

Modélisation ARIMA  
des dépenses de consommation des ménages français  
de 1978 :1 à 2002 :4

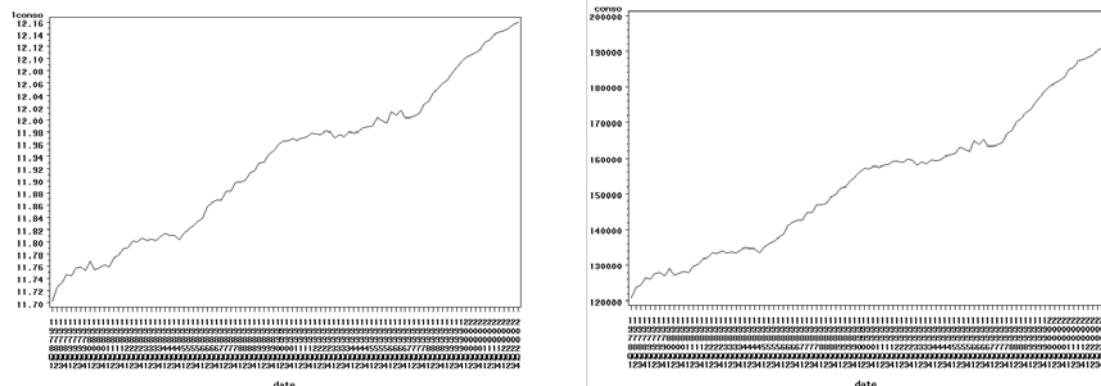
La table SAS `a.consoFra` contient la série de consommation, nommée ‘conso’ et la variable ‘date’, allant de 1978Q1 à 2002Q4, soit 100 observations.

Création de la variable ‘lconso’ qui est le logarithme de la variable initiale, et de la variable ‘t’ qui correspond à une tendance :

```
data a.consoFra;
set a.consoFra;
lconso=log(conso);
t= n_;
run;
```

Représentation graphique de la série :

```
proc gplot data=a.consoFra;
symbol i=join;
plot conso*date;
plot lconso*date;
run;
```



L'allure croissante de la série permet de conclure à la non stationnarité de la série.

Analyse des autocorrélations simples :

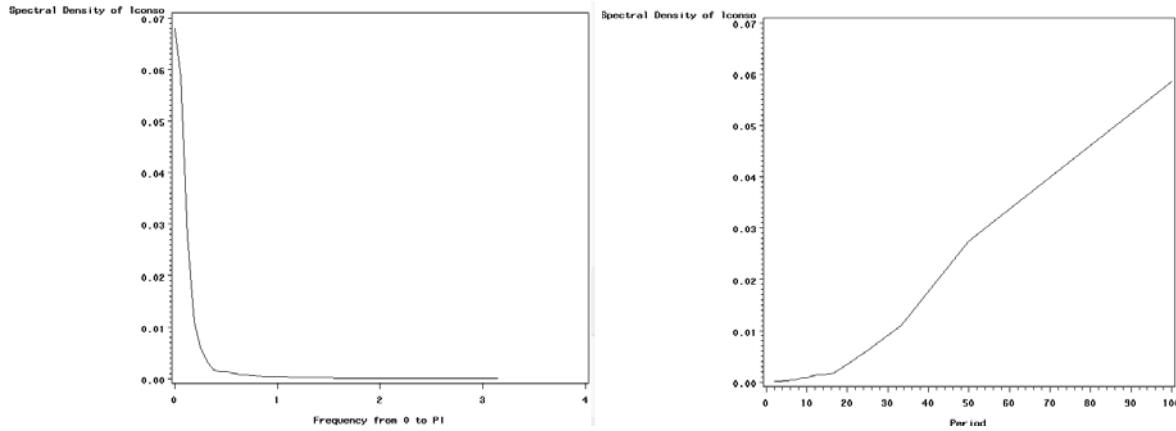
```
proc arima data=a.consoFra;
identify var=lconso; run; quit;
```

The ARIMA Procedure						
Name of Variable = lconso						
Mean of Working Series 11.92993						
Standard Deviation 0.123459						
Number of Observations 100						
<b>Autocorrelations</b>						
<b>Lag</b>	<b>Covariance</b>	<b>Correlation</b>	<b>-1</b>	<b>9</b>	<b>8</b>	<b>7</b>
0	0.015242	1.00000	*****	*****	*****	*****
1	0.014687	0.96360	*****	*****	*****	*****
2	0.014053	0.93020	*****	*****	*****	*****
3	0.013673	0.89707	*****	*****	*****	*****
4	0.013183	0.86497	*****	*****	*****	*****
5	0.012680	0.83192	*****	*****	*****	*****
6	0.012192	0.79887	*****	*****	*****	*****
7	0.011698	0.76580	*****	*****	*****	*****
8	0.011194	0.73378	*****	*****	*****	*****
9	0.010722	0.70345	*****	*****	*****	*****
10	0.010217	0.67030	*****	*****	*****	*****
11	0.009713	0.63715	*****	*****	*****	*****
12	0.0092107	0.60429	*****	*****	*****	*****
13	0.0087053	0.57114	*****	*****	*****	*****
14	0.0082319	0.54008	*****	*****	*****	*****
15	0.0077707	0.50982	*****	*****	*****	*****
16	0.0073103	0.47866	*****	*****	*****	*****
17	0.0069189	0.45393	*****	*****	*****	*****
18	0.0065299	0.42839	*****	*****	*****	*****
19	0.0061323	0.40233	*****	*****	*****	*****
20	0.0057757	0.37810	*****	*****	*****	*****
21	0.0054255	0.35370	*****	*****	*****	*****
22	0.0050689	0.33256	*****	*****	*****	*****
23	0.0047262	0.31007	*****	*****	*****	*****
24	0.0043928	0.28820	*****	*****	*****	*****

La décroissance lente des autocorrélations simples indiquent la présence de non stationnarité (DS ou TS).

Calcul de la densité spectrale et représentation graphique :

```
PROC SPECTRA DATA=a.consoFra CENTER OUT=a.spectre P S ;
VAR lconso ;
WEIGHT PARZEN ;
RUN ;
PROC GPLOT DATA=a.spectre ;
PLOT S_01*FREQ;
PLOT S_01*PERIOD ;
RUN ;
quit;
```



Elle indique aussi la présence d'une composante tendancielle (non stationnaire).

### Caractérisation de la non-stationnarité :

1) On régresse la série sur une tendance déterministe et on récupère le résidu, pour analyser (visuellement grâce aux autocorrélations) sa stationnarité :

```
proc reg data=a.consoFra;
model lconso=t;
output out=a.resTS r=res p=fit;
run;quit;
proc arima data=a.resTS;
identify var=res;
run;
```

The ARIMA Procedure																									
Name of Variable = res																									
			Mean of Working Series	-2SE-16																					
			Standard Deviation	0.018078																					
			Number of Observations	100																					
<b>Autocorrelations</b>																									
Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error	
0	0.00032500	1.00000																							0
1	0.00036119	0.32165																							0.100000
2	0.00026733	0.87924																							0.164282
3	0.00025950	0.79409																							0.206034
4	0.00023139	0.70806																							0.234652
5	0.00019202	0.62011																							0.252000
6	0.00016936	0.51519																							0.269056
7	0.00014078	0.43679																							0.279615
8	0.00010589	0.32403																							0.286175
9	0.00008240	0.25215																							0.289820
10	0.00006114	0.19139																							0.292843
11	0.000042307	0.07395																							0.293026
12	-8.2523E-6	-0.02525																							0.293047
13	-0.0000349	-0.10683																							0.293436
14	-0.0000616	-0.18846																							0.293436
15	-0.0000466	-0.27111																							0.293436
16	-0.0001139	-0.34946																							0.297184
17	-0.0001431	-0.43779																							0.301242
18	-0.0001613	-0.49370																							0.307530
19	-0.0001842	-0.56351																							0.315364
20	-0.0002057	-0.63094																							0.322747
21	-0.0002039	-0.64217																							0.336125
22	-0.0002142	-0.65548																							0.348177
23	-0.0002148	-0.65730																							0.360306
24	-0.0002122	-0.64930																							0.372104

"\*" marks two standard errors

Le fait de retirer une tendance semble avoir créé une autocorrélation très forte.

2) On stationnarise par différenciation et on analyse (visuellement) sa stationnarité :

```
proc arima data=a.consoFra;
identify var=lconso(1);run;
```

The ARIMA Procedure																										
Name of Variable = lconso																										
Period(s) of Differencing 1																										
	Mean of Working Series	0.004618	Standard Deviation	0.006644	Number of Observations	99																				
	Observation(s) eliminated by differencing	1																								
Autocorrelations																										
Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error		
0	0.00004414	1.00000																								0
1	-8.5637E-6	-0.19402																								0.100504
2	0.00001488	0.33717																								0.104218
3	2.00275E-6	0.04537																								0.114709
4	-2.05538E-6	-0.04856																								0.114893
5	9.3216E-6	0.22000																								0.131850
6	-7.5031E-6	-0.16399																								0.118855
7	5.30176E-6	0.12011																								0.121286
8	-8.0108E-6	-0.18167																								0.122482
9	4.72761E-6	0.19711																								0.125174
10	-4.10216E-6	-0.06191																								0.126816
11	4.74577E-6	0.10752																								0.127733
12	-6.115E-6	-0.13854																								0.129242
13	2.67743E-6	0.06066																								0.129530
14	2.38289E-6	0.05399																								0.129793
15	-5.777E-7	-0.150																								0.130740
16	4.877E-6	0.11051																								0.133800
17	-8.8354E-6	-0.20917																								0.134429
18	4.03438E-6	0.09140																								0.137499
19	-8.8539E-6	-0.20972																								0.139945
20	0.4939E-6	0.0625																								0.140838
21	-0.0893E-6	-0.18227																								0.141205
22	-4.9181E-6	-0.11142																								0.142793
23	-3.1577E-6	-0.07154																								0.143800
24	-7.3613E-6	-0.16678																								0.144229

\*\*\* marks two standard errors

La série différenciée semble stationnaire mais sa moyenne n'est pas forcément nulle. On peut alors penser que la série de consommation (en log) est un processus I(1) avec dérive. Pour confirmer cette intuition, on mène les tests de Dickey et Fuller (appelé DF par la suite). Il faut pour cela choisir au préalable le nombre de retards à introduire dans la régression du test de DF pour blanchir les résidus.

Au vu de la représentation des autocorrélations partielles de la série différenciée, on peut penser à un AR(2). On peut alors mener le test de DF pour p=2.

		Partial Autocorrelations																					
Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error
1	-0.19402																						0.100504
2	0.31124																						0.104218
3	0.17352																						0.114709
4	-0.13897																						0.114893
5	0.13004																						0.122422
6	-0.07661																						0.129530
7	-0.02800																						0.129793
8	-0.14164																						0.130740
9	0.09850																						0.133800
10	-0.02563																						0.134429
11	0.12164																						0.137499
12	-0.16314																						0.139945
13	0.04697																						0.140838
14	0.09050																						0.141205
15	0.05535																						0.142793
16	-0.04770																						0.143800

```
proc arima data=a.consoFra;
identify var=lconso stationarity=(adf=(2)) ;
run;
```

#### Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests

Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	2	0.0353	0.6889	4.07	0.9999		
Single Mean	2	0.3030	0.9692	0.52	0.9865	8.33	0.0010
Trend	2	-7.5634	0.6041	-1.78	0.7097	1.89	0.8000

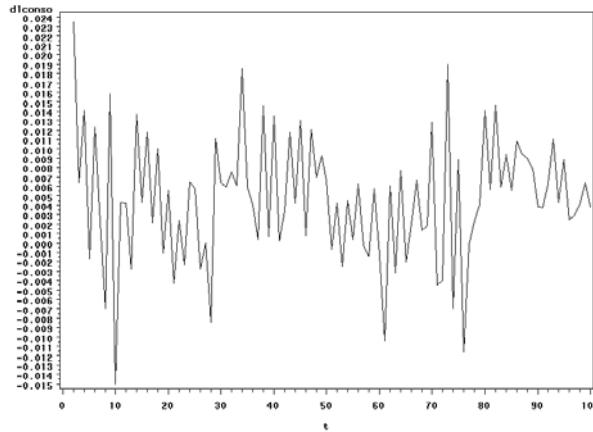
La p-value associée au test de DF dans le modèle M3 (Trend) ( $\text{Pr} < \text{Tau} = 0.7097$ ) conduit à accepter l'hypothèse nulle de racine unitaire. On teste alors conjointement la racine unitaire et la nullité du coefficient de la tendance par le test F3 afin de s'assurer que le modèle M3 était pertinent pour tester la racine unitaire. La pvalue de ce test ( $\text{Pr} > \text{F} = 0.8$ ) conduit à accepter l'hypothèse nulle de nullité jointe. Il faut donc refaire le test de DF dans le modèle M2 (Single Mean) : la pvalue du test DF ( $\text{Pr} < \text{Tau} = 0.9865$ ) conduit à accepter l'hypothèse nulle de racine unitaire. On teste alors conjointement la racine unitaire et la nullité du coefficient de la constante par le test F2 afin de s'assurer que le modèle M2 était pertinent pour tester la racine unitaire. La pvalue de ce test ( $\text{Pr} > \text{F} = 0.001$ ) conduit à rejeter l'hypothèse nulle de nullité

jointe. Ainsi, on peut conclure que la consommation est I(1) avec dérive, c'est-à-dire qu'il y a une racine unitaire avec une constante significative pour sa différence première (soit son taux de croissance), ce qui signifie aussi que la consommation est non stationnaire de type stochastique (DS) et donc que son taux de croissance est stationnaire.

### Modélisation ARMA de la partie stationnaire, c'est-à-dire de $(1-L)l\text{conso}$ :

Création de la variable et représentation graphique :

```
data a.dlconso;set a.consoFra;
dlconso=dif(lconso);
run;
proc gplot data=a.dlconso;
plot dlconso*t ;
run;
```



Identification du modèle ARMA(p,q):

```
proc arima data=a.consoFra;
identify var=lconso(1) nlag=12;
run;
```

L'option `nlag=12` permet de ne calculer que 12 autocorrélations simples, inverses et partielles pour faciliter l'examen graphique.

```
Name of Variable = lconso
Period(s) of Differencing                                1
Mean of Working Series                               0.004618
Standard Deviation                           0.006644
Number of Observations                            99
Observation(s) eliminated by differencing          1

Autocorrelations
Lag  Covariance   Correlation   -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1   Std Error
0   0.00004414    1.00000
1   -8.5637E-6    -0.19402
2   0.00001488    0.33717
3   2.00275E-6    0.04537
4   -2.0553E-6    -0.04656
5   9.22861E-6    0.20908
6   -7.5031E-6    -0.16999
7   5.30176E-6    0.12011
8   -8.0188E-6    -0.18167
9   4.72761E-6    0.10711
10  -4.1891E-6    -0.09431
11  4.74577E-6    0.10752
12  -6.115E-6     -0.13854
".," marks two standard errors

Inverse Autocorrelations
Lag  Correlation   -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
1   0.04447
2   -0.28821
3   -0.11577
4   0.10282
5   -0.14583
6   0.04856
7   0.03743
8   0.15383
9   -0.05552
10  -0.08668
11  -0.06775
12  0.12992
```

Partial Autocorrelations									
Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3
1	-0.19402						****	.	
2	0.31124						.	*****	
3	0.17352						.	***.	
4	-0.13897						***	.	
5	0.13004						.	**.	
6	-0.07661						**	.	
7	-0.02800						*	.	
8	-0.14164						***	.	
9	0.09850						.	**.	
10	-0.02563						*	.	
11	0.12164						**	.	
12	-0.16314						***	.	

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	23.76	6	0.0006	-0.194	0.337	0.045	-0.047	0.209	-0.170
12	34.76	12	0.0005	0.120	-0.182	0.107	-0.095	0.108	-0.139

On peut hésiter entre un AR(2) et un MA(2).

Afin d'obtenir le critère BIC pour différents modèles ARMA estimés, il suffit de mettre l'option `minic`.

```
proc arima data=a.consoFra;
identify var=lconso(1) minic;run;

          Minimum Information Criterion

      Lags      MA 0      MA 1      MA 2      MA 3      MA 4      MA 5
AR 0    -10.3489   -10.3044   -10.3574   -10.3307   -10.2863   -10.3114
AR 1    -10.3232   -10.3077   -10.3573   -10.3701   -10.332    -10.3462
AR 2    -10.4115   -10.3815   -10.3355   -10.3536   -10.3207   -10.3274
AR 3    -10.4025   -10.394    -10.3577   -10.3139   -10.286    -10.2922
AR 4    -10.3618   -10.3613   -10.3237   -10.2778   -10.2407   -10.2467
AR 5    -10.3565   -10.3288   -10.2865   -10.2635   -10.2322   -10.2028

Error series model: AR(10)
Minimum Table Value: BIC(2,0) = -10.415
```

Le critère BIC nous conduit à choisir plutôt un AR(2).

L'estimation de l'AR(2) est obtenue par la commande :

```
estimate p=2;run;
```

Le modèle AR(2) est alors estimé sur la variable définie dans la commande `identify` qui a été exécuté en dernier (ici `lconso(1)`).

```
The ARIMA Procedure
Conditional Least Squares Estimation

      Parameter      Estimate      Standard      Approx
                           Error      t Value      Pr > |t|      Lag
      MU            0.0046922    0.0007645     6.14      <.0001      0
      AR1,1         -0.13328     0.09697     -1.37      0.1725      1
      AR1,2         0.31212     0.09701      3.22      0.0018      2

      Constant Estimate      0.003853
      Variance Estimate      0.00004
      Std Error Estimate      0.006289
      AIC                  -719.747
      SBC                  -711.962
      Number of Residuals      99
* AIC and SBC do not include log determinant.

      Correlations of Parameter Estimates
      Parameter      MU      AR1,1      AR1,2
      MU            1.000     0.001     0.012
      AR1,1         0.001     1.000     0.193
      AR1,2         0.012     0.193     1.000

      Autocorrelation Check of Residuals

      To Lag      Chi-Square      DF      Pr > ChiSq      Autocorrelations
      6           7.32          4      0.1199     -0.054      0.075      0.084     -0.093      0.187     -0.101
      12          11.54         10      0.3170     -0.004     -0.112      0.027      0.016      0.053     -0.145
      18          16.29         16      0.4329     -0.039      0.085      0.041      0.067     -0.155      0.025
      24          25.11         22      0.2920     -0.105      0.009     -0.143     -0.121     -0.045     -0.140
```

```

Model for variable lconso
Estimated Mean          0.004692
Period(s) of Differencing      1

Autoregressive Factors
Factor 1: 1 + 0.13328 B**(1) - 0.31212 B**(2)

```

Si on avait voulu estimer un MA(2) :

```
estimate q=2;run;
```

Pour estimer un ARMA(1,3):

```
estimate p=1 q=3;run;
```

Par défaut, la procédure ARIMA utilise les moindres carrés conditionnels pour estimer les paramètres. Si on veut utiliser la méthode du maximum de vraisemblance :

```
estimate p=2 method=ml;run;
```

ou la méthode des moindres carrés non conditionnels:

```
estimate p=2 method=uls;run;
```

Rajouter l'option `plot` permet d'avoir la représentation des autocorrélations simples, inverses et partielles des résidus du modèle estimé.

Pour obtenir les résidus estimés (pour faire ensuite des tests de validation) et l'ajustement de la série par le modèle que l'on vient d'estimer, il faut passer à la commande `forecast` :

```
forecast out=a.res lead=0;run;
```

L'option `lead=n` spécifie l'horizon auquel on construit la prévision. Ici `lead=0` signifie qu'on calcule l'ajustement et non la prévision.

Dans la table `a.res`, il y a 6 variables : `lconso` (série initiale), `forecast` (ajustement de la série si on a mis `lead=0`), `std` (l'écart type de la prévision), `l95` (limite inférieure de l'intervalle de confiance à 95%), `u95` (limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95%) et `residual` (les résidus estimés).

Une autre option de la commande `forecast` est `back=n` qui spécifie le nombre `n` d'observations avant la fin de l'échantillon à partir duquel les prévisions doivent commencer. Par défaut `back=0`.