

## CONJONCTURE  CONOMIQUE

# Simulation sur le Taux de Ch mage



BARRY Mamadou Yaya

**R alis  par :** TANNANI Manal  
ZYATE Yassine

**Professeur :** COMPAIRE Philippe

# SOMMAIRE

<b>Introduction</b> .....	1
<b>I. Statistiques Descriptives</b> .....	2
<b>II. Application avec TSP</b> .....	3
<b><u>Conclusion</u></b> .....	9
<b>Bibliographie</b> .....	10
<b>Annexes</b> .....	11
<b>I. ANALYSE BOX ET JENKINS</b> .....	11
❖ Graphiques sur données brutes.....	11
❖ Graphiques sur données désaisonnalisées et différenciées une fois .....	13
❖ Graphiques sur données désaisonnalisées et différenciées deux fois .....	16
<b>II. ESTIMATION ET TESTS</b> .....	18
❖ Estimation.....	18
❖ Test de normalité des résidus .....	19
❖ Test de normalité des résidus .....	19
<b>III. Prévision</b> .....	20

# Introduction

Les économètres, par le biais des méthodes économétriques, sont toujours à la recherche de relations de causes à effets entre différents phénomènes d'ordre (économique, sociale, démographique...). Et notamment pour tester la pertinence empirique d'un modèle. Mais aussi de réaliser des prévisions à la fois sur le passé et le futur. Il nous est par exemple possible de réaliser des analyses de causalité sur le taux de chômage, comme c'est dans notre cas.

Un chômeur étant une personne qui n'a pas d'emploi et qui en recherche activement, le taux de chômage est donc le pourcentage des personnes qui font partie de la population active (population en âge de travailler et qui travaille ou désire travailler) et qui sont au chômage. Il est une statistique économique fortement utilisée par les médias pour évoquer la situation économique d'un pays.

En France, le taux de chômage tourne autour d'un niveau moyen de 10 % depuis le début des années 80, et ce, dans un couloir de plus ou moins deux points et demi. S'il reste à un niveau si élevé sur plusieurs décennies, c'est probablement parce que ce niveau correspond à une situation d'équilibre dont il est important de déterminer les origines. C'est là le constat de départ de plusieurs études effectuées sur les données françaises qui ont recours au concept de chômage d'équilibre : des approches empiriques faisant appel aux apports de l'économétrie des séries temporelles, des estimations de Time-varying NAIRU (Richardson et al. [2000] ; Heyer et Timbeau [2002]), des approches qui s'inscrivent dans la tradition de la courbe de Phillips (Heyer, Le Bihan et Lerais [2000]), ou des approches plus structurelles faisant appel au modèle WS-PS (Bonnet et Mahfouz [1996] ; L'Horty et Sobczak [1997] ; Cotis, Méary et Sobczak [1997]).

Par ailleurs, le nombre de chômeurs connaît un rebond spectaculaire ces derniers jours (+7,1 en Mars 2020) qu'on pourrait associer à la situation sanitaire qui prévaut actuellement dans le monde entier (la COVID-19)<sup>1</sup> et cela suscite plusieurs débats. Ainsi, dans le cadre de ce travail, nous allons nous pencher sur l'étude du taux de chômage en France en utilisant le modèle de BOX et JENKINS (modèle développé pour analyser, prévoir des grandeurs

---

<sup>1</sup> Source : Bertrand Bissuel Journal le monde 27 Avril 2020.

économiques et pour déterminer les effets d'un changement de politique économique). Nous allons donc tenter d'estimer un modèle construit avec nos propres données en vérifiant les effets des chocs. La suite de cette étude sera composée premièrement des différentes estimations du modèle puis dans un second temps, par simulation du modèle suite aux différents chocs (scénarii de politique économique) ou sans chocs. Et enfin, en annexes, le cas des modèles de BOX et JENKINS (modèle développé pour analyser, prévoir des grandeurs économiques et pour déterminer les effets d'un changement de politique économique).

## I. Statistiques Descriptives

Le tableau ci-dessous résume les statistiques descriptives et ce, partant d'une base de données trimestrielles et désaisonnalisées sur le taux de chômage en France s'étendant sur la période 1963 :1 à 2019 :4 avec 228 observations.

Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
7,0855	8,3500	1,3822	10,800
Écart type	C.V.	Asymétrie	Ex. aplatissement
2,9751	0,41989	-0,63955	-1,1222
Pourc. 5%	Pourc. 95%	Intervalle IQ	Obs. manquantes
1,9568	10,500	5,2250	0

Nous remarquons qu'en France, le taux de chômage connaît un niveau moyen d'environ 7,1% contre un maximum de 10,8%.

## II. Application avec TSP

Pour estimer les effets nous utilisons le logiciel TSP. Nous procédons ainsi en quatre (4) différentes parties.

### Partie I : Estimation des Équations

```
FRML    eqtcho    dtcho    =b0+b1*tcho(-3)+b2*(lpy(-2)-lpy(-5))+b3*(lpy(-3)-lpy(-4))+b4*tr
```

```
+b5*(tr(-3)-tr(-5))+b6*(lcpc(-1)-lcpc(-2))+b7*(lgpg(-1)-lgpg(-2))
```

```
+b8*lgpg(-5)+b9*(lmpm(-4)-lmpm(-5))+b10*lw+b11*(lw(-2)-lw(-3))
```

```
+b12*lw(-4)+b13*linvp+b14*linvp(-4)+b15*time;
```

```
PARAM b0 b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8 b9 b10 b11 b12 b13 b14 b15;
```

```
LSQ eqtcho;
```

```
EQUATIONS: EQTCHO
```

```
NOTE => The model is linear in the parameters.
```

```
Working space used: 19549
```

#### STARTING VALUES

	B0	B1	B2	B3
VALUE	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

	B4	B5	B6	B7
VALUE	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

	B8	B9	B10	B11
VALUE	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

	B12	B13	B14	B15
VALUE	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

```
F= -45.988400622  FNEW= -130.61718602  ISQZ= 0 STEP= 1.  CRIT= 110.10
```

```
CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 1 ITERATIONS
```

## 2 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of observations = 223      Log likelihood = 130.617  
 Schwarz B.I.C. = -87.3598

Parameter	Estimate	Standard Error	t-statistic	P-value
B0	-1.95584	.885229	-2.20942	[.027]
B1	-.117587	.023027	-5.10657	[.000]
B2	-4.19200	1.41902	-2.95416	[.003]
B3	4.52324	1.87018	2.41861	[.016]
B4	-.019290	.972443E-02	-1.98363	[.047]
B5	.043047	.018396	2.34000	[.019]
B6	-4.72321	1.53081	-3.08543	[.002]
B7	6.73147	3.16849	2.12451	[.034]
B8	1.88388	.705064	2.67194	[.008]
B9	1.12074	.547671	2.04638	[.041]
B10	-3.28285	1.01555	-3.23259	[.001]
B11	7.29865	2.93891	2.48345	[.013]
B12	3.30368	.963123	3.43017	[.001]
B13	-2.42503	.444068	-5.46093	[.000]
B14	1.34362	.521819	2.57488	[.010]
B15	-.491750E-02	.155331E-02	-3.16582	[.002]

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives  
 (Gauss)

Equation: EQTCHO

Dependent variable: DTCHO

Mean of dep. var. = .029834      R-squared = .520864  
 Std. dev. of dep. var. = .195043      Adjusted R-squared = .486144  
 Sum of squared residuals = 4.04645      LM het. test = 13.4732 [.000]  
 Variance of residuals = .019548      Durbin-Watson = 1.79962 [.005, .336]  
 Std. error of regression = .139814

⇒ L'ensemble des estimations sont significatifs au seuil de 5%. Ainsi qu'un coefficient de détermination ( $R^2$ ) qui représente 52.09% de la dispersion expliquée par le modèle.



## Partie II : Estimation avec Maximum de Vraisemblance

Parameter	Estimate	Error	t-statistic	P-value
B0	-1.38070	1.20665	-1.14424	[.253]
B1	-.108229	.029205	-3.70585	[.000]
B2	-4.87932	2.17795	-2.24033	[.025]
B3	5.06644	3.42489	1.47930	[.139]
B4	-.015911	.011208	-1.41963	[.156]
B5	.043650	.028086	1.55414	[.120]
B6	-5.07581	2.47705	-2.04914	[.040]
B7	5.49567	4.00811	1.37114	[.170]
B8	1.47097	.883330	1.66525	[.096]
B9	.957660	.869412	1.10150	[.271]
B10	-3.26083	1.80764	-1.80392	[.071]
B11	6.69262	5.90561	1.13326	[.257]
B12	3.33450	1.71947	1.93927	[.052]
B13	-2.32949	.622716	-3.74085	[.000]
B14	1.39869	.661478	2.11450	[.034]
B15	-.418898E-02	.175685E-02	-2.38436	[.017]
D0	-.014152	.015843	-.893248	[.372]
D1	.094840	.042286	2.24283	[.025]
D10	-.091882	.038303	-2.39880	[.016]
D2	-.050200	.024834	-2.02138	[.043]
D3	.591332	.085652	6.90388	[.000]
D4	-.537361	.079752	-6.73790	[.000]
D5	-.105010	.031728	-3.30969	[.001]
D6	-.150626E-02	.268515E-02	-.560958	[.575]
D7	.693773E-03	.410359E-03	1.69065	[.091]
D8	.014732	.038135	.386322	[.699]
D9	.084489	.040344	2.09421	[.036]
D11	-.305067E-04	.766751E-03	-.039787	[.968]
I0	.346718	.076106	4.55573	[.000]
I1	-.246038	.042126	-5.84047	[.000]
I12	.133139E-02	.883645E-03	1.50670	[.132]
I2	.981341	.148000	6.63070	[.000]
I3	.150837	.027177	5.55009	[.000]
I4	.083616	.023446	3.56624	[.000]
I5	.020095	.010139	1.98192	[.047]
I6	.015059	.055977	.269032	[.788]
I7	.029509	.011875	2.48499	[.013]
I8	.105592	.042549	2.48162	[.013]

Equation: EQTCHO  
Dependent variable: DTCHO

Mean of dep. var. = .029834 Std. error of regression = .135364  
Std. dev. of dep. var. = .195043 R-squared = .516284  
Sum of squared residuals = 4.08615 Durbin-Watson = 1.80026  
Variance of residuals = .018324

Equation: EQLCPC  
Dependent variable: LCPC

Mean of dep. var. = 5.21370 Std. error of regression = .574033E-02  
Std. dev. of dep. var. = .375087 R-squared = .999765  
Sum of squared residuals = .734817E-02 Durbin-Watson = 2.31293  
Variance of residuals = .329514E-04

Equation: EQLYPY  
Dependent variable: LYPY

Mean of dep. var. = 5.86068 Std. error of regression = .574324E-02  
Std. dev. of dep. var. = .378710 R-squared = .999769  
Sum of squared residuals = .735562E-02 Durbin-Watson = 2.19574  
Variance of residuals = .329848E-04

Equation: EQLXPX  
Dependent variable: LXPX

Mean of dep. var. = 4.08341 Std. error of regression = .022391  
Std. dev. of dep. var. = .835639 R-squared = .999279  
Sum of squared residuals = .111800 Durbin-Watson = 2.15185  
Variance of residuals = .501346E-03

Equation: EQLMPM  
Dependent variable: LMPM

Mean of dep. var. = 4.10660 Std. error of regression = .021554  
Std. dev. of dep. var. = .811531 R-squared = .999291  
Sum of squared residuals = .103602 Durbin-Watson = 2.01107  
Variance of residuals = .464584E-03

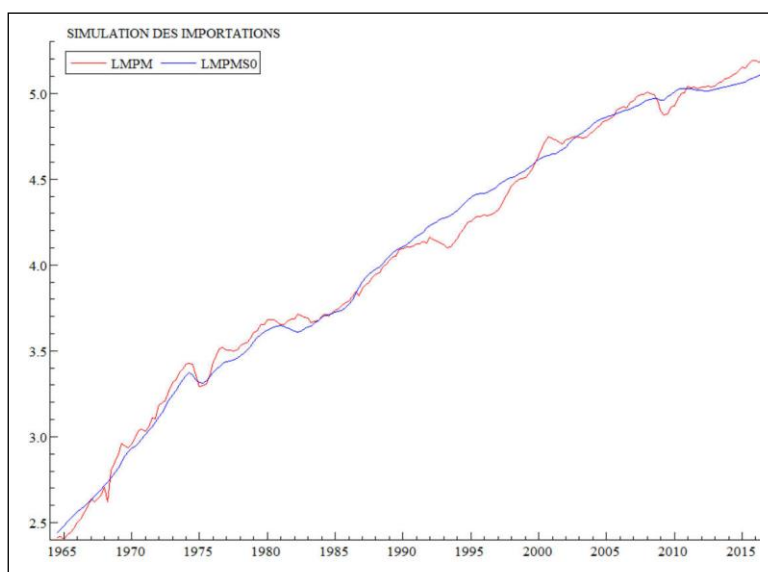
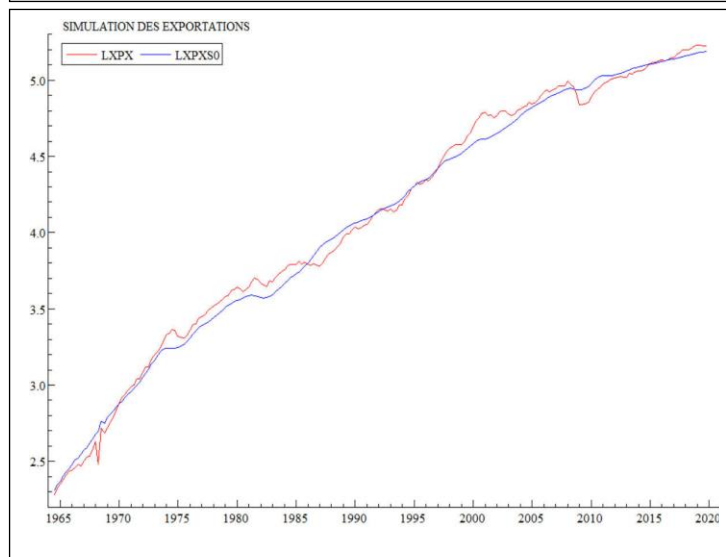
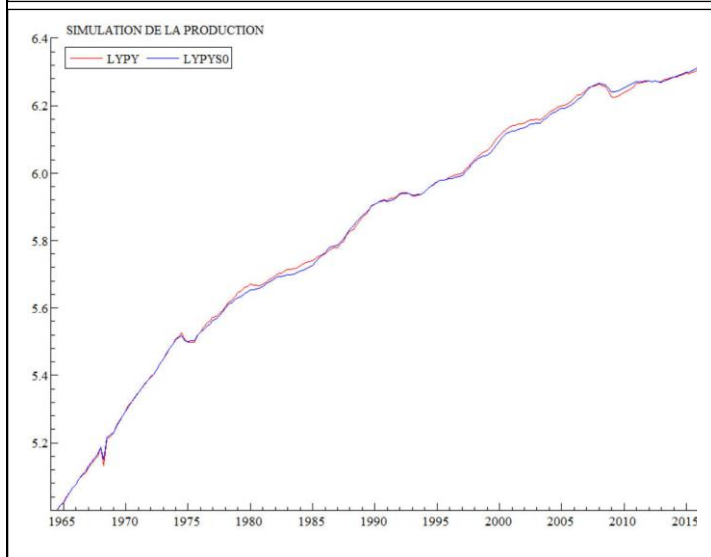
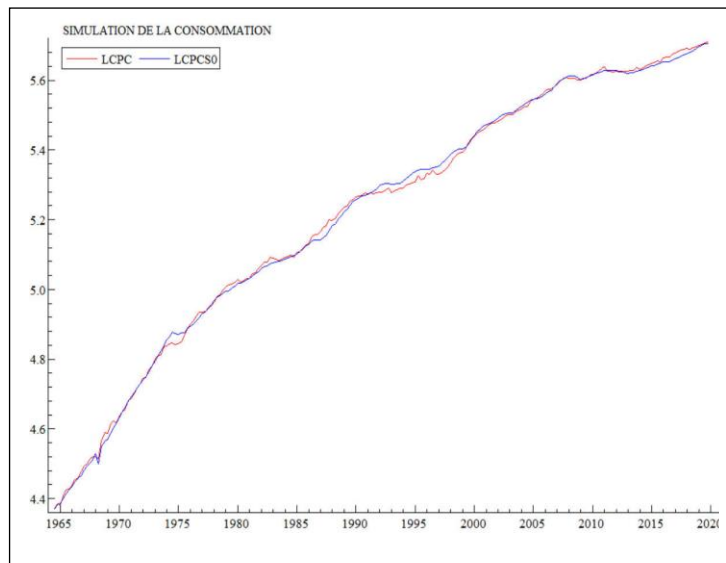
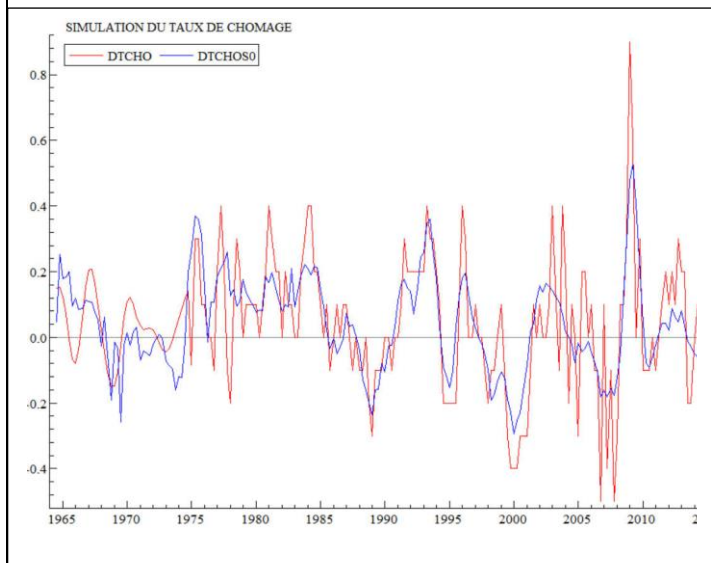
I9	-.638261	.170040	-3.75358	[.000]
I10	.071595	.033160	2.15905	[.031]
I11	-.016482	.726395E-02	-2.26905	[.023]
F0	.104648	.194367	.538403	[.590]
F1	1.87978	.102717	18.3006	[.000]
F8	-.123371	.099638	-1.23819	[.216]
F2	.337772E-03	.998567E-03	.338256	[.735]
F4	-.823737E-02	.012411	-.663722	[.507]
F5	.445896	.267407	1.66748	[.095]
F6	-.530169E-03	.010564	-.050186	[.960]
F7	-.206027	.122909	-1.67626	[.094]
F9	-.587167E-02	.434608E-02	-1.35103	[.177]
G0	-.383103	.267201	-1.43376	[.152]
G1	-.031892	.071015	-.449090	[.653]
G2	-.057952	.050793	-1.14096	[.254]
G3	.030363	.087928	.345313	[.730]
G4	.115773E-02	.993222E-03	1.16563	[.244]
G5	-.265146E-03	.899295E-03	-.294838	[.768]
G6	.094238	.067532	1.39547	[.163]
G7	.580675E-02	.162747	.035680	[.972]
G8	.048000	.024578	1.95293	[.051]
G9	.100637	.040560	2.48119	[.013]
G10	-.572900E-02	.380980E-02	-1.50375	[.133]

## Partie III : Simulation sans Choc

Pour les simulations sans chocs, nous voyons que globalement, elles arrivent à reproduire la forme de la courbe initiale. Il y a quelques écarts d'amplitude pour la variable « taux de chômage » mais le reste des séries est fidèlement reproduit par notre simulation sans choc.

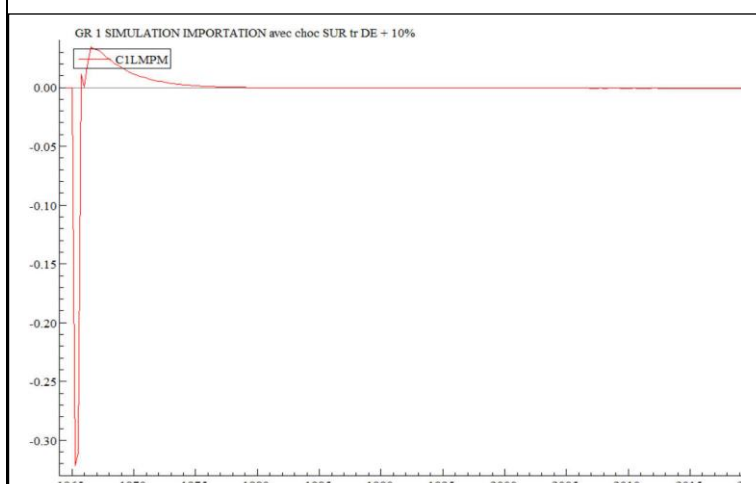
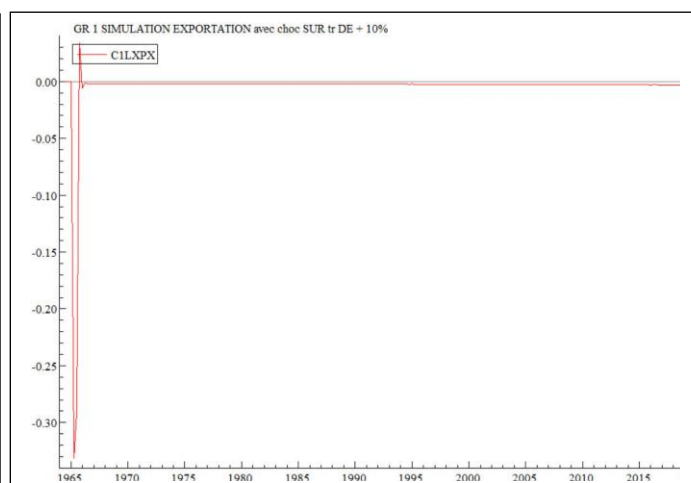
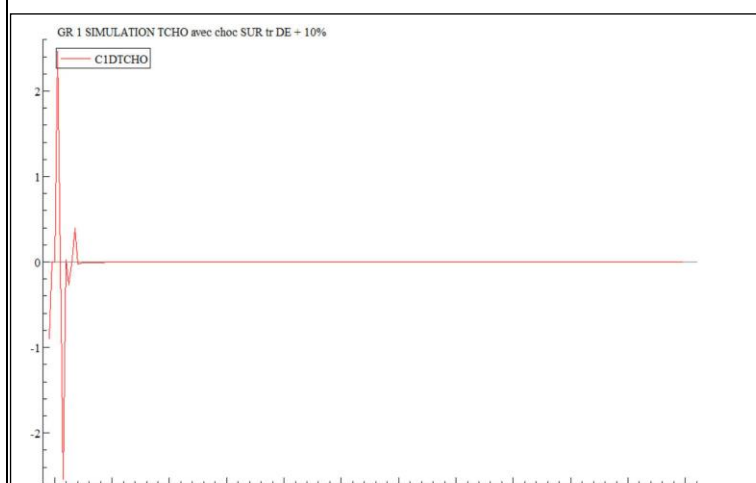
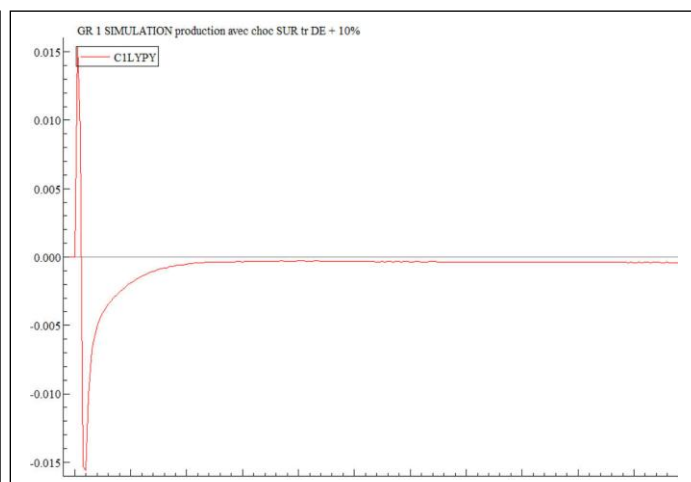
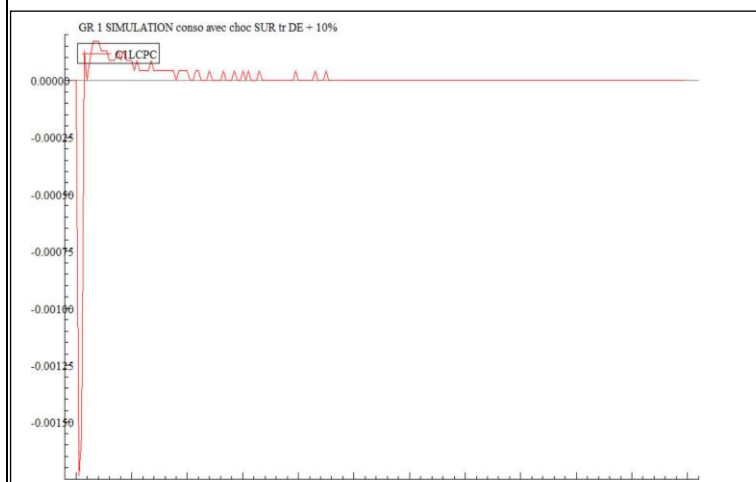
Les simulations sans chocs reproduisent assez fidèlement l'allure de chacune des séries.





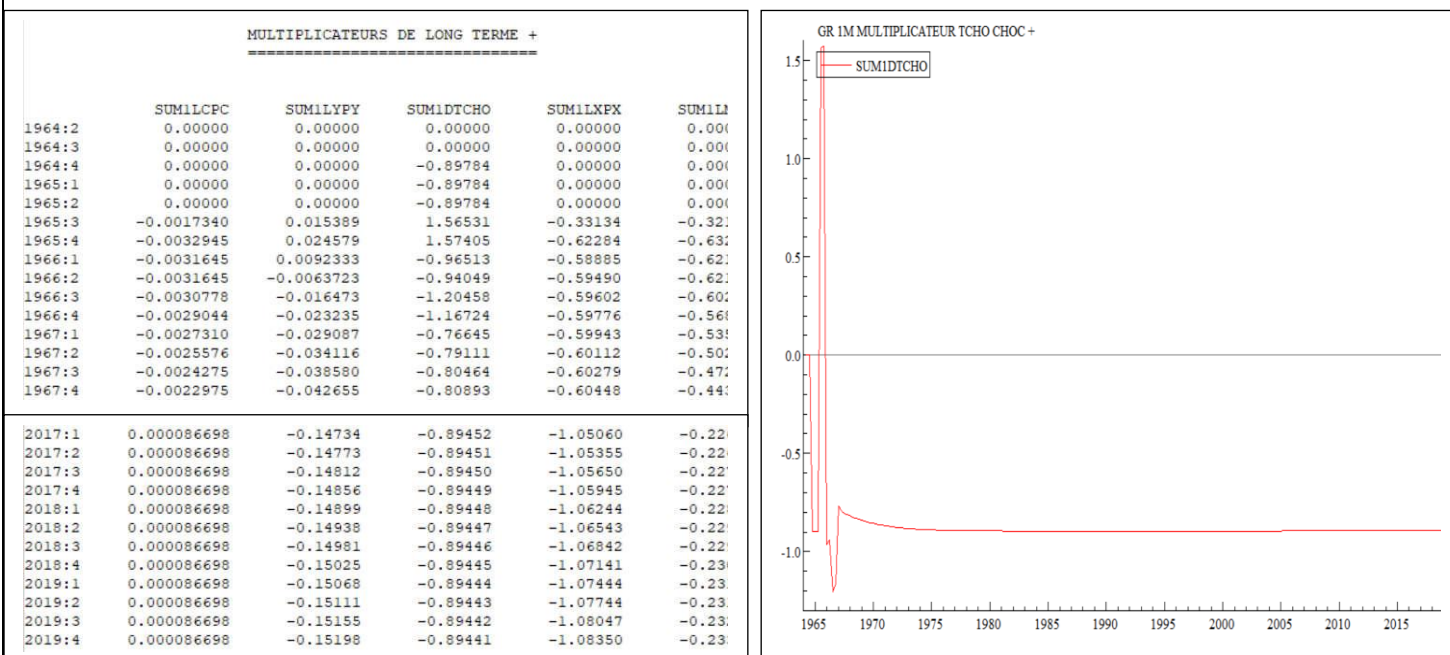


## Partie IV : Simulation avec Choc



→ On remarque que tous les chocs sont raisonnables puisqu'ils tendent rapidement vers zéro.

➔ Le multiplicateur total au niveau de 1<sup>er</sup> choc de +10% :



⇒ Une Augmentation de 10% du taux de change (TR) implique une diminution de 0.89% de taux de chômage, toute chose égale par ailleurs. Sur une année (de 1964 à 1965), il est passé de -0.89 à +1.57. Depuis cette dernière date, le taux de chômage ne cesse de baisser bien que le choc semble stagner autour de la valeur de -0.89.

# Conclusion

En somme, il ressort des simulations que les chocs du taux de change (TR) a de véritables impacts sur les composantes du modèle (production, chômage, importations, exportations et légèrement sur la consommation). En effet, la variation du taux chômage semble corroborer la littérature qui stipule que la France connaît un fort taux de chômage depuis les années “70”.

Une autre étude via les modèles de Box & Jenkins révèle que le taux de chômage français peut être à la fois expliqué structurellement et ou conjoncturellement. Aussi, d’après la prévision des prochaines années, le taux de chômage aurait pour vocation d’augmenter. Et cela peut s’expliquer comme conséquences de la crise sanitaire (ralentissement économique suite au confinement ayant conduit à des faillite et licenciement de salariés). Ce qui fut d’ailleurs le constat, car la machine économique semble repartir de bon train notamment avec l’administration des vaccins.

# Bibliographie

BOURBONNAIS, Régis. « Chapitre 8. Introduction aux modèles à équations simultanées », *Économétrie*. Dunod, 2018, pp. 235-256.

COMBES, Jean-Louis et MUSTEA, Lavinia. « Une analyse des multiplicateurs budgétaires : quelles leçons pour les pays en développement et émergents ? », *Mondes en développement*, vol. 167, no. 3, 2014, pp. 17-33.

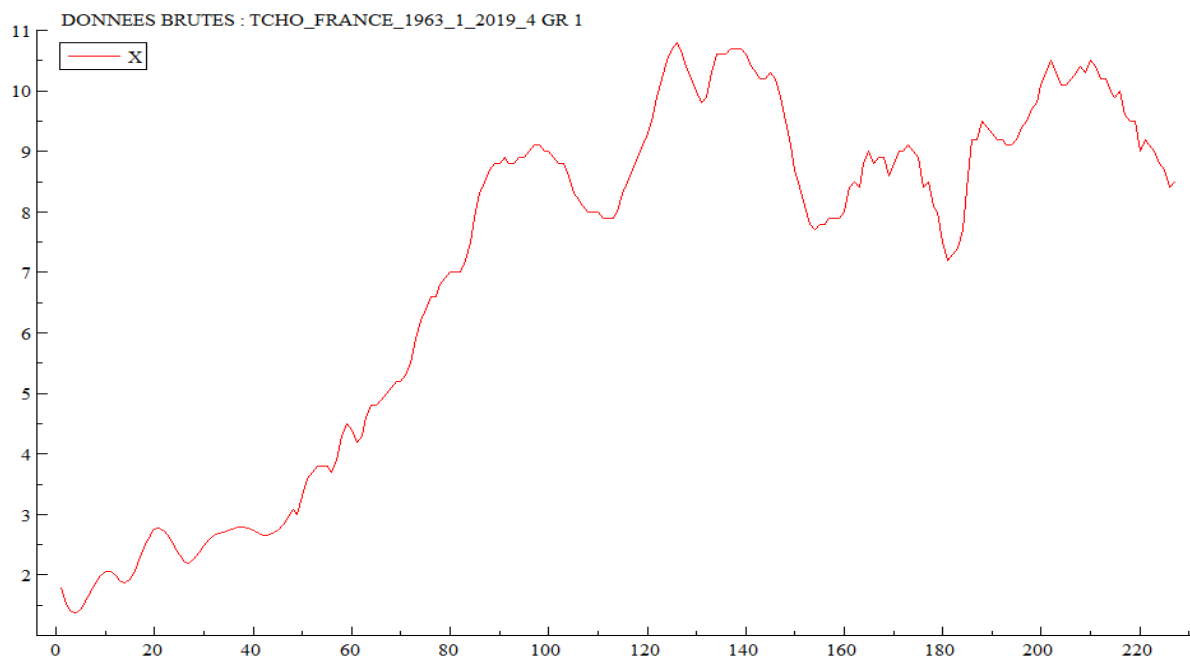
DECREUSE, Bruno et DI PAOLA, Vanessa. « L'employabilité des chômeurs de longue durée. Mise en perspective des littératures théorique et empirique », *Revue d'économie politique*, vol. 112, no. 2, 2002, pp. 197-227.

L'HORTY, Yannick et RAULT, Christophe. « Les causes du chômage en France. Une réestimation du modèle ws-ps », *Revue économique*, vol. 54, no. 2, 2003, pp. 271-294.

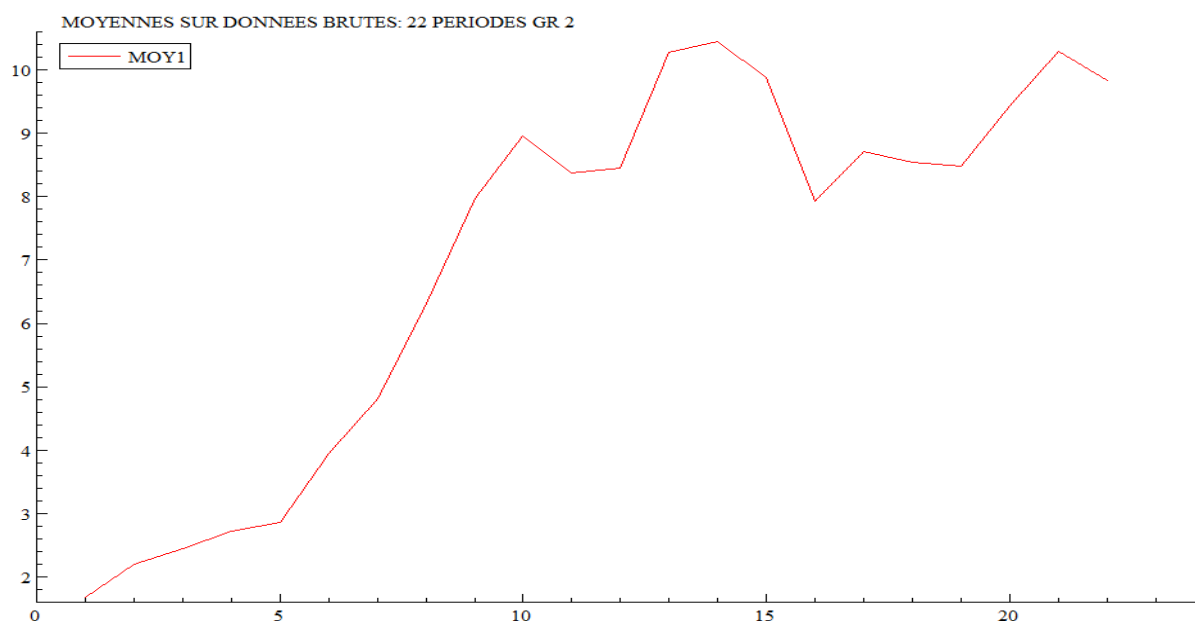
# Annexes

## I. ANALYSE BOX ET JENKINS

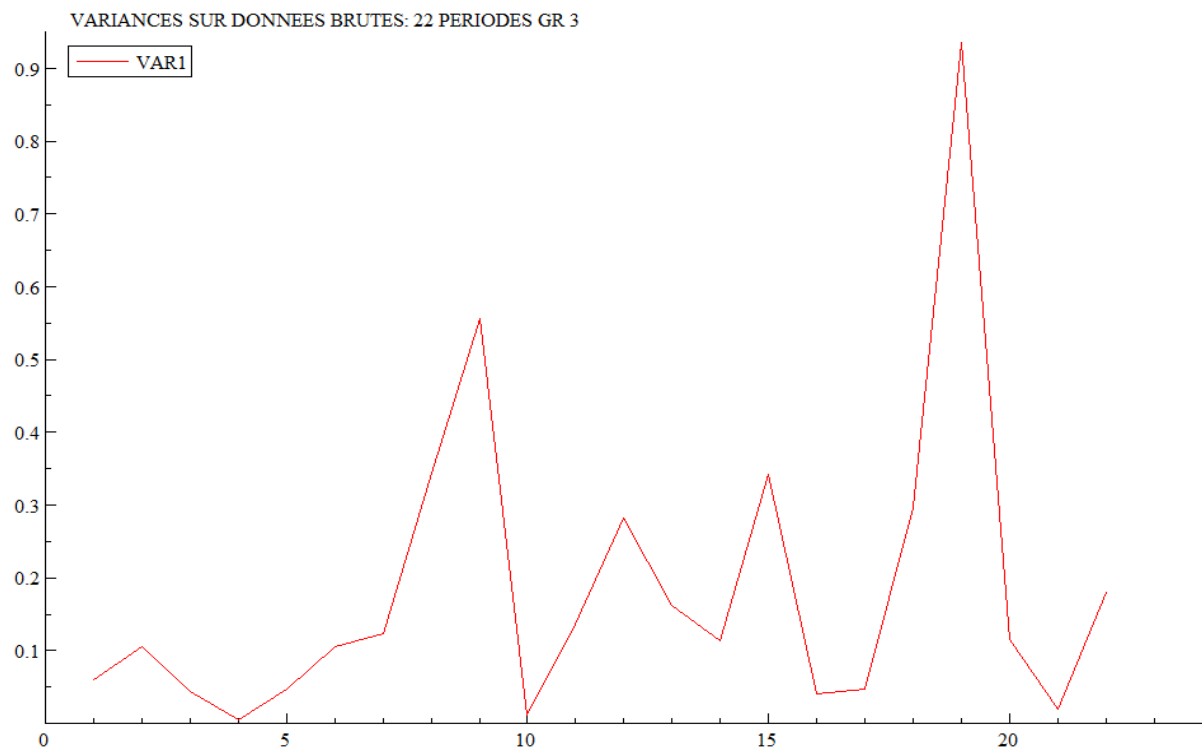
### ❖ Graphiques sur données brutes



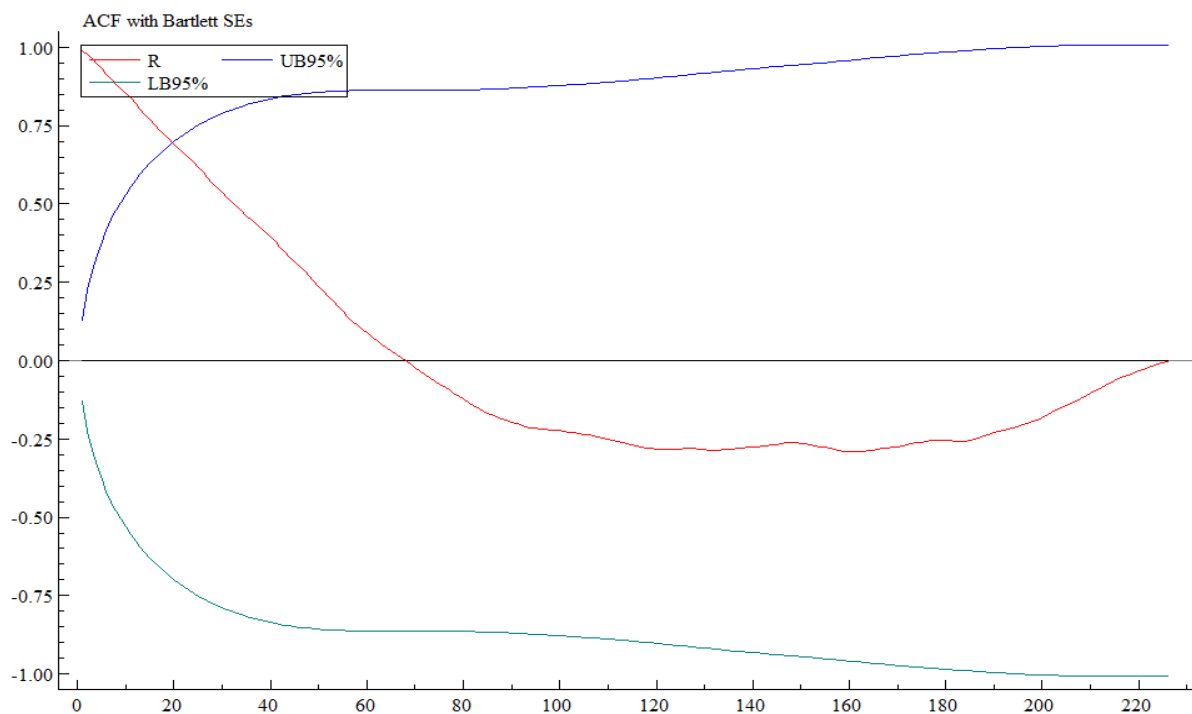
Ce graphique sur le taux de chômage avec des données brutes, nous montre que la série n'est pas stationnaire car nous avons une croissance et donc la série s'éloigne de zéro.



En Moyenne, la série n'est pas stationnaire car pas une ligne droite.

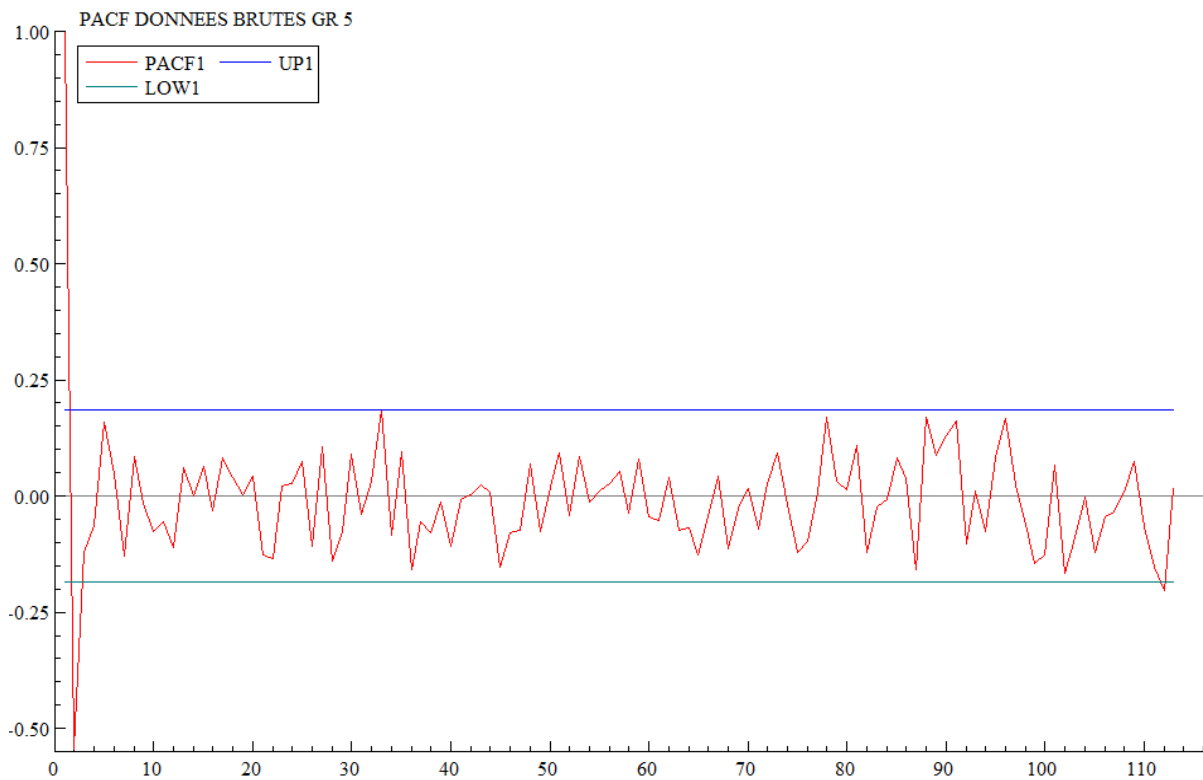


La série n'est pas stationnaire en variance car nous avons une faible, moyenne et forte dispersion.



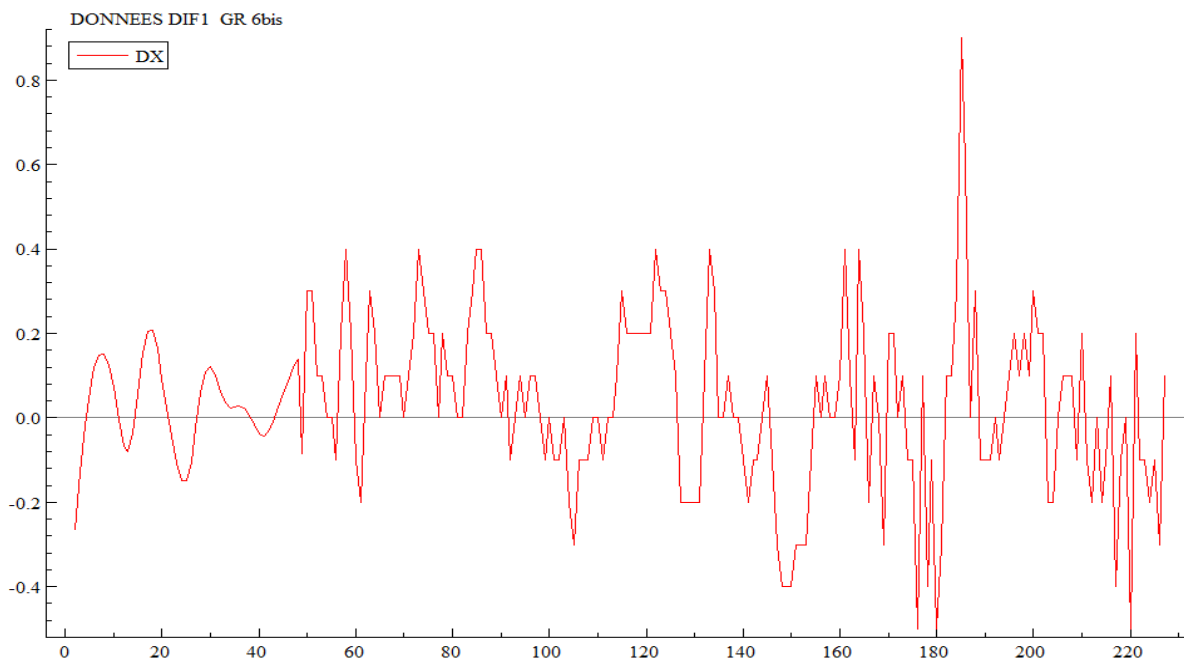
Le graphique de l'ACF révèle que les données sont désaisonnalisées donc pas de saisonnalité.



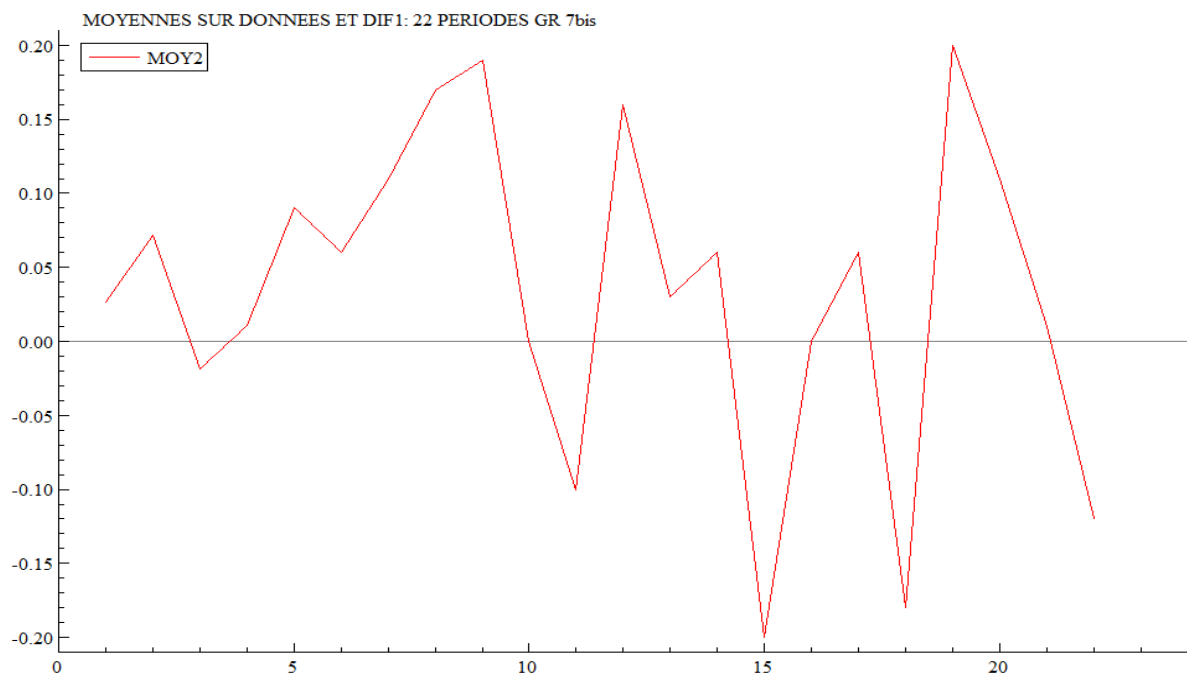


Le graphique du PACF ci-dessus montre les points aberrants conjoncturels contenus dans la série mais ne nous renseigne pas véritablement sur la stationnarité de cette dernière.

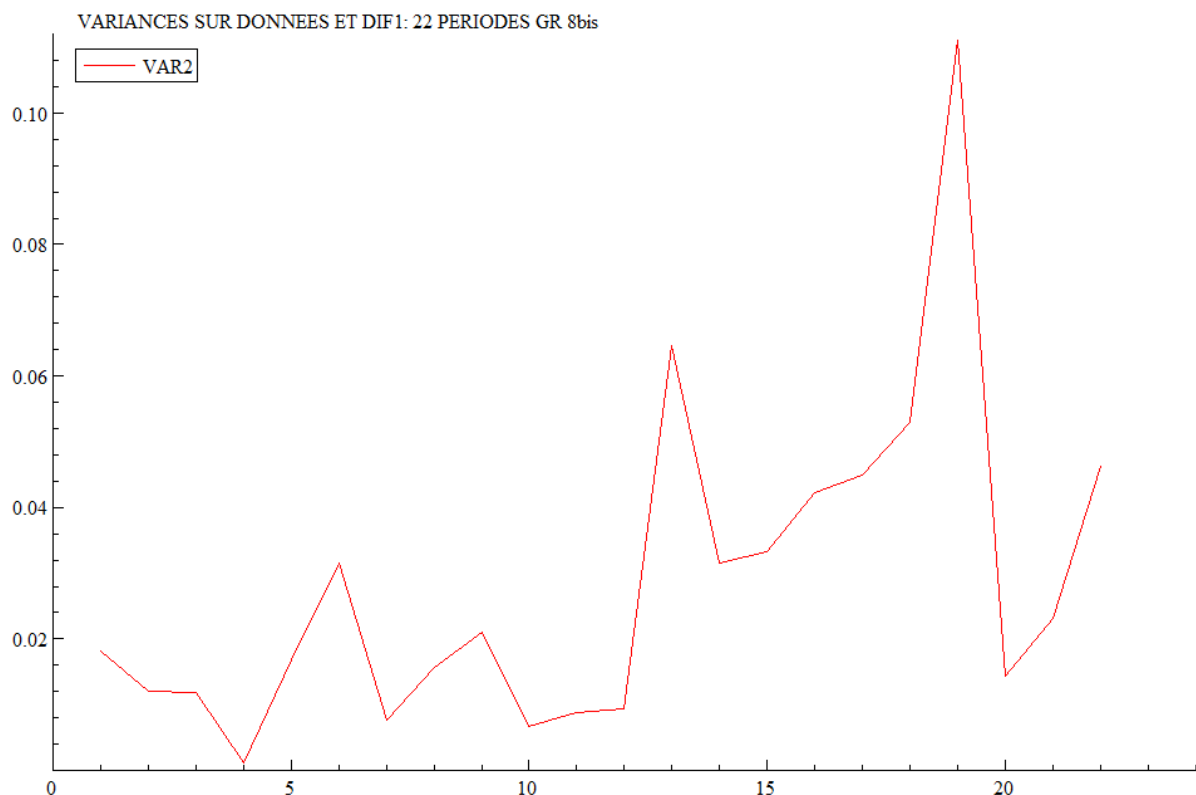
#### ❖ Graphiques sur données désaisonnalisées et différenciées une fois



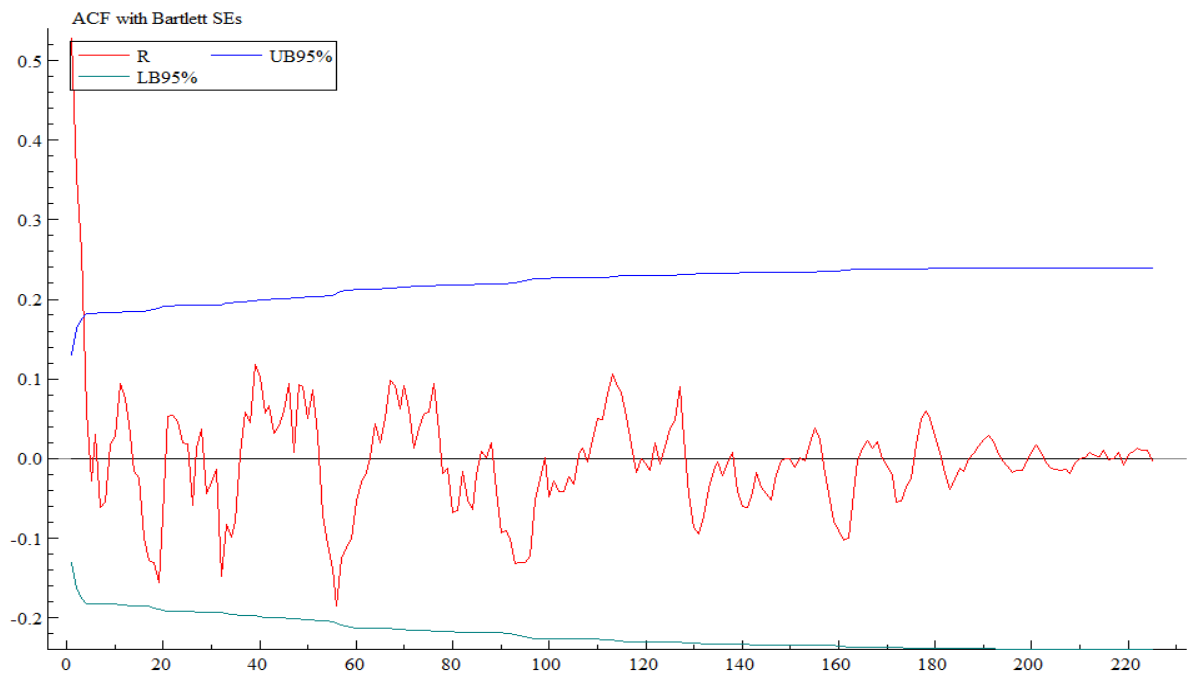
Ce graphique sur le taux de chômage avec des données désaisonnalisées et différenciées une fois, nous montre que la série semble être stationnaire car nous avons une fluctuation autour de zéro.



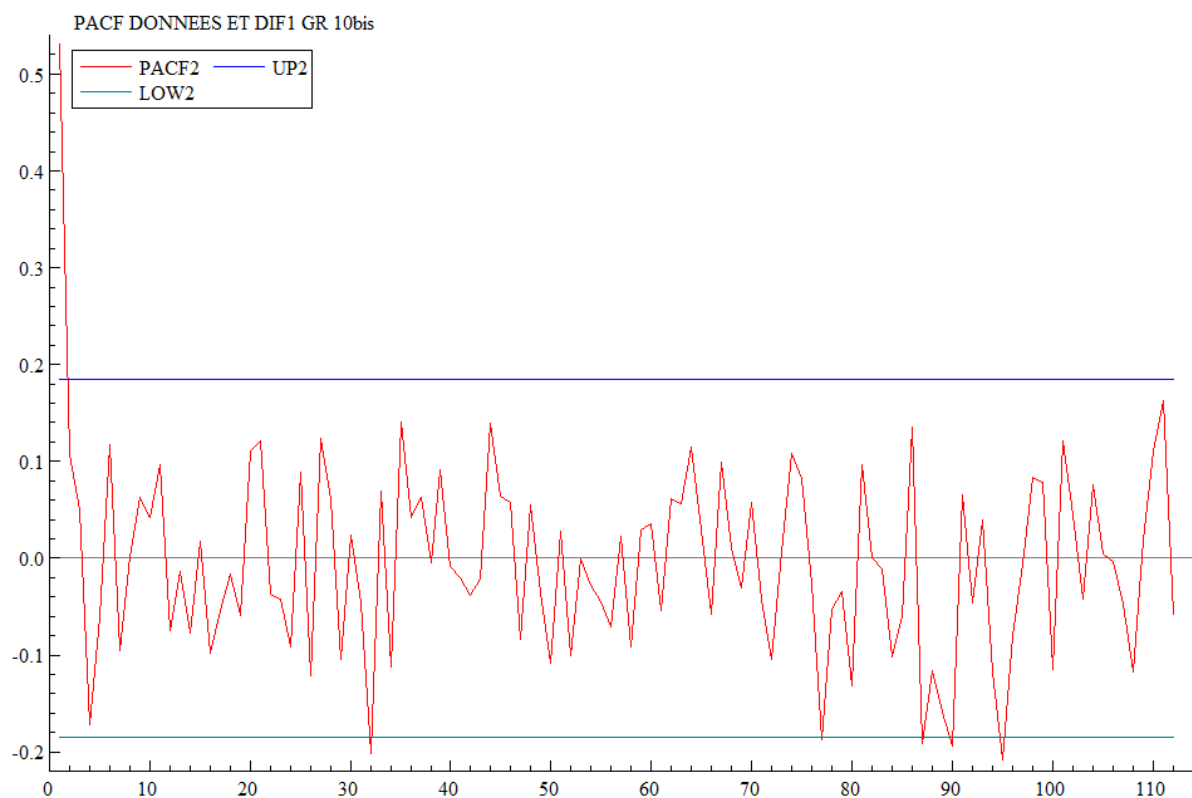
Le graphique ci-dessus avec des données désaisonnalisées et différenciées une fois, nous montre que la série semble être stationnaire en moyenne car nous observons une fluctuation autour de zéro.



Ce graphique sur le taux de chômage avec des données désaisonnalisées et différenciées une fois, nous montre que la série n'est pas stationnaire en variance car nous avons une faible, moyenne et forte dispersion cela est sans doute dû aux points aberrants.

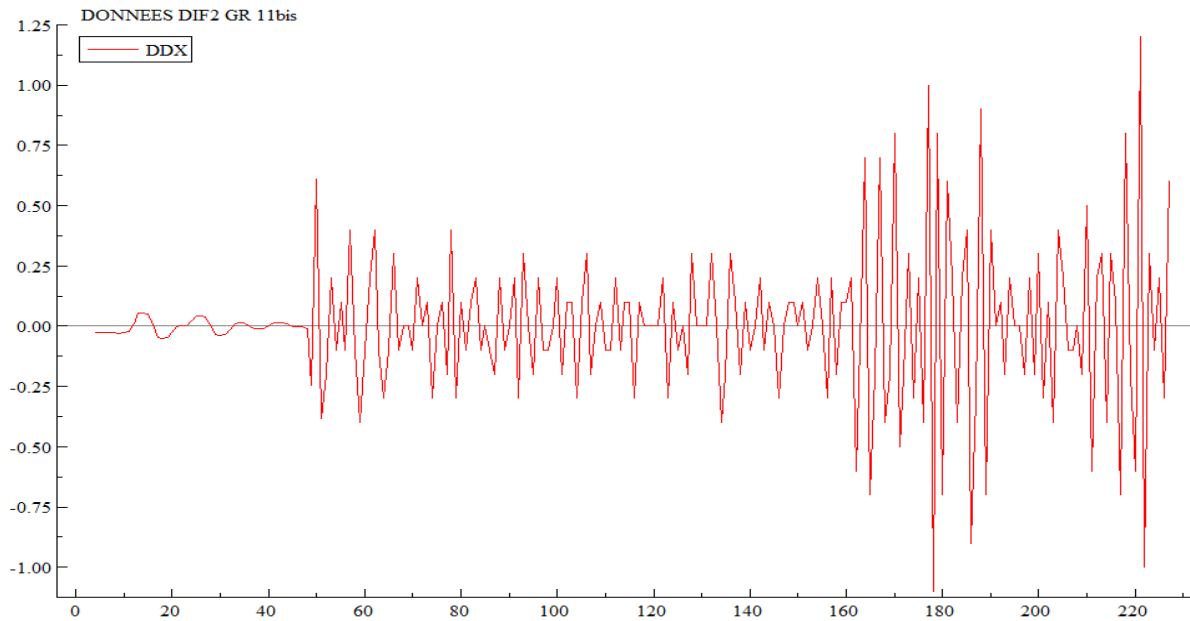


Ce dernier, quant à lui, révèle une tendance vers zéro.

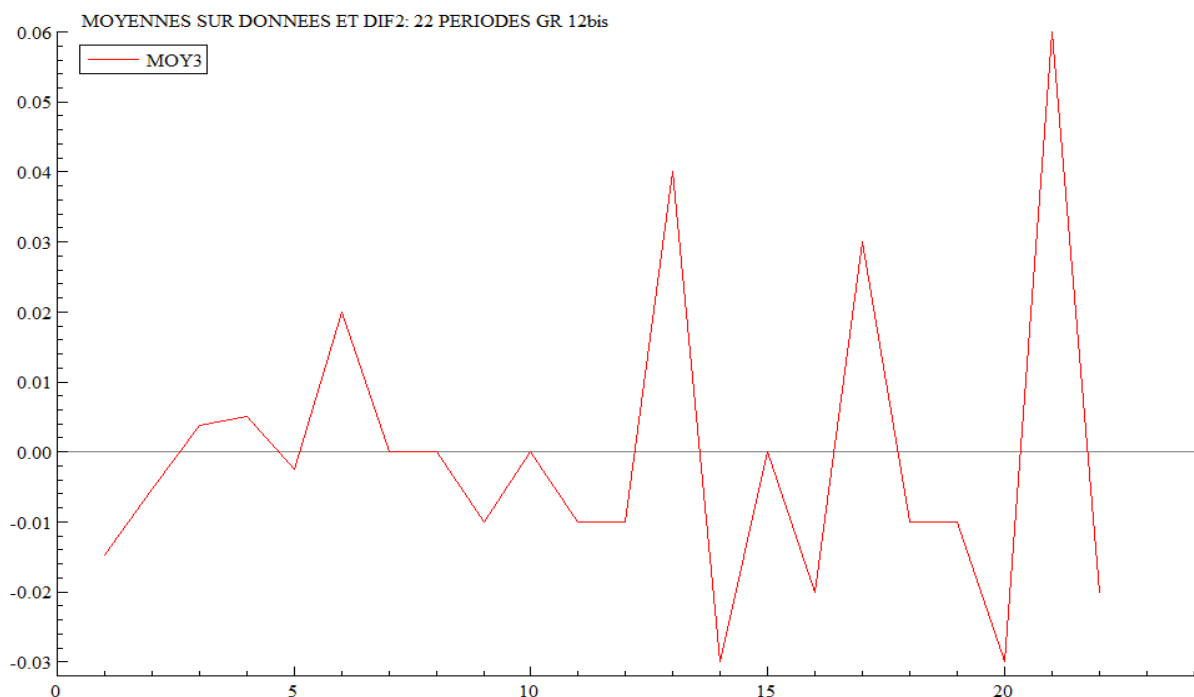


Le PACF montre les points aberrants conjoncturels contenus dans la série mais ne nous renseigne pas véritablement sur la stationnarité de cette dernière.

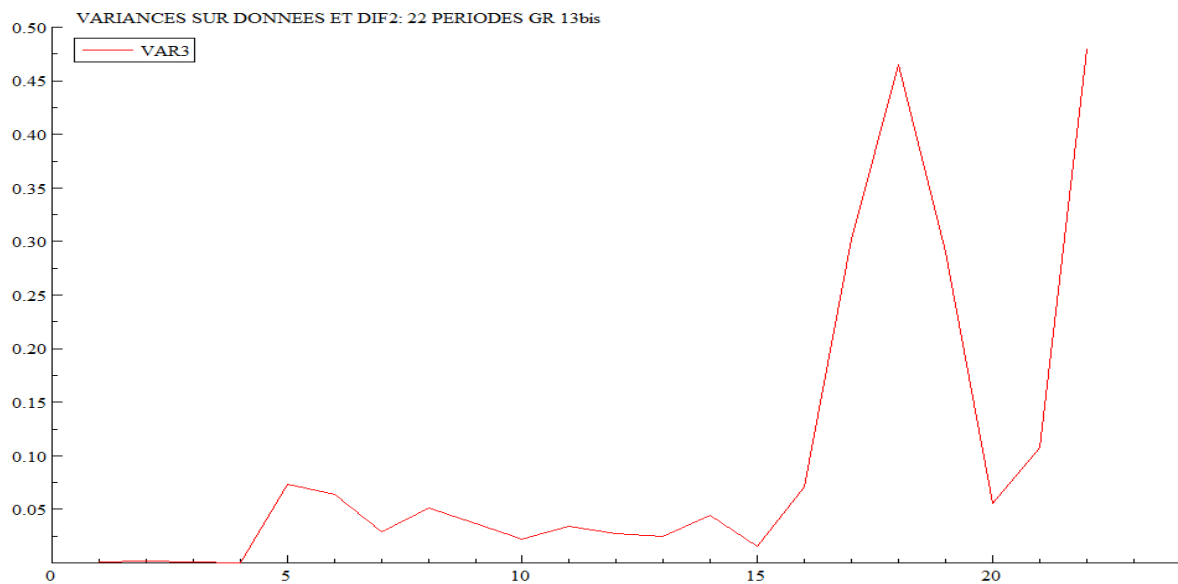
### ❖ Graphiques sur données désaisonnalisées et différenciées deux fois



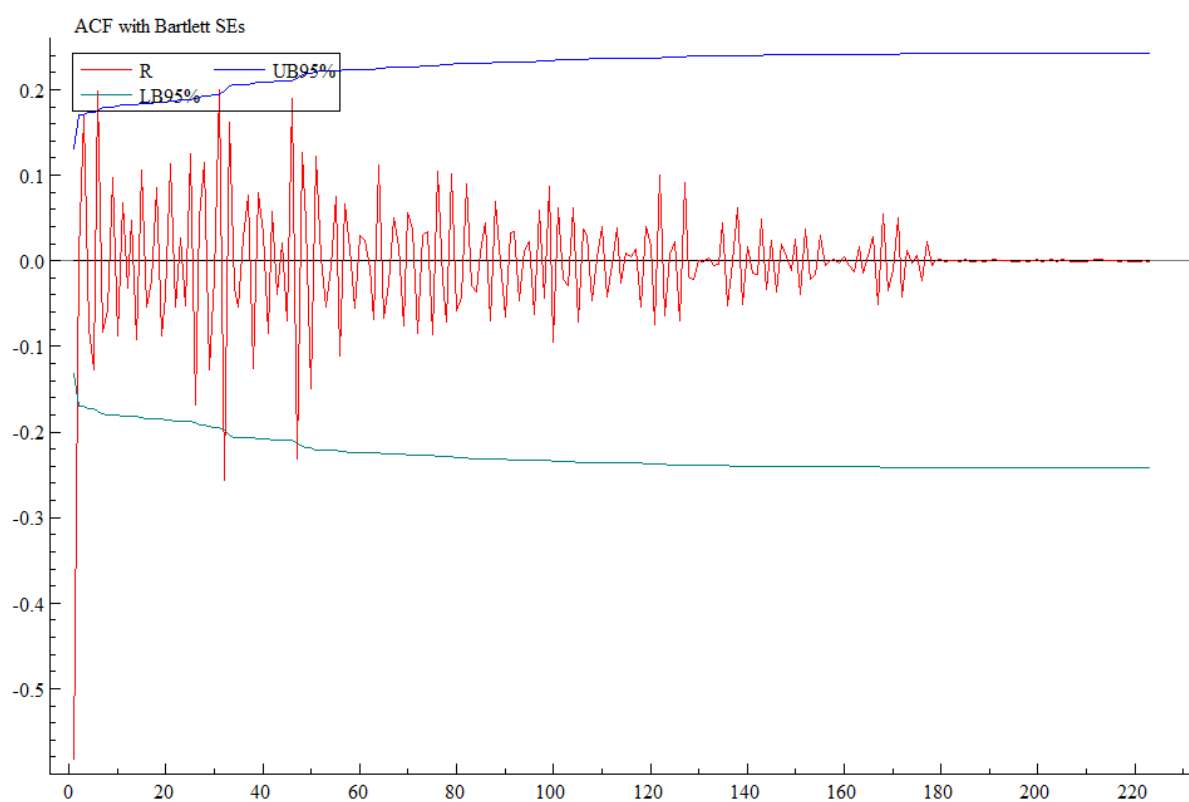
Ce graphique de taux de chômage avec des données désaisonnalisées et différenciées deux fois, nous montre que la série n'est stationnaire car malgré une fluctuation autour de zéro, l'amplitude augmente au cours du temps.



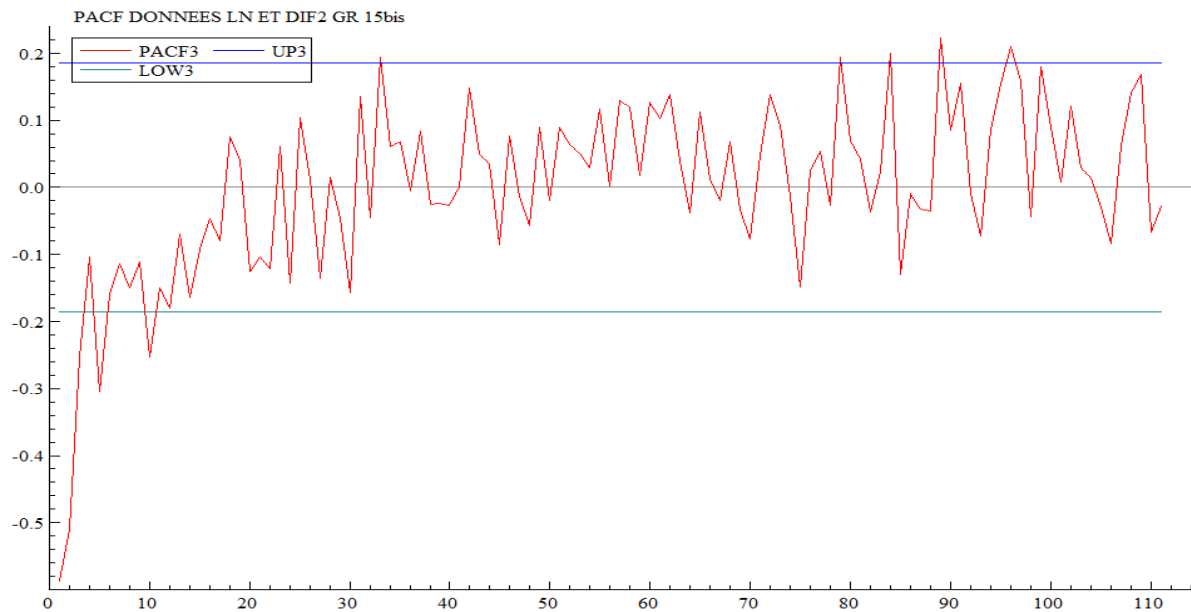
Le graphique ci-dessus sur le taux de chômage avec des données désaisonnalisées et différenciées deux fois, nous montre que la série est stationnaire en moyenne car nous observons une fluctuation autour de zéro.



Ce graphique sur le taux de chômage avec des données désaisonnalisées et différenciées deux fois, nous montre une même allure que celui de première différence avec plusieurs dispersions (faible, moyenne et forte) cela est sans aucun doute bien dû aux points aberrants.



L'ACF tend vers zéro.



Le graphique du PACF ci-dessus montre les points aberrants conjoncturels contenus dans la série mais ne nous renseigne pas véritablement sur la stationnarité de cette dernière.

Finalement, notre série (le taux de chômage) est donc stationnaire en première différence.

## II. ESTIMATION ET TESTS

### ❖ Estimation

```

Mean of dep. var. = .758893E-03
Std. dev. of dep. var. = .177376
Sum of squared residuals = 5.31753
Variance of residuals = .024848
Std. error of regression = .157633
R-squared = .513993
Adjusted R-squared = .510320
LM het. test = 1.44781 [.229]
Durbin-Watson = 2.05317
Schwarz B.I.C. = -88.1951
Akaike Information Crit. = -91.5704
Log likelihood = 93.5704

```

Parameter	Estimate	Standard Error	t-statistic	P-value
PHI1	.560760	.057104	9.81994	** [.000]
THETA1	.990864	.803143E-02	123.373	** [.000]

L'estimation révèle que le taux de chômage peut être à la fois expliqué structurellement et conjoncturellement (PHI et THETA sont tous significatifs) avec un  $R^2 = 51,39\%$  qui montre la bonne qualité du modèle.



### ❖ Test de normalité des résidus

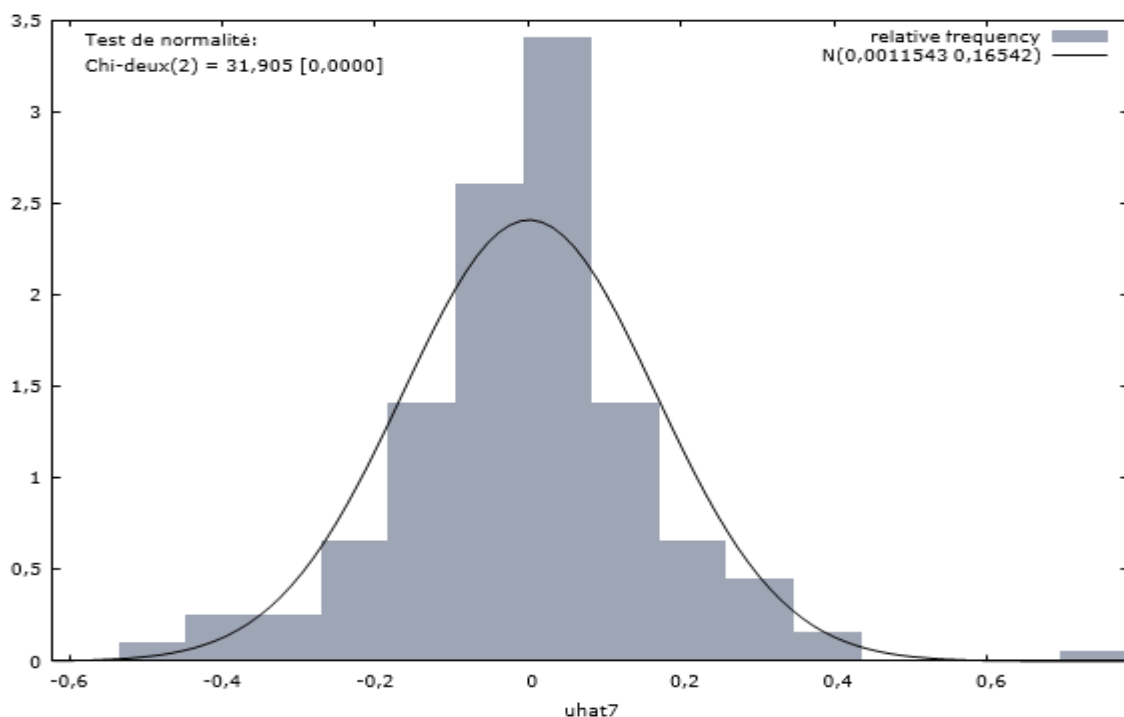
Actual Series: X  
Predicted Series: @FIT

Current sample: 219 to 228

Correlation Coefficient	R = -.882195
Correlation Coefficient Squared	R2 = .778268
Root-Mean-Squared Error	RMSE = 334894.
Mean-Squared Error	MSE = .112154E+12
Mean Absolute Error	MAE = 215447.
Mean Error	ME = -215447.
Root-Mean-Squared Percent Error	RMSPE = 40610.7
Mean-Squared Percent Error	MSPE = .164923E+10
Mean Absolute Percent Error	MAPE = 25636.4
Mean Percent Error	MPE = -25636.4
Regression coef. of Actual on Predicted	BETA = -.135945E-05
p-value for test H0: BETA=1	%BETA1 = 0.
Theil's U Inequality coef. (Changes)	U66 = .134497E+07
Theil's U Ineq. coef. (Percent changes)	U66P = .142043E+07
Theil's U Inequality coef. (1966, Levels)	= 37888.9
Theil's U Inequality coef. (1961, #5, Levels)	= .999957
Fraction of MSE due to Bias	= .083871
Fraction of MSE due to different Variation	= .086125
Fraction of MSE due to difference Covariation	= .940005E-05
(Alt.Decomp.) Frac. due to Bias	= .083871
(Alt.Decomp.) Frac. due to Diff. of BETA from 1	= .086129
(Alt.Decomp.) Frac. due to Residual variance	= .808615

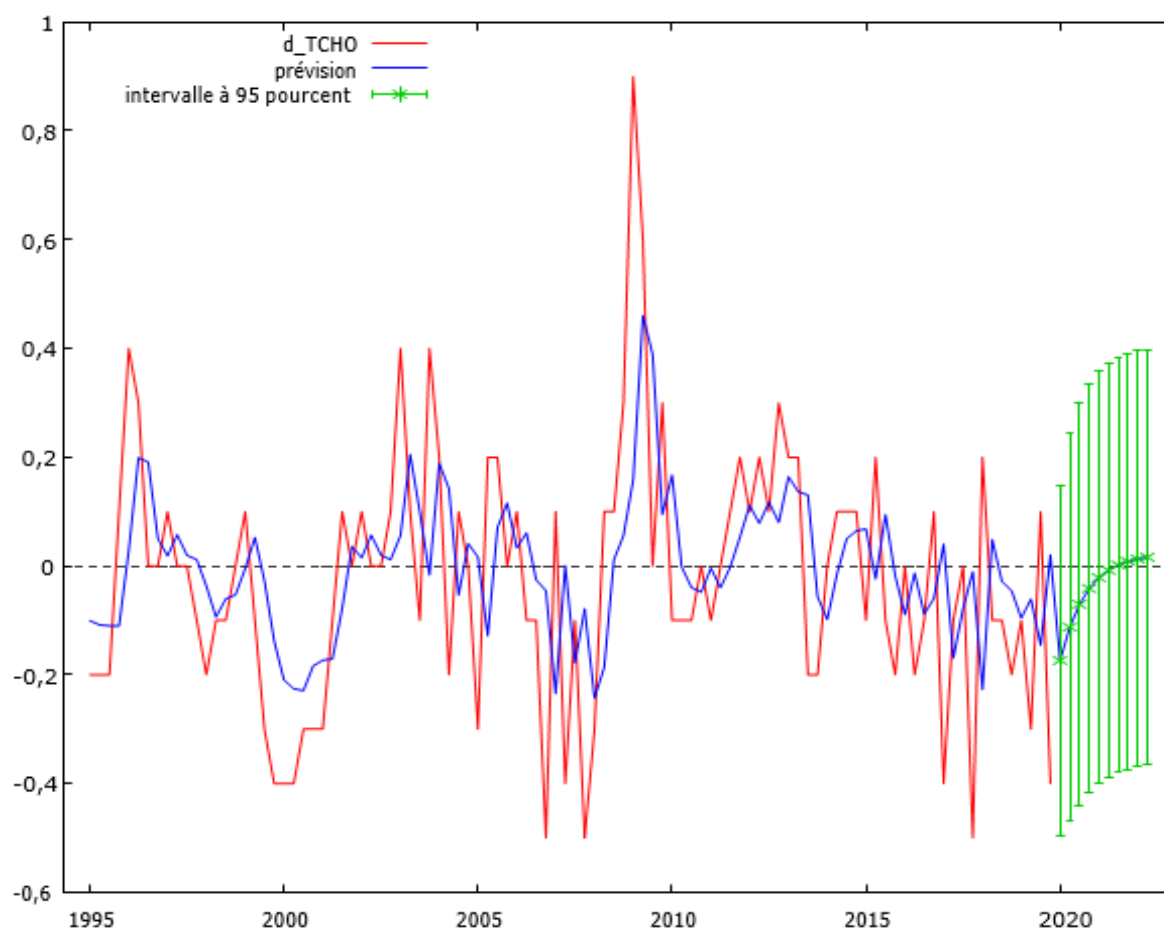
Avec un biais de 8% donc inférieur à 10%, le modèle est donc acceptable. Nous pouvons donc affirmer que le taux de chômage peut être expliqué structurellement et conjoncturellement.

### ❖ Test de normalité des résidus



On constate que des données ne sont pas centrées et ne s'ajustent pas à la courbe de la loi normale. De plus, la P-value observée est en-dessous de 0.05. Nous allons donc affirmer que les résidus ne sont pas fiables.

### III. Préviation



Nous remarquons sur le graphique de la prévision que, dans les trois prochaines années, le taux de chômage va augmenter par rapport à son niveau habituel. Et, cela peut s'expliquer par les conséquences de la situation sanitaire actuelle.