

## **GAA-7007**

# Analyse et modélisation d'agroécosystèmes Évaluation sommative 5

Analyse des séries temporelles

Présenté par :

Marc Duchemin

à:

Serge-Étienne Parent

24 avril 2020

## Table des matières

1	Int	Introduction	
	1.1	Contexte	3
	1.2	Objectifs	3
2	Ré	sultats	4
	2.1	Chargement des données initiales et création d'une série temporelle	4
	2.2	Exploration des données brutes	4
	2.3	Modélisation de la série temporelle de CO <sub>2</sub>	9
	2.3	.1 Séparation des données en jeux d'entraînement et de test	9
	2.3	.2 Création et projection d'un modèle ETS (Erreur, Tendance, Saison)	11
	2.3	.3 Analyse des résidus	13
3 Conclusion			14
Li	iste d	es figures	
Fi	gure 1	l: Localisation du <i>Mauna Loa Observatory</i> (Hawaï)	3
Figure 2 : Aperçu des tableaux <i>HawaiData</i> et <i>HawaiData_ts</i>			
Figure 3 : Statistiques descriptives des variables Date et CO <sub>2</sub>			
Figure 4 : Histogramme des concentrations de CO <sub>2</sub> atmosphérique			5
Figure 5 : Vérification de la normalité des concentrations de CO <sub>2</sub>			6
Figure 6 : Variation temporelle des concentrations de CO <sub>2</sub> atmosphérique			7
Figure 7 : Autocorrélation entre les concentrations de CO <sub>2</sub>			8
Figure 8 : Statistiques des jeux d'entraînement (HawaiTrain) et de test (HawaiTest)			10
Figure 9 : Modélisation ETS et projection de la prévision.			12
Figure 10 : Statistiques de la modélisation ETS.			13
Figure 11 : Résultats de l'analyse des résidus du modèle ETS.			

#### 1 Introduction

#### 1.1 Contexte

La modélisation d'agroécosystèmes fait partie intégrante du domaine de la **science des données** (*data science*). Un projet en science des données comprend trois grandes étapes : la collecte des données, l'investigation des données et la communication des résultats. Ces étapes peuvent s'effectuer à l'aide du logiciel de programmation R qui s'impose de plus en plus en raison des récents développements de modules d'analyse, de modélisation et de visualisation. Cette 5ème évaluation sommative porte sur le traitement des séries temporelles de données.

#### 1.2 Objectifs

À partir de concentrations de CO<sub>2</sub> atmosphérique (ppm) mesurées au *Mauna Loa Observatory* (Hawaï) entre 1958 et 2001, il s'agissait de : (1) charger les données initiales et créer une série temporelle de CO<sub>2</sub>; (2) explorer les données de CO<sub>2</sub>; (3) séparer les données temporelles en jeux d'entraînement (70%) et de test (30%); (4) créer un modèle ETS sur les données d'entraînement; (5) projeter la prévision de CO<sub>2</sub> et (6) effectuer une analyse des résidus.

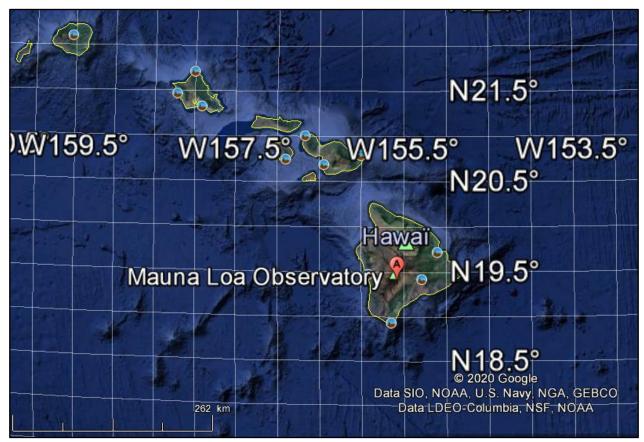


Figure 1 : Localisation du Mauna Loa Observatory (Hawaï).

#### 2 Résultats

## 2.1 Chargement des données initiales et création d'une série temporelle

Le chargement du fichier initial (hawai\_MD.csv) et sa conversion en série temporelle (HawaiData\_ts) ont été effectués à partir des commandes R suivantes :

```
#Création d'un dataframe (tableau initial)
HawaiData <- read.csv("hawai_MD.csv")
colnames(HawaiData) <- c("Date", "CO2")
#transformation en Time-Series
HawaiData_ts <- ts(HawaiData, frequency = 12, start = c(1958,3))
#
```

La figure 2 donne un aperçu du tableau de données initiales *HawaiData* et du tableau de la série temporelle *HawaiData\_ts*.

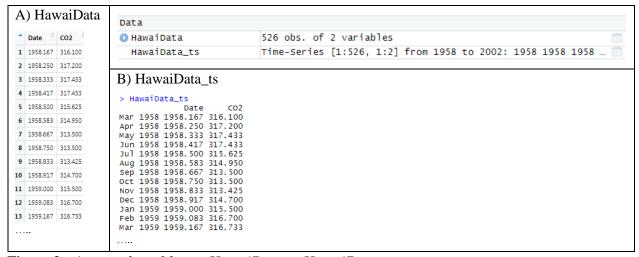


Figure 2 : Aperçu des tableaux *HawaiData* et *HawaiData\_ts*.

## 2.2 Exploration des données brutes

Le tableau initial *HawaiData* comprend 526 mesures de concentrations de CO<sub>2</sub> atmosphérique prises au *Mauna Loa Observatory* (Hawaï, USA) accompagnées de leur date de collecte respective. Les statistiques descriptives concernant ces variables apparaissent à la figure 3 :

```
summary(HawaiData_ts
     Date
                    C02
Min.
      :1958
               Min.
                      :313.4
1st Qu.:1969
               1st Qu.:324.0
Median :1980
               Median :337.9
      :1980
Mean
               Mean
                     :339.6
               3rd Qu.:354.5
3rd Qu.:1991
       :2002
               Max.
                      :373.8
```

Figure 3 : Statistiques descriptives des variables Date et CO<sub>2</sub>.

La figure 4 présente un histogramme des concentrations en CO<sub>2</sub> atmosphérique mesurées au *Mauna Loa Observatory* entre 1958 et 2001. La position de la moyenne des concentrations de CO<sub>2</sub> est également présentée sur cette distribution.

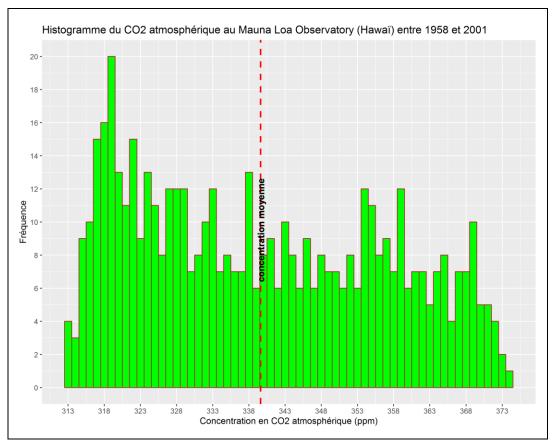


Figure 4 : Histogramme des concentrations de CO<sub>2</sub> atmosphérique.

Cet histogramme présente un léger étirement (skewness) vers les grandes valeurs de CO<sub>2</sub> témoignant ainsi de la possibilité d'une série de données qui s'éloigne d'une distribution gaussienne normale. La normalité de la distribution a été vérifiée à l'aide du code R suivant :

```
\label{eq:continuous_problem} $$ \#V\'{e}rification de la normalit\'e du $CO_2$ atmosph\'erique $$ \#Q-Q$ Plot $$ ggqqplot(HawaiData$CO2, $$ main = "Graphique Q-Q$ plot du $CO_2$ atmosph\'erique", $$ xlab = "Th\'{e}rique", $$ ylab = "Concentration en $CO_2$ atmosph\'erique (ppm)") $$ $$ \#test de normalit\'e de Shapiro-Wilk (si p-value > 0.05 : normalit\'e) $$ shapiro.test(HawaiData$CO2) $$ $$ $$
```

La figure 5 illustre le graphique *Q-Q plot* ainsi que le résultat du test de normalité de Shapiro-Wilk. Ainsi, la distribution des données de CO<sub>2</sub> ne suit pas une loi normale puisque la série s'éloigne de la droite de distribution normale et que le test S-W indique une p-value significative (i.e. < 0,05). À cette étape-ci, il aurait été possible d'effectuer une transformation des données (ex : log) afin de tendre vers la normalité mais comme les résultats logarithmiques sont plus difficiles à interpréter, il a été décidé de continuer avec les données de CO<sub>2</sub> non-transformées.

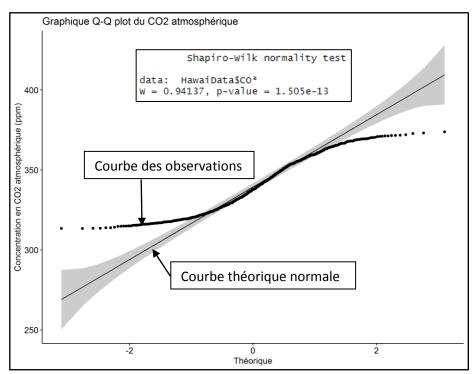


Figure 5 : Vérification de la normalité des concentrations de CO<sub>2</sub>.

L'application des codes R suivants a permis d'observer une tendance à long terme associée à une hausse généralisée des concentrations de CO<sub>2</sub> au cours de la période 1958-2002 ainsi que la présence d'une fluctuation saisonnière (courbe sinusoïdale) dans la série de données (figure 6) :

```
#Graphique de la variation temporelle du CO<sub>2</sub>
HawaiData %>%
 ggplot(aes(x = Date, y = CO2)) +
 geom_line(color = "darkgreen", linetype = 1, size = 1) +
 scale_x_continuous(breaks = seq(trunc(min(HawaiData[1])), ceiling(max(HawaiData[1])), by = 4)) +
 scale_y_continuous(breaks = seq(trunc(min(HawaiData[2])), ceiling(max(HawaiData[2])), by = 10)) +
 labs(title = "Variation des concentrations de CO<sub>2</sub> au Mauna Loa Observatory (Hawaï) entre 1958 et 2001",
    x = "Temps (année)",
    y = "Concentration en CO<sub>2</sub> atmosphérique (ppm)")
#Extraction d'un sous-ensemble de dates (pour faire ressortir l'effet saisonnier)
HawaiData_part <- HawaiData[which(HawaiData$Date > 1976 & HawaiData$Date < 1984),]
HawaiData_part %>%
 ggplot(aes(x = Date, y = CO2)) +
 geom_line(color = "darkgreen", linetype = 1, size = 1) +
 scale_y_continuous(breaks = seq(trunc(min(HawaiData[2])), ceiling(max(HawaiData[2])), by = 2)) +
 labs(title = "Variation des concentrations de CO<sub>2</sub> au Mauna Loa Observatory (Hawaï) entre 1976 et 1984",
    x = "Temps (année)",
    y = "Concentration en CO<sub>2</sub> atmosphérique (ppm)")
#
```

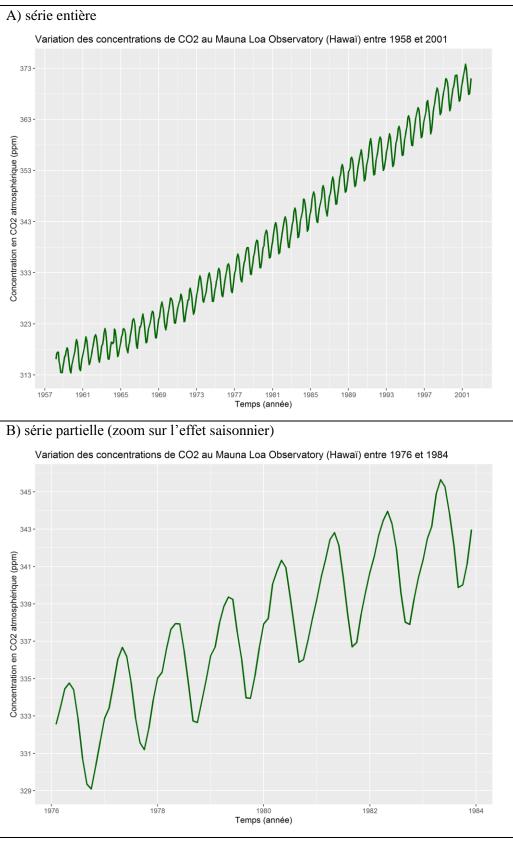


Figure 6 : Variation temporelle des concentrations de CO<sub>2</sub> atmosphérique.

Un graphique d'autocorrélation des concentrations de  $CO_2$  (figure 7) montre la présence de sommets aux étapes saisonnières (au-delà du seuil de probabilité de 95% indiquée par les lignes pointillées bleues). Cette autocorrélation a été confirmée par un test de Ljung-Box (p-value < 0,05 : absence de « bruit blanc » et présence d'une structure dans les données) :

```
#vérification de l'autocorrélation du CO<sub>2</sub>
HD_ggAcf <- ggAcf(HawaiData_ts[, 2], ci = 0.95, type = c("correlation"), plot = TRUE) +
    labs(title = " CO<sub>2</sub> : autocorrélation VS retardement",
    x = "Retardement (Lag)",
    y = "Coefficient d'autocorrélation (ACF)")
#
#Le test de Ljung-Box permet de vérifier si la série temporelle entière peut être différenciée d'un bruit blanc.
#si p-value < 0,05 : faible possibilité de bruit blanc et présence d'une structure
Box.test(HawaiData_ts[, 2], lag = max(HD_ggAcf$data$lag), type = "Ljung-Box")
#note: si p<<<<0,05 : probabilité presque nulle d'un bruit blanc.
#</pre>
```

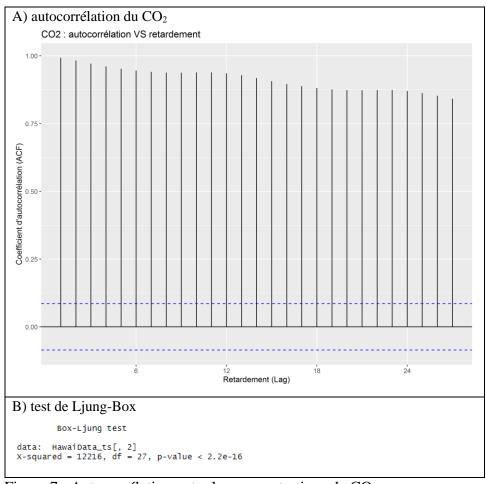


Figure 7 : Autocorrélation entre les concentrations de CO<sub>2</sub>.

L'analyse des seuils de signification de l'autocorrélation confirme la possibilité de conduire la série temporelle de CO<sub>2</sub> vers un processus de modélisation prédictive.

## 2.3 Modélisation de la série temporelle de CO<sub>2</sub>

L'objectif général de la modélisation des séries temporelles est la prévision (*forecast*). La plupart des modèles se basent sur des simulations de futurs possibles à partir desquelles sera déduit une tendance centrale et des intervalles prévisionnels.

L'évaluation de la performance d'un modèle prévisionnel consiste à confronter des données auparavant observées aux donnés qui les précèdent et d'en analyser les résidus (i.e. différence entre une donnée observée et son équivalent en mode prévisionnel). Pour ce faire, il est nécessaire d'avoir deux jeux de données : un **jeu d'entraînement** (*training set*) et un **jeu de test** (*test set*). Le jeu d'entraînement sert à lisser le modèle pour en découvrir les structures alors que le jeu de test sert à évaluer la performance du modèle sur des données observées mais inconnues du modèle afin de vérifier les structures découvertes par le modèle.

Dans un modèle prévisionnel, l'extrapolation est de mise car le futur est inconnu. Ainsi, la performance d'un modèle prévisionnel est évaluée par sa capacité à extrapoler (i.e. prédire au-delà des données observées ayant servie à la calibration). Cette évaluation se fait à l'aide de différentes statistiques, telle que l'erreur moyenne absolue échelonnée (*mean absolute scaled error* : MASE). Cette statistique ne dépend pas de la métrique de la variable produite : plus la MASE se rapproche de zéro (0), plus le modèle simule une bonne prévision.

#### 2.3.1 Séparation des données en jeux d'entraînement et de test

Le code R suivant a permis de séparer la série de 526 données en deux jeux; les 70 % premières données ont servi comme jeu d'entrainement alors que les 30% données suivantes ont servi comme jeu de test :

```
##Séparation des données en deux jeux : entraînement (70%) et test (30%)
HawaiData_tsX <- HawaiData_ts[,2]
#jeu d'entraînement
HawaiTrain <- window(HawaiData_tsX, start = 1958.16667, end = 1988.917)
#jeu de test
HawaiTest <- window(HawaiData_tsX, start = 1989.00, end = 2001.91667)
#
```

De cette façon, le <u>jeu d'entraînement</u> contient 370 données alors que le <u>jeu de test</u> contient 156 données. Un examen de ces deux jeux de données de CO<sub>2</sub> à l'aide d'un diagramme en boîtes à moustaches accompagnées d'encoches (*V-notch*) indique que leurs distributions accusent une différence significative au seuil 95% (figure 8 : les encoches ne coïncident pas) :

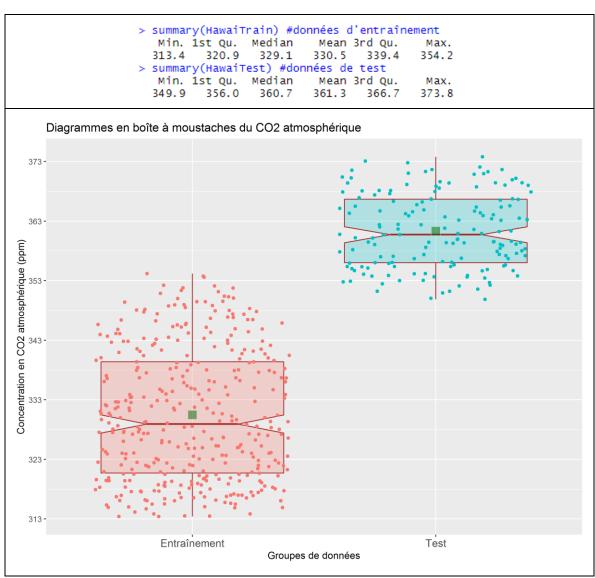


Figure 8 : Statistiques des jeux d'entraînement (*HawaiTrain*) et de test (*HawaiTest*).

## Les codes R suivants ont permis d'obtenir les statistiques précédentes :

```
#-ajouter une variable Code-facteur "Test" aux données Test
HawaiTestX$Code <- (HawaiTestX[2] / HawaiTestX[2])</pre>
HawaiTestX$Code <- as.factor(HawaiTestX$Code)</pre>
HawaiTestX$Code = "Test"
HawaiTestX$Code <- as.factor(HawaiTestX$Code)</pre>
#-réunion des deux tables Train et Test avec Codification (factor)
HawaiTrainTest <- bind_rows(HawaiTrainX, HawaiTestX)</pre>
#B)Création des Box-Plots
ggplot(HawaiTrainTest, aes(Code, CO2, fill = Code, colour = Code)) +
 geom_boxplot(show.legend = FALSE,
         color = "brown", alpha=0.25,
         notch = TRUE, notchwidth = 0.5,
         coef = 1.5, outlier.colour = "red",
         outlier.fill = "red", outlier.shape = 20,
         outlier.size = 6, outlier.alpha = 0.5, na.rm = TRUE) +
 geom_jitter(show.legend = FALSE, fill = "black") +
 stat_summary(fun = mean, geom = "point",
         shape = 22, fill = "darkgreen",
         color = "white", size = 5,
         alpha = 0.5, na.rm = TRUE) +
 theme(axis.text.x = element_text(size=12)) +
 scale_y = scale_y = seq(trunc(min(HawaiData[2])), ceiling(max(HawaiData[2])), by = 10)) +
 labs(title = "Diagrammes en boîte à moustaches du CO<sub>2</sub> atmosphérique",
    x = "Groupes de données",
    y = "Concentration en CO<sub>2</sub> atmosphérique (ppm)")
```

## 2.3.2 Création et projection d'un modèle ETS (Erreur, Tendance, Saison)

Plusieurs modèles de prévision sont disponibles (naïve, SES, ARIMA, ...). Dans ce Devoir, le modèle ETS a été choisi car il donne aux valeurs précédentes des poids décroissants selon leur ancienneté. La prévision par ETS repose sur la moyenne pondérée des dernières observations, en donnant plus de poids aux données les plus récentes. L'erreur du modèle peut être calculée de sorte qu'elle soit constante ou augmente selon le niveau de décalage (i.e. retardement, lag). Le modèle ETS permet d'automatiser la combinaison Erreur-Tendance-Saison [ETS(Z,Z,Z)] où Z peut prendre les modes A (additif), M (multiplicatif) et N (sans tendance). Le code R suivant a été utilisé pour effectuer la modélisation ETS et pour projeter la prévision (figure 9) :

```
##Création et projection d'un modèle ETS (Erreur, Tendance, Saison)
#a)-modélisation ETS

CO2_ets <- HawaiTrain %>% ets(model = "ZZZ", damped = NULL)

CO2_ets %>% autoplot()
#b)-projection (forecast)

CO2_forecast <- CO2_ets %>% forecast(h = length(HawaiTest))

CO2_forecast %>% autoplot()
#

summary(CO2_ets)
```

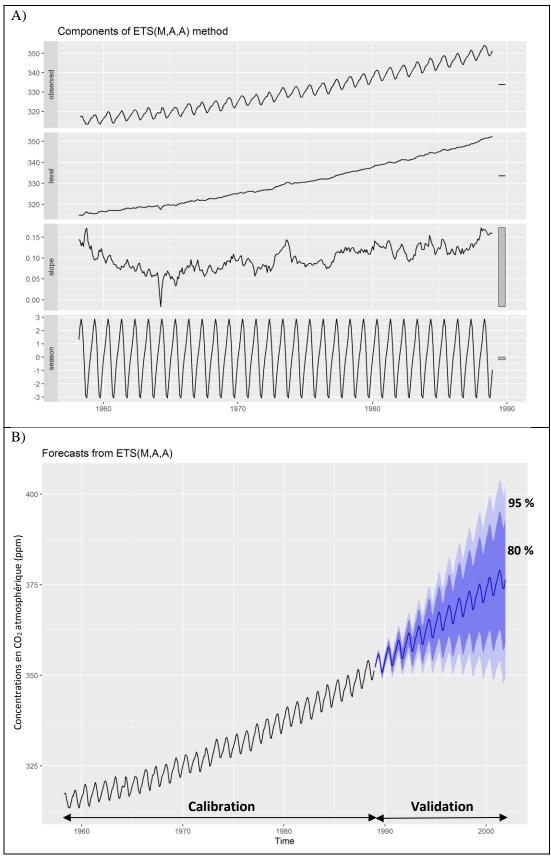


Figure 9 : Modélisation ETS et projection de la prévision.

La figure 10 présente les statistiques associées à cette modélisation ETS (i.e. *Training set error measures*) ainsi que la valeur des différents paramètres d'ajustement (i.e. alpha, beta, gamma, ...).

```
> summary(CO2_ets)
ETS(M,A,A)
call:
 ets(y = ., model = "ZZZ", damped = NULL)
  Smoothing parameters:
    alpha = 0.6379
    beta = 0.0258
    gamma = 1e-04
  Initial states:
    1 = 314.825
    b = 0.1447
    s = 1.3229 \ 0.5637 \ -0.0601 \ -0.9393 \ -2.0446 \ -3.059
           -2.8966 -1.156 0.7924 2.2806 2.8774 2.3187
  sigma: 0.001
     ATC
             AICC
1413.289 1415.033 1479.773
Training set error measures:
                               RMSE
                                         MAF
                                                       MPE
                                                                 MAPE
                                                                           MASE
                                                                                       ACF1
Training set 0.001668685 0.3344654 0.251712 0.0002860883 0.07648212 0.2048202 0.08013379
```

Figure 10 : Statistiques de la modélisation ETS.

Le modèle ETS obtenu (M,A,A) indique une erreur de type M (multiplicative), une tendance de type A (additive) et une saisonnalité de type A (additive). La prédiction des concentrations de CO<sub>2</sub> simulées par le modèle ETS à partir de l'année 1989 s'inscrit à l'intérieur de deux niveaux de probabilités, soit 80% (bleu foncé) et 95% (bleu pâle). Les statistiques de la modélisation ETS indiquent une MASE de 0,205 et une RMSE de 0,334.

#### 2.3.3 Analyse des résidus

Pour une série temporelle, la validité d'un modèle prévisionnel consiste à vérifier si les résidus ne sont pas corrélés (i.e. ne forment pas un « bruit blanc »). Idéalement, les résidus doivent être distribués normalement, avoir une variance constante et une valeur moyenne de 0. L'analyse des résidus du modèle ETS créé précédemment a été effectuée à partir des codes R suivants :

```
##Effectuer une analyse des résidus
#-test de Ljung-Box (si p-value > 0.05 : présence de bruit blanc)
CO2_ets %>% checkresiduals()
#
#-test de Shapiro-Wilk (si p-value > 0.05 : normalité)
shapiro.test(residuals(CO2_ets))
```

La figure 11 illustre les résultats de l'analyse des résidus du modèle ETS. Des tests de normalité de Ljung-Box et Shapiro-Wilk accompagnent cette analyse.

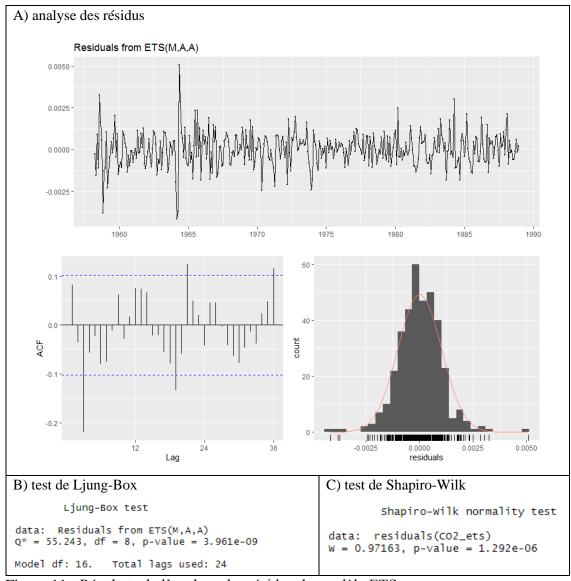


Figure 11 : Résultats de l'analyse des résidus du modèle ETS.

Le test de Ljung-Box indique une p-value de 3,9•10<sup>-9</sup>, ce qui signifie une très faible possibilité de « bruit blanc » alors que le test de Shapiro-Wilk indique une p-value de 1,3•10<sup>-6</sup>, ce qui signifie que les résidus ne sont pas distribués selon un modèle normal (i.e. présence de valeurs aberrantes aux extrémités de la distribution des données de CO<sub>2</sub>).

## 3 Conclusion

Cette 5<sup>ème</sup> Évaluation sommative du cours GAA-7007 constitue une application de la *data science* à la recherche en agroenvironnement. Elle s'inscrit dans le domaine de pointe de l'analyse et de la modélisation des agroécosystèmes. Son originalité repose sur l'utilisation des procédures d'analyse et de modélisation des séries temporelles ainsi que de simulation des prévisions (*forecasting*).