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.

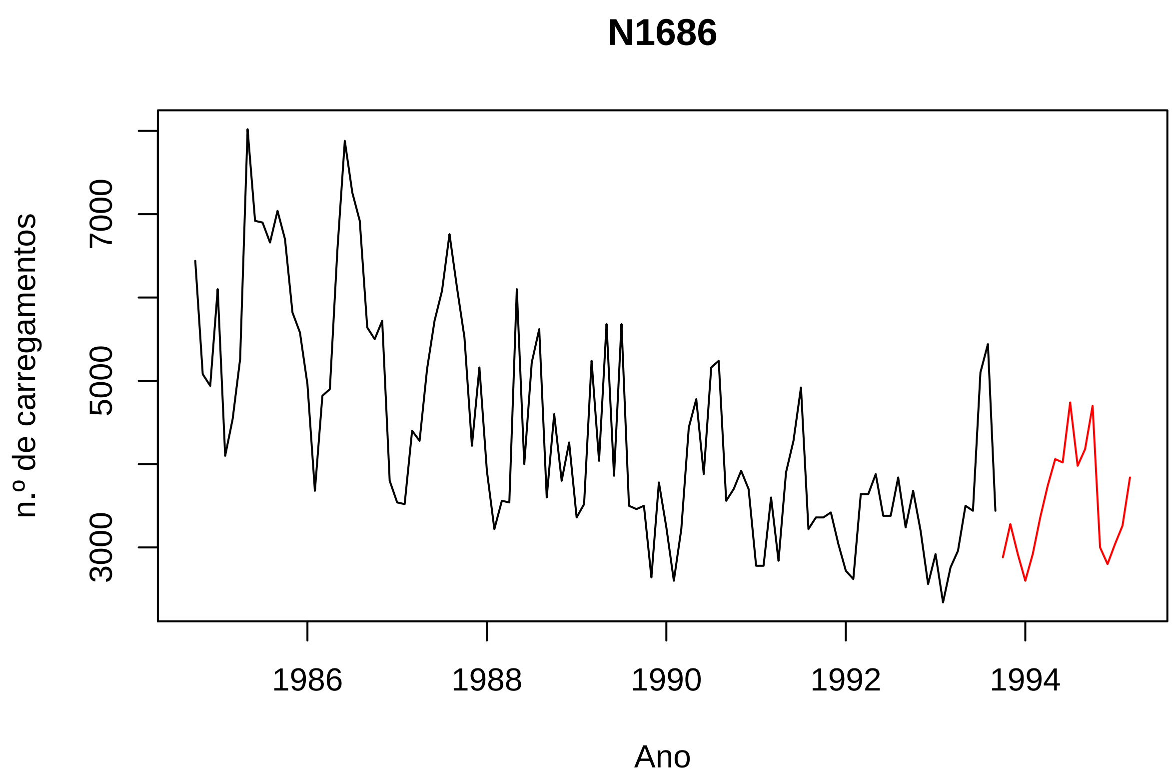


Figure 1: Comportamento da série ao longo do tempo

Decomposição MSTL

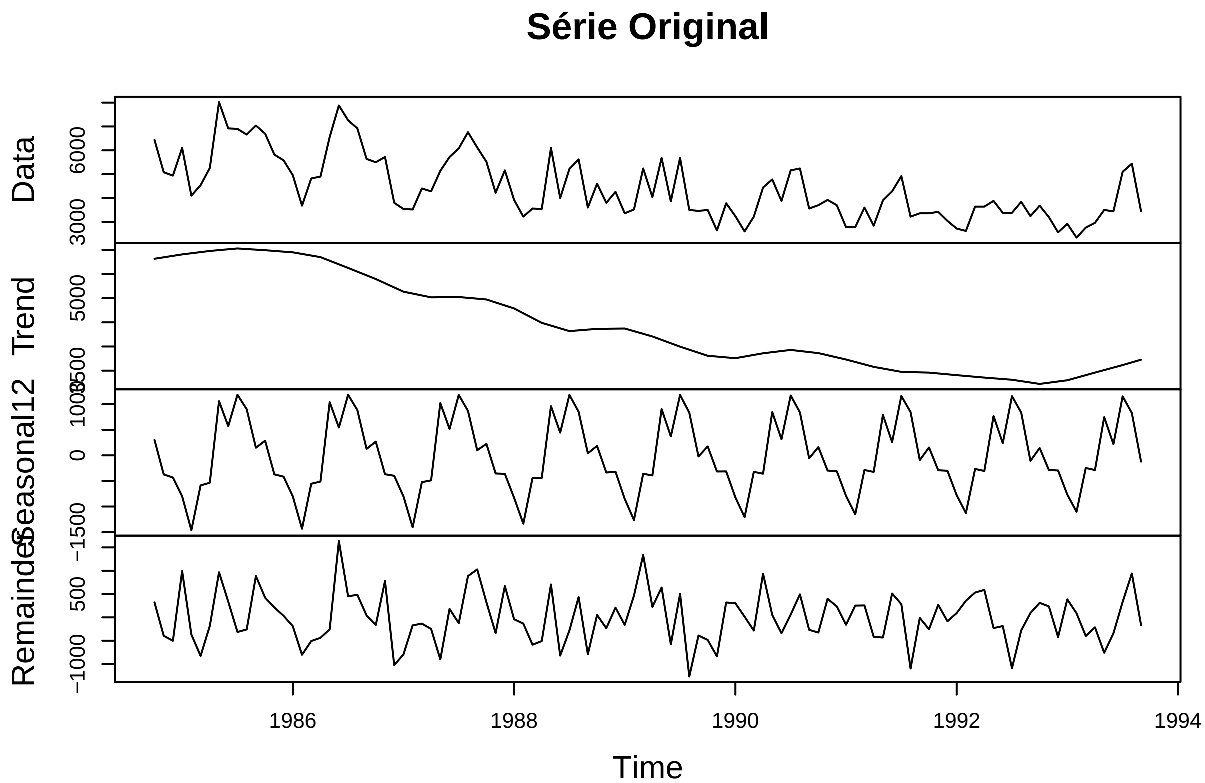


Figure 2: Decomposição MSTL

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 apesentam 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-estacionaridade 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 raíz unitária, com a hipótese nula de que a série tem raízes estacionárias contra a hipótese alternativa de que a série tem raíz 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 raíz 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.

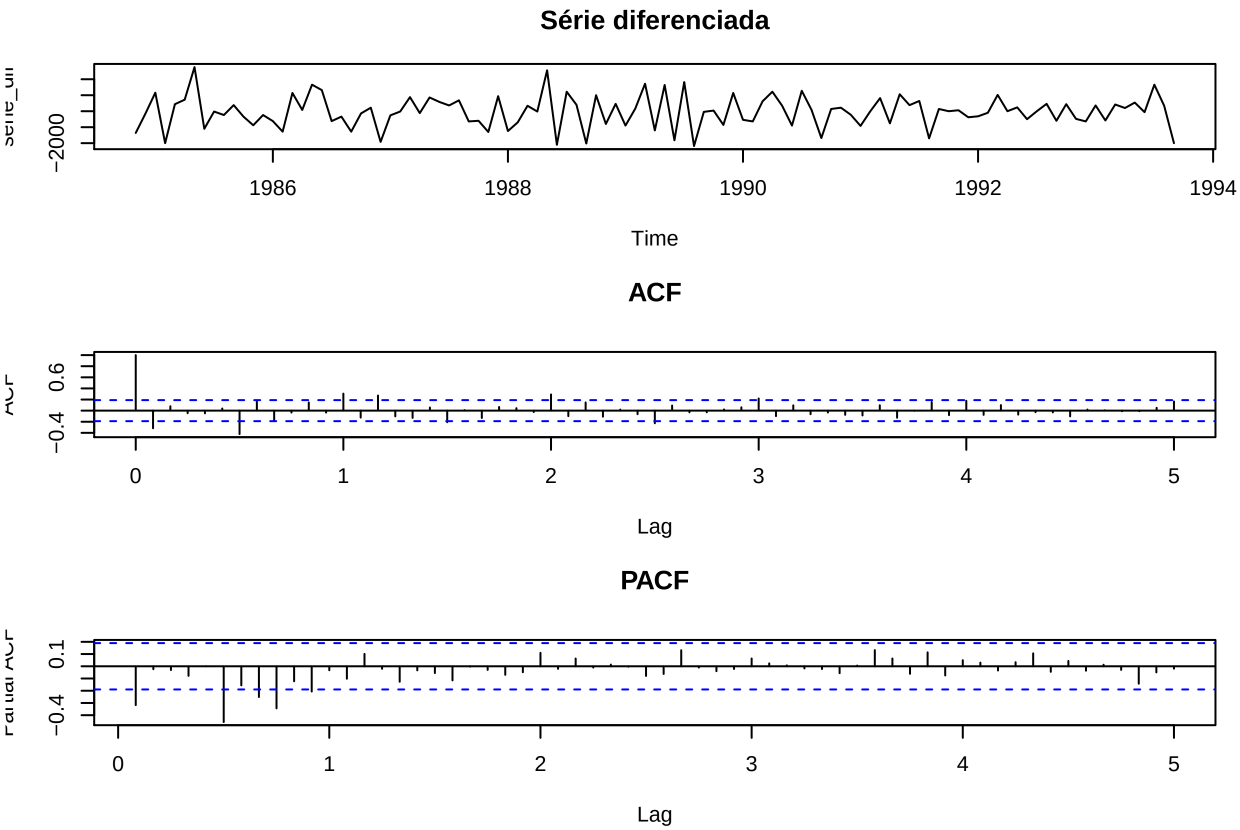


Figure 3: Gráficos ACF e PACF

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:

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

Utilizaremos o modelo ARIMA acima definido com a transformação de Box-Cox com o objetivo de estabilizar os diferentes tipos de variação ao longo do tempo. O novo modelo tem os seguintes coeficientes:

$$\phi_1 = 0,2756; \theta_1 = -0,9209; \varphi = 0,9994; \vartheta = -0,9653$$

Análise de Resíduos

Os resíduos dos modelos descritos apresentam o seguinte comportamento gráfico

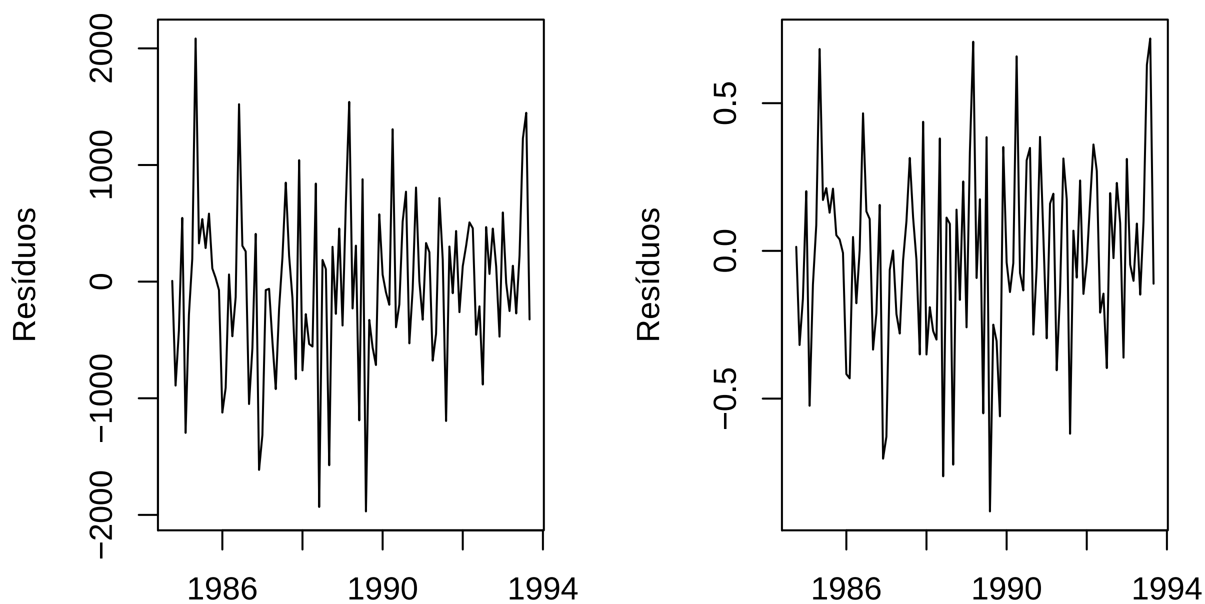


Figure 4: Resíduos

Os resíduos precisam ser estacionários, independentes e normalmente distribuiídos. Essas hipóteses serão testadas conforme se segue.

A estacionaridade 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	0.2075153	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	27.0777088	15	0.0281095

Os resultados acima mostram que a independência dos resíduos pode ser rejeitada ao nível de significância de 5% no modelo que utiliza a transformação de Box-Cox, enquanto não pode ser rejeitada no modelo SARIMA natural.

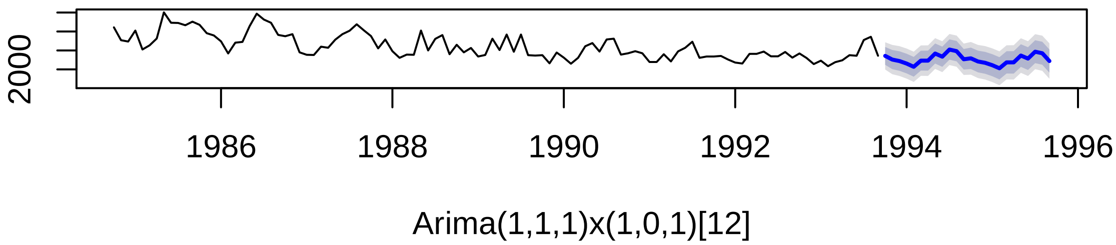
A normalidade dos resíduos é testada com o teste Shapiro-Wilk de Normalidade, com H_0 de que os resíduos apresentam distribuição normal. O valor do teste estatístico para os dois modelos trabalhados é:

Modelo	W	P-valor
SARIMA sem Box-Cox	0.986694	0.3620588
SARIMA com Box-Cox	0.9897878	0.5935039

Do resultado acima, não se pode rejeitar a hipótese de normalidade dos resíduos de ambos os modelos.

Previsões

As previsões dos modelos:



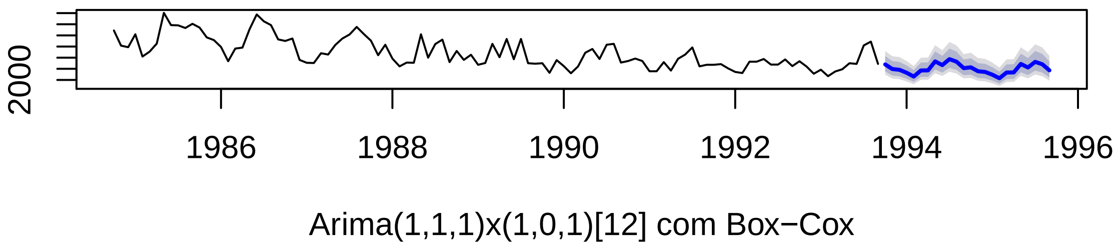


Figure 5: Previsões dos modelos ARIMA

akasdfssf5434

]