد، حيث نلاحظ أن:

$$\frac{\partial SPIB_t}{\partial SPIB_{t-1}} = 0{,}4232 \quad , \quad \frac{\partial SPIB_t}{\partial SBPIB_{t-1}} = 0{,}3523 \quad , \quad \frac{\partial SPIB_t}{\partial PP_t} = 0{,}1371$$

$$\frac{\partial SPIB_t}{\partial CCPIB_t} = 0{,}2569 \quad , \quad \frac{\partial SPIB_t}{\partial TCPIB_t} = 0{,}2234 \quad , \quad \frac{\partial SPIB_t}{\partial TCPIB_{t-1}} = 0{,}2440$$

بشكل عام، يبين هذا النموذج أن الادخار المحلي في الفترة الحالية متعلق بكل من: الادخار المحلي للفترة السابقة ؛ رصيد الميزانية العامة للدولة؛ أسعار النفط؛ رصيد الحساب الجاري؛ معدل النمو الاقتصادي في الفترة الحالية ومعدل النمو الاقتصادي للفترة السابقة، وهذه النتائج تدعم افتراضات النظرية الاقتصادية، وبالتالي نقبل النموذج اقتصاديا.

2 ـ التقييم الإحصائي:

2-1- اختبار المعنوية الإحصائية لمعالم النموذج: تستخدم هذه الاختبارات لقياس درجة الثقة في المعلمات المقدرة من العينة كأساس جيد للوصول منها لمعلمات النموذج، ولإجراء اختبار الفرضيات من الضروري إتباع الخطوات التالية:

- تحديد الفرضية الصفرية والبديلة (H_1 وH_0)؛
- تحديد مستوى الدلالة (المعنوية) واختيار إحصاءة الاختبار، ونعني بمستوى الدلالة "المخاطرة المحتملة في رفض الفرض الإحصائي عندما يكونصحيحا"[1]، فعندما نقول مستوى الدلالة هو 5%؛ فإننا نعني وجود فرصة تعادل 5% بأن نرفض الفرضية الصفرية H_0عندما تكون هذه الفرضية صحيحة في الحقيقة. يُطلق على هذا الشكل من الخطأ؛ الخطأ من النوع الأول. وعندما تكون H_0 خاطئة ونقبلها نكون قد ارتكبنا خطأ من النوع الثاني. هناك إذن أربع قرارات ممكنة بشأن الفرض الإحصائي، وهي مبينة في الجدول التالي[2]:

الجدول رقم 3: حالات فرض العدم

الوضع الصحيح / القرار	H_0	H_1
قبول H_0	قرار سليم $(1-\lambda)$	خطأ من النوع الثاني (B)
رفض H_0	خطأ من النوع الأول (λ)	قرار سليم $(1-\text{B})$

La source: G.Saporta, probabilités analyse des données et statistique, éd Technip, Paris, 1990, p319.

- تحديد مناطق الرفض والقبول؛
- حساب قيمة الاختبار الناتجة عن إحصاءة الاختبار؛
- الاستنتاج واتخاذ القرار.

نضع الفرض: $\begin{cases} H_0 : \beta_k = 0 \\ H_1 : \beta_k \neq 0 \end{cases}$

ونستخدم هنا اختبار ستودنت، حيث نحسب قيم t_c الموافقة لكل β_i حيث $t_c = \frac{\hat{\beta}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}} \sim t_{n-k,\frac{\lambda}{2}}$ ثم نقارنها مع القيمة المجدولة لدرجة حرية $(n-k)$ ومستوى معنوية λ%، ويكون القرار برفض H_0 إذا كانت $t_c \notin \left[-t_{n-k,\frac{\lambda}{2}}, +t_{n-k,\frac{\lambda}{2}}\right]$، وفي هذه الحالة نقول أن $\hat{\beta}_i$ لها معنوية إحصائية، ويمكن أن نثق فيها كأساس جيد للوصول لمعلمة المجتمع، ونقبل H_0 في حالة العكس.

اختبار معنوية β_0:

لدينا صيغة الاختبار كالتالي: $\begin{cases} H_0 : \beta_0 = 0 \\ H_1 : \beta_0 \neq 0 \end{cases}$

- إحصائية الاختبار هي: $t_c = \frac{\hat{\beta}_0}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}} = 6,830$
- القيمة الحرجة لــ t هي: $t_{34,0.025} = 2.032$
- القرار: بما أن $|t_c| > t_{34.0.025}$ عند مستوى معنوية 5%، وكذلك القيمة الحرجة (*la probabilite critique*) $(prob = 0,0000 < 0.05)$، التي تعني أنه لدينا 0 فرصة من 10000 من الفرص لارتكاب خطأ في رفض الفرضية H_0 ، لذلك نرفض H_0 لأن المخاطرة أقل من 5%، وبالتالي $\hat{\beta}_0$ لها معنوية إحصائية، ويمكن أن نثق فيها كأساس جيد للوصول لمعلمة المجتمع. وبنفس الكيفية نجد باقي المعلمات المقدرة تتسم بالمعنوية الإحصائية.

2-2- اختبار المقدرة التفسيرية للنموذج:

نقصد بالمقدرة التفسيرية لنموذج الانحدار؛ مدى قدرة المتغيرات المستقلة في النموذج على تفسير التغيرات التي تحدث في المتغير التابع، أو بمعنى آخر نسبة التغيرات التي تحدث في المتغير التابع وتعزى إلى المتغيرات المستقلة. ويتم الحكم على المقدرة التفسيرية للنموذج من خلال معامل التحديد (R-squared)

أو معامل التحديد المعدل (Adjusted R-squared)، ويفضل الاعتماد على هذا الأخير لأنه يكون أكثر دقة. وتساعد البواقي على قياس مدى تمثيل المعادلة المفروضة (في النموذج) لمشاهدات العينة، حيث أن القيمة الكبيرة للبواقي تعني بأن التمثيل يكون غير جيد، والقيمة الصغيرة لهذه البواقي تعني تمثيلا جيدا للنموذج[3]. ونستطيع أن نستنتج المعادلة الأساسية لتحليل التباين التالية: $TSS = ESS + RSS$. تعد المعادلة الأخيرة مفيدة جدا لخدمة أغراضنا فيما يتعلق بقياس المقدرة التفسيرية، ولذا فإنه من المفيد أن نفحص بعناية معنى كل حد من حدودها[4]:

- TSS مجموع مربعات الانحرافات الكلية في المتغير التابع؛
- ESS مجموع مربعات الانحرافات المشروحة في المتغير التابع؛
- RSS مجموع مربعات البواقي (الأخطاء).

وبالتالي مقياس المقدرة التفسيرية لمعادلة الانحدار هو: $R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$

في الحالات العادية فإن معادلة الانحدار تفسر بعض التغير في المتغير التابع وليس كله، ومن ثَـمَّ فـإن: $0 \le R^2 \le 1$. وبالرجوع إلى جدول مخرجات النموذج المختار نجد أن معامـل التحديـد $R^2 = 0,9333$، بينما معامل التحديد المعدل $\overline{R}^2 = 0.9215$، وهذا يعني أن التغيرات في القيم المشاهدة للمتغير التابع تُفسر بنسبة 92,15% من طرف المتغيرات المستقلة، وهي نسبة جيدة، وتبقى نسبة تقدر بـ 7,85% مُفسـرة بواسطة عوامل أخرى منها الخطأ العشوائي.

2-3- اختبار المعنوية الكلية للنموذج

يمكن اختبار المعنوية الكلية للانحدار باستخدام نسبة التباين المُفسر إلى التباين غير المفسر، ويتبع هذا توزيع فيشر F بدرجات حرية $(k-1)$ و $(n-k)$ ومستوى معنوية $\lambda\%$، حيث n عدد المشاهـدات و k عدد المعالم المقدرة. يكون الاختبار بهذا الشكل[5]:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0 \\ H_1 : \exists \beta_i \neq 0 \quad i = 0,\dots,6 \end{cases}$$

إن الفرضية الصفرية تعني أن جميع معاملات الانحدار غير معنوية (لا تختلـف عـن الصـفر)، بينمـا الفرضية البديلة تعني أنه يوجد واحد على الأقل من معاملات الانحدار معنوي (يختلف عن الصفر). تكون إحصائية الاختبار هي:

$$F_c = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)} \sim F_{\lambda,(k-1,n-k)}$$

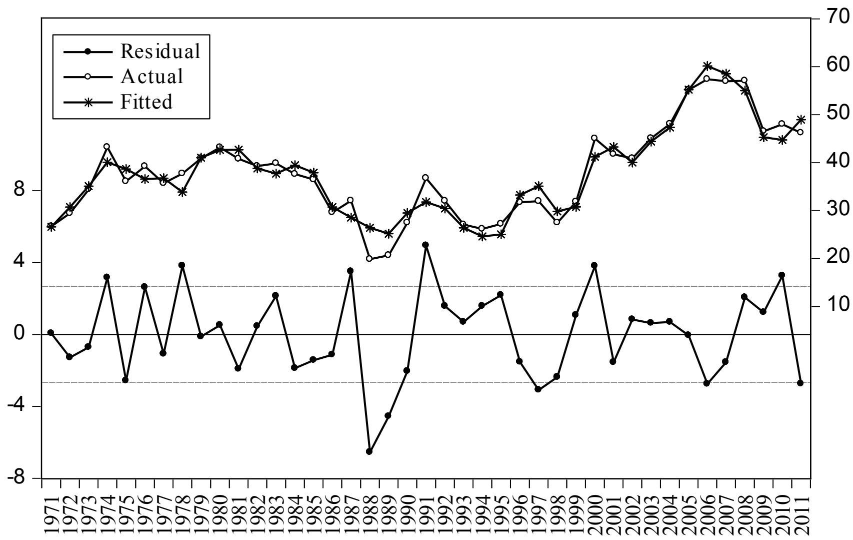
ونقارنها مع القيمة المجدولة، ومنها يكون القرار إما برفض H_0 إذا كانت $F_{table} < F_c$؛ وهذا يعنـي بـأن معالم الإنحدار ليست جميعها مساوية للصفر، والعكس بالضرورة صحيح.

في هذا المثال التطبيقي لدينا إحصائية الاختبار هي: $F_c = 79,31106$ والقيمة الحرجة لمستوى معنوية 5% هي: $F_{0.05,(6,34)} = 2,38$، إذن بما أن $F_{table} < F_c$؛ وكذلك $P\text{-}Value < 0,05$، فإننا نرفض الفرض العدمي،

وهذا يعني أن هناك واحدا على الأقل من معاملات الانحدار يختلف عن الصفر، ومنه توجد علاقة بين التغير في قيم المتغير التابع والمتغيرات المستقلة الداخلة في تكوين هذا النموذج.

إن المعنوية الجيدة لكل معالم النموذج المقدر، مع إيجاد كل قيم الإحتمالات الحرجة أقل من 0.05، بالإضافة إلى نسبة معامل التحديد، هي نتائج من شأنها أن تعطينا نظرة إحصائية حول نجاعة النموذج في تفسير تغيرات المتغير التابع، وهذا ما يمكن أن نراه من خلال تمثيل السلسلة المقدرة (*Fitted*) ومقارنتها مع بياناتها الأصلية (*Actual*). حيث نلاحظ من خلال الشكل الآتي، شبه المطابقة بين منحنيي السلسلة الأصلية والمقدرة.

الشكل رقم 1: السلسلة الأصلية للمتغير التابع والسلسلة المقدرة له وبواقي التقدير



المصدر: مخرجات برنامج *EViews8*

3- التقييم القياسي:

في هذا الجزء سنختبر مدى توافر شروط الطريقة المستخدمة في تقدير معالم نموذج الانحدار (طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية)، وتتمثل أهم شروط هذه الطريقة في: الاستقلال الذاتي للبواقي؛ ثبات تباين البواقي؛ اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي (التوزيع الطبيعي)، وعدم وجود تعدد خطي بين المتغيرات المستقلة الداخلة في تكوين النموذج.

3-1- اختبار الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية:

تشير مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء إلى وجود ارتباط بين القيم المتتالية للحد العشوائي ε، وفي هذه الحالة تكون قيمة معامل الارتباط بين القيم المتتالية للحد العشوائي (أو معامل التغاير) $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t'}) \neq 0$ غير مساو للصفر، وهي تعني أن خطأ ما حدث في فترة ما، ثم أخذ يؤثر في الأخطاء الخاصة بالفترات المتتالية بطريقة تؤدي لتكرار نفس الخطأ أكثر من مرة، مما يؤدي لظهور قيم الحد العشوائي عند مستوى يختلف عن القيم الحقيقية[6]. ترجع أهمية دراسة الارتباط الذاتي للبواقي في

تحليل الانحدار، إلى أن وجود هذا الارتباط من شأنه أن يجعل قيمة التباين المقدر للخطأ يكون أقل من قيمته الحقيقية، وبالتالي فإن قيمة إحصاءات الاختبار التي تعتمد على هذا التباين مثل (T)، (F)، (R^2) تكون أكبر من قيمتها الحقيقية، مما يجعل القرار الخاص بجودة توفيق النموذج قرار مشكوك في صحته[7].

من بين الاختبارات التي تستخدم في التحقق من وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء؛ اختبار ديربن واتسون *Durbin-Watson* واختبار براش قودفراي *Breusch-Godfrey*.

أ-اختبار ديربن واتسون (DW) للارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية:

هناك بعض الشروط التي يتعين توفرها قبل أن يصلح هذا الاختبار وهي:

- يُستخدم في حالة الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى حسب الشكل: $\varepsilon_i = \rho\varepsilon_{i-1} + \eta_i$
- لابد أن تحتوي معادلة الإنحدار الأصلية بالنموذج على معلمة تقاطعية؛
- يجب ألا يحتوي نموذج الإنحدار الأصلي على المتغير التابع ذو الفجوة الزمنية كأحد متغيراته التفسيرية.
- لابد أن يكون حجم العينة $n \geq 15$ حتى يمكن إجراء الاختبار لأن الجدول الخاص به يبدأ من $n = 15$.

ويهدف اختبار DW إلى اختبار الفرضيتين التاليتين: $\begin{cases} H_0 : \rho = 0 \\ H_1 : \rho \neq 0 \end{cases}$

ويعتمد اختبار DW على الإحصاءة التالية: $$DW = \frac{\sum(\hat{\varepsilon}_i - \hat{\varepsilon}_{i-1})^2}{\sum \hat{\varepsilon}_i^2} \cong 2(1-\rho) \sim DW_{(d_l, d_u, n-k)}$$

حيث DW تأخذ قيمها بين 0 و 4، ويتضح من المعادلة السابقة أنه إذا كان $DW \cong 2$ فإن $\rho = 0$. يوضح الشكل التالي قيم d (الجدولية)، التي تشير إلى وجود أو عدم وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى، أو التي تجعل نتيجة الاختبار غير محددة[8].

الشكل رقم 2: تفسير اختبار ديربن واتسون

0 — d_l	d_l — d_u	d_u — 2	2 — $4-d_u$	$4-d_u$ — $4-d_l$	$4-d_l$ — 4
$\rho > 0$	؟	$\rho = 0$	$\rho = 0$	؟	$\rho < 0$
ارتباط ذاتي موجب	غير محدد	عدم وجود ارتباط	عدم وجود ارتباط	غير محدد	ارتباط ذاتي سالب

la source: Régis Bourbonnais, économétrie, 3ème édition, Dunod, Paris, 2000, p121.

بالاعتماد على الشكل أعلاه يتضح أنه:

- إذا كانت $DW < d_l$ أو $DW > 4 - d_l$ يتم رفض H_0؛
- إذا كانت $d_u < DW < 4 - d_u$ نقبل H_0؛
- إذا كانت $4 - d_u \leq DW \leq 4 - d_l$ أو $d_l \leq DW \leq d_u$ تكون النتيجة غير محددة.

بالنسبة للنموذج المختار *Mod1* يكون اختبار *Durbin Watson* غير قابل للتطبيق بسبب وجود متغيرين اثنين ذو فجوة زمنية، هما $SPIB(-1)$ و $TCPIB(-1)$، وبالتالي سيتم تطبيق اختبار *Breusch-Godfrey*.

ب- اختبار براش قودفراي (Breusch-Godfrey):

انتقد براش قودفراي اختبار DW لأنه محدود بحالة الارتباط الخطي من الرتبة الأولى، وهذا يعني أنه لا يصلح في حالة الارتباط الذاتي من أي رتبة أعلى من الأولى، إضافة إلى أنه لا يعطي نتيجة قاطعة إذا وقعت قيمته المحسوبة في المدى غير المحدد. يرتكز هذا الاختبار على اختبار فيشر أو على مضاعف لاغرانج، والفكرة العامة للاختبار هي البحث عن علاقة معنوية بين ε_i كمتغير تابع و $\varepsilon_{i-1},\varepsilon_{i-2},...,\varepsilon_{i-p}$ كمتغيرات مفسرة، ويكتب نموذج الانحدار الذاتي للأخطاء من الدرجة p على الشكل التالي:

$$\varepsilon_i = \rho_1\varepsilon_{i-1} + \rho_2\varepsilon_{i-2} + ... + \rho_p\varepsilon_{i-p} + \eta_i$$

ليكن النموذج الخطي العام:

$$\begin{aligned} Y_i &= \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + ... + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i \\ &= \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + ... + \beta_k X_{ik} + \rho_1\varepsilon_{i-1} + \rho_2\varepsilon_{i-2} + ... + \rho_p\varepsilon_{i-p} + \eta_i \end{aligned}$$

هذا الاختبار يعتمد على ثلاثة خطوات[9]:

- تقدير البواقي من خلال النموذج العام: $\hat{\varepsilon}_i = Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_{i1} - \hat{\beta}_2 X_{i2} - ... - \hat{\beta}_k X_{ik}$
- القيام بإجراء انحدار البواقي $\hat{\varepsilon}_i$ على جميع المتغيرات المفسرة والبواقي:

$$\hat{\varepsilon}_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + ... + \beta_k X_{ik} + \rho_1\hat{\varepsilon}_{i-1} + \rho_2\hat{\varepsilon}_{i-2} + ... + \rho_p\hat{\varepsilon}_{i-p} + \eta_i$$

ثم حساب معامل التحديد الخاص بهذه المعادلة R^2. نذكر أنه باستعمال هذه المعادلة سنفقد P مشاهدة.

- اختبار الفرضيات: $\begin{cases} H_0 : \rho_1 = \rho_2 = ... = \rho_p = 0 \\ H_1 : \exists \rho_j \neq 0 \quad j = 1,..., p \end{cases}$

ولإجراء الاختبار نحسب إحصاءة LM حيث: $LM = nR^2 \sim \chi^2_p$، وتكون نتيجة الاختبار كالتالي:

- إذا كان $LM < \chi^2_p$ فإننا نقبل H_0 أي هناك استقلالية تامة بين الأخطاء؛
- إذا كان $LM > \chi^2_p$ فإننا نقبل H_1 أي هناك ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

❶ اختبار الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية من الدرجة الأولى

للقيام باختبار الارتباط الذاتي بين الأخطاء من الدرجة الأولى أي: $\begin{cases} H_0 : \rho_1 = 0 \\ H_1 : \rho_1 \neq 0 \end{cases}$؛ سنقوم بإجراء انحدار للبواقي $\hat{\varepsilon}_t$ على جميع المتغيرات المفسرة والبواقي، أي سنقوم بتقدير النموذج التالي:

$$\varepsilon_t = \beta_0 + \beta_1.\mathrm{SPIB}_{t-1} + \beta_2.\mathrm{SBPIB}_t + \beta_3.\mathrm{PP}_t + \beta_4.\mathrm{CCPIB}_t + \beta_5.\mathrm{TCPIB}_t + \beta_6.\mathrm{TCPIB}_{t-1} + \rho_1\varepsilon_{t-1} + \eta_t$$

من أجل $P=1$ وبمساعدة برنامج $EViews8$ نحصل على المخرجات التالية:

الجدول رقم 4: تقدير نموذج إنحدار البواقي من الدرجة الأولى

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.025359	Prob. F(1,33)	0.8744
Obs*R-squared	0.031483	Prob. Chi-Square(1)	0.8592

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 04/02/13 Time: 08:11
Sample: 1971 2011
Included observations: 41
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.142967	2.381743	-0.060026	0.9525
SPIB(-1)	0.004898	0.081349	0.060210	0.9524
SBPIB	-0.001678	0.074180	-0.022621	0.9821
PP	-0.000879	0.035993	-0.024411	0.9807
CCPIB	-0.001452	0.073845	-0.019668	0.9844
TCPIB	-0.000482	0.096102	-0.005014	0.9960
TCPIB(-1)	-0.000888	0.096548	-0.009202	0.9927
RESID(-1)	-0.030963	0.194437	-0.159246	0.8744

R-squared	0.000768	Mean dependent var	3.72E-15

المصدر: مخرجات برنامج *EViews8*

من الجدول أعلاه نلاحظ أن الاحتمال الحرج لفيشر يساوي 87,44%، إذن نقبل الفرضية H_0 عند مستوى معنوية 5%، ولتأكيد ذلك نجري الاختبار. لدينا إحصاءة LM حيث:

$$LM = nR^2 = 41 \times 0{,}000768 = 0{,}031483 < \chi^2_{0.05}(1) = 3{,}841$$

ومنه نقبل H_0 عند مستوى معنوية 5%، أي ليس هناك ارتباط ذاتي بين الأخطاء من الدرجة الأولى.

❷ اختبار الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية من الدرجة الثانية

لاختبار الارتباط الذاتي من الدرجة الثانية بين الأخطاء العشوائية، سنستخدم اختبار براش قودفراي، حيث نجد بعد عملية التقدير من أجل $P = 2$ النتائج التالية:

الجدول رقم 5: تقدير نموذج انحدار البواقي من الدرجة الثانية

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.222634	Prob. F(2,32)	0.8016
Obs*R-squared	0.562672	Prob. Chi-Square(2)	0.7548

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 04/02/13 Time: 08:32
Sample: 1971 2011
Included observations: 41
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.368853	2.428066	-0.151912	0.8802
SPIB(-1)	0.011965	0.082794	0.144516	0.8860
SBPIB	-0.006018	0.075139	-0.080089	0.9367
PP	-0.002386	0.036388	-0.065567	0.9481
CCPIB	-0.003272	0.074555	-0.043891	0.9653
TCPIB	0.004030	0.097206	0.041458	0.9672
TCPIB(-1)	-0.000625	0.097408	-0.006412	0.9949
RESID(-1)	-0.037338	0.196413	-0.190100	0.8504
RESID(-2)	-0.120092	0.185228	-0.648348	0.5214

R-squared	0.013724	Mean dependent var	3.72E-15

المصدر: مخرجات برنامج *EViews8*

من الجدول أعلاه نلاحظ أن الاحتمال الحرج لفيشر يساوي 80,16%، إذن نقبل الفرضية H_0 عند مستوى معنوية 5%، ولتأكيد ذلك نجري الاختبار. لدينا إحصاءة LM حيث:

$$LM = nR^2 = 41 \times 0{,}013724 = 0{,}562672 < \chi^2_{0.05}(2) = 5{,}99$$

ومنه نقبل H_0 عند مستوى معنوية 5%، أي ليس هناك ارتباط ذاتي بين الأخطاء من الدرجة الثانية.

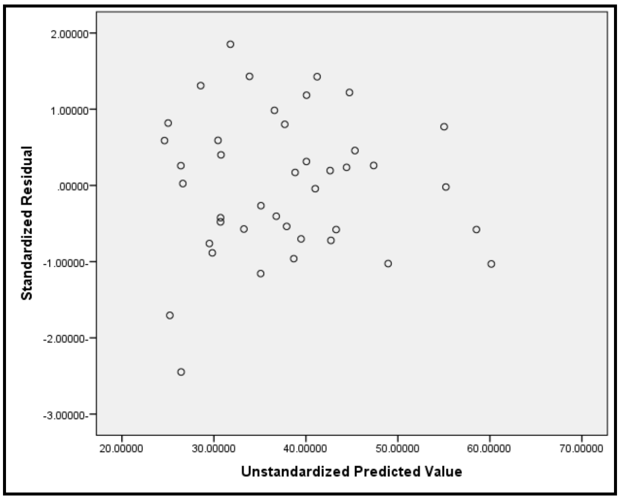
3-2- اختبارات الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين:

إن عدم ثبات التباين في نموذج الانحدار سيترتب عليه نفس الآثار المترتبة في حالة وجود ارتباط ذاتي بين البواقي، حيث تكون الأخطاء المعيارية مقدرة بأقل من قيمتها الحقيقية، وبالتالي تصبح هذه التقديرات متحيزة، الأمر الذي يجعل نتائج الاستدلال الإحصائي مشكوك في صحتها[10]. يشير اختلاف التباين إلى الحالة التي يكون فيها تباين الخطأ غير ثابت عند كل قيم المتغير المستقل، أي $E(X_i \cdot \varepsilon_i) \neq 0$ وعليه فإن: $E(\varepsilon_i^2) \neq \sigma_\varepsilon^2 \quad \forall i$. وإذا فرضنا النموذج الخطي العام: $Y = X\beta + \varepsilon$، ستكون المصفوفة Ω كالتالي: $\Omega = E(\varepsilon\varepsilon') \neq \sigma_\varepsilon^2 \cdot \mathrm{I}_n$، ولاختبار وجود هذه المشكلة نستخدم الطريقتين التاليتين:

أ- الطريقة البيانية:

من خلال الشكل البياني المبين أدناه، نلاحظ أن انتشار وتوزيع البواقي يأخذ شكلا عشوائيا على جانبي الخط الذي يمثل الصفر (وهو الخط الذي يفصل بين البواقي السالبة والبواقي الموجبة)، حيث أنه لا يمكننا رصد نمط أو شكل معين لتباين هذه البواقي، وهو ما يعني أن هناك تجانس أو ثبات في تباين الأخطاء، وبالتالي فإن شرط ثبات تباين البواقي، من شروط استخدام طريقة المربعات الصغرى متوفر.

الشكل رقم 3: توزع بواقي التقدير



المصدر: مخرجات برنامج *SPSS20*

ب- الطريقة الحسابية:

توجد هناك اختبارات إحصائية عديدة للكشف عن هذه المشكلة، نتعرض لبعض منها فيما يلي:

❶ **اختبار *H.White*:**

الاختبار المقترح من طرف $H.White$ يعتمد على تحدير $\hat{\varepsilon}_i^2$ في كل المتغيرات المستقلة، مربعاتها وحاصل ضرب قيمها المتقاطعة. لنفرض لدينا النموذج التالي:

$$\begin{cases} Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \ldots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i \quad , \quad (i = 1,2,\ldots,n) \ldots\ldots\ldots(1) \\ V(\varepsilon_i) \neq \sigma_\varepsilon^2 \end{cases}$$

وتكون خطوات الاختبار كالتالي:

- تقدير النموذج العام بطريقة المربعات الصغرى ثم حساب مربعات البواقي $\hat{\varepsilon}_i^2$؛
- تقدير النموذج التالي: $\hat{\varepsilon}_i^2 = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \gamma_1 X_{i1}^2 + \beta_2 X_{i2} + \gamma_2 X_{i2}^2 + \ldots + \beta_k X_{ik} + \gamma_k X_{ik}^2 + \eta_i$

وهنا يوجد $(2k+1)$ معلم مفسر، ثم حساب معامل التحديد الخاص بهذه المعادلة R^2؛

- إجراء الاختبار: $\begin{cases} H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \gamma_1 = \beta_2 = \gamma_2 = \ldots = \beta_k = \gamma_k = 0 \\ H_1 : \exists \beta_i \vee \gamma_i \neq 0 \end{cases}$

حيث H_0 هي فرضية ثبات تباين الأخطاء. نستخدم هنا إحصاءة مضاعف لاغرنج LM حيث: $LM = nR^2 \sim \chi_{2k}^2$، وتكون نتيجة الاختبار كالتالي:

☒ إذا كان $LM \leq \chi_{2k}^2$ فإننا نقبل H_0 أي هناك تباين متجانس؛ *les résidus sont homoscédastiques*

☒ إذا كان $LM > \chi_{2k}^2$ فإننا نقبل H_1 أي هناك تباين غير متجانس *les résidus sont hétéroscédastiques*

لاختبار مشكلة عدم ثبات التباين نستخدم برنامج *EViews8*، حيث نحصل على النتائج التالية:

الجدول رقم 6: اختبار *H.White* لمشكلة عدم تجانس تباين البواقي

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.628381	Prob. F(27,13)	0.8506
Obs*R-squared	23.21334	Prob. Chi-Square(27)	0.6735
Scaled explained SS	14.93113	Prob. Chi-Square(27)	0.9704

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 03/31/13 Time: 22:12
Sample: 1971 2011
Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.248400	47.37706	-0.068565	0.9464
SPIB(-1)	-0.233121	2.353401	-0.099057	0.9226
SPIB(-1)^2	0.029682	0.051484	0.576533	0.5741
SPIB(-1)*SBPIB	0.057303	0.156100	0.367091	0.7195
SPIB(-1)*PP	-0.014707	0.059499	-0.247175	0.8086
SPIB(-1)*CCPIB	-0.098703	0.102531	-0.962670	0.3533
SPIB(-1)*TCPIB	-0.382697	0.272127	-1.406318	0.1831
SPIB(-1)*TCPIB(-1)	-0.070766	0.250036	-0.283022	0.7816
SBPIB	0.025449	4.201836	0.006057	0.9953
SBPIB^2	-0.037648	0.070686	-0.532612	0.6033
SBPIB*PP	-0.067110	0.080141	-0.837408	0.4175
SBPIB*CCPIB	0.107532	0.084436	1.273534	0.2251
SBPIB*TCPIB	-0.046880	0.251344	-0.186516	0.8549
SBPIB*TCPIB(-1)	-0.008748	0.167149	-0.052335	0.9591
PP	0.696100	2.434747	0.285902	0.7795
PP^2	-0.012783	0.018317	-0.697838	0.4976
PP*CCPIB	0.086232	0.060895	1.416071	0.1803
PP*TCPIB	0.089972	0.112251	0.801530	0.4372
PP*TCPIB(-1)	0.048046	0.169129	0.284082	0.7808
CCPIB	2.056011	3.532553	0.582018	0.5705
CCPIB^2	-0.063740	0.065493	-0.973233	0.3482
CCPIB*TCPIB	-0.110597	0.193885	-0.570425	0.5781
CCPIB*TCPIB(-1)	-0.005279	0.204856	-0.025771	0.9798
TCPIB	6.753259	6.554307	1.030354	0.3216
TCPIB^2	0.295283	0.291212	1.013979	0.3291
TCPIB*TCPIB(-1)	0.658153	0.499730	1.317016	0.2106
TCPIB(-1)	-2.538622	5.746298	-0.441784	0.6659
TCPIB(-1)^2	0.058522	0.099172	0.590108	0.5652
R-squared	0.566179	Mean dependent var		5.922378

المصدر: مخرجات برنامج *EViews8*

- بالنسبة لاختبار فيشر، لدينا: $F^* = 0{,}628381 < F_{27;13}^{0,05} = 2{,}21$
- لدينا إحصاءة مضاعف لاغرنج LM: $LM = nR^2 = 41 \times 0{,}566179 = 23{,}213 < \chi^2_{0,05}(27) = 40{,}11$

وما يدعم النتيجتين السابقتين؛ الاحتمال الحرج لكل من اختبار فيشر واختبار مضاعف لاغرنج، حيث تساوي الأولى 85,06% أما الثانية 67,35% وهما أكبر من مستوى المعنوية 5%، وهذا يستلزم قبول H_0، أي أن هناك تباين متجانس للبواقي (*les résidus sont homoscédastiques*).

❷ **اختبار *ARCH-LM* *(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)*:**

الهدف من هذا الاختبار هو معرفة ما إذا كان هناك ارتباط بين مربعات البواقي، وهذا الاختبار يعتمد على اختبار فيشر أو مضاعف لاغرنج (إحصائية χ^2). لإجراء الاختبار نقوم بالخطوات التالية:

- تقدير النموذج العام بطريقة المربعات الصغرى ثم حساب مربعات البواقي: $(\hat{\varepsilon}_i^2, \hat{\varepsilon}_{i-1}^2, ..., \hat{\varepsilon}_{i-p}^2)$
- القيام بإجراء انحدار ذاتي لـــ $\hat{\varepsilon}_i^2$ على $(\hat{\varepsilon}_{i-1}^2, \hat{\varepsilon}_{i-2}^2, ..., \hat{\varepsilon}_{i-p}^2)$ أي:

$\hat{\varepsilon}_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{i-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{i-2}^2 + ... + \alpha_p \hat{\varepsilon}_{i-p}^2 + \eta_i$، ثم نحسب معامل التحديد R^2؛

- إجراء الاختبار: $\begin{cases} H_0 : \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = ... = \alpha_p = 0 \\ H_1 : \exists \alpha_i \neq 0 \end{cases}$

ونستخدم هنا إحصاءة مضاعف لاغرنج LM حيث: $LM = nR^2 \sim \chi_p^2$. تمثل هنا n عدد المشاهدات المتعلق بمعادلة الانحدار في الخطوة الثانية، وتكون نتيجة الاختبار كالتالي:

- إذا كان $LM \leq \chi_p^2$ فإننا نقبل H_0 أي التباين الشرطي للأخطاء متجانس؛
- إذا كان $LM > \chi_p^2$ فإننا نقبل H_1 أي التباين الشرطي للأخطاء غير متجانس.

لاختبار الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى بين مربعات البواقي نستخدم اختبار *ARCH-LM*، ولهذا الغرض سنقوم بتقدير النموذج التالي: $\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \eta_t$

ولإجراء الاختبار: $\begin{cases} H_0 : \alpha_0 = \alpha_1 = 0 \\ H_1 : \exists \alpha_i \neq 0 \end{cases}$ نستخدم برنامج *EViews8* حيث نحصل على النتائج التالية:

الجدول رقم 7: اختبار *ARCH-LM* للارتباط الذاتي من الدرجة الأولى بين مربعات البواقي

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	2.907436	Prob. F(1,38)	0.0963
Obs*R-squared	2.842941	Prob. Chi-Square(1)	0.0918

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 03/31/13 Time: 23:02
Sample (adjusted): 1972 2011
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.511771	1.567663	2.878024	0.0065
RESID^2(-1)	0.264939	0.155378	1.705120	0.0963
R-squared	0.071074	Mean dependent var	6.070327	

المصدر: مخرجات برنامج *EViews8*

- بالنسبة لاختبار فيشر، لدينا: $F^* = 2{,}907436 < F_{1;38}^{0{,}05} = 4{,}10$، ولدينا إحصاءة مضاعف لاغرنج المستخرجة من الجدول أعلاه: $LM = nR^2 = 40 \times 0{,}071074 = 2{,}8429 < \chi_{0{,}05}^2(1) = 3{,}841$

وما يدعم النتيجتين السابقتين؛ الاحتمال الحرج لكل من اختبار فيشر واختبار مضاعف لاغرنج، حيث تساوي الأولى 9,63% أما الثانية 9,18% وهما أكبر من مستوى المعنوية 5%، وهذا يستلزم قبول H_0، أي التباين الشرطي للبواقي متجانس (*homoscédasticité conditionnelle*).

3-3- اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:

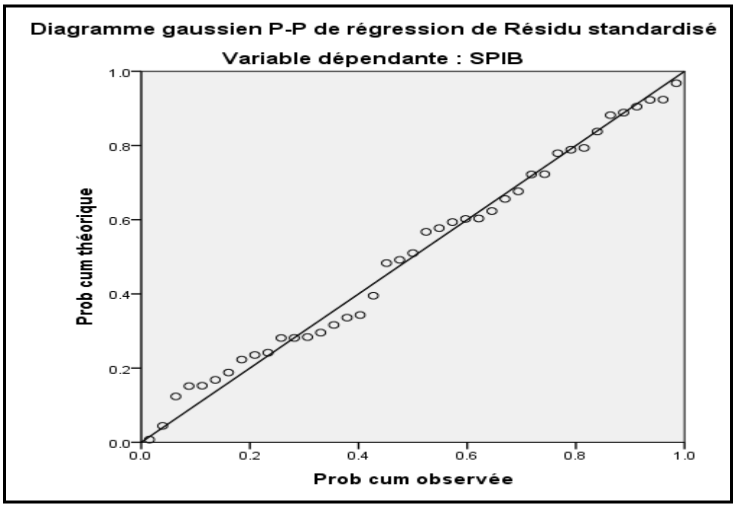
لكي يمكن استخدام كلا من اختبار فيشر وستودنت، سواء عند اختبار المعنوية الكلية أو المعنوية الجزئية لنموذج الانحدار، يلزم توفر شرط اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي. ونود الإشارة إلى أن التقيد بهذا الشرط مرتبط بحجم العينة، إذ يعتبر شرطا ضروريا في حالة العينات الصغيرة، أما في حالة العينات الكبيرة فيمكن التخلي عنه، وذلك لأنه وفقا لنظرية النهاية المركزية نجد أن التوزيعات الاحتمالية تؤول إلى

التوزيع الطبيعي في حالة العينات التي يزيد حجمها عن 30 مشاهدة. يمكننا دراسة اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي بطريقتين، الطريقة البيانية والطريقة الحسابية.

أ-الطريقة البيانية:

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

الشكل رقم 4: الاحتمال التجميعي المشاهد والاحتمال التجميعي المتوقع للبواقي المعيارية



المصدر: مخرجات برنامج *SPSS20*

كما هو موضح في الشكل السابق، نجد أن البواقي تتوزع بشكل عشوائي على جانبي الخط، مما يعني أن البواقي تتوزع توزيعا معتدلا (أي أنها تتبع التوزيع الطبيعي).

ب- الطريقة الحسابية:

يمكن دراسة اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي حسابيا عن طريق تطبيق الاختبارات الإحصائية التالية:

❶ **اختبار *Skewness*:**

بداية لدينا: $S = \frac{\left[E(\varepsilon_i^3)\right]^2}{\left[E(\varepsilon_i^2)\right]^3} \sim N(0,6/\sqrt{n})$، ولاختبار فرضية التناظر (*Symétrie*): $H_0 : \nu_1 = 0$، نقوم بحساب الإحصائية:

$$\nu_1 = \frac{|S-0|}{\sqrt{6/n}} = \frac{|-0,194887-0|}{\sqrt{6/41}} = 0,509 < 1.96$$

بما أن $\nu_1 \le 1.96$ فإننا نقبل H_0، ومنه سلسلة البواقي متناظرة.

❷ **اختبار *Kurtosis*:**

لدينا: $K = \frac{E(\varepsilon_i^4)}{\left[E(\varepsilon_i^2)\right]^2} \sim N(3, \sqrt{24/n})$ ، ولاختبار فرضية التسطح الطبيعي (*aplatissement normal*):

$H_0 : v_2 = 0$ ، نقوم بحساب الإحصائية: $v_2 = \frac{|K-3|}{\sqrt{24/n}} = \frac{|2{,}87066-3|}{\sqrt{24/41}} = 0.169 < 1.96$

بما أن $v_2 \leq 1.96$ فإننا نقبل H_0 ، أي نقبل فرضية التسطح الطبيعي لسلسلة البواقي.

❸ **اختبار جارك–بيرا (*Jarque-Bera*):**

يمكن دراسة توزيع سلسلة البواقي، وذلك باختبار التوزيع الطبيعي الذي يعتمد على إحصائية *Jarque-Bera*، وهذه الأخيرة ترتبط بمؤشر *Kurtosis* ومؤشر *Skewness*، كما أنها تتبع توزيع $\chi_\alpha^2(2)$.

يكون شكل الاختبار كالتالي:

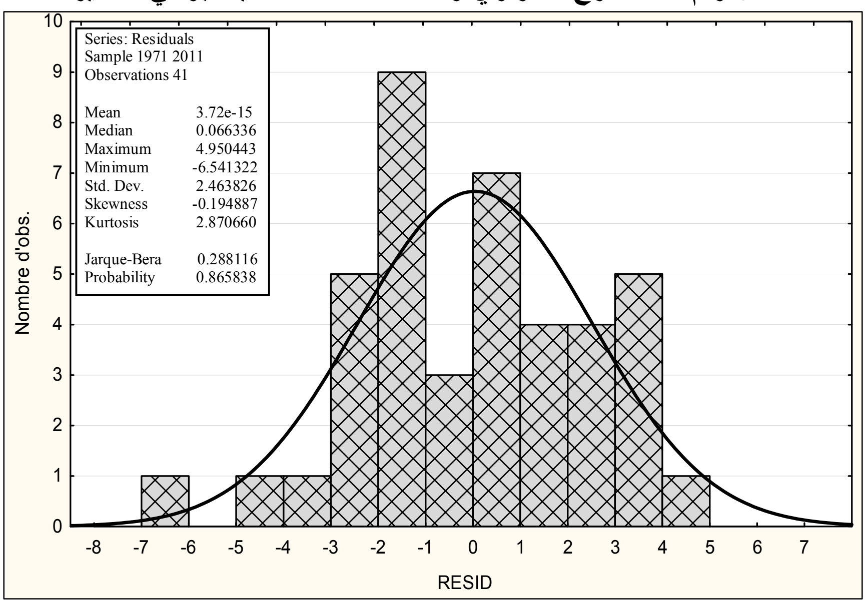
$$\begin{cases} H_0 : \sqrt{S} = K - 3 = 0 \\ H_1 : \sqrt{S} = K - 3 \neq 0 \end{cases}$$

، الفرضية H_0 تعني التوزيع الطبيعي.

وتُحسب إحصائية *Jarque-Bera* كالتالي: $J.B = \frac{T-K}{6}\left[S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2\right] = 0{,}288 < \chi_{0.05}^2(2) = 5.99$

بما أن إحصائية *Jarque-Bera* تساوي 0,288 وهي أقل من قيمة $\chi_{0.05}^2(2) = 5.99$ ، فإننا لا نستطيع رفض الفرضية الأساسية القائلة بأن البواقي تتوزع توزيعا طبيعيا. كذلك كإجراء بديل، بما أن القيمة الاحتمالية (*p-value*) لإحصائية *Jarque-Bera* التي تساوي 0,86 هي أكبر من مستوى المعنوية 0,05، لذا فإننا لا نستطيع رفض الفرضية H_0 ، ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي عند مستوى معنوية 5%. يلخص الشكل أدناه جميع المقاييس الإحصائية، مثل الوسط الحسابي للبواقي الذي يساوي صفرا (3.72e-15). كما نشاهد في الرسم البياني، شكل الجرس الذي يميز منحنى دالة الكثافة الاحتمالية للمتغير العشوائي $\hat{\varepsilon}_i$ ، والذي يؤكد على اعتدالية سلسلة البواقي.

الشكل رقم 5: المدرج التكراري ودالة الكثافة الاحتمالية لبواقي التقدير



المصدر: مخرجات برنامج *EViews8* و*STATISTICA10*، بتصرف.

❹ **اختبار كولموجوروف ــ سميرنوف (*Kolmogorov-Smirnov*) وشابيرو ــ ويليك (*Shapiro-Wilk*):**

يتضح من نتائج التحليل الإحصائي المبين في الجدول أدناه، أن الإحصائية المحسوبة لاختبار كولموجوروف ــ سميرنوف عند درجة حرية 41 تساوي 0,084، مع قيمة الاحتمال الحرج *p.value* تساوي 0,20، وهي أكبر من مستوى المعنوية 0,05، وأن الإحصائية المحسوبة لاختبار شابيرو ــ ويليك عند درجة حرية 41 تساوي 0,984، مع قيمة الاحتمال الحرج *p.value* تساوي 0,806، وهي كذلك أكبر من مستوى المعنوية 0,05. ومن ثم فإننا نقبل الفرض العدمي القائل بأن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي، وهو ما يدعم النتيجة التي توصلنا إليها من خلال الرسم البياني ومن خلال اختبار جارك- بيرا، وبالتالي فإن شرط اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي وهو من شروط استخدام طريقة المربعات الصغرى متوافر.

الجدول رقم 8: اختبار كولموجوروف ــ سميرنوف واختبار شابيرو ــ ويليك لاعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي

	Kolmogorov-Smirnov[a]			Shapiro-Wilk		
	Statistique	ddl	Signification	Statistique	ddl	Signification
Standardized Residual	0.084	41	0.200*	0.984	41	0.806

*. Il s'agit d'une borne inférieure de la signification réelle.
a. Correction de signification de Lilliefors

المصدر: مخرجات برنامج *SPSS20*، بتصرف.

3-4- اختبار وجود الازدواج الخطي بين المتغيرات المستقلة:

إن الشرط الأهم لتطبيقات المربعات الصغرى هو أن المتغيرات المستقلة ليست مرتبطة خطيا تماما، أي أن: $r_{X_i,X_j} \neq 0$، أو لا توجد أية علاقة خطية صحيحة فيما بين متغيرين مستقلين أو أكثر. كما أن الفرضية الخاصة بالمصفوفة X بالنسبة للنموذج الخطي العام تتطلب أن تكون رتبة X مساوية لـ k أي: $Rang(\mathrm{X}) = k$. وتنشأ هذه المشكلة عند اختلال هذه الشروط، أي عندما يكون واحد على الأقل من المتغيرات المستقلة توليفة خطية من المتغيرات الأخرى، وينتج عن ذلك وجود عدد قليل جدا من المعادلات الطبيعية المستقلة، ومن ثَمَّ عدم إمكانية اشتقاق مقدرات للمعالم الموجودة بالنموذج كافة. كمثال على التعدد الخطي، نجد في فترات الرواج أو النمو الاقتصادي؛ تنمو التصرفات الاقتصادية الأساسية رغم أن بعضها ينمو ضمنيا تحت غطاء بعض المتغيرات الأخرى[11].

مثلا إذا كان لدينا النموذج التالي: $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \varepsilon_i$ وإذا كانت $\lambda = X_{i2}/X_{i1}$، فسيكون أي تحرك للمتغير X_{i1} متبوعا بتحرك X_{i2}، ولا يمكننا فصل أثر X_{i1} على Y بدون المتغير X_{i2} وبالتعويض نجد: $Y_i = \beta_0 + (\beta_1 + \lambda\beta_2)X_{i1} + \varepsilon_i$، ومنه نستطيع تقدير المقدار $(\beta_1 + \lambda\beta_2)$، ولا يمكننا الفصل بين β_1 و β_2 من أجل الحصول على مقدرتيهما المنفصلتين، أي إذا كانت $Rang(\mathrm{X}) < k$ حيث تكون المصفوفة $(\mathrm{X'X})$ بدون معكوس لأن محددها يساوي 0، ومنه لا يمكننا حساب مقدر المربعات

الصغرى العادية $\hat{\beta}$ كما أشرنا لذلك من قبل، وتسمى هذه الحالة بالتعدد الخطي التام أي $r_{X_i,X_j}=1$. وأبسط حالة يظهر بها هذا الأخير هي لما يكون الارتباط ليس تاما، ومن نتائج ذلك أن تباينات المقدرات $\hat{\beta}$ تكون كبيرة، وبالتالي تكون أخطاؤها المعيارية كذلك كبيرة، ومنه تكون $\hat{\beta}$ غير محددة.

كما ينتج عن ذلك ضعف مصداقية وفعالية المعادلات الطبيعية للمربعات الصغرى في تقدير معادلة الانحدار المقترحة، وهذا يجر وراءه ضعف المعنوية الإحصائية وعدم موضوعية معاملات معادلة الانحدار المقدرة. من جهة أخرى، إذا كانت هناك علاقة ارتباطية قوية بين متغيرين، فإنه من المستحيل عزل تأثير كل منهما على المتغير التابع. ويكون تحليل نتائج نموذج الانحدار المعني غير ذي مصداقية[12]. إن مشكلة قياس الارتباط الخطي في نماذج ذات أكثر من متغيرين قد عولجت بأكثر من طريقة، وسنكتفي هنا باستخدام طريقة معامل تضخم التباين (*VIF*).

للفصل في وجود تعدد خطي من عدمه سنعتمد على معامل تضخم التبـــاين *Variance Inflation Factor (VIF)* لكل متغير من المتغيرات المستقلة، بحيث إذا كانت قيمة (*VIF*) أقل من 5 فإنه يمكن الحكم بعدم وجود ازدواج خطي، ويعرف معامل تضخم التباين كما يلي: $VIF\left(\hat{\beta}_J\right)=\dfrac{1}{1-R_J^2}$

حيث R_J^2 هو مربع معامل الارتباط المتعدد ما بين المتغير المستقل X_{ij} وبقية المتغيرات المستقلة الأخرى. وطبقا للنتائج الموضحة في الجدول أدناه، نجد أن جميع قيم معامل تضخم التباين *VIF* أقل مـــن 5، وبالتالي نستطيع التأكيد على عدم وجود مشكلة ازدواج خطي بين المتغيرات المستقلة الداخلة في تكوين النموذج المقدر.

الجدول رقم 9: معامل تضخم التباين *VIF*

Variance Inflation Factors
Date: 03/31/13 Time: 21:48
Sample: 1970 2011
Included observations: 41

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	4.727200	27.13856	NA
SPIB(-1)	0.005509	47.08329	2.799374
SBPIB	0.005237	2.010547	1.943357
PP	0.001229	10.71627	4.396502
CCPIB	0.005216	2.632620	2.367058
TCPIB	0.008962	2.028542	1.351103
TCPIB(-1)	0.009024	2.133930	1.392215

المصدر: مخرجات برنامج *EViews8*

خاتمة:

تطرقت هذه الدراسة إلى الكيفية الصحيحة التي يتم بها تقييم واختبار نماذج القياس الاقتصادي، حيث استندت على إعطاء صورة نظرية لمختلف الاختبارات اللازمة كلما دعت الضرورة لذلك، مع التطبيق العملي لها. وقد بينت الدراسة أنه لابد من توفر ثلاثة معايير أساسية، هي: أولا **المعايير الاقتصادية**، والتي تتحدد من خلال مبادئ النظرية الاقتصادية، وتتعلق هذه المعايير بحجم وإشارة المعلمات المقدرة، فالنظرية الاقتصادية قد تضع قيودا مُسبقة على حجم وإشارة المعلمات، وهي تعتمد في ذلك على منطق معين. فإذا ما جاءت المعلمات المقدرة على عكس ما تقرره النظرية مُسبقا، فإن هذا يمكن أن يكون مبررا لرفض هذه المعلمات المقدرة. ثانيا **المعايير الإحصائية**، والتي تهدف إلى اختبار مدى الثقة الإحصائية في التقديرات الخاصة بمعلمات النموذج، حيث تختبر معنوية المعاملات المقدرة، واختبار المقدرة التفسيرية للنموذج، إضافة إلى اختبار المعنوية الكلية للنموذج. أخيرا **المعايير القياسية**، والتي تهدف إلى التأكد من أن الافتراضات التي تقوم عليها المعايير الإحصائية منطبقة في الواقع، فإذا كانت هذه الافتراضات متوفرة في الواقع، فإن هذا يكسب المعلمات المقدرة صفات معينة أهمها عدم التحيز والاتساق. أما إذا لم تتحقق هذه الافتراضات فإن هذا يؤدي إلى فقدان المعلمات المقدرة بعض الصفات السابقة، بل ويؤدي أصلا إلى عدم صلاحية المعايير الإحصائية نفسها.

الإحالات والهوامش:

[1] سمير محمد عبد العزيز، الاقتصاد القياسي مدخل في اتخاذ القرارات، الإشعاع للنشر، الإسكندرية، 1997، ص187.

[2] G.Saporta, probabilités analyse des données et statistique, éd Technip, Paris, 1990, p319.

[3] تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، الجزء1، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 1999، ص49.

[4] هاري كلجيان و والاس أوتس، ترجمة المرسي السيد حجازي وعبد القادر محمد عطية، مقدمة في الاقتصاد القياسي، ط1، جامعة الملك سعود للنشر العلمي والمطابع، الرياض، 2001، ص112.

[5] يقصد بها اختبار الشكل الدالي للعلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية في نموذج الانحدار، وذلك باستخدام اختبار فيشر. فمثلا، بما أن الباحث اختار نموذج الانحدار الخطي لتمثيل العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، فإن اختبار المعنوية الكلية للنموذج، يقصد به الإجابة على السؤال التالي: هل الشكل الدالي المقترح (النموذج الخطي) هو نموذج مقبول لتمثيل العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية أم لا؟ بحيث أنه في حالة النفي فإنه يتعين على الباحث محاولة إيجاد نموذج آخر يمكن أن يقدم وصفا أفضل للعلاقة بين متغيرات النموذج، كأن يقترح نموذج غير خطي للعلاقة.

[6] عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، الإسكندرية، 2000، ص386.

[7] أسامة ربيع أمين سليمان، التحليل الإحصائي للمتغيرات المتعددة باستخدام برنامج SPSS، القاهرة، 2008، ص107.

[8] Régis Bourbonnais, économétrie, 3ème édition, Dunod, Paris, 2000, p121.

[9] شيخي محمد، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات، ط1، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان – الأردن، 2012، ص100.

[10] أسامة ربيع أمين سليمان، مرجع سبق ذكره، ص107.

[11] هاري كلجيان و والاس أوتس، مرجع سبق ذكره، ص302.

[12] مكيد علي، الاقتصاد القياسي دروس ومسائل محلولة، ط2، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2011، ص ص139–140، بتصرف.