

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.

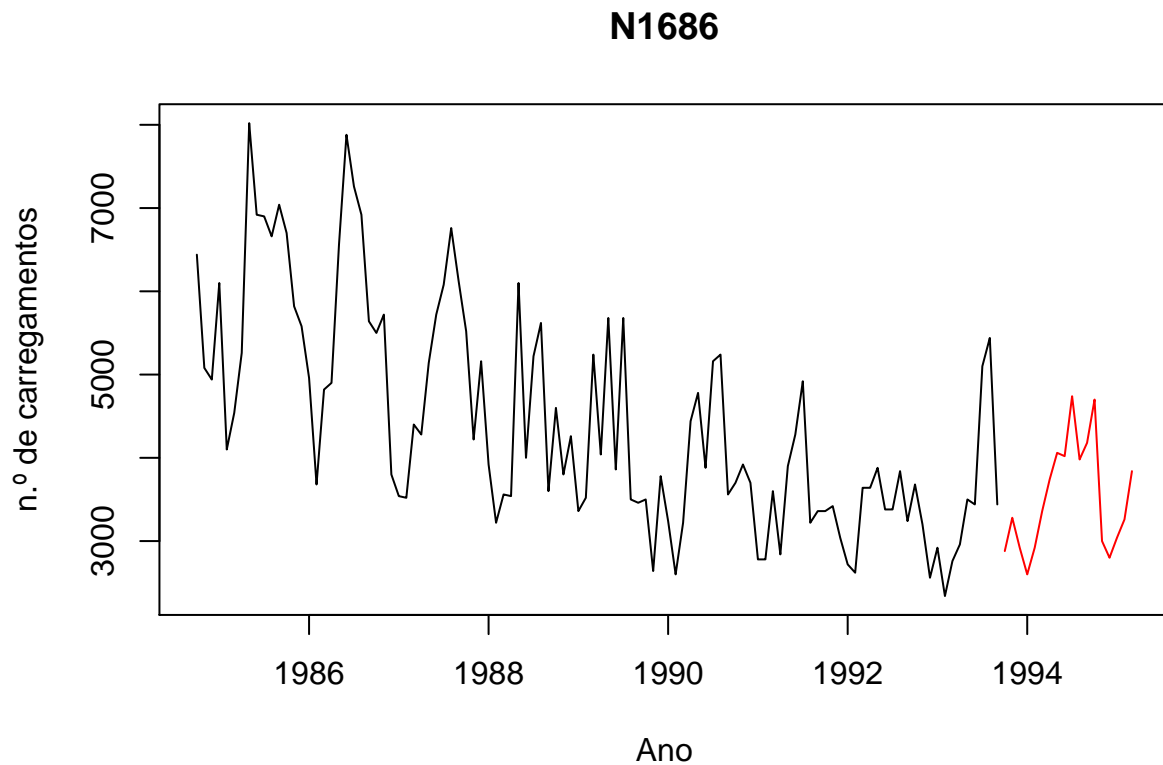


Figure 1: Comportamento da série ao longo do tempo

Decomposição MSTL

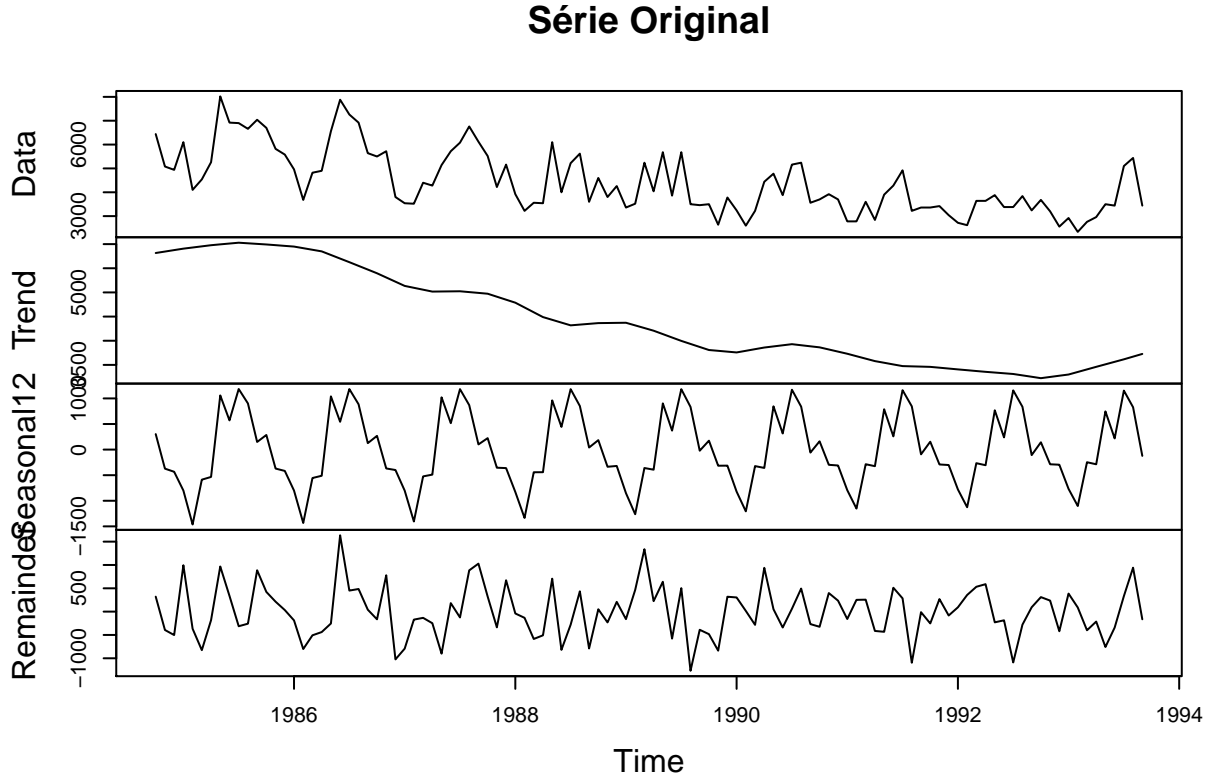


Figure 2: Decomposição MSTL

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.

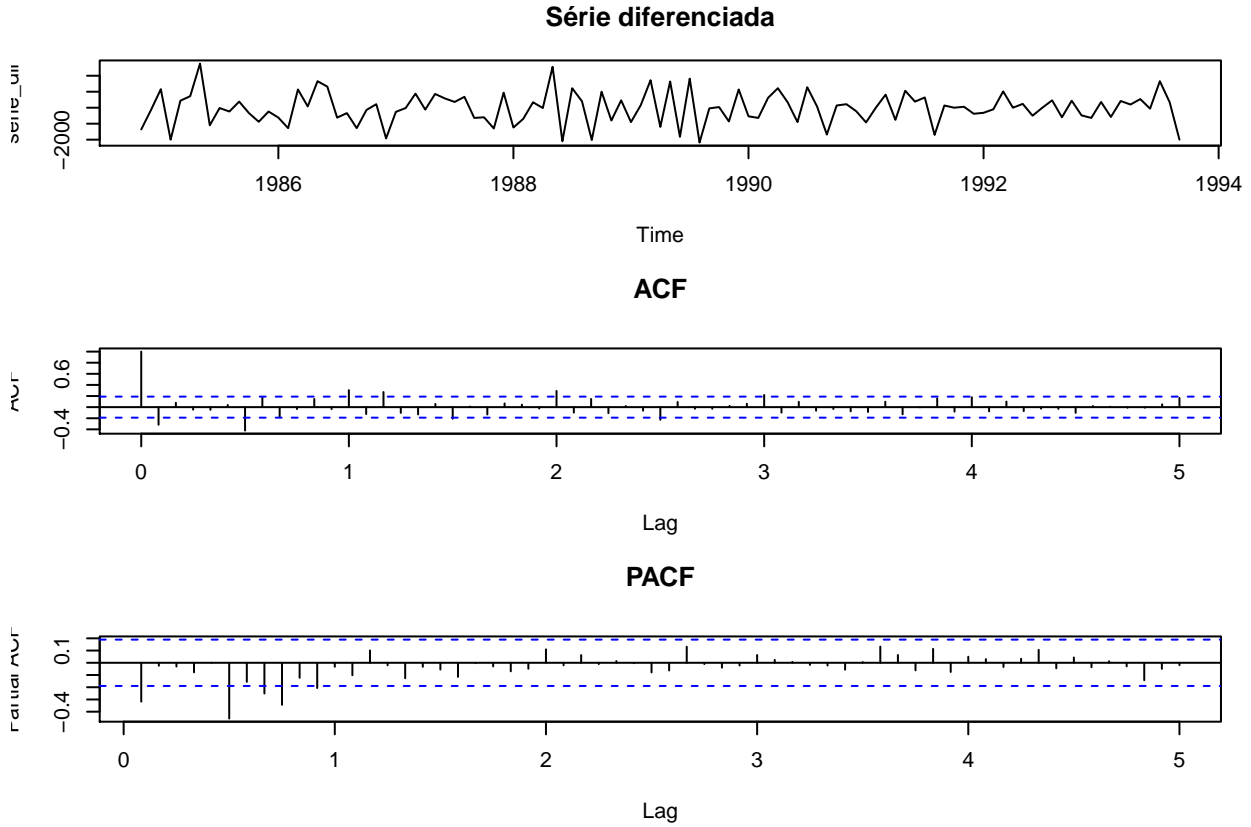


Figure 3: Gráficos ACF e PACF

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.

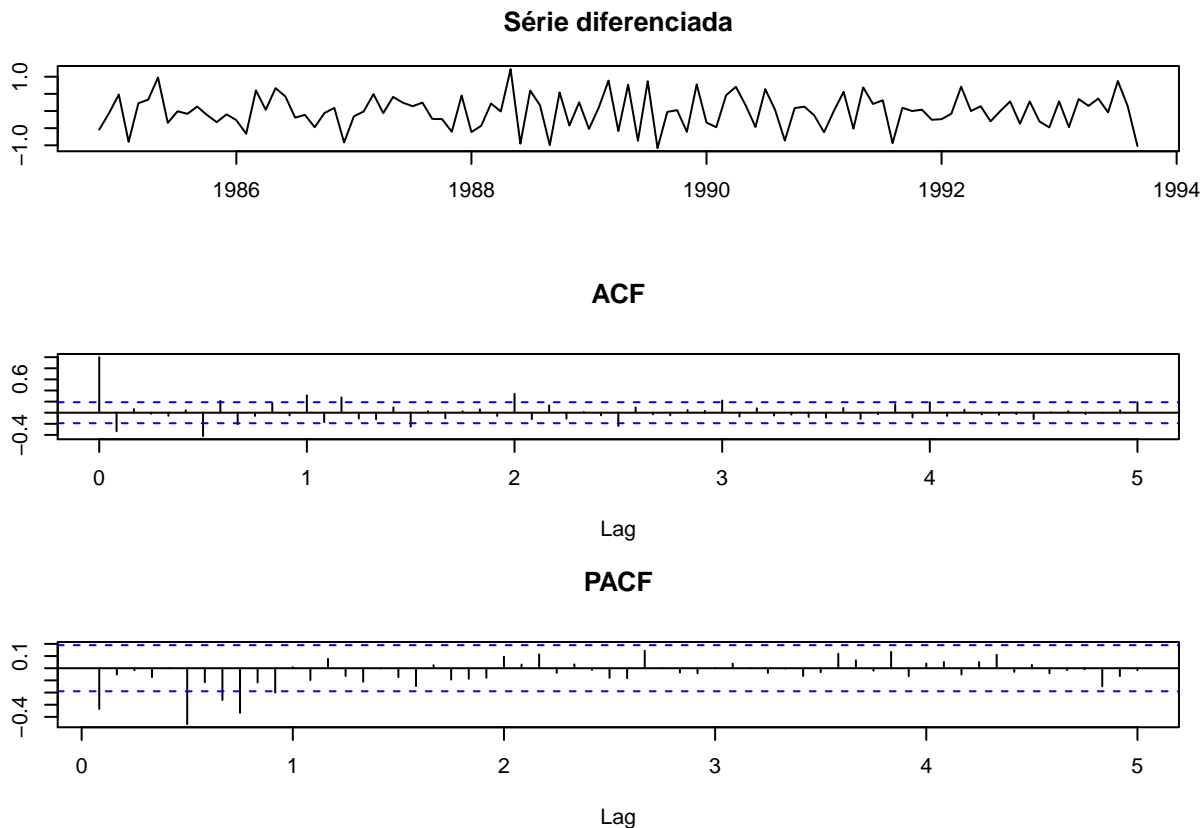


Figure 4: Gráficos ACF e PACF da série transformada (BoxCox)

A análise gráfica das funções de autocorrelação e autocorrelação da série transformada não permite a inferência a respeito de seus parâmetros de maneira clara. Procede-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 = 95.45263
```

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:

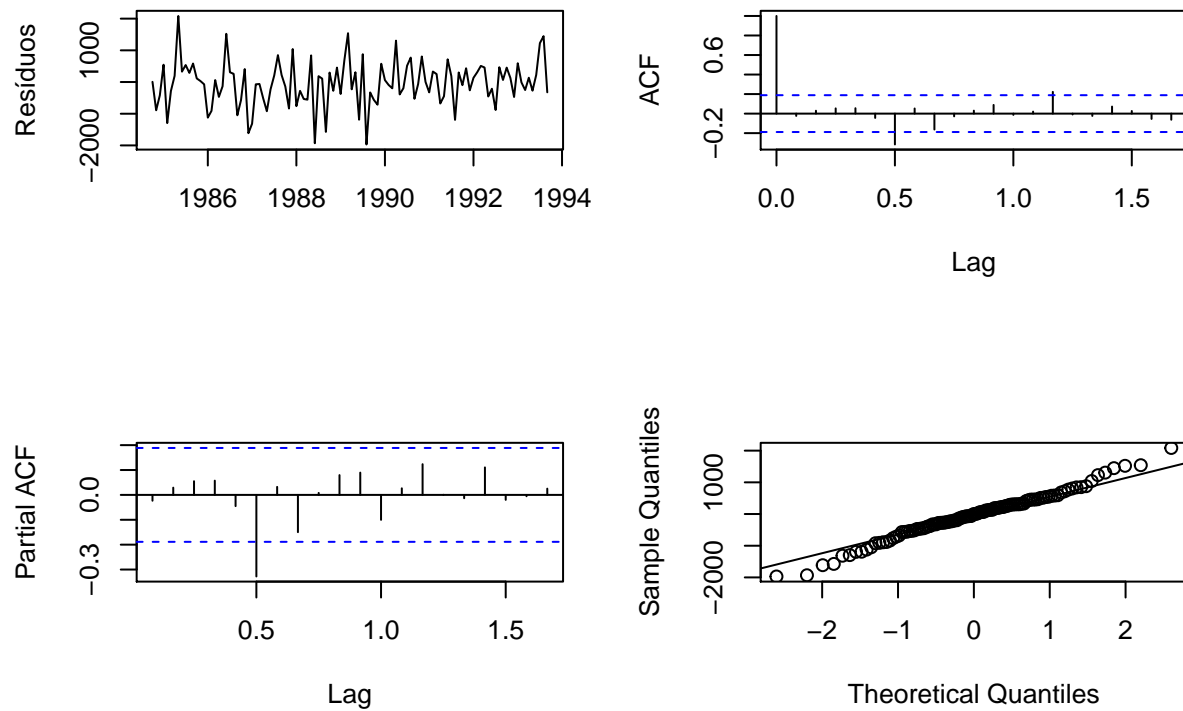


Figure 5: Resíduos ARIMA sem transformação

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

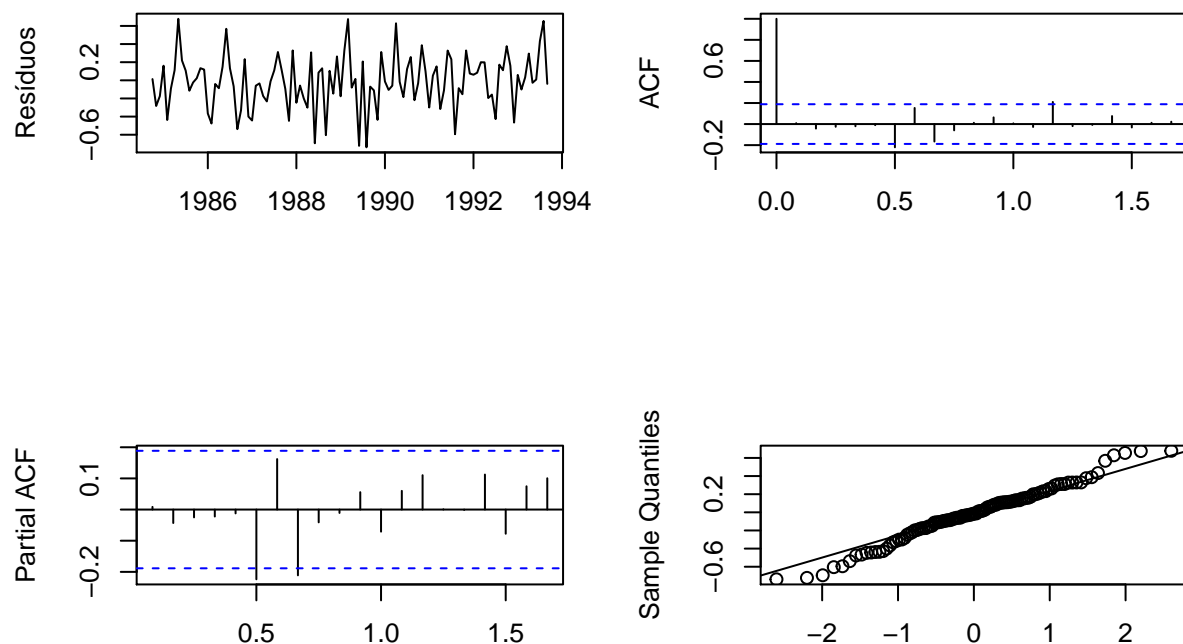


Figure 6: Resíduos ARIMA com transformação boxcox

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 | 0.2497682 | 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 |
| SARIMA com Box-Cox | 18.7508953 | 15 | 0.2252448 |

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 | 0.9846868 | 0.2527214 |

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

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:

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

A decomposição do modelo ETS “MMM” e do modelo ETS “MAM com Dumped” e transformação de Box-Cox são ilustrados abaixo.

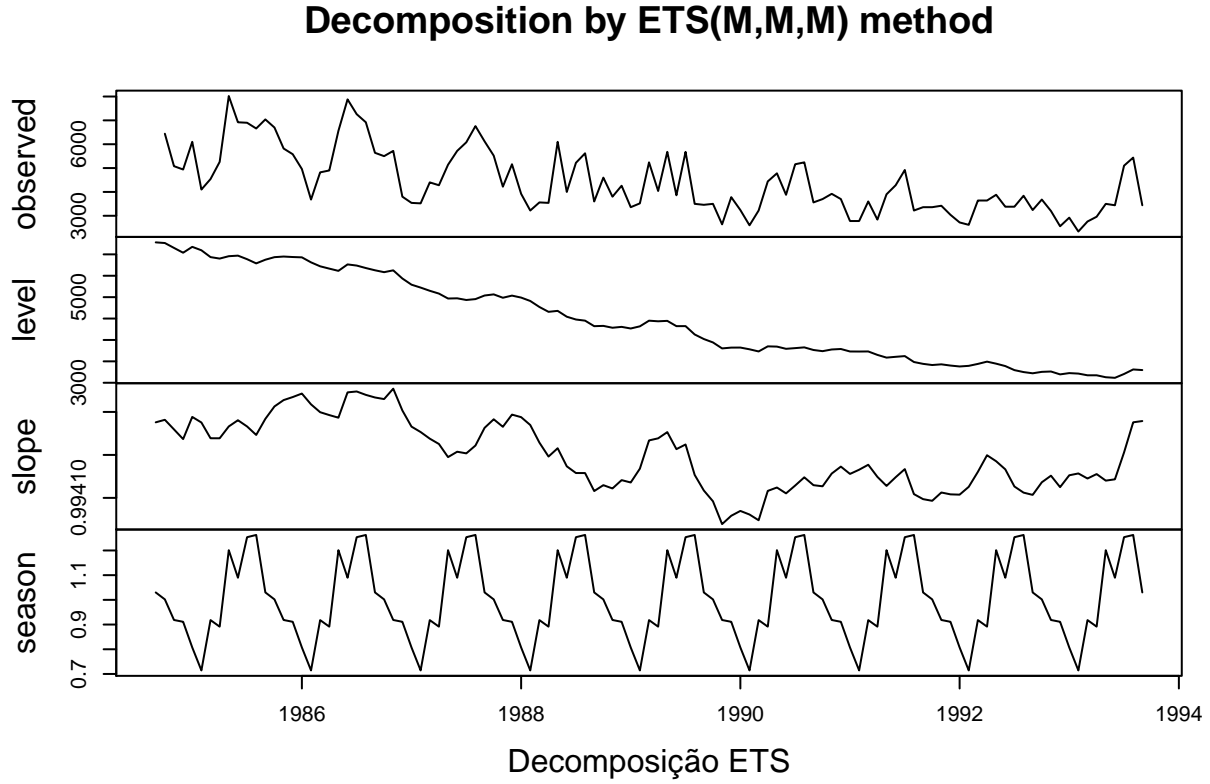


Figure 7: Decomposição ETS

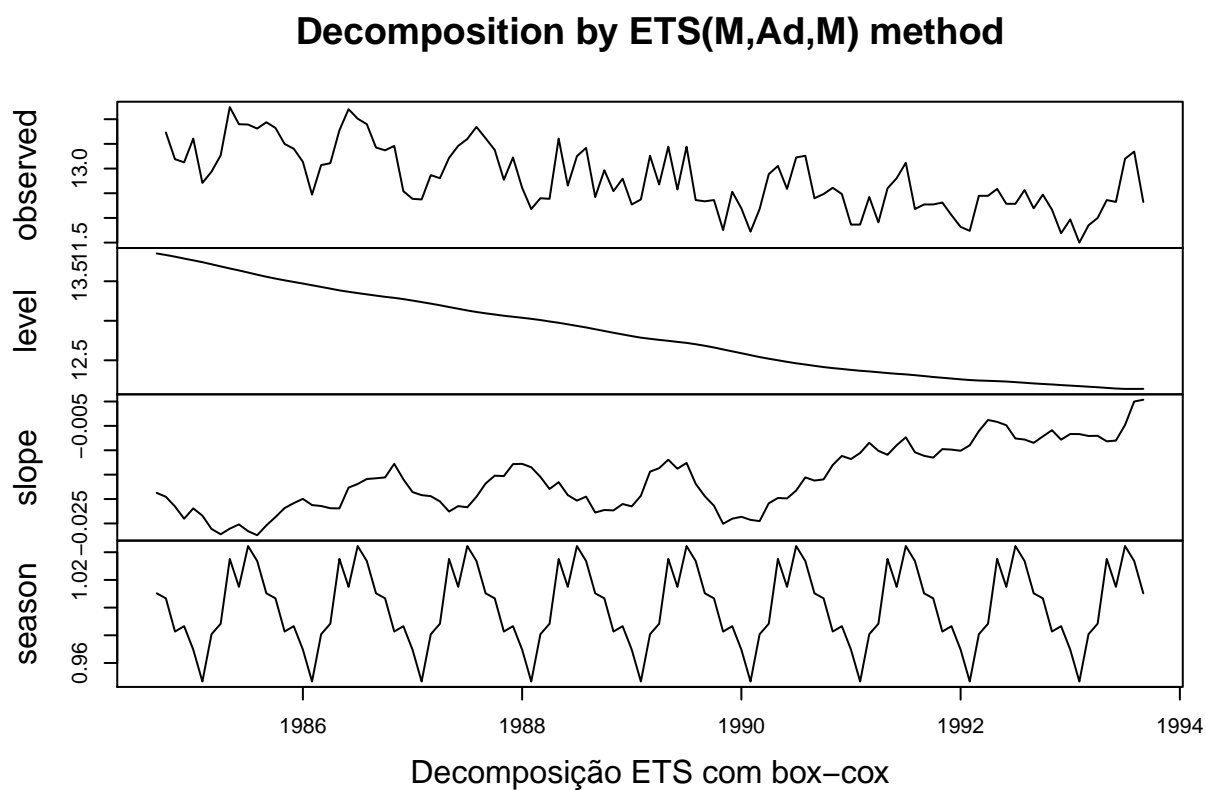


Figure 8: Decomposição ETS

Resíduos

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

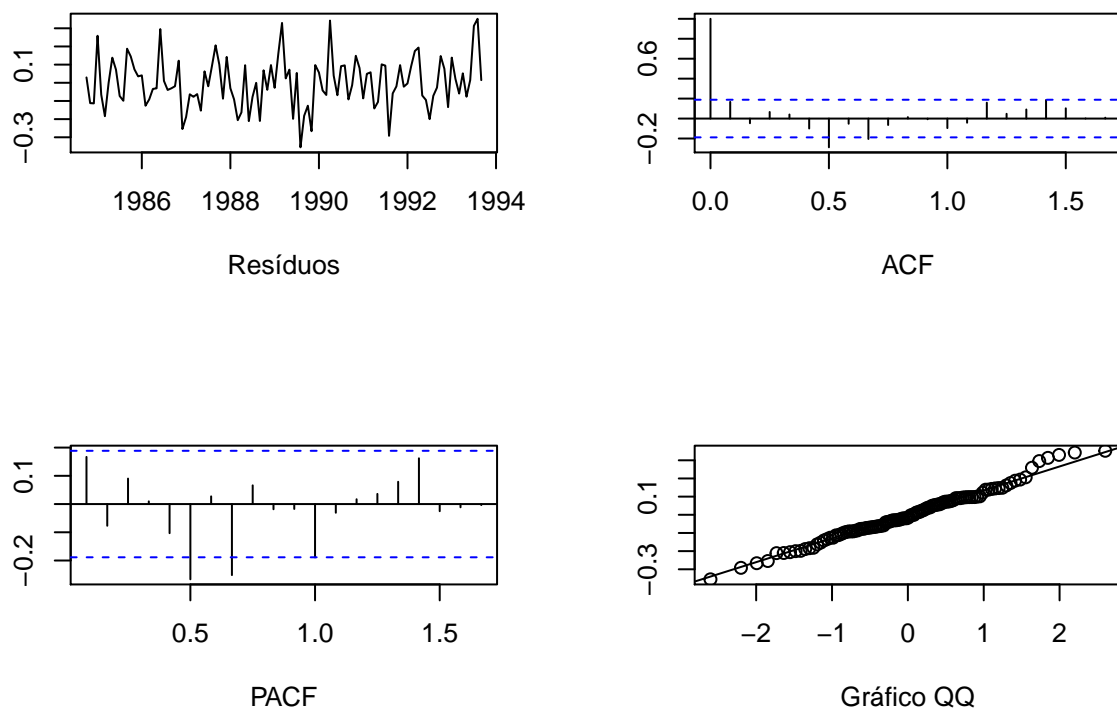


Figure 9: Análise de Resíduos do ETS

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

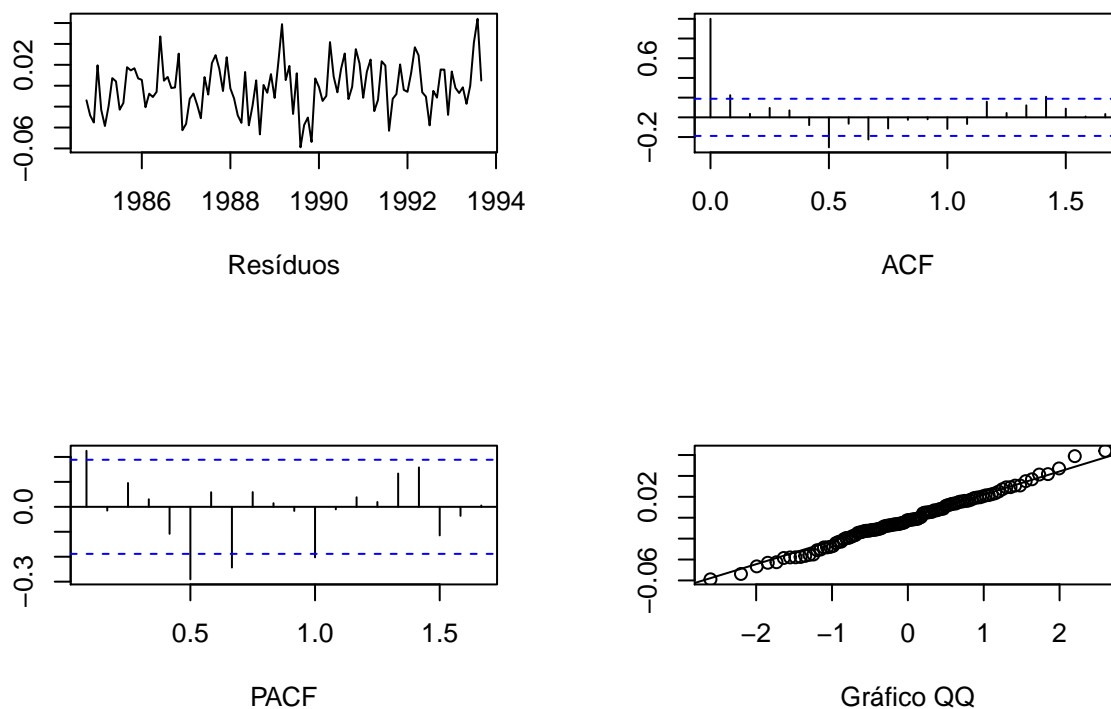


Figure 10: Análise de Resíduos do ETS do modelo com Box-Cox

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 |

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.

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 com conjunto de treino consistindo nos últimos 14 períodos e considerando um horizonte preditivo de até 5 meses a frente. Para tal será utilizado a função `tsCV`, que calcula os erros de previsão obtidos aplicando a função de previsão a subconjuntos da série temporal, conforme ilustrado na figura abaixo. Os modelos utilizados para previsão são aqueles apresentados anteriormente: ARIMA, ARIMA com boxcox, ETS e ETS com box-cox.

Para comparação dos resultados, foi calculado o erro absoluto médio (MAE) para horizonte de previsão.

| | 1 | 2 | 3 | ... | ... | ... | n-12 | n-13 | n-14 | | | | | | ... | n |
|----------------|---|---|---|-----|-----|-----|------|------|------|---|---|---|---|---|-----|---|
| Passo 1 | | | | | | | | | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | | |
| Passo 2 | | | | | | | | | | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | |
| Passo 3 | | | | | | | | | | | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| ... | | | | | | | | | | | | | 1 | 2 | 3 | 4 |
| ... | | | | | | | | | | | | | | 1 | 2 | 3 |
| ... | | | | | | | | | | | | | | | 1 | 2 |
| ... | | | | | | | | | | | | | | | | 1 |

Figure 11: Janelas deslizantes

Table 6: Erro absoluto médio

| | ARIMA | ARIMA Box-Cox | ETS | ETS Box-Cox |
|-----|-----------|---------------|-----------|-------------|
| h=1 | 618.7394 | 650.5141 | 607.9737 | 607.6476 |
| h=2 | 682.1576 | 655.0000 | 689.5125 | 735.5779 |
| h=3 | 721.7444 | 676.1479 | 694.9449 | 701.0805 |
| h=4 | 897.2101 | 852.4361 | 906.0159 | 869.5573 |
| h=5 | 1269.6113 | 1335.7609 | 1257.1669 | 1213.1535 |

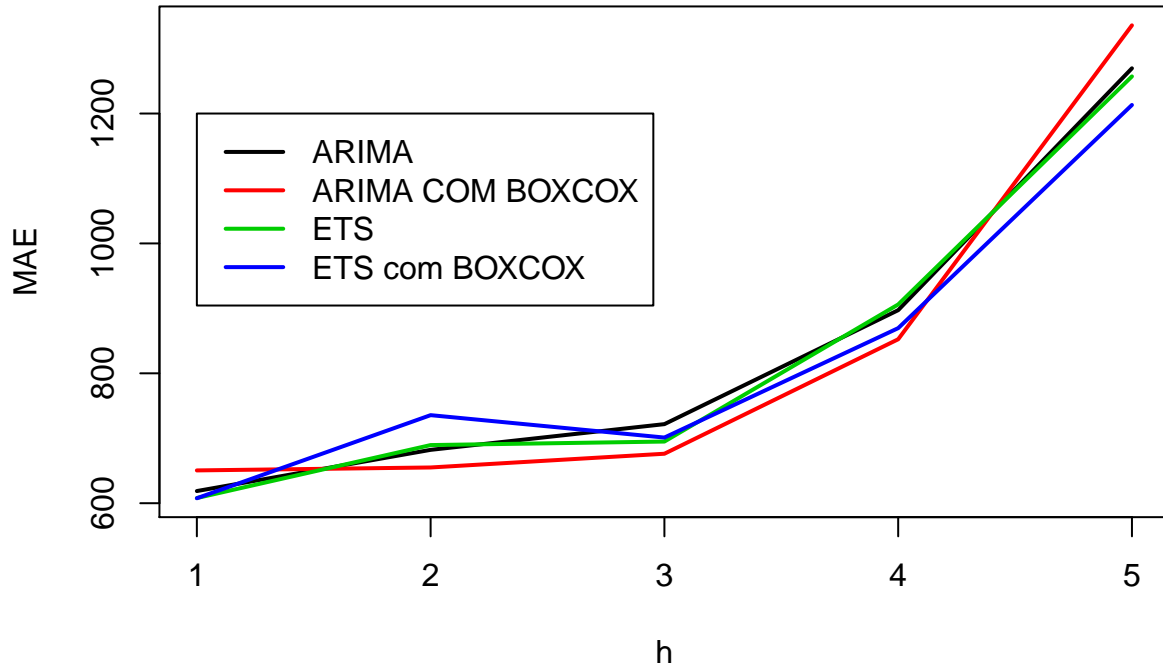


Figure 12: Erros absolutos médios a cada horizonte de previsão

Resultados

Comparando os 4 modelos estimados anteriormente com os seguintes modelos: Auto Arima, SES, Holt, Auto ETS, STLTF, Bats, Tbats, temos os seguintes da métrica MAE, no conjunto de testes:

Table 7: Comparação do Erro absoluto médio com todos os modelos

| Modelos | MAE |
|------------------|----------|
| Arima | 297.242 |
| Arima com boxcox | 337.208 |
| ETS | 271.07 |
| ETS com boxcox | 294.545 |
| Auto Arima | 692.389 |
| SES | 1096.291 |
| Holt | 1051.287 |
| Auto ETS | 444.531 |
| STLTF | 425.268 |
| Bats | 397.695 |
| Tbats | 418.812 |

O modelo ETS(M,M,M) foi o que obteve o menor MAE no conjunto de teste, apresentando um valor igual a 271.07.