

# R para Economia

Lucas Mendes

24/03/2020

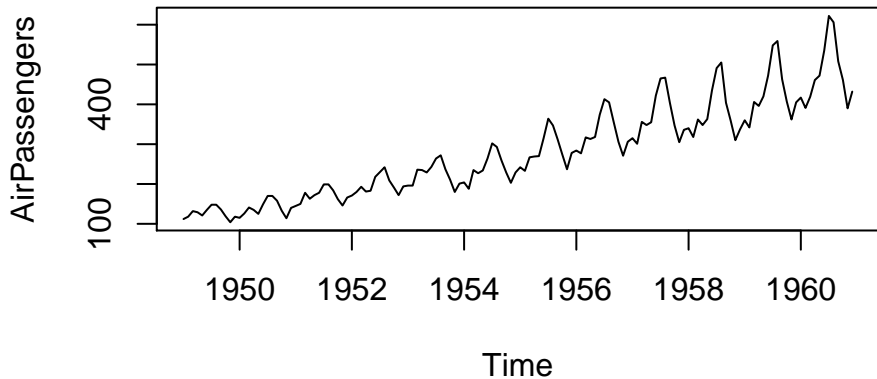
# Séries Temporais

# Séries Temporais

Na ultima aula trabalhamos com dados cross section, ou seja, dados que estavam na mesma unidade de tempo.

Agora trabalharemos com dados que variam de acordo com o periodo (Dia,Semana,Mês,Ano)

# Séries de tempo



# Padrões de uma serie de tempo

## Tendência

A Tendência pode ser analisada como um crescimento ou decrescimento de longo prazo.

## Sazonalidade

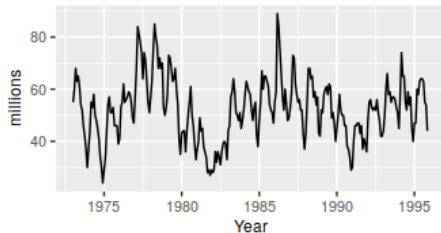
A Sazonalidade pode ser identificada como um padrão que ocorre frequentemente em algum periodo do tempo, como dia, mês ou ano.

## Ciclos

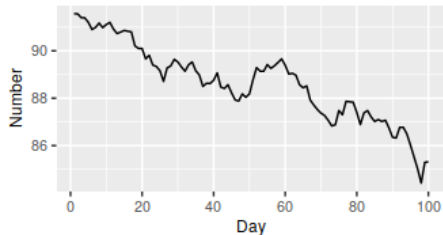
Ciclos são tendencias de alta e queda que não possuem uma frequencia bem definida. Elas são costumeiramente geradas por causas econômicas ou chamados de ciclos de negócios.

# Exemplos

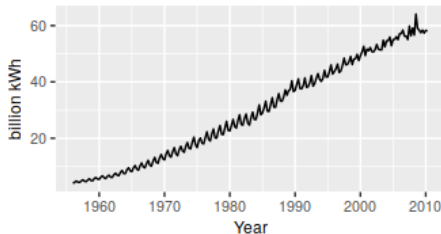
Sales of new one-family houses, USA



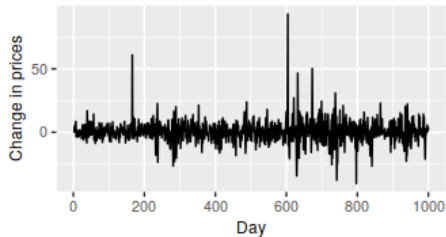
US treasury bill contracts



Australian quarterly electricity production



Google daily changes in closing stock price



# Decomposição de uma série temporal

# Decomposição de uma série temporal

Uma série temporal tem dois tipos de decomposição, aditiva e multiplicativa.

## Aditiva

$$y_t = S_t + T_t + R_t$$

## Multiplicativa

$$y_t = S_t \times T_t \times R_t$$

## Explicando

$S_t$  = Componente Sazonal

$T_t$  = Componente Ciclo\_Tendencia

$R_t$  = Componente Restante (aleatório)



# Decomposição de uma série temporal

Qual a diferença entre os dois? Além do óbvio

- Na série com decomposição aditiva, a magnitude da variação sazonal ou ciclo\_tendencia não varia com o tempo

# Decomposição de uma série temporal

Qual a diferença entre os dois? Além do óbvio

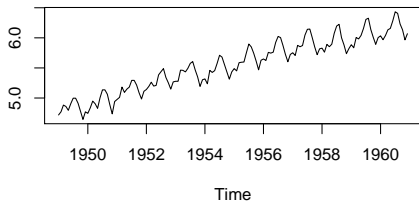
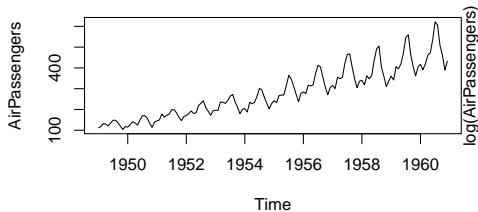
- Na série com decomposição aditiva, a magnitude da variação sazonal ou `ciclo_tendencia` não varia com o tempo
- Já o contrário ocorre na decomposição multiplicativa

# Decomposição de uma série temporal

Qual a diferença entre os dois? Além do óbvio

- Na série com decomposição aditiva, a magnitude da variação sazonal ou ciclo\_tendencia não varia com o tempo
- Já o contrário ocorre na decomposição multiplicativa
- Vendo graficamente

# Decomposição de uma série temporal



# Decomposição de uma série temporal

Lembrando que

$$y_t = S_t \times T_t \times R_t = \log(y_t) = \log(S_t) + \log(T_t) + \log(R_t)$$

# Decomposição de uma série temporal

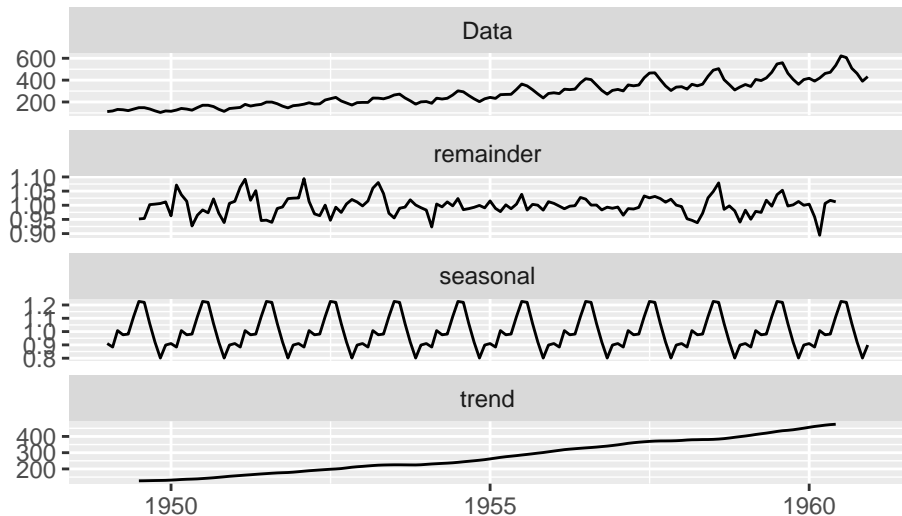
## Decomposição clássica

Para demonstrar o método de decomposição clássica, podemos usar o código a seguir

```
library(ggfortify)
AirPassengers %>% # Base de dados
  decompose(type="multiplicative") %>% # Decomposição
  autoplot() # Grafico
```

# Decomposição de uma série temporal

## Decomposição clássica



# Simple exponential smoothing



# Simple exponential smoothing

Esse método de previsão atribui um peso para as observações passadas para inferir o futuro.

Esse peso na qual chamamos de  $\alpha$  varia entre 0 a 1 e decai exponencialmente com o n° de observações.

Ele é útil especialmente quando temos dados sem um tendência ou sazonalidade evidentes

$$y_{t+1|t} = \alpha y_t + \alpha(1 - \alpha)y + \alpha(1 - \alpha)^2 y + \dots$$

# Simple exponential smoothing

Representação por componentes

Forecast Equation  $y_{t+h|t} = l_t$

Smoothing equation  $l_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)l_{t-1}$

# Exemplo

Para usar o modelo, temos que recorrer a função `ses()` do pacote `forecast`

```
library(forecast)
prev <- AirPassengers %>%
  ses(h = 12 # Periodos de previsão
      )
```

# Exemplo

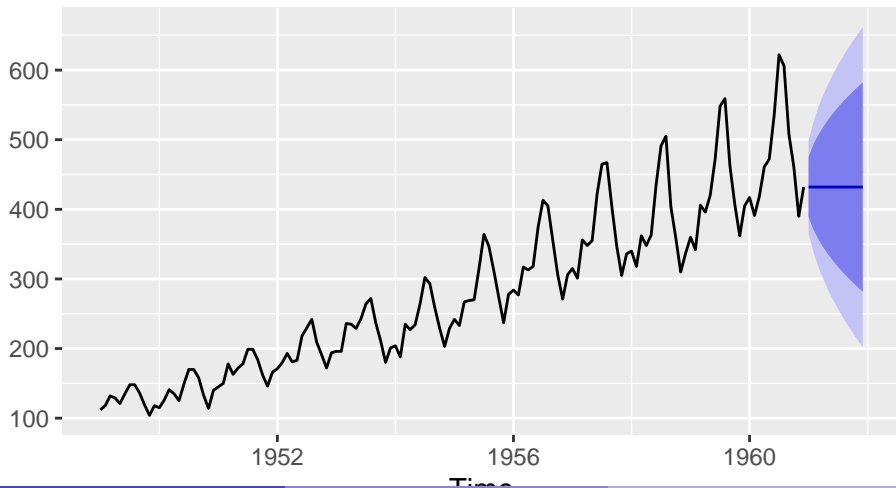
prev

##	Point	Forecast	Lo 80	Hi 80	Lo 95	Hi 95
## Jan 1961		431.9958	388.6410	475.3506	365.6904	498.3012
## Feb 1961		431.9958	370.6859	493.3057	338.2304	525.7612
## Mar 1961		431.9958	356.9081	507.0835	317.1591	546.8325
## Apr 1961		431.9958	345.2927	518.6989	299.3949	564.5967
## May 1961		431.9958	335.0593	528.9323	283.7442	580.2474
## Jun 1961		431.9958	325.8075	538.1841	269.5948	594.3968
## Jul 1961		431.9958	317.2996	546.6920	256.5831	607.4085
## Aug 1961		431.9958	309.3806	554.6110	244.4721	619.5195
## Sep 1961		431.9958	301.9430	562.0486	233.0971	630.8945
## Oct 1961		431.9958	294.9082	569.0834	222.3384	641.6532
## Nov 1961		431.9958	288.2173	575.7743	212.1055	651.8861
## Dec 1961		431.9958	281.8241	582.1675	202.3281	661.6635

# Plotando

```
autoplot(prev)
```

## Forecasts from Simple exponential smoothing



## Holt's linear trend method

# Holt's linear trend method

Esse método é uma extensão do antigo, possibilitando a previsão de séries com tendência.

Forecast Equation:  $y_{t+h|t} = l_t + hb_t$

Level Equation:  $l_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)(l_{t-1} + bt - 1)$

Trend Equation:  $b_t = \beta^*(l_t - l_{t-1}) + (1 - \beta^*)b_{t-1}$

Podemos usar esse método usando a função `holt()` do pacote `forecast`

# Holt's linear trend method

```
prev <- holt(AirPassengers,h = 12)
```



# Holt's linear trend method

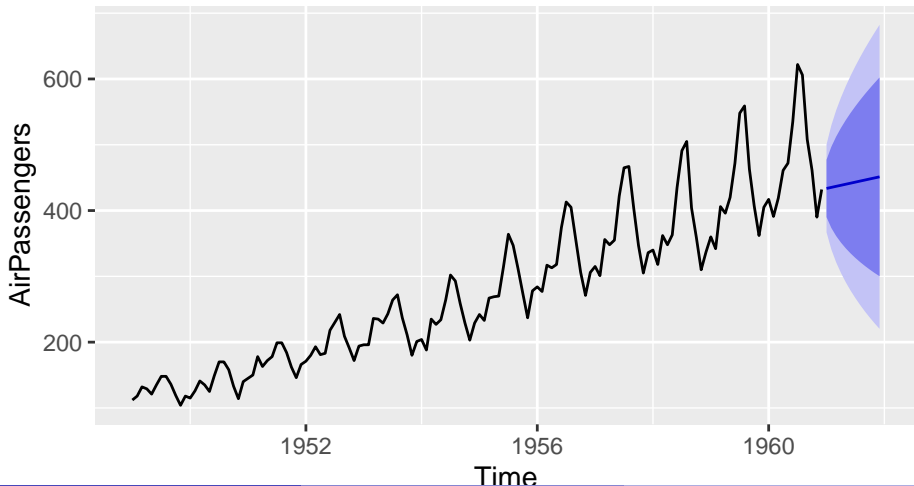
prev

##	Point	Forecast	Lo 80	Hi 80	Lo 95	Hi 95
## Jan 1961		433.6004	390.0116	477.1892	366.9370	500.2638
## Feb 1961		435.2049	373.5609	496.8488	340.9286	529.4811
## Mar 1961		436.8093	361.3087	512.3099	321.3411	552.2775
## Apr 1961		438.4138	351.2296	525.5980	305.0770	571.7505
## May 1961		440.0182	342.5389	537.4975	290.9365	589.0999
## Jun 1961		441.6227	334.8345	548.4109	278.3042	604.9411
## Jul 1961		443.2271	327.8772	558.5770	266.8146	619.6396
## Aug 1961		444.8316	321.5113	568.1518	256.2296	633.4335
## Sep 1961		446.4360	315.6288	577.2432	246.3837	646.4883
## Oct 1961		448.0405	310.1508	585.9301	237.1565	658.9244
## Nov 1961		449.6449	305.0179	594.2719	228.4571	670.8327
## Dec 1961		451.2494	300.1840	602.3147	220.2148	682.2839

# Holt's linear trend method

```
autoplot(prev)
```

Forecasts from Holt's method



## Holt-Winters' seasonal method

# Holt-Winters' seasonal method

Uma segunda extensão do modelo, agora para podermos prever um modelo com sazonalidade.

Lembrando que temos duas especificações para sazonalidade

- Aditiva
- Multiplicativa

Para usar o modelo no R, chamamos a função `hw()` do pacote `forecast`

# Holt-Winters' seasonal method additive

Forecast Equation  $y_{t+h|t} = l_t + hb_t + s_{t+h-m(k+1)}$

Level Equation  $l_t = \alpha(y_t - s_{t-m}) + (1 - \alpha)(l_{t-1} + b_{t-1})$

Trend Equation  $b_t = \beta^*(l_t - l_{t-1}) + (1 - \beta^*)b_{t-1}$

Seasonal Equation  $s_t = \gamma(y_t - l_{t-1} - b_{t-1}) + (1 - \gamma)s_{t-m}$

# Holt-Winters' seasonal method multiplicative

Forecast Equation  $y_{t+h|t} = (l_t + hb_t)s_{t+h-m(k+1)}$

Level Equation  $l_t = \alpha \frac{y_t}{s_{t-m}} + (1 - \alpha)(l_{t-1} + b_{t-1})$

Trend Equation  $b_t = \beta^*(l_t - l_{t-1}) + (1 - \beta^*)b_{t-1}$

Seasonal Equation  $s_t = \gamma \frac{y_t}{(l_{t-1} + b_{t-1})} + (1 - \gamma)s_{t-m}$

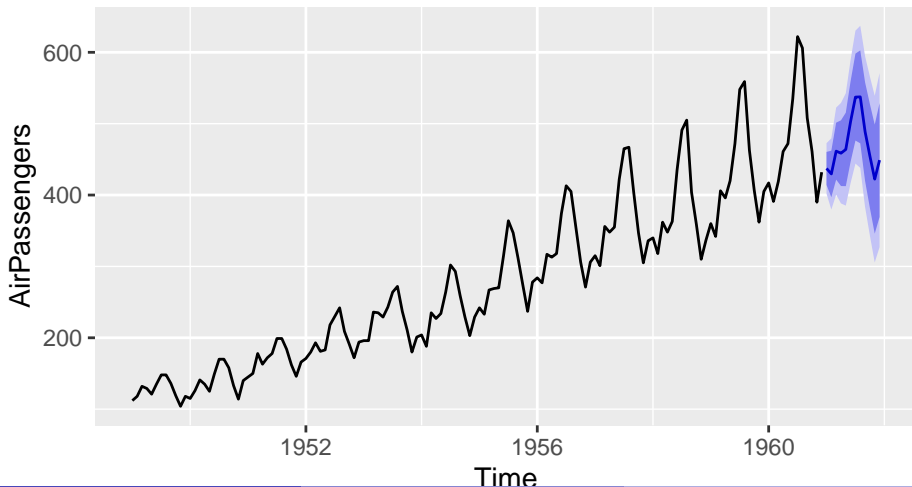
# Holt-Winters' seasonal method

```
prev_add <- hw(AirPassengers,  
               seasonal = "additive",  
               h = 12)  
  
prev_mult <- hw(AirPassengers,  
                seasonal = "multiplicative",  
                h = 12)
```

# Holt-Winters' seasonal method

```
autoplot(prev_add)
```

Forecasts from Holt-Winters' additive method

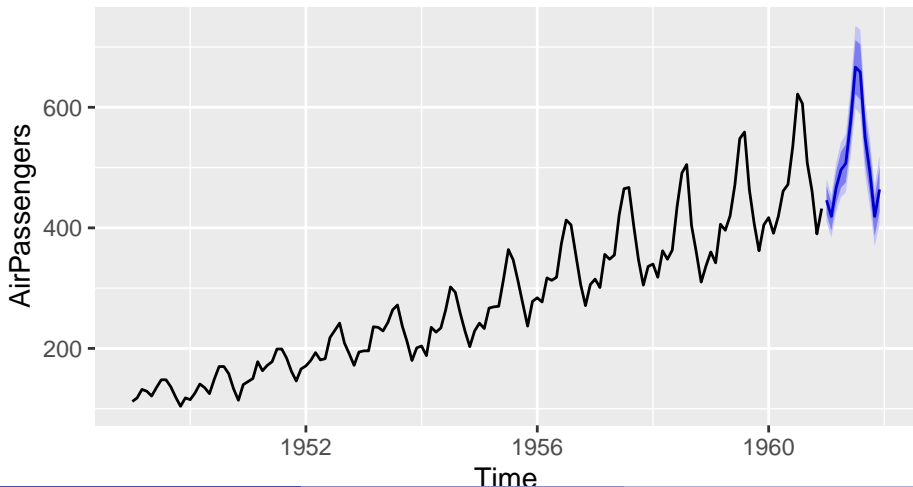




# Holt-Winters' seasonal method

```
autoplot(prev_mult)
```

Forecasts from Holt-Winters' multiplicative method



# Exercicios

# ARIMA

# ARIMA

Modelos ARIMA providenciam outras aproximações para a previsão de séries temporais.

Enquanto os modelos de suavização exponencial baseavam - se na descrição de tendência e sazonalidade dos dados, o modelo ARIMA se baseia na autocorrelação dos dados

# Estacionariedade

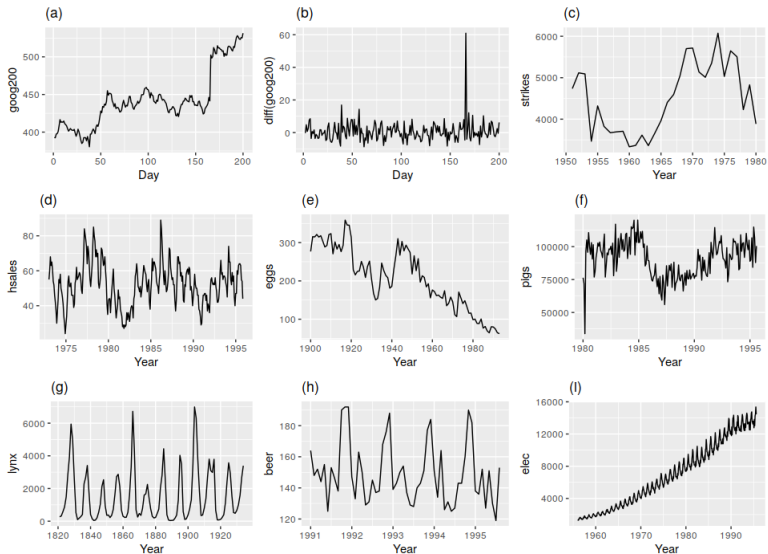
Antes de começar a falar do ARIMA, precisamos saber o conceito de estacionariedade.

Uma série temporal é dita estacionária quando suas propriedades não variam no tempo.

Exemplificando fracamente, quando sua média e variancia são constantes em toda a série.

Isso não ocorre quando presenciamos tendências e/ou sazonalidade em uma série.

# Estacionariedade



# Estacionariedade

Estacionarias (B,G)

# Diferenciação

Para lidar com o problema da Estacionariedade, podemos usar o conceito de **diferenciação**

Ela é calculada através da diferença entre os pontos consecutivos de uma série, estabilizando assim a média da mesma.

1º Diferença

$$y'_t = y_t - y_{t-1}$$

2º Diferença

$$y''_t = y'_t - y'_{t-1} = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2}$$

Diferença Sazonal

$$y'_t = y_t - y_{t-m}$$



# Teste de estacionariedade

Há alguns testes que nos informam se uma série é estacionária. Os mais conhecidos são o ADF e o KPSS.

Nós iremos testar se a serie de passagens é estacionária com a função `ur.kpss` do pacote `urca`.

A hipótese nula é que a série é estacionária

```
library(urca)
```

```
AirPassengers %>% ur.kpss() %>% summary()
```

# Teste de estacionariedade

```
##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 4 lags.
##
## Value of test-statistic is: 2.7395
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct  5pct  2.5pct  1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

O valor de test-statistic = 2.7395. O valor crítico há 1% é de 0.739

Ou seja, podemos rejeitar que ela é **estacionária**

# Teste de estacionariedade

Teremos então de diferenciar a série e testar novamente. Podemos diferenciar a série usando a função `diff()`

```
AirPassengers %>% diff() %>% ur.kpss() %>% summary()
```

# Teste de estacionariedade

```
##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 4 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.0146
##
## Critical value for a significance level of:
##                10pct  5pct 2.5pct  1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

Como o valor de teste é menor do que o valor crítico a 1%, não rejeitamos que a 1ª diferença é estacionária.

# Modelos Autorregressivos

Modelos auto regressivos são parecidos com os modelos de regressão múltipla. Porém as variáveis exógenas agora são os valores defasados da variável endógena.

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \cdots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Nós nos referimos a esses modelos como um AR(p), onde p é a ordem da defasagem

# Modelos de médias móveis

Em vez de usar valores passados da variável de previsão em uma regressão, um modelo de média móvel usa erros de previsão passados em um modelo semelhante a regressão.

$$y_t = c + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

Nós nos referimos a isso como um MA (q), um modelo de média móvel de ordem q. Obviamente, não observamos os valores de  $\varepsilon$ , portanto, não é realmente uma regressão no sentido usual.

# ARIMA Especificação

Se combinarmos diferenciação com autoregressão e um modelo de média móvel, obteremos um modelo ARIMA não sazonal. O modelo completo não sazonal pode ser escrito como

$$y'_t = c + \phi_1 y'_{t-1} + \cdots + \phi_p y'_{t-p} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \cdots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

# ARIMA Especificando

Nos chamamos esse modelo de  $ARIMA(p,d,q)$  onde

$p$  = parte auto regressiva  $d$  = n° de diferenciações  $q$  = parte média movel



# Estimando um ARIMA

Especificar um arima por conta própria requer prática, o que por enquanto está fora do escopo desse curso.

Porém, o R traz a possibilidade de você estimar o melhor modelo possível com a função `auto.arima`

# Gerando o modelo

```
fit <- auto.arima(AirPassengers)
summary(fit)
```

# Gerando o modelo

```
## Series: AirPassengers
## ARIMA(2,1,1)(0,1,0)[12]
##
## Coefficients:
##          ar1      ar2      ma1
##      0.5960  0.2143 -0.9819
## s.e.  0.0888  0.0880  0.0292
##
## sigma^2 estimated as 132.3:  log likelihood=-504.92
## AIC=1017.85   AICc=1018.17   BIC=1029.35
##
## Training set error measures:
##              ME      RMSE      MAE      MPE      MAPE
## Training set 1.342299 10.84619 7.86754 0.4206976 2.800458
```

# Gerando Previsão

```
prev <- forecast(fit,12)
```

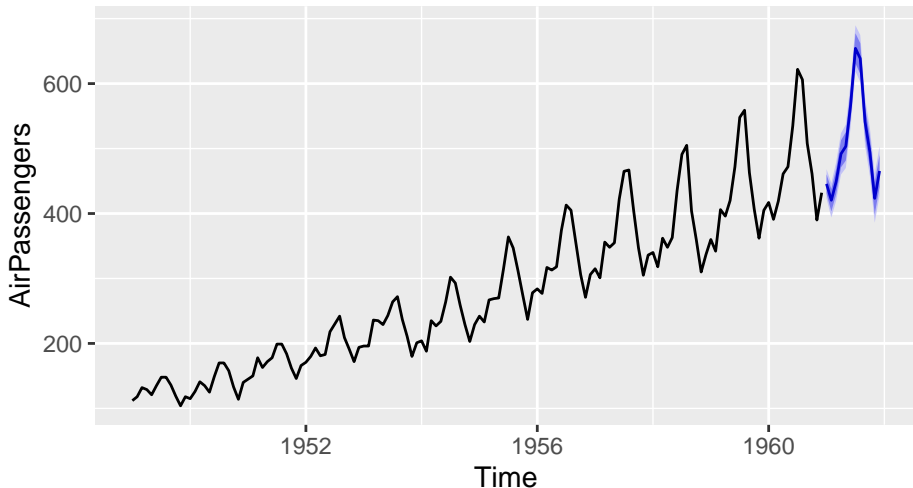
# Gerando Previsão

# Plotando

```
autoplot(prev)
```

# Plotando

Forecasts from ARIMA(2,1,1)(0,1,0)[12]



# Exercícios