

State University of Campinas - UNICAMP

Time Series Analysis

The vector autoregressions model (Essai)

Supervisor: Rosângela Balini

Henri Makika (211042)

Julho 7, 2019



Contents

1 Introduction	3
2 Modèle VAR	3
2.1 Spécification du modèle	3
2.2 Estimation du modèle VAR	4
3 Analyse économétrique du modèle VAR	4
3.1 Représentation graphique des données	4
3.2 Ordre et Estimation du modèle VAR	6
3.3 Racines	9
3.4 Stabilité du modèle	9
3.5 Diagnostique de tests	11
3.6 Changement de l'ordination des variables	15
4 Prévision	16
5 Causalité	17
6 Fonction impulse response, IRF	19
7 Décomposition de la variance d'erreur prévue, FEVD	20
Conclusion	21
Bibliographie	22
Annexe	23
A1 : Graphique des variables en niveau	23
A2 : Graphique des autocorrélations	24
A3 : Normalité des erreurs	24
A4 : Prévision	30
A5 : Fonction impulse response	31
A6 : Décomposition de la Variance d'erreur prévue	33
A7 : Test de Racine Unitaire	35
A8 : Corrélation entre variables	39

1 Introduction

La crise financière de 2008 a causé plus d'une victime. Demandez aux gens quelle est selon eux la cause principale de cette crise, la plupart vous répondront que c'est la déréglementation des institutions financières qui a mené à une faillite du marché. Quand vous leur demandez ensuite quelle réglementation au juste est en cause, ils vous répondent alors bêtement que c'est l'abolition en 1999 du *Glass Steagall Act*, permettant aux banques de combiner leurs activités de marché des capitaux avec leurs activités bancaires au détail. La théorie veut que cette abolition permettait aux banques d'utiliser des dépôts bancaires de particuliers pour spéculer sur les marchés financiers.

Et pourtant, l'examen de fait montre que c'est du vent. Le cœur du problème est la politique monétaire et la structure anti capitaliste du système bancaire. Entre le 1er janvier 2001 et le 31 décembre 2007, la masse monétaire (M2) a crû de 51.4% soit de 6.1% par année alors qu'au cours de cette période, la croissance moyenne du PIB réel n'a été que de 2.4%. La *Federal Reserve* a orchestré une baisse massive des taux d'intérêt, qui a stimulé l'endettement et engendré d'énormes distorsions dans l'économie et pas seulement dans le prix des maisons garantissant des hypothèques subprimes, mais bien dans presque tous les actifs, incluant l'immobilier commercial, la bourse, l'énergie, les métaux, etc.

C'est ce boum de crédit qui a engendré cette bulle, tout comme pratiquement toutes les bulles de l'histoire de l'humanité. C'est ça la cause sous-jacente. Et cette bulle n'était pas seulement immobilière, elle était généralisée, comme celle qui a imploré en 1929.

Nous analysons dans le présent travail, si réellement un choc de politique monétaire affecte les variables macroéconomiques. Nous considérons quatre variables dont, la masse monétaire (M2), le taux d'intérêt (Juros) comme variables d'intérêt et nous augmentons notre analyse avec deux autres variables de contrôle, Prix de biens de consommation (Precos) et le taux de chômage (Unem). Pour ainsi, nous considérons le modèle VAR irrestreinte pour tirer les résultats de l'estimation. Nous avons considérés les données mensuelles américaines de 2000 à 2007 (non désaisonnalisées).

2 Modèle VAR

2.1 Spécification du modèle

La spécification du modèle VAR comprend les quatre variables suivantes:

- i. *La masse monétaire (M2)*: est la moyenne pondérée des taux reçus sur les actifs inclus dans les dépôts de moindre durée M2 (dépôts à court et moyen terme).
- ii. *Le taux d'intérêt (Juros)* : Le taux des fonds fédéraux est le taux d'intérêt auquel les fonds de dépôt fédéraux sont détenus les uns avec les autres au jour le jour. Lorsqu'un établissement de dépôt a des soldes excédentaires dans son compte de réserve, il prête à d'autres banques ayant besoin de soldes plus importants. En termes plus simples, une banque ayant un excédent de trésorerie, souvent appelé liquidité, prête à une autre banque ayant besoin de lever rapidement des liquidités. (1) Le taux que l'institution emprunteuse paie à l'institution prêteuse est déterminé entre les deux banques; (2) Le taux effectif des fonds fédéraux est essentiellement déterminé par le marché, mais est influencé par la Réserve fédérale par le biais d'opérations d'open market pour atteindre le taux des fonds fédéraux cible.
- iii. *Prix de biens de consommation (Precos)* : Indice des prix à la consommation pour tous les consommateurs urbains.
- iv. *Le taux de chômage (Unem)* : Le taux de chômage représente le nombre de chômeurs en pourcentage de la population active. Les données sur la population active sont limitées aux personnes âgées de 16 ans et plus, résidant actuellement dans l'un des 50 États du district fédéral de Columbia, qui ne résident pas dans des institutions (par exemple, des installations pénales et mentales, des foyers pour personnes âgées) qui ne sont pas en service actif dans les forces armées.

Le VAR sous forme réduite est défini par l'équation dynamique suivante:

$$X_t = B(L)X_{t-1} + U_t,$$

où X_t est le vecteur de variables, $B(L)$ est l'opérateur retard polynomial autorégressif et le vecteur d'innovations sous forme réduite. Notre spécification de référence comprend une tendance temporelle constante et linéaire (étant donné que les variables ne sont pas désaisonnalisées, nous avons inclus la différence pour les désaisonnaliser), que nous omettons de la notation pour des raisons de commodité.

2.2 Estimation du modèle VAR

Le modèle $VAR(p)$ général comporte de nombreux paramètres, qui peuvent être difficiles à interpréter en raison d'interactions complexes et de rétroaction entre les variables du modèle. En conséquence, les propriétés dynamiques d'un $VAR(p)$ sont souvent résumées à l'aide de divers types d'analyses structurelles. Les trois principaux types de résumés d'analyse structurelle sont: (i) les tests de causalité de Granger; (ii) fonctions de réponse impulsionnelle; et (iii) les décompositions de la variance d'erreur de prévision.

Pour arriver à ces propriétés, techniquement plusieurs tests économétriques devront être imprégnés avant de tirer conclusion de l'analyse qu'on veut effectuer. Sur base des données américaines, nous faisons pas pour pas tout les tests économétriques possibles pour notre analyse.

```
library("readxl")    # Pour lire les données xls (données Excel)
library("vars")      # Pour l'estimation du modèle VAR et choix du modèle
library("urca")      # Pour réaliser le test de racines unitaires (KPSS, ERS,...)
library("lmtest")    # Pour les tests d'hypothèse de normalité
library("MASS")      # Pour les tests statistiques
```

3 Analyse économétrique du modèle VAR

Nous présentons dans cette section l'analyse statistique et économétrique des séries considérées dans un modèle VAR irrétricté. L'objectif de cette section est de montrer tout les tests statistiques et les raisons pour lesquelles on choisit ce type de tests pour l'analyse. Pour réduire le nombre des pages, nous n'allons pas présenter quelques commandes de RStudio dans notre analyse mais l'archive des commandes sera envoyé ensemble avec ce travail.

```
Donnee = read_excel("./dados/Dados_USA.xls")
Dados = ts(Donnee[,2:5], start = c(2000, 1), end = c(2007, 12), frequency = 12)
head(Dados)
```

```
##           M2 Juros Precos Unem
## [1,] 2.615  5.45  168.8  4.0
## [2,] 2.684  5.73  169.8  4.1
## [3,] 2.707  5.85  171.2  4.0
## [4,] 2.718  6.02  171.3  3.8
## [5,] 2.827  6.27  171.5  4.0
## [6,] 2.904  6.53  172.4  4.0
```

3.1 Représentation graphique des données

Les données américaines sur la masse monétaire, le taux d'intérêt, les prix de biens de consommation et le taux de chômage sont tirées de la base de données de la FRED (Federal Reserve Economic Data). Ces sont

les données mensuelles non désaisonnalisées, allant de janvier 2000 à décembre 2007. nous analysons le choc du taux d'intérêt sur la masse monétaire, le prix de biens de consommation et l'emploi.

Les séries sont représentées en première différence pour minimiser l'effet saisonnelle. Les variables taux d'intérêt et prix des biens de consommation ont plus d'une racine, pour se faire nous avons considéré le logarithme naturel pour stabiliser le système (test de racine unitaire).

Comme nous suggère Michael W. McCracken et al (2015), la variable M2 présente plus d'une racine unitaire, pour se faire nous avons considéré deux différences pour minimiser l'effet saisonnelle. La variable Juros une différence, la variable Precos deux différences et la variable Unem une différence. La représentation graphique des variables en niveau est reprise en annexe (voir A1).

```
ts_m2 <- Dados[,1]
ts_m2Stat <- diff(log(ts_m2), differences = 2)

ts_juros <- Dados[,2]
ts_jurosStat <- diff(ts_juros, differences = 1)

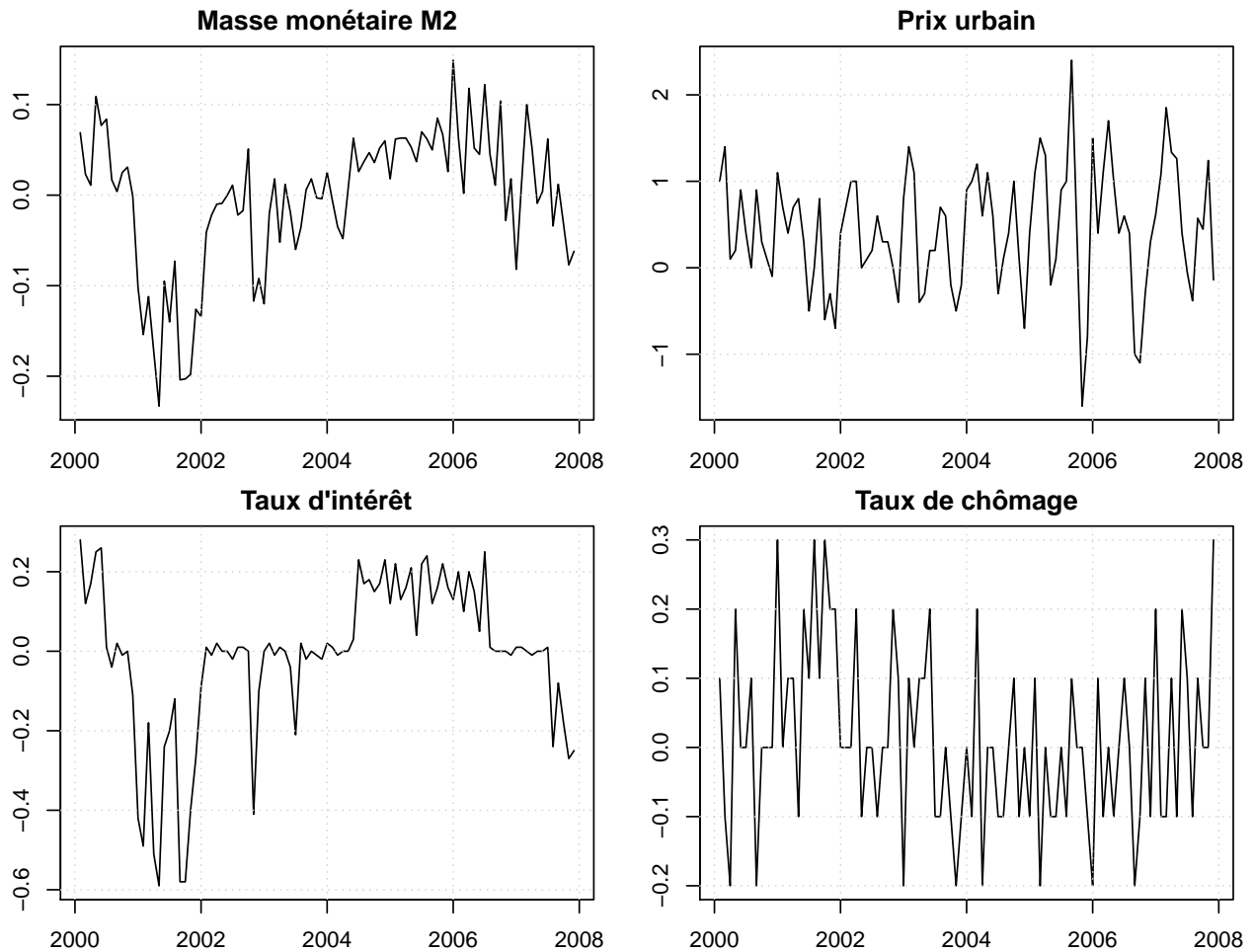
ts_prec <- Dados[,3]
ts_precStat <- diff(log(ts_prec), differences = 2)

ts_unemp <- Dados[,4]
ts_unempStat <- diff(ts_unemp, differences = 1)

ts_stat <- as.ts(cbind(ts_m2Stat, ts_jurosStat, ts_precStat, ts_unempStat)[-1,])
colnames(ts_stat) <- c("M2", "Juros", "Precos", "Unem")

#plot(ts_stat)

layout(matrix(1:4, nrow = 2, ncol = 2))
par(mar=c(1,1,1,1)*2)
plot.ts(diff(Dados[,1]), main = "Masse monétaire M2", ylab = "M2 USA", xlab = "")
grid()
plot.ts(diff(Dados[,2]), main = "Taux d'intérêt", ylab = "Rate USA", xlab = "")
grid()
plot.ts(diff(Dados[,3]), main = "Prix urbain", ylab = "Prix USA", xlab = "")
grid()
plot.ts(diff(Dados[,4]), main = "Taux de chômage", ylab = "Chômage", xlab = "")
grid()
```



3.2 Ordre et Estimation du modèle VAR

Nous appliquons la méthode des moindres carrés ordinaires pour chaque équation du modèle; cela implique que le nombre de variables dans toutes les équations doit être égal.

```
Dados1 = log(Dados[,1:4])
#ordre = VARselect(diff(Dados1), lag.max = 8, type = "const")
ordre = VARselect(ts_stat,lag.max = 8, type = "const")

ordre

## $selection
## AIC(n)  HQ(n)  SC(n) FPE(n)
##      4      1      1      4
##
## $criteria
##           1           2           3           4
## AIC(n) -2.580416e+01 -2.577697e+01 -2.590917e+01 -2.595928e+01
## HQ(n)  -2.557445e+01 -2.536349e+01 -2.531191e+01 -2.517826e+01
## SC(n)  -2.523338e+01 -2.474957e+01 -2.442514e+01 -2.401863e+01
## FPE(n)  6.217627e-12  6.405326e-12  5.647399e-12  5.434886e-12
##           5           6           7           8
```

```
## AIC(n) -2.573395e+01 -2.578618e+01 -2.573387e+01 -2.563841e+01
## HQ(n) -2.476916e+01 -2.463762e+01 -2.440154e+01 -2.412231e+01
## SC(n) -2.333668e+01 -2.293228e+01 -2.242335e+01 -2.187127e+01
## FPE(n) 6.940341e-12 6.779406e-12 7.440978e-12 8.655293e-12
```

```
# modele.est12 = VAR((diff(Dados1[,1:4])), type = "const", p = 2)
modele.est12 = VAR(ts_stat, type = "const", p = 1)

summary(modele.est12)
```

```
##
## VAR Estimation Results:
## =====
## Endogenous variables: M2, Juros, Precos, Unem
## Deterministic variables: const
## Sample size: 93
## Log Likelihood: 693.119
## Roots of the characteristic polynomial:
## 0.8033 0.277 0.277 0.117
## Call:
## VAR(y = ts_stat, p = 1, type = "const")
##
##
## Estimation results for equation M2:
## =====
## M2 = M2.l1 + Juros.l1 + Precos.l1 + Unem.l1 + const
##
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## M2.l1      -0.2923182  0.1024232  -2.854  0.00538 **
## Juros.l1    -0.0133500  0.0253694  -0.526  0.60006
## Precos.l1   1.1637497  1.1140518   1.045  0.29906
## Unem.l1     -0.0940552  0.0382984  -2.456  0.01602 *
## const      -0.0001571  0.0044128  -0.036  0.97168
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
##
## Residual standard error: 0.04244 on 88 degrees of freedom
## Multiple R-Squared: 0.1569, Adjusted R-squared: 0.1186
## F-statistic: 4.094 on 4 and 88 DF, p-value: 0.004334
##
##
## Estimation results for equation Juros:
## =====
## Juros = M2.l1 + Juros.l1 + Precos.l1 + Unem.l1 + const
##
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## M2.l1      -0.277847  0.292608  -0.950  0.34494
## Juros.l1    0.717327  0.072477   9.897 5.84e-16 ***
## Precos.l1  -1.922413  3.182678  -0.604  0.54738
## Unem.l1     -0.301135  0.109413  -2.752  0.00719 **
## const      -0.005984  0.012607  -0.475  0.63620
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```

##
##
## Residual standard error: 0.1212 on 88 degrees of freedom
## Multiple R-Squared: 0.6276, Adjusted R-squared: 0.6107
## F-statistic: 37.08 on 4 and 88 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Estimation results for equation Precos:
## =====
## Precos = M2.l1 + Juros.l1 + Precos.l1 + Unem.l1 + const
##
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## M2.l1      -1.155e-02  9.916e-03  -1.165   0.247
## Juros.l1    1.895e-03  2.456e-03   0.771   0.443
## Precos.l1  -5.618e-02  1.079e-01  -0.521   0.604
## Unem.l1    -9.551e-04  3.708e-03  -0.258   0.797
## const      -7.155e-05  4.272e-04  -0.167   0.867
##
##
## Residual standard error: 0.004108 on 88 degrees of freedom
## Multiple R-Squared: 0.02686, Adjusted R-squared: -0.01738
## F-statistic: 0.6072 on 4 and 88 DF, p-value: 0.6585
##
##
## Estimation results for equation Unem:
## =====
## Unem = M2.l1 + Juros.l1 + Precos.l1 + Unem.l1 + const
##
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## M2.l1       0.252602   0.283119   0.892   0.3747
## Juros.l1    -0.314104   0.070126  -4.479 2.24e-05 ***
## Precos.l1   -0.045522   3.079475  -0.015  0.9882
## Unem.l1     -0.176284   0.105865  -1.665  0.0994 .
## const       0.007865   0.012198   0.645  0.5207
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
##
## Residual standard error: 0.1173 on 88 degrees of freedom
## Multiple R-Squared: 0.187, Adjusted R-squared: 0.15
## F-statistic: 5.059 on 4 and 88 DF, p-value: 0.001023
##
##
## Covariance matrix of residuals:
##           M2      Juros      Precos      Unem
## M2      1.801e-03  1.900e-03  1.935e-05 -2.171e-04
## Juros    1.900e-03  1.470e-02 -6.526e-05 -2.168e-03
## Precos   1.935e-05 -6.526e-05  1.688e-05 -1.489e-05
## Unem    -2.171e-04 -2.168e-03 -1.489e-05  1.376e-02
##
## Correlation matrix of residuals:
##           M2      Juros      Precos      Unem
## M2      1.00000  0.3693  0.11101 -0.04361

```



```
## Juros    0.36928  1.0000 -0.13103 -0.15247
## Precos   0.11101 -0.1310  1.00000 -0.03091
## Unem     -0.04361 -0.1525 -0.03091  1.00000
```

Le choix du nombre de retards est effectué sur la base de la fonction d'autocorrélation des résidus VAR sous forme réduite et des tests du rapport de vraisemblance. La fonction *VARselect* nous indique que le modèle à estimer est *VAR(1)*. Choisissez l'ordre p qui minimise la formule générale du critère d'information (AIC, HQ, SC, FPE). Il sied de noter que, le critère *FPE* fournit une mesure de la qualité du modèle à travers des ajustements de modèles avec des ordres différents.

Le nombre de décalages est fixé à 8, car il fournit des résidus en série non corrélés. Les résidus ne présentent aucun signe d'effet ARCH. C'est à dire pas d'hétéroscédasticité, l'hypothèse nulle d'homoscédasticité ne peut pas être rejetée (voir le test d'hétéroscédasticité).

3.3 Racines

```
roots(modele.est12, modulus = FALSE)
```

```
## [1]  0.8032609+0.0000000i -0.2468822+0.1256582i -0.2468822-0.1256582i
## [4] -0.1169520+0.0000000i
```

```
roots(modele.est12, modulus = TRUE)
```

```
## [1] 0.8032609 0.2770213 0.2770213 0.1169520
```

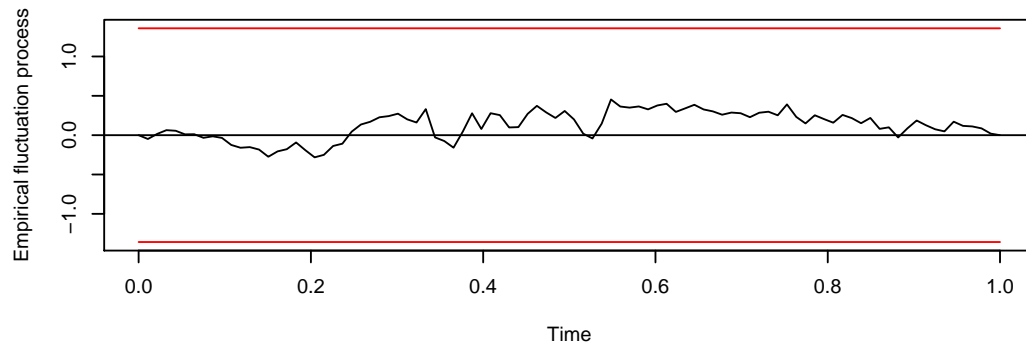
Étant donné que les racines sont inférieures à l'unité en valeur absolue, nous pouvons conclure que le modèle est stable.

3.4 Stabilité du modèle

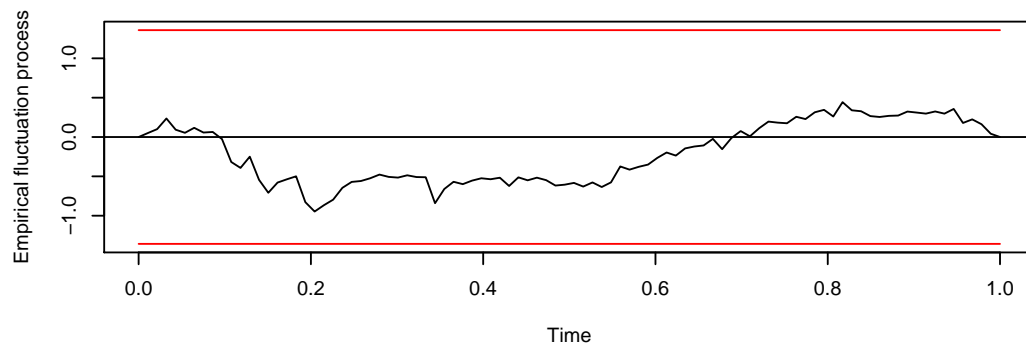
On utilise les opérateurs de retard pour réécrire les équations du modèle *VAR(1)* pour notre régression. Le critère de convergence exige que les racines soient à l'extérieur du cercle unitaire (voir le point 3.3 ci-dessus).

```
plot(stability(modele.est12, type = "OLS-CUSUM"))
```

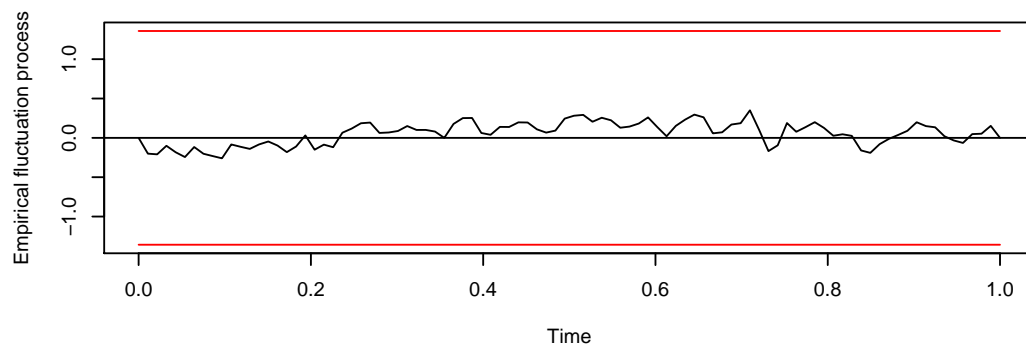
OLS-CUSUM of equation M2



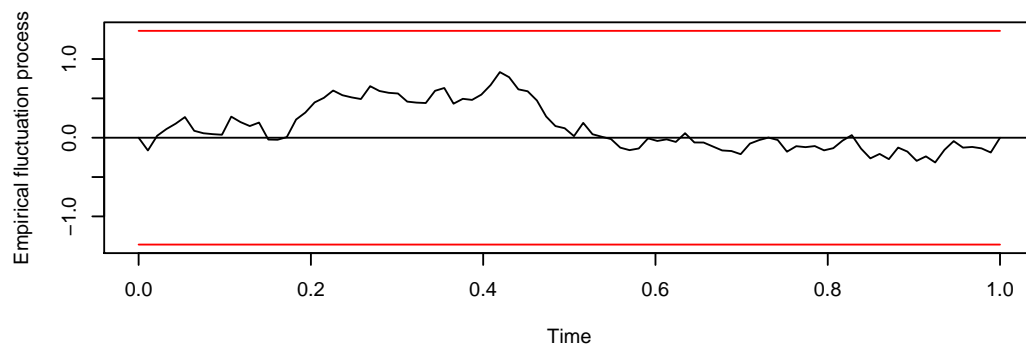
OLS-CUSUM of equation Juros



OLS-CUSUM of equation Precos



OLS-CUSUM of equation Unem



Le corrélogramme des erreurs de chaque équation devrait être dans l'intérieur de l'intervalle de confiance. Et nous remarquons que cette règle est respectée pour notre modèle, c'est à dire que le modèle VAR(1) est stable.

3.5 Diagnostique de tests

- i. Corrélation de série: test de Portmanteau, Breusch et Godfrey;
- ii. Hétéroscédasticité: test de ARCH;
- iii. Normalité: tests de Jarque et Bera, de Skewness et de Kurtosis;
- iv. Stabilité structurelle: tests de EFP, CUSUM, CUSUM-of-Squares, Test de fluctuation, etc.

3.5.1 Tests de Corrélation sériale

L'objectif du test est de vérifier si les autocorrélations multivariées sont nulles (test de Portmanteau). L'hypothèse nulle est $H_0 : E(\mu_t \mu'_{t-j}) = 0$, où $j = 1, 2, \dots, J > p$ et l'hypothèse alternative est $H_0 : E(\mu_t \mu'_{t-j}) \neq 0$, où $j = 1, 2, \dots, J > p$.

La statistique du test sert à vérifier si les autocorrélations et les corrélations croisées ne sont pas significatives, pour un niveau de signification donné.

Pour notre analyse, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle car les autocorrélations multivariées sont nulles.

```
var.serial = serial.test(modele.est12)
print(var.serial)

##
## Portmanteau Test (asymptotic)
##
## data: Residuals of VAR object modele.est12
## Chi-squared = 244.22, df = 240, p-value = 0.4122

## $serial
##
## Portmanteau Test (asymptotic)
##
## data: Residuals of VAR object modele.est12
## Chi-squared = 244.22, df = 240, p-value = 0.4122
```

i. Test de Ljung-Box *PT-adjusted*

Au seuil statistique de 5%, nous ne rejetons l'hypothèse nulle.

```
var.pt.adj = serial.test(modele.est12, lags.pt = 10, type = "PT.adjusted")
print(var.pt.adj)

##
## Portmanteau Test (adjusted)
##
## data: Residuals of VAR object modele.est12
## Chi-squared = 172.94, df = 144, p-value = 0.05035
```

```
## $serial
##
## Portmanteau Test (adjusted)
##
## data: Residuals of VAR object modele.est12
## Chi-squared = 172.94, df = 144, p-value = 0.05035
```

ii. Test de Ljung-Box *PT-asymptotic*

De même, au seul statistique de 5%, nous ne rejetons l'hypothèse nulle.

```
var.pt.adj = serial.test(modele.est12, lags.pt = 10, type = "PT.asymptotic")
print(var.pt.adj)
```

```
##
## Portmanteau Test (asymptotic)
##
## data: Residuals of VAR object modele.est12
## Chi-squared = 163.08, df = 144, p-value = 0.132
```

```
## $serial
##
## Portmanteau Test (asymptotic)
##
## data: Residuals of VAR object modele.est12
## Chi-squared = 163.08, df = 144, p-value = 0.132
```

3.5.2 Test d'hétéroscédasticité

L'objectif du test est de faire l'analyse de l'hétéroscédasticité conditionnelle. L'hypothèse nulle est donnée pour $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_h = 0$ et l'hypothèse alternative est $H_0 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_h \neq 0$.

Ne pas rejeter l'hypothèse nulle signifie donc l'absence d'hétéroscédasticité, c'est à dire la présence d'homoscédasticité. Pour notre cas, nous ne rejetons donc pas l'hypothèse nulle, cela signifie que la variance des erreurs est homoscédastique.

```
var.arch = arch.test(modele.est12)
print(var.arch)
```

```
##
## ARCH (multivariate)
##
## data: Residuals of VAR object modele.est12
## Chi-squared = 517.01, df = 500, p-value = 0.2901
```

```
## $arch.mul
##
## ARCH (multivariate)
##
## data: Residuals of VAR object modele.est12
## Chi-squared = 517.01, df = 500, p-value = 0.2901
```

3.5.3 Test de normalité des résidus

L'objectif du test est donc de réaliser test de Jarque-Bera multivarié. Il est donc question de choisir une factorisation des n résidus qui sont orthogonaux les uns aux autres. Les étapes du test : (i) obtenir la matrice de covariance des résidus, (ii) calculer la racine carrée de la matrice (et pourtant, obtenir les autovaleurs. Pour ainsi, on (iii) utilise la décomposition de Cholesky qui dépend de l'ordre des variables).

Le test de non-normalité est basé sur l'asymétrie et le kurtosis des résidus standardisés. L'hypothèse nulle du test est que les résidus sont normalement distribués. Il sied de souligner que le rejet de l'hypothèse nulle ne signifie pas l'interprétation et l'analyse des résultats, juste pour suggérer seulement de la prudence. La non-normalité des résidus dans les analyses de séries macroéconomiques est courante dans les études conduisant au test de Jarque-Bera.

Dans le cas de notre analyse, en considérant le test univarié de Jarque-Bera, les variables *masse monétaire* et *taux d'intérêt* l'hypothèse nulle de normalité résiduelle est rejetée. Car leurs statistiques ne sont donc pas significatives. C'est le contraire de deux autres variables *prix de biens* et *taux de chômage* dont on ne rejette pas l'hypothèse nulle de normalité des résidus. Mais lorsqu'on étend le raisonnement en bloc, on ne rejette pas non plus l'hypothèse nulle de normalité résiduelle.

```
var.norm = normality.test(modele.est12, multivariate.only = FALSE)
# print(var.norm)
```

3.5.4 Test de stabilité structurelle

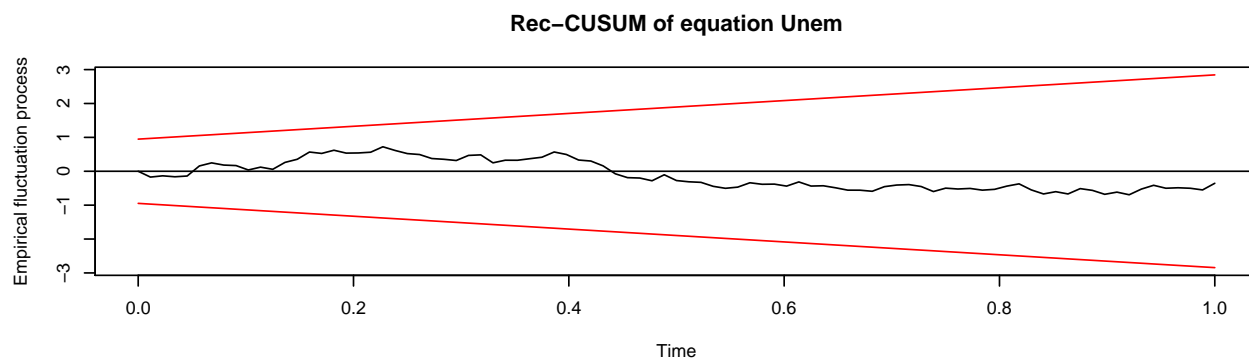
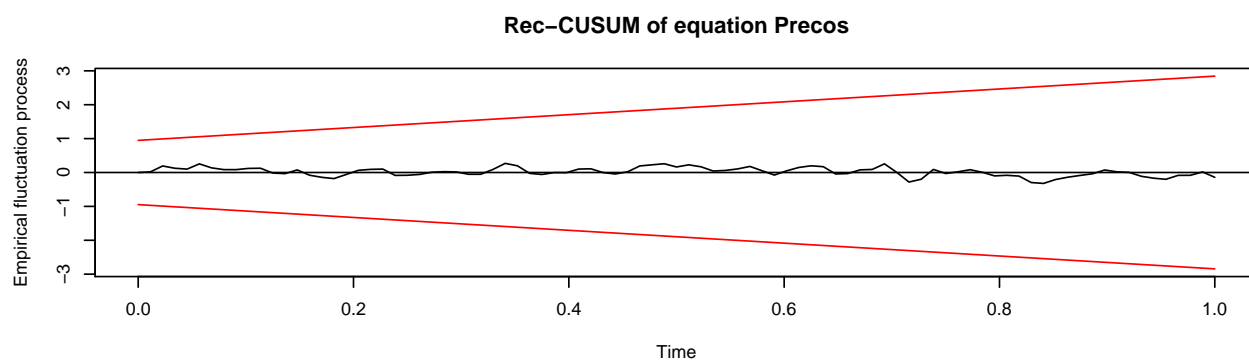
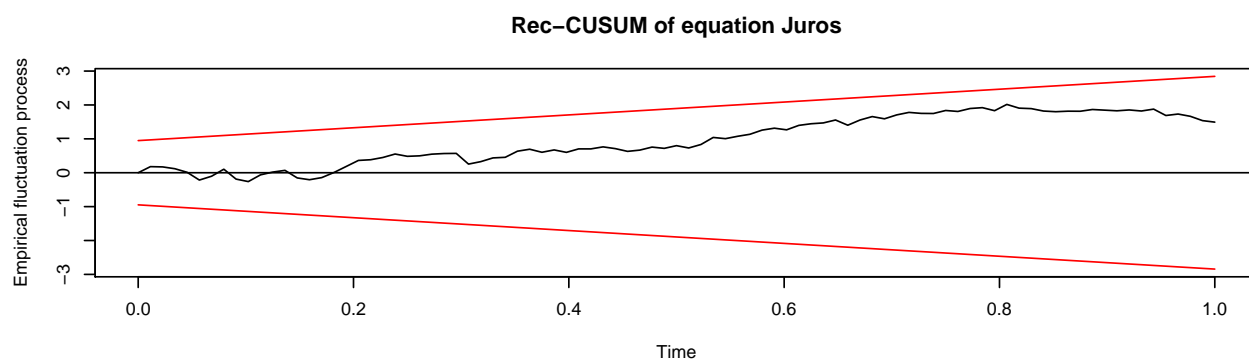
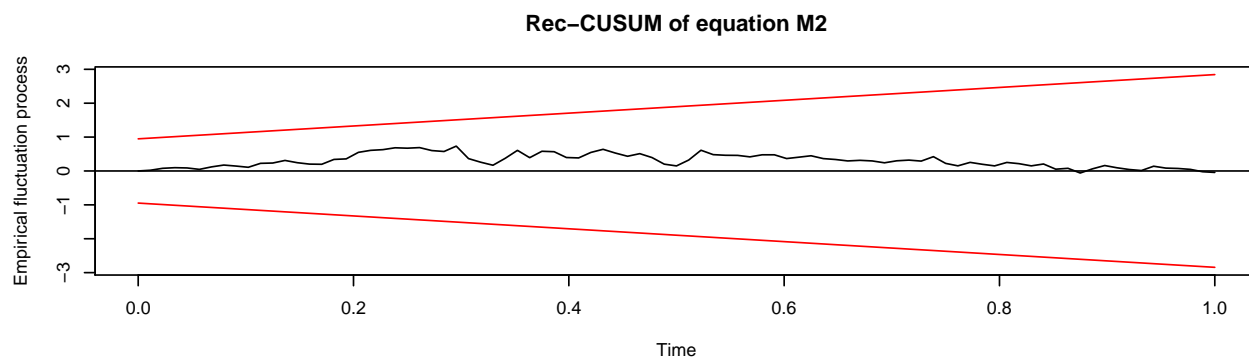
L'un des moyens d'analyser la stabilité structurelle consiste à utiliser les diagrammes CUSUM (Cumulative Sum Control Chart). Le graphique de contrôle CUSUM est un outil statistique qui accumule les informations des échantillons d'un processus en les pesant de manière égale, c'est-à-dire que les échantillons ont le même poids.

Prenant un intervalle de confiance de 95% autour de zéro, les limites inférieure et supérieure sont données par:

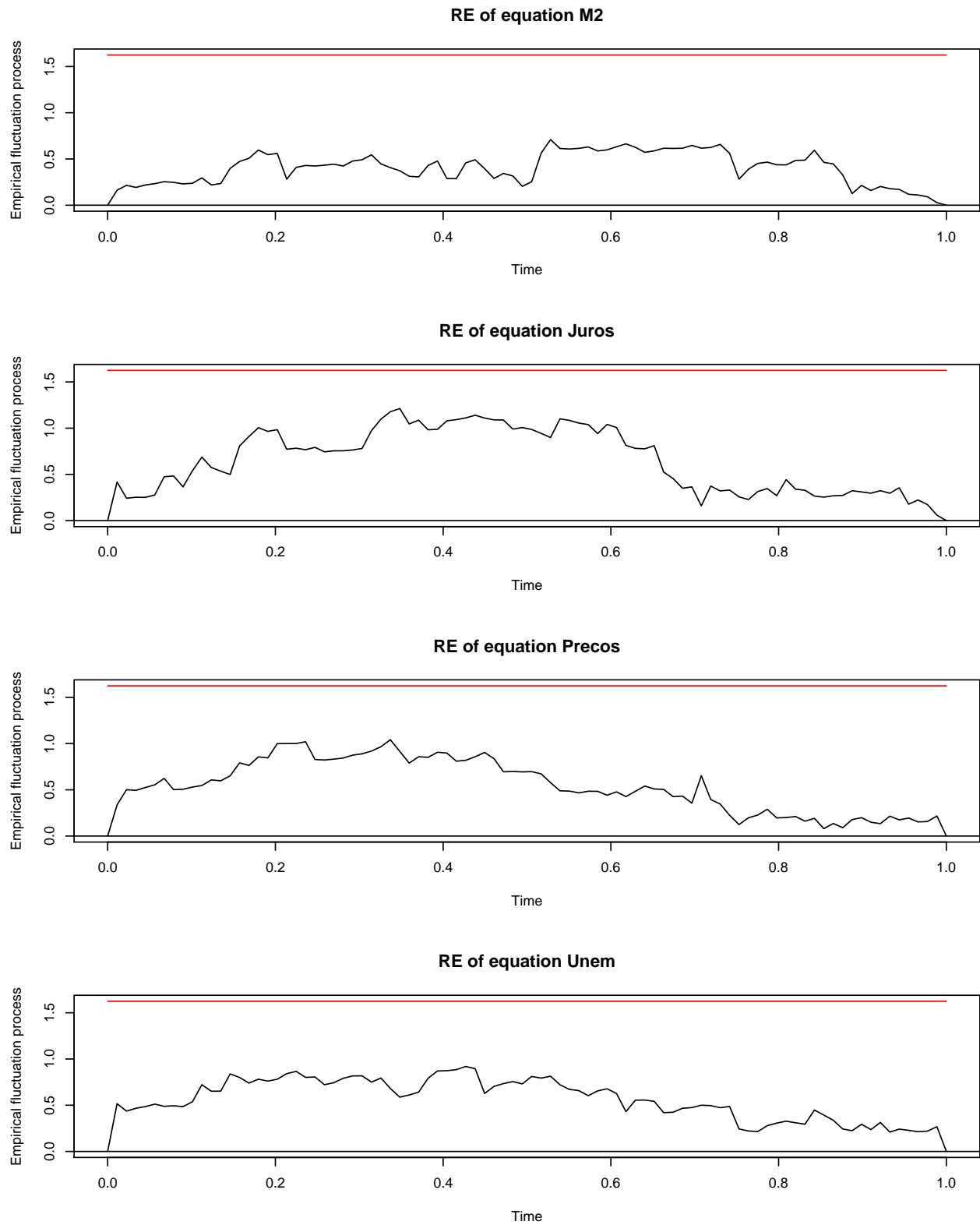
$$\left[-\frac{2}{\sqrt{T}}, \frac{2}{\sqrt{T}}\right],$$

où T est le nombre d'observation. Pour notre analyse, les diagrammes de CUSUM nous indiquent que la structure de la régression est stable.

```
plot(stability(modele.est12, type = "Rec-CUSUM"))
```



```
plot(stability(modele.est12, type = "fluctuation"))
```



3.6 Changement de l'ordination des variables

L'objectif est donc d'appliquer la décomposition de *Cholesky*, qui dépend, en effet, de l'ordre des variables.

```
Dados2 = Dados[,c(2, 1, 3, 4)]
# modele.ord = VAR(diff(log(Dados2)), p = 1, type = "const")

modele.ord = VAR(ts_stat[,c(2,1,3,4)], p = 1, type = "const")

var.norm2 = normality.test(modele.ord, multivariate.only = FALSE)
# var.norm2
```

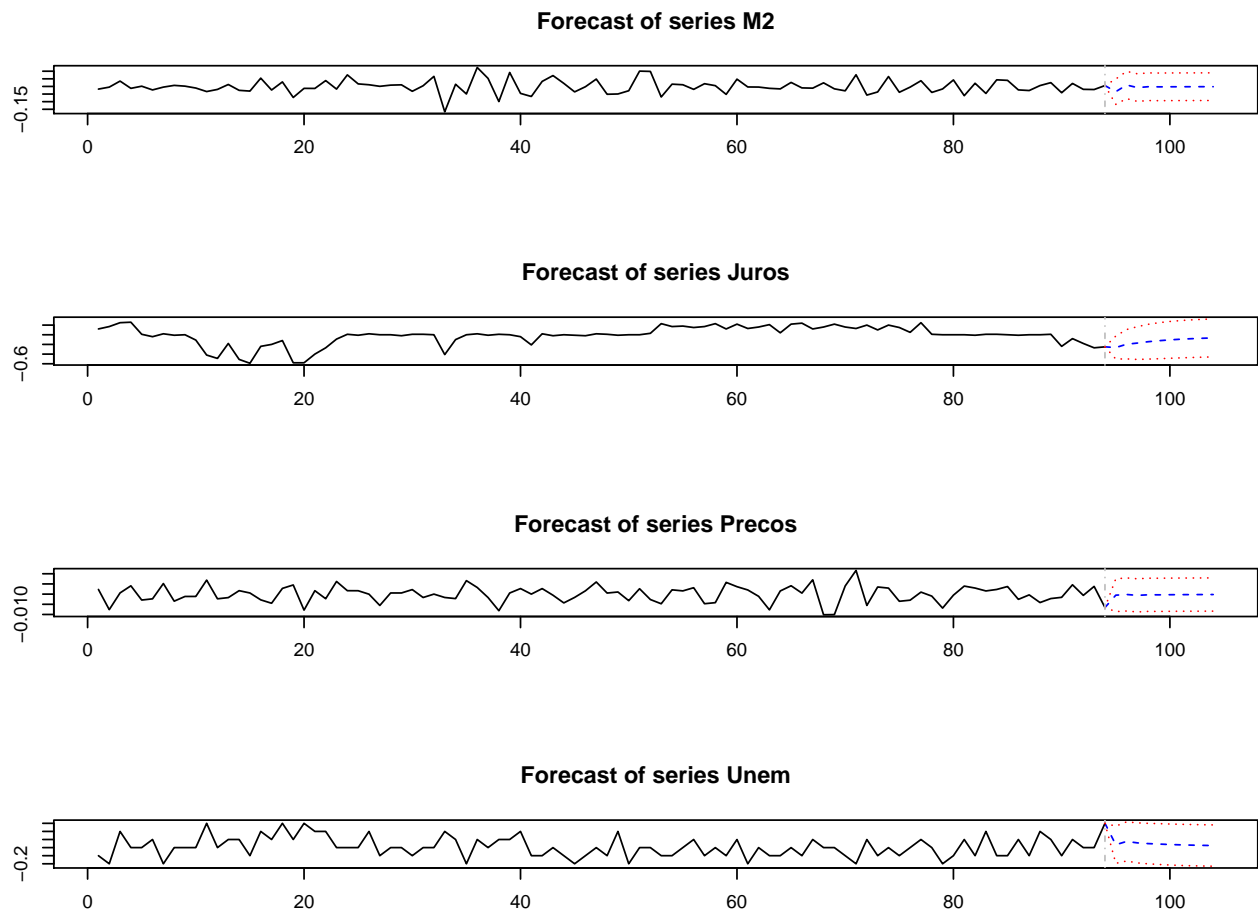
4 Prévision

Le processus de prévision pour le modèle multivarié est égal au processus de modèle univarié. Pour ainsi, considérons le modèle $VAR(1)$:

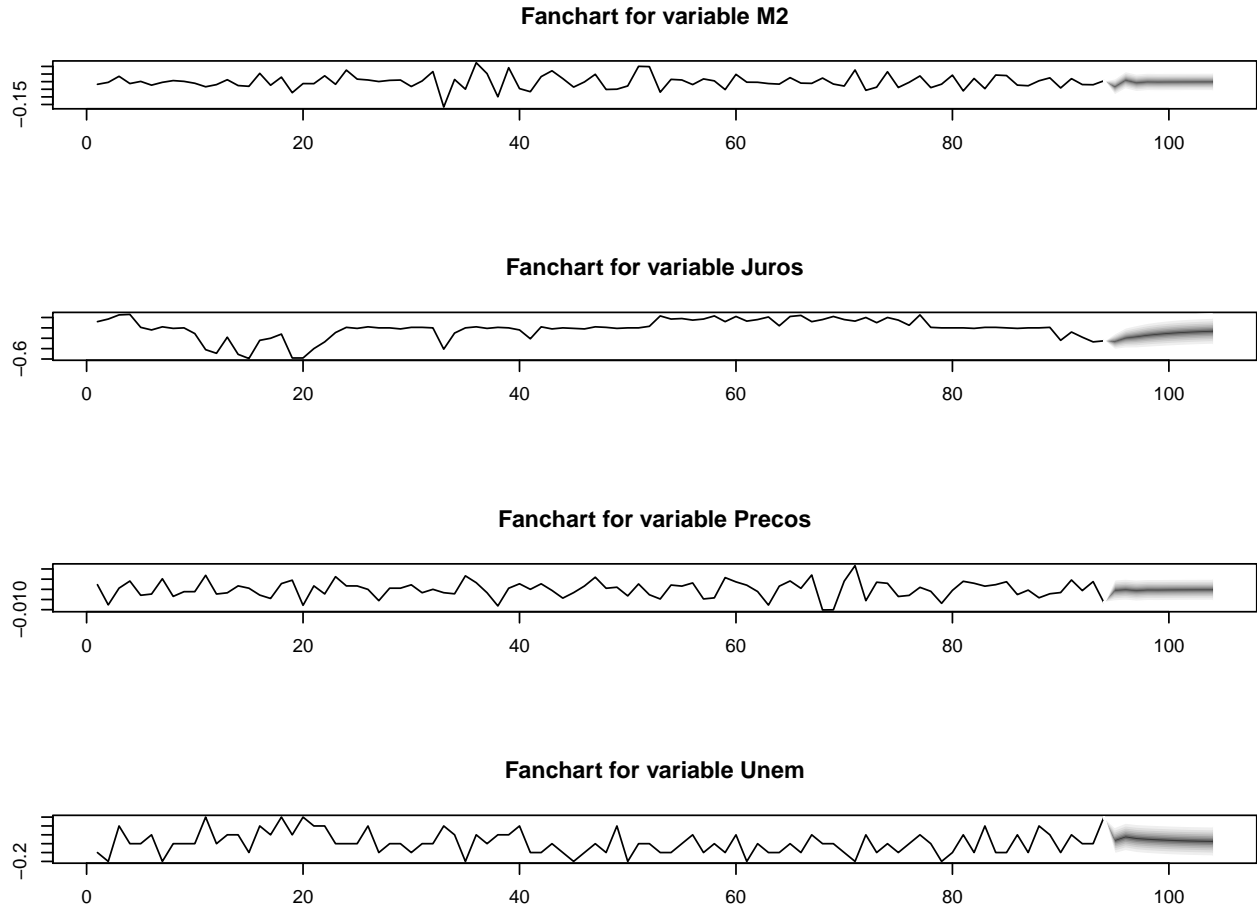
$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \mu_t$$

La prévision pour l'année $t + 1$ sera donnée pour : $E(X_{t+1}) = A_0 + A_1 X_t$, pour $t + 2$ sera de : $E(X_{t+2}) = A_0 + A_1 E(X_{t+1})$ et pour l'année $t + h$ est $E(X_{t+h}) = A_0 + A_1 E(X_{t+h-1})$.

```
var.predict = predict(modele.est12, n.ahead = 10, ci = 0.95)
plot(var.predict)
```




```
fanchart(var.predict)
```



5 Causalité

Juros *Granger-causa* M2, si la valeur de M2 dans t peut être prédite plus précisément que si les valeurs passées de Juros sont considérées, en plus des valeurs passées de M2.

Mais si le scalaire de Juros ne peut pas causer le scalaire de M2, alors on conclut que Juros non *Granger-causa* M2. On utilise le test F conventionnel, valable, lorsque les coefficients d'intérêt peuvent être écrits afin de multiplier des variables stationnaires.

En considérant le système sous forme réduite, les hypothèses de test de causalité de Granger se présentent comme : $H_0 : a_{21,1} = a_{21,2} = \dots = a_{21,p} = 0$ et $H_1 : a_{21,1} \neq a_{21,2} \neq \dots \neq a_{21,i} \neq 0$ pour quelques $i = 1, 2, \dots, p$. Et que la statistique F est donnée pour :

$$F = \frac{(\hat{e}_r^2 - \hat{e}_\mu^2)/p}{\hat{e}_\mu^2/(T - 2p - 1)} \mapsto F(p, T - 2p - 1),$$

où \hat{e}_r, \hat{e}_μ sont des résidus du modèle restreint et irrestrict. Si $F > F_c$ alors on rejette l'hypothèse nulle, Juros ne cause pas M2 au sens de Granger.

Il est nécessaire de noter que : le test de causalité de Granger n'est pas le même que le test de exogénéité. De manière générale, pour que z_t soit exogène à y_t , il est nécessaire que z_t ne soit pas simultanément affecté par y_t . La forme réduite du VAR ne permet pas ce type de test. Le test de causalité de Granger inclut les valeurs actuelles et passées de y_t sur z_t .

```
grangertest(diff(log(Juros)) ~ diff(log(M2)), data = Dados2)
```

```
## Granger causality test
##
## Model 1: diff(log(Juros)) ~ Lags(diff(log(Juros)), 1:1) + Lags(diff(log(M2)), 1:1)
## Model 2: diff(log(Juros)) ~ Lags(diff(log(Juros)), 1:1)
##   Res.Df Df       F Pr(>F)
## 1      91
## 2      92 -1 0.7134 0.4005
```

```
grangertest(diff(log(Juros)) ~ diff(log(Precos)), data = Dados2)
```

```
## Granger causality test
##
## Model 1: diff(log(Juros)) ~ Lags(diff(log(Juros)), 1:1) + Lags(diff(log(Precos)), 1:1)
## Model 2: diff(log(Juros)) ~ Lags(diff(log(Juros)), 1:1)
##   Res.Df Df       F Pr(>F)
## 1      91
## 2      92 -1 0.2092 0.6485
```

À court terme, le taux d'intérêt a un effet positif sur la masse monétaire. Un choc aléatoire sur le taux d'intérêt a un effet direct sur la masse monétaire. En considérant un retard sur les variables taux d'intérêt et masse monétaire, le test de Granger nous confirme de ne pas rejeter l'hypothèse nulle.

```
var.cause = causality(modele.est12, cause = c("M2", "Precos", "Unem"))
var.cause
```

```
## $Granger
##
##   Granger causality H0: M2 Precos Unem do not Granger-cause Juros
##
## data:  VAR object modele.est12
## F-Test = 3.165, df1 = 3, df2 = 352, p-value = 0.02461
##
##
## $Instant
##
##   H0: No instantaneous causality between: M2 Precos Unem and Juros
##
## data:  VAR object modele.est12
## Chi-squared = 14.601, df = 3, p-value = 0.002192
```

Le test robuste de causalité

```
var.cause1 = causality(modele.est12, cause = c("M2", "Precos", "Unem"),
                        vcov. = vcovHC(modele.est12))
var.cause1
```

```
## $Granger
##
##   Granger causality H0: M2 Precos Unem do not Granger-cause Juros
```

```
##
## data:  VAR object modele.est12
## F-Test = 2.123, df1 = 3, df2 = 352, p-value = 0.097
##
##
## $Instant
##
## H0: No instantaneous causality between: M2 Precos Unem and Juros
##
## data:  VAR object modele.est12
## Chi-squared = 14.601, df = 3, p-value = 0.002192
```

Au regard de test de causalité au sens de Granger, nous pouvons conclure que le taux d'intérêt cause l'augmentation de la masse monétaire, du prix de biens de consommation et une baisse du taux de chômage pendant la période considérée. Mais toute fois nous restons prudent à l'interprétation des variables de contrôles, étant donné que le taux d'intérêt considéré dans cette analyse est le taux des fonds fédéraux qui est le taux d'intérêt auquel les fonds de dépôt fédéraux sont détenus les uns avec les autres au jour le jour. C'est différent du taux directeur de la banque centrale américaine, bien que ce taux dépend directement du taux directeur. Nous l'avons utilisé ici comme un proxy. Il peut avoir une relation directe avec la masse monétaire mais pas nécessairement avec le prix et le chômage, la prudence exige dans l'interprétation. Autre chose, travailler avec les données américaines reste délicate puisque les définitions de certains termes diffèrent de la connaissance générale que nous avons.

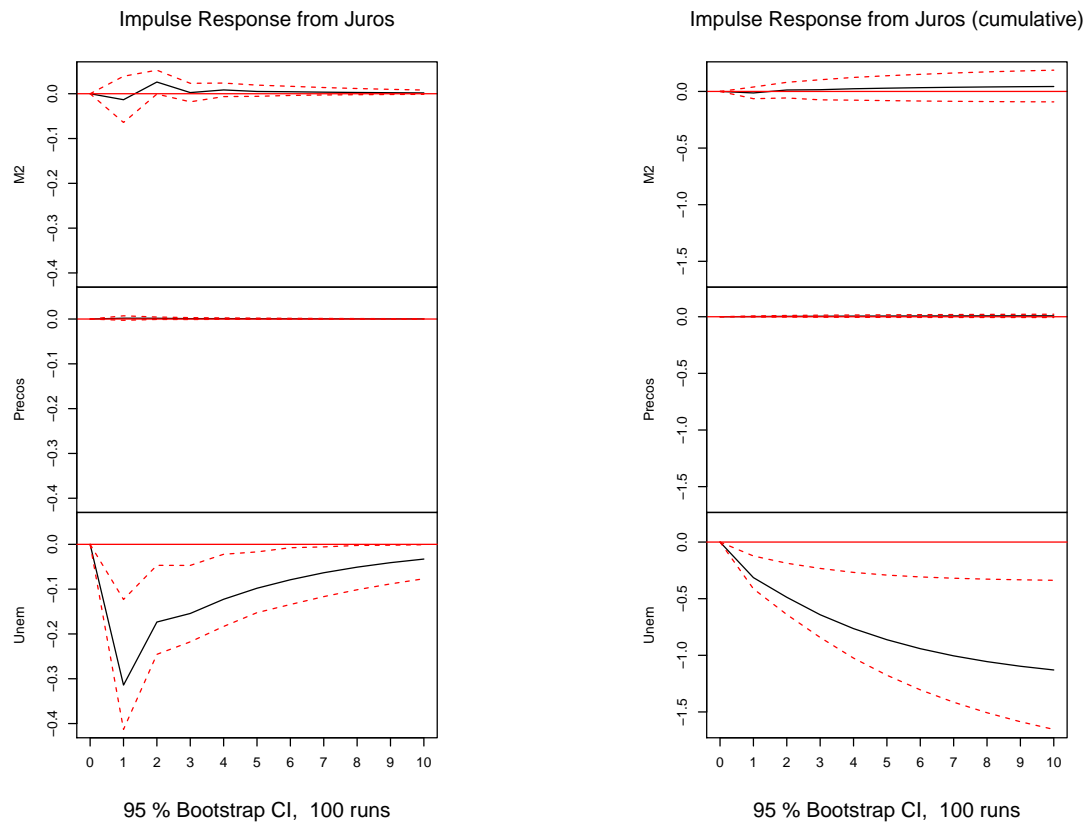
6 Fonction impulse response, IRF

La fonction de réponse impulsionnelle représente le mécanisme de transmission des chocs aléatoires. Un choc aléatoire sur une variable (impulsion) va provoquer un changement (réponse) sur les autres variables du modèle.

La fonction de réponse impulsionnelle décrit l'impact d'un choc fini sur une variable donnée dans le temps. Elle dépend de l'ordre des variables (voir le point 3.6. C'est ce qu'on appelle la décomposition de *Cholesky*).

La fonction de réponse impulsionnelle est calculée à l'aide de coefficients estimés. Un intervalle de confiance doit être pris en compte dans ces estimations. De ce fait, cette plage peut être calculée analytiquement ou par des méthodes d'expériences de Monte Carlo (voir par exemple, Hamilton, 1994 et Lutkepoh, 2005).

```
var.irf1 = irf(modele.est12, impulse = "Juros", response = c("M2", "Precos", "Unem"),
               ortho = FALSE, cumulative = FALSE, boot = TRUE, seed = 12345)
var.irf2 = irf(modele.est12, impulse = "Juros", response = c("M2", "Precos", "Unem"),
               ortho = FALSE, cumulative = TRUE, boot = TRUE, seed = 12345)
```

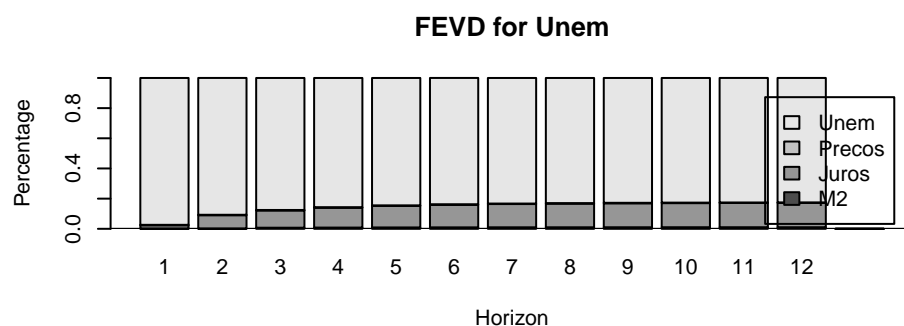
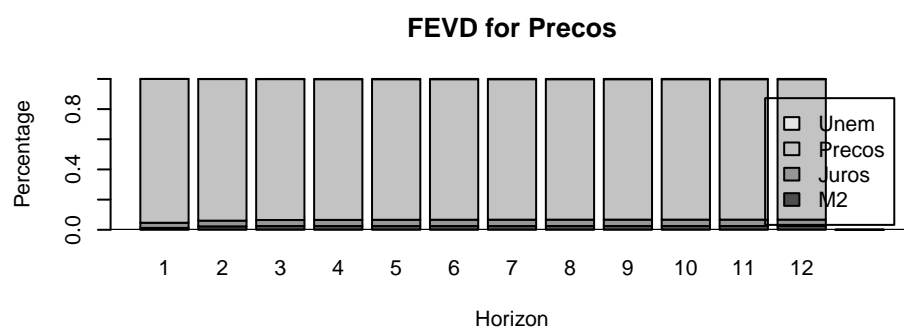
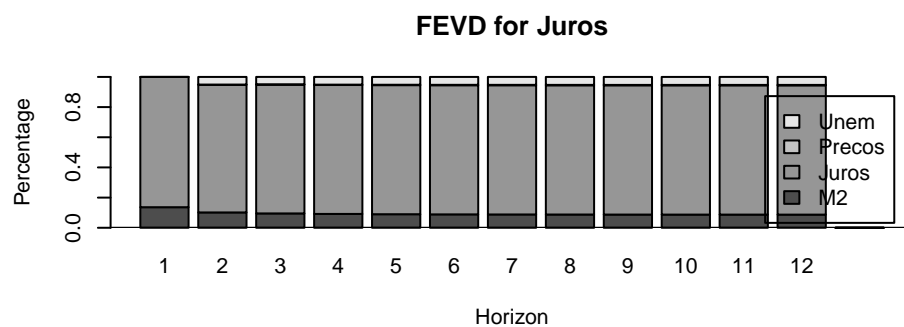
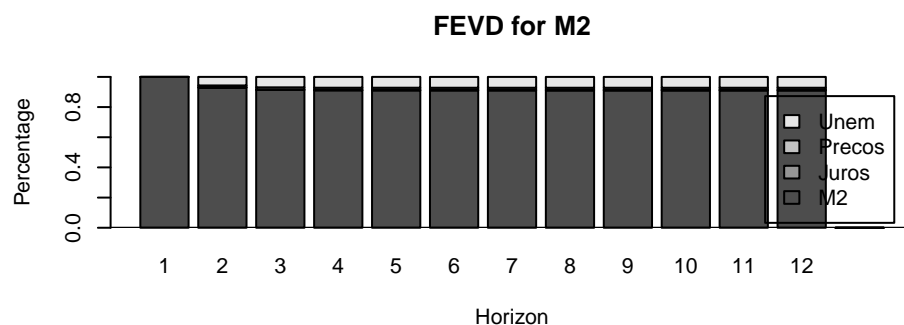


La cause essentielle de cette crise provient en effet de l'extraordinaire variabilité de la politique monétaire américaine au cours de la période considérée. Or, celle-ci est bien évidemment décidée par des autorités publiques. C'est ainsi que la Fed est passée d'un taux d'intérêt de 6.5% en 2000 (voir graphique au dessus) à un taux de 1.75% fin 2001 et 1% en 2003. Il y eut ensuite une lente remontée à partir de 2004 jusqu'à atteindre 4.5% en 2006. Pendant toute la période de bas taux d'intérêt et de crédit facile, le monde a été submergé de liquidités. Afin de profiter de cette magnifique occasion de profits faciles, les établissements financiers ont accordé des crédits à des emprunteurs de moins en moins fiables, comme l'a montré la crise des *subprimes*. Lorsque l'on est revenu à des taux d'intérêt plus normaux, les excès du passé sont apparus au grand jour : c'est l'éclatement de la *bulle financière*. Le graphique de la fonction de réponse impulsionnelle nous le démontre parfaitement. Un choc du taux d'intérêt a augmenté la masse monétaire pendant la période considérée.

7 Décomposition de la variance d'erreur prévue, FEVD

L'objectif est de déterminer le pourcentage de la variance de l'erreur de prévision qui dérive de chaque variable endogène le long de l'horizon de prévision. La décomposition de la variance d'erreur prévue indique la part avec laquelle chaque choc contribue à la variation d'une certaine variable dans le temps. Cela dépend aussi de l'ordre des variables.

```
var.fevd = fevd(modele.est12, n.ahead = 12)
plot(var.fevd)
```



Conclusion

Notre objectif dans ce travail a été de vérifier si la politique monétaire qui avait été la cause de la crise financière de 2008. Pour ce, nous avons considéré quatre variables macroéconomiques pour analyser ce phénomène en utilisant le modèle VAR dans notre analyse. Les résultats ont montrés qu'un choc sur le taux d'intérêt avait provoqué une augmentation de la masse monétaire. Mais aussi la baisse du taux d'intérêt a

provoqué l'augmentation d crédit bancaire qui, une fois que le taux a augmenté cela a provoquer une pénurie de crédit. Quand à la spécification du modèle utilisé, les résidus n'ont présentés aucun signe d'effet ARCH. C'est à dire que l'hypothèse nulle d'homoscédasticité ne peut pas être rejetée (voir le test d'hétéroscédasticité). Comme c'est beaucoup récurrent en utilisant les données macroéconomiques, la normalité résiduelle n'a été vérifié que pour deux variables et les deux autres n'ont pas été. Pour perfectionner notre connaissance, d'autres spécifications seront imprégnées dans un futur proche pour améliorer les problèmes non traités par la modélisation VAR. Le message que nous voulions deduire de la presente etude n'est pas aussi net que nous le souhaiterions mais il est tres important de souligner que les etudes anterieures sur ce sujet n'ont jamais permis de degager des evidences indiscutables.

Historiquement, les réactions des autorités monétaires et gouvernementales aux variables de condition économique ainsi que leur politique économique de stabilisation n'ont jamais été suffisamment coordonnées et importantes pour permettre d'en rendre compte statistiquement de façon indiscutable, ce qui, du point de vue de l'économiste, n'invalide certainement pas la discussion, même controversée du problème de la stabilisation macroéconomique (Gordon, 1977). Par ailleurs, malgré la sévérite du test appliqué et l'objet même de son application, certaines relations statistiques demeurent. Ainsi donc, nous croyons que les conclusions tirées représentent la confirmation, par les techniques empiriques, de l'existence de relations économiques. L'utilisation d'autres techniques (modèles) devient alors intéressante afin de déceler quelles relations defieraient les doutes les plus hérétiques.

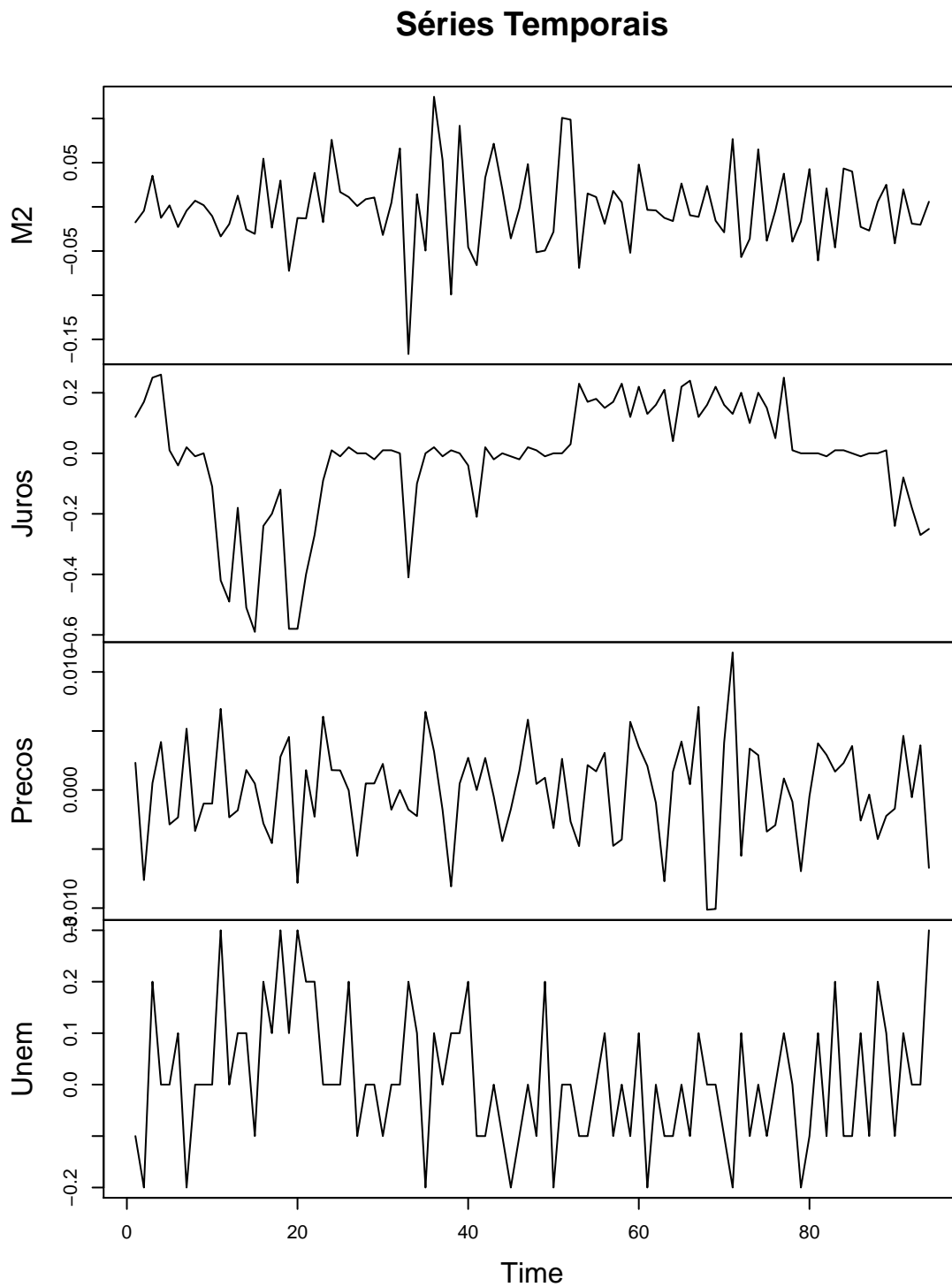
Bibliographie

1. Algan, Y., Cahuc, P., Zylberberg, A., 2002. Public employment and labour market performance. *Economic Policy* 1, 9–65.
2. Biau, O., Girard, E., 2005. Politique budgétaire et dynamique économique en France: l'approche VAR structurel. *Économie et Prévision* 169–171, 1–24.
3. Blanchard, O., Perotti, R., 2002. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics* 117, 1329–1368.
4. Bueno, R. L. S. *Econometria de Séries Temporais*, 2a. Edição, *Cengage Learning*, 2011. Cap. 6.
5. De Castro Fernández, F., Hernández de Cos, P., 2006. The economic effects of exogenous fiscal shocks in Spain: a SVAR approach. ECB Working Paper, vol. 647. *European Central Bank*, Frankfurt.
6. Galí, J., López-Salido, D., Vallés, J., in press. Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association*, March 2007 issue (forthcoming).
7. John B. Taylor, 2008. The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong. Novembre, www.stanford.edu/~johntayl/FCPR.pdf.
8. Lütkepohl, H., Saikkonen, P., Trenkler, C., 2001. Maximum eigenvalue versus trace tests for the cointegrating rank of a VAR process. *Econometrics Journal* 4, 287–310.
9. Sims, C.A., Zha, T., 1999. Error bands for impulse responses. *Econometrica* 67, 1113–1155.
10. Stock, J.H., Watson, M.W., 2001. Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives* 15, 101–115.

Annexe

A1 : Graphique des variables en niveau

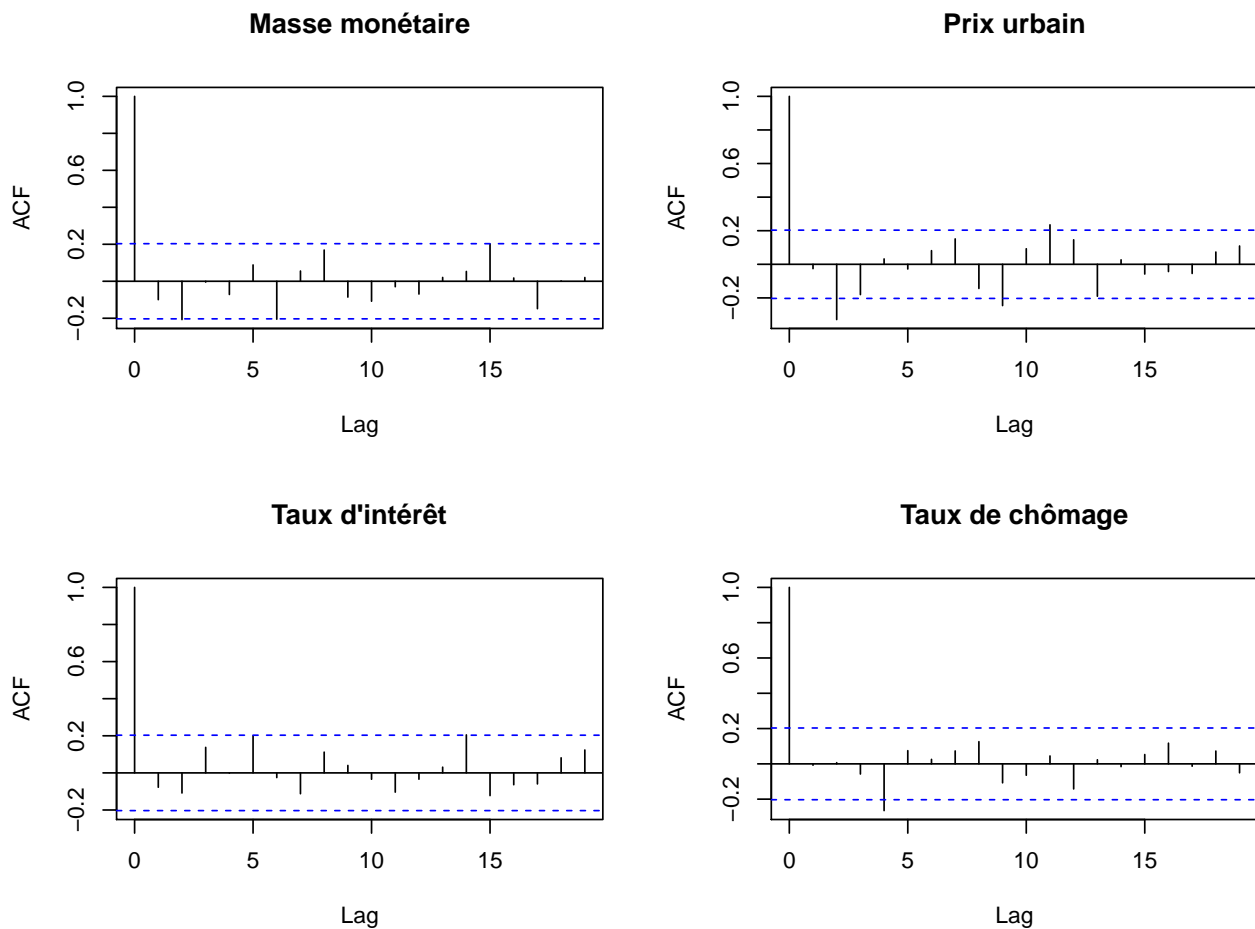
```
plot(ts_stat,main="Séries Temporaires")
```



A2 : Graphique des autocorrélations

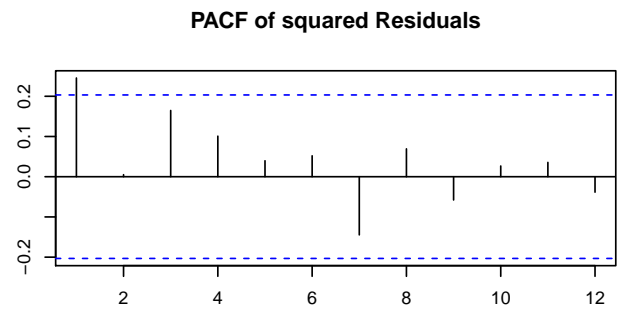
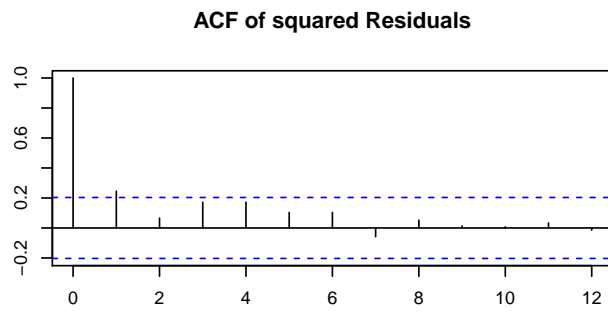
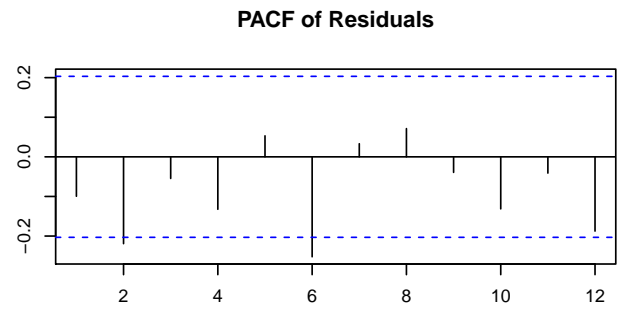
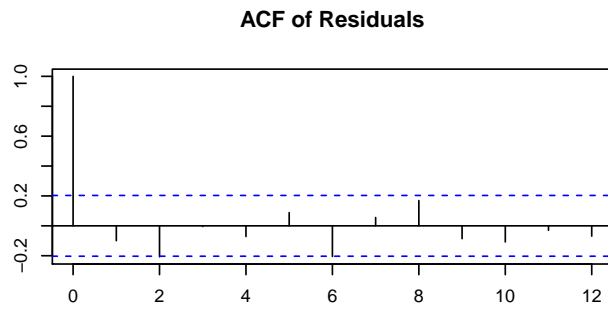
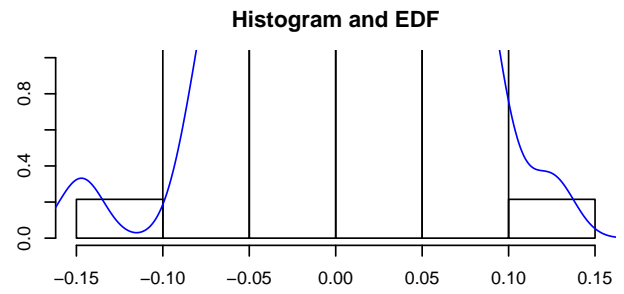
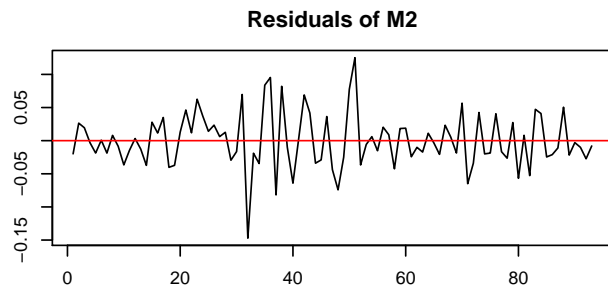
```
layout(matrix(1:4, nrow = 2, ncol = 2))

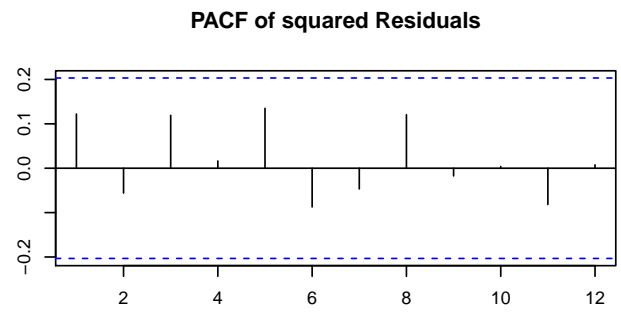
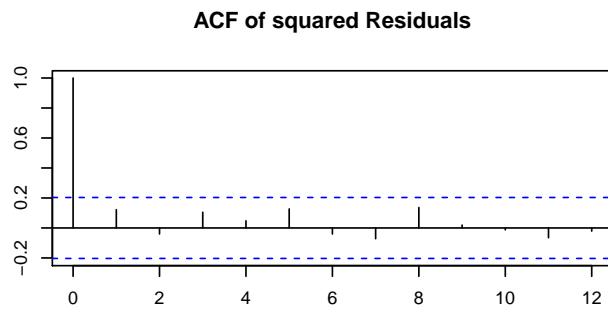
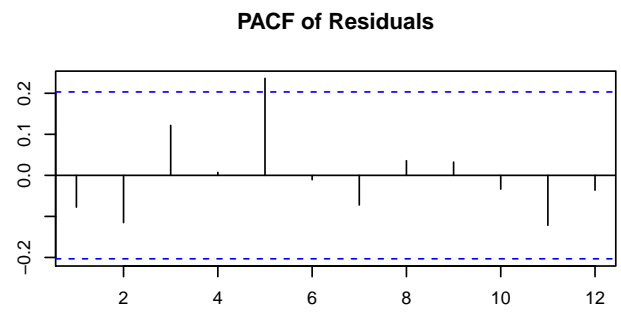
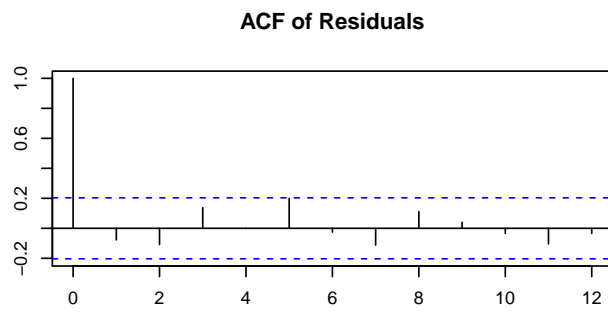
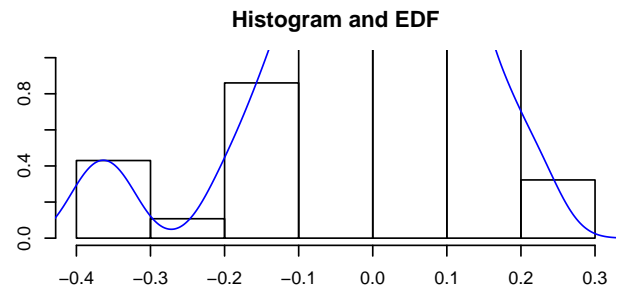
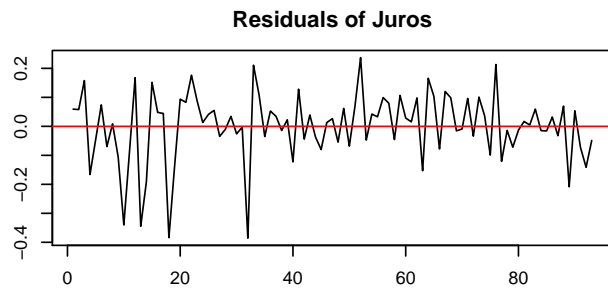
acf(residuals(modele.est12)[,1], main = "Masse monétaire")
acf(residuals(modele.est12)[,2], main = "Taux d'intérêt")
acf(residuals(modele.est12)[,3], main = "Prix urbain")
acf(residuals(modele.est12)[,4], main = "Taux de chômage")
```

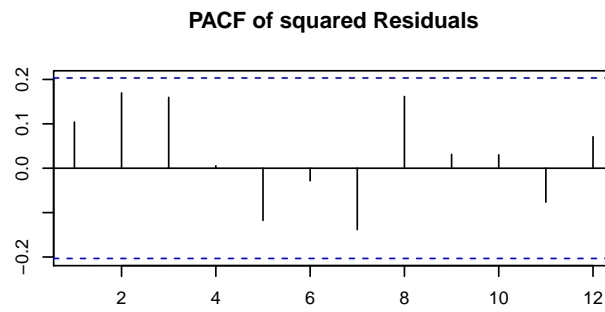
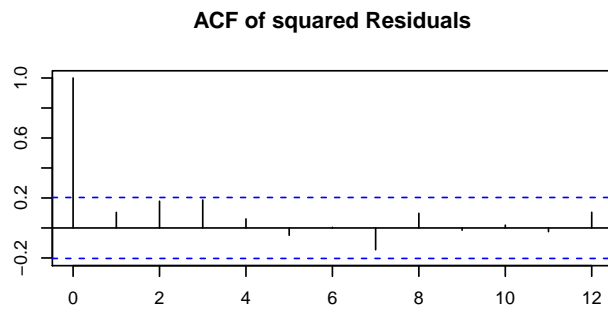
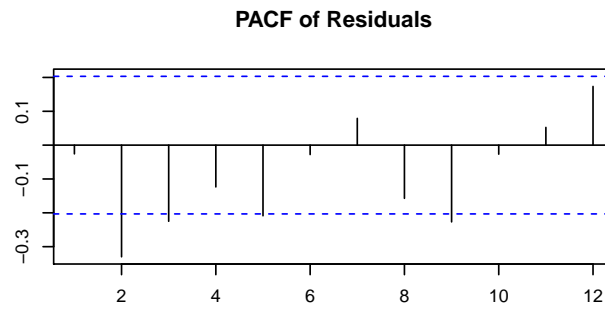
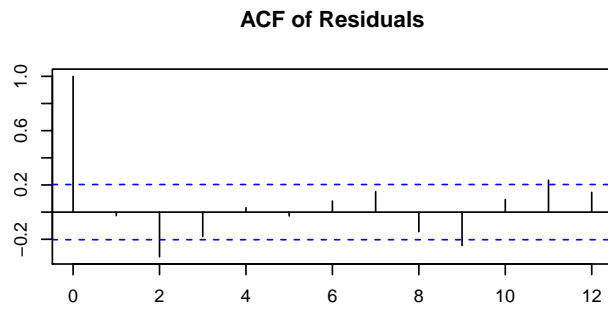
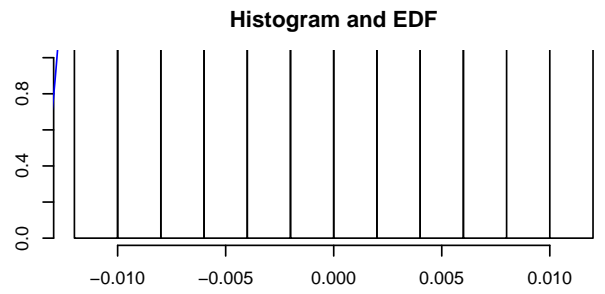
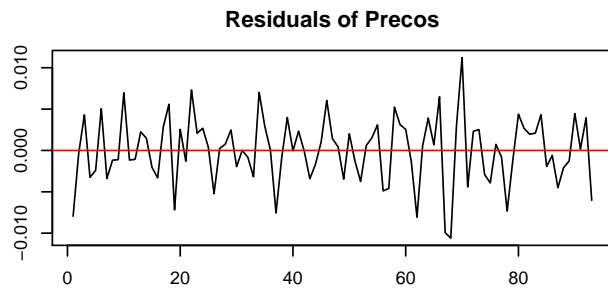


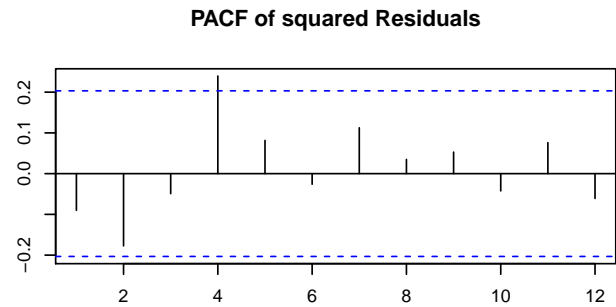
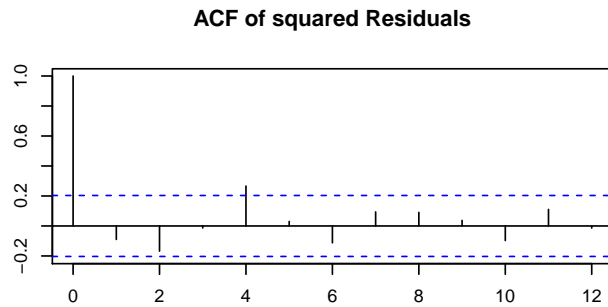
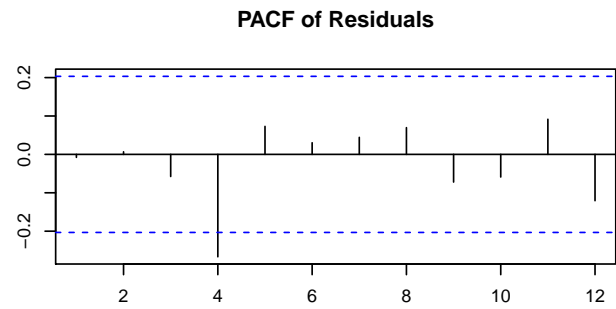
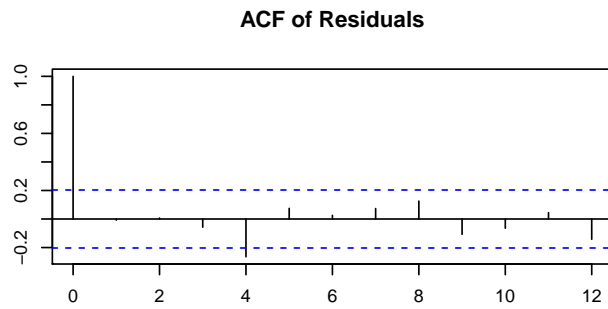
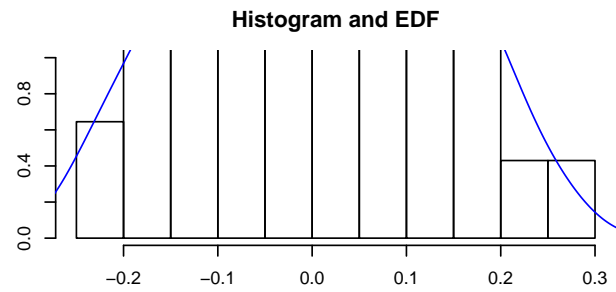
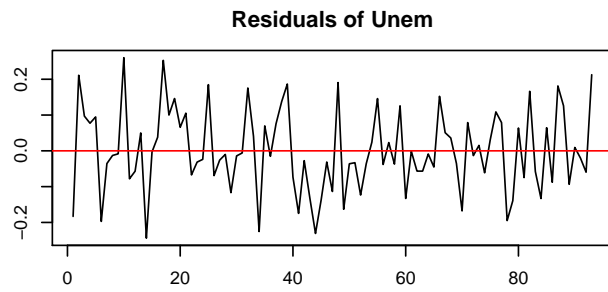
A3 : Normalité des erreurs

```
par(mar=c(1.5,1,1.5,1)*2)
plot(var.norm)
```







```
print(var.norm)
```

```
## $M2
##
## JB-Test (univariate)
##
## data: Residual of M2 equation
## Chi-squared = 7.8034, df = 2, p-value = 0.02021
##
##
## $Juros
##
## JB-Test (univariate)
##
## data: Residual of Juros equation
## Chi-squared = 33.099, df = 2, p-value = 6.495e-08
##
##
## $Precos
##
## JB-Test (univariate)
##
## data: Residual of Precos equation
## Chi-squared = 0.97649, df = 2, p-value = 0.6137
```

```

##
##
## $Unem
##
## JB-Test (univariate)
##
## data: Residual of Unem equation
## Chi-squared = 0.99428, df = 2, p-value = 0.6083
##
##
## $JB
##
## JB-Test (multivariate)
##
## data: Residuals of VAR object modele.est12
## Chi-squared = 19.41, df = 8, p-value = 0.01281
##
##
## $Skewness
##
## Skewness only (multivariate)
##
## data: Residuals of VAR object modele.est12
## Chi-squared = 5.8959, df = 4, p-value = 0.2071
##
##
## $Kurtosis
##
## Kurtosis only (multivariate)
##
## data: Residuals of VAR object modele.est12
## Chi-squared = 13.514, df = 4, p-value = 0.009018

## $jb.uni
## $jb.uni$M2
##
## JB-Test (univariate)
##
## data: Residual of M2 equation
## Chi-squared = 7.8034, df = 2, p-value = 0.02021
##
##
## $jb.uni$Juros
##
## JB-Test (univariate)
##
## data: Residual of Juros equation
## Chi-squared = 33.099, df = 2, p-value = 6.495e-08
##
##
## $jb.uni$Precos
##
## JB-Test (univariate)
##

```

```

## data: Residual of Precos equation
## Chi-squared = 0.97649, df = 2, p-value = 0.6137
##
##
## $jb.uni$Unem
##
## JB-Test (univariate)
##
## data: Residual of Unem equation
## Chi-squared = 0.99428, df = 2, p-value = 0.6083
##
##
##
## $jb.mul
## $jb.mul$JB
##
## JB-Test (multivariate)
##
## data: Residuals of VAR object modele.est12
## Chi-squared = 19.41, df = 8, p-value = 0.01281
##
##
## $jb.mul$Skewness
##
## Skewness only (multivariate)
##
## data: Residuals of VAR object modele.est12
## Chi-squared = 5.8959, df = 4, p-value = 0.2071
##
##
## $jb.mul$Kurtosis
##
## Kurtosis only (multivariate)
##
## data: Residuals of VAR object modele.est12
## Chi-squared = 13.514, df = 4, p-value = 0.009018

```

A4 : Prévision

```
var.predict
```

```

## $M2
##          fcst      lower      upper      CI
## [1,] -0.034397278 -0.11756873 0.04877417 0.08317145
## [2,]  0.009498592 -0.08013381 0.09913099 0.08963240
## [3,] -0.007685122 -0.09832821 0.08295796 0.09064309
## [4,] -0.001824435 -0.09259809 0.08894922 0.09077366
## [5,] -0.002756292 -0.09355123 0.08803865 0.09079494
## [6,] -0.002234511 -0.09304108 0.08857206 0.09080657
## [7,] -0.002009218 -0.09282215 0.08880372 0.09081293
## [8,] -0.001830098 -0.09264732 0.08898713 0.09081723
## [9,] -0.001670421 -0.09249038 0.08914954 0.09081996

```

```

## [10,] -0.001549817 -0.09237154 0.08927191 0.09082173
##
## $Juros
##          fcst          lower          upper          CI
## [1,] -0.26458620 -0.5021945 -0.02697789 0.2376083
## [2,] -0.19582602 -0.4996837 0.10803167 0.3038577
## [3,] -0.17166322 -0.5106516 0.16732520 0.3389884
## [4,] -0.14338219 -0.5034053 0.21664091 0.3600231
## [5,] -0.12262722 -0.4955055 0.25025106 0.3728783
## [6,] -0.10567162 -0.4866381 0.27529486 0.3809665
## [7,] -0.09204101 -0.4781308 0.29404876 0.3860898
## [8,] -0.08111927 -0.4704800 0.30824143 0.3893607
## [9,] -0.07233366 -0.4637902 0.31912290 0.3914566
## [10,] -0.06528066 -0.4580836 0.32752228 0.3928029
##
## $Precos
##          fcst          lower          upper          CI
## [1,] -0.0005281087 -0.008580401 0.007524183 0.008052292
## [2,] -0.0001794883 -0.008306867 0.007947891 0.008127379
## [3,] -0.0006149292 -0.008763308 0.007533449 0.008148378
## [4,] -0.0003292256 -0.008483751 0.007825300 0.008154525
## [5,] -0.0003510090 -0.008508807 0.007806789 0.008157798
## [6,] -0.0002940895 -0.008453956 0.007865777 0.008159866
## [7,] -0.0002657257 -0.008426877 0.007895426 0.008161151
## [8,] -0.0002400947 -0.008402087 0.007921898 0.008161993
## [9,] -0.0002195789 -0.008382111 0.007942953 0.008162532
## [10,] -0.0002032822 -0.008366163 0.007959599 0.008162881
##
## $Unem
##          fcst          lower          upper          CI
## [1,] 0.03526537 -0.1946381 0.2651688 0.2299035
## [2,] 0.07609147 -0.1657637 0.3179466 0.2418551
## [3,] 0.05836897 -0.1891025 0.3058404 0.2474714
## [4,] 0.04958270 -0.2007003 0.2998657 0.2502830
## [5,] 0.04371581 -0.2084741 0.2959057 0.2521899
## [6,] 0.03799643 -0.2153956 0.2913885 0.2533921
## [7,] 0.03380806 -0.2203587 0.2879748 0.2541668
## [8,] 0.03032059 -0.2243450 0.2849861 0.2546655
## [9,] 0.02754889 -0.2274378 0.2825356 0.2549867
## [10,] 0.02531730 -0.2298764 0.2805110 0.2551937

```

A5 : Fonction impulse response

IRF 1

```
var.irf1
```

```

##
## Impulse response coefficients
## $Juros
##          M2          Precos          Unem
## [1,] 0.000000000 0.000000000 0.000000000
## [2,] -0.013350036 0.0018947731 -0.31410392

```

```

## [3,] 0.026074273 0.0017069731 -0.17340221
## [4,] 0.002540885 0.0009227970 -0.15427912
## [5,] 0.008451316 0.0009731776 -0.12256327
## [6,] 0.005018512 0.0006987086 -0.09797471
## [7,] 0.004415267 0.0005847711 -0.07903847
## [8,] 0.003492564 0.0004644380 -0.06335754
## [9,] 0.002802679 0.0003738741 -0.05093127
## [10,] 0.002256790 0.0003003240 -0.04090208
## [11,] 0.001810284 0.0002411737 -0.03285653
##
##
## Lower Band, CI= 0.95
## $Juros
##           M2           Precos           Unem
## [1,] 0.0000000000 0.0000000000 0.00000000
## [2,] -0.0641950368 -0.0027940083 -0.41308907
## [3,] -0.0007770462 -0.0009028946 -0.24551867
## [4,] -0.0180836801 -0.0010867332 -0.21761033
## [5,] -0.0064281921 -0.0005871024 -0.18322976
## [6,] -0.0057861269 -0.0004912226 -0.15245828
## [7,] -0.0038377848 -0.0003986043 -0.13423769
## [8,] -0.0027914388 -0.0003226629 -0.11670601
## [9,] -0.0021664938 -0.0002614799 -0.10135848
## [10,] -0.0016918374 -0.0002123275 -0.08827419
## [11,] -0.0013355723 -0.0001723846 -0.07677334
##
##
## Upper Band, CI= 0.95
## $Juros
##           M2           Precos           Unem
## [1,] 0.0000000000 0.0000000000 0.0000000000
## [2,] 0.038980519 0.0071643538 -0.1230590638
## [3,] 0.052548831 0.0044621200 -0.0468747820
## [4,] 0.023262340 0.0031084878 -0.0470431840
## [5,] 0.023776442 0.0025180992 -0.0221474017
## [6,] 0.019236586 0.0020265865 -0.0168711779
## [7,] 0.016566441 0.0016038319 -0.0075256887
## [8,] 0.013815254 0.0013015277 -0.0056968866
## [9,] 0.011610346 0.0010540503 -0.0024246246
## [10,] 0.009757063 0.0008535262 -0.0018910685
## [11,] 0.008247710 0.0007000756 -0.0008563357

```

IRF 2

```
var.irf2
```

```

##
## Impulse response coefficients
## $Juros
##           M2           Precos           Unem
## [1,] 0.00000000 0.000000000 0.00000000
## [2,] -0.01335004 0.001894773 -0.3141039
## [3,] 0.01272424 0.003601746 -0.4875061

```



```

## [4,] 0.01526512 0.004524543 -0.6417852
## [5,] 0.02371644 0.005497721 -0.7643485
## [6,] 0.02873495 0.006196429 -0.8623232
## [7,] 0.03315022 0.006781200 -0.9413617
## [8,] 0.03664278 0.007245638 -1.0047192
## [9,] 0.03944546 0.007619512 -1.0556505
## [10,] 0.04170225 0.007919836 -1.0965526
## [11,] 0.04351253 0.008161010 -1.1294091
##
##
## Lower Band, CI= 0.95
## $Juros
##           M2           Precos           Unem
## [1,] 0.00000000 0.000000000 0.00000000
## [2,] -0.06419504 -0.002794008 -0.4130891
## [3,] -0.05776361 -0.003241905 -0.6399635
## [4,] -0.07417886 -0.004419540 -0.8421621
## [5,] -0.07714132 -0.005002086 -1.0248554
## [6,] -0.08116141 -0.005585586 -1.1758987
## [7,] -0.08458018 -0.005998654 -1.3046671
## [8,] -0.08732023 -0.006340217 -1.4139213
## [9,] -0.08942417 -0.006604152 -1.5068325
## [10,] -0.09100545 -0.006756717 -1.5864774
## [11,] -0.09220237 -0.006824360 -1.6542689
##
##
## Upper Band, CI= 0.95
## $Juros
##           M2           Precos           Unem
## [1,] 0.00000000 0.000000000 0.00000000
## [2,] 0.03898052 0.007164354 -0.1230591
## [3,] 0.08044708 0.011110384 -0.1869180
## [4,] 0.10306663 0.013743244 -0.2328276
## [5,] 0.12363556 0.015502804 -0.2680938
## [6,] 0.13856854 0.017084759 -0.2916845
## [7,] 0.15089155 0.018414707 -0.3079620
## [8,] 0.16266113 0.019485965 -0.3194424
## [9,] 0.17262179 0.020663997 -0.3275969
## [10,] 0.18082082 0.021441262 -0.3334210
## [11,] 0.18762810 0.022035524 -0.3375901

```

A6 : Décomposition de la Variance d'erreur prévue

```
var.fevd
```

```

## $M2
##           M2           Juros           Precos           Unem
## [1,] 1.0000000 0.0000000000 0.00000000 0.00000000
## [2,] 0.9297737 0.0002836364 0.01327892 0.05666372
## [3,] 0.9132526 0.0030032126 0.01451150 0.06923270
## [4,] 0.9106277 0.0031735667 0.01449884 0.07169992
## [5,] 0.9102136 0.0035518669 0.01449456 0.07173995

```

```

## [6,] 0.9100046 0.0037347322 0.01449289 0.07176775
## [7,] 0.9098840 0.0038607321 0.01449121 0.07176405
## [8,] 0.9098048 0.0039417010 0.01449039 0.07176315
## [9,] 0.9097538 0.0039936562 0.01448977 0.07176274
## [10,] 0.9097210 0.0040273024 0.01448939 0.07176232
## [11,] 0.9096998 0.0040489741 0.01448914 0.07176211
## [12,] 0.9096861 0.0040629648 0.01448898 0.07176196
##
## $Juros
##           M2           Juros           Precos           Unem
## [1,] 0.13636788 0.8636321 0.000000000 0.00000000
## [2,] 0.10171115 0.8463541 0.001393021 0.05054177
## [3,] 0.09502206 0.8540904 0.002122349 0.04876523
## [4,] 0.09169106 0.8546647 0.002407411 0.05123680
## [5,] 0.08983385 0.8557520 0.002551517 0.05186261
## [6,] 0.08880795 0.8562231 0.002641045 0.05232790
## [7,] 0.08817716 0.8565320 0.002692661 0.05259820
## [8,] 0.08779063 0.8567203 0.002725129 0.05276397
## [9,] 0.08754744 0.8568382 0.002745386 0.05286896
## [10,] 0.08739335 0.8569132 0.002758248 0.05293520
## [11,] 0.08729503 0.8569610 0.002766452 0.05297754
## [12,] 0.08723205 0.8569916 0.002771707 0.05300465
##
## $Precos
##           M2           Juros           Precos           Unem
## [1,] 0.01232308 0.03426564 0.9534113 0.000000000
## [2,] 0.02265932 0.03795813 0.9386718 0.0007107236
## [3,] 0.02496435 0.03985508 0.9340513 0.0011293136
## [4,] 0.02492676 0.04061505 0.9326506 0.0018075875
## [5,] 0.02497384 0.04130884 0.9319111 0.0018062540
## [6,] 0.02499458 0.04170303 0.9314407 0.0018616435
## [7,] 0.02500608 0.04196808 0.9311488 0.0018770491
## [8,] 0.02501474 0.04213735 0.9309578 0.0018900774
## [9,] 0.02501993 0.04224665 0.9308353 0.0018980895
## [10,] 0.02502337 0.04231719 0.9307562 0.0019032523
## [11,] 0.02502557 0.04236268 0.9307051 0.0019066044
## [12,] 0.02502699 0.04239203 0.9306722 0.0019087588
##
## $Unem
##           M2           Juros           Precos           Unem
## [1,] 0.001901835 0.02153145 0.002971598 0.9735951
## [2,] 0.002116471 0.08805150 0.002743760 0.9070883
## [3,] 0.007293059 0.11440830 0.003182212 0.8751164
## [4,] 0.008067978 0.13214206 0.003144644 0.8566453
## [5,] 0.009062195 0.14312302 0.003192441 0.8446223
## [6,] 0.009568504 0.14997061 0.003201296 0.8372596
## [7,] 0.009909029 0.15434890 0.003210731 0.8325313
## [8,] 0.010124721 0.15713764 0.003216196 0.8295214
## [9,] 0.010262785 0.15892726 0.003219729 0.8275902
## [10,] 0.010351674 0.16007689 0.003222016 0.8263494
## [11,] 0.010408816 0.16081672 0.003223479 0.8255510
## [12,] 0.010445637 0.16129326 0.003224424 0.8250367

```

A7 : Test de Racine Unitaire

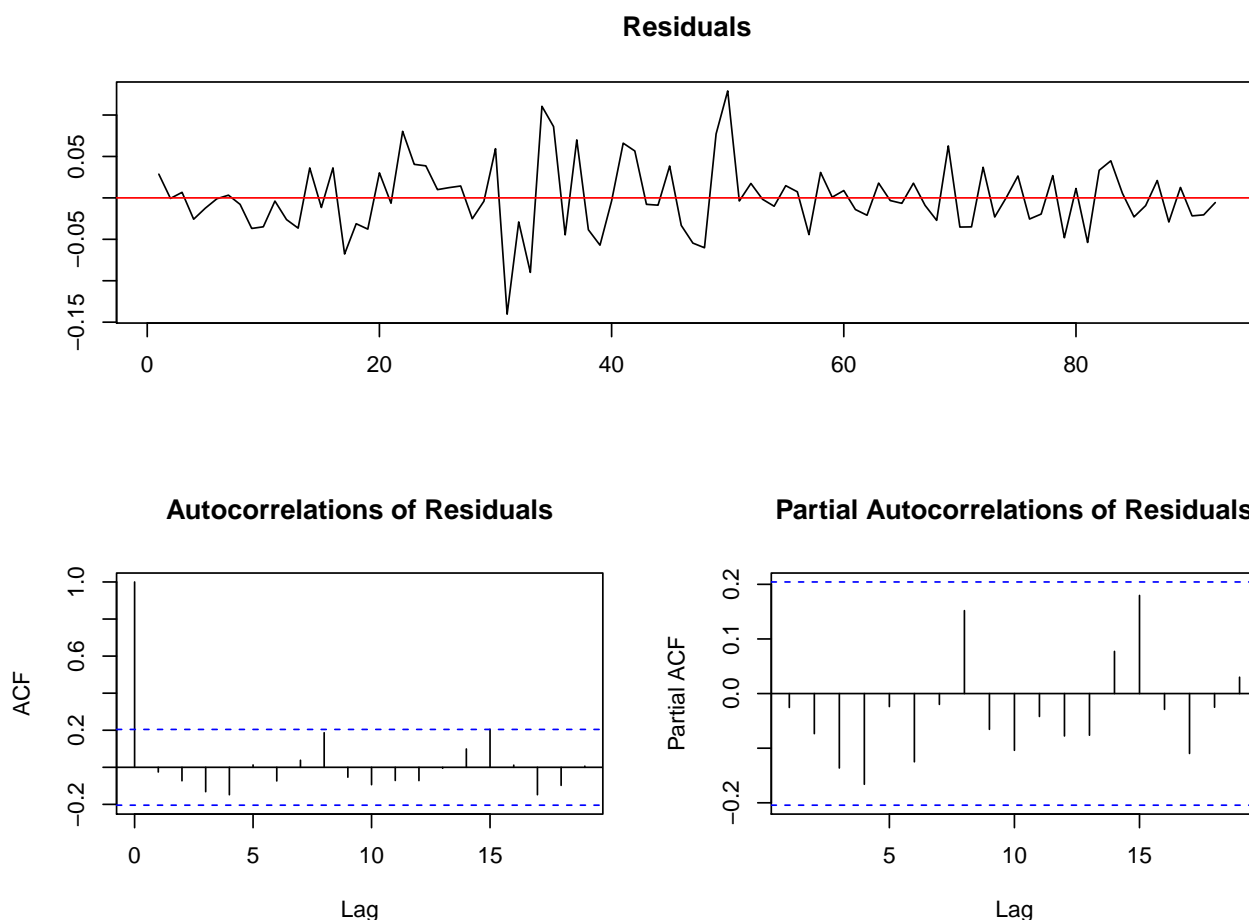
1. Dickey Fuller Test

Erreur du type I: probabilité de rejeter l'hypothèse nulle lorsque cette hypothèse est vraie. *Erreur de type II*: probabilité de ne pas rejeter l'hypothèse nulle quand l'hypothèse alternative est vraie.

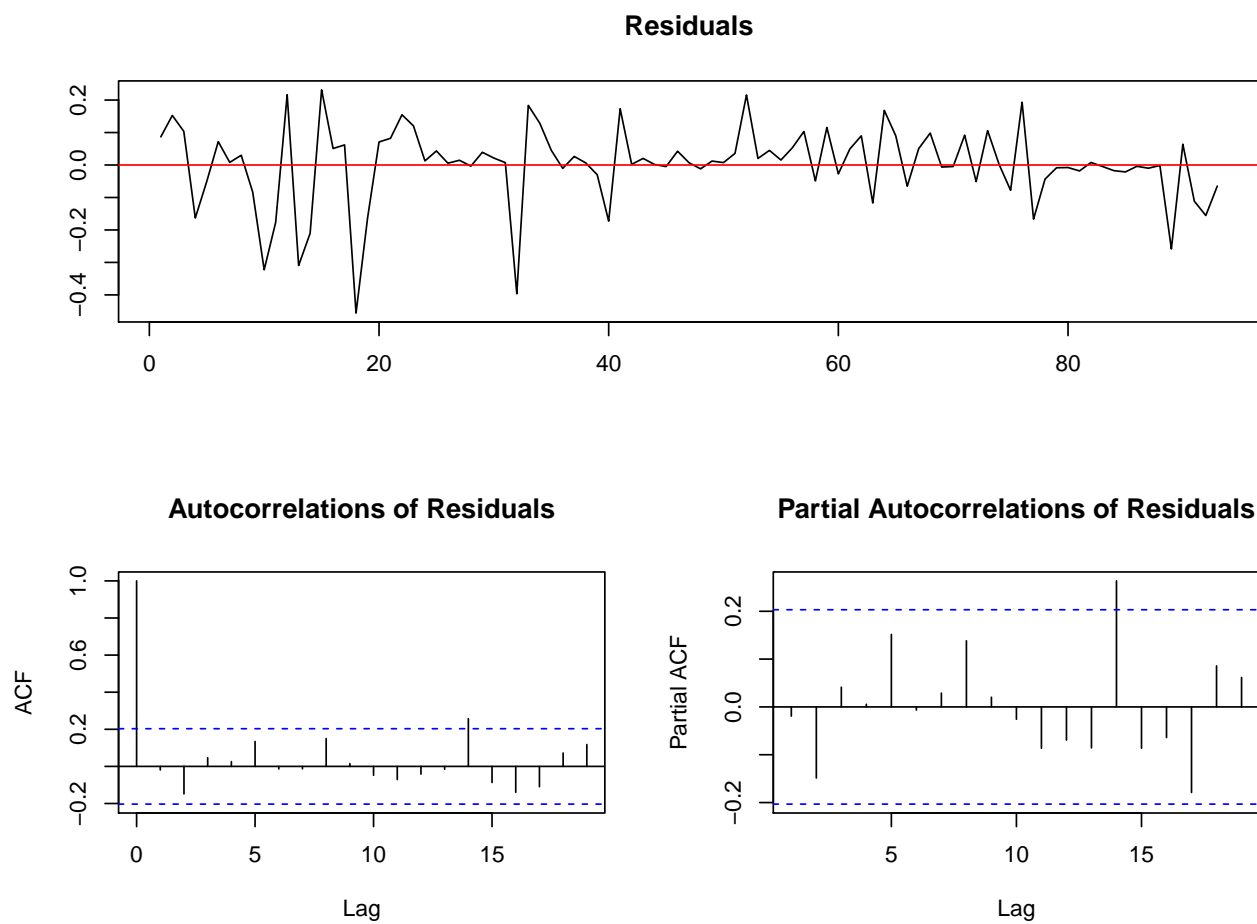
Puissance du test: il est calculé en déduisant la probabilité de commettre une erreur de type II, c'est-à-dire la probabilité de rejeter l'hypothèse nulle lorsqu'elle est effectivement fausse. Puissance de tests du DF et de l'ADF en général, elle est faible en raison de la persistance et/ou de la tendance élevée des variables macroéconomiques.

La conséquence ce qu'on a souvent tendance à accepter l'existence de d'une racine unitaire alors qu'en fait nous devrions le rejeter. Le test DF suppose que les résidus ne sont pas corrélés, un moyen de s'assurer que c'est d'inclure les différences dans la variable dépendante dans le test de régression, c'est-à-dire appliquer le test ADF.

```
plot(ur.df(ts_m2Stat, type = "trend", lags = 1))
```

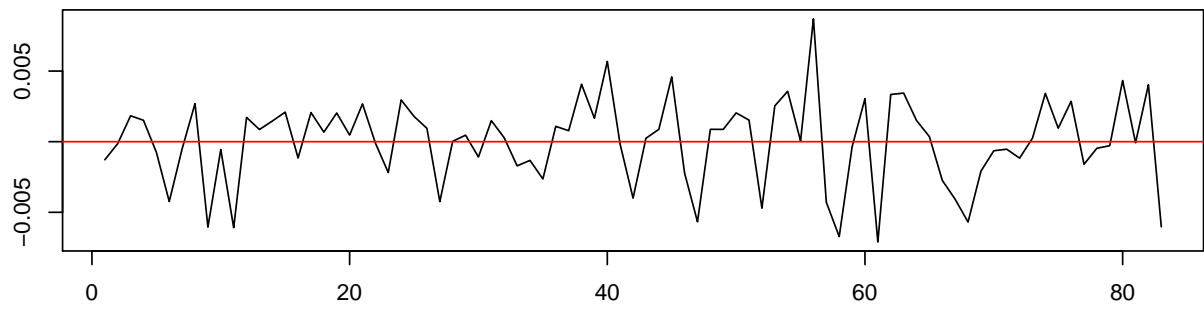


```
plot(ur.df(ts_jurosStat, type = "trend", lags = 1))
```

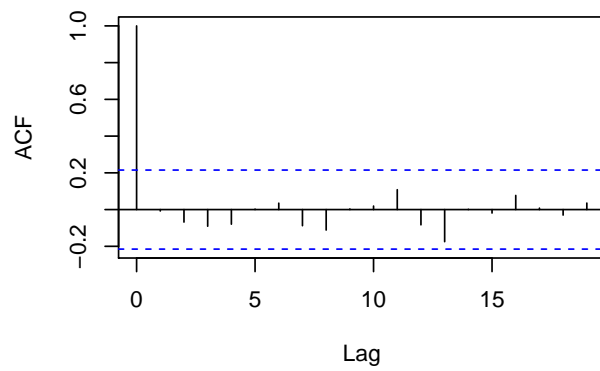


```
plot(ur.df(ts_precStat, type = "trend", lags = 10))
```

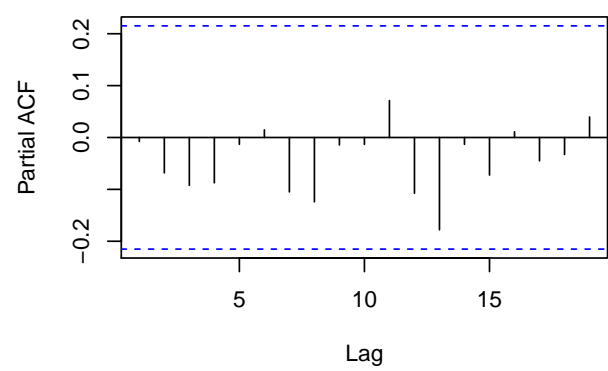
Residuals



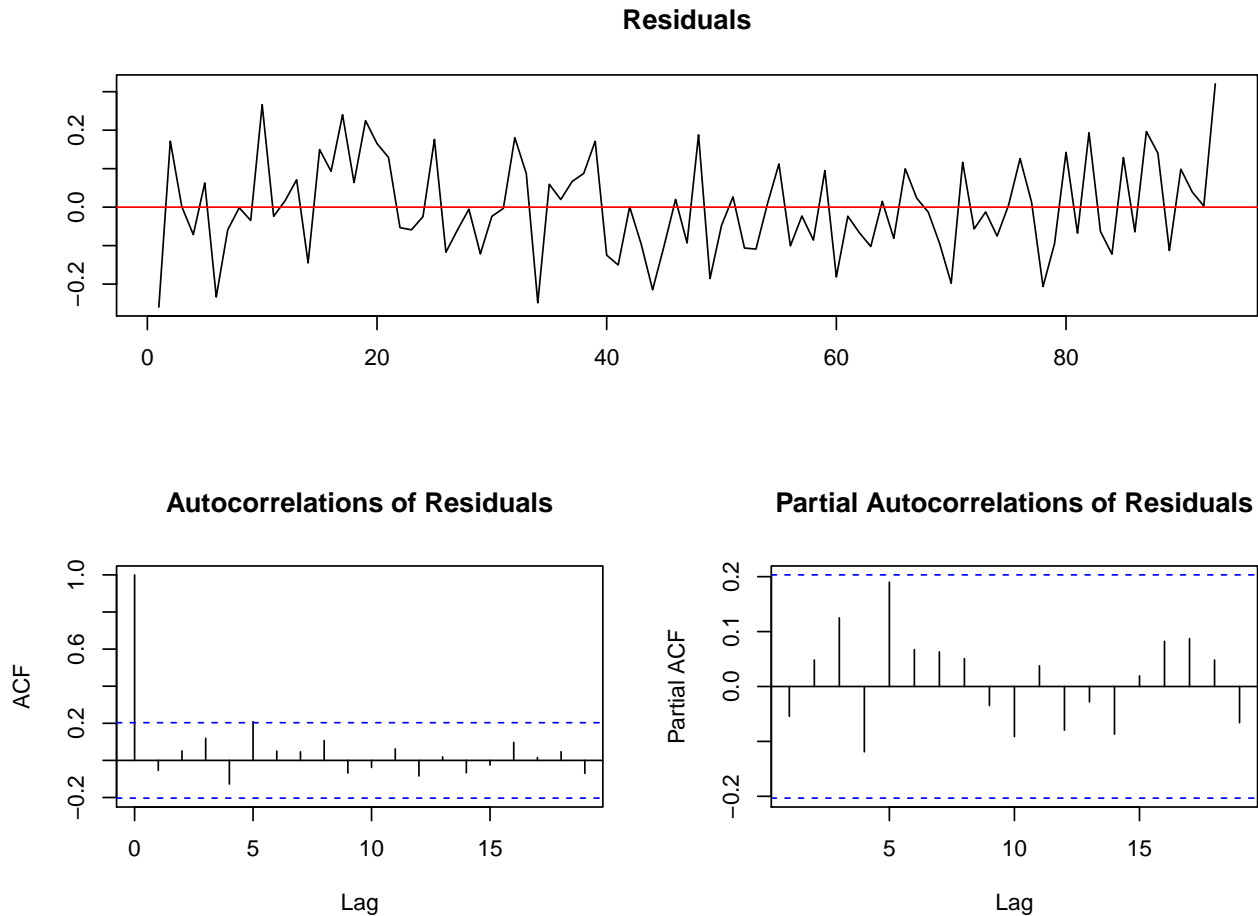
Autocorrelations of Residuals



Partial Autocorrelations of Residuals



```
plot(ur.df(ts_unempStat, type = "trend", lags = 1))
```



```
#summary(ur.df(ts_m2Stat, type = "trend", lags = 1))
```

2. Test de Phillips-Perron

Phillips et Perron (1988) ont proposé une correction non paramétrique du test de Dickey et Fuller, générant une statistique cohérente même s'il existe une corrélation en série des erreurs. Le test est basé sur la même hypothèse nulle et la même structure de test DF.

```
#plot(ur.pp(ts_m2Stat, type = "Z-tau", model = "trend", lags = "short"))
#plot(ur.pp(ts_jurosStat, type = "Z-tau", model = "trend", lags = "short"))
#plot(ur.pp(ts_precStat, type = "Z-tau", model = "trend", lags = "short"))
#plot(ur.pp(ts_unempStat, type = "Z-tau", model = "trend", lags = "short"))
#summary(ur.pp(ts_m2Stat, type = "Z-tau", model = "trend", lags = "short"))
```

3. Test de DF-GLS (ERS-Elliot, Rothenberg et Stock)

Elliot, Rothenberg et Stock (1996) ont proposé un test pour résoudre les complications causées par l'inclusion de termes déterministes en présence de racine unitaire DF et ADF. Il s'appelle le test ERS, mais il est également appelé DF-GLS ou ADF-GLS car il s'agit d'une extension des tests DF.

Pour augmenter la puissance du test, la procédure de test DF-GLS consiste à filtrer la constante et la tendance (le cas échéant) avant d'appliquer le test DF ou ADF. Les nouvelles valeurs critiques ont été simulées par ERS (1996). Il est appliqué chaque fois que le FAD conclut que le modèle approprié contient des composantes déterministes, telles que constante et tendance.

La plus grande puissance du test est de rejeter l'hypothèse nulle de l'existence d'une racine unitaire lorsque la série est stationnaire.

```
#plot(ur.ers(ts_m2Stat, type = "DF-GLS", model = "constant", lag.max = 1))
#plot(ur.ers(ts_jurosStat, type = "DF-GLS", model = "constant", lag.max = 1))
#plot(ur.ers(ts_precStat, type = "DF-GLS", model = "constant", lag.max = 1))
#plot(ur.ers(ts_unempStat, type = "DF-GLS", model = "constant", lag.max = 1))
#summary(ur.ers(ts_m2Stat, type = "DF-GLS", model = "constant", lag.max = 1))
```

A8 : Corrélation entre variables

```
cor(ts_stat)
```

##		M2	Juros	Precos	Unem
## M2		1.00000000	0.23731556	0.13465420	0.00127957
## Juros		0.23731556	1.00000000	-0.00238925	-0.36850424
## Precos		0.13465420	-0.00238925	1.00000000	-0.06629810
## Unem		0.00127957	-0.36850424	-0.06629810	1.00000000