

Séries temporelles univariées

TD5 : Évaluation de modèles de prévision

HOUSSAIS Rémi, CROCHET Florian

M1 ECAP – Année 2024/2025

14 octobre 2025

Responsable d'enseignement : Benoît SÉVI
benoit.sevi@univ-nantes.fr

Sommaire

1	Chargement des librairies	1
2	Distribution des rendements quotidiens	2
3	Vérification de la stationnarité	3
4	Spécification de type ARMA	4
5	Tableau comparatif et graphiques pour les prévisions à 1 et 5 jours	7
5.1	Nombre de jours	7
5.2	Tableau comparatif	8
5.3	Représentations graphiques	10
6	Mincer-Zarnowitz	14
6.1	Fonction	14
6.2	Résultat	16
6.3	Interprétation	17
7	Statistique de Diebold et Mariano	18
7.1	Calcul des critères MSE, MAD et Quad-Quad pour chaque modèle de prévision	18
7.1.1	Calcul des critères	18
7.1.2	Calcul pour chaque modèle de prévision	18
7.2	Algorithme du test de Diebold-Mariano	21
7.3	Résultat	23
7.4	Interprétation	25
8	Conclusion	26

1 Chargement des librairies

```
library(readxl)
library(tidyverse)
library(tseries)
library(forecast)
library(gridExtra)
library(lmtest)
library(sandwich)
```

```
rend_ble <- read_excel("data/wheat_futures_returns_2006_2022.xlsx")
```

```
rend_ble_ts <- ts(
  data = rend_ble$return,
  start = c(2006, 1, 2),
  frequency = 252
)
```

```
# Fonction pour afficher les graphiques
```

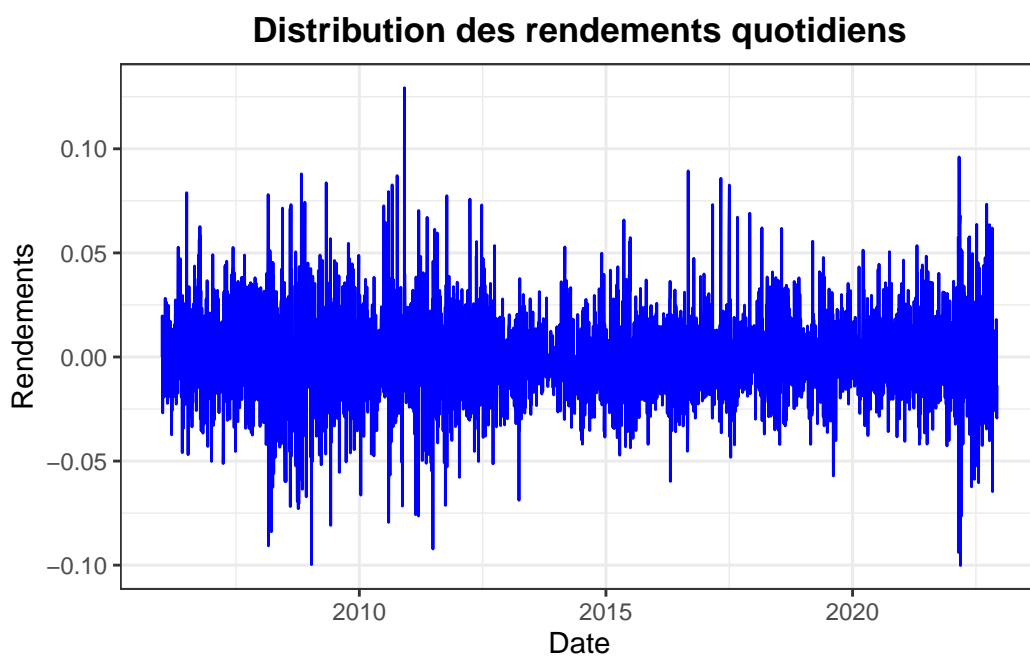
```
fonction_graph <- function(df, variable, titre_variable, titre_graph) {
  df |>
    ggplot() +
    aes(x = date, y = !!sym(variable)) +
    geom_line(color = "blue", size = 0.5, na.rm = TRUE) +
    labs(
      title = titre_graph,
      x = "Date",
      y = titre_variable
    ) +
    theme_bw() +
    theme(
      plot.title = element_text(hjust = 0.5, face = "bold")
    )
}
```

2 Distribution des rendements quotidiens

```
graph_rend_ble <- fonction_graph(  
  rend_ble,  
  "return",  
  "Rendements",  
  "Distribution des rendements quotidiens"  
)
```

Warning: Using `size` aesthetic for lines was deprecated in ggplot2 3.4.0.
i Please use `linewidth` instead.

```
graph_rend_ble
```



3 Vérification de la stationnarité

```
adf.test(rend_ble_ts)
```

```
Warning in adf.test(rend_ble_ts): p-value smaller than printed p-value
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: rend_ble_ts
```

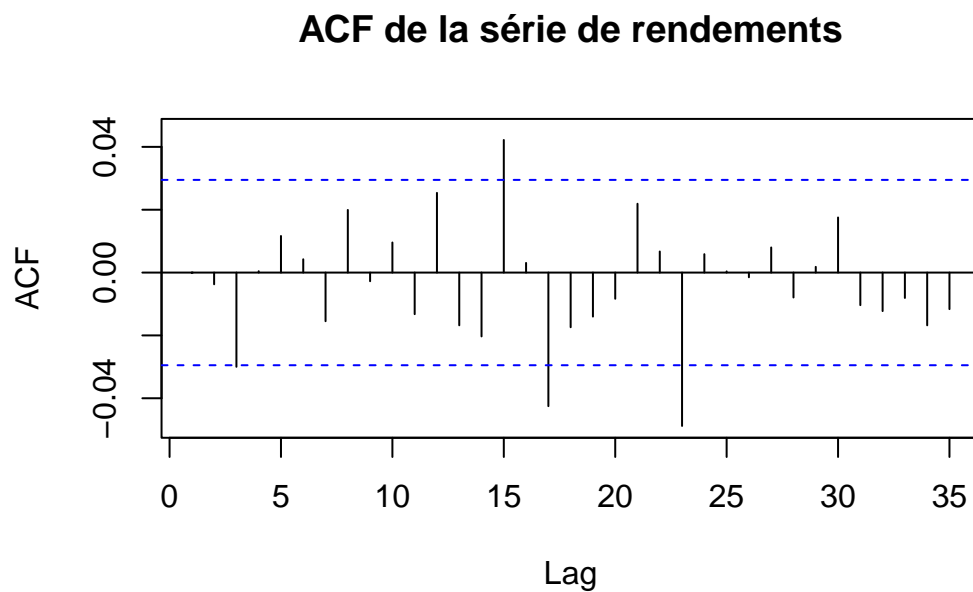
```
Dickey-Fuller = -16.304, Lag order = 16, p-value = 0.01
```

```
alternative hypothesis: stationary
```

Le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) permet de vérifier si une série temporelle est stationnaire. Les hypothèses du test sont les suivantes : H_0 stipule que la série a une racine unitaire, donc qu'elle est non stationnaire, tandis que H_1 indique que la série est stationnaire. Les résultats du test montrent une statistique de test de -16.304 et une p-value inférieure à 0,01, ce qui est très faible. Par conséquent, on rejette l'hypothèse nulle (H_0) au niveau de 1%, concluant que la série des rendements est stationnaire.

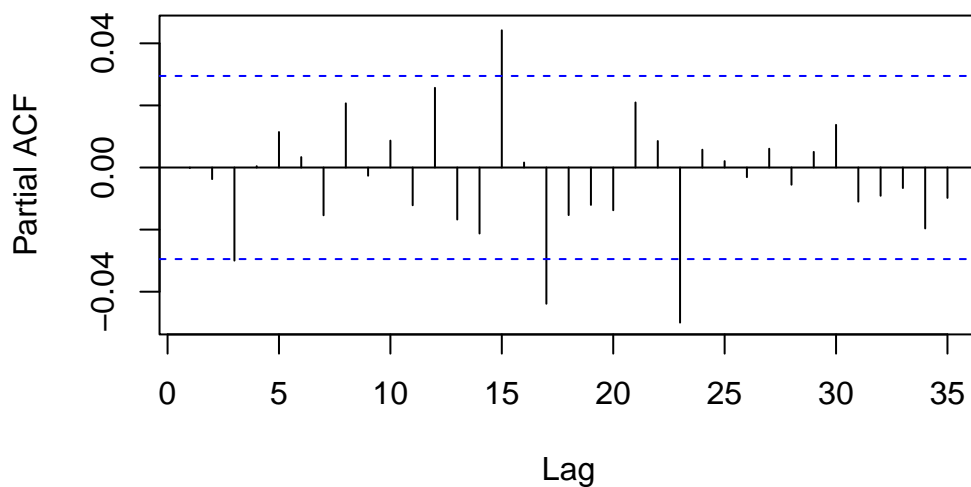
4 Spécification de type ARMA

```
Acf(  
  rend_ble_ts,  
  main = "ACF de la série de rendements",  
  lag.max = 35  
)
```



```
Pacf(  
  rend_ble_ts,  
  main = "PACF de la série de rendements",  
  lag.max = 35  
)
```

PACF de la série de rendements



L'analyse des fonctions d'autocorrélation (ACF) et d'autocorrélation partielle (PACF) révèle l'absence d'autocorrélations significatives aux premiers retards. Nous choisissons donc de modéliser la série à l'aide d'un modèle autorégressif d'ordre 1 (AR(1)).

```
modele_ar1 <- Arima(rend_ble_ts, order = c(1, 0, 0))
summary(modele_ar1)
```

```
Series: rend_ble_ts
ARIMA(1,0,0) with non-zero mean
```

Coefficients:

```
      ar1    mean
-0.0002 2e-04
s.e.    0.0150 3e-04
```

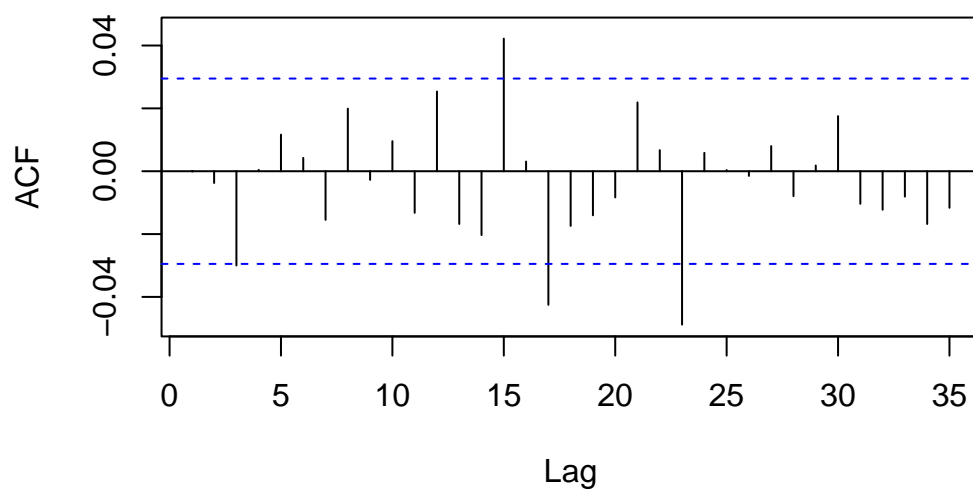
```
sigma^2 = 0.0004297: log likelihood = 10854.96
AIC=-21703.92  AICc=-21703.92  BIC=-21684.74
```

Training set error measures:

```
              ME      RMSE      MAE  MPE MAPE      MASE
Training set -3.70248e-10 0.02072364 0.01522359 -Inf  Inf  0.6912772
              ACF1
Training set -6.348745e-07
```

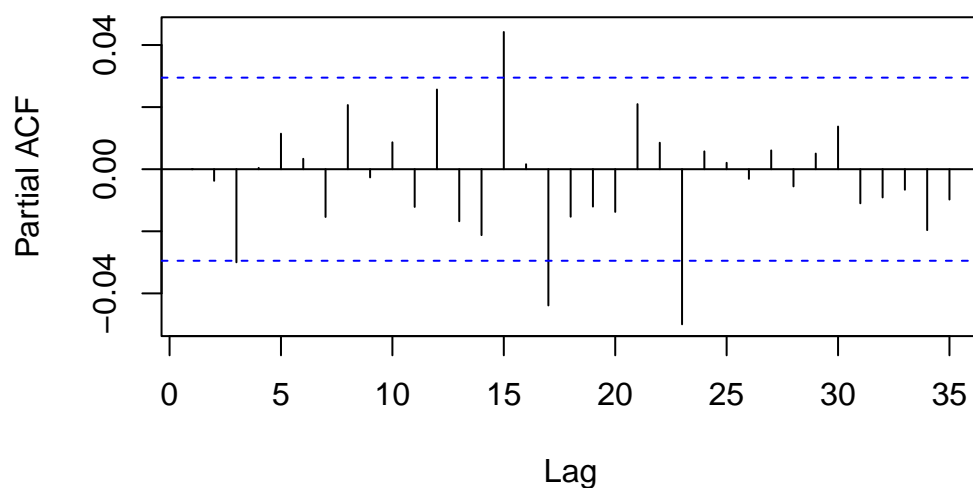
```
Acf(
  modele_ar1$residuals,
  main = "ACF des résidus de la modélisation",
  lag.max = 35
)
```

ACF des résidus de la modélisation



```
Pacf(  
  modele_ar1$residuals,  
  main = "PACF des résidus de la modélisation",  
  lag.max = 35  
)
```

PACF des résidus de la modélisation



L'analyse de l'ACF et de la PACF des résidus montre que les autocorrélations ne sont pas significatives, ou sont proches de ne pas l'être, pour les retards considérés. Les résidus semblent donc se comporter comme un bruit blanc. Par conséquent, nous conservons le modèle autorégressif d'ordre 1.

5 Tableau comparatif et graphiques pour les prévisions à 1 et 5 jours

5.1 Nombre de jours

```
# Estimation sur 10 ans
```

```
date_debut_est_10 <- rend_ble[[1, 1]]
```

```
date_fin_est <- date_debut_est_10 + years(10)
```

```
nb_est_10 <- rend_ble |>
```

```
  filter(date >= date_debut_est_10 & date <= date_fin_est) |>
```

```
  nrow()
```

```
nb_est_10
```

```
[1] 2610
```

```
# Estimation sur 3 ans
```

```
date_debut_est_3 <- date_fin_est - years(3)
```

```
# date_fin_est
```

```
nb_est_3 <- rend_ble |>
```

```
  filter(date >= date_debut_est_3 & date <= date_fin_est) |>
```

```
  nrow()
```

```
nb_est_3
```

```
[1] 783
```

```
# Prévision
```

```
date_debut_prev <- date_fin_est + days(1)
```

```
date_fin_prev <- rend_ble[[nrow(rend_ble), 1]]
```

```
nb_prev <- rend_ble |>
```

```
  filter(date >= date_debut_prev & date <= date_fin_prev) |>
```

```
  nrow()
```

```
nb_prev
```

```
[1] 1807
```

5.2 Tableau comparatif

```
set.seed(246)

T <- nb_prev + 1

# Initialisation du tableau de résultats

tableau_comparatif <- tibble(
  date = rep(NA_Date_, T),
  realisation = rep(NA_real_, T),
  marche_aleatoire = rep(NA_real_, T),
  phi1_10 = rep(NA_real_, T),
  phi1_3 = rep(NA_real_, T),
  A10_1 = rep(NA_real_, T),
  A3_1 = rep(NA_real_, T),
  A10_5 = rep(NA_real_, T),
  A3_5 = rep(NA_real_, T)
)

for (t in 1:T) {
  derniere_est <- nb_est_10 + t - 1
  date_t <- rend_ble$date[derniere_est]
  realisation_t <- rend_ble$return[derniere_est]

  # Valeurs par défaut (NA)
  marche_aleatoire <-
    A10_1 <-
    A3_1 <-
    A10_5 <-
    A3_5 <-
    phi1_10 <-
    phi1_3 <-
    NA

  # Yt utilisé pour les prévisions à 1 jour
  if (t >= 2) {
    realisation_1j <- rend_ble$return[derniere_est - 1]

    epsilon <- rnorm(1, mean = 0, sd = 1)

    marche_aleatoire <- realisation_1j + epsilon

    # Coefficients AR(1)
    phi1_10 <- coef(
      Arima(
        rend_ble$return[t:derniere_est],
```

```

        order = c(1, 0, 0)
    )
)[1]

phi1_3 <- coef(
  Arima(
    rend_ble$return[(derniere_est - nb_est_3):derniere_est],
    order = c(1, 0, 0)
  )
)[1]

# Prévision à 1 jour
A10_1 <- phi1_10 * realisation_1j
A3_1 <- phi1_3 * realisation_1j
}

# Yt utilisé pour les prévisions à 5 jours
if (t >= 6) {
  realisation_5j <- rend_ble$return[derniere_est - 5]
  A10_5 <- phi1_10^5 * realisation_5j
  A3_5 <- phi1_3^5 * realisation_5j
}

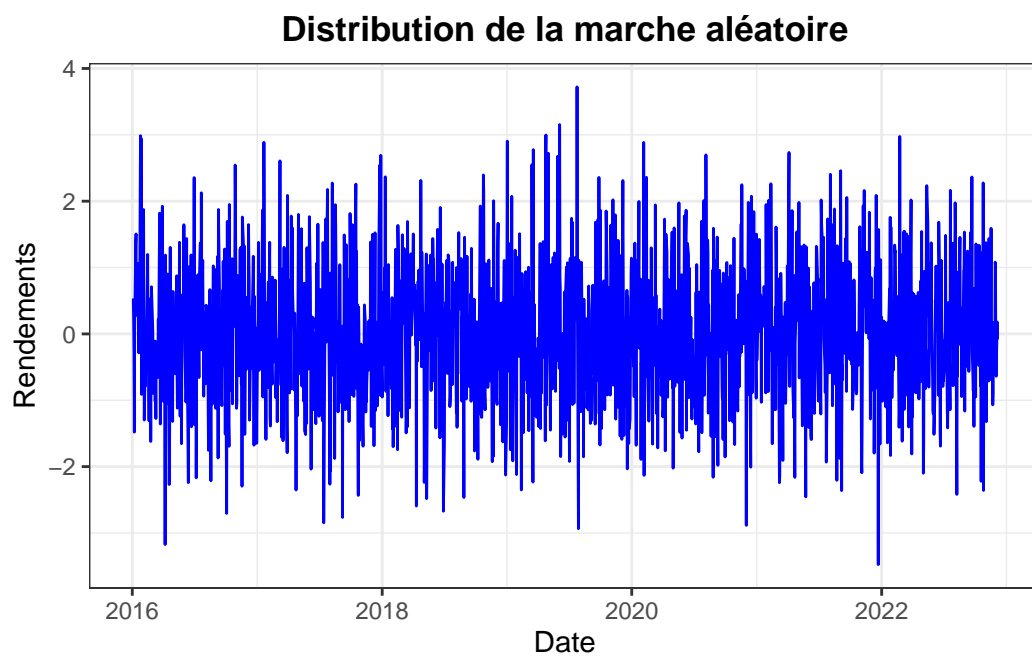
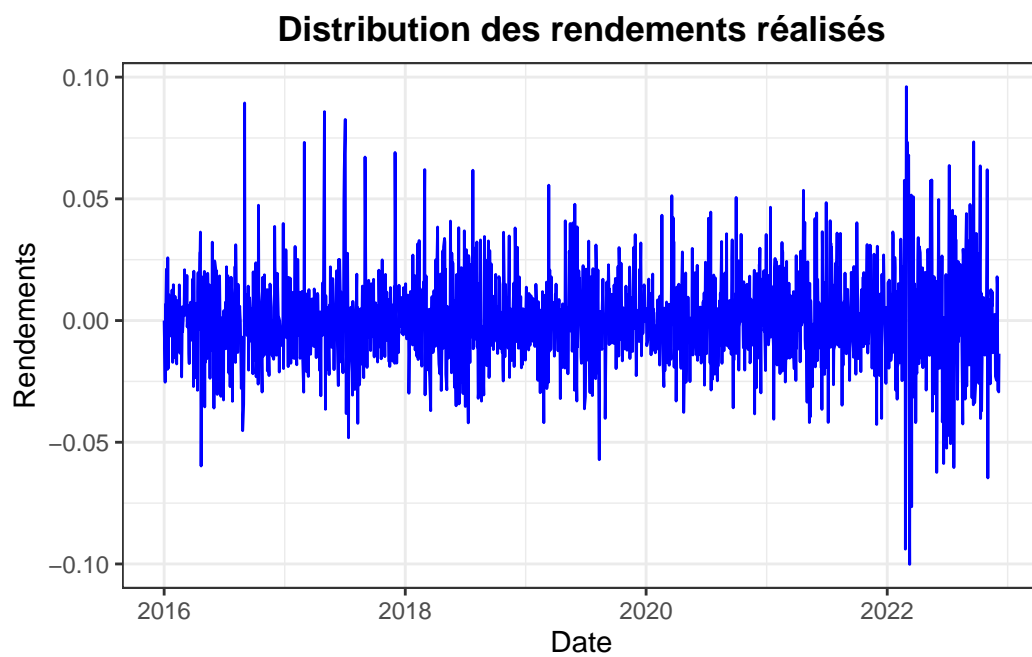
# Remplissage du tableau
tableau_comparatif[t, ] <- list(
  date_t, realisation_t, marche_aleatoire,
  phi1_10, phi1_3, A10_1, A3_1, A10_5, A3_5
)
}

```

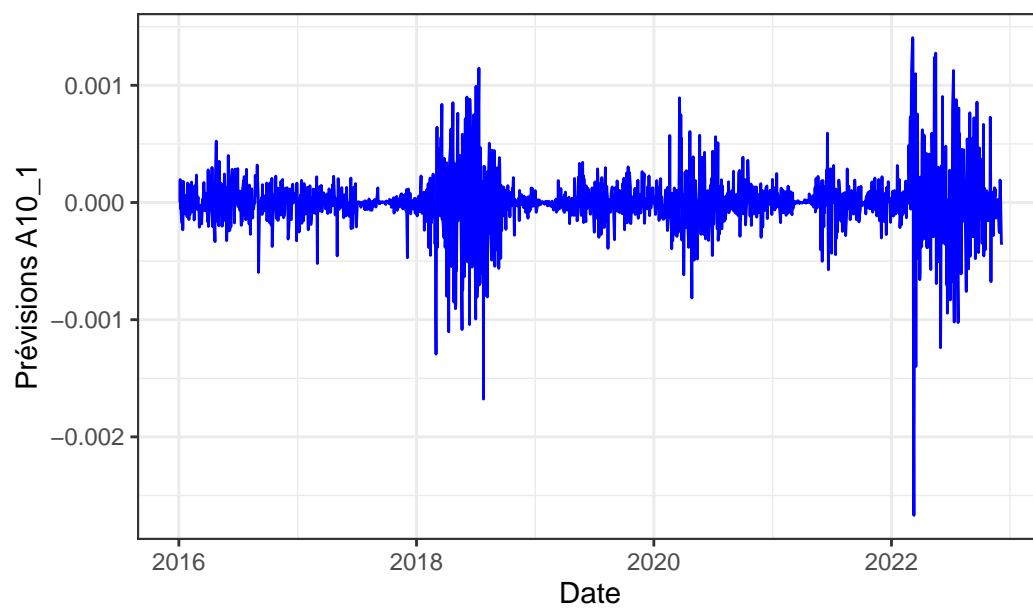
5.3 Représentations graphiques

```
# Paramètres
params <- list(
  list(
    "realisation",
    "Rendements",
    "Distribution des rendements réalisés"
  ),
  list(
    "marche_aleatoire",
    "Rendements",
    "Distribution de la marche aléatoire"
  ),
  list(
    "A10_1",
    "Prévisions A10_1",
    "Prévisions 1j avec les données des 10 dernières années"
  ),
  list(
    "A3_1",
    "Prévisions A3_1",
    "Prévisions 1j avec les données des 3 dernières années"
  ),
  list(
    "A10_5",
    "Prévisions A10_5",
    "Prévisions 5j avec les données des 10 dernières années"
  ),
  list(
    "A3_5",
    "Prévisions A3_5",
    "Prévisions 5j avec les données des 3 dernières années"
  )
)

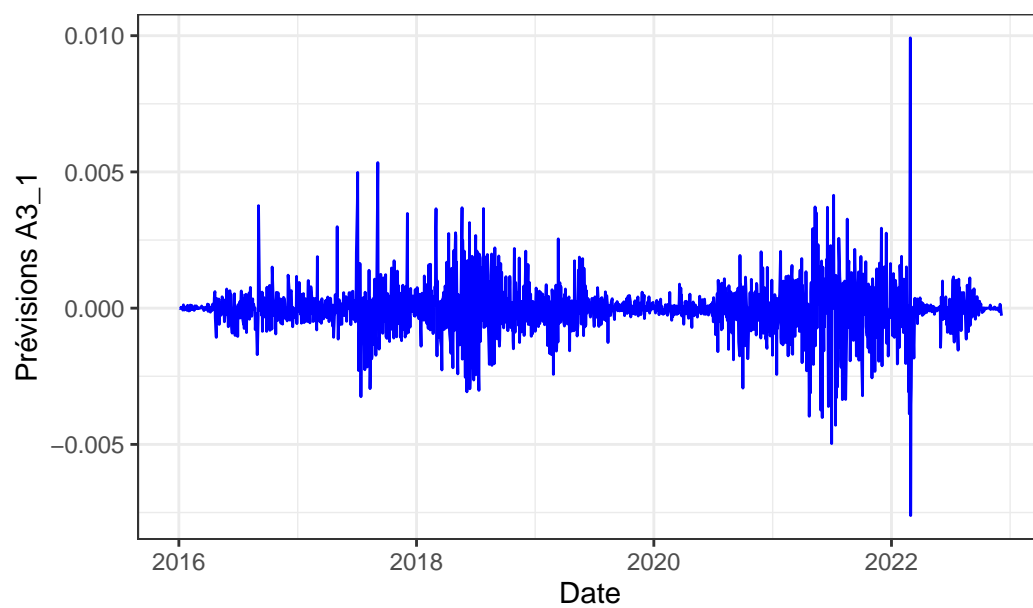
# Affichage
walk(params, ~ {
  p <- fonction_graph(tableau_comparatif, .x[[1]], .x[[2]], .x[[3]])
  print(p)
})
```



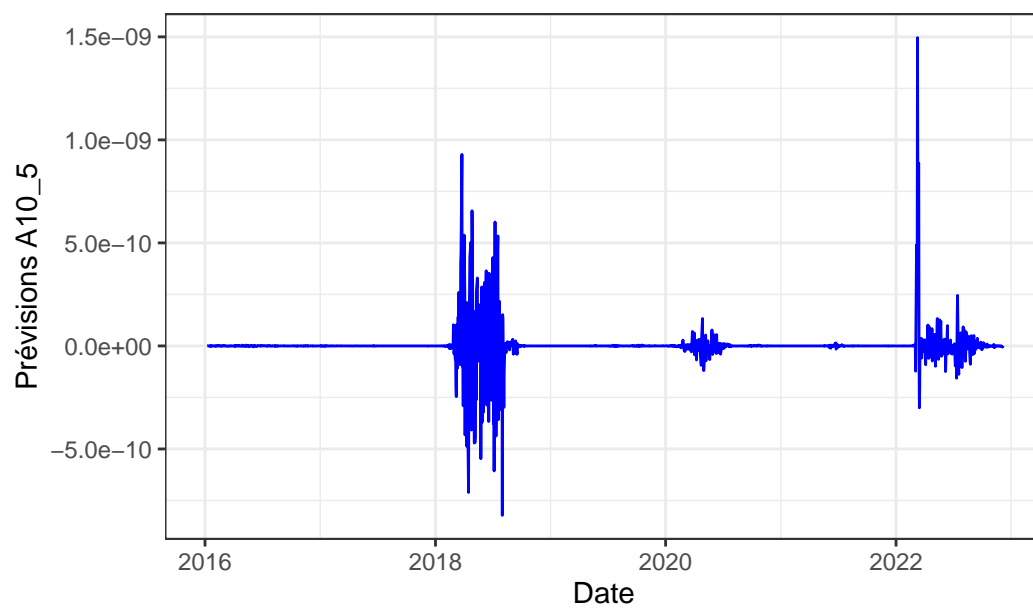
Prévisions 1j avec les données des 10 dernières années



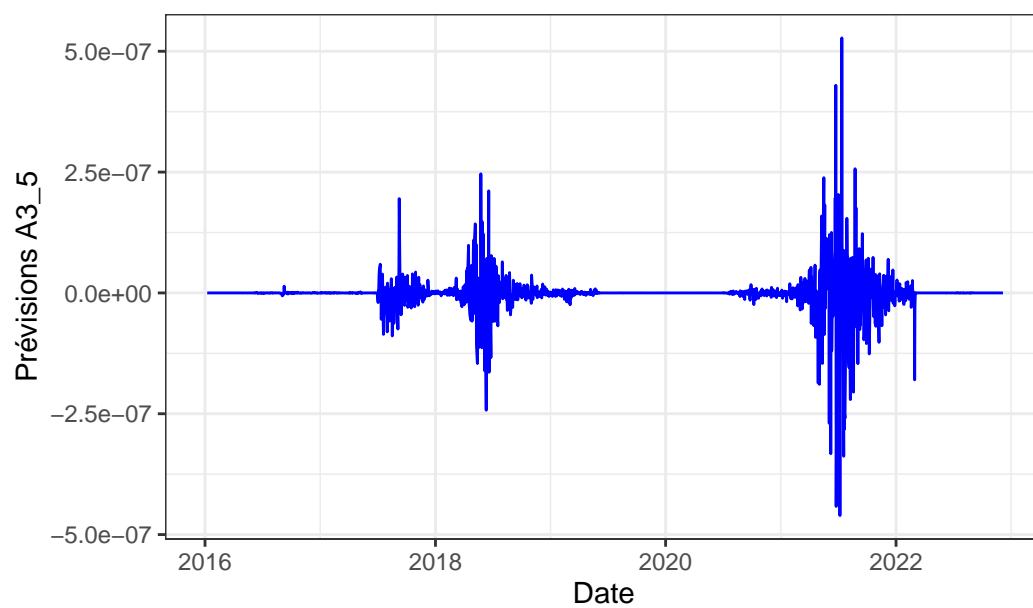
Prévisions 1j avec les données des 3 dernières années



Prévisions 5j avec les données des 10 dernières années



Prévisions 5j avec les données des 3 dernières années



6 Mincer-Zarnowitz

6.1 Fonction

```
fonction_mz <- function(y, prevision, nom_prevision) {
  # -----
  #           Modèle
  # -----

  modele <- lm(y ~ prevision) # régression
  resume <- summary(modele)

  # -----
  #           alpha
  # -----

  alpha_est <- resume$coefficients["(Intercept)", "Estimate"]

  alpha_pvalue <- resume$coefficients["(Intercept)", "Pr(>|t|)"]

  ## Vérification de l'hypothèse  $\alpha = 0$ 
  H0_alpha <- if (alpha_pvalue < 0.05) "rejetée" else "non rejetée"

  # -----
  #           beta
  # -----

  beta_est <- resume$coefficients["prevision", "Estimate"]
  beta_sd <- resume$coefficients["prevision", "Std. Error"]

  beta_tstat <- (beta_est - 1) / beta_sd # Statistique de test pour  $\beta = 1$ 

  ddl <- resume$df[2] # Degrés de liberté

  beta_pvalue <- 2 * pt(-abs(beta_tstat), ddl) # Test bilatérale

  ## Vérification de l'hypothèse  $\beta = 1$ 
  H0_beta <- if (beta_pvalue < 0.05) "rejetée" else "non rejetée"

  # -----
  #           Test
  # -----

  ## Vérification de l'hypothèse  $\alpha = 0$  et  $\beta = 1$ 
```



```

H0 <- if (H0_alpha == "rejetée" | H0_beta == "rejetée") {
  "H0 rejetée"
} else {
  "H0 non rejetée"
}

# -----
#           Résultat
# -----

tableau_mz <- tibble(
  nom_prevision = nom_prevision,
  alpha = alpha_est,
  beta = beta_est,
  alpha_pvalue = alpha_pvalue,
  beta_pvalue = beta_pvalue,
  H0_alpha = H0_alpha,
  H0_beta = H0_beta,
  H0 = H0
)

return(tableau_mz)
}

```

6.2 Résultat

```
# Modèle de référence : marche_aleatoire
nom_previsions <- c("marche_aleatoire", "A10_1", "A3_1", "A10_5", "A3_5")

resultat_mz <- map(nom_previsions, function(p) {
  fonction_mz(
    tableau_comparatif$realisation,
    tableau_comparatif[[p]],
    p
  )
}) |> bind_rows()

resultat_mz[, 1:5]
```

```
# A tibble: 5 x 5
  nom_prevision      alpha      beta alpha_pvalue beta_pvalue
  <chr>           <dbl>    <dbl>      <dbl>      <dbl>
1 marche_aleatoire 0.000243 -7.25e-6      0.590        0
2 A10_1            0.000251  2.64e+0      0.578      0.339
3 A3_1            0.000268  8.23e-1      0.552      0.704
4 A10_5           0.000253 -8.56e+6      0.575      0.0763
5 A3_5            0.000246  9.72e+2      0.586      0.925
```

```
resultat_mz[, c(1, 6, 7, 8)]
```

```
# A tibble: 5 x 4
  nom_prevision  H0_alpha  H0_beta  H0
  <chr>         <chr>    <chr>    <chr>
1 marche_aleatoire non rejetée rejetée H0 rejetée
2 A10_1          non rejetée non rejetée H0 non rejetée
3 A3_1          non rejetée non rejetée H0 non rejetée
4 A10_5          non rejetée non rejetée H0 non rejetée
5 A3_5          non rejetée non rejetée H0 non rejetée
```

6.3 Interprétation

Le test de Mincer-Zarnowitz évalue la qualité des prévisions en comparant $\hat{Y}_{t+h|t}$ aux valeurs réelles Y_{t+h} à travers un modèle linéaire. L'hypothèse nulle (H_0) stipule que $\alpha = 0$ et $\beta = 1$, tandis que l'hypothèse alternative (H_1) suggère une déviation de ces valeurs. Si H_0 est rejetée, la prévision est considérée comme n'étant pas de bonne qualité.

Pour le modèle de marche aléatoire, α est proche de zéro, mais β est très faible. La p-value associée à α (0.589) indique que H_0 n'est pas rejetée pour α , mais celle pour β est extrêmement faible (0.000), entraînant le rejet de H_0 pour β . Cela montre une forte déviation de β par rapport à 1, ce qui indique que le modèle de marche aléatoire n'est pas idéal.

Concernant la prévision "A10_1", α est proche de zéro et β a une p-value de 0.338, supérieure à 0.05, ce qui signifie que H_0 n'est pas rejeté pour β . La prévision "A10_1" est donc correcte, avec des coefficients proches des valeurs théoriques.

Pour "A3_1", α et β sont également proches des valeurs attendues. Les p-values indiquent que H_0 n'est pas rejetée pour les deux paramètres, suggérant que cette prévision est correcte.

Dans le cas de "A10_5", bien que β soit très éloigné de 1, H_0 n'est pas rejeté pour β (p-value = 0.076), ce qui signifie que la déviation n'est pas statistiquement significative. Ainsi, la prévision reste acceptable, malgré l'écart de β .

Pour "A3_5", α est proche de zéro et β est élevé. Les p-values montrent que H_0 n'est pas rejetée pour α et β , ce qui suggère que cette prévision est correcte et acceptable.

En conclusion, les prévisions du modèle "marche_aléatoire" sont de qualité inférieure, principalement en raison de la déviation de β par rapport à 1, indiquant une mauvaise capacité prédictive. Les modèles "A10_1", "A3_1" et "A3_5" offrent des résultats plus fiables, avec des coefficients proches des valeurs théoriques attendues. Le modèle "A3_1" est le plus conforme à H_0 , tandis que "A10_5" et "A3_5" sont acceptables malgré quelques écarts. Ainsi, les modèles alternatifs surpassent largement la marche aléatoire en termes de précision et de robustesse.

7 Statistique de Diebold et Mariano

7.1 Calcul des critères MSE, MAD et Quad-Quad pour chaque modèle de prévision

7.1.1 Calcul des critères

```
# MSE
fonction_mse <- function(df, y, prevision) {
  mse <- (df[[y]] - df[[prevision]])^2
  return(mse)
}

# MAD
fonction_mad <- function(df, y, prevision) {
  mad <- abs(df[[y]] - df[[prevision]])
  return(mad)
}

# Quad-Quad
fonction_quad_quad <- function(df, y, prevision, alpha1, alpha2) {
  quad_quad <- alpha1 * (df[[y]] - df[[prevision]])^2 +
    alpha2 * ifelse(
      (df[[y]] - df[[prevision]]) < 0,
      (df[[y]] - df[[prevision]])^2,
      0
    )
  return(quad_quad)
}
```

7.1.2 Calcul pour chaque modèle de prévision

```
# Liste des modèles de prévision
nom_previsions <- c("marche_aleatoire", "A10_1", "A3_1", "A10_5", "A3_5")

# Fonction
calculer_critere <- function(
  fonction_critere, previsions, alpha1 = NULL, alpha2 = NULL, nom = NULL) {
  resultat <- tableau_comparatif |>
  select(date) |>
  bind_cols(
    map(previsions, ~ {
      if (!is.null(alpha1) & !is.null(alpha2)) {
        fonction_critere(tableau_comparatif, "realisation", ., alpha1, alpha2)
      } else {
        fonction_critere(tableau_comparatif, "realisation", .)
      }
    }) |>
  )
```

```

    set_names(previsions)
  )

  attr(resultat, "nom") <- nom # Utilisation du nom comme attribut

  return(resultat)
}

# MSE
mse <- calculer_critere(fonction_mse, nom_previsions, nom = "mse")
mse

```

```

# A tibble: 1,808 x 6
  date      marche_aleatoire    A10_1    A3_1    A10_5    A3_5
  <date>      <dbl>      <dbl>      <dbl>      <dbl>      <dbl>
1 2016-01-01      NA      NA      NA      NA      NA
2 2016-01-04    0.312    0.000641  0.000641  NA      NA
3 2016-01-05    0.0481    0.0000401 0.0000428  NA      NA
4 2016-01-06    0.0822    0.0000109 0.0000105  NA      NA
5 2016-01-07    2.23      0.000153  0.000152  NA      NA
6 2016-01-08    0.000638  0.000450  0.000445  0.000446  0.000446
7 2016-01-11    1.92      0.000395  0.000403  0.000402  0.000402
8 2016-01-12    2.19      0.000656  0.000663  0.000665  0.000665
9 2016-01-13    0.213     0.0000428 0.0000450  0.0000459  0.0000459
10 2016-01-14    0.472     0.000384  0.000383  0.000382  0.000382
# i 1,798 more rows

```

```

# MAD
mad <- calculer_critere(fonction_mad, nom_previsions, nom = "mad")
mad

```

```

# A tibble: 1,808 x 6
  date      marche_aleatoire    A10_1    A3_1    A10_5    A3_5
  <date>      <dbl>      <dbl>      <dbl>      <dbl>      <dbl>
1 2016-01-01      NA      NA      NA      NA      NA
2 2016-01-04    0.559    0.0253    0.0253  NA      NA
3 2016-01-05    0.219    0.00633    0.00654  NA      NA
4 2016-01-06    0.287    0.00330    0.00324  NA      NA
5 2016-01-07    1.49      0.0124    0.0123  NA      NA
6 2016-01-08    0.0253    0.0212    0.0211  0.0211  0.0211
7 2016-01-11    1.39      0.0199    0.0201  0.0201  0.0201
8 2016-01-12    1.48      0.0256    0.0257  0.0258  0.0258
9 2016-01-13    0.461     0.00654    0.00670  0.00678  0.00678
10 2016-01-14    0.687     0.0196    0.0196  0.0195  0.0195
# i 1,798 more rows

```

```

# Quad-Quad
quad_quad <- calculer_critere(
  fonction_quad_quad,

```

```

  nom_previsions,
  alpha1 = 1,
  alpha2 = 1,
  "quad_quad"
)
quad_quad

# A tibble: 1,808 x 6
  date      marche_aleatoire    A10_1    A3_1    A10_5    A3_5
  <date>      <dbl>      <dbl>      <dbl>      <dbl>      <dbl>
1 2016-01-01      NA      NA      NA      NA      NA
2 2016-01-04    0.624    0.00128    0.00128    NA      NA
3 2016-01-05    0.0962    0.0000401  0.0000428    NA      NA
4 2016-01-06    0.0822    0.0000109  0.0000105    NA      NA
5 2016-01-07    2.23      0.000153    0.000152    NA      NA
6 2016-01-08    0.00128    0.000450    0.000445    0.000446    0.000446
7 2016-01-11    3.84      0.000790    0.000805    0.000804    0.000804
8 2016-01-12    4.38      0.000656    0.000663    0.000665    0.000665
9 2016-01-13    0.425     0.0000856    0.0000899    0.0000918    0.0000918
10 2016-01-14    0.945     0.000768    0.000766    0.000764    0.000764
# i 1,798 more rows

```

7.2 Algorithme du test de Diebold-Mariano

```
fonction_dm <- function(critere, modele_A, modele_B) {  
  # Extraction des pertes  
  perte_A <- critere[[modele_A]]  
  perte_B <- critere[[modele_B]]  
  
  # Calcul de delta (différence des pertes sans valeurs manquantes)  
  delta <- na.omit(perte_A - perte_B)  
  
  # Régression pour obtenir la statistique DM  
  regression <- lm(delta ~ 1)  
  
  # Estimation de la covariance des erreurs avec la procédure Newey-West  
  lag_delta <- sqrt(length(delta))  
  covariance_residus <- NeweyWest(regression, lag = lag_delta)  
  
  # Calcul de la statistique de test DM  
  sigma_carre_NW <- covariance_residus[1, 1]  
  DM_stat <- mean(delta) / sqrt(sigma_carre_NW / length(delta))  
  
  # Décision de rejet en fonction du test DM  
  alpha <- 0.05  
  valeur_critique <- qnorm(1 - alpha / 2)  
  
  if (abs(DM_stat) > valeur_critique) {  
    if (DM_stat < 0) {  
      decision <- "H0 rejetée"  
      meilleur_modele <- modele_A  
    } else {  
      decision <- "H0 rejetée"  
      meilleur_modele <- modele_B  
    }  
  } else {  
    decision <- "H0 non rejetée"  
    meilleur_modele <- NA  
  }  
  
  # Résultat  
  resultat <- tibble(  
    critere = attr(critere, "nom"),  
    modele_A = modele_A,  
    modele_B = modele_B,  
    DM_stat = DM_stat,  
    decision = decision,  
    meilleur_modele = meilleur_modele  
  )  
}
```

```
    return(resultat)  
}
```


7.3 Résultat

```
# Paramètres
criteres <- list(mse, mad, quad_quad)
modeles <- c("marche_aleatoire", "A10_1", "A3_1", "A10_5", "A3_5")

# fonction_dm à chaque combinaison de criteres et modeles
resultat_dm <- map(modeles, function(i) {
  map(modeles[modeles > i], function(j) {
    map(criteres, function(criteres) {
      fonction_dm(criteres, i, j)
    }) |> bind_rows()
  })
}) |> bind_rows()

print(resultat_dm, n = 30)
```

A tibble: 30 x 6

	critere	modele_A	modele_B	DM_stat	decision	meilleur_modele
	<chr>	<chr>	<chr>	<dbl>	<chr>	<chr>
1	mse	A10_1	marche_aleatoire	-1608.	H0 rejetée	A10_1
2	mad	A10_1	marche_aleatoire	-2974.	H0 rejetée	A10_1
3	quad_quad	A10_1	marche_aleatoire	-1352.	H0 rejetée	A10_1
4	mse	A10_1	A3_1	12.0	H0 rejetée	A3_1
5	mad	A10_1	A3_1	-27.9	H0 rejetée	A10_1
6	quad_quad	A10_1	A3_1	41.3	H0 rejetée	A3_1
7	mse	A10_1	A10_5	-29.7	H0 rejetée	A10_1
8	mad	A10_1	A10_5	54.5	H0 rejetée	A10_5
9	quad_quad	A10_1	A10_5	-26.8	H0 rejetée	A10_1
10	mse	A10_1	A3_5	-29.6	H0 rejetée	A10_1
11	mad	A10_1	A3_5	54.5	H0 rejetée	A3_5
12	quad_quad	A10_1	A3_5	-26.8	H0 rejetée	A10_1
13	mse	A3_1	marche_aleatoire	-1608.	H0 rejetée	A3_1
14	mad	A3_1	marche_aleatoire	-2974.	H0 rejetée	A3_1
15	quad_quad	A3_1	marche_aleatoire	-1352.	H0 rejetée	A3_1
16	mse	A3_1	A3_5	-26.2	H0 rejetée	A3_1
17	mad	A3_1	A3_5	42.2	H0 rejetée	A3_5
18	quad_quad	A3_1	A3_5	-50.4	H0 rejetée	A3_1
19	mse	A10_5	marche_aleatoire	-1600.	H0 rejetée	A10_5
20	mad	A10_5	marche_aleatoire	-2968.	H0 rejetée	A10_5
21	quad_quad	A10_5	marche_aleatoire	-1340.	H0 rejetée	A10_5
22	mse	A10_5	A3_1	26.2	H0 rejetée	A3_1
23	mad	A10_5	A3_1	-42.2	H0 rejetée	A10_5
24	quad_quad	A10_5	A3_1	50.4	H0 rejetée	A3_1
25	mse	A10_5	A3_5	4.32	H0 rejetée	A3_5
26	mad	A10_5	A3_5	-26.4	H0 rejetée	A10_5
27	quad_quad	A10_5	A3_5	16.8	H0 rejetée	A3_5
28	mse	A3_5	marche_aleatoire	-1600.	H0 rejetée	A3_5

```
29 mad          A3_5      marche_aleatoire -2968.  H0 rejetée A3_5
30 quad_quad A3_5      marche_aleatoire -1340.  H0 rejetée A3_5
```

```
compte_meilleur_modele <- tibble(
  modele = modeles,
  nb_apparitions = map_int(modeles, ~ sum(resultat_dm$meilleur_modele == .x))
)
```

```
compte_meilleur_modele
```

```
# A tibble: 5 x 2
```

	modele	nb_apparitions
	<chr>	<int>
1	marche_aleatoire	0
2	A10_1	8
3	A3_1	9
4	A10_5	6
5	A3_5	7

7.4 Interprétation

Les résultats du test de Diebold et Mariano montrent que la marche aléatoire n'est jamais le modèle le plus performant, l'hypothèse nulle étant systématiquement rejetée. Cela suggère que les modèles A10_1, A3_1, A10_5, et A3_5 offrent de meilleures prévisions. Parmi eux, A10_1 et A3_1 se distinguent fréquemment comme les meilleurs, avec A3_1 en tête, sélectionné 9 fois contre 8 pour A10_1. Les autres modèles apparaissent moins souvent comme les meilleurs, indiquant une performance légèrement inférieure. En conclusion, bien que A3_1 soit légèrement plus performant, A10_1 constitue également une alternative solide, et ensemble, ces deux modèles surpassent largement la marche aléatoire, prouvant leur efficacité pour les prévisions.

8 Conclusion

En conclusion, les tests de Mincer-Zarnowitz et de Diebold et Mariano montrent que la marche aléatoire est un modèle peu fiable en raison de la déviation significative de ses paramètres. Les prévisions des modèles A10_1, A3_1, A10_5 et A3_5 sont globalement plus précises, avec A3_1 et A10_1 se distinguant particulièrement. Ces deux modèles surpassent largement la marche aléatoire en termes de qualité et de fiabilité des prévisions, A3_1 étant légèrement plus performant. Ces résultats confirment l'efficacité de ces modèles alternatifs pour les prévisions.