

Análise de Séries Temporais - Trabalho 2

Davi Guerra Alves - Henrique Oliveira Dumay

2023-07-02

Apresentação

A série analisada consiste na série número 1686 pertencente ao banco de dados da competição de previsão M3, disponível no pacote *Mcomp* do software R. A série descreve o número de carregamentos com código *TD-AUTOUNITS*, mensalmente, de outubro de 1984 a setembro de 1993.

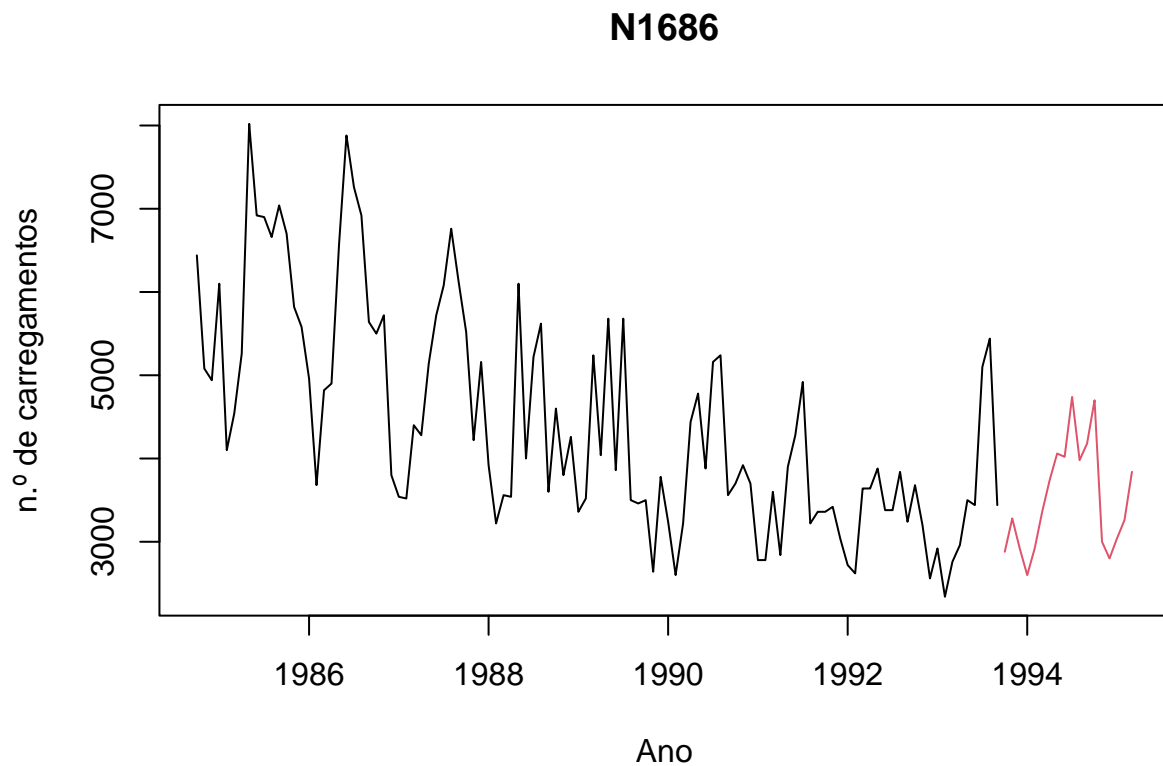


Figure 1: Comportamento da série ao longo do tempo

Decomposição MSTL

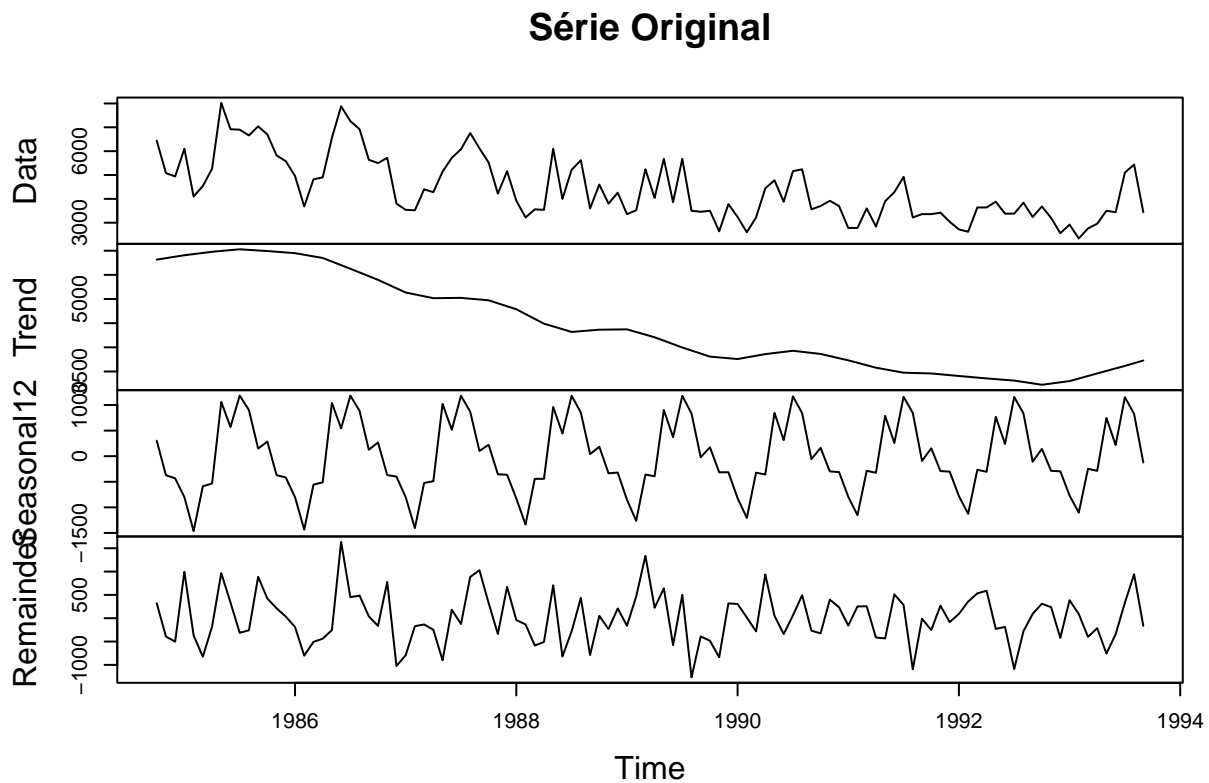


Figure 2: Decomposição MSTL

A decomposição MSTL mostra os componentes de tendência, sazonalidade e erro da série estudada. Percebe-se a presença de uma tendência crescente, com múltiplas sazonalidades que apresentam mudança do comportamento ao longo do tempo. É possível observar, graficamente, um alargamento da sazonalidade ao fim da série quando comparando ao início da série.

Modelos ARIMA

A presença do componente de tendência explicita a não-estacionariedade da série original. A função `ndiffs()` é utilizada para estimar o número de diferenças exigidas para tornar a série estacionária por meio de um teste de raiz unitária, com a hipótese nula de que a série tem raízes estacionárias contra a hipótese alternativa de que a série tem raiz unitária. O teste retorna o menor número de diferenças exigidas para o teste em um nível de significância de 95%. Já a função `nsdiffs()` utiliza testes de raiz unitária para determinar o número de diferenças sazonais para tornar a série estacionária.

Com o uso das funções acima, obteve-se o valor para $d = 1$ e $D = 0$. Os modelos candidatos terão a forma:

$$SARIMA(p, 1, q) \times (P, 0, Q)_{12}$$

A estacionariedade da série pode ser testada utilizando o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), com a hipótese nula de que a série é estacionária. O teste resulta em um valor de 0.0221285, com p-valor de 0.1, que não nos permite rejeitar a hipótese nula a um nível de significância $\alpha = 0,05$.

Consideramos que a série é, agora, estacionária, observamos os gráficos da função de autocorrelação (ACF) e da função de autocorrelação parcial (PACF) em busca de possíveis autocorrelações entre os diferentes atrasos da série. Os gráficos a seguir ilustram a série diferenciada, assim como os gráficos das funções de ACF e PACF.

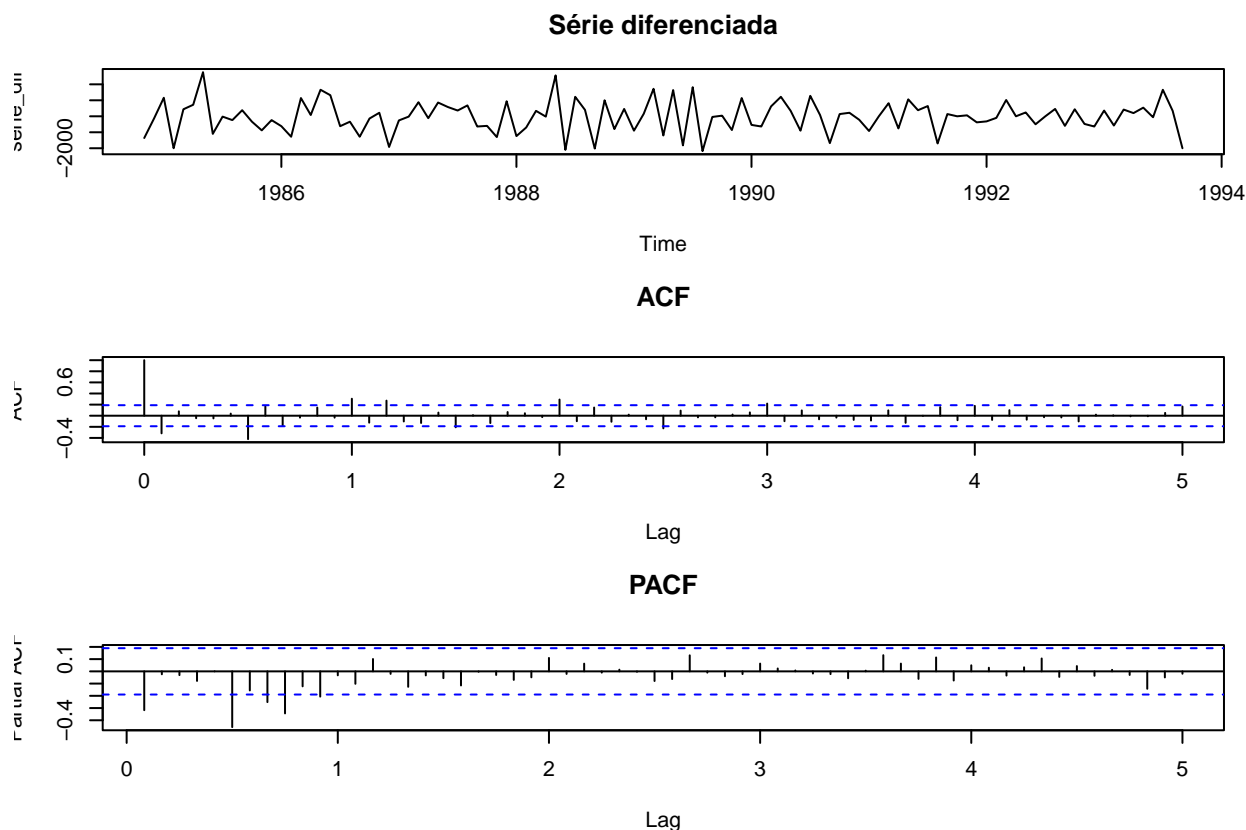


Figure 3: Gráficos ACF e PACF

Dos gráficos apresentados, pode-se afirmar que a série diferenciada não apresenta um padrão claro de autocorrelações simples e sazonais que permita inferir diretamente a modelagem. Neste sentido, serão testados valores diferentes para p , P , q e Q e os diferentes modelos serão comparados por meio do critério AIC.

Para os diferentes valores de (p, q, P, Q) teremos:

```
## p = 0 , q = 0 , P = 0 , Q = 0 , AICc = 1782.086
## p = 0 , q = 1 , P = 0 , Q = 0 , AICc = 1772.446
## p = 0 , q = 3 , P = 0 , Q = 0 , AICc = 1765.736
## p = 2 , q = 3 , P = 0 , Q = 0 , AICc = 1745.548
## p = 0 , q = 2 , P = 1 , Q = 0 , AICc = 1745.396
## p = 1 , q = 1 , P = 1 , Q = 0 , AICc = 1744.079
## p = 2 , q = 2 , P = 1 , Q = 0 , AICc = 1743.72
## p = 3 , q = 3 , P = 1 , Q = 0 , AICc = 1741.292
## p = 0 , q = 1 , P = 1 , Q = 1 , AICc = 1739.715
```

```
## p = 0 , q = 2 , P = 1 , Q = 1 , AICc = 1735.097
## p = 1 , q = 1 , P = 1 , Q = 1 , AICc = 1733.713
```

O modelo com menor AICc foi o $SARIMA(1,1,1) \times (1,0,1)_{12}$.

Os coeficientes do modelo proposto, portanto, serão obtidos do cálculo da função Arima com o modelo acima proposto. Os coeficientes do modelo terão a seguinte forma:

$$\phi_1 = 0,3152; \theta_1 = -0,9218; \varphi = 0,9606; \vartheta = -0,7359$$

Para o modelo ARIMA utilizando transformação Box-Cox, os valores para d e D utilizando as funções $ndiffs()$ e $nsdiffs()$ são, respectivamente, 1 e 0. De acordo com o teste KPSS, não se pode rejeitar a hipótese nula da série transformada ser estacionária (KPSS = 0.021624 e p-valor = 0.1). O valor do parâmetro λ da transformação de Box-Cox é 0.09559902.

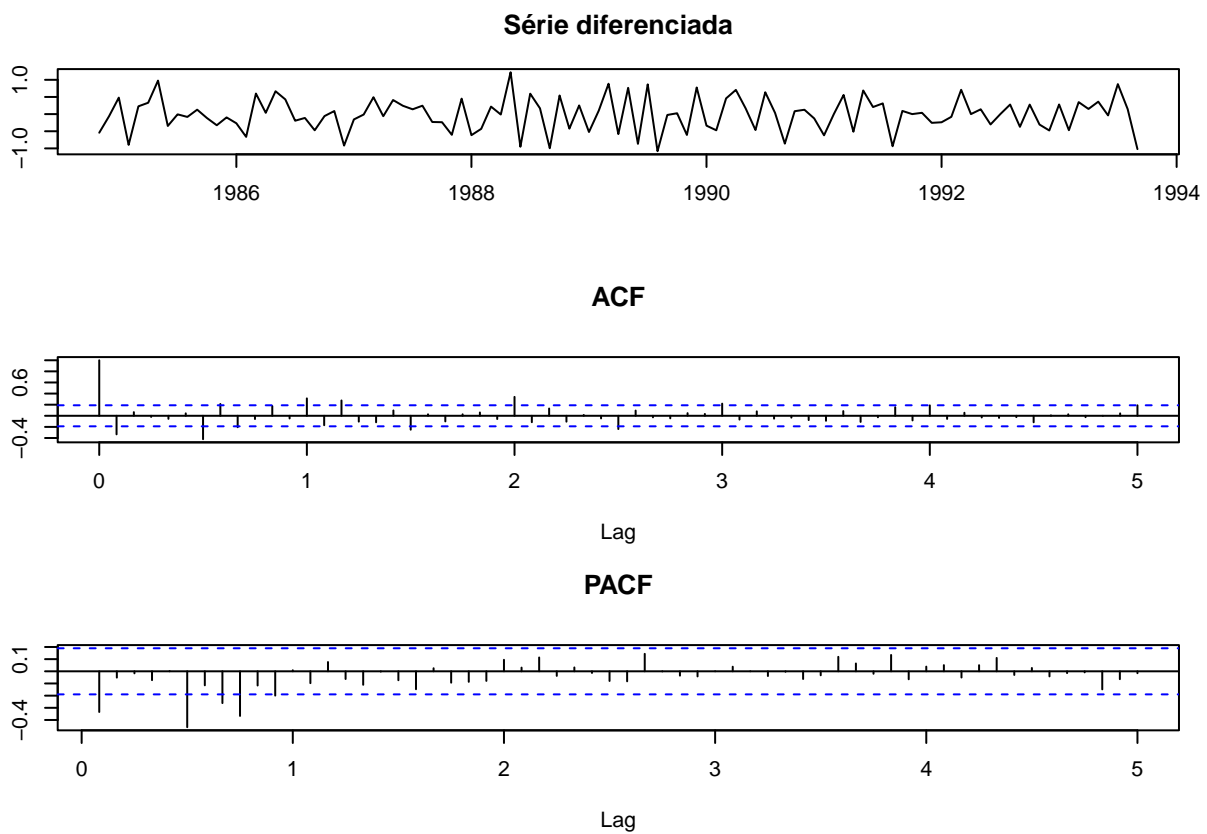


Figure 4: Gráficos ACF e PACF da série transformada (BoxCox)

A análise gráfica das funções de autocorrelação e autocorrelação da série transformada não permite a inferência a respeito de seus parâmetros de maneira clara. Procedeu-se a pesquisa de valores de p , q , P e Q de forma manual de acordo com o critério de AICc.

```
## p = 0 , q = 0 , P = 0 , Q = 0 , AICc = 153.6586
## p = 0 , q = 1 , P = 0 , Q = 0 , AICc = 142.2782
## p = 0 , q = 3 , P = 0 , Q = 0 , AICc = 136.6817
## p = 1 , q = 3 , P = 0 , Q = 0 , AICc = 136.3155
```

```

## p = 2 , q = 3 , P = 0 , Q = 0 , AICc = 107.1571
## p = 0 , q = 1 , P = 1 , Q = 1 , AICc = 103.1689
## p = 0 , q = 2 , P = 1 , Q = 1 , AICc = 99.51568
## p = 1 , q = 1 , P = 1 , Q = 1 , AICc = 98.80396
## p = 3 , q = 3 , P = 1 , Q = 1 , AICc = 95.4485

```

Para a série transformada, temos que o menor nível de AICc foi encontrado com os parâmetros $p = 3$, $q = 3$, $P = 1$ e $Q = 1$, cujo modelo pode ser descrito por $SARIMA(3, 1, 3) \times (1, 0, 1)_{12}$, com coeficientes iguais a:

$\phi_1 = 1,2866$; $\phi_2 = -1,0479$; $\phi_3 = 0,2771$; $\theta_1 = -2,0555$; $\theta_2 = 2,0480$; $\theta_3 = -0,9371$; $\varphi = 0,9995$; $\vartheta = -0,9649$

Análise de Resíduos

Os resíduos do modelo ARIMA sem transformação apresentam o seguinte comportamento gráfico:

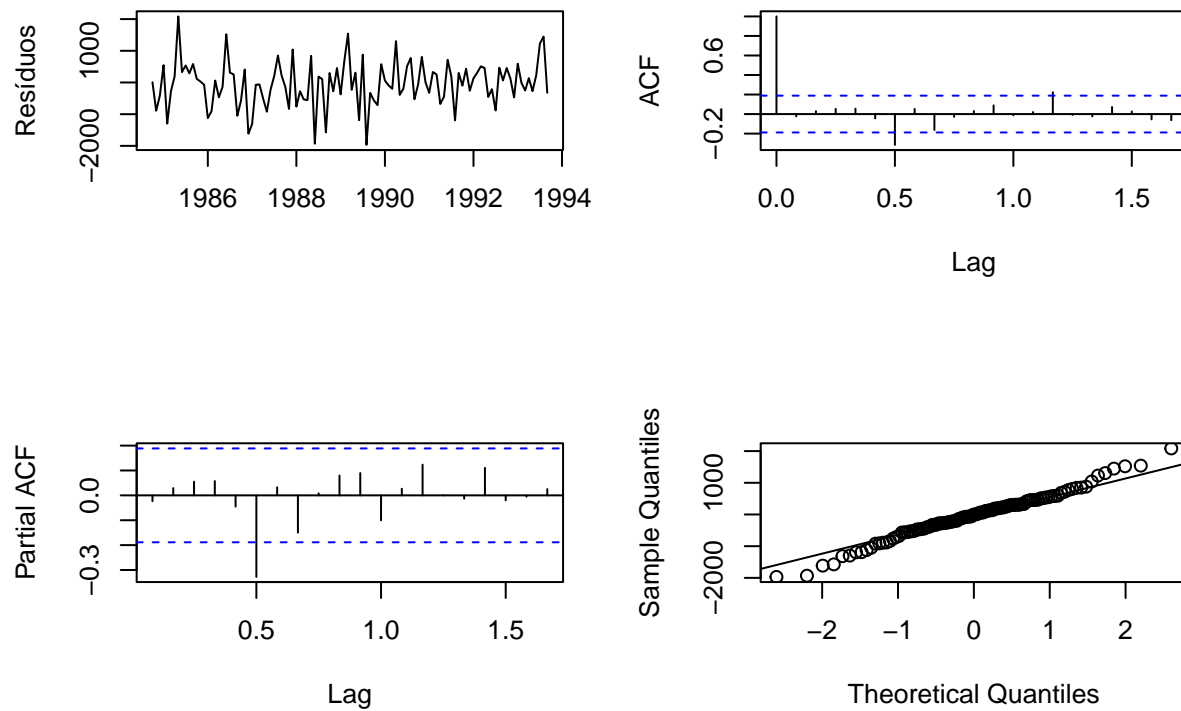


Figure 5: Resíduos ARIMA sem transformação

Já os resíduos do modelo ARIMA com transformação Box-Cox apresentam o seguinte comportamento gráfico:

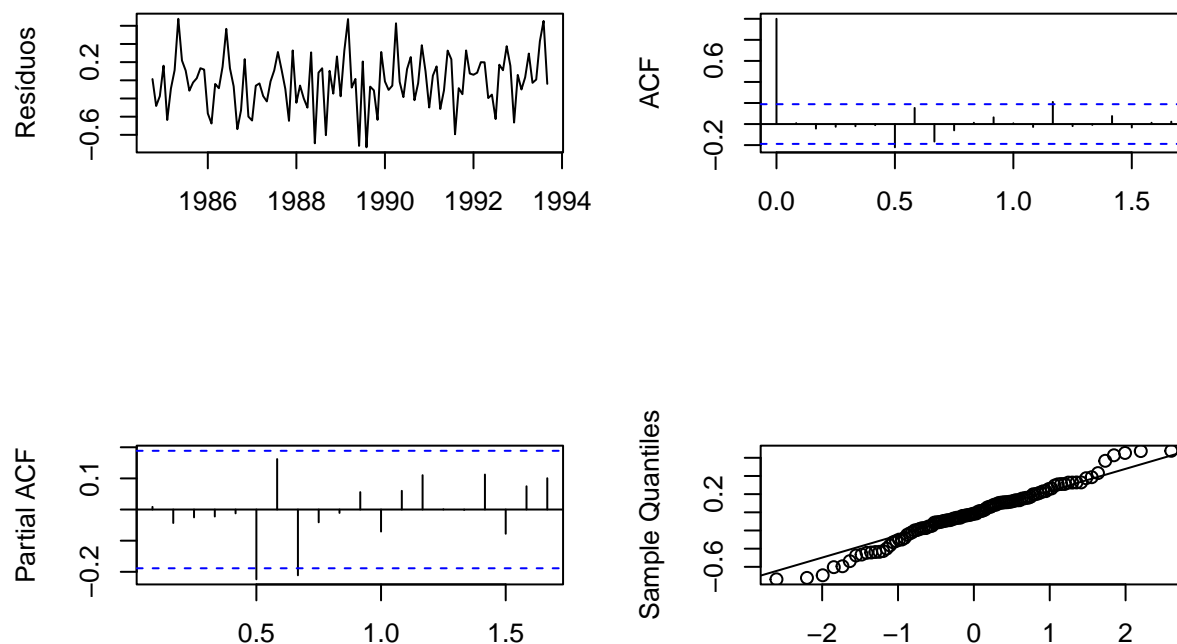


Figure 6: Resíduos ARIMA com transformação boxcox

Graficamente, observa-se que os resíduos de ambos os modelos parecem distribuir-se simetricamente ao redor da origem e não apresentam autocorrelações bem definidas. Precisa-se, entretanto, testá-los para estacionariedade, independência e distribuição normal. Essas hipóteses serão testadas conforme se segue, todas assumindo nível de significância $\alpha = 0.05$.

A estacionariedade será testada a partir do teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), com a hipótese nula de que a série é estacionária. O teste para o modelo $SARIMA(1, 1, 1) \times (1, 0, 1)_{12}$ e para o mesmo modelo, utilizando a transformação de Box-Cox:

| Modelo | KPSS | P-valor |
|--------------------|-----------|---------|
| SARIMA sem Box-Cox | 0.2133231 | 0.1 |
| SARIMA com Box-Cox | 0.2498156 | 0.1 |

De acordo com o teste KPSS, não se pode rejeitar a hipótese de estacionariedade dos resíduos de ambos os modelos.

O teste de independência dos resíduos é realizado a partir do teste Ljung-Box, com a hipótese H_0 de que os resíduos são idenpendentemente distribuídos. O teste apresenta os seguintes valores para os dois modelos:

| Modelo | Chi-Quadrado | Graus de liberdade | P-valor |
|--------------------|--------------|--------------------|----------|
| SARIMA sem Box-Cox | 23.72163 | 15 | 0.069974 |

| Modelo | Chi-Quadrado | Graus de liberdade | P-valor |
|--------------------|--------------|--------------------|-----------|
| SARIMA com Box-Cox | 18.7538527 | 15 | 0.2251056 |

Os resultados acima mostram que a independência dos resíduos não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5% em ambos os modelos.

A normalidade dos resíduos é testada com o teste Shapiro-Wilk de Normalidade, com H_0 de que os resíduos apresentam distribuição normal. O valor do teste estatístico para os dois modelos trabalhados é:

| Modelo | W | P-valor |
|--------------------|-----------|-----------|
| SARIMA sem Box-Cox | 0.986694 | 0.3620588 |
| SARIMA com Box-Cox | 0.9846901 | 0.2528724 |

Do resultado acima, não se pode rejeitar a hipótese de normalidade dos resíduos de ambos os modelos, com nível de significância de 5%.

Previsões

As previsões dos modelos:

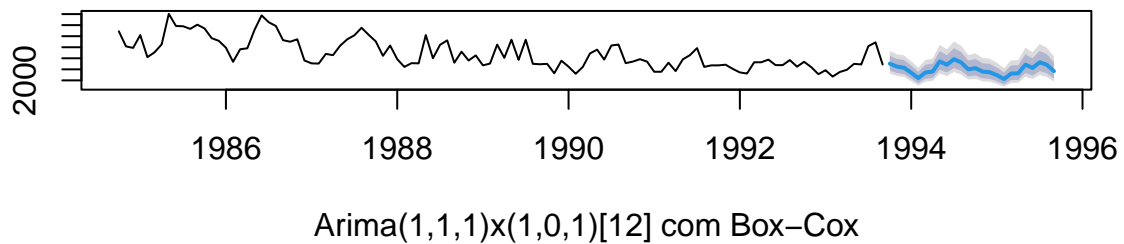
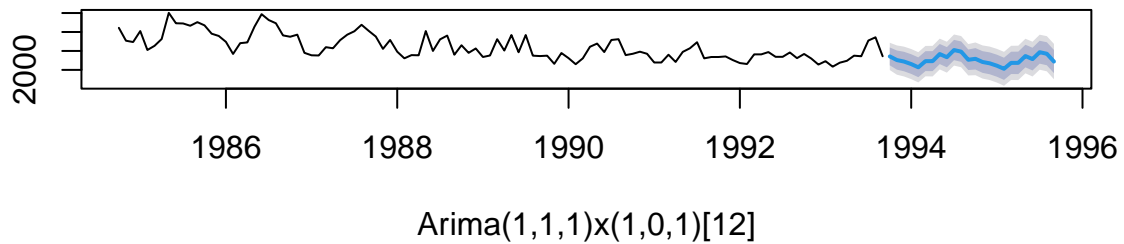


Figure 7: Previsões dos modelos ARIMA

Modelos ETS

O modelo ETS (Error, trend and seasonal) permite descrever os modelos de alisamento exponencial em função dos tipos de suas componentes: tendência, sazonalidade e erro. O modelo utiliza três caracteres como identificação de acordo com a terminologia adotada por Hyndman et al. (2002) e Hyndman et al. (2008). A primeira letra se refere ao componente do erro; a segunda, ao componente da tendência e a terceira, da sazonalidade. A série anteriormente descrita apresenta tendência e sazonalidade claras à decomposição realizada e, portanto, trabalharemos com componentes de modelagem que contenham essas características.

Os modelos que apresentam as características observadas na decomposição e seus respectivos AICcs, considerando um modelo não transformado e um modelo com transformação de Box-Cox, estão representados na tabela abaixo:

| Parâmetros | AICc Modelo sem Box-Cox | AICc Modelo com Box-Cox |
|------------|-------------------------|-------------------------|
| AAA | 1950.568 | 290.3203 |
| AAA Dumped | 1953.429 | 295.7952 |
| MAA | 1947.757 | 288.9366 |
| MAA Dumped | 1942.956 | 297.1602 |
| MAM | 1925.053 | 292.4207 |
| MAM Dumped | 1928.537 | 291.7428 |
| MMM | 1923.268 | 300.8768 |
| MMM Dumped | 1928.128 | 293.2297 |

O modelo com menor AICc e, portanto, o modelo com melhor desempenho comparativo, para o modelo não transformado é o “MMM”, em que apresenta componentes multiplicativos para previsões de erros, tendência e sazonalidade. Já para o modelo com transformação de Box-Cox, o modelo com menor AICc é o “MAM” com *dumped*.

O modelo selecionado sem transformação apresenta a seguinte estrutura:

$$\begin{aligned}
 \mu_t &= l_{t-1}b_{t-1}s_{t-m} \\
 l_t &= l_{t-1}b_{t-1} + \frac{\alpha\epsilon_t}{s_{t-m}} \\
 b_t &= b_{t-1} + \frac{\beta\epsilon_t}{s_{t-m}l_{t-1}} \\
 s_t &= s_{t-m} + \frac{\gamma\epsilon_t}{l_{t-1}b_{t-1}}
 \end{aligned}$$

Enquanto o modelo selecionado para o conjunto de dados transformados por Box-Cox tem a seguinte estrutura:

$$\begin{aligned}
 \mu_t &= (l_{t-1} + \phi b_{t-1})s_{t-m} \\
 l_t &= (l_{t-1} + \phi b_{t-1})(1 + \alpha\epsilon_t) \\
 b_t &= \phi b_{t-1} + \beta(l_{t-1} + \phi b_{t-1})\epsilon_t \\
 s_t &= s_{t-m}(1 + \gamma\epsilon_t)
 \end{aligned}$$

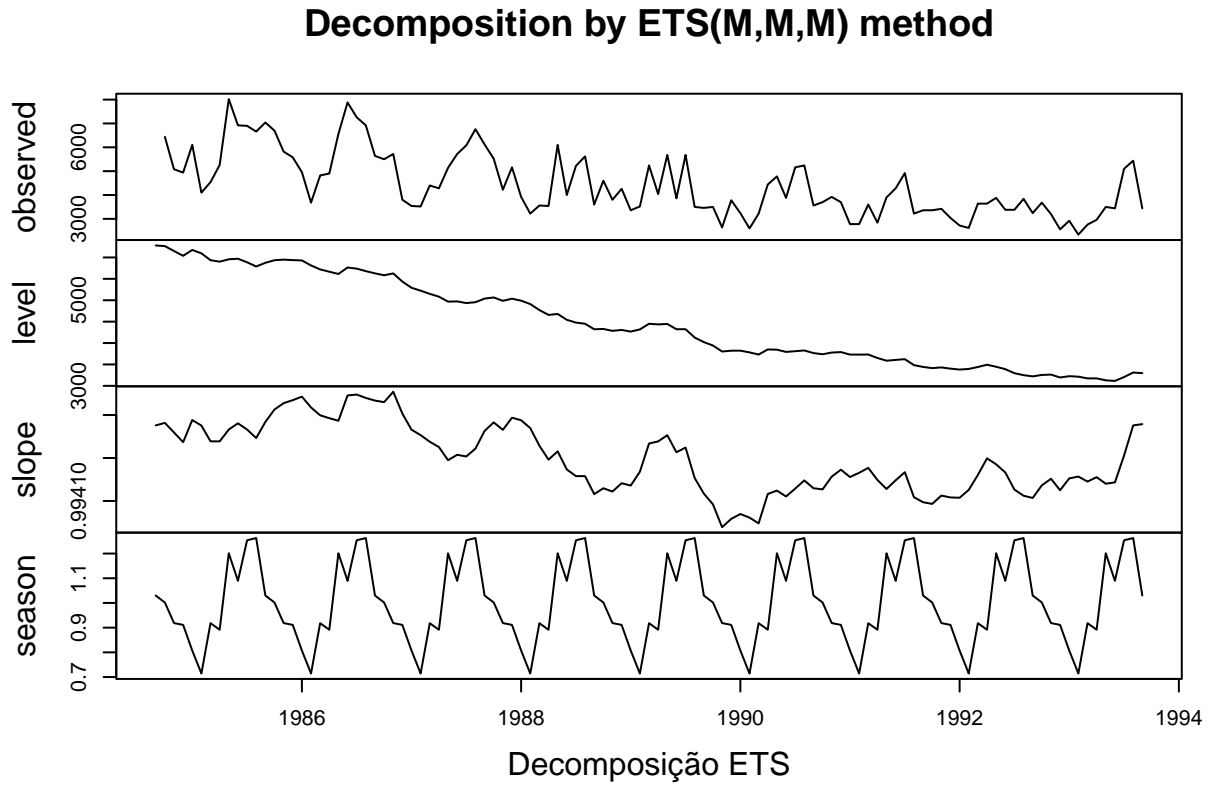


Figure 8: Decomposição ETS

Utilizando o modelo ETS com uma transformação do tipo Box-Cox

O modelo selecionado apresenta a seguinte estrutura:

$$\begin{aligned}\mu_t &= l_{t-1}b_{t-1}s_{t-m} \\ l_t &= l_{t-1}b_{t-1} + \frac{\alpha\epsilon_t}{s_{t-m}} \\ b_t &= b_{t-1} + \frac{\beta\epsilon_t}{s_{t-m}l_{t-1}} \\ s_t &= s_{t-m} + \frac{\gamma\epsilon_t}{l_{t-1}b_{t-1}}\end{aligned}$$

Resíduos

Os resíduos do modelo ETS sem transformação selecionado são ilustrados na figura a seguir:

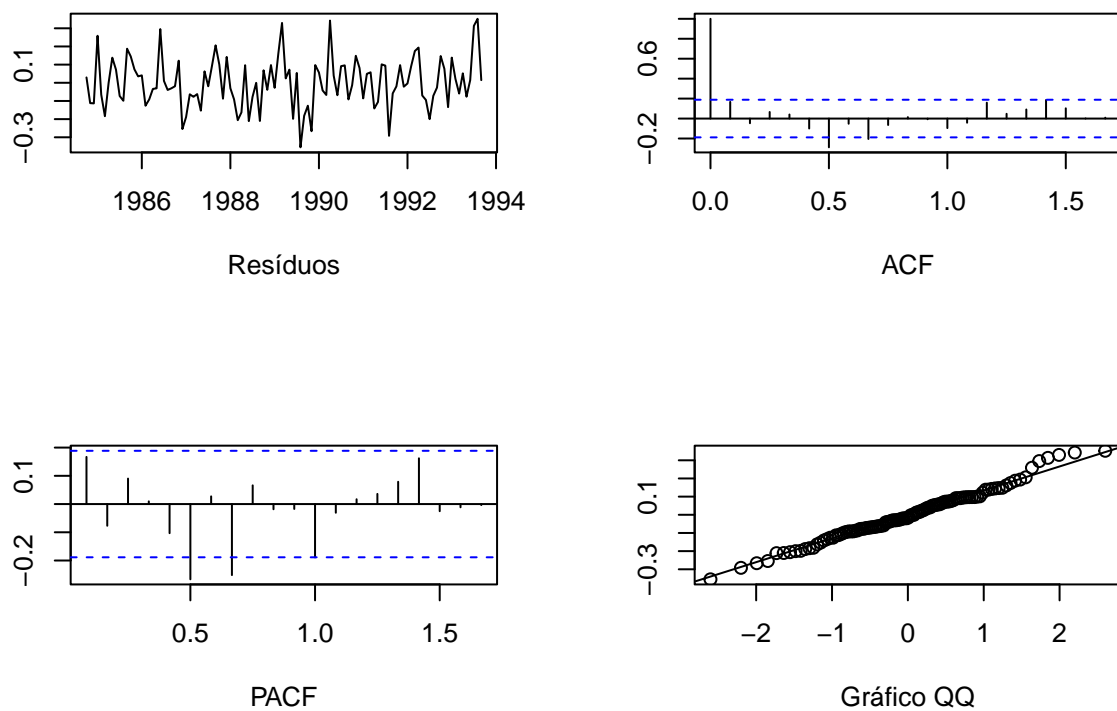


Figure 9: Análise de Resíduos do ETS

Enquanto os gráficos para o modelo ETS selecionado usando transformação de Box-Cox são ilustrados abaixo:

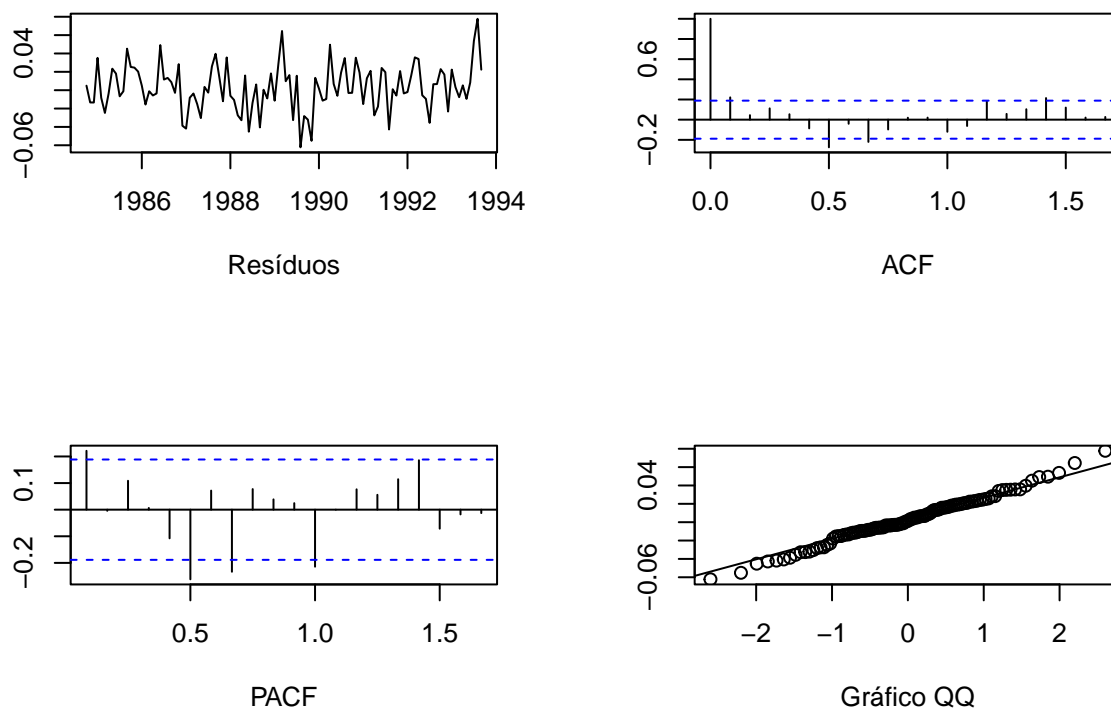


Figure 10: Análise de Resíduos do ETS do modelo com Box-Cox

Observa-se que os resíduos parecem comportar-se de maneira aleatória, com distribuição normal e sem autocorrelações importantes entre diferentes intervalos. Os testes formais encontram-se na tabela abaixo, a exemplo do anteriormente realizado:

| Teste | MMM sem dumped | p-valor | MAM com dumped Box-Cox | p-valor |
|--------------|----------------|---------|------------------------|---------|
| KPSS | 0.12301 | 0.1 | 0.2145 | 0.1 |
| Ljung-Box | 25.522 | 0.038 | 41.505 | 0.003 |
| Shapiro-Wilk | 0.98751 | 0.416 | 0.99443 | 0.944 |

Agora analisando o modelo ETS(M,M,M), com a transformação boxcox, temos os seguintes resultados:

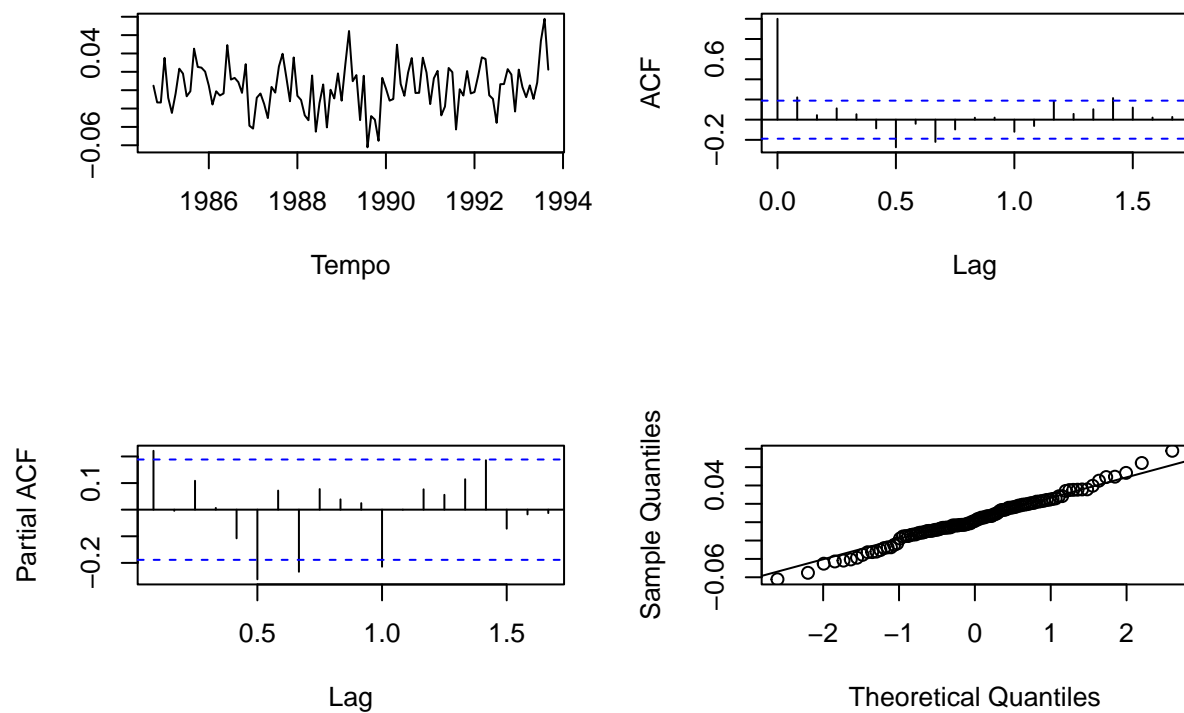


Figure 11: Análise de Resíduos do ETS com boxcox

Os resultados acima apresentados sugerem que os resíduos do modelo são estacionários, apresentam distribuição normal, entretanto, é possível a rejeição da hipótese nula de independência em ambos os casos.

Uma previsão do modelo para 12 novos períodos é ilustrada abaixo:

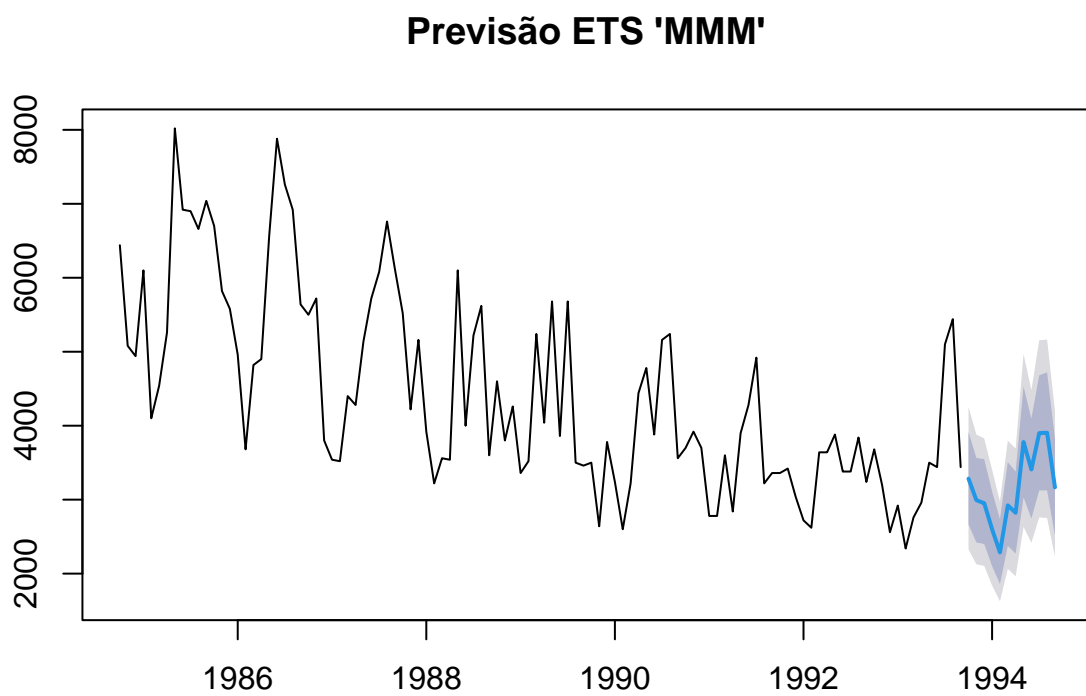


Figure 12: Previsão ETS

Previsão ETS 'MAM' com Dumped com transformação boxcox

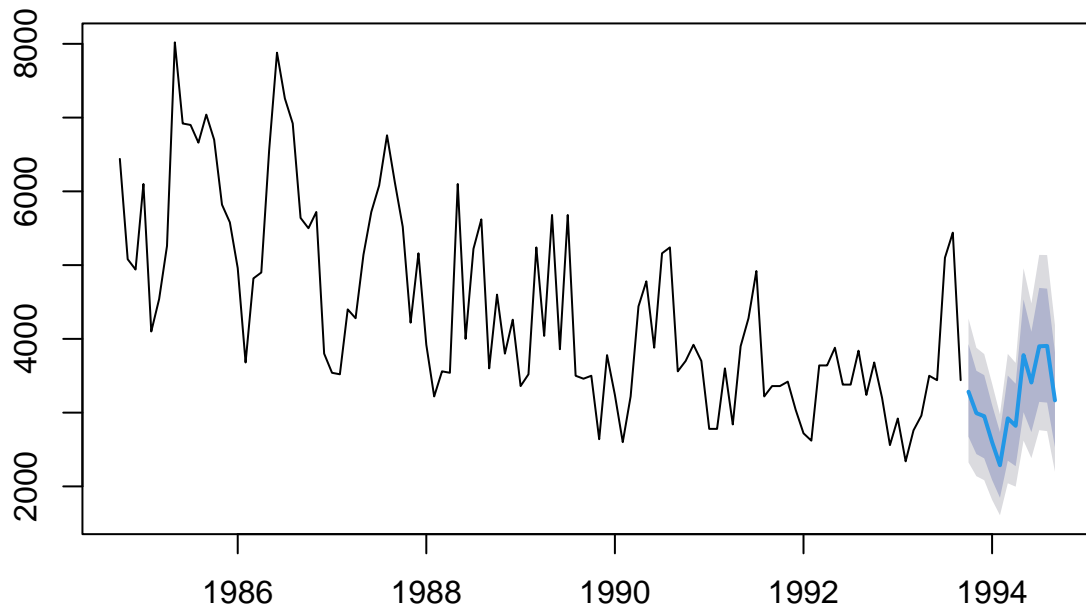


Figure 13: Previsão ETS com transformação boxcox

Estudo de desempenho preditivo por janela deslizante

Considerante os dois modelos ARIMA e os dois modelos ETS anteriormente escolhidos, será realizado um estudo de desempenho preditivo por janela deslizante para a série M3 com ID 1686 em n-14 e considerando um horizonte de até 5 meses a frente.

```
# Definindo as funções de previsão:
f_arima <- function(y, h){
  fit = Arima(y, order=c(1,1,1), seasonal=c(1,0,1))
  forecast(fit, h)
}
f_arima_boxcox <- function(y, h){
  fit = Arima(y, order=c(3,1,3), seasonal=c(1,0,1), lambda = "auto")
  forecast(fit, h)
}
f_ets <- function(y, h){
  fit = ets(y, model="MMM", dumped = FALSE)
  forecast(fit, h)
}
f_ets_boxcox <- function(y, h){
  fit = ets(y, model="MAM", dumped = TRUE, lambda = "auto")
  forecast(fit, h)
}
```

```

}

# Calculo dos erros de previsão com a janela flutuante
CV_arima = tsCV(y=serie,
               forecastfunction=f_arima,
               h=5,
               init = length(serie)-14)
CV_arima_boxcox = tsCV(y=serie,
                     forecastfunction=f_arima_boxcox,
                     h=5,
                     init = length(serie)-14)
CV_ets = tsCV(y=serie,
             forecastfunction=f_ets,
             h=5,
             init = length(serie)-14)
CV_ets_boxcox = tsCV(y=serie,
                   forecastfunction=f_ets_boxcox,
                   h=5,
                   init = length(serie)-14)

CV_arima %>% round(2) %>% tail(20)

```

```

##           h=1      h=2      h=3      h=4      h=5
## Feb 1992    NA      NA      NA      NA      NA
## Mar 1992    NA      NA      NA      NA      NA
## Apr 1992    NA      NA      NA      NA      NA
## May 1992    NA      NA      NA      NA      NA
## Jun 1992    NA      NA      NA      NA      NA
## Jul 1992    NA      NA      NA      NA      NA
## Aug 1992  69.94  493.20  239.34 -392.34  431.26
## Sep 1992  467.87  228.99 -399.43  426.13   47.06
## Oct 1992   58.86 -484.78  365.30   -4.71 -321.09
## Nov 1992 -506.07  355.36  -11.56 -327.84  -49.76
## Dec 1992  551.08  103.76 -245.20   24.53 -155.19
## Jan 1993 -122.62 -366.76  -68.22 -206.03  133.59
## Feb 1993 -315.66  -36.65 -199.35  145.18 1325.53
## Mar 1993   86.16 -156.19  180.29 1346.87 2007.63
## Apr 1993 -187.18  165.14 1335.80 1998.04  514.30
## May 1993  233.09 1376.64 2026.84  535.51     NA
## Jun 1993 1290.56 1983.82  506.36     NA     NA
## Jul 1993 1500.17  277.60     NA     NA     NA
## Aug 1993 -351.36     NA     NA     NA     NA
## Sep 1993     NA     NA     NA     NA     NA

```

```

CV_arima_boxcox %>% round(2) %>% tail(20)

```

```

##           h=1      h=2      h=3      h=4      h=5
## Feb 1992    NA      NA      NA      NA      NA
## Mar 1992    NA      NA      NA      NA      NA
## Apr 1992    NA      NA      NA      NA      NA
## May 1992    NA      NA      NA      NA      NA
## Jun 1992    NA      NA      NA      NA      NA
## Jul 1992    NA      NA      NA      NA      NA

```

```
## Aug 1992 29.47 631.54 73.31 -685.90 344.30
## Sep 1992 604.06 293.74 -540.11 125.87 -93.52
## Oct 1992 -22.37 -404.99 272.42 -219.79 -238.68
## Nov 1992 -352.38 307.37 -183.97 -290.77 159.81
## Dec 1992 44.06 -159.34 -4.10 327.56 68.05
## Jan 1993 -192.78 -23.95 303.46 68.61 85.15
## Feb 1993 NA NA NA NA NA
## Mar 1993 343.94 150.93 161.71 1245.97 1880.07
## Apr 1993 89.52 84.71 1080.16 1737.25 351.10
## May 1993 154.19 1592.55 2005.80 359.94 NA
## Jun 1993 1043.97 1685.67 300.93 NA NA
## Jul 1993 1525.71 186.20 NA NA NA
## Aug 1993 -68.28 NA NA NA NA
## Sep 1993 NA NA NA NA NA
```

```
CV_ets %>% round(2) %>% tail(20)
```

```
##          h=1 h=2 h=3 h=4 h=5
## Feb 1992 NA NA NA NA NA
## Mar 1992 NA NA NA NA NA
## Apr 1992 NA NA NA NA NA
## May 1992 NA NA NA NA NA
## Jun 1992 NA NA NA NA NA
## Jul 1992 NA NA NA NA NA
## Aug 1992 NA NA NA NA NA
## Sep 1992 NA NA NA NA NA
## Oct 1992 NA NA NA NA NA
## Nov 1992 NA NA NA NA NA
## Dec 1992 NA NA NA NA NA
## Jan 1993 NA NA NA NA NA
## Feb 1993 NA NA NA NA NA
## Mar 1993 NA NA NA NA NA
## Apr 1993 NA NA NA NA NA
## May 1993 NA NA NA NA NA
## Jun 1993 NA NA NA NA NA
## Jul 1993 NA NA NA NA NA
## Aug 1993 NA NA NA NA NA
## Sep 1993 NA NA NA NA NA
```

```
CV_ets_boxcox %>% round(2) %>% tail(20)
```

```
##          h=1 h=2 h=3 h=4 h=5
## Feb 1992 NA NA NA NA NA
## Mar 1992 NA NA NA NA NA
## Apr 1992 NA NA NA NA NA
## May 1992 NA NA NA NA NA
## Jun 1992 NA NA NA NA NA
## Jul 1992 NA NA NA NA NA
## Aug 1992 NA NA NA NA NA
## Sep 1992 NA NA NA NA NA
## Oct 1992 NA NA NA NA NA
## Nov 1992 NA NA NA NA NA
## Dec 1992 NA NA NA NA NA
```



```
## Jan 1993 NA NA NA NA NA
## Feb 1993 NA NA NA NA NA
## Mar 1993 NA NA NA NA NA
## Apr 1993 NA NA NA NA NA
## May 1993 NA NA NA NA NA
## Jun 1993 NA NA NA NA NA
## Jul 1993 NA NA NA NA NA
## Aug 1993 NA NA NA NA NA
## Sep 1993 NA NA NA NA NA
```

Resultados

```
h = 5
#comparar os 4 modelos com os modelos abaixo

fit_auto_arima = auto.arima(serie) %>% forecast() %>% accuracy()
fit_ses = ses(serie, h=h) %>% forecast() %>% accuracy()
fit_holt = holt(serie, h=h) %>% forecast() %>% accuracy()
fit_ets = ets(serie) %>% forecast() %>% accuracy()
fit_stlf = stlf(serie, h=h) %>% forecast() %>% accuracy()
fit_bats = bats(serie) %>% forecast() %>% accuracy()
fit_tbats = tbats(serie) %>% forecast() %>% accuracy()

acuracia <- rbind(fit_auto_arima[3],
                  fit_ses[3],
                  fit_holt[3],
                  fit_ets[3],
                  fit_stlf[3],
                  fit_bats[3],
                  fit_tbats[3])

modelos = c("auto arima", "ses", "holt", "ets", "stlf", "bats", "tbats")

resultados = cbind(modelos, round(acuracia, 3))

kable(resultados, col.names = c("Modelo", "Acuracia"), align = "c")
```

| Modelo | Acuracia |
|------------|----------|
| auto arima | 490.566 |
| ses | 736.233 |
| holt | 737.822 |
| ets | 487.182 |
| stlf | 470.926 |
| bats | 458.351 |
| tbats | 469.631 |