جامعة الجزائر 3

كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير

قسم العلوم الاقتصادية

مطبوعة موجهة لطلبة السنة الثانية ماستر علوم اقتصادية

تخصص: تحليل اقتصادي واستشراف

طرق التنبؤ

من إعداد:

د.موهوني مليكة

أستاذة محاضرة أ

السنة الجامعية 2021– 2022

الفصل الثالث: منهجية بوكس–جينكينز للأجل القصير

الفصل الرابع: نموذج الانحدار الذاتي المتجه VAR

المقدمة

يهدف التحليل الاقتصادي إلى البحث في العلاقات التابعية بين الظواهر؛ أي البحث في العلاقات السببية بين الظواهر الاقتصادية، ويعمل على إرجاع الظاهرة الاقتصادية إلى عناصرها الأساسية التي يمكن فهمها أكثر من فهم الظاهرة ككل، ومن ثم صياغة فرضية تفسير هذه الظاهرة على أساس العلاقة السببية.

تساعد الطرق الكمية على تحليل ونمذجة مختلف الظواهر الاقتصادية الواقعية تحليلا كميا، وذلك باستخدام أساليب الاستقراء الإحصائي المناسبة، بهدف التنبؤ واتخاذ القرارات الإستراتيجية ورسم السياسات الاقتصادية.

حرصنا عند إعداد هذه المطبوعة لتغطية مقرر "طرق التنبؤ" على أن تكون موضوعاتها مبسطة ومختصرة ومدعمة بأمثلة اقتصادية، اعتمادا على البرنامج المقرر لطلبة السنة الثانية ماستر في كلية الاقتصاد، تخصص تحليل اقتصادي واستشراف، حيث اعتمدنا في إعدادها على العديد من المراجع العالمية المذكورة فيها.

وقد تم عرض تلك الموضوعات ضمن أربعة فصول وهي:

- الفصل الأول: أشكال دوال الانحدار الخطي وغير الخطي.
- الفصل الثاني: المعادلات الآنية وطرق استخدامها
- الفصل الثالث: المعادلات الآنية وطرق استخدامها
- الفصل الرابع: نموذج الانحدار الذاتي المتجهVAR

نأمل أن نكون قد وفقنا في عرض هذه الفصول، كما نأمل من القراء الكرام أن يوافونا بأية ملاحظة قد تكون مفيدة لنا.

الفصل الأول:

أشكال دوال الانحدار الخطي وغير الخطي

تمهيد

يعتبر تحليل الانحدار من الموضوعات الهامة التي لا غنى عنها للباحثين في المجالات العلمية المختلفة ومن ثم فإنه يتعين على المهتمين ببناء النماذج الاقتصادية الإلمام الكافي بالفرضيات التي يجب توافرها في حالة تقدير نماذج الانحدار الخطية باستخدام طريقة المربعات الصغرى، حيث أن إغفال فرض أو أكثر من هذه الفروض يترتب عليه أخطاء في تقدير المعالم ودرجة معنوياتها، وتكون التوقعات متحيزة. ومن ناحية أخرى فعندما لا يكون النموذج المراد تقديره خطية فإننا نكون بحاجة إلى التعرف على الطرق المختلفة لتقدير معالم العلاقات الغير الخطي.

سنتطرق في هذا الفصل إلى أشكال الانحدار الخطية وغير الخطية وبالأخص النماذج الخطية في المعلمات ولكن ليست بالضرورة خطية في المتغيرات[1]، و ونوضح كيفية التعامل معها، وقبل هذا ارتأينا أن نقدم أولا مفهوما لتحليل الانحدار.

ما هو تحليل الانحدار؟

تحليل الانحدار يهتم بوصف وتقييم العلاقة بين متغير (عادة يسمى المتغير التابع) وواحد أو أكثر لمتغيرات أخرى (تسمى عادة المتغيرات المفسرة أو المتغيرات المستقلة) ويرمز للمتغير المفسر عادة بـ Y والمتغيرات المفسرة بـ $x_1 \; x_2 \ldots x_n$.

فبصفة عامة تنقسم نماذج الانحدار إلى قسمين، نماذج الانحدار البسيط ونماذج الانحدار المتعدد. بالنسبة لنموذج الانحدار البسيط فهو عبارة عن نموذج يتكون من متغير مستقل واحد قد يكون هذا النموذج خطيًا إذا كانت العلاقة بين المتغيرين المدروسين معبر عنها في شكل معادلة خط مستقيم، ويكون غير خطي إذا كانت العلاقة من نوع اخر. أما نموذج الانحدار المتعدد هو الذي يتكون من أكثر من متغير مستقل يكون نموذج الانحدار المتعدد بدوره خطيًا أو غير خطي ، وقبل تقدير العلاقة بين المتغير التابع والمتغير المستقل أو(المتغيرات المستقلة)، يجب أولا البحث عن أنسب الصيغ الرياضية التي تعبر عن هذه العلاقة تعبيراً دقيقاً.

الانحدار الخطي

يكتب الشكل العام لنموذج الانحدار الخطي على النحو التالي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \cdots + \beta_k X_k + \mu_t \ldots . (1), t = 1, \ldots n$$

والذي يكتب على الشكل المصفوفي كما يلي:

$$Y = X\beta + \mu$$

[1] هناك حالات قد تضطر فيها إلى دراسة نماذج الانحدار التي لا تكون خطية في المعلمات، لمعلومات أكثر أنظر كتاب:

Gujarati Damodar, Traduction de la 4ème édition américaine par Bernier Bernard, Econométrie, édition de Boeck, 1ére édition, Bruxelles, Belgique, 2004, Chapitre 14, p563.

.

حيث:

Y : شعاع عمودي ذو البعد $(n\times 1)$، يعرف بالمتغير التابع، X : مصفوفة أبعادها $(n\times k+1)$ تحتوي على مشاهدات المتغيرات المستقلة يحتوي عمودها الأول على قيم الواحد الصحيح ليمثل الحد الثابت، B : شعاع عمودي أبعاده $(k+1\times 1)$ يحتوي على المعلمات المراد تقديرها، هذا الشعاع يحوي على الحد الثابت β_0 و معاملات الميل β_k، μ: شعاع الأخطاء أبعاده $(n\times 1)$، الذي يشمل كل المتغيرات التي لا يمكن إدراجها في النموذج لعدم توفر البيانات أو خطأ القياس في البيانات.

بشكل عام المتغيرة Y يفترض أن تكون عشوائية، يمكن قياسها بأربعة مقاييس مختلفة: مقياس النسبة، مقياس الفترة، المقياس الترتيبي، المقياس الوصفي. أما المتغيرات المستقلة فيمكن هي أيضا قياسها بهذه المقاييس، غير أنه في العديد من التطبيقات يتم قياسها بمقاييس النسبة أو الفترة. في النموذج القياسي نفرض أن المتغيرات غير عشوائية، بمعنى أن قيمها ثابتة.

بالنسبة لمعاملات الانحدار، يفترض أن تكون أرقاما ثابتة وليست عشوائية، على الرغم من أننا لا نعرف قيمها الفعلية، بل يتم تقديرها.

تقدير معالم نموذج الانحدار الخطي

توجد عدة طرق لتقدير نماذج الانحدار الخطي من بينها طريقة المربعات الصغرى(OLS) وطريقة المعقولية العظمى (ML)، وتعتبر طريقة (OLS) الطريقة الشائعة للتقدير التي تعتمد على تصغير مجموع مربعات البواقي، وتستند على مجموعة من الفرضيات الأساسية والمتمثلة فيما يلي :

- ✓ القيمة المتوقعة للخطأ العشوائي يساوي الصفر $E(\mu)=0$ ،
- ✓ ثبات تباين المتغيرات العشوائية أي:$E(\mu\mu')=\delta^2 I$ ، وهي فرضية تجانس التباين لمختلف الحدود العشوائية وهذا كفيل بإبعاد الحالة التي تكون فيها الأخطاء تتبع تغيرات قيم المتغيرات المفسرة.
- ✓ عدم ارتباط الأخطاء: $cov(\mu_i,\mu_j)=0 \quad \forall\, i\neq j$،
- ✓ رتبة المصفوفة X هي k وعدد المشاهدات هي n ومنه يجب أن يكون عدد المعلمات المطلوب تقديرها أقل من عدد المشاهدات وهي الحالة التي تلغي الارتباط الخطي للمتغيرات المفسرة.

وبتحقق هذه الفرضيات، توفر لنا هذه الطريقة تقديرات لمعلمات الانحدار التي تحتوي على الخصائص الإحصائية التالية:

- ✓ المقدرات خطية أي أنها دوال خطية في المتغير التابعY .
- ✓ غير متحيزة وذات أقل تباين ما يجعلها مقدرات كفؤة Efficient estimator.

- ✓ باختصار مقدرات طريقة المربعات الصغرى أفضل مقدرات خطية غير متحيزة (Best Linear (BLUE Unbiased Estimator.

الانحدار غير الخطي

سنناقش في هذا العنصر بعض النماذج غير الخطية في المتغيرات ولكنها خطية في المعلمات من بين هذه النماذج نذكر منها:

- ✓ النماذج اللوغاريتمية المزدوجة،
- ✓ نماذج من نوع Log-lin،
- ✓ نماذج من نوع lin-Log،
- ✓ النماذج المعكوسة،
- ✓ نماذج الانحدار كثيرات الحدود،
- ✓ نموذج Log-lin ذو متغير اتجاه تربيعي.

وسنحاول توضيحها من خلال بعض الأمثلة.

1. النماذج اللوغاريتمية المزدوجة: Double-log

نأخذ مثالا عن دالة كوب دوغلاس Cobb-Douglas التي تربط بين الإنتاج وعوامله، والتي تعطى بالعلاقة التالية:

$$Q_t = \beta_0 L_t^{\beta_1} K_t^{\beta_2} \varepsilon_t \dots\dots (2)$$

حيث: Q_t: يمثل الإنتاج عند الفترة t، K: متغيرة رأس المال و L: متغيرة العمل.

هذا النموذج غير خطي في المعلمات، وتقديره يتطلب تقنيات تقدير غير خطية، غير أنه إذا أخذنا لوغاريتم هذه الدالة فإننا نحصل على الصيغة التالية:

$$lnQ_t = A + \beta_1 \ln L_t + \beta_2 \ln K_t + \ln\varepsilon_t \dots\dots (3)$$

حيث: ln يمثل اللوغاريتم الطبيعي، و $A = \ln\beta_0$.

هذه المعادلة خطية في المعلمات وبالتالي معادلة خطية على الرغم من أنها غير خطية في المتغيرات.

تعرف المعادلة (3) بالنموذج اللوغاريتمي- اللوغاريتمي log-log أو اللوغاريتمي المزدوج Double log أو اللوغاريتمي الخطي log-linear، أو بنموذج ذو مرونة ثابتة Constant elasticity model[2]، لأن كل من المتغير التابع والمتغيرات المستقلة في شكل لوغاريتمي.

[2] Gujarati Damodar,Econometrics by example , Second Edition, New York, USA, 2015 P 29 .

الخاصية الأساسية لهذه النماذج، أن معاملات الانحدار يمكن تفسيرها على أنها مرونات. فالمتغيرة β_1 مثلا تمثل المرونة الجزئية للإنتاج فيما يتعلق بمدخلات العمل، مع الإبقاء على جميع الأخرى ثابتة (متغيرة رأس المال)، نفس التفسير بالنسبة للمتغيرة β_2 التي تمثل المرونة الجزئية للإنتاج فيما يتعلق بمدخلات رأس المال، مع الإبقاء على جميع الأخرى ثابتة (متغيرة العمل).

بما أن هذه المرونات تكون ثابتة على طول سلسلة المشاهدات فغن هذا النموذج يعرف أيضا بنموذج المرونة الثابتة.

خاصية أخرى لدالة Cobb-Douglas هي أن مجموع معاملات الميل الجزئية $(\beta_1 + \beta_2)$ يعطي معلومات حول العوائد إلى الحجم أي استجابة المخرجات للتغير النسبي في المدخلات فإذا كان:

- ✓ $\beta_1 + \beta_2 = 1$: معناه عوائد الحجم ثابتة، أي زيادة المخلات بقيمة معينة سيؤدي إلى زيادة الإنتاج بنفس القيمة.
- ✓ $\beta_1 + \beta_2 < 1$: معناه عوائد الحجم متناقصة، أي زيادة المخلات بقيمة معينة سيؤدي إلى زيادة أقل في الإنتاج.
- ✓ $\beta_1 + \beta_2 > 1$: معناه عوائد الحجم متزايدة، أي زيادة المخلات بقيمة معينة سيؤدي إلى زيادة أكثر في الإنتاج.

مثال تطبيقي: لتوضيح طريقة تقدير دالة الإنتاج Cobb-Douglas، نقدم في الجدول التالي بيانات(بآلاف الدولارات) عن الإنتاج Q، رأس المال K والعمالة L لـ 25 مؤسسة:

المؤسسة	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**
K	8	9	4	2	6	6	3
L	23	14	38	97	11	43	93
Q	106	81,08	72,8	57,34	66,79	98,23	82,68
المؤسسة	**8**	**9**	**10**	**11**	**12**	**13**	**14**
K	6	8	8	4	8	3	6
L	49	36	43	61	31	57	97
Q	99,77	110	118,93	95,05	112,83	64,54	137,22
المؤسسة	**15**	**16**	**17**	**18**	**19**	**20**	**21**
K	4	2	3	3	9	3	1
L	93	72	61	97	89	25	81
Q	86,17	56,25	81,1	65,23	149,56	65,43	36,06
المؤسسة	**22**	**23**	**24**	**25**			
K	4	2	3	6			
L	11	64	10	71			
Q	56,92	49,59	43,21	121,24			

ونريد:

- تقدير الدالة،
- إعطاء تحليل اقتصادي للمعالم،
- معلومة حول عوائد الإنتاج.

دالة الإنتاج لـ Cobb-Douglas تعطى حسب العلاقة (2)، وحتى نتمكن من تقديرها بطريقة ols يجب تحويلها إلى الشكل الخطي بالصيغة التالي:

$$lnQ_t = A + \beta_1 \ln L_t + \beta_2 \ln K_t + \ln\varepsilon_t \dots\dots (3)$$

حيث: ln يمثل اللوغاريتم الطبيعي، و $A = \ln\beta_0$.

بالاستعانة بمبرمج Eviews10، ولتقدير المعلمات نضغط على:

Quick → Estimate equation →

وفي الخانة: Equation Specification نكتب المعادلة التالية:

$$\log(Q)\ c\ \log(L)\ \log(K)$$

ثم نضغط على ok تظهر لنا النتائج التالية:

Dependent Variable: LOG(Q)
Method: Least Squares
Date: 06/19/22 Time: 09:59
Sample: 1 25
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.481079	0.128619	19.29016	0.0000
LOG(L)	0.257335	0.026959	9.545404	0.0000
LOG(K)	0.640111	0.034731	18.43063	0.0000

R-squared	0.941558	Mean dependent var	4.375734
Adjusted R-squared	0.936245	S.D. dependent var	0.365243
S.E. of regression	0.092223	Akaike info criterion	-1.817045
Sum squared resid	0.187112	Schwarz criterion	-1.670780
Log likelihood	25.71306	Hannan-Quinn criter.	-1.776477
F-statistic	177.2195	Durbin-Watson stat	2.544657
Prob(F-statistic)	0.000000		

تفسير النتائج

نلاحظ أن جميع معاملات الانحدار(أي المرونات) معنوية، وهذا يتبين من خلال القيمة الاحتمالية لـProb الأقل من 0,05. وعلى أساس إحصائية فيشر F-statistic يمكننا أن نستنتج أن كلا من العمالة L ورأس المال K معنويين إحصائيا بدرجة كبيرة. قيمة معامل التحديد R^2 البالغة 0,94 هي أيضا مرتفعة جدا. أما فيما يخص إحصائية

Durbin-Watson لا تكون مفيدة دائما في البيانات المقطعية، ففي بعض الأحيان تدل على أخطاء في توصيف النموذج[3].

تكتب دالة الإنتاج المقدرة بالصيغة التالية:

$$\hat{Q}_t = 11{,}94 L_t^{0{,}257} K_t^{0{,}6401}$$

$$\beta_0 = e^{2{,}4810} = 11{,}94$$

معامل lnL حوالي 0,26، أي زيادة مدخلات العمل بنسبة 1%، فان الناتج يرتفع بنسبة 0,26، مع الإبقاء على مدخلات رأس المال ثابتة. وبالمثل مع الإبقاء على مدخلات العمل ثابتة، زيادة مدخلات رأس المال بنسبة 1%، يزيد الناتج بنحو 0,64. الزيادة في مدخلات رأس المال تساهم بنسبة أكبر من الزيادة في مدخلات العمالة.

بالنسبة لعوائد الإنتاج هل هي ثابتة أم لا، نختبر الفرضية التالية:

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 + \beta_2 = 1 \\ H_1: \beta_1 + \beta_2 < 1 \end{cases}$$

نحسب إحصائية ستودنت التالية:

$$T_C = \frac{\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 - 1}{\sqrt{V(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_1)}}$$

$$V(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_1) = V(\hat{\beta}_1) + V(\hat{\beta}_2) + 2COV(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$$

يمكننا استخراج مصفوفة التباينات والتباينات المشتركة للمعلمتين من المبرمج وهذا بإتباع الخطوات التالية:

$$View \rightarrow Covariance\ matrix$$

	C	LOG(L)	LOG(K)
C	0.01654282...	-0.0031866...	-0.0028694...
LOG(L)	-0.0031866...	0.00072679...	0.00030010...
LOG(K)	-0.0028694...	0.00030010...	0.00120623...

ومنه:

$$V(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_1) = 0{,}00072679 + 0{,}00120623 + 2 \times 0{,}00030010 = 0{,}02449$$

$$T_C = \frac{0.64 + 0.25 - 1}{\sqrt{0.024}} = -4.49$$

بمقارنة هذه القيمة مع القيمة المجدولة لستودنت $T_{22}^{0.05} = 2.0739$، نرفض الفرضي المعدومة وبالتالي هذه الدالة تتتميز بعوائد الحجم متناقصة.

[3] Idem, P 31 .

2. النماذج اللوغاريتمية – الخطية Log-lin

تسمى أيضا بنماذج النمو Growth models، وقد تم صاغتها لقياس معدل نمو متغير اقتصادي، نظرا للأهمية الكبيرة لهذه المواضيع، من بين هذه النماذج نأخذ مثال للنموذج الذي يقيس معدل نمو الناتج الداخلي الخام GDP خلال فترة مثلا من 1960 إلى غاية 2018 والذي يكتب بالصيغة التالية:

$$GDP_t = GDP_{1960}(1+r)^t \varepsilon_t \ldots\ldots (4)$$

حيث: r يمثل معدل النمو.

المعادلة (4) هي معادلة الفائدة المركبة المعروفة في مبادئ التمويل. ندخل اللوغاريتم على طرفي المعادلة ونتحصل على الصيغة التالية:

$$lnGDP_t = lnGDP_{1960} + t\ln(1+r) + \ln\varepsilon_t$$

وللتبسيط نكتبها على الشكل التالي:

$$lnGDP_t = \beta_0 + \beta_1 t + \mu_t \ldots\ldots (5)$$

المعادلة (5) تمثل نموذج انحدار خطي حيث المتغيرة المستقلة هنا تمثل الزمن t الذي يأخذ القيم 1,2,…,5 ، والذي يسمى بنموذج شبه لوغاريتمي لأن متغير واحد فقط (المتغير التابع) يظهر في شكل لوغاريتمي، بينما المتغير المستقل (الزمن) هو في الشكل الخطي.

المعامل β_1 هنا يقيس التناسب الثابت أو التغير النسبي في المتغير التابع عند تغير في المتغير المستقل:

$$\beta_1 = \frac{\text{التغير النسبي في المتغير } GDP}{\text{التغير المطلق في المتغير } t}$$

نسبة النمو تحسب بضرب β_1 في 100، والتي تعرف أيضا باسم شبه المرونة للمتغير التابع فيما يتعلق بالمتغير المستقل.

مثال تطبيقي

باستخدام البيانات على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للجزائر خلال الفترة الممتدة من سنة 1991 إلى غاية 2020 نقدر النموذج الموضح في المعادلة 5، نتبع نفس خطوات التقدير السابقة إلا أن في الخانة: Equation Specification نكتب المعادلة التالية:

$\log(Q)\ @Trend$ ثم نضغط ok

ونتحصل على جدول المخرجات التالي:

Dependent Variable: LOG(PIB)
Method: Least Squares
Date: 06/19/22 Time: 15:37
Sample: 1 29
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.021939	0.013897	577.2417	0.0000
@TREND	0.033291	0.000852	39.07072	0.0000

R-squared	0.982620	Mean dependent var	8.488019
Adjusted R-squared	0.981976	S.D. dependent var	0.285962
S.E. of regression	0.038391	Akaike info criterion	-3.615518
Sum squared resid	0.039794	Schwarz criterion	-3.521221
Log likelihood	54.42501	Hannan-Quinn criter.	-3.585985
F-statistic	1526.522	Durbin-Watson stat	0.293787
Prob(F-statistic)	0.000000		

بينت النتائج أنه من خلال فترة الدراسة، ارتفع PIB الحقيقي في الجزائر بمعدل 3,33% سنويا، معدل النمو هذا معنوي إحصائيا (prob<0.05).

بالنسبة للثابت C: إذا أخذنا اللوغاريتم العكسي للقيمة 8,021939 سوف نتحصل على 3047,08، والتي تمثل القيمة الأولى لـ PIB لسنة 1991. كانت القيمة الفعلية لـ PIB لعام 1991 حوالي 3370,54مليار دولار.

يعطي المعامل β_1 معدل النمو عند كل فترة زمنية معينة (معدل نقطي)، ولحساب معدل النمو على مدى فترة من الزمن والذي رمزنا له في المعادلة بـ r. لدينا:

$$\hat{\beta}_1 = \ln(1+r) \Rightarrow r = e^{\hat{\beta}_1} - 1 = 0.03385 \approx 3.4\%$$

وهو تقريبا يساوي معدل النمو الحظي.

3. نموذج Lin-log

إذا كان الهدف هو قياس التغير المطلق في المتغير التابع بسبب التغير النسبي في المتغير المستقل فيمكننا تقدير النموذج التالي:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 \ln X_t + u_t \dots (6)$$

تسمى المعادلة (6)نموذج Lin-log. يمثل β_2 التغير في Y_t عندما يتغير المتغير المستقل بمقدار وحدة واحدة.

$$\beta_2 = \frac{\Delta Y}{\Delta \ln X} = \frac{\Delta Y}{\Delta X / X}$$

$$\Delta Y = \beta_2 \left(\Delta X / X\right) \dots (7)$$

إذن حسب العلاقة (7) التغير المطلق في Y (ΔY) يساوي الميل β_2 مضروبا في التغير النسبي لـ X. على سبيل إذا تغير $\Delta X / X$ بنسبة 1% فإن التغير المطلق في Y هو 0,01.

استخدم هذا النوع من النماذج في دوال إنفاق انجل Engel expedenditure fonctions حيث افترض هذا الأخير أن الإنفاق المخصص للغذاء يميل إلى الزيادة في شكل متتالية حسابية مع زيادة الإنفاق الكلي في شكل متتالية هندسية[4]. بصيغة أخرى، حصة الإنفاق على الغذاء تزيد كلما زاد الإنفاق الكلي.

مثال تطبيقي

من خلال المعطيات التالية والخاصة بالإنفاق الكلي Deptot والإنفاق الغذائي Depalim للعائلات الجزائرية سنة 2006، سنحاول تقدير النموذج التالي:

$$\mathrm{Depalim}_t = \beta_1 + \beta_2 \mathrm{lnDeptot}_t + u_t$$

نتائج التقدير موضحة في الجدول الموالي:

Dependent Variable: DEPALIM
Method: Least Squares
Date: 06/19/22 Time: 19:42
Sample: 1 10
Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.296570	0.091960	3.224989	0.0000
LOG(DEPTOT)	-0.054702	0.002025	27.01333	0.0000

R-squared	0.917075	Mean dependent var	47932495
Adjusted R-squared	0.906710	S.D. dependent var	31143485
S.E. of regression	9512296.	Akaike info criterion	35.15093
Sum squared resid	7.24E+14	Schwarz criterion	35.21144
Log likelihood	-173.7546	Hannan-Quinn criter.	35.08454
F-statistic	88.47309	Durbin-Watson stat	0.984417
Prob(F-statistic)	0.000013		

بينت النتائج أن جميع المعاملات المقدرة بشكل فردي معنوية إحصائيا. معامل الانحدار يقدر بـ 0,055-، يعني أنه إذا زاد إجمالي الإنفاق بنسبة 1% في المتوسط فإن حصة الإنفاق على الغذاء تتناقص بنحو $\frac{0,055}{100}$ أي بنحو 0,0005.

4. النماذج المعكوسة Reciprocal models

يكتب هذا النموذج بالصيغة الرياضية التالية:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2\left(\frac{1}{X_t}\right) + u_t \ldots . (8)$$

حيث العلاقة بين المتغير التابع والمتغير المستقل علاقة معكوسة. هذا النموذج خطي في المعلمات ولكن غير خطي في X، يستعمل هذا النوع من النماذج لتقدير دوال فيليبس (Philips).

[4] H.Working(1943), Statistical Laus of family expenditure, Journal of the American Statistical Association, Vol.38 ,pp 43-56.

من خلال هذه العلاقة نلاحظ أنه عندما تؤول قيم المتغيرة X إلى مالا نهاية فإن الحد $\beta_2(\frac{1}{X_t})$ يقترب من الصفر، وبالتالي Y يقترب من القيمة β_1 .

فيما يخص ميل المعادلة (8) فيكتب بالصيغة التالية:

$$\frac{dY_t}{dX_t} = -\beta_2(\frac{1}{x_t^2})$$

فإذا كان: β_2 موجبا، فإن الميل يكون سالبا، أما إذا كان β_2 سالبا يكون الميل موجبا.

مثال تطبيقي:

سنحاول تطبيق هذا النموذج على البيانات السابقة، يكتب النموذج على الشكل التالي:

$$\text{Depalim}_t = \beta_1 + \beta_2(\frac{1}{\text{Deptot}_t}) + u_t \dots.(8)$$

وكانت نتائج التقدير :

Dependent Variable: DEPALIM
Method: Least Squares
Date: 06/19/22 Time: 20:03
Sample: 1 10
Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.098762	0.009418	10.48651	0.0000
1/DEPTOT	1454.654	63.98768	22.73334	0.0000

R-squared	0.638370	Mean dependent var	47932495
Adjusted R-squared	0.593167	S.D. dependent var	31143485
S.E. of regression	19864401	Akaike info criterion	36.62361
Sum squared resid	3.16E+15	Schwarz criterion	36.68413
Log likelihood	-181.1181	Hannan-Quinn criter.	36.55723
F-statistic	14.12208	Durbin-Watson stat	0.859516
Prob(F-statistic)	0.005561		

نلاحظ أن معاملات الانحدار ذات دلالة إحصائية لأن (Prob<0.05). تشير قيمة القاطع والتي تقدر بـ 0,099 إلى أنه إذا زاد إجمالي النفقات الكلية بشكل غير نهائي، فسوف تستقر حصة الإنفاق على الغذاء في إجمالي النفقات في النهاية حوالي 9,8 % ، الإشارة الموجبة لـβ_2 تشير إلى أن معدل تغير Depalim بالنسبة للنفقات الإجمالية سيكون سالبا دوما.

5. نماذج الانحدار كثيرات الحدود Polynomial regression models

يكتب نموذج كثير الحدود من الدرجة 2 على الشكل التالي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + u_t \dots.(9)$$

المعادلة (9) هي دالة تربيعية أو ما يسمى بدالة كثير الحدود من الدرجة 2 في متغير الزمن t، هذه المعادلة خطية في المعلمات. المتغيرات t و t^2 ذات علاقة دالية وستكون لها درجة ارتباط مرتفعة، لكن هذا لا يؤدي إلى خرق فرضية من فرضيات ols والمتمثلة في مشكل التعدد الخطي بين المتغيرات المستقلة Collinearity، لأن t^2 هي دالة غير خطية في الزمن.

من خلال المعادلة (9)، معدل التغير في Y يعطى بالطريقة التالية :

$$\frac{dY_t}{dt} = \beta_1 + 2\beta_2 t$$

يعتمد معدل التغير في Y على الزمن الذي يتم فيه قياس معدل التغير.

مثال تطبيقي

باستخدام نفس البيانات السابقة والخاصة بالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للجزائر خلال الفترة الممتدة من سنة 1991 إلى غاية 2020 قمنا بتقدير النموذج الموضح في المعادلة 9 وكانت النتائج كما يلي:

Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 06/19/22 Time: 16:39
Sample: 1 29
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3068.211	77.61944	39.52890	0.0000
@TREND	90.88262	12.83383	7.081489	0.0000
@TREND*@TREND	2.667375	0.442862	6.023039	0.0000

R-squared	0.989872	Mean dependent var	5050.090
Adjusted R-squared	0.989093	S.D. dependent var	1427.188
S.E. of regression	149.0505	Akaike info criterion	12.94414
Sum squared resid	577617.4	Schwarz criterion	13.08559
Log likelihood	-184.6901	Hannan-Quinn criter.	12.98844
F-statistic	1270.581	Durbin-Watson stat	0.333476
Prob(F-statistic)	0.000000		

تكتب المعادلة المقدرة كما يلي:

$$\widehat{PIB}_t = 3068.211 + 90.882t + 2.6673t^2$$

نلاحظ أن جميع المعاملات المقدرة معنوية. معدل تغيير PIB يحسب باشتقاق المعادلة بالنسبة للزمن t أي:

$$\frac{dY_t}{dt} = \beta_1 + 2\beta_2 t$$

وهو موجب لأن كلا من β_1 و β_2 موجبان.

$$\frac{dY_t}{dt} = 90.882 + 2 \times 2.6673t = 90.882 + 5.3346t$$

حسب هذه المعادلة، يعتمد معدل التغيير في الناتج الداخلي الخام على الزمن الذي يتم فيه قياس معدل التغيير.

إذا أخذنا المشتقة الثانية لهذه المعادلة بالنسبة للزمن، نتحصل على القيمة 5.334، لذلك فإن معدل التغيير هذا يكون ثابتا عبر الزمن (القيمة الموجبة للمشتقة الثانية تدل على أن الناتج الداخلي الخام يزيد بمعدل متزايد).

6. نموذج Log-lin ذو متغير اتجاه تربيعي

يكتب هذا النموذج بالصيغة التالية:

$$lnY_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + u_t \dots (10)$$

يمكن حساب معدل تغير المتغيرة التابعة بالصيغة التالية :

$$\frac{dlnY_t}{dt} = \beta_1 + 2\beta_2 t$$

$$\frac{1}{Y_t}\frac{dY_t}{dt} = \beta_1 + 2\beta_2 t$$

إذن الفرق بين هذه المعادلة والمعادلة 9 أننا هنا نقيس معدل النمو في Y وليس معدل التغير.

مثال تطبيقي

نستعين بنفس معطيات المثال السابق ونقدر المعادلة :

$$lnPIB_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + u_t$$

نتائج التقدير مدونة في الجدول التالي:

Dependent Variable: LOG(PIB)
Method: Least Squares
Date: 06/19/22 Time: 22:19
Sample: 1 29
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.033055	0.020146	398.7349	0.0000
@TREND	0.030821	0.003331	9.252695	0.0000
@TREND*@TREND	8.82E-05	0.000115	0.767486	0.4497

R-squared	0.983005	Mean dependent var	8.488019
Adjusted R-squared	0.981698	S.D. dependent var	0.285962
S.E. of regression	0.038687	Akaike info criterion	-3.568955
Sum squared resid	0.038913	Schwarz criterion	-3.427510
Log likelihood	54.74984	Hannan-Quinn criter.	-3.524656
F-statistic	751.9378	Durbin-Watson stat	0.293131
Prob(F-statistic)	0.000000		

حساب معدل نمو الناتج الداخلي الخام

$$\frac{1}{PIB_t}\frac{dPIB_t}{dt} = \beta_1 + 2\beta_2 t$$

$$\frac{1}{PIB_t}\frac{dPIB_t}{dt} = 0.030821 + 2 \times 0.0000882t$$

يزيد معدل نمو الناتج الداخلي الخام بمعدل 0.0000882 لكل وحدة من الزمن.

الفصل الثاني:

أشكال دوال الانحدار الخطي وغير الخطي

تمهيد

اقتصرنا في العنصر السابق على النماذج الاقتصادية المكونة من معادلة واحدة تحتوي متغيرا تابعا واحدا ومتغيرة مستقلة واحدة أو عدة متغيرات مستقلة، لكن في كثير من الأحيان علاقة السبب والتأثير باتجاه واحد لا معنى لها، هذا يحدث عندما تتحدد قيمة y بواسطة قيم x وأحيانا تتحدد قيم x بواسطة قيم y أي أن هناك علاقة ذات اتجاهين أو علاقة آنية بين المتغير التابع والمتغير المستقل، بصيغة أخرى يتكون النموذج من عدد من المتغيرات التي تتحدد آنيا بالمتغيرات المتبقية.

إذن في نماذج المعادلات الآنية نجد أكثر من معادلة واحدة، حيث نجد معادلة واحدة لكل متغير تابع (متغير داخلي) وكل معادلة مختلفة عن المعادلات الأخرى الموجودة في النظام، حيث لا يمكننا تقدير معادلة دون أخذ بعين الاعتبار المعادلات الأخرى الموجودة في النظام. في مثل هذه النماذج مسألة تقدير المعاملات تطرح بعض الحالات الخاصة والتي لا نجدها في حالة النموذج ذي المعادلة الواحدة، حيث بعض المتغيرات المستقلة تكون عشوائية وتكون مرتبطة بالخطأ العشوائي، في هذه الحالة نجد غياب فرضية عدم ارتباط المتغير المستقل بالحد العشوائي، وبالتالي المقدرات الناتجة عن تطبيق طريقة المربعات الصغرى ستكون متحيزة وغير متسقة، لذا وجب توفير تقنيات أخرى لحساب مقدرات لها الخصائص الإحصائية الكلاسيكية التي نرغب الحصول عليها.

بعض الأمثلة عن نماذج المعادلات الآنية

- **نموذج العرض والطلب**

من أهم النماذج في الاقتصاد الجزئي نموذج العرض والطلب حيث يتم تداخل تحديد السعر والكمية في النموذجين، فلدراسة الطلب على منتوج معين يجب دراسة العرض عليها وهذا لتداخل النموذجين معا. كما هو معروف فإن سعر السلعة والكمية المباعة تتحدد عن طريق التفاعل بين منحنى العرض والطلب لتلك السلعة، نفرض في هذا المثال أن منحنيات العرض والطلب خطية، يكتب النظام الآني لهذا المثال كما يلي:

$$\begin{cases} Q_{dt} = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \varepsilon_{dt} & \text{دالة الطلب} \\ Q_{st} = \beta_0 + \beta_1 P_t + \varepsilon_{st} & \text{دالة العرض} \\ Q_{dt} = Q_{st} & \text{معادلة التوازن} \end{cases}$$

حيث: Q_{dt} : الكمية المطلوبة في الفترة t، Q_{st}: الكمية المعروضة في الفترة t، P_t: سعر السلعة في الفترة t، ε: الخطأ العشوائي، $\alpha_i; \beta_i$ معاملات النظام والتي تحقق بالنسبة لهذا المثال الخواص التالية: $\alpha_1 \leq 0; \beta_2 \geq 0$.

نلاحظ من خلال هذا النظام الآني أن P و Q متبادلتا التأثير ، على سبيل المثال المتغير العشوائي ε_{dt} يتغير بسبب تغير في المتغيرات التي تؤثر على الكمية مثل الدخل والذوق، فينتقل منحنى الطلب إلى أعلى إذا كانت موجبة والى اليسار

إذا كانت ε_{st} سالبة، انتقال المنحنى يؤدي إلى تغيير قيمة P و Q. نفس الشيء إذا تغيرت ε_{st} بسبب مثلا تغير سعر عناصر الإنتاج، ستؤدي إلى انتقال منحنى العرض مسببا تغير في P و Q. بسبب الاعتماد المتداخل بين P و Q و ε_{dt} في المعادلة الأولى، P و Q و ε_{st} في المعادلة الثانية، لذلك لا يمكن تطبيق طريقة MCO بسبب عدم تحقق فرضية الاستقلالية بين المتغيرات المفسرة والمتغير العشوائي.

- **نموذج كينز لتحديد الدخل**: يكتب النموذج كما يلي:

$$\begin{cases} C_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \varepsilon_t \quad 0 < \beta_1 < 1 & \text{دالة الاستهلاك} \\ Y_t = C_t + I_t & \text{محددة الدخل} \end{cases}$$

حيث: C : النفقات على الاستهلاك، Y: الدخل، I: الاستثمار.

المعلمة β_1 عبارة عن الميل الحدي للاستهلاك والذي يتوقع ان تكون قيمته بين الصفر والواحد، المعادلة الثانية تحدد أن الدخل يساوي النفقات الاستهلاكية والاستثمار. من خلال هاتين المعادلتين نلاحظ أن C و Y غير مستقلة عن بعضها البعض، أي أن Y تتأثر بـ C و C تتاثر بـ Y وهذه الأخيرة أي المتغيرة Y مرتبطة بالمتغير العشوائي ε_t، أي أن طريقة MCO لا يمكن تطبيقها على مثل هذه النماذج.

- **نموذج السعر والأجور**: يكتب النموذج كما يلي:

$$\begin{cases} W_t = \alpha_0 + \alpha_1 CH_t + \alpha_2 P_t + \varepsilon_{1t} & \text{معادلة الأجور} \\ P_t = \beta_0 + \beta_1 W_t + \beta_2 R_t + \beta_3 M_t + \varepsilon_{2t} & \text{معادلة السعر} \end{cases}$$

حيث: W: معدل التغير في الأجور، CH: معدل البطالة، P: معدل التغير في الأسعار، R: معدل التغير في تكلفة رأس المال، M: معدل التغير في الأسعار لعناصر الإنتاج المستوردة.

من خلال هاتين المعادلتين نلاحظ أن متغيرة معدل التغير في الأسعار P_t تدخل في معادلة الأجور ومتغيرة الأجور W_t تدخل في معادلة السعر، مما يعني أن المتغيران ثنائيا التأثير، إذن المتغيرات المفسرة نتوقع أن تكون مرتبطة مع المتغيرات العشوائية مما يخرق فرضيات طريقة المربعات الصغرى العادية ولا يمكن تطبيقها لتقدير النموذج. اقتصرنا فقط على هذه النماذج لكن توجد عدة أمثلة أخرى مثلا نموذج كل من IS و LM.

النموذج العام

يمكن تعريف النموذج الآني على أنه: النظام الذي يكون فيه تأثير لـ Y على الأقل على أحد المتغيرات المستقلة بالإضافة إلى التأثير الموجود من المتغيرات المفسرة على المتغير التابع. لبناء نموذج المعادلات الآنية يجب الفصل بين المتغيرات المحددة آنيا (المتغيرات الداخلية) والمتغيرات الغير محددة آنيا (المتغيرات الخارجية). تعتبر مسألة تحديد المتغيرات الخارجية من الداخلية مهمة للغاية ، لأنه في حالة حدوث خطأ في المواصفات ، تصبح مقدرات المربعات

الصغرى المزدوجة (DMC) وطريقة المربعات الصغرى الثلاثية(TMC) متحيزة وليست متقاربة[5]. في حالة وجود شك في حالة متغير، يمكن استخدام اختبار Hausman لتحديد ما إذا كان المتغير (مجموعة المتغيرات) داخليًا أو خارجيً[6].

كما هو الشأن بالنسبة لبناء أي نموذج بعض الشروط (بعض الفرضيات) يجب إدراجها:

- ✓ الشرط الأول هو أن عدد المتغيرات المراد تفسيرها يجب أن يساوي عدد المعادلات الداخلة في النموذج المدروس.
- ✓ الهدف من نموذج أني هو تفسير بعض المتغيرات والتي نسميها متغيرات داخلية بواسطة سلسلة من المتغيرات تسمى بالمتغيرات الخارجية. تأخذ المتغيرات الخارجية قيمها خارج النظام، أما المتغيرات الداخلية تحدد آنيا عن طريق القيم التي تأخذها المتغيرات الخارجية والأخطاء انطلاقا من جملة المعادلات الآنية التي يظهرها النموذج.
- ✓ المتغيرات الخارجية تنقسم إلى صنفين: متغيرات خارجية ومتغيرات داخلية متأخرة زمنيا، والتي تظهر القيم السابقة للمتغيرات الداخلية.

بصفة عامة النظام العام لـ g معادلة هيكلية والذي يربط g متغيرة داخلية بـ k متغيرة مستقلة يكتب كما يلي:

$$\begin{cases} \beta_{11}y_{1t} + \beta_{12}y_{2t} + \cdots + \beta_{1g}y_{gt} + \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2t} + \cdots \gamma_{1k}x_{kt} = \varepsilon_{1t} \\ \beta_{21}y_{1t} + \beta_{22}y_{2t} + \cdots + \beta_{2g}y_{gt} + \gamma_{21}x_{1t} + \gamma_{22}x_{2t} + \cdots \gamma_{2k}x_{kt} = \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \vdots \\ \beta_{g1}y_{1t} + \beta_{g2}y_{2t} + \cdots + \beta_{gg}y_{gt} + \gamma_{g1}x_{1t} + \gamma_{g2}x_{2t} + \cdots \gamma_{gk}x_{kt} = \varepsilon_{gt} \end{cases} \quad \ldots (I)$$

حيث: y_{it}: هي متغيرات داخلية: $t=1,\ldots T$ ، $i=1,\ldots g$, x_{jt}: هي متغيرات خارجية: $j=1,\ldots k$.

ولدينا من أجل كل متغيرة T مشاهدة.

كل المتغيرات الداخلية والخارجية لا تنتمي كلها في آن واحد إلى كل معادلة، لأن بعض المعاملات β_{it} ، γ_{jt} تكون معدومة، معامل المتغيرات التابعة يساوي واحد، كما تجدر الإشارة إلى أن بعض المعادلات قد تكون عبارة عن متطابقات فقط.

جمل المعادلات (I) يمكن كتابته بالصيغة المصفوفية التالية:

$$\underset{(g\times g)}{B} \times \underset{(g\times 1)}{y} + \underset{(g\times k)}{\gamma} \times \underset{(k\times 1)}{x} = \underset{(g\times 1)}{\varepsilon}$$

تسمى الصيغة (I) بالصيغة الهيكلية.

[5] Cadoret Isabelle et autres, Econométrie appliquées, édition de Boeck, 1ere édition, Bruxelles, Belgique, 2004, p273.
[6] Gujarati Damodar, Traduction de la 4ème édition américaine par Bernier Bernard, Econométrie, édition de Boeck, 1ère édition, Bruxelles, Belgique, 2004, p748.

الصيغة الهيكلية والصيغة المختصرة للمعادلات

تسمى الصيغة (I) بالصيغة الهيكلية (Forme structurel) FS أي الشكل العام لنظام المعادلات الآنية، أما الصيغة المختصرة FR (Forme réduite) نحصل عليها بالتعبير عن المتغيرات الداخلية y_{it} بدلالة المتغيرات الخارجية x_{jt} و الأخطاء العشوائية ε_{it} فقط. فتكون للصيغة المختصرة العبارة التالية:

$$\begin{cases} y_{1t} = \pi_{11}x_{1t} + \pi_{12}x_{2t} + \cdots \pi_{1k}x_{kt} + v_{1t} \\ y_{2t} = \pi_{21}x_{1t} + \pi_{22}x_{2t} + \cdots \pi_{2k}x_{kt} + v_{2t} \\ \vdots \\ \vdots \\ y_{gt} = \pi_{g1}x_{1t} + \pi_{g2}x_{2t} + \cdots \pi_{gk}x_{kt} + v_{gt} \end{cases} \quad \ldots (II)$$

المعاملات π_{ij} $i = 1 \ldots, g; j = 1 \ldots, k$ تمثل معاملات الصيغة المختصرة و v_{it} حدود الأخطاء.

إن كل معادلة تحوي متغير داخلي واحد فقط وهو المتغير التابع، وكل المعادلات تحوي نفس المتغيرات المحددة سابقا، تقدير هذه المعاملات يكون سهلا إلا أن لا يوجد لها تفسير اقتصادي[7].

يمكننا تقدير معاملات الصيغة المختصرة بتطبيق طريقة MCO لأن في هذه الحالة لا وجود لانتهاك الفرضيات الكلاسيكية والمتمثلة في فرضية ارتباط المتغيرات المستقلة بالخطأ العشوائي $\mathrm{Cov}(x_{it}, \varepsilon_t) = 0$.

بما أن جملة المعادلات (II) مستنتجة من الجملة (I)، فتوجد إمكانية ربط معاملات الصيغة المختصرة بمعاملات الصيغة الهيكلية:

لنضع: $(g \times 1)v = \begin{pmatrix} v_{1t} \\ \vdots \\ v_{gt} \end{pmatrix}$، $(g \times k)\pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \cdots & \pi_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{g1} & \cdots & \pi_{gk} \end{bmatrix}$

تكتب الجملة (II) على الشكل المصفوفي التالي:

$$\underbrace{Y}_{(g\times1)} = \underbrace{\pi}_{(g\times k)} \underbrace{X}_{(k\times1)} + \underbrace{V}_{(g\times1)} \qquad (*)$$

إذا كانت المصفوفة B غير شاذة وبالتالي تقبل معكوس، نضرب المعادلة (I) بـ B^{-1}:

$$Y + \beta^{-1}\gamma X = \beta^{-1}\varepsilon\beta^{-1}\beta$$

$$Y + \beta^{-1}\gamma X = \beta^{-1}\varepsilon$$

$$\Rightarrow Y = -\beta^{-1}\gamma X + \beta^{-1}\varepsilon$$

[7] Giraud René & Chaix Nicole, Econométrie, édition presses universitaires de France, 1989, Paris, France, p231

بالمطابقة مع المعادلة (*) نجد: $\pi = -B^{-1}\gamma$ و $v = B^{-1}\varepsilon$

إذن يمكننا المرور من الصيغة الهيكلية إلى الصيغة المختصرة وهذا بمعرفة عناصر المصفوفة B. كما يمكننا تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معاملات هذا النموذج، حيث يُفترض أن تكون الأخطاء مستقلة عن X.

لتوضيح نقطة الانتقال من الشكل الهيكلي إلى الشكل المختصر نأخذ المثال التالي:

بحوزتنا نموذج العرض والطلب التالي:

$$\begin{cases} Q_{dt} = \alpha_1 + \alpha_2 P_t + \alpha_2 Y_t + \varepsilon_{dt} & \text{دالة الطلب} \\ Q_{st} = \beta_1 + \beta_2 P_t + \varepsilon_{st} & \text{دالة العرض} \\ Q_{dt} = Q_{st} & \text{معادلة التوازن} \end{cases}$$

المتغيرة الخارجية هي Y_t، أما كل من P_t و Q هي متغيرات داخلية، حيث تحدد داخل السوق. الصيغة الهيكلية (FS) لهذا النظام تكتب كما يلي:

$$\begin{cases} Q_{dt} - \alpha_1 - \alpha_2 P_t - \alpha_3 Y_t = \varepsilon_{1t} \\ Q_{st} - \beta_1 - \beta_2 P_t = \varepsilon_{2t} \\ Q_{dt} - Q_{st} = 0 \end{cases} \qquad (FS)$$

لنضع:

$$B = \begin{pmatrix} 1 & -\alpha_2 \\ 1 & \beta_2 \end{pmatrix};\ \gamma = \begin{pmatrix} -\alpha_1 & -\alpha_3 \\ -\beta_1 & 0 \end{pmatrix}; \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

$$; x_t = \begin{pmatrix} 1 \\ Y_t \end{pmatrix} y_t = \begin{pmatrix} Q_t \\ P_t \end{pmatrix}$$

$$B^{-1} = \frac{-1}{\alpha_2 - \beta_2}\begin{pmatrix} -\beta_2 & \alpha_2 \\ -1 & 1 \end{pmatrix}$$

وجدنا من قبل: $\pi = -B^{-1}\gamma$ ، حيث: $\pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{bmatrix}$

ومنه:

$$\begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{bmatrix} = \frac{-1}{\alpha_2 - \beta_2}\begin{pmatrix} -\beta_2 & \alpha_2 \\ -1 & 1 \end{pmatrix}\begin{pmatrix} -\alpha_1 & -\alpha_3 \\ -\beta_1 & 0 \end{pmatrix}$$

$$= \frac{-1}{\alpha_2 - \beta_2}\begin{pmatrix} \alpha_1\beta_2 - \alpha_2\beta_1 & \alpha_3\beta_2 \\ \alpha_1 - \beta_1 & \alpha_3 \end{pmatrix}$$

$$v = \begin{pmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{pmatrix} = B^{-1}\varepsilon = \frac{-1}{\alpha_2 - \beta_2}\begin{pmatrix} -\beta_2 & \alpha_2 \\ -1 & 1 \end{pmatrix}\begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

$$\Rightarrow v = \frac{1}{\alpha_2 - \beta_2}\begin{pmatrix} -\beta_2\varepsilon_{1t} + \alpha_2\varepsilon_{2t} \\ -\varepsilon_{1t} + \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

ومنه تكتب الصيغة المختصرة (FR) كما يلي:

$$\begin{cases} P_t = \frac{\alpha_1\beta_2-\alpha_2\beta_1}{\alpha_2-\beta_2} - \frac{\alpha_3\beta_2}{\alpha_2-\beta_2} Y_t + \frac{-\beta_2\varepsilon_{1t}+\alpha_2\varepsilon_{2t}}{\alpha_2-\beta_2} \\ Q_t = \frac{-\alpha_1+\beta_1}{\alpha_2-\beta_2} - \frac{\alpha_3}{\alpha_2-\beta_2} Y_t + \frac{-\varepsilon_{1t}+\varepsilon_{2t}}{\alpha_2-\beta_2} \end{cases}$$

والتي يمكن كتابتها على الشكل التالي:

$$\begin{cases} P_t = \pi_{11} + \pi_{12} Y_t + v_{1t} \\ Q_t = \pi_{21} + \pi_{22} Y_t + v_{2t} \end{cases}$$

حيث: $\pi_{11} = \frac{\alpha_1\beta_2-\alpha_2\beta_1}{\alpha_2-\beta_2}$; $\pi_{12} = -\frac{\alpha_3\beta_2}{\alpha_2-\beta_2}$; $\pi_{21} = \frac{-\alpha_1+\beta_1}{\alpha_2-\beta_2}$; $\pi_{22} = -\frac{\alpha_3}{\alpha_2-\beta_2}$

مشكل التعريف أو التحديد: Le problème de l'identification

تتمثل مشكلة التعريف في إمكانية أو عدم إمكانية تقدير المعالم الهيكلية لنموذج المعادلات الآنية من معالم النموذج المختصر، وتظهر هذه المشكلة قبل القيام بعملية تقدير النموذج.

لتكن سلسلة المشاهدات (x_t و y_t) ونرغب في تقدير المعاملات(γ وβ) للصيغة الهيكلية وكذلك بعض معاملات دالة التوزيع لـ y_t، لكن للأسف تقديرها ليس ممكنا انطلاقا من الصيغة الهيكلية وذلك للأسباب التي ذكرت سابقا.

للتمكن من تطبيق طريقة المربعات الصغرى لنموذج خطي بغرض الحصول على مقدرات متماسكة، يكون من الضروري التعبير عن المتغيرة التابعة في النموذج بدلالة المتغيرات المستقلة، وهذه الأخيرة يجب أن لا تكون مرتبطة مع الحد العشوائي. فمن خلال الصيغة المختصرة التي تستجيب لفرضيات الانحدار المتعدد وخاصة فرضية عدم ارتباط المتغيرات المستقلة مع الأخطاء يمكننا تقدير معاملات الشكل الهيكلي، لكن في بعض الحالات تقدير معاملات الصيغة المختصرة لا يعطي بالضرورة قيمة وحيدة للمقدرات (γ وβ) لكن سلسلة من القيم، أو في بعض الحالات لا يمكن تقديرها، وهنا يطرح مشكل التعريف أو التمييز للمعاملات (γ وβ) انطلاقا من المعاملات π_{ij}.

ولتوضيح الفكرة نأخذ المثالين التاليين.

- **المثال الأول: حالة عدم التعريف La sous identification**

نموذج العرض والطلب لسلعة معينة، نفرض أن الطلب Q_{dt} والعرض Q_{st} لمادة معينة يتبع النموذج التالي:

$$\begin{cases} Q_{dt} = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \varepsilon_{1t} & \text{دالة الطلب} \\ Q_{st} = \beta_0 + \beta_1 P_t + \varepsilon_{2t} & \text{دالة العرض} \\ Q_{dt} = Q_{st} = Q_t & \text{معادلة التوازن} \end{cases}$$

نلاحظ من خلال هذا النموذج لا وجود لمتغيرة خارجية.

الصيغة المختصرة لهذا النظام تكتب كما يلي:

$$\begin{cases} P_t = \frac{\alpha_0-\beta_0}{\beta_1-\alpha_1} + \frac{\varepsilon_{1t}-\varepsilon_{2t}}{\beta_1-\alpha_1} \\ Q_t = \frac{\beta_1\alpha_0-\alpha_1\beta_0}{\beta_1-\alpha_1} + \frac{\beta_1\varepsilon_{1t}-\alpha_1\varepsilon_{2t}}{\beta_1-\alpha_1} \end{cases}$$

$$\Rightarrow \begin{cases} P_t = \pi_{11} + v_{1t} \\ Q_t = \pi_{21} + v_{2t} \end{cases}$$

من خلال الصيغة الهيكلية للنظام نريد تقدير 4 معاملات وهي (α_0،α_1، β_0، β_1)، لكن من خلال الشكل المختصر يمكننا تقدير معلمتين فقط وهي (π_{11}،π_{21}) ، نستخلص أن المعاملات الأربعة للصيغة الهيكلية ليست كلها معرفة انطلاقا من الصيغة المختصرة، في هذه الحالة نقول أن النظام تحت معرف (La sous identification)، وبالتالي لا يوجد حل للنظام.

- **المثال الثاني:معرفة تماما La juste identification**

نستعين بنفس النموذج السابق لكن نفرض في هذه الحالة أن الطلب تؤثر عليه متغيرة خارجية وهي الدخل Y_t ليكتب النموذج كما يلي:

$$\begin{cases} Q_{dt} = \alpha_1 + \alpha_2 P_t + \alpha_3 Y_t + \varepsilon_{dt} \quad \alpha_2 < 0, \alpha_3 > 0 & \text{دالة الطلب} \\ Q_{st} = \beta_1 + \beta_2 P_t + \varepsilon_{st} \quad \beta_2 > 0 & \text{دالة العرض} \\ Q_{dt} = Q_{st} & \text{معادلة التوازن} \end{cases}$$

الصيغة المختصرة ستكون كالتالي:

$$\begin{cases} P_t = \frac{\alpha_1\beta_2-\alpha_2\beta_1}{\alpha_2-\beta_2} - \frac{\alpha_3\beta_2}{\alpha_2-\beta_2} Y_t + \frac{-\beta_2\varepsilon_{1t}+\alpha_2\varepsilon_{2t}}{\alpha_2-\beta_2} \\ Q_t = \frac{-\alpha_1+\beta_1}{\alpha_2-\beta_2} - \frac{\alpha_3}{\alpha_2-\beta_2} Y_t + \frac{-\varepsilon_{1t}+\varepsilon_{2t}}{\alpha_2-\beta_2} \end{cases}$$

نضع: $\pi_{11} = \frac{\alpha_1\beta_2-\alpha_2\beta_1}{\alpha_2-\beta_2}$; $\pi_{12} = -\frac{\alpha_3\beta_2}{\alpha_2-\beta_2}$; $\pi_{21} = \frac{-\alpha_1+\beta_1}{\alpha_2-\beta_2}$; $\pi_{22} = -\frac{\alpha_3}{\alpha_2-\beta_2}$

تطبيق طريقة المربعات الصغرى على الصيغة المختصرة تسمح لنا بتقدير المعاملات الأربعة π_{ij}، لكن ومن خلال الصيغة الهيكلية نريد تقدير خمس معاملات وهي: $(\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \beta_1, \beta_2)$، والملاحظ أن معاملات الصيغة المختصرة معطاة بدلالة معاملات الصيغة الهيكلية، من وجهة نظر أولى، تعريف معاملات الصيغة الهيكلية يبدو مستحيلا وذلك لان لدينا أربع معاملات فقط وخمسة مجاهيل، لكن إذا نظرنا بتمعن أكثر لمعاملات الصيغة المختصرة نلاحظ ما يلي:

$$\frac{\pi_{12}}{\pi_{22}} = \frac{-\frac{\alpha_3\beta_2}{\alpha_2-\beta_2}}{-\frac{\alpha_3}{\alpha_2-\beta_2}} = \beta_2$$

إذن بقسمة π_{12} على π_{22} تسمح لنا بتعريف β_2، وبمعرفة β_2 يمكننا تعريف المعاملات الأخرى(نقوم بعملية التعويض). فمعرفة المعاملات π_{ij} للصيغة المختصرة تسمح بتحديد معاملات الصيغة الهيكلية، إذن في هذه الحالة لا يوجد مشكل التعريف، والنظام معرف تماما).

- **المثال الثالث: فوق معرفة La sur identification**

دعنا نعدل دالة الطلب، عن طريق إضافة المتغيرة R_t إلى المتغيرات السابقة:

$$\begin{cases} Q_{dt} = \alpha_1 + \alpha_2 P_t + \alpha_3 Y_t + \alpha_4 R_t + \varepsilon_{dt} \quad \alpha_2 < 0, \alpha_3 > 0 & \text{دالة الطلب} \\ Q_{st} = \beta_1 + \beta_2 P_t + \beta_3 P_{t-1} + \varepsilon_{st} \quad \beta_2 > 0,\ \beta_3 > 0 & \text{دالة العرض} \\ Q_{dt} = Q_{st} & \text{معادلة التوازن} \end{cases}$$

الصيغة المختصرة للنظام تكتب كما يلي:

$$\begin{cases} P_t = \pi_0 + \pi_1 Y_t + \pi_2 P_{t-1} + \pi_3 R_t + v_{1t} \\ Q_t = \pi_4 + \pi_5 Y_t + \pi_6 R_t + \pi_7 P_{t-1} + v_{2t} \end{cases}$$

$$\Pi_0 = -\frac{\alpha_1-\beta_1}{\alpha_2-\beta_2};\ \pi_1 = \frac{\alpha_3}{\alpha_2-\beta_2};\ \pi_2 = \frac{\alpha_4}{\alpha_2-\beta_2};\ \pi_3 = \frac{\beta_3}{\alpha_2-\beta_2};\ \pi_4 = \frac{\alpha_2\beta_1-\alpha_1\beta_2}{\alpha_2-\beta_2},$$

$$\pi_5 = \frac{\alpha_3\beta_2}{\alpha_2-\beta_2};\ \pi_6 = \frac{\alpha_4\beta_2}{\alpha_2-\beta_2};\quad \pi_7 = \frac{\alpha_2\beta_3}{\alpha_2-\beta_2}$$

في هذه الحالة، لدينا ثمانية معاملات للصيغة المختصرة وسبعة معاملات للشكل الهيكلي، وبالتالي العديد من الحلول ممكنة، وبالتالي نقول أن النظام فوق معرف.

باختصار يمكننا أن نميز بين ثلاث حالات التحديد أو التعريف:

1. **المعادلة محددة تماما Juste identifiée** : أي أننا نتحصل على قيمة مقدرة واحدة فقط لكل معامل من معاملات انحدار هذه المعادلة، بصيغة أخرى في الحالة التي يكون فيها عدد المتغيرات الخارجية في المعادلة مساوية إلى عدد المتغيرات الداخلية في المعادلة ناقص واحد.
2. **المعادلة فوق محددة Sur identifiée**: في هذه الحالة نتحصل على أكثر من قيمة مقدرة واحدة لمعاملات المعادلة الهيكلية، بصيغة أخرى في الحالة التي يكون فيها عدد المتغيرات الخارجية في المعادلة أكبر من عدد المتغيرات الداخلية في المعادلة ناقص واحد.
3. **المعادلة تحت محددة Sous identifiée** : تسمى أيضا المعادلة غير محددة، في هذه الحالة لا يمكننا الحصول على أي قيمة مقدرة لمعاملات انحدار المعادلة، عدد المتغيرات الخارجية في المعادلة يكون أقل من عدد المتغيرات الداخلية في المعادلة مطروح منها واحد.

شروط التعريف أو التحديد: Les conditions d'identification

من خلال معادلات الشكل المختصر يمكننا تحديد أو تعريف معادلة في نظام المعادلات الآنية، لكن العملية تستغرق وقتًا، تؤدي شروط التعريف إلى تخفيف العمل من خلال توفير طريقة منهجية. حيث يمكننا معرفة ما إذا كانت المعادلة في نموذج المعادلات الآنية محددة أو لا وذلك من خلال توفير الشرطين التاليين: شرط الدرجة وشرط الرتبة. ولتشخيص معادلة ما يجب أن يتحقق الشرطان معا، بحيث يتم تحقيق شرط الدرجة ومن ثم الانتقال إلى تحقيق شرط الرتبة، لكن لصعوبة تطبيق شرط الرتبة في نظام أني يحوي العديد من المعادلات نكتفي فقط بشرط درجة[8]. نذكر هنا أن عملية التحديد أو التعريف تتم معادلة بمعادلة.

1. شرط الدرجة

يعتبر هذا الشرط ضروريا للتحديد، وبطريقة مبسطة يمكننا تلخيص هذه الطريقة على النحو التالي[9]:

ليكن: G: عدد المتغيرات الداخلية الموجدة في النظام الآني أو في النموذج، أو بصيغة أخرى هو عدد المعادلات الموجودة في النظام.

- K: عدد المتغيرات الخارجية الموجودة في النظام الآني.
- g: عدد المتغيرات الداخلية الموجدة في المعادلة محل التحديد.
- k : عدد المتغيرات الخارجية الموجودة في المعادلة محل التحديد.

نقول عن معادلة في نظام معادلات آنية أنها:

[8] Gujarati Damodar, op.cit., p743.
[9] Bourbonnais régis, Econométrie, édition Dunod, 9ème édition, Paris, France, 2015, p222

- محددة تماما إذا كان: $G - 1 = G - g + K - k$
- فوق محددة إذا كان: $G - 1 < G - g + K - k$
- تحت محددة إذا كان: $G - 1 > G - g + K - k$

2. شرط الرتبة

سمي بذلك لأنه يعتمد على رتبة مصفوفة التي سنتكلم عليها في هذه النقطة، يعتبر هذا الشرط ضروري وكافي[10]. يعتمد هذا الشرط على حصر كل المتغيرات التي لم تظهر في المعادلة الهيكلية المراد تحديدها (داخلية وخارجية)، ثم تشكيل مصفوفة A والمتكونة من معاملات هذه المتغيرات في المعادلات الأخرى، بعدها نقوم بحساب رتبة هذه المصفوفة أو محددها، إذا كان محدد المصفوفة أقل من عدد المتغيرات الداخلية في النموذج ناقص واحد فإن المعادلة محل الدراسة تعتبر غير محددة. أما إذا كانت رتبة المصفوفة ليس أقل من عدد المتغيرات الداخلية في النموذج ناقص واحد فإن المعادلة تكون محددة.

لتوضيح شرط الرتبة نأخذ النظام الآني التالي:

$$\begin{cases} y_{1t} + \beta_{12}y_{2t} + \beta_{13}y_{3t} + \gamma_{11}x_{1t} = \varepsilon_{1t} & (1) \\ y_{2t} + \beta_{23}y_{3t} + \gamma_{21}x_{1t} + \gamma_{22}x_{2t} = \varepsilon_{2t} & (2) \\ y_{3t} + \beta_{31}y_{1t} + \gamma_{31}x_{1t} + \gamma_{32}x_{2t} = \varepsilon_{3t} & (3) \\ y_{4t} + \beta_{41}y_{1t} + \beta_{42}y_{2t} + \gamma_{43}x_{3t} = \varepsilon_{4t} & (4) \end{cases}$$

- نضع جمل هذه المعادلات في الجدول التالي:

معادلة رقم :	y_{1t}	y_{2t}	y_{3t}	y_{4t}	x_{1t}	x_{2t}	x_{3t}
1	1	β_{12}	β_{13}	0	γ_{11}	0	0
2	0	1	β_{23}	0	γ_{21}	γ_{22}	0
3	β_{31}	0	1	0	γ_{31}	γ_{32}	0
4	β_{41}	β_{42}	0	1	0	0	γ_{43}

- على سبيل المثال نريد تشخيص أو تحديد المعادلة رقم (1) باستعمال شرط الرتبة نقوم أولا بحذف السطر الخاص بالمعادلة (1)،
- بعدها نحذف الأعمدة التي معاملاتها غير معدومة في المعادلة (1)، المعاملات المتبقية هي معاملات المتغيرات المدرجة في النظام ولكن ليس في المعادلة المعتبرة (المعادلة رقم (1)). من هذه المعاملات نشكل جميع المصفوفات الممكنة،

[10] Gujarati Damodar, op.cit., p744.

نسميها مثلا A، التي رتبتها (g-1) ونحسب المحددات المقابلة. إذا كانت رتبة مصفوفة واحدة على الأقل مثل A أقل من (g-1) ، فالمعادلة المعنية غير محددة، في مثالنا هذا تتكون المصفوفة A من العناصر التالية:

- نتحصل على المصفوفة A المتكونة من العناصر التالية:

$$\det A = \det \begin{pmatrix} 0 & \gamma_{22} & 0 \\ 0 & \gamma_{32} & 0 \\ 1 & 0 & \gamma_{43} \end{pmatrix} = 0$$

بما أن محدد المصفوفة A معدوم، إذن رتبتها أقل من 3، ولدينا عدد المتغيرات الداخلية في النموذج G=4، إذن rg(A) < G-1، وبالتالي المعادلة (1) غير محددة.

طرق تقدير نموذج المعادلات الآنية

تعتمد طرق تقدير نموذج المعادلات الآنية على طبيعة تعريف أو تحديد معادلات النموذج حيث:

- إذا كان النموذج تحت محدد أو غير محدد في هذه الحالة لا يمكننا تقدير معلمات النموذج، لمعالجة هذه المشكلة يتم إدخال متغيرات إضافية.
- إذا كانت المعادلة معرفة تماما فإنه يمكن استعمال طريقة المربعات الصغرى غير المباشرة (MCI) أو طريقة المربعات الصغرى المضاعفة (DMC)، فكلتا الطريقتين تعطيان نفس النتيجة.
- إذا كانت المعادلة فوق محددة فإن فإن طريقة DMC لها ميزة على طريقة MCI لإعطاء مقدر واحد فقط[11].
- إذا كانت جميع معادلات النظام الآني محددة تماما، فإن طريقة المربعات الصغرى الثلاثية (TMC) مناسبة لتقدير جميع معادلات النظام في وقت واحد.
- إذا كان النظام الآني يحوي على معادلات محددة تمام وأخرى فوق محددة، ينصح هنا باستعمال أو تطبيق طريقة المربعات الصغرى الثلاثية بشكل منفصل على هاتين المجموعتين. لكن في حالة يحوي النظام على معادلة واحدة فقط فوق محددة فإن هذه الطريقة لا تعطي نتائج إضافية مقارنة بطريقة المربعات الصغرى الثنائية[12].

1. طريقة المربعات الصغرى غير المباشرة (MCI):

كما ذكرنا سابقا، تستعمل هذه الطريقة في تقدير المعادلات الهيكلية المعرفة تماما.تتم هذه الطريقة على النحو التالي :

- كتابة المعادلات الآنية على الشكل المختصر،

[11] Gujarati Damodar, op.cit., p764.
[12] Zellner Arnold & Theil.H, Three-Stage Least Squares: Simultaneous Estimation of Simultaneous Equations, Econometrica , January 1962, Vol. 30, No. 1, pp. 68-69.

- تقدير معلمات كل معادلة من المعادلات الآنية المكتوبة على الشكل المختصر بطريقة المربعات الصغرى العادية،
- تحديد معاملات المعادلات الهيكلية (الصيغة الهيكلية) انطلاقا من معاملات المعادلات المختصرة(الصيغة المختصرة).

2. طريقة المربعات الصغرى المضاعفة (DMC)

تعتبر هذه الطريقة الأكثر استعمالا في الجانب العملي مقارنة بالطريقة السابقة، تستعمل كما ذكرنا سابقا في تقدير النماذج المعرفة تماما أو فوق معرفة. يتم فيها تطبيق طريقة المربعات الصغرى على مرحلتين تستبدل طريقة DMC المتغيرات الداخلية للمعادلات بقيمها المتوقعة باستخدام المتغيرات المحددة مسبقًا. يزيل هذا الاستبدال تأثير التجانس من هذه المتغيرات ويجعل من الممكن استخدام OLS، يمكن شرح خطوات هذه الطريقة من خلال المثال التالي

بحوزتنا النموذج الآني التالي تحت الصيغة الهيكلية والذي يحتوي على g متغيرة داخلية و k متغيرة خارجية:

$$\begin{cases} \beta_{11}y_{1t} + \beta_{12}y_{2t} + \cdots + \beta_{1g}y_{gt} + \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2t} + \cdots \gamma_{1k}x_{kt} = \varepsilon_{1t} \\ \beta_{21}y_{1t} + \beta_{22}y_{2t} + \cdots + \beta_{2g}y_{gt} + \gamma_{21}x_{1t} + \gamma_{22}x_{2t} + \cdots \gamma_{2k}x_{kt} = \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \vdots \\ \beta_{g1}y_{1t} + \beta_{g2}y_{2t} + \cdots + \beta_{gg}y_{gt} + \gamma_{g1}x_{1t} + \gamma_{g2}x_{2t} + \cdots \gamma_{gk}x_{kt} = \varepsilon_{gt} \end{cases}$$

- في المرحلة الأولى نقوم بكتابة النموذج على الشكل المختصر ثم نقوم بانحدار كل متغير داخلي على كل المتغيرات الخارجية.

$$\begin{cases} Y_{1t} = \pi_{11}x_{1t} + \pi_{12}x_{2t} + \cdots \pi_{1k}x_{kt} + v_{1t} \\ y_{2t} = \pi_{21}x_{1t} + \pi_{22}x_{2t} + \cdots \pi_{2k}x_{kt} + v_{2t} \\ \vdots \\ \vdots \\ y_{gt} = \pi_{g1}x_{1t} + \pi_{g2}x_{2t} + \cdots \pi_{gk}x_{kt} + v_{gt} \end{cases} \quad \ldots (FR)$$

- في المرحلة الثانية نقوم بتعويض المتغيرات الداخلية الموجودة في نموذج المعادلات الهيكلية بقيمها المقدرة من الصيغة المختصرة، كما يلي:

$$\begin{cases} y_{1t} = \beta_{12}\hat{y}_{2t} + \cdots + \beta_{1g}\hat{y}_{gt} + \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2t} + \cdots \gamma_{1k}x_{kt} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} = \beta_{21}\hat{y}_{1t} + \cdots + \beta_{2g}\hat{y}_{gt} + \gamma_{21}x_{1t} + \gamma_{22}x_{2t} + \cdots \gamma_{2k}x_{kt} + \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \vdots \\ y_{gt} = \beta_{g1}\hat{y}_{1t} + \beta_{g2}\hat{y}_{2t} + \cdots + \gamma_{g1}x_{1t} + \gamma_{g2}x_{2t} + \cdots \gamma_{2k}x_{kt} + \varepsilon_{gt} \end{cases}$$

تتميز هذه الطريقة عن طريقة MCI بإعطاء مقدر واحد فقط. وتجدر الإشارة إلى أنه يمكن تفسير مقدر DMC على أنه مقدر لطريقة المتغيرات الأداة Variables Instrumentales، لأنه يمكن للمرء أن يقدر مباشرة معلمات الشكل الهيكلي باستخدام جميع المتغيرات الخارجية كمتغيرات أداة[13].

3. طريقة المربعات الصغرى الثلاثية (TMC):

تستخدم طريقة المربعات الصغرى الثلاثي لتقدير جميع معلمات النظام. يتم الحصول من خلال الخطوات التالية[14]:

- تطبيق طريقة المربعات الصغرى الثنائية لتقدير المتغيرات الداخلية للنظام،
- تطبيق طريقة المربعات الصغرى المعممة على النموذج ، لمراعاة مشكلة عدم التجانس بين أخطاء المعادلات المختلفة

تعد طريقتا DMC و TMC أكثر الطرق شيوعًا في حل نماذج المعادلات الآنية. المقدرات المتحصل عليها من خلال هاتين الطريقتين لهما خصائص مشتركة وهي: مقدرات متقاربة، متحيزة للعينات الصغيرة ، والمقاربة الطبيعية. تتميز طريقة TMC بإعطاء مقدرات أكثر كفاءة لأنها ، على عكس طريقة DMC ، تأخذ في الاعتبار الارتباطات بين الأخطاء في المعادلات الهيكلية للنموذج. في حالة كل المعادلات محددة تماما، فإن طريقتي DMC و TMC تعطينا نفس المقدرات[15].

تطبيقات

من خلال هذه النقطة سنقوم بتقدير نماذج المعادلة الآنية ،وكنماذج توضيحية اخترنا نموذج كينز **Keynes** ونموذج كلاين **Klein** المطبقة على بيانات الاقتصاد الجزائري، تمتد فترة التقدير من 1990 إلى 2019 أي 29 ملاحظة ، واختيار هذه الفترة يبرره توفر البيانات.

1. نموذج الاقتصاد الكلي لكينز

يأخذ نموذج كينز الصيغة الهيكلية التالية:

$$\begin{cases} C_t = a_0 + a_1 Y_t + a_2 C_{t-1} + \varepsilon_{1t} & (01) \\ I_t = b_0 + b_1 R_t + b_2 I_{t-1} + \varepsilon_{2t} & (02) \\ R_t = c_0 + c_1 Y_t + c_2 M_t + \varepsilon_{3t} & (03) \\ Y_t = C_t + I_t + G_t & (04) \end{cases} \qquad (I)$$

يحتوي هذا النظام الآني على ثلاث معادلات أين يطلب تقدير معلماتها، ومعادلة رابعة والتي تمثل المعادلة التوازنية، تتمثل المتغيرات الداخلية في كل من: C_t :،الاستهلاك Y_t :الناتج الداخلي الخام، I_t :،الاستثمار R_t : معدل الفائدة والمتغيرات

[13] Kibala Kuma Jonas. Économétrie Appliquée: Manuel des cas pratiques sur EViews et Stata. Licence. Congo-Kinshasa. 2018, p58.
[14] Dor Eric, Op.cit., p134.
[15] Dor Eric, Op.cit., p134-136.

الخارجية تتمثل في: M_t :عرض ،النقود G_t :الانفاق الحكومي، $a_1, a_2, b_0, b_1, b_2, c_0, c_1, c_2 a_0$, هي معلمات للتقدير.

- **تعريف(تحديد) معادلات النظام**

يمكن كتابة الشكل الهيكلي للنموذج (I) على الشكل التالي: .

$$\begin{cases} C_t - a_0 - a_1 Y_t - a_2 C_{t-1} = \varepsilon_{1t} & (01) \\ I_t - b_0 - b_1 R_t - b_2 I_{t-1} = \varepsilon_{2t} & (02) \\ R_t - c_0 - c_1 Y_t - c_2 M_t = \varepsilon_{3t} & (03) \\ Y_t - C_t - I_t - G_t = 0 & (04) \end{cases} \qquad (II)$$

ولتسهيل خطوة التعريف نكتب النموذج عل الشكل المصفوفي التالي:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & -a_1 \\ 0 & 1 & -b_1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -c_1 \\ -1 & -1 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_t \\ I_t \\ R_t \\ Y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -a_0 & -a_2 & 0 & 0 & 0 \\ -b_0 & 0 & -b_2 & 0 & 0 \\ -c_0 & 0 & 0 & -c_2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ C_{t-1} \\ I_{t-1} \\ M_t \\ G_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ 0 \end{pmatrix}$$

$$\beta\, Y + \gamma\, X = \varepsilon$$

حيث Y يمثل شعاع المتغيرات الداخلية و X شعاع المتغيرات الخارجية والمتغيرات المتأخرة بفترة les variables retardées، بهدف تحديد طريقة تقدير معادلات النظام نستعمل شرط الدرجة لتعريف المعادلات.

لدينا: G=4 و K=4.

جدول 01:تحديد معادلات النظام الآني

رقم المعادلة	المتغيرات الداخلية				المتغيرات الخارجية							القرار	طريقة التقدير
	C_t	I_t	R_t	Y_t	1	C_{t-1}	I_{t-1}	M_t	G_t	$K-k$	$G-g$		
01	1	0	0	$-a_1$	$-a_0$	$-a_2$	0	0	0	3	2	**فوق محددة**	DMC/TMC
02	0	1	$-b_1$	0	$-b_0$	0	$-b_2$	0	0	3	2	**فوق محددة**	DMC/TMC
03	0	0	1	$-c_1$	$-c_0$	0	0	$-c_2$	0	3	2	**فوق محددة**	DMC/TMC
04	-1	-1	0	1	0	0	0	0	-1	/	/	/	/

من خلال النتائج كل معادلات النظام فوق محددة إذن لدينا خيار بين طريقة المربعات الصغرى المضاعفة أو الثلاثية.

- **تقدير المعادلات**

قدرنا المعادلات كل واحدة على حدى بطريقة المربعات الصغرى المضاعفة، يمكننا تقدير كل معادلة مباشرة أو من خلال كتابة برنامج في مبرمج Eviews10.

لتقدير هذا النظام يمكن كتابة هذا البرنامج في المبرمج وهذا بإتباع الخطوات التالية:

File → New → Program

نتائج تقدير معادلة الاستهلاك

$$\hat{C}_t = -652{,}56 + 0{,}36Y_t + 0{,}69C_{t-1}$$

(-2.30) (2.69) (5.70)

(.) t.Student, F=1013,59 $R^2 = 0{,}987$

حسب النتائج معلمات النموذج ذات معنوية إحصائية، إذن النموذج ككل معنوي (prob(F-statistic)<0,05) ، والمتغيرات المستقلة ذات تأثير معنوي على الاستهلاك (prob (t-statistic)<0,05).

نلاحظ من خلال نتائج التقدير أن هناك علاقة طردية ومعنوية بين الاستهلاك والناتج الداخلي الخام وكذلك الاستهلاك للفترة السابقة، هذه المتغيرات تفسر 98.7٪ من إجمالي الاستهلاك. إذا زاد الدخل بمقدار وحدة واحدة ، مع ثبات المتغيرات الأخرى، يزداد الاستهلاك بمقدار 0.36 وحدة، وعندما يزيد استهلاك الفترة السابقة بوحدة واحدة، يزيد الاستهلاك الإجمالي بمقدار 0.69 وحدة.

نتائج تقدير معادلة الاستثمار

$$\hat{I}_t = 38{,}56 + 6{,}90R_t + 1{,}02I_{t-1}$$

(0.96) (2.04) (40.12)

(.) t.Student, F=1633,084 $R^2 = 0{,}992$

معامل التحديد يساوي 0.99، وهذا يعني أن 99٪ من الاستثمار يتم تفسيره من خلال النموذج، وبالمثل نقبل الفرضية القائلة بأن المعلمات المقدرة للمعادلة ليست كلها صفرية ، وبالتالي فإن النموذج ككل معنوي (F-statistic)، والمتغيرات المستقلة لها تأثير كبير على الاستثمار. وفقًا لاختبار ستودنت، توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين استثمار الفترة (t) والفترة (t−1) وسعر الفائدة.

نلاحظ كذلك أن هناك تأثيرًا إيجابيًا للاستثمار المتأخر وسعر الفائدة على الاستثمار في الزمن (t). تؤدي الزيادة في سعر الفائدة بمقدار وحدة واحدة إلى زيادة الاستثمار بمقدار 6.90 وحدة، مع ثبات المتغيرات الأخرى، وبالمثل تؤدي الزيادة في الاستثمار المتأخر بمقدار وحدة واحدة إلى زيادة قدرها 1.02 وحدة.

نتائج تقدير معادلة معدل الفائدة

$$\widehat{R}_t = 6{,}91 - 0{,}003Y_t + 0{,}002M_t$$

(0.12) (-0.20) (0.39)

(.) t de Student, F=2.049 $R^2 = 0.105$

معامل التحديد يساوي 0.105 ، وهذا يعني أن 10٪ فقط من سعر الفائدة يتم شرحه من خلال النموذج ، أما فيما يخص المعلمات ليست كلها ذات دلالة إحصائية وفقا لاختبار ستودنت، والنموذج ككل غير معنوي ويظهر من خلال (prob (F-statistic)> 0.05) .

إذن نموذج نموذج كينز على المعطيات الجزائرية يكتب كما يلي:

$$\begin{cases} \widehat{C}_t = -652{,}56 + 0{,}36Y_t + 0{,}69C_{t-1} \\ \widehat{I}_t = 38{,}56 + 6{,}90R_t + 1{,}02I_{t-1} \\ \widehat{R}_t = 6{,}91 - 0{,}003Y_t + 0{,}002M_t \\ Y_t = C_t + I_t + G_t \end{cases}$$

2. نموذج كلاين Klein

يعتبر هذا النموذج نموذجًا رائدًا لنماذج الاقتصاد الكلي لنماذج المعادلات الآنية، يأخذ هذا النموذج الصيغة الهيكلية التالية:

$$\begin{cases} cons_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 p_{t-1} + \alpha_3(wpub_t + wpriv_t) + \varepsilon_{1t} & (01) \\ i_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 p_{t-1} + \beta_3 k_{t-1} + \varepsilon_{2t} & (02) \\ w_{priv} = \gamma_0 + \gamma_1 x_t + \gamma_2 x_{t-1} + \gamma_3 t + \varepsilon_{3t} & (03) \\ x_t = cons_t + i_t + g_t & (04) \\ p_t = x_t - w_{priv} - taxes_t & (05) \\ k_t = i_t + k_{t-1} & (06) \end{cases} \qquad (II)$$

الذي يمكن كتابه أيضا على الشكل التالي:

$$\begin{cases} cons_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 p_{t-1} + \alpha_3(wpub_t + wpriv_t) + \varepsilon_{1t} & (01) \\ i_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 p_{t-1} + \beta_3 k_{t-1} + \varepsilon_{2t} & (02) \\ w_{priv} = \gamma_0 + \gamma_1 x_t + \gamma_2 x_{t-1} + \gamma_3 t + \varepsilon_{3t} & (03) \\ x_t = cons_t + i_t + g_t & (04) \\ p_t = x_t - w_{priv} - taxes_t & (05) \\ k_t = i_t + k_{t-1} & (06) \end{cases} \qquad (II)$$

حيث: $cons_t$: الاستهلاك النهائي، i_t : الاستثمار، $wpriv_t$: الأجور المدفوعة من القاع الخاص، x_t: الناتج الداخلي الخام، k_t: مخزون رأس المال، $wpub_t$: الأجور المدفوعة من قبل الحكومة، g_t: النفقات العامة، $taxes_t$: الضرائب، t: الزمن (السنوات).

تعريف(تحديد) معادلات النظام

- ✓ عدد المتغيرات الداخلية في النظام ككل يقدر بـ 6 متغيرات والذي يمثل في نفس الوقت عدد معادلات النظام: $., i_t, wpriv_t , x_t, p_t, k_t cons_t$
- ✓ عدد المتغيرات الخارجية في النظام يقدر بـ: 8 وهي: $, wpub_t, k_{t-1}, x_{t-1}, t, g_t, p_{t-1}$, $taxes_t$، والملاحظ هنا وجود قيد في المعادلة الأولى والذي نرمز له في الجدول بـ r.

جدول 02: تعريف معادلات النموذج

المعادلة	التعريف						
	$g - \acute{g}$	$k - \acute{k}$	r	$g - 1$	القاعدة	القرار	الطريقة
(01)	6-3	8-3	1	5	$5 < 9$	أكثر محددة	DMC/TMC
(02)	6-2	8-3	0	5	$5 < 9$	أكثر محددة	DMC/TMC
(03)	6-2	8-3	0	5	$5 < 9$	أكثر محددة	DMC/TMC

كل المعادلات أكثر محددة، يمكن استخدام طريقة المربعات الصغرى المضاعفة أو طريقة المربعات الصغرى الثلاثية لتقدير معلمات هذا النظام.

نتائج التقدير

تم تقدير النظام باستعمال الطريقتين DMC و TMC، لكن كانت نتائج تقدير طريقة TMC أفضل من نتائج DMC.

بالاستعانة بمبرمج Eviews10 يمكن تقدير النظام باستعمال TMC وهذا بإتباع الخطوات التالية:

Object → New Object → System

ثم نكتب المعادلات التالية:

```
cons=c(1) + c(2)*p +c(3)*p(-1)+ c(4)*(wpub+wpriv) @ t wpub taxes g p(-1) k(-1) x(-1)
i=c(5) + c(6)*p +c(7)*p(-1)+ c(8)*k(-1) @ t wpub taxes g p(-1) k(-1) x(-1)
wpriv=c(9) + c(10)*x +c(11)*x(-1)+ c(12)*t @ t wpub taxes g p(-1) k(-1) x(-1)
```

نتائج تقدير نظام Klein المطبق على الاقتصاد الجزائري كانت كمايلي:

$$\begin{cases} \widehat{cons}_t = 278{,}13 + 0{,}56p_t - 0{,}23p_{t-1} + 1{,}40(wpub_t + wpriv_t) & (01) \\ \hat{\imath}_t = -1258{,}28 - 0{,}06p_t - 0{,}01p_{t-1} + 0{,}17k_{t-1} & (02) \\ \widehat{wpriv}_t = 134589{,}50 + 0{,}87x_t - 0{,}18x_{t-1} - 68{,}42t & (03) \\ x_t = cons_t + i_t + g_t & (04) \\ p_t = x_t - wpriv_t - taxes_t & (05) \\ k_t = i_t + k_{t-1} & (06) \end{cases}$$

النموذج المقدر على العموم معنوي، باستثناء بعض المعاملات، لذلك يمكن أن نقول أن نظام Klein يشرح الاقتصاد الجزائري.

الفصل الثالث:
منهجية بوكس-جينكينز للأجل القصير

تمهيد

تناولنا في الفصلين السابقين أشكال النمذجة القياسية والمتمثلة في نمذجة ظاهرة بواسطة معادلة انحدار خطي وغير الخطي، وكذا النمذجة باستعمال نظام المعادلات الآنية، هذه النماذج تعتمد في تفسيرها للظاهرة على متغيرة واحدة أو عدة متغيرات مستقلة.

في هذا الفصل سنتحدث عن شكل آخر يتمثل في نماذج السلاسل الزمنية الخطية، التي تعتمد في تفسيرها للظاهرة على المتوسطات المرجحة للملاحظات الماضية والأخطاء العشوائية، ويشترط في هذا الشكل أن تكون السلسلة قيد الدراسة مستقرة. قبل التطرق إلى منهجية بوكس-جينكينز، سنتحدث عن بعض المفاهيم المتعلقة بالسلاسل المستقرة والغير مستقرة.

السلاسل الزمنية المستقرة والغير مستقرة

كما ذكرنا سابقا يشترط في دراسة نماذج السلاسل الزمنية أن تكون السلسلة قيد الدراسة مستقرة ، لذلك سنقدم مفهوم للسلسلة المستقرة، أنواعها والاختبارات المستعملة للكشف عن الاستقرارية.

مفهوم السلسلة الزمنية المستقرة

السلسلة الزمنية المستقرة هي السلسلة التي يكون متوسطها وتباينها ثابتا مع مرور الزمن وقيم التغاير بين فترتين تعتمد فقط على المسافة أو الفجوة بين الفترتين وليس الزمن الفعلي الذي يتم فيه حساب التغاير[16].

أهمية السلسلة الزمنية المستقرة

هناك عدة أسباب تقودنا إلى معرفة استقرارية السلسلة من عدمها، أولا أنه في حالة سلسلة غير مستقرة دراسة سلوكها يكون فقط في فترة معينة قيد النظر، لذلك لا يمكن تعميم هذا السلوك على فترات زمنية أخرى واستعمالها للتنبؤ. كما أن الصدمات الموجودة في سلسلة زمنية مستقرة ستكون مؤقتة وتأثيرهم عبر الزمن سوف يتلاشى كما تعود لقيم المتوسط في الأجل الطويل، عكس الصدمات الموجودة في السلاسل الزمنية الغير مستقرة تتضمن عناصر دائمة chocs permanent.

ثانيا: تحليل الانحدار المتعلق بسلاسل زمنية غير مستقرة قد يؤدي غالبا إلى ظاهرة الانحدار الزائف أو انحدار ليس له معنى، أي قد نحصل على قيمة كبيرة لمعامل التحديد مع وجود بعض معاملات ذات معنوية إحصائية على أساس اختبارات t و F والتي لا يكون موثوق بها لأنها تفرض أن تكون السلاسل مستقرة[17].

[16] Gujarati Damodar, op.cit., p250.
[17] Idem, P 251.

أنواع السلاسل الزمنية الغير المستقرة

هناك نوعان من السلاسل الزمنية:

- السلاسل الزمنية من نوع Defferency Stationary DS هي عباره عن اتجاه عام عشوائي معامل ميله أكبر من الواحد، إن كان يساوي الواحد نحن في حالة سيرورة عشوائية Random walk وهذه السيرورة لها تطبيقات واسعة في مجال الأسهم وكفاءة الأسواق المالية. وتكون هده السلسلة غير مستقرة بسبب ارتباط الزمن بالتباين[18].لجعل السلسلة مستقرة نقوم بحساب الفروقات.

- السلسلة Trend Stationary TS هي السلسلة التي تملك اتجاه عام خطي وعدم استقرارها يعود إلى ارتباط المتوسط بالزمن ولجعلها مستقرة نقوم بإجراء انحدار لها على الزمن أو متغيرة الاتجاه بواسطة المربعات الصغرى، ومن ثم فان بواقي الانحدار سوف تمثل سلسلة زمنية خالية من الاتجاه العام.

اختبارات الاستقرارية

توجد عدة أدوات تشخيصية لمعرفة ما إذا كانت السلسلة الزمنية مستقرة أم لا من بينها نجد:

1. من خلال الرسم البياني للسلسلة الزمنية: وهي طريقة بسيطة تتمثل في الرسم البياني للسلسلة الزمنية، هذا الرسم هو أداة قيمة للحصول على طبيعة السلسلة الزمنية، حيث يعطينا بعض الأفكار حول ما إذا كانت السلسلة مستقرة أم لا.
2. اختبارات تساوي المتوسطات والتباينات.
3. من خلال دالة الارتباط الذاتي (AFC) وفحص مخطط الارتباط الزمني Correlogram للسلسلة الزمنية

تعرف دالة الارتباط الذاتي (AFC) عند الرتبة k كمايلي:

$$\varphi_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{k \text{ التغاير عند المتباطئة}}{\text{التباين}}$$

ولتحديد فترة الإبطاء k نستخدم معيار Akaike أو Schwarz. رسم $\widehat{\varphi}_k$ مقابل k وطول فترة الإبطاء يسمى Correlogram للعينة، حيث في حالة سلسلة غير مستقرة وعند فترة إبطاء معينة يكون معامل الارتباط قوي جدا، ومعاملات الارتباط الذاتي المقدرة تنخفض ببطئ شديد. نشير فقط أن في حالة سلسلة غير مستقرة معناه الارتباطات المقدرة تكون خارج مجال الثقة. كذلك من خلال إحصائية Q الذي تم تطويره بواسطة Box-Pierce يمكننا معرفة هل السلسلة مستقرة، حيث إذا كانت القيمة الاحتمالية لQ أقل من 0,05 معناه السلسلة ليست مستقرة.

[18] لأكثر تفاصيل أنظر كتاب:

Bourbonnais régis, op.cit., p247.

4. اختبارات جذر الوحدة: وهي الاختبارات الشائعة لتحديد استقرارية سلسلة زمنية، تبين كذلك هذه الاختبارات نوع السلسلة(سلسلة من نوع DS أو من نوع TS). توجد عدة اختبارات جذر الوحدة من بينها نذكر اختبار جذر الوحدة لديكي فولر Augmented dickey-fuller (ADF) ، القائم على اختبار الفرضية H_0 التالية: $H_0: \emptyset_1 = 1$، ففي حالة قبول هذه الفرضية في أحد النماذج التالية، إذن النموذج غير مستقر.

النماذج هي:

$$\begin{cases} X_t = \emptyset_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots (1) \\ X_t = \beta + \emptyset_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \ldots (2) \\ X_t = \emptyset_1 X_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t \ldots (3) \end{cases}$$

في النموذج (3): في حالة قبول $H_1: \emptyset_1 < 1$ وكان معامل الزمن b معنوي، إذن السيرورة من نوع TS.

منهجية بوكس–جينكينز[19]

منهجية بوكس– جينكينز هي طريقة تنبؤية قصيرة المدى جاء بها الإحصائيين البريطانيين جورج بوكس ووليام جنكينز(box -jenkinz) سنة 1976 في كتابهما forecasting&control، تفوقت الطريقة من حيث الجانب النظري لأنها تعتمد على نظريات رياضية معقدة، لكن لم تنجح من الجانب التطبيقي إلا بعد تطور البرمجيات الإحصائية. تستخدم نماذج بوكس–جينكينز للتنبؤ في المدى القصير وتضعف كلما زادت فترة التنبؤ. من شروط هذه الطريقة أن كل سلسلة تدرس على حدى، أن تكون السلسلة مستقرة، عدم وجود قيم مفقودة، سيرورات البيانات خطية. هناك نوعان من هذه النماذج: النماذج اللاموسمية والنماذج الموسمية.

النماذج اللاموسمية

تنقسم هذه النماذج إلى قسمين وهما النماذج اللاموسمية المستقرة والنماذج اللاموسمبة الغير المستقرة. النماذج اللاموسمية المستقرة هي النماذج التي تكون فيها السلسلة الزمنية مستقرة عند المستوى وتشمل: نماذج الانحدار الذاتي AR(P) ونماذج المتوسطات المتحركة MA(q) ونماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة ARMA(p,q)، تسمى هذه النماذج في أدبيات القياس الاقتصادي بنماذج بوكس– جينكينز، وهي مزيج بين AR(P) ونموذج MA(q) تستخدم مع السلاسل الزمنية القصيرة الأجل(السنوية)، أما النماذج اللاموسمية الغير مستقرة فهي النماذج التي تكون فيها السلسلة غير مستقرة عند المستوى وتشمل هذه النماذج نماذج ARIMA الانحدار الذاتي المتكاملة للمتوسطات المتحركة.

- **نماذج الانحدار الذاتي AR(P):** نعتبر النموذج:

$$y_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 y_{t-1} + \cdots + \emptyset_p y_{t-p} + u_t$$

[19] لأكثر تفاصيل حول هذه الطريقة : حشمان مولود، السلاسل الزمنية وتقنيات التنبؤ القصير المدى، ديوان المطبوعات الجامعية ، 2010.

حيث: u_t: هو حد الخطأ يحقق فرضية التشويش الأبيض.

يسمى هذا النموذج بنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة p، أي AR(P)، حيث يتم انحدار المشاهدة في الفترة الحالية على قيمها في فترات تأخير لفترة P من الماضي، يتم تحديد درجة التأخير بالاعتماد على عدة معايير والتي سنتحدث عن بعضها في النقاط الموالية.

- **نماذج المتوسطات المتحركة MA(q)** : يمكن نمذجة Y_t على النحو التالي:

$$Y_t = \boldsymbol{\theta}_0 + \boldsymbol{\theta}_1 \mu_{t-1} + \cdots + \boldsymbol{\theta}_q \mu_{t-q}$$

أي أننا نعبر عن Y_t كمتوسط مرجح أو متحرك لحدود الخطأ للفترة الحالية والفترة الماضية.

- **نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة ARMA(p,q)**

هناك سيرورات عشوائية لا يمكن نمذجتها على أنها مجرد متوسط متحرك أو انحدار ذاتي فقط، بل يمكن أن تحتوي على خصائص النوعين من السيرورات معا .بحيث تشمل قسم المتوسطات المتحركة ذي الدرجة P وعلى القسم الانحداري ذي الدرجة q، يكتب هذا النموذج على الشكل العام التالي:

$$y_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 y_{t-1} + \emptyset_2 y_{t-2} + \cdots + \emptyset_p y_{t-p} + \mu_t + \theta_0 - \theta_1 \mu_{t-1} - \theta_2 \mu_{t-2} - \cdots - \emptyset_q \mu_{t-q}$$

- **نموذج المتوسطات المتحركة والانحدار الذاتي المتكامل ARIMA(p,d,q)**

إذا كانت السلسلة الزمنية الأصلية غير مستقرة فيقال عليها أنها متكاملة، وإذا تعين الحصول على فروقات السلسلة d مرة حتى تصبح مستقرة، يقال عندئذ أن السلسلة الأصلية متكاملة من الدرجة d. ويرمز لها I(d)، تعرف النماذج في هذه الحالة بنماذج ARIMA(p,d,q)، حيث تشير d إلى عدد مرات التكامل التي يجب فيها أخذ فروق السلسلة الزمنية لجعلها مستقرة. في معظم التطبيقات d=1، أي نأخذ فقط الفروق الأولى للسلسلة الزمنية.

النماذج الموسمية

هناك العديد من الجوانب الأخرى لطريقة بوكس-جينكينز، منها الموسمية، فالعديد من السلاسل الزمني يظهر فيها ما يسمى بالسلوك الموسمي. فمن أهم مكونات السلسلة الزمنية نجد المركبة الموسمية، والتي تتمثل في التغيرات الدورية والتي تحصل بأشكال منتظمة يمكن أن تتكرر في نفس اليوم، الشهر أو الفصل....تسمى هذه النماذج بنماذج أريما الموسمية SARIMA أو بالنماذج المختلطة ذي المركبة الموسمية.

- **دراسة نموذج فيه تقلبات موسمية**

هو نموذج غير مستقر يتميز بتقلبات موسمية مشتق من نموذج ARIMA ويكتب باختصار بالصيغة التالية:

$$SARIMA(p,d,q)\ (P,D,Q)_s$$

$$\emptyset_p(\beta)\varphi_p(\beta^s)(1-\beta)^d(1-\beta)^D X_t = \theta_q(\beta)\theta_Q(\beta^s)\varepsilon_t$$

حيث:

$\emptyset_p(\beta)\varphi_p(\beta^s)$ يمثل الانحدار الذاتي الموسمي، p: درجة AR، q: درجة MA، d: درجة التكامل أو الفروق، P: درجة AR الموسمي، D: درجة التكامل أو الفروق الموسمي،Q : درجة MA الموسمية. s: تأخذ 4 للفصلية و 12 للشهرية.

$$SAR(1) \rightarrow ARIMA(0,0,0)s(1,0,0)$$

$$SX_t = X_{t-s} + \varepsilon_t$$

- **تحديد واكتشاف الفصلية:** يمكننا تحديد وجود الفصلية من خلال:

1. التمثيل البياني للسلسلة، حيث يمكننا ملاحظة تكرار الظاهرة في كل شهر من كل سنة أو في كل فصل.... أي أننا نلاحظ نفس الصورة تتكرر.
2. دالة الارتباط الذاتي: حيث كلما زاد اتساع التقلبات الموسمية زاد وضوحها من خلال التذبذبات المتكررة في مخطط دالة الارتباط الذاتي(نفس النمط يتكرر)، لكن في بعض الحالات هذا المنحنى لا يبين لنا وجود المركبة الفصلية وهذا في حالة احتواء السلسلة على مركبة الاتجاه العام، فهذه الأخيرة تغطي المركبة الفصلية، إذن في مثل هذه الحالات يجب نزع مركبة الاتجاه العام قبل الكشف عن الفصلية.
3. تقدير نموذج الانحدار مع مركبات موسمية وهمية وفحص معنوياتها، فإذا كانت معاملات الموسمية معنوية فهذا يدل على وجود مركبة فصلية.
4. من خلال التمثيل البياني لكل شهر مع رسم المتوسط بخط أفقي، ففي حالة عدم تساوي متوسطات الأشهر فالسلسلة تحتوي على المركبة الفصلية.
5. اختبار تحليل التباين: والذي يعتمد على اختبار تساوي متوسطات الشهور، ففي حالة وجود مركبة فصلية تكون المتوسطات في الشهور غير متساوية.

- **نمذجة الموسمية:** يمكن نمذجة الموسمية بأكثر من طريقة ومن أشهرها:
  - طريقة بوكس جينكينز لنمذجة الموسمية،

- نماذج التمهيد الأسي: طريقة هولت وينترز.
- نماذج سلسلة فورييز الدورية.

- **التعديل الموسمي**: بعد فحص السلسلة الزمنية وتأكد من وجود الأثر الموسمي يتم إجراء التعديل الموسمي اللازم لها عن طريق إزالة هذه التغيرات من السلسلة، وهذا لجعل السلسلة الزمنية مستقرة وحتى يتسنى لنا نمذجتها بطريقة بوكس جينكينز. هناك عدة طرق لإزالة الموسمية إما:
  - بأخذ الفروق الموسمية:

$$\Delta_s X_t = (1-\beta^S)X_t = X_t - X_{t-s}$$

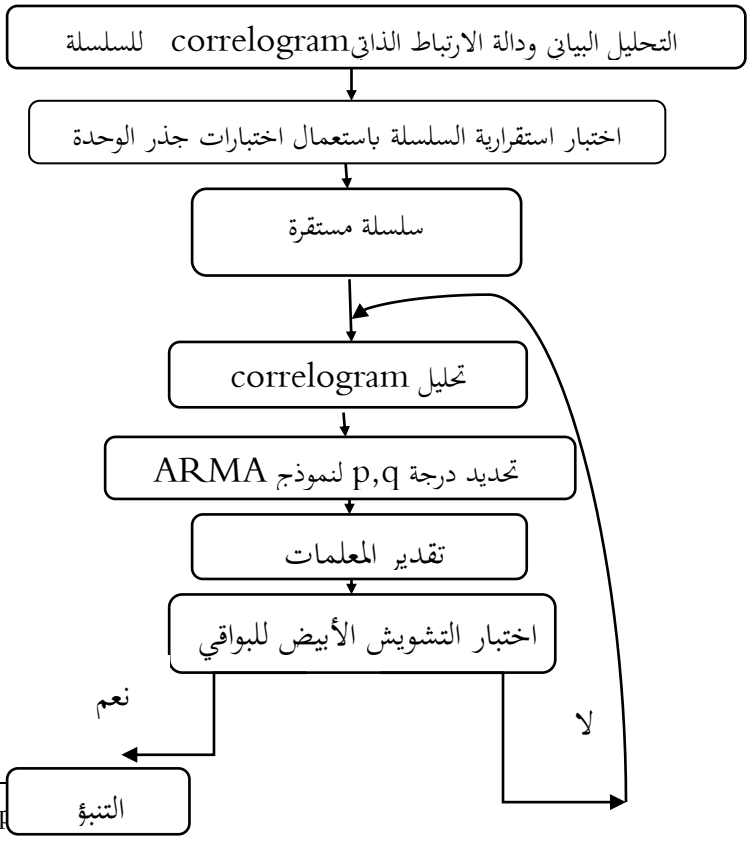
في حالة معطيات شهرية s=12 ، في حالة المعطيات فصلية s=4.

  - أو باستخدام طريقة المتوسطات المتحركة.

مراحل تطبيق طريقة بوكس جينكينز

السؤال العملي هو كيفية تحديد النموذج المناسب للسلسلة قيد الدراسة؟ وللإجابة على هذا السؤال نتبع منهجية بوكس- جينكينز الموضحة في لمخطط التالي:

المخطط 1: منهجية بوكس –جينكتر في بناء نماذج السلاسل الزمنية الخطية[20]



[20] Bourbonnais régis, op

حسب المخطط (1) يمكن بناء نموذج لسلسة زمنية اعتمادا على منهجية بوكس-جينكينز بإتباع المراحل التالية:

1. المرحلة الأولى: مرحلة التشخيص أو التعريف Identification،
2. المرحلة الثانية: مرحلة التقدير Estimation،
3. المرحلة الثالثة: مرحلة الفحص التشخيصيDiagnostic ،
4. المرحلة الرابعة: مرحلة التنبؤ. Prévision،

المرحلة الأولى: مرحلة التشخيص أو التعريف Identification

في هذه المرحلة ندرس استقرارية السلسة الزمنية، وكما ذكرنا سابقا يمكن الاستعانة إما بالرسم البياني أو برسم دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي، أو بالاستعانة باختبارات جذر الوحدة.

بعد الحصول على الاستقرار فإنه من خلال دالة الارتباط الذاتي ACF ودالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF يمكننا تمييز نوعية السلوك الخاص بالانحدار الذاتي أو المتوسط المتحرك أو لكليهما معا ، فبالنسبة:

- لنماذج المتوسطات المتحركة من الدرجة q تنعدم معاملات الارتباط الذاتي ACF معنويا مباشرة بعد الدرجة q بينما دالة الارتباط الجزئية PACF تبقى متدهورة أي متناقصة بعد هذه الفترة ولكنها لا تنعدم.
- لنماذج الانحدار الذاتي من الدرجة q فإن معاملات الارتباط الذاتي الجزئية PACF تنعدم معنويا مباشرة بعد هذه الدرجة، بينما تبقى دالة الارتباط الذاتي ACF متناقصة ولكنها لا تنعدم بنفس السرعة.
- أما النماذج المختلطة فإن الدالتين تبقيان مستمرتين في التدهور ولكنهما لا تنعدمان معنويا عند الدرجتين المذكورتين سابقا.

إذن يمكننا تحديد القيم الممكنة لنموذج المتوسطات المتحركة من خلال دالة الارتباط الذاتي، والقيم الممكنة لنموذج الانحدار الذاتي من خلال دالة الارتباط الذاتي الجزئي. والجدول التالي يلخص هذه الحالات:

الجدول01: تطور طبيعة النموذج وفق منحنى دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي

النماذج	ACF	PACF
AR(P)	تتناقص الدالة تدريجيا أو أسي	معاملات دالة الارتباط الذاتي معنوية أي خارج مجال الثقة بعد الدرجة p
MA(q)	معاملات دالة الارتباط الذاتي معنوية أي خارج مجال الثقة بعد الدرجة q	تتناقص تدريجيي أو أسي للدالة

ARMA(p,q)	تناقص أسي بعد الرتبة p	تناقص أسي بعد الرتبة q
	تحدد لنا رتبة MA	تحدد لنا رتبة AR

المرحلة الثانية: مرحلة التقدير Estimation

بعد اختيار النماذج الملائمة لوصف السلسلة الزمنية نقوم بتقدير معالم هذه النماذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، لكن في بعض الحالات يجب علينا اللجوء إلى أساليب التقدير غير الخطية في المعلمات.

من بين طرق تقدير معالم نموذج الانحدار الذاتي نجد: طريقة معادلات يول–ولكر Yule-Walker، الطريقة الانحدارية. أما تقدير معالم المتوسطات المتحركة والمختلطة فهي أكثر تعقيدا كونها غير خطية في المعالم من جهة، وعدم مشاهدة متغير الأخطاء من جهة أخرى، من بين طرق التقدير نجد طريقة البحث التشابكي، طريقة غوس–نيوتن.

المرحلة الثالثة: مرحلة الفحص التشخيصيDiagnostic

بعد تحديد أفضل نموذج نختبر البواقي لهذا النموذج لمعرفة مدى صحة فرضيات النموذج. ففي حالة تحقق الفرضيات المعتمد عليها في التقدير نستعين بهذا النموذج في التنبؤ، وفي حالة العكس نعود للخطوة الأولى لتعيين واختيار نموذج آخر. تتطلب هذه المرحلة الخطوات التالية:

- اختبار معنوية المعالم والمعنوية الكلية للنموذج: بالاستعانة بكل من اختبار فيشر لدراسة معنوية النموذج ككل، واختبار ستودنت لدراسة معنوية المعلمات.

- اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء : نقارن دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية مع تلك الخاصة بالسلسلة المقدرة، في حالة وجود اختلاف كبير بينهما، فإنه دليل قاطع على فشل عملية التحديد، وهذا يستدعي إعادة بناء النموذج وتقديره من جديد.أما إذا تشابهت الدالتان، فإننا ننتقل إلى دراسة وتحليل بواقي التقدير مع دالة الارتباط الذاتي للبواقي. يجب أن تقع معاملات الارتباط الذاتي الكلية لهذه البواقي داخل مجال الثقة. كما يمكننا الاستعانة باختبار LM test.

- اختبارات تجانس تباين الأخطاء : حيث يجب أن يكون تباين الأخطاء متجانس، من بين الاختبارات المستعملة نجد اختبار ARCH, WHITE ....

- اختبار التوزيع الطبيعي: لحساب مجالات الثقة للتنبؤ واستعمال اختبار ستودنت (دراسة معنوية المعلمات) يجب التأكد من التوزيع الطبيعي للأخطاء. يسمح لنا اختبار Jarque-Bera(1984) الذي يعتمد على خاصية Skewness للتناظر وخاصة Kurtosis للتفلطح باختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء.

في بعض الحالات قد يحدث أن يكون هناك مجموعة من النماذج غير المرفوضة بواسطة الأدوات الإحصائية السابقة الذكر، أي نموذج نختار في هذه الحالة؟ للقيام بعملية المفاضلة بينها نستعمل المعايير التالية:

المعايير	الخاصية
معنوية المعلمات	الأكثر معنوية للمعالم
معامل التحديد المعدل	أكثر تفسيرا
درجة التذبذب $Sigma^2$	أقل تباين أو تذبذب
AIC معيار المعلومات لـ Akaike	أقل قيمة
معيار Hannan-Quinn	أقل قيمة
SC معيار لـ Schwarz	أقل قيمة

المرحلة الرابعة: مرحلة التنبؤ. Prévision

نصل الآن إلى أخر مرحلة من مراحل بناء نموذج السلاسل الزمنية باستعمال طريقة بوكس-جينكينز وهي مرحلة التنبؤ، هذا الأخير قد يكون داخل العينة أو خارجها، بشكل عام التنبؤ خارج العينة يعد أفضل اختبار لمدى صلاحية النموذج.

بعد عملية التنبؤ نلجأ إلى استعمال طرق لقياس أو لفحص دقة التنبؤ، من بينها نجد:

- أحصائيات Theil(u1) Theil(u2)
- MAPE: متوسط القيم المطلقة للخطأ،
- RMSE: متوسط نسب القيم المطلقة للخطأ،
- الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ.
- في حالة الانكسارات الهيكلية نستخدم مجموعة اختبارات لدراسة مدى ثبات التنبؤ من بينها اختبار CHOW تقنية Fan chart هذه الطريقة تعطينا مجالات الثقة تبين أين تميل فيها التنبؤات.

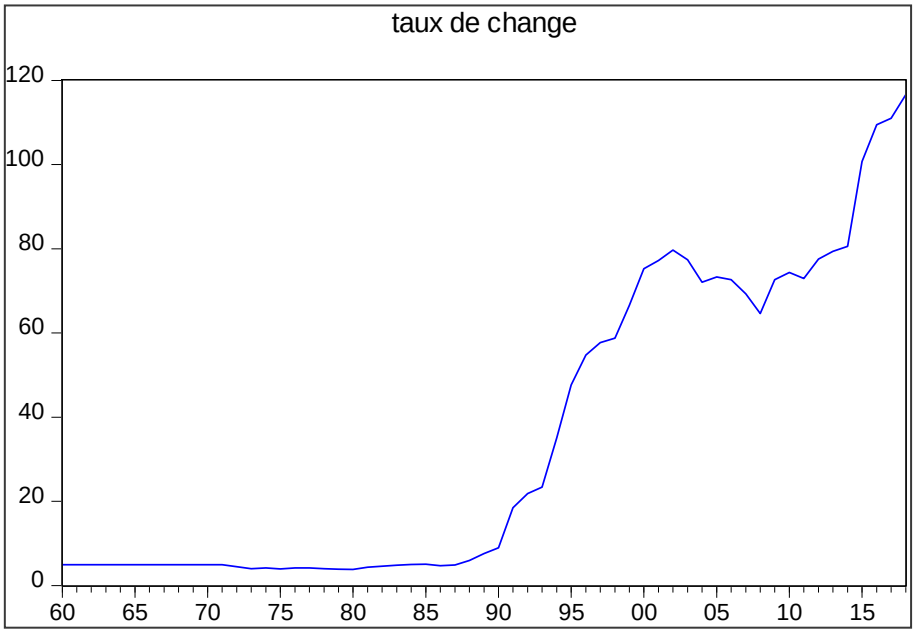
تطبيق طريقة بوكس- جنكينز على معطيات اقتصادية

سنحاول من خلال هذه النقطة تطبيق طريقة بوكس-جينكينز على معطيات اقتصادية ذات بيانات سنوية وشهرية للتنبؤ بسيرورتها على المدى القصير وهذا بإتباع الخطوات الموضحة سابقا.

المثال الأول: معطيات المثال الأول خاصة بالاقتصاد الجزائري وهي خاصة بتطور سعر الصرف[21] خلال الفترة الممتدة من 1960 إلى غاية 2018، نرمز لهذه السلسلة بـ TC.

المرحلة الأولى: مرحلة التشخيص أو التعريف Identification

- **التمثيل البياني للسلسلة الزمنية TC:**



من خلال البيان نلاحظ ظهورا لمركبة الاتجاه العام بشكل واضح. كما نلاحظ استقرار سعر الصرف في سنوات الستينات والسبعينات حتى منتصف الثمانينات، وهذا راجع لخضوع سعر الصرف لقاعدة الذهب في تلك الفترة و كان سعر الصرف يضاهي العملات الأجنبية الأخرى كالفرنك الفرنسي والدولار الأمريكي..، لكن مع ظهور الأزمة النفطية سنة 1986 وانخفاض أسعار النفط إلى 9 دولارات،وبما أن الآن الاقتصاد الجزائري اقتصاد ريعي يعتمد على النفط ولذلك فان السلطات الجزائرية بقيت في كل مرة في تخفيض العملة المحلية مقابل الدولار إما لأسباب مبررة بهدف تشجيع الصادرات أو تخفيض الواردات وتشجيع الاستهلاك المحلي، لكن في بعض المرات لأسباب غير مبررة خاصة في العشريتين الأخيرتين وحسب بعض المحللين السبب يعود إلى ظهور الفساد كتهريب الأموال والعملات الأجنبية إلى الخارج. النتيجة التي يمكن استخلاصها من خلال التمثيل البياني أن السلسلة تحوي على مركبة الاتجاه العام وبالتالي ليست ساكنة. وللتأكد من ذلك نستعين باختبار جذر الوحدة لديكي فولر المطور أو المعدل (ADF)، النتائج في النقطة الموالية:

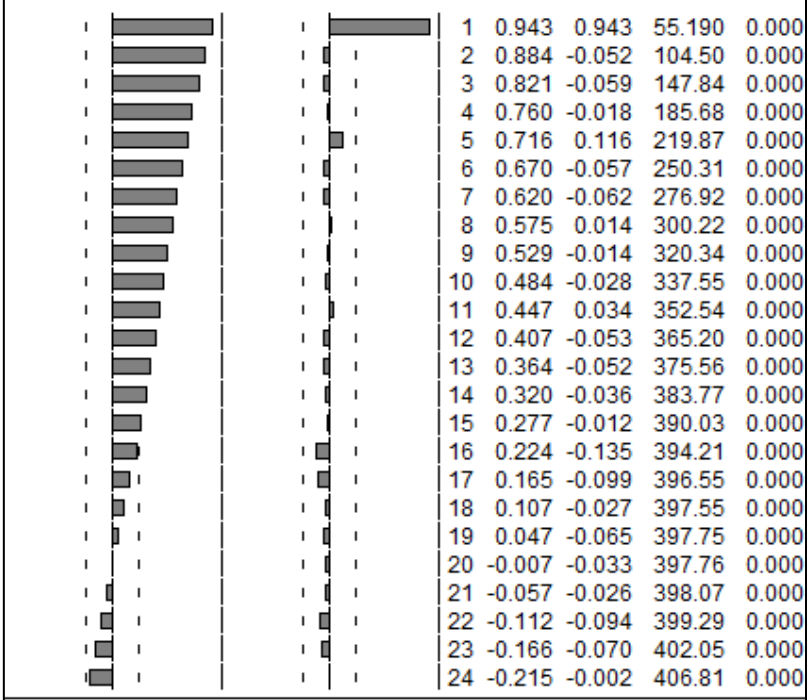
[21] المعطيات متوفرة على الموقع:
https://perspective.usherbrooke.ca/bilan/servlet/BMTendanceStatPays?langue=fr&codePays=DZA&codeStat=PA.NUS.FCRF&codeStat2=x

- **رسم منحنى دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي:**

بعد إدخال المعطيات في مبرمج EVIEWS 10 نتبع الخطوات التالية لرسم منحنى دالة الارتباط الذاتي (AC) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي (PAC) :

View → correlogram

Date: 06/05/22 Time: 17:32
Sample: 1960 2018
Included observations: 59



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.943	0.943	55.190	0.000
		2	0.884	-0.052	104.50	0.000
		3	0.821	-0.059	147.84	0.000
		4	0.760	-0.018	185.68	0.000
		5	0.716	0.116	219.87	0.000
		6	0.670	-0.057	250.31	0.000
		7	0.620	-0.062	276.92	0.000
		8	0.575	0.014	300.22	0.000
		9	0.529	-0.014	320.34	0.000
		10	0.484	-0.028	337.55	0.000
		11	0.447	0.034	352.54	0.000
		12	0.407	-0.053	365.20	0.000
		13	0.364	-0.052	375.56	0.000
		14	0.320	-0.036	383.77	0.000
		15	0.277	-0.012	390.03	0.000
		16	0.224	-0.135	394.21	0.000
		17	0.165	-0.099	396.55	0.000
		18	0.107	-0.027	397.55	0.000
		19	0.047	-0.065	397.75	0.000
		20	-0.007	-0.033	397.76	0.000
		21	-0.057	-0.026	398.07	0.000
		22	-0.112	-0.094	399.29	0.000
		23	-0.166	-0.070	402.05	0.000
		24	-0.215	-0.002	406.81	0.000

نلاحظ من خلال تحليل مخطط الارتباط الزمني للسلسلة Correlogram أن المعاملات المحسوبة من أجل الابطاءات أو التأخيرات h =1,2…,24 تختلف معنويا عن الصفر عند مستوى معنوية 5%، اي أنها خارج مجال الثقة، وتتناقص بوتيرة بطيئة نحو الصفر، كما يثبت لنا اختبار Ljung-Box من خلال إحصائية Q-Stat أن قيمتها التي تقدر Q=406.81 وهي كبيرة جدا مقارنة بالقيمة المجدولة لكاي مربع عند درجة حرية 24، ومنه نرفض فرضية العدم التي تنص على أن معاملات الارتباط الذاتي تساوي معنويا الصفر عند مستوى معنوية 5%، وبالتالي يمكن القول أن السلسلة ليست مستقرة. يمكننا أيضا الاستعانة باختبارات جذر الوحدة للتأكد من استقرارية أو سكون السلسلة الزمنية.

- **اختبار جذر الوحدة Unit Root test**

كما ذكرنا سابقا جذر الوحدة هو حركة عشوائية أو اتجاه عشوائي في السلسلة الزمنية. ماهي المشكلة في حالة وجود جذر وحدة في السلسلة الزمنية؟ المشكلة هي أنه لو كانت السلسلة تحوي على جذر الوحدة تظهر فيها أنماط منهجية غير قابلة للتنبؤ.

سؤال: كيف نختار درجة التأخير h أو طول فترة الإبطاء في مبرمج EVIEWS؟ لاختيار هذه الفترة نتبع الخطوات التالية:

Quick → estimate var → endegenous variables → nom de variable → ok

Quick → estimate var → endegenous variables → TC → ok

يظهر تقدير ذاتي للسلسلة الزمنية TC على نفسها، ثم نضغط على :

View → lag structure → lag length criteria → ok

نختار أطول فترة إبطاء ممكنة ونتحصل على الجدول التالي:

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: TC
Exogenous variables: C
Date: 06/05/22 Time: 19:33
Sample: 1960 2018
Included observations: 54

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-271.0125	NA	1389.450	10.07454	10.11137	10.08874
1	-155.3709	222.7172	19.89975	5.828550	5.902217	5.856961
2	-151.8259	6.696106	18.11117	5.734291	5.844790	5.776906
3	-151.6733	0.282541	18.69156	5.765678	5.913010	5.822498
4	-147.5779	7.432449*	16.67127*	5.651032*	5.835197*	5.722057*
5	-147.3989	0.318118	17.19271	5.681441	5.902440	5.766672

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

من خلال هذا الجدول درجة الإبطاء الخاصة بهذه السلسلة هي h =4، والتي تم اختيارها على أساس تصغير قيم AIC وSC ، يمكننا أيضا الاعتماد على قيمة التأخير التي يحددها البرنامج تلقائيا.

- **نتائج اختبار ADF**: للقيام بهذا الاختبار نتبع الخطوات التالية:
- **اختبار جذر الوحدة في حالة سلسلة تحتوي على قاطع** Intercept

View → *Unit root test* → augmented Dickey fuller → test for unit root in Level → includ in the test equation → intercept → ok

تظهر لنا النتائج المدونة في الجدول التالي:

Null Hypothesis: TC has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.998292	0.9961
Test critical values:	1% level	-3.550396	
	5% level	-2.913549	
	10% level	-2.594521	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TC)
Method: Least Squares
Date: 06/05/22 Time: 19:50
Sample (adjusted): 1962 2018
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TC(-1)	0.016324	0.016352	0.998292	0.3226
D(TC(-1))	0.365710	0.132396	2.762251	0.0078
C	0.714200	0.751535	0.950322	0.3462

R-squared	0.184325	Mean dependent var	1.958895
Adjusted R-squared	0.154115	S.D. dependent var	4.382097
S.E. of regression	4.030304	Akaike info criterion	5.676757
Sum squared resid	877.1409	Schwarz criterion	5.784286
Log likelihood	-158.7876	Hannan-Quinn criter.	5.718546
F-statistic	6.101407	Durbin-Watson stat	1.941526
Prob(F-statistic)	0.004083		

- **اختبار جذر الوحدة في حالة سلسلة تحتوي على قاطع واتجاه عام** Trend and Intercept

View → *Unit root test* → augmented Dickey fuller → test for unit root in Level → includ in the test equation → *trend and* intercept → ok

تظهر النتائج التالية:

Null Hypothesis: TC has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.019287	0.5780
Test critical values:	1% level	-4.133838	
	5% level	-3.493692	
	10% level	-3.175693	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TC)
Method: Least Squares
Date: 06/05/22 Time: 19:49
Sample (adjusted): 1964 2018
Included observations: 55 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TC(-1)	-0.072397	0.035853	-2.019287	0.0489
D(TC(-1))	0.419771	0.128832	3.258275	0.0020
D(TC(-2))	-0.198406	0.139662	-1.420621	0.1618
D(TC(-3))	0.414371	0.133297	3.108624	0.0031
C	-2.314391	1.432940	-1.615134	0.1127
@TREND("1960")	0.186189	0.076242	2.442089	0.0183

R-squared	0.375062	Mean dependent var	2.030127
Adjusted R-squared	0.311293	S.D. dependent var	4.445976
S.E. of regression	3.689642	Akaike info criterion	5.551605
Sum squared resid	667.0596	Schwarz criterion	5.770587
Log likelihood	-146.6691	Hannan-Quinn criter.	5.636287
F-statistic	5.881564	Durbin-Watson stat	1.971633
Prob(F-statistic)	0.000247		

- **اختبار جذر الوحدة في حالة سلسلة لا تحتوي لا على قاطع ولا على تجاه عام None**

View → *Unit root test* → augmented Dickey fuller → test for unit root in Level → includ in the test equation → *none* → ok

Null Hypothesis: TC has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		2.071996	0.9901
Test critical values:	1% level	-2.606163	
	5% level	-1.946654	
	10% level	-1.613122	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TC)
Method: Least Squares
Date: 06/05/22 Time: 19:53
Sample (adjusted): 1962 2018
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TC(-1)	0.026177	0.012634	2.071996	0.0430
D(TC(-1))	0.372809	0.132068	2.822854	0.0066

R-squared	0.170683	Mean dependent var	1.958895
Adjusted R-squared	0.155605	S.D. dependent var	4.382097
S.E. of regression	4.026752	Akaike info criterion	5.658255
Sum squared resid	891.8104	Schwarz criterion	5.729941
Log likelihood	-159.2603	Hannan-Quinn criter.	5.686114
Durbin-Watson stat	1.941771		

النتائج المتوصل إليها من خلال تقدير النماذج الثلاث نلاحظ أن قيم Augmented Dickey-Fuller test statistic صغيرة مقارنة مع القيم الحرجة Critical values عند مستويات المعنوية1%، 5%، 10%، ونلاحظ احتمالها كبير جدا مقارنة باحتمال 0.05، أي نقبل الفرضية المعدومة أي السلسلة تحوي على جذر الوحدة وبالتالي ليست مستقرة.

كما نلاحظ من خلال الجدول الثاني الخاص بالنموذج الذي يحتوي على القاطع والاتجاه العام أن معامل الاتجاه العام معنوي عند مستوى معنوية 5%، وبالتالي عدم استقرار سلسلة سعر الصرف ناجم عن وجود اتجاه عام ثابت ، ولجعل السلسلة مستقرة نستعمل تقنية المربعات الصغرى أو حساب الفروق من الدرجة الأولى.

لإجراء هذه الخطوة نتبع الخطوات التالية:

View → Unit root test → augmented Dickey fuller → test for unit root in 1st difference → includ in the test equation → none → ok

عند أخذ الفرق الأول لاحظنا أن السلسلة استقرت في الحالات الثلاث باحتمال 0,0004 وهو أقل من 0.05.

Null Hypothesis: D(TC) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.208359	0.0004
Test critical values:	1% level	-4.127338	
	5% level	-3.490662	
	10% level	-3.173943	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

يمكن التأكد من استقرارية سلسلة سعر الصرف باستعمال اختبار أخرى من بينها اختبار Phillips-Perron والذي يعطينا نفس النتائج السابقة.

ملاحظة: يمكننا اختبار استقرارية السلسلة الزمنية في النماذج الثلاث في آن واحد وهذا بإتباع الخطوة التالية:

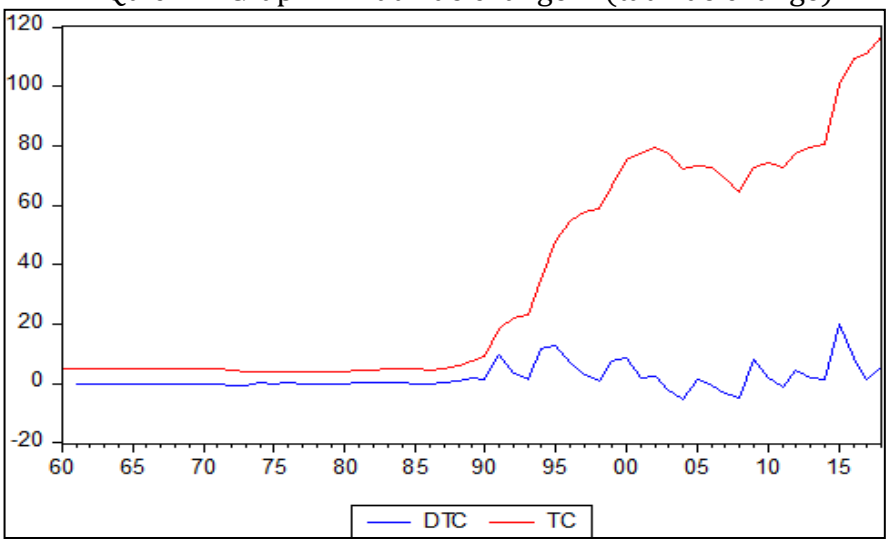
$$Add\ all \rightarrow \text{All}\ Unit\ root\ test$$

النتيجة النهائية هي أن السلسلة TC استقرت بعد أخذ الفروق الأولى، وبالتالي السلسلة المعتمد عليها في تحديد النموذج نرمز لها بـ dTC_t حيث:

$$dTC_t = TC_t - TC_{t-1}$$

وللتوضيح بيانيا من استقرارية السلسلة نرسمها مع السلسلة الأصلية في بيان واحد وهذا بإتباع الخطوات التالية:

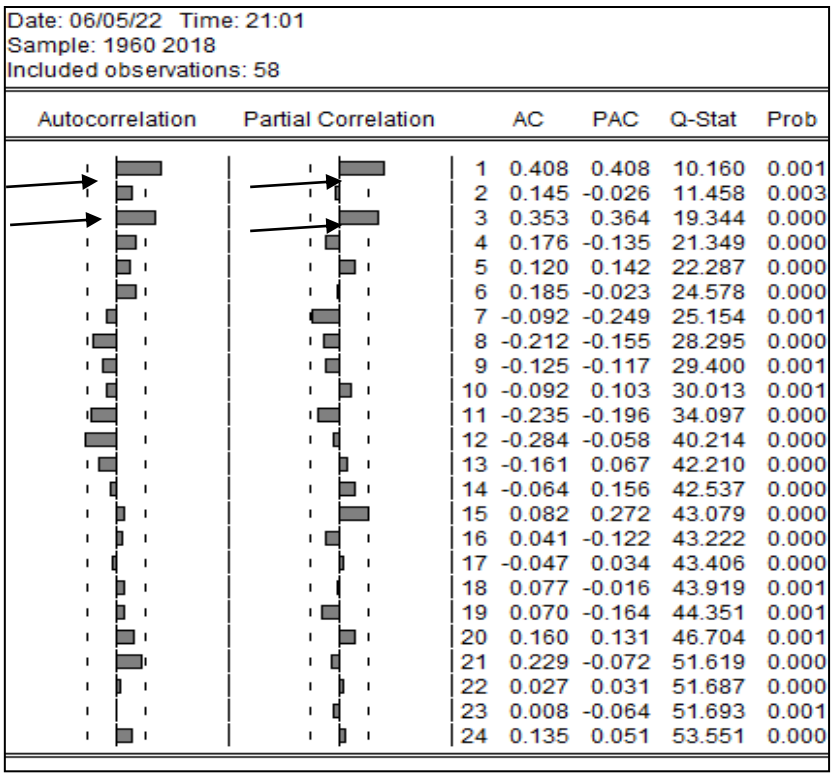
Quick → Graph → Taux de change D(taux de change)



بعد أخذ الفروقات من الدرجة الأولى تم رسم دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي Corellogram للسلسلة dTC_t وهذا بإتباع الخطوات التالية:

$$View \rightarrow correlogram \rightarrow 1st\ difference \rightarrow ok$$

وتم التوصل إلى المنحنى التالي الذي يوضح كل من دالة ACF و PACF للسلسلة بعد أخذ الفروقات:



نلاحظ من الشكل أعلاه أن المعلمات المحسوبة من أجل الفجوات h =4,5…,24 داخل مجال الثقة، أي تتناقص بوتيرة سريعة نحو الصفر.

المرحلة الثانية: مرحلة التقدير Estimation

من خلال دالة الارتباط الذاتي يمكننا تحديد القيم المحتملة لدرجة تأخير المتوسطات المتحركة أي قيم q وحسب البيان نلاحظ نتوءات عند التأخير 1 والتأخير 3، كما نلاحظ من خلال دالة الارتباط الذاتي الجزئي خروج نتؤات عند التأخير 1 و3 والتي تمثل القيم المحتملة لدرجة تأخير الانحدار الذاتي p، النماذج الممكنة في هذه الحالة هي كالتالي:

ARIMA(1.1.1),ARIMA(1.1.3) , ARIMA(3.1.1), ARIMA(3.1.3) ; AR(1); MA(3); MA(1), AR(3)

قمنا بتقدير جميع هذه النماذج باستعمال المبرمج السالف الذكر وتوصلنا إلى النتائج المدونة في الجدول التالي:

جدول 2: ملخص نتائج التقدير المتوصل إليها

النماذج المقترحة	عدد المعلمات ذات معنوية	معامل التحديد R^2	معلمة التباين $Sigma^2$	معيار Aic	معيار Sc
ARIMA(1.1.0)	2	0.15	19,43	5.73	5.84
ARIMA(1.1.1)	2	0.16	13,55	5.74	5.89
ARIMA(3.1.1)	3	0.30	13,01	5.69	5.55
ARIMA(3.1.0)	1	0.04	15,14	5.85	5.96
ARIMA(1.1.3)	2	0.16	14,13	5.74	5.88

6.007	5.86	16,55	0.06	1	ARIMA(3.1.3)
5.88	5.77	15,12	0.11	2	ARIMA(0.1.1)
5.93	5.82	18,24	0.07	2	ARIMA(0.1.3)

من خلال هذه النماذج، وبالاعتماد على المعايير المدونة في الجدول نلاحظ أن أفضل نموذج هو نموذج ARIMA(3.1.1) الذي يحقق اقل قيمة لمعيار AIC و معيار SC وأكبر قيمة لمعامل التحديد R^2، وأقل قيمة معلمة التباين $Sigma^2$. نقدر النموذج في مبرمج Eviews 10 على النحو التالي:

Quick → Estimate equation → ols

ويطلب منا كتابة صيغة المعادلة، نكتب الصيغة التالية:

dTC c AR(3) MA(1)

نتائج التقدير مدونة في الجدول التالي، حيث نلاحظ المعنوية الكلية لمعالم النموذج.

Dependent Variable: D(TC)
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 06/06/22 Time: 10:58
Sample: 1961 2018
Included observations: 58
Convergence achieved after 23 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.921764	1.671790	1.149524	0.2554
AR(3)	0.335441	0.139201	2.409760	0.0194
MA(1)	0.464988	0.153536	3.028534	0.0038
SIGMASQ	13.01078	1.738816	7.482548	0.0000

R-squared	0.300708	Mean dependent var	1.925121
Adjusted R-squared	0.261858	S.D. dependent var	4.351097
S.E. of regression	3.738253	Akaike info criterion	5.553104
Sum squared resid	754.6251	Schwarz criterion	5.695204
Log likelihood	-157.0400	Hannan-Quinn criter.	5.608455
F-statistic	7.740302	Durbin-Watson stat	1.931807
Prob(F-statistic)	0.000217		

Inverted AR Roots	.69	-.35+.60i	-.35-.60i
Inverted MA Roots	-.46		

المرحلة الثالثة: مرحلة الفحص التشخيصي Diagnostic

بعد تحديد أفضل نموذج نصل إلى مرحلة فحصه، وتتم هذه الخطوة بدراسة بواقي هذا النموذج من حيث الارتباط و التجانس و التوزيع الطبيعي لمعرفة مدى تطابق المشاهدات مع القيم المقدرة.

نبدأ كأول خطوة برسم مخطط الارتباط الزمني Corelogram لبواقي النموذج المختار وهذا لاختبار وجود مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء من عدمه، وتتم طريقة الرسم على النحو التالي:

view → residual diagnostics → corelogram Q statistics

Date: 06/06/22 Time: 11:44
Sample: 1960 2018
Included observations: 58
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.028	0.028	0.0468	
		2	-0.020	-0.020	0.0704	
		3	-0.039	-0.038	0.1683	0.682
		4	0.118	0.120	1.0605	0.588
		5	0.059	0.051	1.2856	0.733
		6	0.226	0.230	4.7142	0.318
		7	-0.193	-0.206	7.2612	0.202
		8	-0.120	-0.115	8.2669	0.219
		9	-0.106	-0.120	9.0604	0.248
		10	0.078	0.018	9.5031	0.302
		11	-0.137	-0.141	10.894	0.283
		12	-0.257	-0.295	15.874	0.103
		13	-0.105	0.023	16.730	0.116
		14	0.007	0.011	16.734	0.160
		15	0.142	0.219	18.366	0.144
		16	0.086	0.103	18.974	0.166
		17	-0.156	-0.067	21.044	0.135
		18	0.031	0.168	21.128	0.174
		19	-0.009	-0.190	21.136	0.220
		20	0.171	0.070	23.811	0.161
		21	0.158	0.005	26.165	0.126
		22	-0.019	-0.042	26.199	0.159
		23	-0.087	-0.020	26.943	0.173
		24	0.152	0.006	29.322	0.136

نلاحظ أن معاملات دالة ACF وPACF غير معنوية عند مستوى ثقة 95 % حيث نلاحظ أن قيمة Q التي تقدر بـ 29,32 أقل من قيمة كاي مربع عند درجة حرية 24 ومستوى معنوية 5% $\chi^2_{24,\ 5\%} = 36,42$، كما نلاحظ عدم وجود نتوؤات خارج مجال الثقة،إذن تشخيصنا لهذا النموذج كان سليما إلى حد ما، وهو مقبول ويمكن استخدامه للتنبؤ.

بالنسبة لاختبار تجانس تباين الأخطاء من عدمه اعتمدنا في ذلك على اختبار ARCH واختبارWhite ، ولإجراء هذا الاختبار في المبرمج نتبع الخطوات التالية:

view → residual diagnostics → Heteroskedasticity test → ARCCH

view → residual diagnostics → Heteroskedasticity test → White

- نتائج اختبار ARCH مدونة في الجدول التالي:

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.010766	Prob. F(1,55)	0.9177
Obs*R-squared	0.011155	Prob. Chi-Square(1)	0.9159

نلاحظ أن احتمالية F-Statistic أكبر من 0.05 وبالتالي نقبل فرضية ثبات أو تجانس تباين الأخطاء.

- نتائج اختبار White مدونة في الجدول التالي:

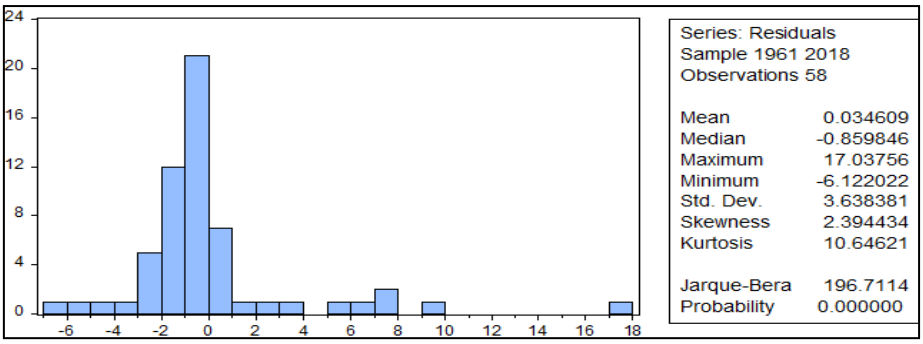
Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	1.35E+25	Prob. F(14,43)	0.0000

Obs*R-squared	58.00000	Prob. Chi-Square(14)	0.0000
Scaled explained SS	244.7602	Prob. Chi-Square(14)	0.0000

من خلال هذه النتائج نلاحظ أن احتمالية F-Statistic أصغر من 0.05 وبالتالي نقبل فرضية ثبات تباين الأخطاء.

- **التوزيع طبيعي**: اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي يتم في مبرمج Eviews بإتباع الخطوات التالية:

$$view \rightarrow \text{residual diagnostics} \rightarrow histogram - normality\ test$$



حسب النتائج المتوصل إليها وانطلاقا من قيمة معامل التناظر Skewness التي تقدر بـ 2.39 وهي أكبر من القيمة 1,96 وبالتالي نرفض فرضية التناظر، ومن قيمة معامل التفلطح Kurtosis التي تقدر بـ 10,64 وهي أكبر من القيمة 1,96 التي تبين رفض فرضية التفلطح الطبيعي لسلسلة البواقي، كما يمكن التأكد من ذلك من خلال إحصائية Jarque-Bera، حيث نلاحظ أن احتمال هذه الإحصائية أقل من 0,05، وعليه سلسلة الأخطاء لاتخضع للتوزيع الطبيعي.

وبما أن التوزيع الطبيعي من الشروط الأساسية التي يجب أن تتحقق ولهذا النموذج المختار ليس أمثل. لكن سنبين هنا طريقة التنبؤ لسلسلة سعر الصرف من خلال النموذج الذي تم اختياره.

المرحلة الرابعة: مرحلة التنبؤ Forecast

في هذه المرحلة يمكننا القيام بنوعين من التنبؤ: التنبؤ الداخلي الذي يكون داخل العينة والتنبؤ الخارجي الذي يكون خارج العينة، والتبؤ الذي يهمنا هو النوع الثاني أي الذي يتم خارج العينة.

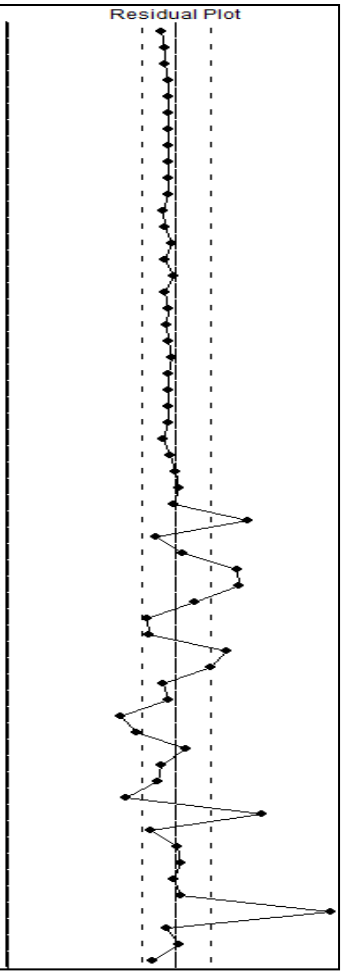
- **التنبؤ داخل العينة**: بعد تقدير النموذج نضغط على:

$$view \rightarrow \text{actual; filted; residual} \rightarrow \text{actual; filted; residual}$$

نتحصل على المنحنى التالي:

obs	Actual	Fitted	Residual
1961	0	1.64162...	-1.6416...
1962	0	1.09736...	-1.0973...
1963	0	1.12064...	-1.1206...
1964	0	0.78311...	-0.7831...
1965	0	0.91556...	-0.9155...
1966	0	0.85219...	-0.8521...
1967	0	0.88101...	-0.8810...
1968	0	0.86749...	-0.8674...
1969	0	0.87375...	-0.8737...
1970	0	0.87084...	-0.8708...
1971	-0.0240...	0.87219...	-0.8961...
1972	-0.4320...	0.86040...	-1.2924...
1973	-0.5189...	0.67617...	-1.1951...
1974	0.21899...	0.71333...	-0.4943...
1975	-0.2320...	0.90235...	-1.1343...
1976	0.21499...	0.57557...	-0.3605...
1977	-0.0169...	1.18292...	-1.1999...
1978	-0.181	0.64135...	-0.8223...
1979	-0.113	0.96686...	-1.0798...
1980	-0.0160...	0.76930...	-0.7853...
1981	0.47899...	0.85125...	-0.3722...
1982	0.27599...	1.06612...	-0.7901...
1983	0.19700...	0.90435...	-0.7073...
1984	0.19399...	1.10888...	-0.9148...
1985	0.04499...	0.94429...	-0.8992...
1986	-0.3259...	0.92504...	-1.2510...
1987	0.14799...	0.76047...	-0.6124...
1988	1.065	1.00742...	0.05757...
1989	1.694	1.19454...	0.49945...
1990	1.349	1.55901...	-0.2100...
1991	9.51499...	1.53671...	7.97828...
1992	3.36299...	5.55516...	-2.1921...
1993	1.509	0.71030...	0.79869...
1994	11.714	4.84022...	6.87377...
1995	12.604	5.60143...	7.00256...
1996	7.08600...	5.03941...	2.04658...
1997	2.95799...	6.15811...	-3.2001...
1998	1.03199...	4.01700...	-2.9850...
1999	7.83500...	2.26606...	5.56893...
2000	8.68600...	4.85884...	3.82715...
2001	1.95499...	3.40288...	-1.4478...
2002	2.46699...	3.23205...	-0.7650...
2003	-2.2870...	3.83502...	-6.1220...
2004	-5.3339...	-0.9137...	-4.4202...
2005	1.21499...	0.04929...	1.16570...
2006	-0.6289...	1.05201...	-1.6810...
2007	-3.3550...	-1.2937...	-2.0612...
2008	-4.7090...	0.72623...	-5.4352...
2009	8.06400...	-1.4611...	9.52518...
2010	1.73899...	4.58082...	-2.8418...
2011	-1.4479...	-1.6238...	0.17587...
2012	4.59799...	4.06390...	0.53409...
2013	1.83199...	2.10880...	-0.2768...
2014	1.21099...	0.66269...	0.54830...
2015	20.1120...	3.07443...	17.0375...
2016	8.75199...	9.81391...	-1.0619...
2017	1.53000...	1.18956...	0.34043...
2018	5.62099...	8.18180...	-2.5608...

Residual Plot



آخر قيمة المقابلة لسنة 2018 في العمود Filted والتي تمثل القيم المتوقعة تمثل القيمة التنبؤية داخل العينة والتي تقدر بـ 8.8180 أما القيمة الحقيقية لـ dTC فقد قدرت في الفترة 2018 بـ: .62099 ، للحصول على القيمة التنبؤية للسلسلة الأصلية لـ TC نقوم بما يلي:

$$dTC = TC_{2018} - TC_{2017}$$

$$TC_{2018} = dTC + TC_{2017}$$

$$TC_{2018} = 8.8180 + 110.973 = 119.155$$

ومنه القيمة التنبؤية داخل العينة لـ TC هي: 119.155 مقارنة بالقيمة الحقيقية التي تقدر بـ 116,594 أي بخطأ قدره 2,561.

- **التنبؤ خارج العينة**: بعد تقدير النموذج نقوم بالخطوة التالية:

proc → structure resize curent page → end data 2020

نحصل على سلسلة تحوي على قيم فارغة سنوات 2019 و 2021 نقوم بعدها بتقدير النموذج لهذه البيانات ثم نقوم بالتنبؤ داخل العينة ونتحصل على القيم المتنبؤ بها والمدونة في الجدول التالي:

السنوات	القيم المتنبؤ بها لـ TC

119.616	2019
121.407	2020
123.233	2021

من خلال هذه النتائج نلاحظ أن سعر الصرف سيستمر في الارتفاع، أي أن الدولة الجزائرية لو استمرت بهذه السياسات باعتمادها فقط على مورد واحد فقط وهو النفط، فان هذا الأخير أصبح يشكل خطرا في العالم، حسب ما هو معلوم وبظهور الطاقات المتجددة، وظهور الحروب مابين الدول خاصة الدول التي لديها مصادر الطاقة مثل إيران ، العراق، ليبيا، لذا أصبح على الدولة الجزائرية أن تنوع في اقتصادها، كاعتمادها على الفلاحة، وإلا فإنها ستضل على تخفيض العملة وزيادة تضخم السلع، وتصبح العملة ضعيفة أمام العملات الأخرى.

ملاحظة: حسب التمثيل البياني لاحظنا أن سلسلة سعر الصرف حدث لها تغيير وغير من مسرى المنحنى البياني وهذا سنة 1986 بسبب الأزمة النفطية، لذلك احتمال أن يكون هناك تغيير هيكلي. توجد عدة اختبارات لاختبار ثبات النموذج من بينها اختبار Chow. لكن بسبب وجود حد المتوسطات المتحركة نتائجه مغلطة.

للقيام بهذا الاختبار نتبع الخطوات التالية:

$$view \rightarrow stability\ diagnostics \rightarrow chow\ test$$

النتائج مدونة في الجدول التالي:

Chow Breakpoint Test: 1986			
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints			
Equation Sample: 1961 2018			
Wald Statistic	9.470129	Prob. Chi-Square(7)	0.2206
WARNING: the MA backcasts differ for the original and test equation. Under the null hypothesis, the impact of this difference vanishes asymptotically.			

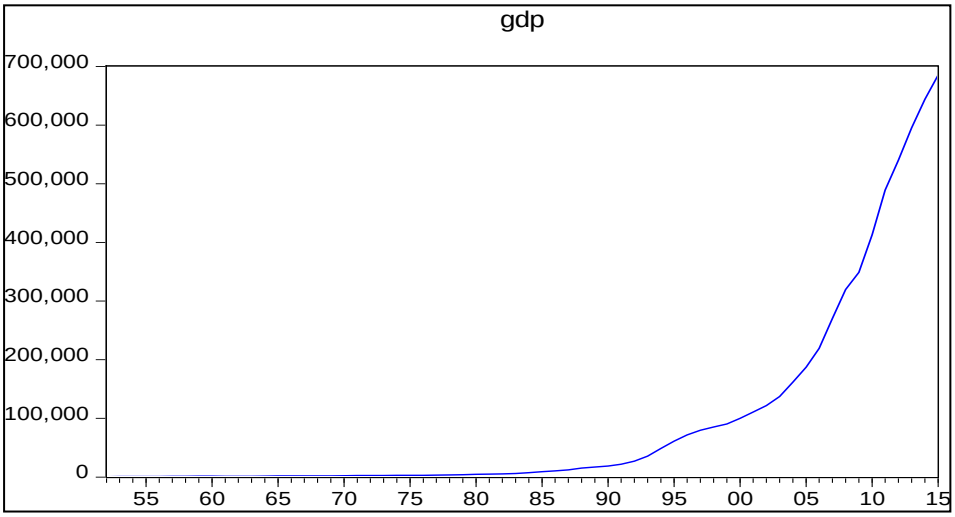
المثال الثاني: تطور الناتج الداخلي الخام الصيني: معطيات خاصة بالناتج الداخلي الخام الصيني[22] من سنة 1952 إلى غاية 2015.

المرحلة الأولى: مرحلة التشخيص

[22] يمكن الحصول على المعطيات من خلال مقال منشور تحت عنوان:

ARIMA model forecast based on EViews software
Lihua Ma et al 2018 IOP Conf. Ser.: Earth Environ. Sci. 208 012017

- نرسم بيانيا سلسلة الناتج الداخلي الخام الصيني والتي نرمز لها بـ GDP خلال الفترة الممتدة من 1952 إلى غاية 2015 وهذا للتعرف على أنماط التغير فيها عبر الزمن واستقرارها أو لا.



من خلال المنحنى البياني نلاحظ أن السلسلة الزمنية غير مستقرة، حيث تظهر فيها بوضوح مركبة الاتجاه العام.

- **رسم منحنى Correlogram**

Date: 06/06/22 Time: 15:16
Sample: 1952 2015
Included observations: 64

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.897	0.897	53.890	0.000
		2	0.792	-0.060	96.618	0.000
		3	0.690	-0.046	129.56	0.000
		4	0.592	-0.035	154.26	0.000
		5	0.500	-0.035	172.18	0.000
		6	0.423	0.016	185.21	0.000
		7	0.358	0.008	194.74	0.000
		8	0.296	-0.037	201.36	0.000
		9	0.244	0.004	205.93	0.000
		10	0.203	0.017	209.16	0.000
		11	0.169	-0.002	211.43	0.000
		12	0.139	-0.004	213.00	0.000
		13	0.114	-0.003	214.08	0.000
		14	0.092	-0.011	214.79	0.000
		15	0.070	-0.012	215.21	0.000
		16	0.049	-0.013	215.43	0.000
		17	0.030	-0.015	215.51	0.000
		18	0.010	-0.020	215.52	0.000

من خلال المنحنى نلاحظ تدهور أسي لدالة الارتباط الذاتي البسيطة، ونلاحظ وجود نتوء على دالة الارتباط الذاتي الجزئي، كما نلاحظ عند التأخير 18 (Lag=18) قيمة Q=215.52 لإحصائية Box-pierc كبيرة جدا، وهي أكبر من قيمة كاي مربع بدرجة حرية 18، وهذا ما يدل على أن السلسلة غير مستقرة. للتأكد أيضا من عدم استقرارية السلسلة نستعين باختبارات جذور الوحدة.

- **اختبار ADF لدراسة استقرارية السلسلة**

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 7 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		3.427765	1.0000
Test critical values:	1% level	-4.130526	
	5% level	-3.492149	
	10% level	-3.174802	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

نلاحظ أن احتمال إحصائية ADF أكبر من 0.05، وبالتالي نقبل فرضية وجود جذر الوحدة في السلسلة، فهي إذن غير مستقرة(نتحصل على نفس النتائج عند تقدير النموذجين الآخرين)، كما نلاحظ من خلال التمثيل البياني أن السلسلة تأخذ الشكل الأسي، لذلك نأخذ اللوغاريتم النيبري للمعطيات، وبعدها نأخذ الفروق الأولى لأنها بقيت غير مستقرة، ونعيد اختبار ADF بعد أخذ اللوغاريتم الطبيعي وأخذ الفروق ، ونتوصل إلى النتائج التالية:

Null Hypothesis: DLOGGDP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.340237	0.0009
Test critical values:	1% level	-3.542097	
	5% level	-2.910019	
	10% level	-2.592645	

نلاحظ أن prob<0.05 إذن السلسلة استقرت بعد أخذ هذا التحويل.

- **رسم منحنى دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة dloggdp واختيار قيم p وq**

Date: 06/06/22 Time: 15:33
Sample: 1952 2015
Included observations: 63

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.587	0.587	22.732	0.000
		2	0.202	-0.217	25.460	0.000
		3	0.006	-0.017	25.463	0.000
		4	0.036	0.133	25.554	0.000
		5	0.203	0.199	28.458	0.000
		6	0.317	0.116	35.669	0.000
		7	0.263	-0.010	40.719	0.000
		8	0.064	-0.117	41.025	0.000
		9	0.022	0.143	41.064	0.000
		10	0.072	0.033	41.467	0.000
		11	0.079	-0.109	41.962	0.000
		12	0.075	-0.011	42.414	0.000
		13	0.130	0.168	43.801	0.000
		14	0.123	0.001	45.074	0.000
		15	0.126	0.040	46.429	0.000
		16	0.023	-0.188	46.474	0.000
		17	-0.064	-0.003	46.843	0.000
		18	-0.121	-0.046	48.166	0.000

نلاحظ من الشكل أعلاه أن المعلمات المحسوبة من أجل الفجوات h =3,4…,18 داخل مجال الثقة، أي تتناقص بوتيرة سريعة نحو الصفر، وهذا ما يدل أيضا على استقرار السلسلة الزمنية.

المرحلة الثانية: مرحلة التقدير Estimation

من خلال المنحنى السابق والخاص بدالة الارتباط الذاتي يمكننا تحديد القيم المحتملة لـ q ومن خلال دالة الارتباط الذاتي الجزئي يمكننا تحديد قيم p. وحسب هذا المنحنى النماذج المقترحة هي كما يلي:

ARIMA(0.1.1)، ARIMA(0.1.2) , ARIMA(1.1.0) ; ARIMA(1.1.1) ; ARIMA(1.1.2)، ARIMA(2.1.0) , ARIMA(2.1.1) ; ARIMA(2.1.2) ;

قمنا بتقدير جميع هذه النماذج وتوصلنا إلى النتائج المدونة في الجدول التالي:

النماذج المقترحة	عدد المعلمات ذات معنوية	معامل التحديد R^2	$Sigma^2$	معيار AIC	معيار SC
ARIMA(0.1.1)	1	0.31	prob<0.05	-2.52	-2.41
ARIMA(1.1.0)	1	0.33	prob<0.05	-2.50	-2.39
ARIMA(1.1.2)	1	0.33	prob<0.05	-2.54	-2.40
ARIMA(2.1.1)	1	0.33	prob<0.05	-2.54	-2.40
ARIMA(2.1.2)	1	0.15	prob≥0.05	-2.23	-2.10

وحسب هذه المعايير أحسن نموذج هو النموذج ARIMA(1.1.0)، نتائج التقدير موضحة في الجدول الموالي:

Dependent Variable: DLOGGDP
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 02/02/21 Time: 16:37
Sample: 1953 2015
Included observations: 63
Convergence achieved after 4 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.110597	0.020849	5.304763	0.0000
AR(1)	0.590915	0.113374	5.212098	0.0000
SIGMASQ	0.004146	0.000679	6.102246	0.0000

R-squared	0.352187	Mean dependent var	0.109798
Adjusted R-squared	0.330593	S.D. dependent var	0.080642
S.E. of regression	0.065980	Akaike info criterion	-2.545679
Sum squared resid	0.261198	Schwarz criterion	-2.443625
Log likelihood	83.18890	Hannan-Quinn criter.	-2.505541
F-statistic	16.30964	Durbin-Watson stat	1.706741
Prob(F-statistic)	0.000002		

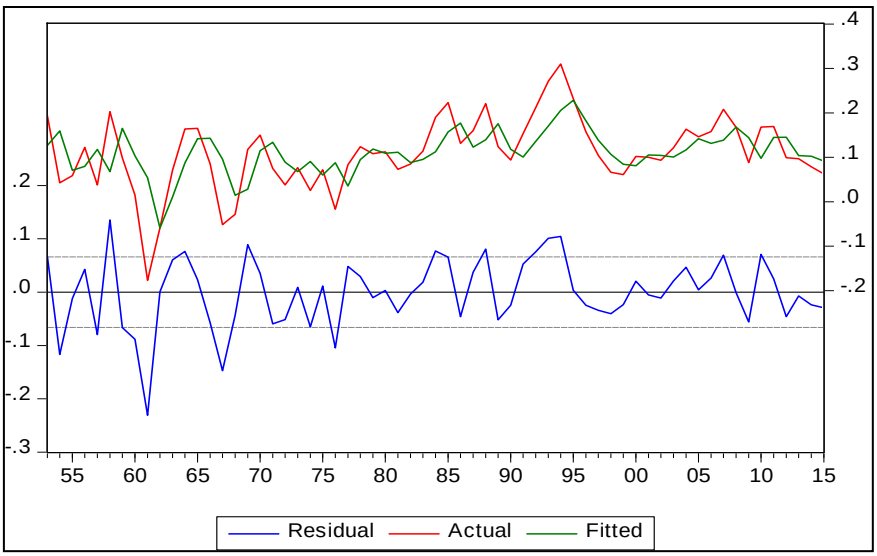
Inverted AR Roots .59

المرحلة الثالثة: مرحلة الفحص : والتي يتم فيها فحص البواقي

- نرسم البواقي وهذا بإتباع الخطوات التالية:

$view \rightarrow$ actuel, filted residual $\rightarrow$ actuel, filted graph $\rightarrow ok$

ونتحصل على التمثيل البياني التالي:



نلاحظ أن الفروقات بين القيم الحقيقية والمتنبؤ بها صغيرة، هذا يدل على كفاءة النموذج.

- **دراسة استقرارية سلسلة البواقي**: ويتم برسم Corelogram لبواقي النموذج المختار وهذا للتأكد من أن البواقي عبارة عن تشويش أبيض أم لا.

Date: 06/06/22 Time: 15:47
Sample: 1952 2015
Included observations: 63
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.136	0.136	1.2224	
		2	-0.117	-0.138	2.1472	0.143
		3	-0.206	-0.176	5.0549	0.080
		4	-0.105	-0.072	5.8182	0.121
		5	0.089	0.073	6.3837	0.172
		6	0.232	0.170	10.236	0.069
		7	0.211	0.168	13.503	0.036
		8	-0.112	-0.103	14.430	0.044
		9	-0.084	0.052	14.969	0.060
		10	0.052	0.133	15.174	0.086
		11	0.026	-0.031	15.228	0.124
		12	-0.041	-0.126	15.363	0.166
		13	0.091	0.091	16.046	0.189
		14	0.034	0.028	16.143	0.241
		15	0.133	0.177	17.656	0.223
		16	-0.016	-0.088	17.679	0.280
		17	-0.044	-0.030	17.852	0.333
		18	-0.145	-0.069	19.774	0.286

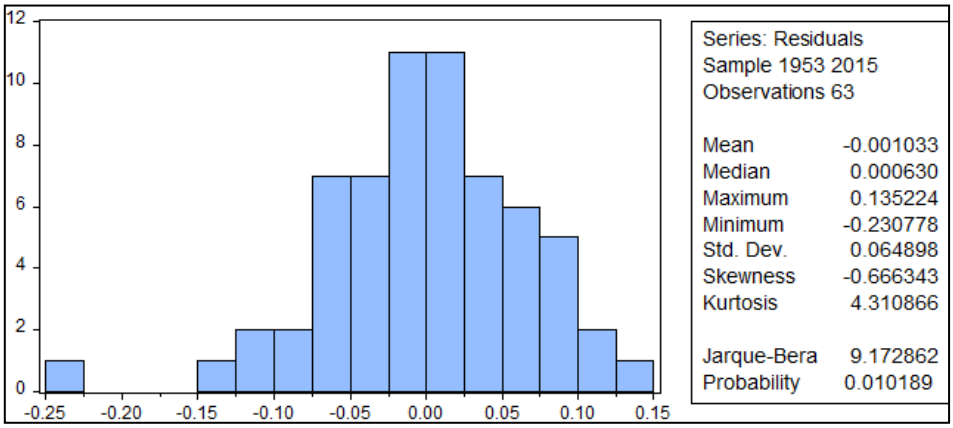
نلاحظ أن كل الارتباطات داخل مجال الثقة إذن البواقي عبارة عن تشويش أبيض، كما أن قيمة Q تؤكد ذلك حيث تقدر قيمتها بـ 19,77 وهي أقل من قيمة كاي مربع عند درجة حرية 18 ومستوى معنوية 5% $= 28,87$ $\chi^2_{24,\ 5\%}$.

- **تجانس تباين الأخطاء**: اعتمدنا في هذه الحالة على اختبار ARCH والنتائج المتوصل إليها موضحة في الجدول التالي، والتي تبين قبول فرضية تجانس تباين الأخطاء.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.002985	Prob. F(1,60)	0.9566
Obs*R-squared	0.003084	Prob. Chi-Square(1)	0.9557

- **التوزيع الطبيعي للأخطاء:**



من خلال هذه النتائج نلاحظ من خلال قيمة إحصائية Jarque-Bera، أكبر من 0,05، وعليه سلسلة الأخطاء تخضع للتوزيع الطبيعي، إذن الأخطاء عبارة عن تشويش ابيض ذو توزيع طبيعي. بما أن كل الفرضيات تحقق، يمكننا إذن قبول هذا النموذج واستخدامه للتنبؤ.

المرحلة الرابعة: مرحلة التنبؤ

سنقوم بنفس الخطوات الموضحة في المثال السابق ونتوصل إلى النتائج التالية:

- **التنبؤ داخل العينة:** قدرت القيمة المتوقعة لسنة 2015 بـ 705847,6 أما القيمة الحقيقية فقدرت بـ: 685506 أي بخطأ يقدر بـ 2.9 بالمائة.
- **التنبؤ خارج العينة:** قمنا بالتنبؤ للسنوات الثلاث التالية: 2016، 2017، 2018 وكانت النتائج كما يلي:

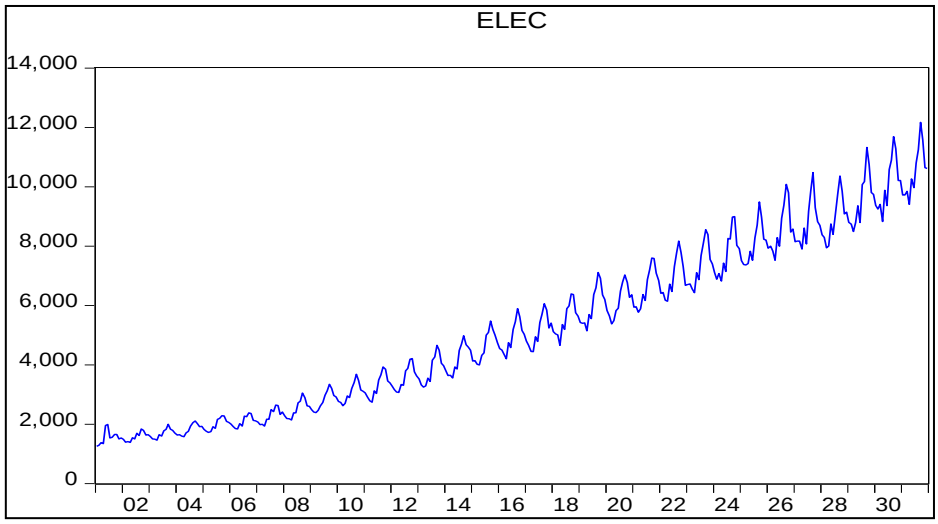
السنوات	القيم المتنبؤ بها لـ TC
2016	744216,9
2017	817405.2
2018	903980.5

المثال الثالث: دراسة نموذج موسمي

بالنسبة للمثال الثالث، سنحاول دراسة سلسلة تحوي إضافة إلى مركبة الاتجاه العام والمركبة العشوائية نجد المركبة الموسمية، حيث سنقدم مثالين وفي كل مثال نطبق طريقة تختلف عن الأخرى لكن تعطينا نفس النتائج، ولتوضيح الطريقتين استخدمنا سلسلة شهرية خاصة باستهلاك الكهرباء في مقاطعة فرنسية[23] للفترة الممتدة من شهر جانفي 2001 إلى غاية شهر ديسمبر من سنة 2016، والتي نرمز لها بـ ELEC، وفي المثال الثاني استخدمنا سلسلة خاصة بعدد ركاب القطارات في أندونيسيا[24] خلال الفترة الممتدة من شهر جانفي 2009 إلى غاية شهر مارس 2015.

- **الطريقة الأولى**: نحاول من خلالها توضيح طريقة الكشف عن المركبة الفصلية، ونزعها من السلسلة، تحديد العلاقة التي تربط بين مركبات السلسلة الزمنية، وفي الأخير تحديد وتقدير النموذج الملائم للتنبؤ.

رسم السلسلة: من خلال التمثيل البياني التالي نلاحظ وجود تذبذبات قصيرة المدى تعبر عن المركبة الموسمية للسلسلة، ويظهر جليا من خلال النتوءات الشبه منتظمة التي تكرر من سنة إلى أخرى وسنتأكد من وجودها باستعمال اختبارات إحصائية، كما نلاحظ وجود مركبة الاتجاه العام وهذا يظهر في الصعود المستمر للسلسلة، إذن السلسلة ELEC تحتوي على المركبة الفصلية ومركبة الاتجاه العام.



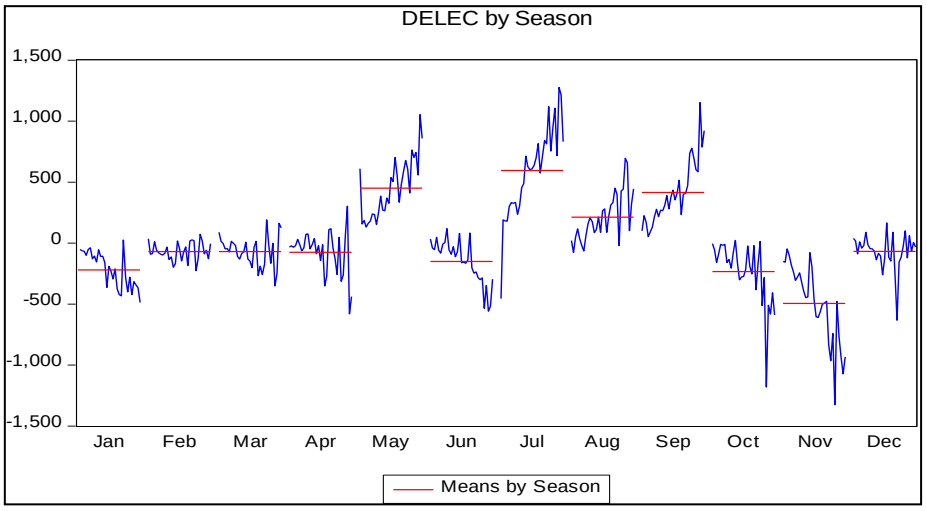
اكتشاف الموسمية أو الفصلية: بما أن السلسلة تظهر فيها مركبة الاتجاه العام سنقوم بإزالتها من السلسلة قبل الكشف عن الفصلية. نسمي السلسلة DELEC للسلسلة بعد حذف مركبة الاتجاه العام.

- سنتأكد من وجود الموسمية في السلسلة DELEC بالاستعانة بالتمثيل البياني لكل شهر مع رسم المتوسط بخط أفقي، ففي حالة عدم تساوي متوسطات الأشهر فالسلسة تحتوي على المركبة الفصلية، ولرسم هذا التمثيل في برنامج Eviews 10 نتبع الخطوات التالية:

[23] https://regisbourbonnais.dauphine.fr/fr/publications/analyse-des-series-temporelles.html.
[24] http://www.portal-statistik.com/2014.

View → graph → seasonal graph → ok

ونتحصل على التمثيل البياني لكل شهر التالي:



من خلال البيان نلاحظ أن متوسطات الأشهر غير متساوية ما يدل على وجود المركبة الموسمية في السلسلة الزمنية.

- كما يمكننا كشف الموسمية بالاستعانة باختبار تحليل التباين، حيث نقوم من خلال هذا الاختبار اختبار الفرضية المعدومة التي تنص على عدم وجود المركبة الفصلية في السلسلة، وللقيام بهذا الاختبار في برنامج Eviews 10 نتبع الخطوات التالية:

1. نقوم بفتح متغير جديد ولنسميه مثلا ser01 حيث نقوم بترميز الأشهر ونعطي لكل شهر رقم، بداية من 1 إلى 12، بعدها نفتح السلسلة DELEC ونتبع الخطوات التالية:

View → descriptive statistics tests → equality tests by classification → ok

وفي الخانة: series/group classify نضع اسم السلسلة ser01 ونضغط على ok، ونتحصل على النتائج المدونة في الجدول التالي:

Test for Equality of Means of DELEC
Categorized by values of SER01
Date: 02/08/21 Time: 19:22
Sample (adjusted): 1M02 311M12
Included observations: 371 after adjustments

Method	df	Value	Probability
Anova F-test	(11, 359)	65.89785	0.0000
Welch F-test*	(11, 140.06)	44.51887	0.0000

*Test allows for unequal cell variances

الجدول يبين نتائج اختبار الفروق بين الأشهر، نلاحظ أن إحصائية فيشر في اختبارAnova F-test، وحسب الاحتمال المقابل لها (Proba< 0.05) نرفض الفرضية المعدومة التي تنص على عدم وجود المركبة الفصلية.

- **حذف المركبة الفصلية**

قبل حذف المركبة الفصلية يجب تحديد العلاقة التي تربط بين مركبات السلسلة هل هي تجميعية أم جدائية، ولمعرفة ذلك سنقوم بانحدار الانحراف المعياري لكل سنة على الاتجاه العام، وللقيام بذلك نتبع الخطوات التالية:

أ. **حساب الانحراف المعياري لكل سنة:** نقوم بفتح سلسلة جديدة ونعطي لكل سنة رقم من 1 إلى 31، نسمي هذه السلسلة بـ: ser02، بعدها نفتح السلسلة DELEC ثم نضغط على:

View → descriptive statistics tests → *stats* by classification

ونختار std.dev فقط، أما في الخانة series group of classify نكتب اسم السلسة ser02 ثم نضغط على ok نتحصل على الجدول التالي الذي يمثل الانحرافات المعيارية لكل سنة:

Descriptive Statistics for DELEC			
Categorized by values of SER01			
Date: 02/13/21 Time: 19:56			
Sample (adjusted): 1M02 31M12			
Included observations: 371 after adjustments			
Std. Dev.	SER01	Std. Dev.	SER01
248.5791	1		
119.6503	2	360.7952	17
116.3528	3	402.4029	18
90.29833	4	401.7196	19
127.8599	5	327.6729	20
146.9901	6	375.2232	21
171.4769	7	477.0436	22
184.5079	8	458.3106	23
153.4538	9	555.8757	24
205.0819	10	486.6609	25
245.7173	11	623.1570	26
245.2834	12	656.0433	27
306.2578	13	524.8648	28
270.4744	14	678.0783	29
294.7639	15	699.8057	30
346.5501	16	618.6922	31

ب. تقدير العلاقة بين الانحراف المعياري مع الزمن: نقوم بعدها بانحدار هذه السلسلة ولنسميها SER03 مع الاتجاه العام بطريقة المربعات الصغرى العادية: SER03 C @TREND

النتائج مدونة في الجدول التالي:

Dependent Variable: SER03
Method: Least Squares
Date: 02/08/21 Time: 20:09
Sample (adjusted): 1M01 32M08
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	78.30743	25.82060	3.032750	0.0050
@TREND	17.73071	1.431169	12.38897	0.0000

R-squared	0.836500	Mean dependent var	353.1334
Adjusted R-squared	0.831050	S.D. dependent var	181.8588
S.E. of regression	74.75031	Akaike info criterion	11.52665
Sum squared resid	167628.3	Schwarz criterion	11.61825
Log likelihood	-182.4263	Hannan-Quinn criter.	11.55701
F-statistic	153.4866	Durbin-Watson stat	1.177024
Prob(F-statistic)	0.000000		

نلاحظ من خلال الجدول معنوية معامل الاتجاه العام، مما يعني وجود علاقة بين الانحراف المعياري والزمن، وهذا يدل على أن الشكل المناسب لمركبات السلسلة هو الشكل الجدائي.

جـ.التعديل الموسمي: بعد هذه الخطوة نقوم بنزع الفصلية من السلسلة ويتم هذا بإتباع الخطوات التالية:

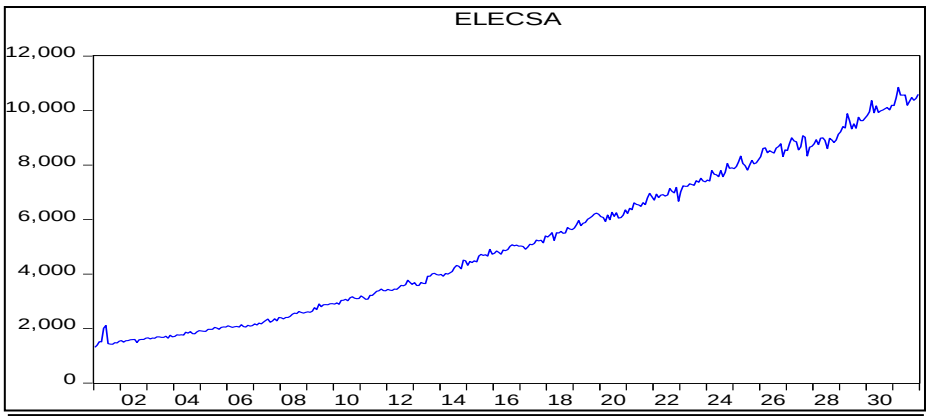
Proc → seasonal adjustement → *Moving average methods*

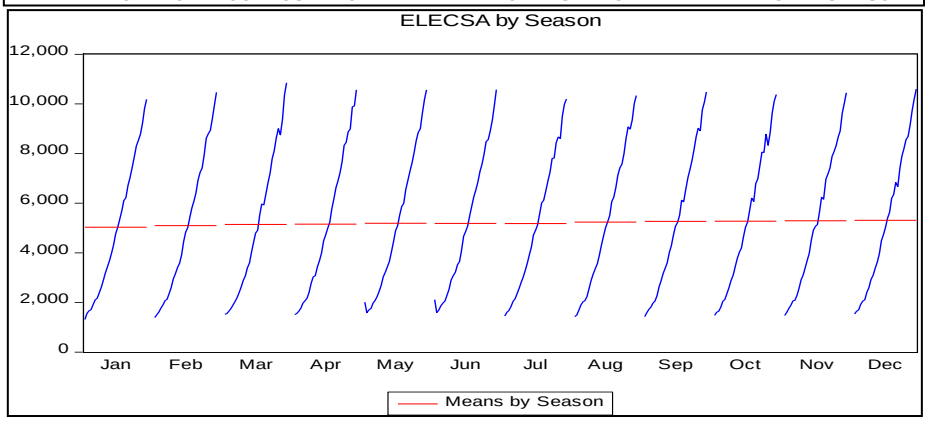
ونختار الشكل الجدائي ثم نضغط على ok، ونتحصل على المعاملات الفصلية المدونة في الجدول التالي:

Date: 02/08/21 Time: 20:23
Sample: 1M01 321M12
Included observations: 372
Ratio to Moving Average
Original Series: ELEC
Adjusted Series: ELECSA

Scaling Factors:	
1	0.954837
2	0.928849
3	0.907388
4	0.890152
5	0.971476
6	0.943122
7	1.059217
8	1.088140
9	1.161324
10	1.115795
11	1.018643
12	1.001473

الرسم البياني الخاص بالسلسلة بعد نزع الفصلية والتي نسميها ELECSA والرسم البياني الخاص بمتوسطات الشهور ELECSA by Season يبينان جيدا خلو السلسلة من المركبة الفصلية.





نلاحظ من خلال التمثيل البياني ELECSA by Season، أن المتوسطات متساوية مما يدل على خلو السلسلة من المركبة الفصلية.

- **تحديد النموذج الملائم للتنبؤ**

نطبق الآن خطوات بوكس–جينكينز على السلسلة ELECSA وعند القيام بالتنبؤ نأخذ بعين الاعتبار المعاملات الفصلية التي تم حذفها من السلسلة.

أ.مرحلة التشخيص أو التعرف: سندرس استقرارية السلسلة من خلال التمثيل البياني للسلسلة ELECSA وإحصائية ديكي فولر المطور.

من خلال المنحنى البياني للسلسلة ELECSA نلاحظ أنها غير مستقرة، يحث تظهر فيها بوضوح مركبة الاتجاه العام. يمكننا التأكد كذلك من خلال اختبار ديكي فولر المتطور.

Null Hypothesis: ELECSA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 13 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		3.128734	1.0000
Test critical values:	1% level	-3.448414	
	5% level	-2.869396	
	10% level	-2.571023	

نلاحظ أن احتمال إحصائية ADF أكبر من 0.05، وبالتالي نقبل بوجود جذر الوحدة في السلسلة، فهي إذن غير مستقرة (وجدنا نفس النتيجة بالنسبة للنموذجين الآخرين) وسبب عدم الاستقرار وجود اتجاه عام والذي يظهر في معنوية الاتجاه العام مما يستوجب تحويل السلسلة إلى سلسلة ذات الفروقات من الدرجة الأولى:

$$D(ELECSA) = ELECSA - ELESCA(-1)$$

ونطبق من جديد اختبار ADF لنتوصل إلى النتائج التالية:

Null Hypothesis: D(ELECSA) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-14.54290	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.447963	
	5% level	-2.869198	
	10% level	-2.570917	

وباعتبار أن القيم المحسوبة لـADF بالقيمة المطلقة والتي تساوي إلى 14.52 وهي أكبر من القيمة الحرجة والتي تساوي إلى 2.86 عند مستوى معنوية 5%، فسلسلة الفروقات من الدرجة الأولى تعتبر سلسلة ساكنة[25]، كما يمكن التأكد من استقراريتها من خلال التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي لهذه السلسلة D(ELECSA).

ب. **مرحلة التقدير**: رسم منحنى دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة D(ELECSA) واختيار قيم p و q من خلال دالتي الارتباط الذاتي يمكننا تحديد القيم المحتملة لq ، في هذه الحالة نلاحظ نتوء واحد عند فترة التأخير 1، إذن القيمة المحتملة لـ q=1 ، ومن خلال دالة الارتباط الذاتي الجزئي يمكننا تحديد القيم المحتملة لـ p، في هذه الحالة p يأخذ القيم 1 أو 2.

Date: 02/08/21 Time: 20:42
Sample: 1M01 311M12
Included observations: 371

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
**|. |	**|. |	1	-0.325	-0.325	39.433	0.000
*|. |	**|. |	2	-0.080	-0.207	41.833	0.000
.|. |	*|. |	3	-0.005	-0.122	41.844	0.000
*|. |	*|. |	4	-0.077	-0.165	44.097	0.000
.|. |	*|. |	5	0.018	-0.105	44.224	0.000
.|. |	.|. |	6	0.061	-0.009	45.635	0.000
.|. |	*|. |	7	-0.065	-0.075	47.229	0.000
.|. |	*|. |	8	-0.020	-0.089	47.387	0.000
.|. |	*|. |	9	0.001	-0.075	47.387	0.000
*|. |	*|. |	10	-0.080	-0.158	49.840	0.000
.|* |	.|. |	11	0.093	-0.042	53.180	0.000
.|* |	.|* |	12	0.116	0.106	58.370	0.000
.|. |	.|* |	13	0.040	0.173	58.977	0.000
*|. |	.|. |	14	-0.097	0.039	62.638	0.000
.|. |	.|* |	15	0.026	0.081	62.894	0.000
*|. |	.|. |	16	-0.079	-0.012	65.324	0.000

[25] نفس القرار عند تقدير النموذجين الباقيين.

فالنماذج الممكنة هي كما يلي: ARIMA(1.1.2)،; ARIMA(1.1.1) ; ARIMA(1.1.0) , ARIMA(0.1.1) ARIMA(0.1.2). قمنا بتقدير جميع النماذج وتم اختيار النموذج ARIMA(1.1.1).

Dependent Variable: D(ELECSA)
Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)
Date: 02/08/21 Time: 20:47
Sample: 1M02 311M12
Included observations: 371
Convergence achieved after 8 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	24.59515	2.640473	9.314675	0.0000
AR(1)	0.291802	0.074832	3.899429	0.0001
MA(1)	-0.763558	0.055553	-13.74456	0.0000
SIGMASQ	16612.77	666.8047	24.91399	0.0000

R-squared	0.195783	Mean dependent var	25.02446
Adjusted R-squared	0.189209	S.D. dependent var	143.9198
S.E. of regression	129.5910	Akaike info criterion	12.57861
Sum squared resid	6163336.	Schwarz criterion	12.62083
Log likelihood	-2329.331	Hannan-Quinn criter.	12.59538
F-statistic	29.78152	Durbin-Watson stat	1.999821
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.29

ج.مرحلة فحص النتائج: سندرس في هذه المرحلة صلاحية النموذج المقدر ويتم ذلك باختبار البواقي من حيث الارتباط والتجانس والتوزيع الطبيعي.

- **مشكلة ارتباط الأخطاء:**

Date: 02/15/21 Time: 09:05
Sample: 1M01 311M12
Included observations: 371
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.|. |	.|. |	1	-0.001	-0.001	0.0003	
.|. |	.|. |	2	0.011	0.011	0.0417	
.|. |	.|. |	3	0.008	0.008	0.0648	0.799
.|. |	.|. |	4	-0.061	-0.061	1.4513	0.484
.|. |	.|. |	5	0.009	0.008	1.4787	0.687
.|. |	.|. |	6	0.040	0.041	2.0704	0.723
.|. |	.|. |	7	-0.059	-0.059	3.4156	0.636
.|. |	.|. |	8	-0.029	-0.034	3.7402	0.712
.|. |	.|. |	9	0.005	0.007	3.7504	0.808
.|. |	.|. |	10	-0.013	-0.007	3.8193	0.873
.|* |	.|* |	11	0.156	0.149	13.124	0.157
.|* |	.|* |	12	0.190	0.192	27.097	0.003
.|* |	.|* |	13	0.097	0.111	30.702	0.001
.|. |	.|. |	14	-0.050	-0.057	31.666	0.002
.|. |	.|. |	15	0.002	0.006	31.667	0.003
*|. |	.|. |	16	-0.076	-0.064	33.910	0.002
.|. |	.|. |	17	0.011	0.000	33.957	0.003
.|. |	.|. |	18	0.021	0.019	34.136	0.005

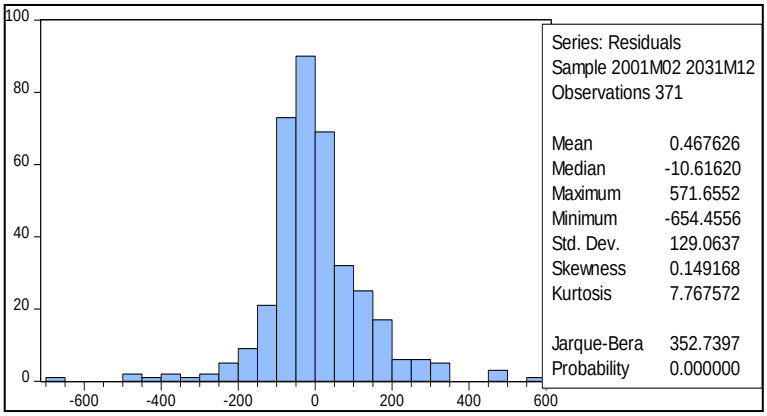
نلاحظ أن القيم داخل مجال الثقة، إذن الأخطاء غير مرتبطة فيما بينها.

- **مشكلة عدم التجانس: نستخدم اختبار Arch**

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	1.779130	Prob. F(1,368)	0.1831
Obs*R-squared	1.780193	Prob. Chi-Square(1)	0.1821

نلاحظ أن احتمال إحصائية F-statistic أكبر من 0.05 إذن نقبل فرضية ثبات تباين الأخطاء.

- **التوزيع الطبيعي للأخطاء:**



من خلال إحصائية Jarque Bera نلاحظ أنها أكبر من قيمة كاي مربع عند درجة الحرية 2، وبالتالي فالأخطاء لا تتوزع توزيع طبيعي.

د.التنبؤ

- **تنبؤ داخل العينة:**

قدرت القيمة الأخيرة في عمود filted تعتبر قيمة تنبؤية داخل العينة.

القيمة الحقيقية D(ELECSA) قدرت في الفترة 31M12 بـ:147.211 والقيمة المتنؤ بها قدرت بـ: 50,2293 وللحصول على القيمة التنبؤية للسلسلة ELECSA نقوم بمايلي:

$$D(ELECSA)_{31M12} = ELECSA_{31M12} - ELECSA_{31M11}$$

$$\Rightarrow ELECSA_{31M12} = D(ELECSA)_{31M12} + ELECSA_{31M11} = 50,2293 + 10450.18 = 10500,4093$$

وللحصول على القيمة التنبؤية للسلسلة الأصلية أي السلسلة التي تحتوي على المركبة الفصلية والاتجاه العام نقوم بضرب $ELECSA_{32M12}$ بالمعامل الفصلي المقابل للشهر 12. ونتحصل على النتائج التالية:

$$ELEC_{32M12} = ELECSA_{32M12} * sa_{12} = 10500,4093 * 1,001473 = 10515,87$$

- **التنبؤ خارج العينة**

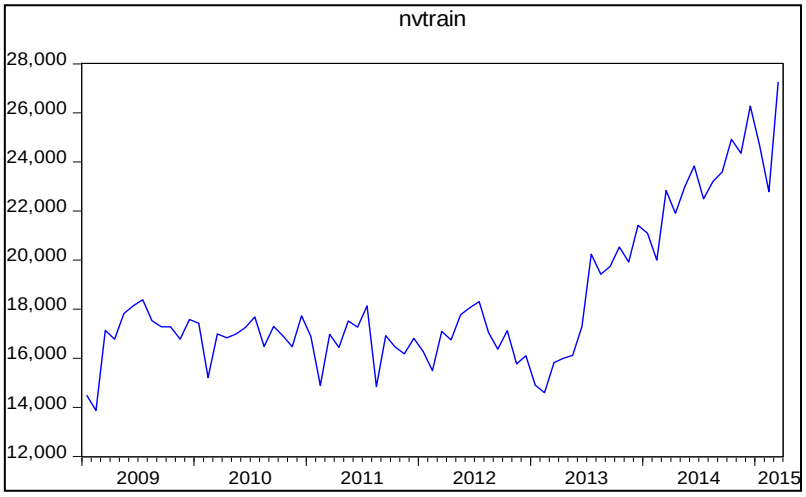
من خلال هذا النموذج قمنا بالتنبؤ لسنة 2017 بداية من شهر جانفي إلى غاية شهر ديسمبر من نفس السنة وتوصلنا إلى النتائج التالي:

الفترات	ELECSAf	المعاملات الفصلية	ELECf
2017m01	10287,814	0,954837	9823,1855
2017m02	10312,4092	0,928849	9578,67097
2017m03	10337,0043	0,907388	9379,6737
2017m04	10361,5995	0,890152	9223,39851
2017m04	10386,1946	0,971476	10089,9388
2017m06	10410,7898	0,943122	9818,64488
2017m07	10435,3849	1,059217	11053,3371
2017m08	10459,9801	1,08814	11381,9227
2017m09	10484,5752	1,161324	12175,9888
2017m10	10509,1704	1,115795	11726,0798
2017m11	10533,7655	1,018643	10730,1465
2017m12	10558,3607	1,001473	10573,9131

الطريقة الثانية: سنطبق الطريقة الثانية على المثال الخاص بعدد ركاب القطارات في أندونيسيا خلال الفترة الممتدة من شهر جانفي 2009 إلى غاية شهر مارس 2015.

مرحلة التشخيص أو التعرف: سندرس استقرارية السلسلة من خلال التمثيل البياني للسلسلة nvtrain ومن خلال إحصائية ديكي فولر المطور.

الرسم البياني: من خلال المنحنى البياني للسلسلة nvtrain نلاحظ أنها غير مستقرة، يحث تظهر فيها بوضوح مركبة الاتجاه العام والمركبة الفصلية.



نتائج اختبار ADF:

Null Hypothesis: NVTRAIN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.621535	0.9748
Test critical values	1% level	-4.090602	
	5% level	-3.473447	
	10% level	-3.163967	

Null Hypothesis: NVTRAIN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 11 (Automatic - based on AIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.582148	0.9993
Test critical values:	1% level	-4.110440	
	5% level	-3.482763	
	10% level	-3.169372	

Null Hypothesis: NVTRAIN has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.795711	0.9818
Test critical values:	1% level	-2.597476	
	5% level	-1.945389	
	10% level	-1.613838	

نلاحظ أن احتمال إحصائية ADF أكبر من 0.05 في النماذج الثلاث، وبالتالي نقبل بوجود جذر الوحدة في السلسلة، فهي إذن غير مستقرة . لتسكين السلسلة نقوم بأخذ الفروق من الدرجة الأولى ونلاحظ هل تستقر أم لا.

Null Hypothesis: D(NVTRAIN) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.613137	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.524233	
	5% level	-2.902358	
	10% level	-2.588587	

Null Hypothesis: D(NVTRAIN) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.758794	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.090602	
	5% level	-3.473447	
	10% level	-3.163967	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(NVTRAIN) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-12.30764	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.597025	
	5% level	-1.945324	
	10% level	-1.613876	

نلاحظ أن Prob<0.05 إذن السلسلة استقرت بعد أخذ الفروق الأولى(نفس القرار عند اختبارنا للنماذج الأخرى).

مرحلة التقدير: رسم منحنى دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة D(NVTRAIN) واختيار قيم كل من p لنموذج AR و q لنموذج MA وقيم P لنموذج SAR وقيم Q لنموذج SMA.

Date: 11/17/21 Time: 09:33
Sample: 2009M01 2015M03
Included observations: 74

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.391	0.391	11.806	0.001
		2	-0.010	-0.193	11.813	0.003
		3	0.177	0.119	14.303	0.003
		4	-0.133	-0.011	15.727	0.003
		5	-0.035	-0.090	15.826	0.007
		6	0.190	0.130	18.809	0.004
		7	-0.088	0.074	19.464	0.007
		8	-0.144	-0.164	21.230	0.007
		9	0.142	-0.049	22.968	0.006
		10	-0.019	0.061	23.000	0.011
		11	-0.270	-0.261	29.490	0.002
		12	0.488	0.309	51.117	0.000
		13	-0.213	0.107	55.285	0.000
		14	-0.026	0.051	55.347	0.000
		15	0.176	0.056	58.314	0.000
		16	-0.147	-0.048	60.407	0.000
		17	0.015	0.028	60.430	0.000
		18	0.139	0.012	62.360	0.000
		19	-0.152	-0.133	64.714	0.000
		20	-0.021	0.000	64.762	0.000
		21	0.110	0.054	66.042	0.000
		22	0.004	0.099	66.044	0.000
		23	-0.228	-0.075	71.760	0.000
		24	0.365	0.111	86.750	0.000
		25	-0.164	0.071	89.824	0.000
		26	-0.030	0.000	89.926	0.000
		27	0.089	-0.164	90.864	0.000
		28	-0.102	-0.052	92.127	0.000
		29	-0.094	-0.161	93.235	0.000
		30	0.153	-0.071	96.242	0.000
		31	-0.106	0.018	97.707	0.000
		32	-0.080	-0.026	98.573	0.000

P=1

q=1

المركبة الفصلية

P=1

Q=1 أو 2

من خلال دالتي الارتباط الذاتي يمكننا تحديد القيم المحتملة لq ، في هذه الحالة نلاحظ نتوء واحد عند فترة التأخير 1، إذن القيمة المحتملة لـ q=1 ، ومن خلال دالة الارتباط الذاتي الجزئي يمكننا تحديد القيم المحتملة لـ p، في هذه الحالة p يأخذ القيمة 1 ، بالنسبة للمعاملات الموسمية نلاحظ نتوء عند التأخير 12 لدالة الارتباط الذاتي الجزئي أي أن P يأخذ القيمة 1، أما من خلال دالة الارتباط الذاتي الجزئي نلاحظ نتوء في الفترة 12 والفترة 24، أي أن Q تأخذ القيمة 1 أو 2.

نقوم بتقدير كل النماذج المحتملة ونختار أحسن نموذج.

وحسب المعايير المعتمد عليها في اختيار أحسن نموذج من عدة نماذج، تم اختيار النموذج التالي: $SARIMA(1,1,0)(1,0,1)^{12}$، نتائج التقدير موضحة في الجدول التالي:

Dependent Variable: DLOG(NVTRAIN)
Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)
Date: 02/15/21 Time: 12:13
Sample: 2009M02 2015M03
Included observations: 74
Convergence achieved after 89 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007712	0.011868	0.649820	0.5180
AR(1)	-0.325998	0.103363	-3.153912	0.0024
SAR(12)	1.000000	2.51E-05	39766.58	0.0000
MA(12)	-0.999329	0.000225	-4443.307	0.0000
SIGMASQ	0.001760	0.000272	6.463280	0.0000

R-squared	0.646792	Mean dependent var	0.008540
Adjusted R-squared	0.626316	S.D. dependent var	0.071067
S.E. of regression	0.043443	Akaike info criterion	-3.011972
Sum squared resid	0.130224	Schwarz criterion	-2.856291
Log likelihood	116.4429	Hannan-Quinn criter.	-2.949869
F-statistic	31.58808	Durbin-Watson stat	1.886063
Prob(F-statistic)	0.000000		

مرحلة فحص النتائج: سندرس في هذه المرحلة صلاحية النموذج المقدر ويتم ذلك باختبار البواقي من حيث الارتباط والتجانس والتوزيع الطبيعي.

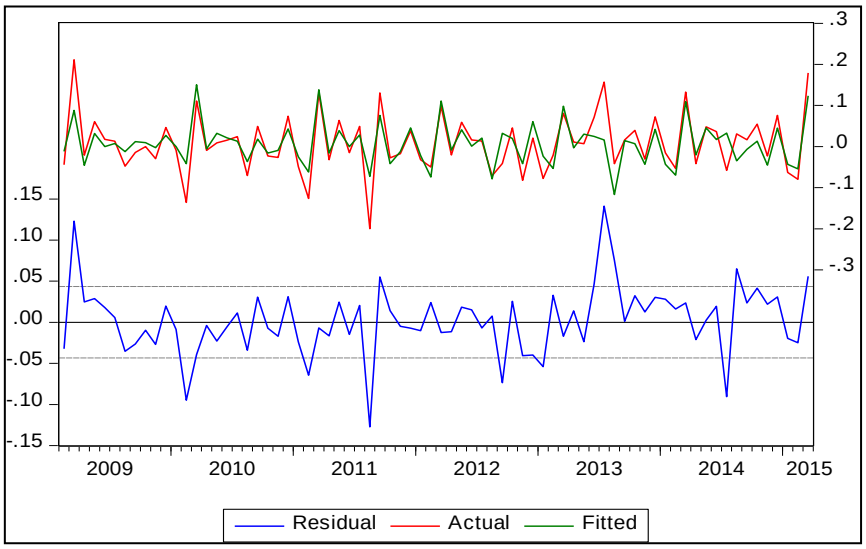
- **مشكلة ارتباط الأخطاء:**

Date: 02/15/21 Time: 13:51
Sample: 2009M01 2015M03
Included observations: 74
Q-statistic probabilities adjusted for 3 ARMA terms

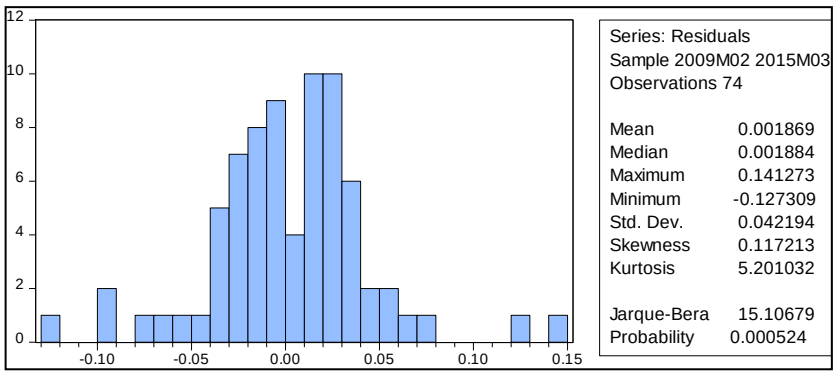
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. | . |	. | . |	1	0.039	0.039	0.1194	
. |*. |	. |*. |	2	0.118	0.116	1.1992	
. | . |	. | . |	3	0.070	0.062	1.5818	
. |*. |	. | . |	4	0.081	0.065	2.1118	0.146
. | . |	. | . |	5	0.025	0.006	2.1618	0.339
. |*. |	. | . |	6	0.084	0.064	2.7444	0.433
. | . |	.*| . |	7	-0.058	-0.076	3.0262	0.553
.*| . |	.*| . |	8	-0.074	-0.096	3.4898	0.625
. | . |	. | . |	9	0.014	0.021	3.5063	0.743
.*| . |	.*| . |	10	-0.089	-0.077	4.2011	0.756
.*| . |	.*| . |	11	-0.181	-0.172	7.1306	0.523
. | . |	. | . |	12	0.004	0.038	7.1324	0.623
. |*. |	. |*. |	13	0.101	0.171	8.0732	0.622
. | . |	. |*. |	14	0.040	0.078	8.2235	0.693
. | . |	. | . |	15	0.058	0.044	8.5458	0.741
. | . |	. | . |	16	0.044	0.037	8.7312	0.793
. |*. |	. |*. |	17	0.130	0.129	10.410	0.732
. | . |	. | . |	18	0.070	-0.003	10.907	0.759
. | . |	.*| . |	19	0.010	-0.099	10.917	0.815
. | . |	. | . |	20	-0.012	-0.046	10.932	0.860
. | . |	. | . |	21	0.067	0.041	11.412	0.876
. | . |	. | . |	22	0.053	0.016	11.712	0.898
.*| . |	.*| . |	23	-0.174	-0.203	15.064	0.773
.*| . |	. | . |	24	-0.088	-0.034	15.932	0.773
. | . |	. |*. |	25	0.015	0.144	15.957	0.818
. | . |	. | . |	26	-0.024	0.021	16.027	0.854
. | . |	.*| . |	27	-0.057	-0.075	16.413	0.873
. | . |	. | . |	28	-0.033	0.028	16.547	0.898
.*| . |	.*| . |	29	-0.182	-0.121	20.684	0.758
. | . |	. | . |	30	0.016	-0.056	20.718	0.799

نلاحظ أن قيم معاملات دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي داخل مجال الثقة، إذن الأخطاء غير مرتبطة فيما بينها.

- كما نلاحظ من خلال رسم البواقي، أن الفروقات بين القيم الحقيقية والمتنبؤ بها صغيرة، فهي تقريبا متطابقة، هذا يدل على أن النموذج صالح للتنبؤ بعدد الركاب في القطارات في الشهور القادمة.



- **التوزيع الطبيعي للأخطاء:**



من خلال إحصائية Jarque Bera أنها أكبر من قيمة كاي مربع عند درجة الحرية 2، وبالتالي فالأخطاء لا تتوزع توزيع طبيعي.

مرحلة التنبؤ: سنحاول التنبؤ بهذا النموذج خارج العينة فقط لمدة ثمانية أشهر بداية من الشهر 4 لسنة 2015 إلى غاية الشهر 12 من نفس السنة. سنطبق نفس الخطوات التي شرحناها في الأمثلة السابقة ونتحصل على النتائج التالية:

الفترات	2015m04	2015m05	2015m06	2015m07	2015m08	2015m09	2015m10	2015m11	2015m12
NVTRAINF	25925	26652	27009	27224	26400	26776	27045	26543	27469

Dimitrios Asteriou and Stephen G. Hall 2006, 2007 Dimitrios Asteriou and Stephen G. Hall 2006, 2007

الفصل الرابع:
نموذج الانحدار الذاتي المتجه VAR

تمهيد

للتعامل مع التنبؤ بسلسلتين زمنيتين أو أكثر نحتاج إلى تجاوز منهجية بوكس-جينكينز، لهذا الغرض يتم استخدام نماذج الانحدار الذاتي المتجه.

تطرقنا في الفصل الخاص بالمعادلات الآنية، حيث تحدثنا عن نماذج اقتصادية أين تكون فيها بعض المتغيرات متغيرات تفسيرية لمتغير معين، والتي بدورها تم تفسيرها أيضًا بالمتغيرات التي يتم استخدامها في النموذج، في هذه الحالة من الضروري تحديد بوضوح أو تمييز بين المتغيرات الداخلية والمتغيرات الخارجية أو المحددة مسبقًا، القرار المتعلق بشأن هذا التمييز اعتبرها سيمس (Sims (1980 كقيود فهي لا تستند إلى بيانات أو إلى دلائل تجريبية، لذلك اقترح أن لا يكون هناك تمييز بين المتغيرات الداخلية والخارجية. لذلك، وبمجرد إسقاط هذا التمييز ، يتم التعامل مع جميع المتغيرات على أنها داخلية، وكل معادلة لها نفس مجموعة الانحدار، ولهذا السبب طور سيمس نموذج VAR [26]. ففي حالة عدم التأكد من طبيعة المتغيرات (خارجية أو داخلية)، علينا معالجة كل متغيرة بشكل متماثل.

الشكل العام:

قبل كتابة الشكل العام للنموذج نأخذ مثال عن نموذج VAR في شكله الهيكلي يحتوي على متغيريتين X_t و Y_t، حيث السلسلة الزمنية Y_t متأثرة بـ القيم الحالية والسابقة للسلسلة Xt، وبالقيم السابقة لـ Y_t، وفي الوقت نفسه ، السلسلة الزمنية Xt هي أيضا متأثرة بالقيم الحالية والسابقة لسلسلة Y_t وبالقيم السابقة لـ Xt في هذه الحالة سيكون لدينا النظام التالي:

$$\begin{cases} Y_t = \beta_{10} - \beta_{12}X_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}X_{t-1} + \mu_{Yt} \dots . (1) \\ X_t = \beta_{20} - \beta_{21}Y_t + \gamma_{21}Y_{t-1} + \gamma_{22}X_{t-1} + \mu_{Xt} \dots . (2) \end{cases} \dots \dots (I)$$

حيث بفترض أن Xt و Y_t ساكنتين وأن الأخطاء (μ_{Yt}, μ_{Xt}) غير مرتبطان ويشكلان تشويش أبيض. نظام المعادلات (I) هو عبارة الشكل الهيكلي لنموذج VAR من الرتبة 1 لأن فترة تأخير المتغيرتين هو 1، تسمى الأخطاء μ_t في مثل هذه النماذج بالصدمات (shocks).

يمكن كتابة هذا النظام على الشكل المصفوفي التالي:

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y_t \\ X_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{Yt} \\ \mu_{Xt} \end{pmatrix} \dots . (3)$$

لنضع:

[26] Dimitrios Asteriou and Stephen G. Hall : Applied Econometrics, Amodern Approach, Revised Edition, First edition, New York, 2006, 2007, P278.

$$\beta Z_t = \tau_0 + \tau_1 Z_{t-1} + \mu_t \dots (4)$$

حيث: $\beta = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix}, Z_t = \begin{pmatrix} Y_t \\ X_t \end{pmatrix}, \tau_0 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \tau_1 = \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \end{pmatrix}, \mu_t = \begin{pmatrix} \mu_{Yt} \\ \mu_{Xt} \end{pmatrix}$

إذا كانت المصفوفة B غير شاذة وبالتالي تقبل معكوس، نضرب المعادلة (4) بـ B^{-1} نتحصل على:

$$Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + e_t$$

حيث: $A_0 = B^{-1}\tau_0$ ، $A_1 = B^{-1}\tau_1$ و $e_t = B^{-1}\mu_t$

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \mu_{Yt} \\ \mu_{Xt} \end{bmatrix}$$

لغرض التبسيط يمكننا رمز لـ a_{i0} للعنصر i في الشعاع A_0، العنصر a_{ij} للعنصر الخاص بالسطر i والعمود j للمصفوفة A_1 ، و e_{it} للعنصر i في الشعاع e_t .وباستعمال هذه الرموز يمكننا كتابة النظام (I) السابق على الشكل المختصر التالي:

$$\begin{cases} Y_t = a_{10} + a_{11}Y_{t-1} + a_{12}X_{t-1} + e_{1t} \dots (5) \\ X_t = a_{20} + a_{21}Y_{t-1} + a_{22}X_{t-1} + e_{2t} \dots (6) \end{cases} \dots\dots (II)$$

يمكن أن نلاحظ أن الأخطاء e_{it} (أخطاء الشكل المختصر) مكتوبة بدلالة الصدمات $(\mu_{Yt}، \mu_{Xt})$(أخطاء الشكل الهيكلي)، على الشكل التالي:

$$e_{1t} = (\mu_{Yt} + \beta_{12}\mu_{Xt})/(1 - \beta_{12}\beta_{21})$$
$$e_{2t} = (\mu_{Xt} + \beta_{21}\mu_{Yt})/(1 - \beta_{12}\beta_{21})$$

بما أن $(\mu_{Yt}، \mu_{Xt})$ إذن الأخطاء e_{it} هي أيضا عبارة عن تشويش أبيض.

نلاحظ أيضا من خلال النظام (II) أن كل معادلة تحوي فقط على قيمها المتباطئة والقيم المتباطئة للمتغيرات الأخرى في النظام.

أحد المتطلبات الأساسية لنموذج VAR هو أن تكون السلاسل قيد الدراسة ساكنة أو مستقرة، في هذه الحالة لدينا ثلاث حالات[27]:

الحالة الأولى: إذا كانت X_t، Y_t كل منهما مستقرة عند المستوى، أي$I(0)$ في هذه الحالة نقدر كل معادلة على حدا باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية.

[27] Gujarati Damodar, op cit ,P440

الحالة الثانية: كل من X_t، Y_t هي $I(1)$، في هذه الحالة وجب تسكين السلسلتين ثم تقدير كل معادلة بطريقة المربعات الصغرى العادية.

الحالة الثالثة: كل من X_t، Y_t هي $I(1)$، مع وجود تكامل مشترك بينهما، في هذه الحالة علينا استخدام آلية تصحيح الخطأ[28] (VECM)، هذا التصحيح يجمع بين التوازن طويل المدى والديناميكيات قصيرة المدى للوصول إلى هذا التوازن.

إيجابيات وسلبيات نماذج VAR

تميز نموذج VAR ببعض الخصائص الجيدة ، أولاً ، إنه بسيط جدًا، حيث كل متغيراته داخلية. ثانيا ، التقدير بسيط جدًا أيضًا ، حيث كل معادلة يمكن تقديرها بطريقة OLS العادية بشكل منفصل. ثالثًا، التنبؤات التي تم الحصول عليها من نماذج VAR هي في معظم الحالات أفضل من تلك التي تم الحصول عليها من نماذج المعادلات الآنية.

من ناحية أخرى، واجهت هذه النماذج عدة انتقادات ، أولاً، أن هذه النماذج لا تستند إلى أي نظرية اقتصادية. نظرًا لعدم وجود قيود في البداية على أي من المعلمات قيد التقدير، في الواقع "كل شيء يسبب كل شيء. ومع ذلك، غالبًا ما يتم استخدام الاستدلال الإحصائي في النماذج المقدرة بحيث يمكن إسقاط بعض المعاملات التي تبدو غير مهمة. عادة ما يتم تنفيذ استنتاج "كل شيء يسبب كل شيء" باستخدام ما يسمى باختبارات السببية التي سنتطرق لها في النقطة الموالية.

يتعلق النقد الثاني بفقدان درجات الحرية، مثلا إذا افترضنا أن لدينا نموذج VAR متكون من ثلاث متغيرات وقررنا إدراج 12 تأخرًا لكل متغير في كل معادلة، فسيستلزم ذلك تقدير 36 معلمة في كل معادلة بالإضافة إلى الثابت[29] في كل معادلة. إذا لم يكن حجم العينة كبيرًا بما يكفي ، فإن تقدير عدد كبير من المعلمات سيستهلك درجات عديدة من الحرية، مما يخلق مشاكل في التقدير.

في الأخير، من الصعب تفسير المعاملات التي تم الحصول عليها لنماذج VAR لأن هذه النماذج لا تعتمد في بنائها على النظرية الاقتصادية. للتغلب على هذا الانتقاد، يقدر المدافعون عن نماذج VAR ما يسمى بدوال الاستجابة النبضية (Impulse Response Functions)، تقوم هذه الدوال بفحص استجابة المتغير التابع في VAR للصدمات من حيث الأخطاء. لكن القضية الصعبة هنا هي تحديد الصدمات. المفهوم العام هو أننا نريد أن نصدم الأخطاء الهيكلية، أي الأخطاء الموجودة في كل من المعادلة (1) أو (2) والتي يمكننا تفسيرها بسهولة على أنها صدمة لجزء معين من النموذج الهيكلي.

[28] Gujarati Damodar, Traduction de la 4ème édition américaine par Bernier Bernard, Econométrie, édition de Boeck, 1ére édition, Bruxelles, Belgique, 2004, P 564.

[29] عدد المعلمات الواجب تقديرها في العموم هي $m+pm^2$ معلمة حيث P و m تمثل عدد المعادلات والمتغيرات المتأخرة.

نماذج VAR واختبارات السببية

يعتبر مشكل السببية من أهم المحاور في تحديد صيغ النماذج الاقتصادية، إذ يهدف إلى البحث عن أسباب الظواهر الاقتصادية وفهمها للتمييز بين الظاهرة التابعة من الظواهر المستقلة المُفسِرة لها. قلنا من قبل أن إحدى الميزات الجيدة لنماذج VAR هي أنها تسمح لنا باختبار اتجاه السببية.

1. اختبار جرانجر Granger للسببية

اقترح Granger(1969) معيار تحديد العلاقة السببية التي ترتكز على العلاقة الديناميكية الموجودة بين السلاسل الزمنية، حيث إذا كانت X_t وY_t سلسلتين زمنيتين تعبران عن تطور ظاهرتين اقتصاديتين مختلفتين عبر الزمن t، وكانت السلسلة X_t تحوي على المعلومات التي من خلالها يمكن تحسين التوقعات بالنسبة للسلسلة Y_t، في هذه الحالة نقول أن X_t تسبِّب Y_t، إذن كل متغيرة تحتوي على معلومات تساعد على تحسين التوقع لمتغيرة أخرى نقول عنها متغيرة سببية[30].

ليكن نموذج VAR المتكون من المتغيرتين المستقرتين X_t وY_t التالي:

$$Y_t = a_1 + \sum_{i=1}^{n} \beta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \gamma_j Y_{t-j} + \mu_{1t} \dots (7)$$

$$X_t = a_2 + \sum_{i=1}^{n} \theta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \delta_j Y_{t-j} + \mu_{2t} \dots (8)$$

حيث يُفترض أن كلا من μ_{1t} و μ_{2t} غير مرتبطة وتشكل تشويش أبيض. في هذا النموذج يمكن أن يكون لدينا الحالات المختلفة التالية:

الحالة 1: قد تكون X_{t-i} في المعادلة (7) مختلفة معنويا عن الصفر، والمتغيرات المتأخرة Y_{t-j} في المعادلة (8) لا تختلف معنويا عن الصفر. في هذه الحالة لدينا Xt تسبب Yt، يعني أن ماضي Xt يحسن من تنبؤ Yt في اللحضة t وهو أفضل من الاعتماد فقط على ماضي Yt.

الحالة 2: قد تكونY_{t-j} في المعادلة (8) مختلفة معنويا عن الصفر، والمتغيرات X المتأخرة في المعادلة (7) لا تختلف معنويا عن الصفر، في هذه الحالة لدينا أن Yt يسبب Xt، يعني أن ماضيYt يحسن من تنبؤ Xt في اللحضة t وهو أفضل من الاعتماد فقط على ماضي Xt.

الحالة 3: كلتا المجموعتين Xt و Yt في المعادلتين 7 و8 تختلفا معنويا عن الصفر، في هذه الحالة لدينا سببية ثنائية الاتجاه، وهذا يعني أن ماضي Xt يحسن تنبؤ Yt ، وأن ماضي Yt يحسن تنبؤ Xt.

الحالة 4: كلتا المجموعتين Xt و Yt في المعادلتين 7 و8 تختلفا معنويا عن الصفر، في هذه الحالة Xt مستقلة عن Yt.

[30] شيخي محمد، طرق الاقتصاد القياسي، محاضرات وتطبيقات، الحامد، الجزائر، الطبعة الأولى، 2011، ص 276.

يتضمن اختبار Granger **السببية الإجراء التالي**[31]:

أولا، نقوم بتقدير نموذج VAR المعطى بواسطة المعادلتين (7) و (8). ثانيا التأكد من معنوية المعلمات الخاصة بالمتغيرات المتأخرة، وحذف المتغيرات الغير معنوية، وفقًا لنتيجة اختبارات حذف المتغيرات، نستنتج اتجاه السببية بناءً على الحالات الأربع المذكورة أعلاه.

ولأكثر توضيح نطبق اختبار السببية لـ Granger على المعادلة (7) (بنفس الطريقة تطبق على النموذج (8)، بإتباع الخطوات التالية:

الخطوة 1: نقوم بتقدير المعادلة (7) باستخدام طريقة المربعات الصغرى،

$$Y_t = a_1 + \sum_{i=1}^{n} \beta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \gamma_j Y_{t-j} + \mu_{1t}$$

ونتحصل على مجموع مربعات البواقي والذي نرمز له بـ RSS_U،

الخطوة 2: نقوم بتقدير المعادلة التالية باستخدام طريقة المربعات الصغرى:

$$Y_t = a_1 + \sum_{j=1}^{m} \gamma_j Y_{t-j} + \mu_{1t} \dots . (9)$$

ونتحصل على مجموع مربعات البواقي المقيد والذي نرمز له بـ RSS_R،

الخطوة 3: اختبار الفرضيتين التاليتين:

$$\begin{cases} H_0 : \sum_{i=1}^{n} \beta_i X_{t-i} = 0 & \text{بمعنى Xt لا تسبب Yt} \\ H_1 : \sum_{i=1}^{n} \beta_i X_{t-i} \neq 0 & \text{بمعنى Xt تسبب Yt} \end{cases}$$

الخطوة 4: حساب إحصائية F لاختبار Wald test العادي على قيود المعامل والتي تعطى بالعلاقة التالية:

$$F_C = \frac{(RSS_R - RSS_U)/m}{RSS_U/(n-k)} \sim F(m, n-k)$$

أين : k يمثل عدد المعلمات في المعادلة المعنية.

ففي حالة القيمة المحسوبة لـ F أكبر من القيمة المجدولة، فإننا نرفض الفرضية المعدومة وبالتالي Xt تسبب Yt.

[31] LARDIC S. et MIGNON V.,(2002) "Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières" Ed. Economica-Paris. pp. 99-101.

إحدى الآثار المترتبة على نظرية Granger السببية[32] هي أنه في حالة وجود تكامل مشترك بين السلسلتين Xt و Yt ، وكانت كل منهما I(1) (غير مستقرتين) ،إذن إما Xt تسبب Yt، أو Yt تسبب Xt.

2. **اختبار سببية Sims**: اقترح Sims (1980) اختبارًا بديلاً للسببية باستخدام حقيقة أنه في المفهوم العام للسببية لا يمكن للمستقبل أن يتسبب في الحاضر.لذلك، عندما نريد التحقق مما إذا كان المتغير Yt يسبب Xt، يقترح Sims تقدير نموذج VAR التالي:

$$Y_t = a_1 + \sum_{i=1}^{n} \beta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \gamma_j Y_{t-j} + \sum_{p=1}^{k} \vartheta_p X_{t+p} + \mu_{1t} \dots (10)$$

$$X_t = a_2 + \sum_{i=1}^{n} \theta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \delta_j Y_{t-j} + \sum_{p=1}^{k} \emptyset_p Y_{t+p} + \mu_{2t} \dots (11)$$

الشيء الإضافي هنا، و بصرف النظر عن القيم المتأخرة لـ Xt و Yt ، نجد أيضًا قيم مستقبلية لـ X_t متضمنة في المعادلة الأولى (وقيم مستقبلية مماثلة لـ Yt في المعادلة الثانية).

عند فحص المعادلة الأولى فقط، إذا تسبب Yt في Xt، فسنتوقع وجود علاقة ما بين Yt والقيم الرئيسية لـ X_t. لذلك، بدلاً من اختبار القيم المتأخرة لـ X_t، نختبر $\sum_{p=1}^{k} \vartheta_p = 0$. إذا تم رفض هذا القيد فإن السببية تمتد من Yt إلى X_t وليس العكس، لأن المستقبل لا يمكن أن يسبب الحاضر.

لإجراء الاختبار، نقدر ببساطة نموذجًا بدون القيم التنبؤية (النموذج 7 وهو النموذج المقيد) ثم نقدر النموذج باضافة القيم المستقبلية وهو النموذج كما يظهر في المعادلة (10) (وهو النموذج غير المقيد)، ثم نحصل على إحصائية F كما في اختبار Granger أعلاه.

من غير الواضح أي الاختبارين هو الأفضل، ومعظم الباحثين يستخدم كليهما. ومع ذلك، فإن اختبار Sims، باستخدام المزيد من regressors (بسبب تضمين القيم المستقبلية)، يؤدي إلى فقدان درجات أكبر من الحرية.

مثال تطبيقي

سنحاول من خلال المعطيات الفصلية الخاصة بمتغيرة الطلب X والأسعار Y لـ 71 مشاهدة[33] تطبيق اختبار Granger بالاستعانة بمبرمج Eviews10.

[32] Gujarati Damodar, op cit , p842.

[33] النتائج مدونة في الجدول 1 في الملحق 1.

أول خطوة نقوم بها هو تحديد درجة تكامل السلسلتين، وحسب نتائج اختبار جذر الوحدة لديكي فولر فإن السلسلتين مستقرتين عند المستوى.

في الخطوة الثانية نقوم بتقدير نموذج VAR وتحديد درجة تأخير النموذج: حسب النتائج درجة التأخير المثلى للنموذج هي 1.

نتائج تقدير النموذج مدونة في الجدول التالي:

Vector Autoregression Estimates
Date: 06/17/22 Time: 19:14
Sample (adjusted): 2 72
Included observations: 71 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	X	Y
X(-1)	0.006761	-0.175276
	(0.10643)	(0.09520)
	[0.06352]	[-1.84115]
Y(-1)	-0.612582	0.299261
	(0.13676)	(0.12232)
	[-4.47933]	[2.44648]
C	17.12963	-12.86284
	(5.96479)	(5.33523)
	[2.87179]	[-2.41093]
R-squared	0.280109	0.207717
Adj. R-squared	0.258935	0.184415
Sum sq. resids	106500.2	85205.25
S.E. equation	39.57498	35.39800
F-statistic	13.22934	8.913976
Log likelihood	-360.3640	-352.4445

يكتب النموذج المقدر على الشكل التالي:

$$\begin{cases} X_t = 17{,}12963 + 0{,}006761X_{t-1} - 0{,}612582Y_{t-1} + e_{1t} \\ Y_t = -1286284 + 0{,}299261Y_{t-1} - 0{,}175276X_{t-1} + e_{2t} \end{cases}$$

ولاختبار سببيةGranger نقوم بفتح المتغيرتين في نفس الجدول ونضغط على:

View → Show، يظهر لنا الجدول ثم نضغط على:

$View \rightarrow Granger\ Causality$ ونختار التأخير 1 لأن النموذج المقدر عبارة عن VAR(1)، ثم نضغط على ok ونتحصل على النتائج التالي:

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 06/17/22 Time: 20:09
Sample: 1 72
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
Y does not Granger Cause X	71	20.0644	3.E-05
X does not Granger Cause Y		3.38984	0.0700

من خلال هذه النتائج، نلاحظ بالنسبة لاختبار الفرضية التي تنص على أن المتغيرة Y لا تسبب X (المعادلة الأولى)، إحصائية فيشر $F_C = 20,06$ ، وبمقارنة هذه القيمة مع القيمة المجدولة $F(1,71-3)$ عند مستوى معنوية 5% والتي تقدر بـ 4 فإننا نرفض الفرضية المعدومة وبالتالي المتغيرة Y تشرح معنويا المتغيرة X، وهذا يعني أن هناك سببية وفق Granger تنتقل من Yإلى X.

بنفس الطريقة، نختبر السببية لـ X نحو Y على المعادلة الثانية: Xt لا تسبب Yt :H_0، وحسب النتائج نلاحظ أن $F_C = 3,39$ وهي أقل من القيمة الجدولية $F_{(1,68)}^{0,05} \approx 4$، وبالتالي نقبل الفرضية المعدومة، إذن المتغيرة X لا تشرح معنويا المتغيرة Y ، وهذا يعني ليس هناك سببية وفق Granger تنتقل من X إلى Y.

ديناميكية نموذج VAR

كتابة نموذج VAR على شكل VMA

تسمح نماذج VAR تحليل تأثيرات السياسة الاقتصادية، من خلال محاكاة الصدمات العشوائية وتحلل أو تفكك تباين الخطأ. ومع ذلك، يتم إجراء هذا التحليل من خلال افتراض ثبات البيئة الاقتصادية "كل الأشياء الأخرى متساوية".

توجد علاقة بين نماذج الانحدار الذاتي AR(p) ونماذج المتوسطات المتحركة MA(q) حيث يمكننا كتابة نموذج AR(1) على شكل نموذج MA(∞)، وبالتالي يمكننا كتابة نموذج VAR(1) على شكل VMA(∞). النموذج على هذا الشكل يسمح لنا بقياس أثر تغيرات الصدمات e_t على القيم الحالية.

ليكن نموذج VAR(p) التالي:

$$Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \cdots + A_p Z_{t-p} + e_t$$

كتابته على شكل VMA(∞) يعطى كما يلي:

$$Z_t = \theta + \sum_{i=0}^{\infty} B_i \, e_{t-i} \ldots\ldots (12)$$

حيث:

$$B_i = \sum_{j=1}^{\min(p,i)} A_j \, B_{i-j} \quad i = 1,2 \ldots, B_0 = I \quad \text{و} \quad \theta = (I - A_1 - A_2 \ldots - A_p)^{-1} A_0$$

إذا كانت مصفوفة الانتقال B (Matrice de transition) لها جذور وحدة،فإن B_i لا تؤول إلى الصفر عندما i يؤول إلى ∞. يترتب عن ذلك استمرار تأثير المتغيرات العشوائية في التأثير على القيمة الحالية لـ Z بغض النظر عن مدى

حدوثها في الماضي. بالإضافة إلى ذلك، لن يكون الفرق بين عناصر X محدودًا. لذلك من المهم أن تكون جميع جذور مصفوفة الانتقال B داخل دائرة الوحدة[34].

التغير الذي يحدث في e_t خلال فترة زمنية t يؤثر على القيم المتتالية لـ Z_t وبالتالي فإن أثر الصدمة دائم ويتلاشى تدريجيا.

تحليل الصدمات ودوال الاستجابة Impulse Response Fonction

تحليل الصدمات يسمح بدراسة أثر صدمة معينة على متغيرات النظام. ليكن نموذج (VAR(1)) الموضح في النظام التالي:

$$\begin{cases} Y_t = \hat{a}_{10} + \hat{a}_{11}Y_{t-1} + \hat{a}_{12}X_{t-1} + \hat{e}_{1t} \\ X_t = \hat{a}_{20} + \hat{a}_{21}Y_{t-1} + \hat{a}_{22}X_{t-1} + \hat{e}_{2t} \end{cases}$$

التغير في قيم $\hat{e}_{1t}$ خلال فترة زمنية معينة سيؤثر على Y_t و على Y_{t+1}، ثم على X_{t+1}. على سبيل المثال إذا حدثت صدمة عند اللحظة t على $\hat{e}_{1t}$ تساوي 1فإن أثرها يكون كالتالي:

عند اللحظة t: $$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta X_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}$$

عند اللحظة t+1: $$\begin{pmatrix} \Delta Y_{t+1} \\ \Delta X_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{a}_{11} & \hat{a}_{12} \\ \hat{a}_{21} & \hat{a}_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}$$

عند اللحظة t+2: $$\begin{pmatrix} \Delta Y_{t+2} \\ \Delta X_{t+2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{a}_{11} & \hat{a}_{12} \\ \hat{a}_{21} & \hat{a}_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_{t+1} \\ \Delta X_{t+1} \end{pmatrix}$$

الخ...

كل هذه القيم المحسوبة تشكل لنا ما يسمى بـ"دالة الاستجابة النبضية"Impulse Response Fonction (IRF). وهي عبارة عن معاملات المتوسطات المتحركة لنموذج (VMA(∞ الموضح في المعادلة رقم 12.

من بين صعوبات نماذج VAR الصعوبة في تحليل المعاملات المقدرة، لذلك من بين الحلول لهذه المشكلة هي تشكيل دالة الاستجابة النبضية أو الدفعية IRF، **هذه ال**دالة IRF تختبر استجابة المتغير التابع في نموذج VAR إلى الصدمات في حد الخطأ، وتفيد في دراسة التفاعل بين المتغيرات في نموذج الانحدار الذاتي، هذه الدوال تمثل ردة فعل المتغيرات للصدمات التي يتعرض لها النظام.

في الاقتصاد الحديث دالة نبض الاستجابة أو كما تسمى في بعض المراجع دالة الاستجابة الدفعية، تصف ردة فعل الاقتصاد عبر الزمن لصدمات خارجية وقيم تنبؤها في سياق نماذج VAR.

[34]Paul Turner, PhD Econometrics in Practice, MERCURY LEARNING AND INFORMATION Dulles, Virginia Boston, Massachusetts,New Delhi p 310

حسب سيمس فإن دوال الاستجابة تبين أثر انخفاض وحيد ومفاجئ لمتغيرة على نفسها وعلى باقي متغيرات النظام في كل الأوقات .في هذه الحالة، نفترض أن البواقي مستقلة لكن هذه الفرضية نادرا ما تكون محققة، لأن في الواقع قد يوجد ارتباط بين الأخطاء العشوائية، إذا كان هناك ارتباط قوي بين صدمتين e_{1t} وe_{2t} فإن صدمة ما على e_{1t} حتما ستكون متبوعة بصدمة على e_{2t} ، في هذه الحالة معامل الارتباط سيؤكد على الصلة المشتركة بين البواقي ولكن لا يشير إلى اتجاه السببية، لذلك، نحن بحاجة إلى وضع افتراض إضافي حول العلاقة بين الأخطاء[35].

تفكيك التباين Variance Décomposition

تحت فرضية استقلالية الأخطاء، فإنه من خلال نموذج المتوسطات المتحركة VMA(∞) يمكننا استخدام المعادلة رقم 12 لاشتقاق مصفوفة تباين التنبؤ للشعاع Z خلال الفترة h.

لدينا[36]:

$$E(Z_h Z') = \sum_{i=0}^{h}(\theta + \sum_{i=0}^{\infty} B_i)\Omega(A_0{}^{-1})'(B_i)' \dots (13)$$

حيث: Ω تمثل مصفوفة التباينات والتباينات المشتركة للأخطاء.

يسمح لنا تفكيك تباين خطأ التنبؤ إلى حساب وتحديد مدى مساهمتها في تباين الخطأ. رياضيا نستطيع كتابة تباين خطأ التنبؤ لفترة معينة h بدلالة تباين الخطأ الخاص بكل متغير على حدا. ولمعرفة وزن أو نسبة مشاركة كل تباين نقوم بقسمة هذا التباين على تباين خطأ التنبؤ الكلي.

تعطي لنا الصيغة (13) تحليل تباين أخطاء كل متغيرة على الأخرى (X_t على Y_t، و Y_t على X_t) بالنسب المئوية.

نحتاج في هذا العنصر إدراج بعض المفاهيم:

- نقول عن متغير في معادلة VAR أنه **داخلي بقوة** Strongly endrgenous إذا كان تأثيره على سلوك نفسه قويا، أي أنه يؤثر في نفسه بقوة.
- نقول عن متغير في معادلة VAR أنه **داخلي بضعف Weakly endrgenous** إذا كان تأثيره على سلوك نفسه ضعيفا، وتأثير المتغيرات الأخرى في النظام عليه قويا.
- نقول عن متغير في معادلة VAR أنه **خارجي بقوة Strongly exogenous** إذا كان تأثيره ضعيف على المتغير التابع.

[35] Bourbonnais régis,op cit, P285
[36] Paul Turner, PhD,op,cit, p313.

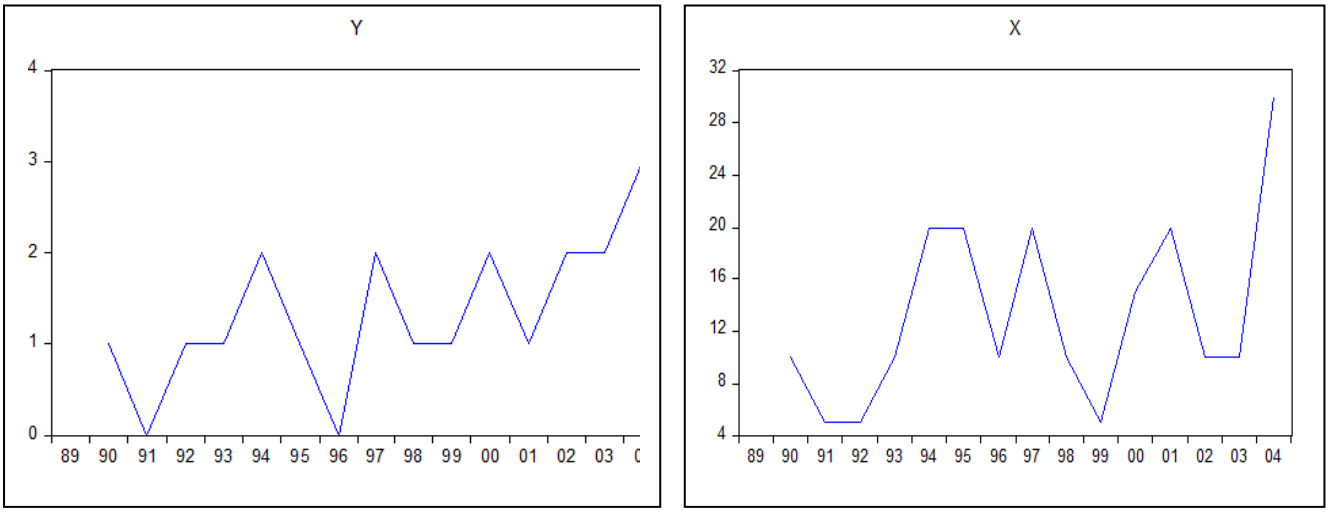
- نقول عن أي المتغيرات الأخرى بأنه **الأقل خارجية Least exogenous** أي أنه خارجي بالحد الأدنى إذا كان تأثيره قويا على المتغير التابع، ما يتضمن بأن المتغير الداخلي بقوة يكون له اثر قوي على المتغير التابع.

مثال تطبيقي:

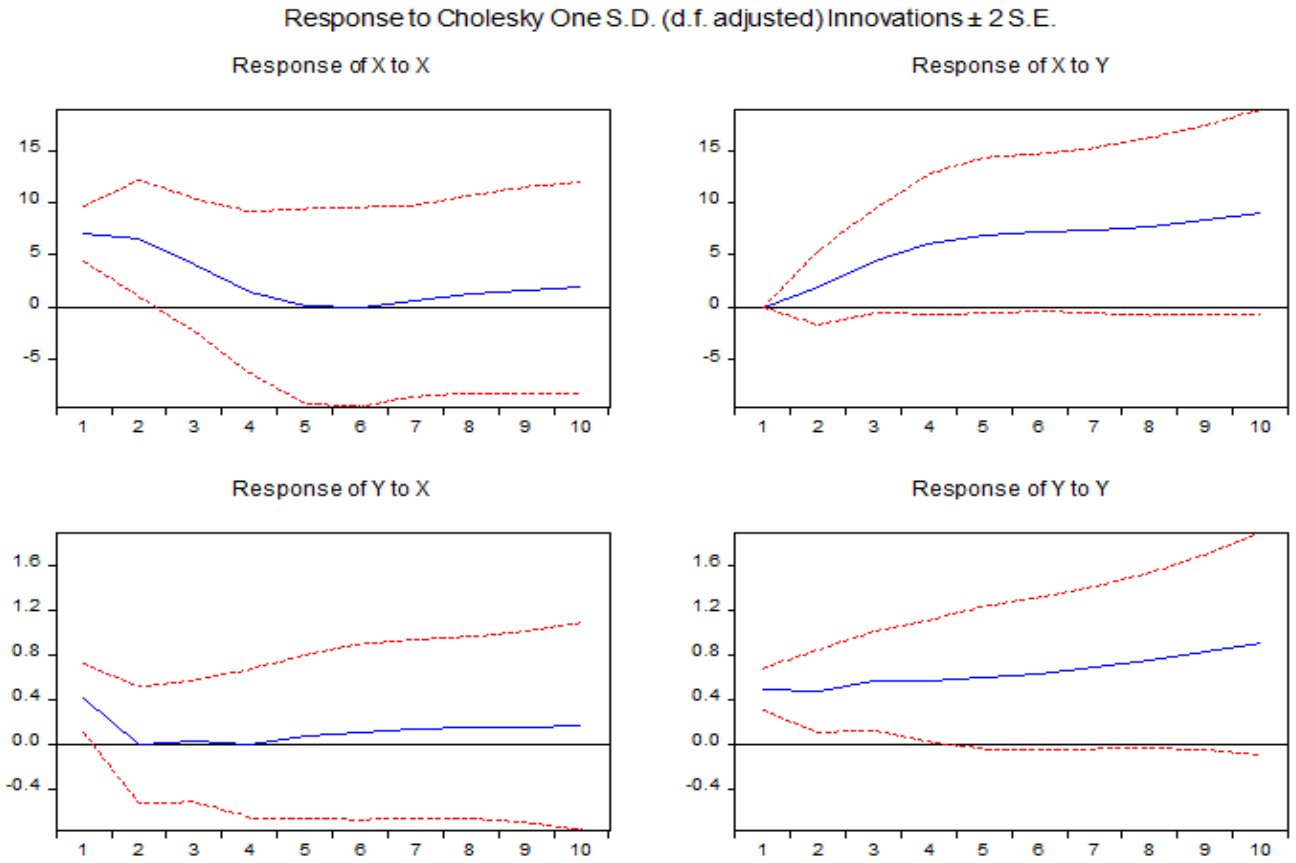
نفرض نموذج VAR(1) والذي تم تقديره من خلال معطيات خاصة بمتغيرتين $\mathbf{x_t}$ و $\mathbf{y_t}$ خلال 15 سنة، سنحاول من خلاله حساب دوال الاستجابة وتحليل التباين وتفسير النتائج المتوصل إليها وهذا بالاستعانة ببرمجية Eviews 10، النتائج المتوصل إليها مدونة في الأشكال والجداول التالية:

$$\begin{cases} Y_t = b_{10} + b_{11}Y_{t-1} + b_{12}X_{t-1} + e_{1t} \\ X_t = b_{20} + bY_{t-1} + bX_{t-1} + e_{2t} \end{cases}$$

الشكل (1): التمثيل البياني لكل من $\mathbf{x_t}$ و $\mathbf{y_t}$



الشكل (2): دوال الاستجابة



جدول1: تفكيك تباين التقديرات

Variance Decomposition of X: Period	S.E.	X	Y
1	7.009706	100.0000	0.000000
2	9.801311	96.32383	3.676169
3	11.47862	82.60916	17.39084
4	13.05382	65.01131	34.98869
5	14.74959	50.92902	49.07098
6	16.38725	41.25945	58.74055
7	17.96588	34.44490	65.55510
8	19.58796	29.38219	70.61781
9	21.34113	25.37085	74.62915
10	23.26882	21.99390	78.00610
Variance Decomposition of Y: Period	**S.E.**	**X**	**Y**
1	0.646500	41.05944	58.94056
2	0.802024	26.68149	73.31851
3	0.984981	17.79645	82.20355
4	1.137724	13.34569	86.65431
5	1.287229	10.75138	89.24862
6	1.437908	9.222062	90.77794
7	1.599293	8.235379	91.76462
8	1.773243	7.435283	92.56472
9	1.961270	6.726021	93.27398
10	2.163718	6.100530	93.89947
Cholesky Ordering: X Y			

تبين لنا المنحنيات الموضحة في الشكل 2 دوال الاستجابة والتي تسمح لنا بدراسة أثر صدمة متغيرة معينة على المتغرات الأخرى في النظام. ففي مثالنا توضح لنا أثر المتغيرة x_t على على المتغيرة y_t والعكس.

فالمنحنى Response of x to x يبين تأثير أو حساسية x لنفسها، فكلما زادت x تؤثر على نفسها بالنقصان إلى أن تصل إلى الصفر ثم تبدأ تعاود بالارتفاع.

بالنسبة للمنحنى Response of x to y يبين استجابة أو أثر المتغيرة x على المتغيرة y خلال 10 سنوات ، حيث عند إعطاء صدمات في الفترة الأولى للمتغيرة x فإننا نلاحظ أن المتغيرة y تبدأ في الارتفاع ثم تستقر لفترة معينة وتعاود الارتفاع.

أما فيما يخص منحنى Response of y to x فنلاحظ حساسية y على x خلال 10 سنوات، حيث كلما زادت y تنخفض x إلى أن تصل إلى الصفر أي انتهاء استجابة y للصدمات التي تحدث على x، وبعد فترة معينة تعاود y في الارتفاع، تعيد الاستجابة لصدمات المتغيرة x.

ومن خلال نتائج الجدول 1 الذي يبين عملية تفكيك تباين التقديرات حسب طريقة تشولسكي Cholesky metod، حيث يحدد لنا نسبة تفسير كل متغيرة (x و y) من تباين نفسها ومن تباين متغيرات النظام خلال 10 سنوات وبالاستعانة بمبرمج Eviews10 نلاحظ ما يلي:

من خلال variance decomposition of x يبين لنا ما هي نسبة تفسير كل متغيرة(x و y) من تباين x، مثلا في السنة الأولى، نسبة تفسير x من تباين نفسها هي 100%، أي أثرت x على نفسها بالمطلق أي 100%، وفسرت y 0% من تباين x.

ومن خلال variance decomposition of y، وخلال السنة الأولى نلاحظ أن x فسرت نسبة 41 %من تباين y، وهي الأخرى فسرت 59% من تباين نفسها.

خطوات نمذجة نماذج شعاع الانحدار الذاتي VAR

قبل نمدجة نموذج شعاع الانحدار الذاتي يتوجب إجراء اختبارات قبلية، أي اختبار إمكانية تطبيق هذا النموذج أم لا على المعطيات، واختبارات قبلية والتي تتم بعد تقدير النموذج.

- **اختبارات قبلية: قبل تقدير نماذج VAR**

قبل تطبيق منهجية VAR يجب التأكد من :

- التأكد من استقرارية السلاسل الزمنية،
- وجود على الأقل سلسلة مستقرة من الدرجة الثانية.
- وجود سلاسل مستقرة من نفس الدرجة ولكن بشرط عدم وجود تكامل مشترك ولكن وجود سببية،

- وفي حالة وجود أثار موسمية أو فترة غير طبيعية في النموذج يمكن الاستعانة بمتغيرات صورية كمتغرات مستقلة لتصحيح هاته الآثار[37].

- **اختبارات بعدية**

بعد تحقق الشروط السابقة نمر إلى الاختبارات البعدية والمتمثلة في مايلي:

1. تحديد درجة الإبطاء المثلى للمتغيرات

لتحديد درجة الإبطاء أو التأخير المثلى نستعين بمعايير إحصائية، لان كما نعلم نماذج VAR كما ذكرنا سابقا لا تستند إلى النظرية الاقتصادية، وبالتالي ليس لدينا معلومات حول الشكل الديناميكي للنموذج ودرجة تأخير كل متغير. من بين الطرق المعتمدة لتحديد درجة التأخير نجد:

- نقوم أولا بافتراض عدد التأخيرات (نبدأ بالدرجة الأولى) ثم نتحقق من فرضية التشويش الأبيض للبواقي، ففي حالة لم تتوفر هذه الخاصية نضيف درجة تأخير أخرى ونعيد التقدير وهكذا حتى نتحصل على عدد تأخيرات مناسب والذي تتحقق فيه فرضية التشويش الأبيض للأخطاء.

- يمكن استخدام المعايير الإحصائية منها معيار Akaike(AIC)، Schwarz(SC) و Hannan-Quin واختيار درجة التأخير التي تعطينا أقل قيمة لهذه المعايير، حيث يتم تقدير نماذج VAR بدابة من التأخير 0 إلى التأخير h (حيث h يمثل الحد الأقصى للتأخير المسموح به من خلال البيانات المتاحة). يحسب معيار AIC(p)،SC(p)، HQ(p) بالطريقة التالية:

$$\mathrm{AIC(p)} = \ln(det|\Omega| + \frac{2k^2p}{n}$$
$$\mathrm{SC(p)} = \ln(det|\Omega| + \frac{k^2\ln(n)}{n}$$
$$\mathrm{HQ(p)} = \ln(det|\Omega| + \frac{2k^2\mathrm{pln}\ln(n)}{n}$$

k: عدد متغيرات النظام، n: عدد المشاهدات، p: عدد التأخيرات.

2. توصيف وتقدير معالم النموذج

لتوصيف النموذج يتم اختيار أكبر عدد ممكن من التأخيرات واختيار درجة الإبطاء المثلى للمتغيرات. لابد من اختيار العدد المناسب للمتغيرات الداخلية، فكما ذكرنا سابقا زيادة عدد المتغيرات يؤدي إلى زيادة عدد المعلمات في كل معادلة ولكل متأخرة في المعادلة. يمكننا الاستعانة باختبار Granger للسببية في تحديد المتغيرات.

يمكن تقدير معلمات كل معادلة من معادلات نموذج VAR بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية، وحتى تكون مقدراتها متسقة يجب توفر الشروط:

[37] Bourbonnais régis,op cit, P 279.

- متوسط الأخطاء يساوي الصفر،
- المتغيرات مستقرة،
- احتمال ضئيل لوجود قيم شاذة

كما يمكن تقدير معلمات النموذج باستعمال طريقة المعقولية العظمى.

3. تشخيص النموذج

بعد تقدير النموذج الأمثل نصل إلى مرحلة تشخيصه ويتم فيه تشخيص المعاملات بواسطة اختبار Wald test وتشخيص البواقي من خلال اختبارات الارتباط الذاتي، ااختبارات عدم ثبات التباين ، اختبار التوزيع الطبيعي، اختبارات التغير الهيكلي، ويتم تعديل النموذج عند الحاجة.

4. إيجاد دوال الاستجابة النبضية وتفكيك التباين:

كنا قد تحدثنا عنها في النقاط السابقة.

5. التنبؤ:

الهدف من تقدير نموذج var هو إما للتنبؤ به أو لتحليل سببية Granger.

مثال تطبيقي

سنحاول من خلال هذا المثال تطبيق نموذج الانحدار الذاتي وتوضيح كيفية تطبيقه على المعطيات المتعلقة بالاقتصاد الجزائري[38] والمتمثلة في كل من: الناتج الداخلي الخام والذي نرمز له بـ GDP، معدل التضخم TINF، معدل البطالة TCH، الصادرات EX، والواردات IMP خلال الفترة الممتدة من سنة 1991 إلى غاية 2020.

نلاحظ من خلال هذه المعطيات أن متغير التضخم ومتغيرة معدل البطالة معطاة بالنسب، أما المعطيات الأخرى معطاة بالمليارات الدولارات، لذلك نقوم بتحويل هذه الأخيرة وهذا بإدخال اللوغاريتم عليها حتى تصبح قيمها صغيرة مقارنة بمتغيرة معدل التضخم ومتغيرة معدل البطالة.

1. الاختبارات القبلية

وهي دراسة استقرارية أو درجة تكامل السلاسل الزمنية باستخدام اختبارات جذور الوحدة لديكي فور المطور ADF.

عند تطبيقنا لهذا الاختبار وجدنا أن كل السلاسل غير مستقرة، إلا أننا بعد أخذ الفروقات من الدرجة الأولى استقرت كلها ما عدا متغيرة لوغاريتم الواردات(lnIMP) التي استقرت بعد أخذ الفرق الثاني.

[38] المعطيات في الجدول 2 الملحق رقم 1.

إذن نلاحظ وجود بعض المتغيرات مستقرة عند الفرق الأول ومتغيرات مستقرة عند الفرق الثاني، لذلك يمكننا أللجود إلى استخدام نموذج شعاع الانحدار الذاتي.

2. الاختيارات البعدية

- **تحديد درجة الإبطاء المثلى للمتغيرات**: لتحديد درجة الإبطاء المثلى نتبع الخطوات التالية:

Quick → Estimate VAR → Endogenous variables → ok

في الخانة: Endogenous variables ندخل جميع المتغيرات، لأن حسب Sims كل المتغيرات في نماذج شعاع الانحدار الذاتي عبارة عن متغيرات داخلية، وفي خانة Lag intervals for endogenous نضع أي قيمة أو نترك الخيار للمبرمج، في مثالنا هذا اخترنا القيمة 1، نتحصل على الجدول التالي:

Vector Autoregression Estimates
Date: 06/14/22 Time: 17:56
Sample (adjusted): 1992 2020
Included observations: 29 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	LNEXP	LNGDP	LNIMP	TCH	TINF
LNEXP(-1)	1.283976	0.293469	0.273683	-5.835019	-2.688025
	(0.22173)	(0.10020)	(0.09490)	(1.55306)	(4.22025)
	[5.79076]	[2.92880]	[2.88385]	[-3.75710]	[-0.63693]
LNGDP(-1)	-1.972116	-0.176744	-0.298041	13.10279	6.709575
	(0.83832)	(0.37884)	(0.35881)	(5.87188)	(15.9561)
	[-2.35247]	[-0.46654]	[-0.83064]	[2.23145]	[0.42050]
LNIMP(-1)	1.046619	0.506488	0.881166	-9.653653	-9.202670
	(0.52543)	(0.23745)	(0.22489)	(3.68033)	(10.0008)
	[1.99191]	[2.13304]	[3.91818]	[-2.62304]	[-0.92019]
TCH(-1)	-0.015411	-0.014372	-0.008950	0.588358	-0.574602
	(0.02015)	(0.00911)	(0.00863)	(0.14117)	(0.38360)
	[-0.76465]	[-1.57798]	[-1.03751]	[4.16782]	[-1.49791]
TINF(-1)	-0.010808	-0.004125	-0.000885	0.053430	0.808074
	(0.00672)	(0.00304)	(0.00288)	(0.04706)	(0.12787)
	[-1.60879]	[-1.35857]	[-0.30785]	[1.13547]	[6.31965]
C	18.31303	10.86364	3.993204	47.62074	127.0083
	(8.47632)	(3.83054)	(3.62796)	(59.3711)	(161.334)
	[2.16049]	[2.83606]	[1.10068]	[0.80209]	[0.78724]
R-squared	0.904321	0.973747	0.983931	0.964857	0.785176
Adj. R-squared	0.883521	0.968040	0.980437	0.957217	0.738476
Sum sq. resids	1.319150	0.269400	0.241659	64.71873	477.8913
S.E. equation	0.239488	0.108227	0.102503	1.677456	4.558276
F-statistic	43.47736	170.6199	281.6576	126.2945	16.81291
Log likelihood	3.660249	26.69414	28.26986	-52.78916	-81.77949
Akaike AIC	0.161362	-1.427182	-1.535852	4.054425	6.053758
Schwarz SC	0.444251	-1.144293	-1.252963	4.337314	6.336646
Mean dependent	24.13605	25.30499	23.99193	18.01452	7.728828
S.D. dependent	0.701713	0.605387	0.732862	8.109942	8.913423

ثم نقوم بتحديد درجات الإبطاء المثلى للنموذج، ولهذا الغرض ننقر على:

View → Lag structure → Lag Length criteria

ونختار في خانة Lag to include 3 أو 4 تأخيرات ونضغط على ok، ونتحصل على الجدول التالي:

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LNEXP LNGDP LNIMP TCH TINF
Exogenous variables: C
Date: 06/14/22 Time: 18:11
Sample: 1991 2020
Included observations: 27

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-141.5703	NA	0.035716	10.85706	11.09703	10.92841
1	-35.78055	164.5618	9.34e-05	4.872634	6.312452*	5.300767
2	-11.92703	28.27084	0.000126	4.957558	7.597225	5.742469
3	36.70378	39.62510*	4.14e-05*	3.207128*	7.046644	4.348817*

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

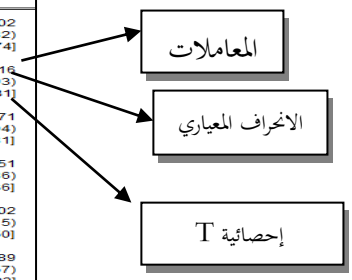
- **توصيف وتقدير معالم النموذج**

من خلال نتائج هذا الجدول، وبالاعتماد على المعايير المذكورة سابقا أحسن درجة إبطاء لهذا النموذج هو 3، نعيد التقدير على هذا الأساس، حيث نضع في خانة Lag intervals for endogenous التأخير 3، ونتحصل على نموذج VAR(3) المقدر التالي:

Vector Autoregression Estimates
Date: 06/14/22 Time: 18:19
Sample (adjusted): 1994 2020
Included observations: 27 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	LNEXP	LNGDP	LNIMP	TCH	TINF
LNEXP(-1)	1.129842	0.344337	0.243146	1.015730	-2.159702
	(0.43153)	(0.18554)	(0.19550)	(3.25252)	(10.2482)
	[2.61824]	[1.85589]	[1.24374]	[0.31229]	[-0.21074]
LNEXP(-2)	-0.489061	-0.117975	-0.056165	-4.814196	-5.043916
	(0.49937)	(0.21470)	(0.22623)	(3.76384)	(11.8593)
	[-0.97936]	[-0.54947]	[-0.24827]	[-1.27907]	[-0.42531]
LNEXP(-3)	0.857741	0.314741	0.329370	3.158050	7.584471
	(0.40954)	(0.17608)	(0.18554)	(3.08680)	(9.72604)
	[2.09440]	[1.78745]	[1.77524]	[1.02308]	[0.77981]
LNGDP(-1)	-1.061933	0.022879	-0.144417	-9.544516	0.819151
	(1.30865)	(0.56266)	(0.59286)	(9.86358)	(31.0786)
	[-0.81148]	[0.04066]	[-0.24359]	[-0.96765]	[0.02636]
LNGDP(-2)	0.299641	0.010763	0.236748	18.52824	12.60802
	(1.24476)	(0.53519)	(0.56392)	(9.38209)	(29.5615)
	[0.24072]	[0.02011]	[0.41983]	[1.97485]	[0.42650]
LNGDP(-3)	-2.300457	-0.900619	-0.537422	-8.081015	-13.58489
	(1.16283)	(0.49996)	(0.52680)	(8.76454)	(27.6157)
	[-1.97833]	[-1.80136]	[-1.02016]	[-0.92201]	[-0.49193]
LNIMP(-1)	-0.206309	-0.131878	0.452205	-1.472101	-2.928877
	(0.89620)	(0.38533)	(0.40601)	(6.75487)	(21.2836)
	[-0.23020]	[-0.34225]	[1.11378]	[-0.21793]	[-0.13761]
LNIMP(-2)	0.356287	0.151951	-0.390726	-12.13994	-9.244158
	(0.87384)	(0.37571)	(0.39588)	(6.58635)	(20.7526)
	[0.40773]	[0.40443]	[-0.98698]	[-1.84320]	[-0.44545]
LNIMP(-3)	1.276970	0.813905	0.674990	7.181786	1.357394
	(0.74088)	(0.31855)	(0.33564)	(5.58421)	(17.5950)
	[1.72358]	[2.55506]	[2.01103]	[1.28609]	[0.07715]
TCH(-1)	-0.013600	-0.008405	-0.016113	0.577547	-0.018509
	(0.03317)	(0.01426)	(0.01503)	(0.25000)	(0.78773)
	[-0.41002]	[-0.58938]	[-1.07226]	[2.31014]	[-0.02350]
TCH(-2)	-0.033985	-0.019996	0.004886	0.230138	-0.256675
	(0.03495)	(0.01503)	(0.01583)	(0.26342)	(0.83000)
	[-0.97240]	[-1.33073]	[0.30860]	[0.87365]	[-0.30925]
TCH(-3)	0.017630	0.017377	0.001083	-0.483442	-0.688584
	(0.03113)	(0.01339)	(0.01410)	(0.23467)	(0.73940)
	[0.56626]	[1.29813]	[0.07681]	[-2.06011]	[-0.93127]
TINF(-1)	0.020175	0.008262	0.013231	-0.074803	0.645997
	(0.01395)	(0.00600)	(0.00632)	(0.10516)	(0.33136)
	[1.44599]	[1.37729]	[2.09316]	[-0.71129]	[1.94954]
TINF(-2)	-0.000573	0.002568	-0.006245	-0.107719	-0.024016
	(0.01283)	(0.00552)	(0.00581)	(0.09672)	(0.30474)
	[-0.04469]	[0.46543]	[-1.07433]	[-1.11376]	[-0.07881]
TINF(-3)	-0.033110	-0.015729	-0.006575	0.189279	0.093905
	(0.01201)	(0.00516)	(0.00544)	(0.09052)	(0.28521)
	[-2.75700]	[-3.04625]	[-1.20847]	[2.09106]	[0.32925]
C	31.97494	14.49567	5.396043	158.9985	273.0700
	(15.2866)	(6.57256)	(6.92534)	(115.219)	(363.037)
	[2.09170]	[2.20548]	[0.77917]	[1.37997]	[0.75218]
R-squared	0.960944	0.990809	0.993057	0.984882	0.819793
Adj. R-squared	0.907685	0.978276	0.983588	0.964268	0.574056
Sum sq. resids	0.459222	0.084892	0.094250	26.08843	259.0014
S.E. equation	0.204322	0.087849	0.092565	1.540024	4.852379
F-statistic	18.04290	79.05440	104.8814	47.77541	3.336056
Log likelihood	16.68845	39.47845	38.06679	-37.84768	-68.83479
Akaike AIC	-0.050996	-1.739145	-1.634577	3.988717	6.284059
Schwarz SC	0.716907	-0.971241	-0.866674	4.756621	7.051962
Mean dependent	24.20794	25.35615	24.05309	17.47448	6.367630
S.D. dependent	0.672478	0.596026	0.722547	8.146979	7.434954

Determinant resid covariance (dof adj.)	4.04E-06
Determinant resid covariance	4.54E-08
Log likelihood	36.70378
Akaike information criterion	3.207128
Schwarz criterion	7.046644
Number of coefficients	80



كيف لنا أن نفسر هذه النتائج ؟

إذن إذا كان لدينا 5 متغيرات سيكون لدينا نموذج VAR بـ 5 معادلات، بحيث في كل معادلة نجد المتغيرة بدلالة نفسها و بدلالة المتغيرات الأخرى بثلاث تأخيرات.

لمعرفة معنوية المعلمات من خلال خانة Prob والتي نلاحظ غيابها في تقدير النموذج(الجدول السابق) نقوم بتحويل النموذج إلى نظام المعادلات (Make System) وهذا بالضغط على:

Proc → Make System → Order by Lag

ثم نضغط على:

Estimate → Ordinary Least Squares → Ok

النتائج مدونة في الجدول 3 المدرج في الملحق رقم 1. نلاحظ من خلاله إعادة كتابة النموذج بشكل آخر، بحيث أضاف لنا العمود الخاص بالاحتمالات المقابلة لكل معلمة، كما يعطينا في الأسفل كل معادلة على بمعلوماتها الخاصة بها.

من خلال هاته الاحتمالات نلاحظ الكثير من المعلمات ليست معنوية، على سبيل المثال المعاملات c(2), c(3) c(4), c(5) والتي تمثل معاملات كل من lnTCH(-1),lnIMP(-1), lnEX(-1),lnGDP(-1) على الترتيب كلها ليست معنوية.

3. **تشخيص النموذج**: حيث نقوم في هذه الخطوة بتشخيص المعاملات وتشخيص البواقي.

- **تشخيص المعلمات والبواقي**: نحاول هنا تشخيص المعلمات من حيث المعنوية، حيث يمكننا التأكد من معنوية المعلمات التي تظهر فيها قيمة Probability أقل من 0,05 باستعمال *اختبار* Wald الذي يتم بالطريقة التالية:

View → Coefficient Diagnostics → Wald Test

ونضع المعاملات الغير معنوية، مثلا نريد اختبار معنوية c(2), c(3) c(4), c(5) نكتب في الإيقونة ما يلي:

c(2)= c(3)=c(4)=c(5) ونتحصل على النتائج التالية:

Wald Test:
System: {%system}

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	5.367982	4	0.2516

Null Hypothesis: C(2)=C(3)=C(4)=C(5)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	-1.061933	1.308645
C(3)	-0.206309	0.896199
C(4)	-0.013600	0.033169
C(5)	0.020175	0.013953

Restrictions are linear in coefficients.

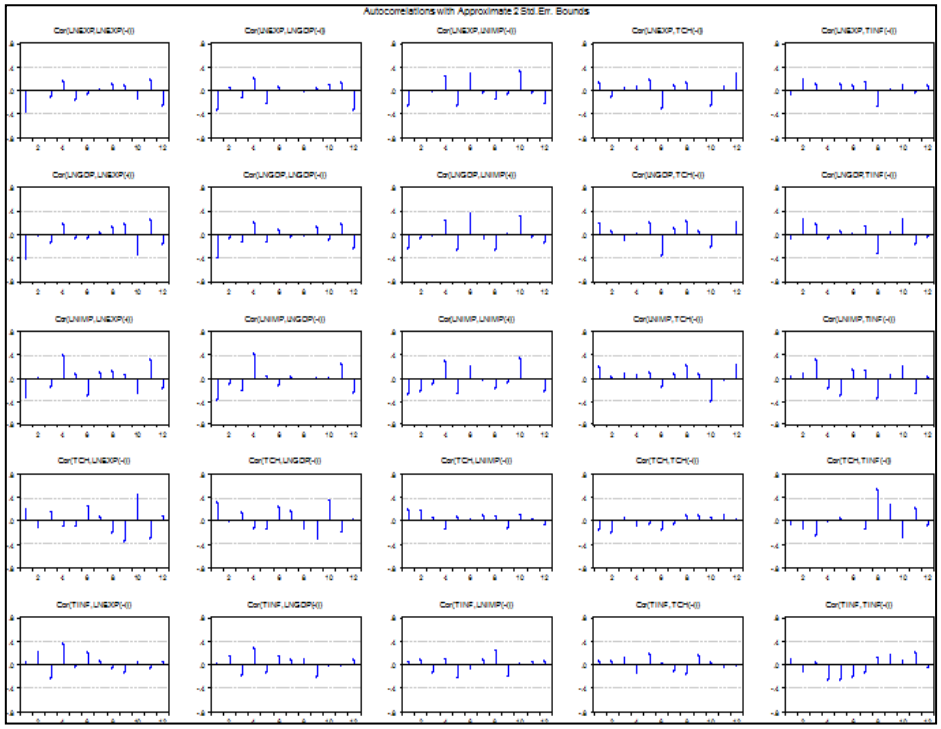
نلاحظ من خلال هذه النتائج أن Probability(Chi-square)>0,05 وبالتالي نقبل الفرضية المعدومة، بمعنى أن هذه المعاملات تساوي الصفر، إذن ليست معنوية. نقوم بنزعها ونبقي على بقية المعالم الأخرى ثم نعيد تقدير النموذج من جديد وهكذا حتى نتحصل على نموذج فيه أكبر عدد من المعلمات التي لها معنوية. ويتم نزع أو حذف هذه المعاملات بالضغط على Spec ثم نقوم بحذفها وبعدها نضغط على Estimate ونختار طريقة المربعات الصغرى للتقدير.

بعد الانتهاء من تشخيص المعالم ننتقل إلى تشخيص البواقي، والذي يتمثل هدفه في اختبار فرضيات المربعات الصغرى، بحيث نختبر الارتباط الذاتي للأخطاء، تجانس تباين الأخطاء والتوزيع الطبيعي بالإضافة إلى فرضية التشويش الأبيض.

- **فرضية التشويش الأبيض**: من خلال التمثيل البياني التالي والذي يمثل correlograms الأخطاء أنها تقع كلها داخل مجال الثقة، وبالتالي يمكن القول أن الأخطاء تشكل تشويش أبيض. للحصول على هذا المخطط نتبع الخطوات التالية:

View → Residual Tests → correlograms

الشكل 2: مخطط الارتباط الزمني Corelogram للأخطاء



- **الارتباط الذاتي للأخطاء**: نختبر ارتباط الأخطاء باستعمال اختبار LM، نضغط على:

View → Residual Tests → Autocorrelation LM Test

النتائج موضحة في الجدول التالي:

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 06/15/22 Time: 14:24
Sample: 1991 2020
Included observations: 27

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	24.50325	25	0.4905	0.828043	(25, 8.9)	0.6662

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	24.50325	25	0.4905	0.828043	(25, 8.9)	0.6662

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

من خلال هذه النتائج نلاحظ أن Prob>0,05، إذن نقبل الفرضية المعدومة وبالتالي الأخطاء غير مرتبطة.

- **اختبار تجانس تباين الأخطاء:**
- **التوزيع الطبيعي للأخطاء:** لاختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء نضغط على:

View → Residual Tests → Autocorrelation LM Test

ونتحصل على الجداول التالية:

AR Residual Normality Tests
rthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
Date: 06/15/22 Time: 14:52
Sample: 1991 2020
ncluded observations: 27

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.457984	0.943872	1	0.3313
2	1.235675	6.871012	1	0.0088
3	1.145195	5.901626	1	0.0151
4	-0.685253	2.113072	1	0.1460
5	-0.012849	0.000743	1	0.9783
Joint		15.83032	5	0.0073

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.660666	0.129541	1	0.7189
2	4.947116	4.265168	1	0.0389
3	5.461564	6.816711	1	0.0090
4	3.464233	0.242451	1	0.6224
5	1.948145	1.244698	1	0.2646
Joint		12.69857	5	0.0264

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.073413	2	0.5847
2	11.13618	2	0.0038
3	12.71834	2	0.0017
4	2.355523	2	0.3080
5	1.245441	2	0.5365
Joint	28.52889	10	0.0015

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

تعطينا هذه الجداول معامل الالتواء والتفلطح وكذا إحصائية JB لكل معادلة. من خلال احتمال إحصائية JB نلاحظ أن أخطاء المعادلتين 4،1و5 موزعة توزيعا طبيعيا عكس أخطاء المعادلتين 2 و3.

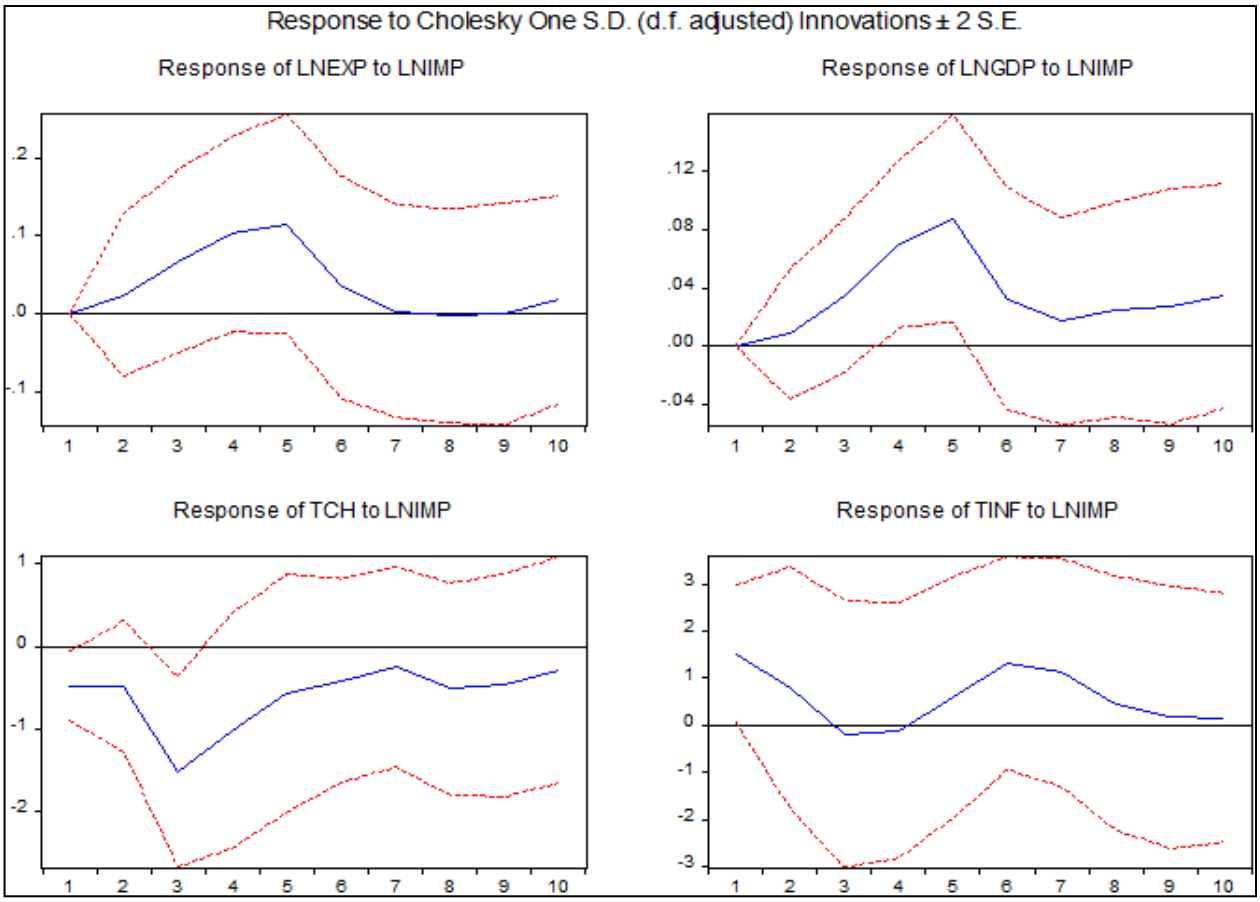
4. إيجاد دوال الاستجابة النبضية وتفكيك التباين

- **دوال الاستجابة النبضية**

للحصول على هذه الدوال نضغط على الخانة Impulse، يقترح علينا البرنامج بعض الخيارات الخاصة بشكل هذه الدوال، فإذا أردنا الحصول على دوال الاستجابة على شكل جدول نختار الخانة Table، أو على شكل بيانات نضغط على Multiple graphs أو Combined Graphs.

في الخانة Impulses نضع المتغيرات حسب موضوع الدراسة، فمثلا في مثالنا هذا نريد معرفة أثر المتغيرات الكلية على الواردات، في هذه الحالة نضع هنا المتغيرة lnIMP ، حيث الهدف هنا هو معرفة الصدمات التي عليها من خلال المتغيرات الأربعة المتبقية والمتمثلة في كل من بـ lnGDP، معدل التضخم TINF، معدل البطالة TCH و الصادرات lnEX.

أما في الخانة Responses نضع المتغيرات الأربعة الأخرى نضغط على Ok ونتحصل على منحنيات دوال الاستجابة النبضية التالية:



نلاحظ من خلال هذه المنحنيات أثر صدمات كل من lnGDP، TINF، TCH وlnEX على lnIMP. كما قلنا سابقا هذه المنحنيات عبارة عن تغيرات في الانحراف المعياري، فنلاحظ أنه عند إعطاء صدمات للمتغيرة lnEX عند الفترة الأولى، فإننا نلاحظ وخلال 10 فترات بدأ المنحنى في الانخفاض ثم بدأ في الارتفاع وبعدها عاود الانخفاض،

ونلاحظ نفس الشيء بالنسبة للمنحنيات الأخرى ماعدا منحنى Response of TCH to lnIMP حيث نلاحظ أن الانخفاضات كانت تحت الصفر ثم بدأت في الارتفاع لتحاول الوصول إلى الصفر.

- **تفكيك التباين**

بالنسبة لتفكيك التباين نضغط على:

View → Variance decomposition

كما في دوال الاستجابة النبضية إذا أردنا الحصول على تفكيك التباين على شكل جدول نختار الخانة Table، أو على شكل بيانات نضغط على Multiple graphs أو Combined Graphs، ونضغط بعدها على ok لنحصل على الجداول التالية:

Variance Decomposition of LNEXP:

Period	S.E.	LNEXP	LNGDP	LNIMP	TCH	TINF
1	0.204322	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.237641	87.98858	2.482517	1.032635	0.176283	8.319986
3	0.267276	72.55584	3.166062	7.223113	0.564993	16.48999
4	0.300876	59.77702	4.311716	17.29431	3.470525	15.14643
5	0.346567	52.86222	4.199881	24.16646	6.479538	12.29190
6	0.362314	55.47172	3.881957	22.98709	6.412340	11.24689
7	0.374857	57.54155	4.467090	21.48470	5.996066	10.51059
8	0.386992	58.48212	5.270976	20.16325	5.781037	10.30262
9	0.400654	57.80298	5.861060	18.81153	5.836024	11.68841
10	0.415204	56.75808	5.908231	17.70023	5.981110	13.65234

Variance Decomposition of LNGDP:

Period	S.E.	LNEXP	LNGDP	LNIMP	TCH	TINF
1	0.087849	74.55321	25.44679	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.103571	73.45963	18.54481	0.637209	0.012245	7.346102
3	0.121946	53.21303	16.78543	8.647906	1.002588	20.35105
4	0.150035	39.43064	17.20166	27.73570	2.156095	13.47591
5	0.185026	31.34458	14.99259	40.85036	3.753478	9.058994
6	0.195337	34.63000	13.51606	39.42810	3.924084	8.501762
7	0.208871	41.57313	12.11732	35.14330	3.692435	7.473811
8	0.224914	47.26199	10.62373	31.53417	3.967806	6.612310
9	0.236111	49.40886	9.795402	29.95552	4.474618	6.365597
10	0.247202	49.96953	9.023321	29.24477	5.015891	6.746494

Variance Decomposition of TCH:

Period	S.E.	LNEXP	LNGDP	LNIMP	TCH	TINF
1	0.092565	3.054816	41.84271	9.777480	45.32499	0.000000
2	0.126102	7.533015	50.35186	10.53118	30.12596	1.457987
3	0.135179	4.655711	35.96639	31.75613	16.71013	10.91164
4	0.153139	3.803015	31.43503	33.53433	12.85060	18.37703
5	0.188965	3.956743	30.47596	35.01601	12.38490	18.16638
6	0.210893	10.25086	27.52424	32.92869	12.34045	16.95577
7	0.228344	19.35933	24.11384	29.13139	11.72157	15.67387
8	0.248907	23.56008	22.20481	28.42510	11.33540	14.47460
9	0.266212	25.43388	21.20455	28.42194	11.10060	13.83903
10	0.281406	26.99839	20.59505	27.64307	10.86728	13.89621

Variance Decomposition of TINF:

Period	S.E.	LNEXP	LNGDP	LNIMP	TCH	TINF
1	1.540024	34.49067	0.662383	9.773650	6.049161	49.02413
2	2.104758	38.60152	0.502733	8.429337	5.688448	46.77796
3	2.951956	43.23868	0.739111	7.408432	5.013102	43.60067
4	3.367291	42.84281	1.386539	7.222133	5.900674	42.64784
5	3.430948	40.40808	3.598175	7.593259	6.581960	41.81852
6	3.610437	36.63841	6.574023	9.772802	5.694647	41.32012
7	3.866921	36.13237	7.783139	10.55927	4.945430	40.57979
8	4.030395	36.44952	8.050110	10.56374	4.808807	40.12783
9	4.126945	36.32973	8.148354	10.57749	4.928072	40.01636
10	4.219529	36.29338	8.199458	10.57840	4.998500	39.93026

Cholesky Ordering: LNEXP LNGDP LNIMP TCH TINF

ومن خلال نتائج الجدول السابق الذي يبين عملية تفكيك تباين التقديرات حسب طريقة تشولسكي Cholesky Decomposition، حيث يحدد لنا نسبة تفسير كل متغيرة من تباين نفسها ومن تباين متغيرات النظام خلال 10 سنوات حيث نلاحظ من خلال Variance Decomposition of lnEXP الذي يبين لنا نسبة تفسير كل متغيرة من

تباين lnEXP ، مثلا في السنة الأولى، نسبة تفسير lnEXP من تباين نفسها هي 100%، أي أثرت lnEXP على نفسها بالمطلق أي 100%، وفسرت المتغيرات الأخرى 0% من تباين lnEXP.

- ومن خلال Variance Decomposition of lnGDP، وخلال السنة الأولى نلاحظ أن lnGDP فسرت نسبة 75% من تباين lnEXP ، وهي الأخرى فسرت 25% من تباين نفسها. وبنفس الطريقة يتم شرح القيم الأخرى.

5. التنبؤ

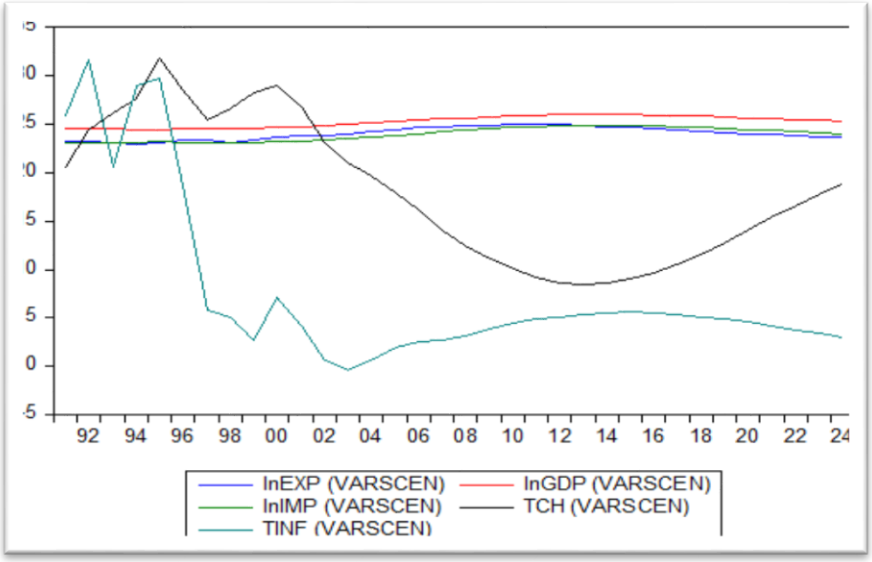
بعد تحقق كل الشروط المذكورة سابقا نصل إلى مرحلة التنبؤ، بإتباع نفس الخطوات التي ذكرناها في طريقة بوكس جينكينز نتحصل على القيم المتنبؤ بها لكل متغيرة على حدا كما يعطينا معايير قياس دقة التنبؤ الموضحة في الجدول التالي:

Forecast Evaluation
Date: 06/15/22 Time: 19:15
Sample: 2000 2020
Included observations: 21

Variable	Inc. obs.	RMSE	MAE	MAPE	Theil
LNEXP	21	0.178085	0.149898	0.610841	0.003635
LNGDP	21	0.095111	0.078837	0.307181	0.001858
LNIMP	21	0.078332	0.059153	0.243474	0.001610
TCH	21	1.807364	1.513105	11.28357	0.057376
TINF	21	2.488655	1.833005	121.3414	0.288409

RMSE: Root Mean Square Error
MAE: Mean Absolute Error
MAPE: Mean Absolute Percentage Error
Theil: Theil inequality coefficient

- من خلال هذه المؤشرات وحسب مؤشر Theil الخاص بكل متغيرة نلاحظ أن التنبؤ بكل المتغيرات جيدة لأن كلما كان هذا المعامل يؤول إلى الصفر فإن دقة التنبؤ تكون جيدة، وكلما كان هذا المعامل يؤول إلى الواحد كلما فإن دقة التنبؤ سيئة كما هو الحال لمتغيرة معدل التضخم الذي يقدر فيه قيمة 0,28.
- هذا بالنسبة للتنبؤ داخل العينة، فيما يخص التنبؤ خارج العينة، سنقوم بالتنبؤ إلى غاية 2024، النتائج موضحة في البيان التالي:



من خلال هذا المنحنى نلاحظ أن كل من الواردات والصادرات والناتج الداخلي الخام ستبقى ثابتة خلال فترة التنبؤ، أما متغيرة معدلات البطالة فستعرف ارتفاعا، عكس متغيرة الضخم التي ستعرف انخفاضا.

من خلال هذه النتائج يمكننا أن نستنتج مجموعة من النتائج بالنسبة إلى سياسة تسيير الاقتصاد الجزائري، فانخفاض معدلات التضخم أمر جيد للاقتصاد الجزائري، لكن المشكل في معدلات البطالة التي سترتفع وهو مشكل عويص يعاني منه الاقتصاد الجزائري خصوصا بعد الأزمات المتتالية وانخفاض أسعار البترول والأزمة الوبائية التي حدثت في العالم.

المراجع

المراجع باللغة العربية

- شيخي محمد، طرق الاقتصاد القياسي، محاضرات وتطبيقات، الحامد، الجزائر، الطبعة الأولى، 2011.
- عطية عبد القادر محمد عبد القادر، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعة للنشر، الإسكندرية، مصر الطبعة الأولى،2005.
- حشمان مولود، السلاسل الزمنية وتقنيات التنبؤ القصير المدى، ديوان المطبوعات الجامعية ، 2010.

المراجع باللغة الفرنسية

- Baltagi Badi, Econometrics, Springer edition, fourth edition, USA, 2008.
- Bourbonnais régis, Econométrie, édition Dunod, 10ème édition, Paris, France, 2018.
- Bourbonnais régis, Econométrie: Cours et exercices corrigés, édition Dunod , 9ème édition, Paris, France, 2015.
- Cadoret Isabelle et autres, Econométrie appliquées, édition de Boeck, 1ére édition, Bruxelles, Belgique, 2004.
- Christ, C. F, Econométric Models and Methods. New York: John Wiley & Sons,1966.
- Dor Eric, Économétrie: Synthèse de cours et exercices corrigés, édition Pearson, Paris, France, 2009.
- Dimitrios Asteriou and Stephen G. Hall : Applied Econometrics, Amodern Approach, Revised Edition, First edition, New York, 2006, 2007.
- Giraud René & Chaix Nicole, Econométrie, édition presses universitaires de France, Paris, France, 1989.
- Greene William.H, Econometric Analysis, edition Pearson, eighth edition, New York, USA, 2018.
- Greene William.H, Econometric analysis, Prentice hall, fifth edition, New York University, July 10, 2002.
- Grellet Gérard, Econométrie, support de cours d'économétrie, Paris, France, 2003,
- Gujarati Damodar, Econométrie, Traduction de la 4ème édition américaine par Bernier Bernard, édition de Boeck, 1ère édition, Bruxelles, Belgique, 2004.
- Gujarati Damodar,Econometrics by example , Second Edition, New York, USA, 2015.
- H.Working(1943), Statistical Laus of family expenditure, Journal of the American Statistical Association, Vol.38
- Kibala Kuma Jonas, Économétrie Appliquée: Manuel des cas pratiques sur EViews et Stata, centre de recherche économique et quantitative, Congo-Kinshasa, 2018.
- LARDIC S. et MIGNON V.,(2002) "Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières" Ed. Economica-Paris.

- Malinvaud.E,"Estimation et prévision dans les modèles Economiques autorégressifs, "Revue de l'institut international de statistique,1961.
- Paul Turner, PhD Econometrics in Practice, MERCURY LEARNING AND INFORMATION Dulles, Virginia ,Boston, Massachusetts,New Delhi.
- Phillipe Deschamps, cours d'économétrie, Université de Fribourg, suisse, 2006.
- Résumé du Cours d'économétrie, Yves Tille, 16 décembre 2008, Paris, France.
- Salvatore Dominick, Reagle Derrick, Theory and Problems of Statistics and Econometrics, Schaum's outline series, McGraw Hill, New York, USA, 2002.
- Zellner Arnold & Theil.H, Three-Stage Least Squares: Simultaneous Estimation of Simultaneous Equations, Econometrica , January 1962, Vol. 30, No. 1.

الملحق

جدول رقم 1: معطيات خاصة الطلب Xt والأسعارYt

t	الطلب Xt	الأسعارYt	t	الطلب Xt	الأسعارYt	t	الطلب Xt	الأسعارYt
0001Q1	-146,4	-75,6	0007Q1	-14,4	-9	0013Q1	36	-30,6
0001Q2	19,2	1,8	0007Q2	12	-1,8	0013Q2	57,6	-34,2
0001Q3	-2,4	19,8	0007Q3	-14,4	36	0013Q3	19,2	-54
0001Q4	-9,6	21,6	0007Q4	-88,8	63	0013Q4	93,6	-84,6
0002Q1	72	-28,8	0008Q1	28,8	-10,8	0014Q1	91,2	-135
0002Q2	-2,4	-73,8	0008Q2	60	-81	0014Q2	84	-48,6
0002Q3	108	-25,2	0008Q3	38,4	-45	0014Q3	-7,2	-41,4
0002Q4	40,8	-30,6	0008Q4	93,6	-10,8	0014Q4	110,4	-39,6
0003Q1	4,8	-46,8	0009Q1	55,2	-57,6	0015Q1	40,8	-57,6
0003Q2	-40,8	36	0009Q2	21,6	54	0015Q2	84	-136,8
0003Q3	-38,4	18	0009Q3	-12	-18	0015Q3	156	-84,6
0003Q4	-9,6	19,8	0009Q4	2,4	-10,8	0015Q4	69,6	-30,6
0004Q1	19,2	41,4	0010Q1	57,6	-10,8	0016Q1	-4,8	-10,8
0004Q2	55,2	-52,2	0010Q2	-45,6	21,6	0016Q2	52,8	-48,6
0004Q3	74,4	-64,8	0010Q3	-21,6	41,4	0016Q3	0	-37,8
0004Q4	74,4	-14,4	0010Q4	-12	-23,4	0016Q4	36	-68,4
0005Q1	79,2	-77,4	0011Q1	55,2	-50,4	0017Q1	74,4	-37,8
0005Q2	33,6	-55,8	0011Q2	-7,2	-30,6	0017Q2	16,8	-28,8
0005Q3	62,4	-52,2	0011Q3	88,8	-68,4	0017Q3	14,4	-30,6
0005Q4	-16,8	-14,4	0011Q4	31,2	-25,2	0017Q4	129,6	-64,8
0006Q1	-14,4	-16,2	0012Q1	50,4	-28,8	0018Q1	72	-77,4
0006Q2	-9,6	-3,6	0012Q2	24	-5,4	0018Q2	129,6	12,6
0006Q3	31,2	-36	0012Q3	55,2	-1,8	0018Q3	19,2	-16,2
0006Q4	9,6	18	0012Q4	19,2	-27	0018Q4	50,4	3,6

جدول رقم 2: معطيات الاقتصاد الجزائري (المصدر: https://perspective.usherbrooke.ca)

	TINF	PIB	EX	IMP	TCH
1991	25,886	45715614560	1,3311E+10	10788777393	20,6
1992	31,67	48003078389	1,2154E+10	11458089975	24,38
1993	20,54	49945599429	1,088E+10	11556880473	26,23
1994	29,048	42543178042	9585286555	11084077314	27,74
1995	29,78	41764315330	1,094E+10	12110076609	31,84
1996	18,679	46941582519	1,397E+10	11240020899	28,531
1997	5,734	48177612042	1,489E+10	10279946208	25,43
1998	4,95	48187747529	1,088E+10	10849999758	26,662
1999	2,646	48640653469	1,3692E+10	11079852615	28,302
2000	0,339	54790392746	2,305E+10	11390169785	29,77
2001	4,226	54744712815	2,0085E+10	12053066114	27,3
2002	1,418	56760355865	2,0153E+10	14547471885	25,9
2003	4,269	67863828413	2,5957E+10	16203129401	23,72
2004	3,962	85332581189	3,4178E+10	21886269334	17,65
2005	1,382	1,03198E+11	4,8715E+10	24843327242	15,27
2006	2,311	1,17027E+11	5,7122E+10	25651596909	12,27
2007	3,679	1,34977E+11	6,3531E+10	33568752129	13,79
2008	4,859	1,71001E+11	8,2035E+10	49096310473	11,33
2009	5,737	1,37211E+11	4,8534E+10	49331042818	10,16
2010	3,911	1,61207E+11	6,1975E+10	50654732073	9,96
2011	4,524	2,00013E+11	7,7581E+10	57376110362	9,96
2012	8,891	2,09059E+11	7,7123E+10	59611982821	10,97
2013	3,254	2,09755E+11	6,9659E+10	63767462869	9,82
2014	2,917	2,1381E+11	6,5186E+10	68262397151	10,21
2015	4,784	1,65979E+11	3,846E+10	60621194064	11,21
2016	6,398	1,60034E+11	3,3403E+10	56097067791	10,2
2017	5,591	1,70097E+11	3,8497E+10	55603303506	10,333
2018	4,27	1,74911E+11	4,5234E+10	56328895705	10,42
2019	1,952	1,71767E+11	3,9014E+10	50032843584	10,513
2020	2,415	1,45009E+11	2,6103E+10	40371739940	12,55

الجدول رقم 3: نتائج تقدير نظام المعادلات (3) VAR بطريقة ols

System: UNTITLED
Estimation Method: Least Squares
Date: 06/14/22 Time: 19:29
Sample: 1994 2020
Included observations: 27
Total system (balanced) observations 135

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.129842	0.431527	2.618243	0.0114
C(2)	-1.061933	1.308645	-0.811475	0.4206
C(3)	-0.206309	0.896199	-0.230205	0.8188
C(4)	-0.013600	0.033169	-0.410023	0.6834
C(5)	0.020175	0.013953	1.445989	0.1539
C(6)	-0.489061	0.499365	-0.979364	0.3317
C(7)	0.299641	1.244763	0.240722	0.8107
C(8)	0.356287	0.873840	0.407726	0.6851
C(9)	-0.033985	0.034949	-0.972402	0.3351
C(10)	-0.000573	0.012832	-0.044693	0.9645
C(11)	0.857741	0.409540	2.094401	0.0408
C(12)	-2.300457	1.162830	-1.978326	0.0529
C(13)	1.276970	0.740882	1.723580	0.0904
C(14)	0.017630	0.031134	0.566263	0.5735
C(15)	-0.033110	0.012009	-2.757002	0.0079
C(16)	31.97494	15.28661	2.091696	0.0411
C(17)	0.344337	0.185537	1.855890	0.0688
C(18)	0.022879	0.562659	0.040663	0.9677
C(19)	-0.131878	0.385326	-0.342251	0.7335
C(20)	-0.008405	0.014261	-0.589379	0.5580
C(21)	0.008262	0.005999	1.377292	0.1740
C(22)	-0.117975	0.214705	-0.549474	0.5849
C(23)	0.010763	0.535192	0.020111	0.9840
C(24)	0.151951	0.375712	0.404434	0.6875
C(25)	-0.019996	0.015027	-1.330735	0.1888
C(26)	0.002568	0.005517	0.465426	0.6435
C(27)	0.314741	0.176084	1.787450	0.0794
C(28)	-0.900619	0.499965	-1.801364	0.0771
C(29)	0.813905	0.318546	2.555060	0.0134
C(30)	0.017377	0.013386	1.298128	0.1997
C(31)	-0.015729	0.005164	-3.046246	0.0036
C(32)	14.49567	6.572560	2.205484	0.0316
C(33)	0.243146	0.195496	1.243742	0.2189
C(34)	-0.144417	0.592859	-0.243595	0.8085
C(35)	0.452205	0.406008	1.113785	0.2702
C(36)	-0.016113	0.015027	-1.072257	0.2883
C(37)	0.013231	0.006321	2.093160	0.0410
C(38)	-0.056165	0.226229	-0.248268	0.8049
C(39)	0.236748	0.563919	0.419827	0.6762
C(40)	-0.390726	0.395878	-0.986984	0.3280
C(41)	0.004886	0.015833	0.308601	0.7588
C(42)	-0.006245	0.005813	-1.074330	0.2874
C(43)	0.329370	0.185535	1.775245	0.0814
C(44)	-0.537422	0.526800	-1.020162	0.3121
C(45)	0.674990	0.335644	2.011030	0.0492
C(46)	0.001083	0.014105	0.076809	0.9391
C(47)	-0.006575	0.005441	-1.208473	0.2320
C(48)	5.396043	6.925339	0.779174	0.4392
C(49)	1.015730	3.252522	0.312290	0.7560
C(50)	-9.544516	9.863580	-0.967652	0.3375
C(51)	-1.472101	6.754874	-0.217932	0.8283
C(52)	0.577547	0.250004	2.310145	0.0247
C(53)	-0.074803	0.105165	-0.711292	0.4799
C(54)	-4.814196	3.763840	-1.279065	0.2062
C(55)	18.52824	9.382085	1.974853	0.0533
C(56)	-12.13994	6.586349	-1.843198	0.0707

C(57)	0.230138	0.263420	0.873652	0.3861
C(58)	-0.107719	0.096717	-1.113763	0.2702
C(59)	3.158050	3.086804	1.023081	0.3107
C(60)	-8.081015	8.764536	-0.922013	0.3605
C(61)	7.181786	5.584213	1.286087	0.2038
C(62)	-0.483442	0.234668	-2.060114	0.0441
C(63)	0.189279	0.090518	2.091060	0.0412
C(64)	158.9985	115.2190	1.379968	0.1732
C(65)	-2.159702	10.24819	-0.210740	0.8339
C(66)	0.819151	31.07862	0.026357	0.9791
C(67)	-2.928877	21.28356	-0.137612	0.8910
C(68)	-0.018509	0.787725	-0.023497	0.9813
C(69)	0.645997	0.331359	1.949541	0.0563
C(70)	-5.043916	11.85928	-0.425314	0.6723
C(71)	12.60802	29.56150	0.426501	0.6714
C(72)	-9.244158	20.75257	-0.445446	0.6577
C(73)	-0.256675	0.829996	-0.309249	0.7583
C(74)	-0.024016	0.304739	-0.078810	0.9375
C(75)	7.584471	9.726043	0.779810	0.4388
C(76)	-13.58489	27.61570	-0.491926	0.6247
C(77)	1.357394	17.59499	0.077147	0.9388
C(78)	-0.688584	0.739401	-0.931273	0.3558
C(79)	0.093905	0.285209	0.329249	0.7432
C(80)	273.0700	363.0371	0.752182	0.4551

Determinant residual covariance 4.54E-08

Equation: LNEXP = C(1)*LNEXP(-1) + C(2)*LNGDP(-1) + C(3)*LNIMP(-1) + C(4)*TCH(-1) + C(5)*TINF(-1) + C(6)*LNEXP(-2) + C(7)*LNGDP(-2) + C(8)*LNIMP(-2) + C(9)*TCH(-2) + C(10)*TINF(-2) + C(11)*LNEXP(-3) + C(12)*LNGDP(-3) + C(13)*LNIMP(-3) + C(14)*TCH(-3) + C(15)*TINF(-3) + C(16)

Observations: 27

R-squared	0.960944	Mean dependent var	24.20794
Adjusted R-squared	0.907685	S.D. dependent var	0.672478
S.E. of regression	0.204322	Sum squared resid	0.459222
Durbin-Watson stat	2.646986		

Equation: LNGDP = C(17)*LNEXP(-1) + C(18)*LNGDP(-1) + C(19)*LNIMP(-1) + C(20)*TCH(-1) + C(21)*TINF(-1) + C(22)*LNEXP(-2) + C(23)*LNGDP(-2) + C(24)*LNIMP(-2) + C(25)*TCH(-2) + C(26)*TINF(-2) + C(27)*LNEXP(-3) + C(28)*LNGDP(-3) + C(29)*LNIMP(-3) + C(30)*TCH(-3) + C(31)*TINF(-3) + C(32)

Observations: 27

R-squared	0.990809	Mean dependent var	25.35615
Adjusted R-squared	0.978276	S.D. dependent var	0.596026
S.E. of regression	0.087849	Sum squared resid	0.084892
Durbin-Watson stat	2.758687		

Equation: LNIMP = C(33)*LNEXP(-1) + C(34)*LNGDP(-1) + C(35)*LNIMP(-1) + C(36)*TCH(-1) + C(37)*TINF(-1) + C(38)*LNEXP(-2) + C(39)*LNGDP(-2) + C(40)*LNIMP(-2) + C(41)*TCH(-2) + C(42)*TINF(-2) + C(43)*LNEXP(-3) + C(44)*LNGDP(-3) + C(45)*LNIMP(-3) + C(46)*TCH(-3) + C(47)*TINF(-3) + C(48)

Observations: 27

R-squared	0.993057	Mean dependent var	24.05309
Adjusted R-squared	0.983588	S.D. dependent var	0.722547
S.E. of regression	0.092565	Sum squared resid	0.094250
Durbin-Watson stat	2.505884		

Equation: TCH = C(49)*LNEXP(-1) + C(50)*LNGDP(-1) + C(51)*LNIMP(-1) + C(52)*TCH(-1) + C(53)*TINF(-1) + C(54)*LNEXP(-2) + C(55)*LNGDP(-2) + C(56)*LNIMP(-2) + C(57)*TCH(-2) + C(58)*TINF(-2) + C(59)*LNEXP(-3) + C(60)*LNGDP(-3) + C(61)*LNIMP(-3) + C(62)*TCH(-3) + C(63)*TINF(-3) + C(64)

Observations: 27

R-squared	0.984882	Mean dependent var	17.47448

Adjusted R-squared	0.964268	S.D. dependent var	8.146978
S.E. of regression	1.540024	Sum squared resid	26.08843
Durbin-Watson stat	2.255913		

Equation: TINF = C(65)*LNEXP(-1) + C(66)*LNGDP(-1) + C(67)*LNIMP(-1) + C(68)*TCH(-1) + C(69)*TINF(-1) + C(70)*LNEXP(-2) + C(71)*LNGDP(-2) + C(72)*LNIMP(-2) + C(73)*TCH(-2) + C(74)*TINF(-2) + C(75) *LNEXP(-3) + C(76)*LNGDP(-3) + C(77)*LNIMP(-3) + C(78)*TCH(-3) + C(79)*TINF(-3) + C(80)

Observations: 27

R-squared	0.819793	Mean dependent var	6.367630
Adjusted R-squared	0.574056	S.D. dependent var	7.434954
S.E. of regression	4.852379	Sum squared resid	259.0014
Durbin-Watson stat	1.685022		