



UNIVERSITÀ  
DI TRENTO



— Parte 3. —

## Serie temporali e ARIMA

Paolo Bosetti (paolo.bosetti@unitn.it)

Data creazione: 2022-01-14 17:24:28

### Indice

<b>1</b>	<b>Time series</b>	<b>1</b>
1.1	La classe <code>ts</code>	1
1.2	Multivariate time series	3
1.3	Finestre e Smoothing	4
1.4	Consolidamento	5
1.5	La classe <code>xts</code>	5
<b>2</b>	<b>Regressione e Predizione</b>	<b>8</b>
2.1	Verifiche iniziali	8
2.2	Auto-ARIMA	10
2.3	ARIMA, the hard way	12
2.3.1	Parametri del modello	12
2.3.2	Esempio: Anomalia terra-mare	13
2.3.3	Esempio: Seasonal ARIMA (SARIMA)	19
<b>3</b>	<b>Simulazione di processi ARIMA</b>	<b>23</b>

## 1 Time series

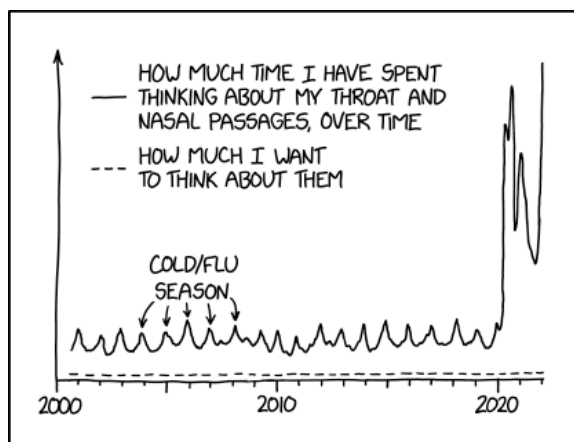
### 1.1 La classe `ts`

Le serie temporali vengono create con la funzione nativa `ts(data, start, end, frequency)`, dove:

- `data` è un vettore di dati equi-spaziati nel tempo
- `start` è la data della prima osservazione
- `end` è la data dell'ultima osservazione
- `frequency` è il numero di osservazioni per unità temporale

Il significato dell'unità tempo base è arbitrario: se ad esempio indichiamo `start=2019` e `frequency=12` significa che i dati partono dal 2019 e hanno cadenza mensile. È possibile indicare `start=c(2019,6)` per stabilire che il primo dato è di Giugno 2019. **NOTA:** `start` deve essere o uno scalare o un vettore di due elementi, nel cui caso il secondo elemento è l'indice (base 1) del sotto-periodo quando `frequency` è maggiore di 1.

Le opzioni `end` o `deltat` possono essere indicate quando si vuole troncare il vettore di ingresso.

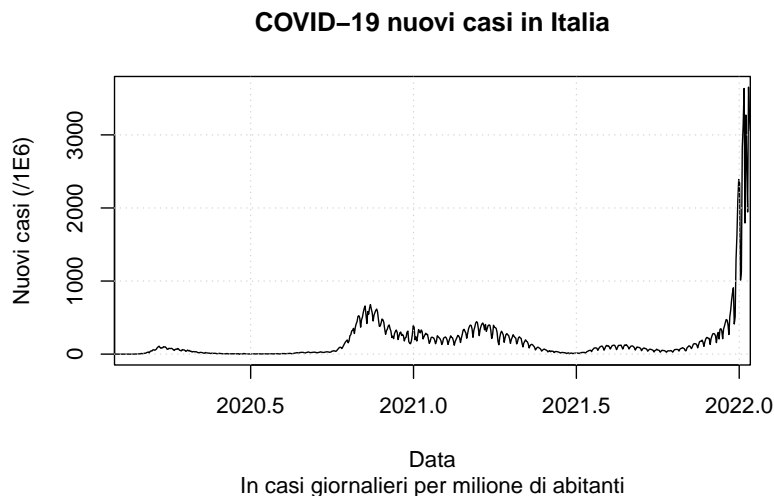
Figura 1: <https://xkcd.com/2563/>

Come dati di esempio, carichiamo i dati della pandemia COVID-19 da Our World in Data:

```
url <- "https://covid.ourworldindata.org/data/owid-covid-data.csv"
datafile <- basename(url)
if (!file.exists(datafile) | difftime(now(), file.mtime(datafile), units="hours") > 24 ) {
  print("Downloading new data from the Internet")
  download.file(url, datafile)
}
covid <- read.csv(datafile)
```

Dell'intero set di dati filtriamo e selezioniamo solo i nuovi casi per milione in Italia, costruendo poi un oggetto time series. Usiamo la libreria `lubridate` per semplificare la gestione delle date:

```
st <- decimal_date(ymd(covid[covid$location=="Italy",]$date[1]))
cpm <- ts(
  covid[covid$location=="Italy",]$new_cases_per_million,
  start=st,
  frequency=365.25
)
plot(cpm,
  main="COVID-19 nuovi casi in Italia",
  sub="In casi giornalieri per milione di abitanti",
  xlab="Data",
  ylab="Nuovi casi (/1E6)",
  xaxs="i"
)
grid()
```



Si noti che l'espressione `decimal_date(ymd(covid$date[1]))` converte la data 2020-02-24 (una stringa) in un oggetto tempo 2020-02-24 e infine in un valore decimale a base annuale: 2020.147541 (*data astrale*):

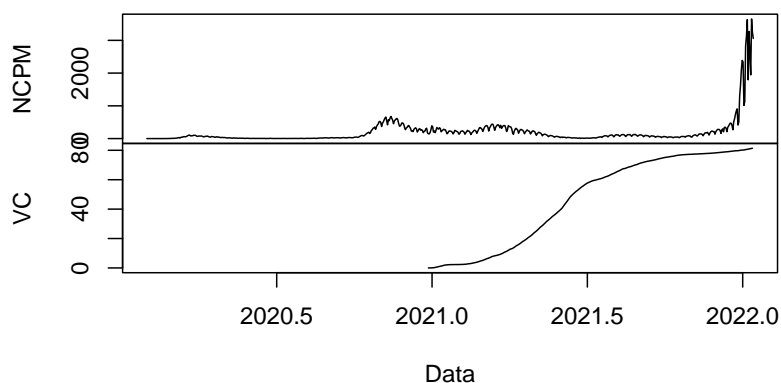
```
cat("Data astrale: "); print(c(start(cpm), end(cpm)))
## Data astrale:
## [1] 2020.082 2022.034
cat("Data POSIX: "); print(date_decimal(c(start(cpm), end(cpm))))
## Data POSIX:
## [1] "2020-01-30 23:59:59 UTC" "2022-01-13 10:19:12 UTC"
```

## 1.2 Multivariate time series

È possibile creare oggetti timeseries multi-variati, passando all'argomento `data` una matrice con più colonne:

```
cpmv <- ts(
  data=cbind(
    covid[covid$location=="Italy",]$new_cases_per_million,
    covid[covid$location=="Italy",]$people_vaccinated_per_hundred
  ),
  names=c("NCPM", "VC"),
  start=st,
  frequency=365.25
)
plot(cpmv,
  main="COVID-19 nuovi casi in Italia",
  sub="In casi giornalieri per milione di abitanti",
  xlab="Data",
  ylab="Nuovi casi (/1E6)",
)
```

### COVID-19 nuovi casi in Italia

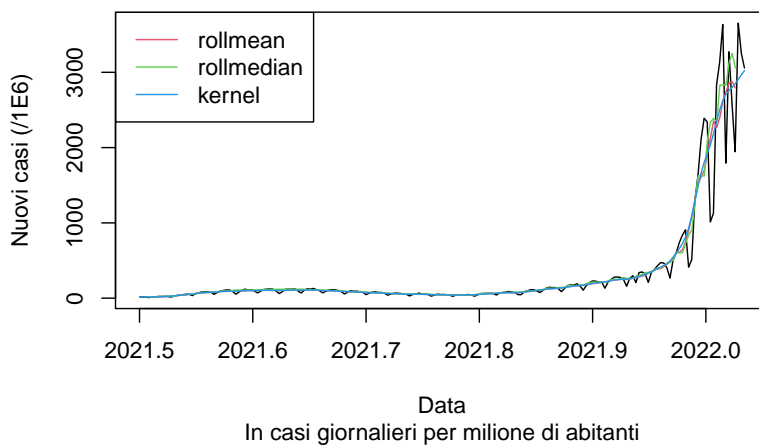


### 1.3 Finestre e Smoothing

Funzioni utili per manipolare le serie temporali sono `window()` e `time()`: la prima consente di estrarre una finestra temporale tra due date, la seconda consente di estrarre il vettore dei tempi. Inoltre, sono utili le funzioni di smoothing fornite dalla libreria `zoo`

```
win <- window(cpm, start=2021.5, end=end(cpm))
plot(win,
     main="COVID-19 nuovi casi in Italia",
     sub="In casi giornalieri per milione di abitanti",
     xlab="Data",
     ylab="Nuovi casi (/1E6)",
     xaxs="r"
)
lines(rollmean(win, 7), typ="l", col=2)
lines(rollmedian(win, 7), typ="l", col=3)
lines(ksmooth(time(win), win, "normal", bandwidth=1/(365.25 / 7)), col=4)
legend("topleft", lty=1, col=2:4, legend=c("rollmean", "rollmedian", "kernel"))
```

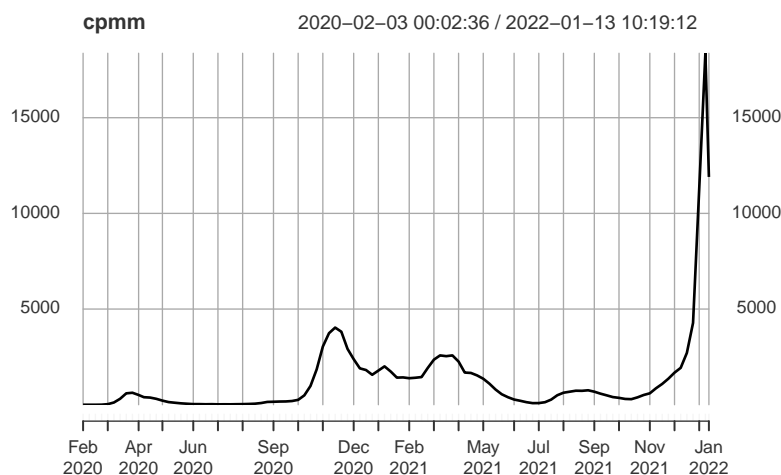
### COVID-19 nuovi casi in Italia



## 1.4 Consolidamento

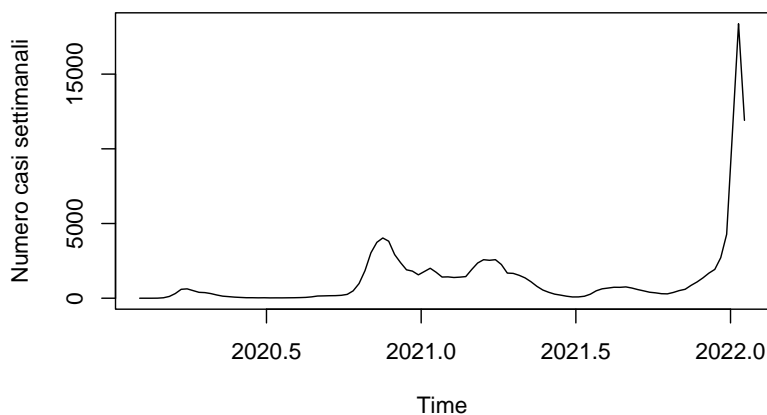
È spesso utile consolidare una serie temporale per sotto-periodi: ad esempio trasformare una serie giornaliera come `cpm` in una serie mensile o settimanale. La libreria `xts` mette a disposizione le funzioni `apply.daily|weekly|monthly|quarterly|yearly()`, che però operano su un differente tipo di oggetti, appunto la classe `xts`. La libreria `tsbox` contiene appunto la funzione `ts_xts()` per convertire un `ts` in un `xts`:

```
cpmm <- apply.weekly(ts_xts(cpm), sum)
plot(cpmm)
```



Ora `cpmm` è un oggetto `xts`: la conversione di nuovo verso `ts` può essere fatta così:

```
cpmm <- ts(coreddata(cpmm),
           start = decimal_date(index(cpmm)[1]),
           frequency = 365.25/7)
ts.plot(cpmm, ylab="Numero casi settimanali")
```



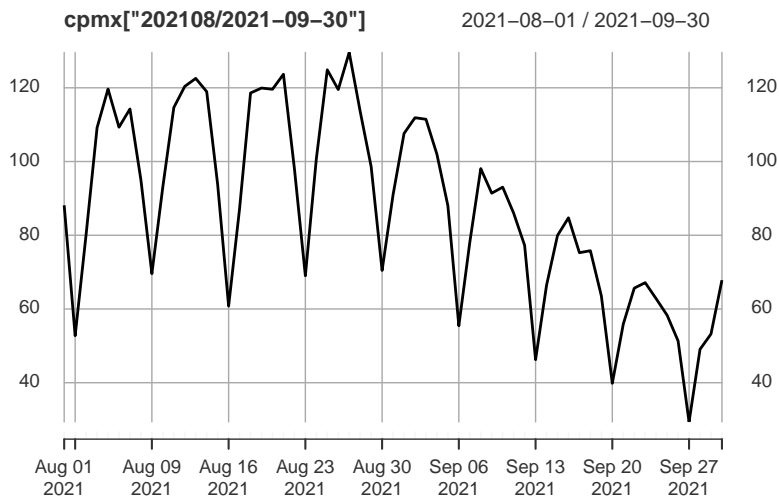
## 1.5 La classe xts

In realtà, la classe `xts` è molto più potente di `ts` nella *gestione* della serie temporale, ed è quindi in certi casi preferibile. Invece che convertire `cpm` come fatto sopra, vediamo come creare direttamente un oggetto `xts`:

```
cpmx <- xts(covid[covid$location=="Italy",]$new_cases_per_million,
           order.by = ymd(covid[covid$location=="Italy",]$date)
           )
```

L'estrazione di sottoinsiemi (subsetting) viene effettuata, anziché con il metodo `window()`, come una semplice indicizzazione (cioè il metodo `[.xts()]`). È possibile usare sia indici numerici (convenzionali) sia stringhe in standard ISO-8601. La data può cioè essere espressa come intervallo:

```
plot(cpmx["202108/2021-09-30"])
```



```
# p1 <- autoplot(cpmx["202108/2021-09-30"]) +
#   geom_line() +
#   geom_area(fill="gray", alpha=1/3) +
#   geom_line(data=cpmx["2021-10-1/"], aes(x=Index, y=cpmx["2021-10-1/"]))
# p1
```

La data di inizio (prima di `/`) o di fine dell'intervallo (dopo la `/`) possono essere omesse, in tal caso significa “dall’inizio fino a ...” oppure “da ... fino alla fine”. Inoltre, è possibile omettere componenti della data, intendendo così un intero sotto-periodo:

```
length(cpmx["2021"]) # Tutto l'anno
```

```
## [1] 365
```

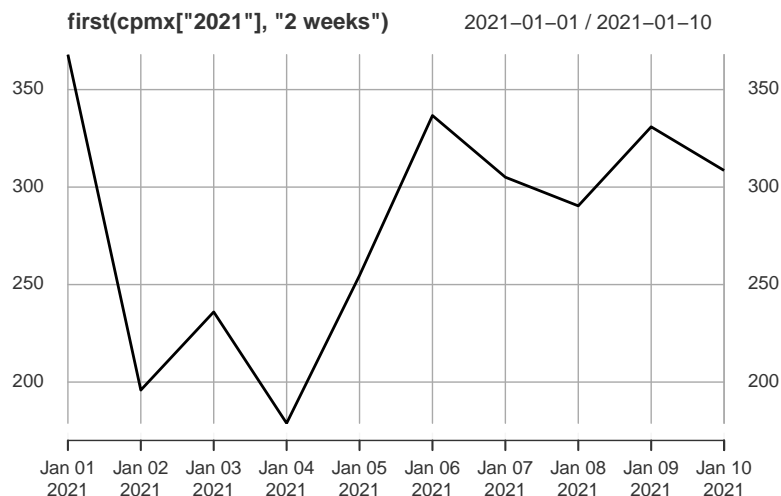
```
length(cpmx["2021-6"]) # Tutto Giugno
```

```
## [1] 30
```

```
last(cpmx, "2 week") # Ultime due settimane
```

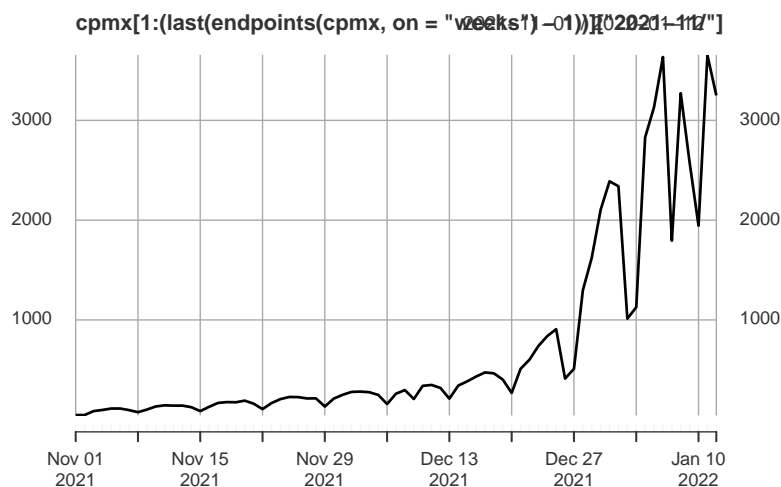
```
##           [,1]
## 2022-01-03 1126.998
## 2022-01-04 2829.951
## 2022-01-05 3132.283
## 2022-01-06 3634.905
## 2022-01-07 1793.963
## 2022-01-08 3272.209
## 2022-01-09 2578.243
## 2022-01-10 1944.839
## 2022-01-11 3652.944
## 2022-01-12 3250.178
## 2022-01-13 3057.557
```

```
plot(first(cpmx["2021"], "2 weeks")) # Prime due settimane del 2021"
```



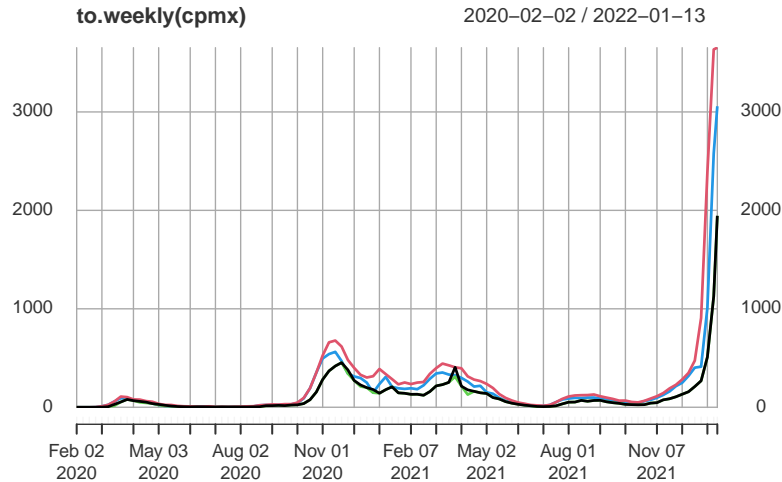
Infine, la funzione `endpoints()` consente di identificare gli indici della serie a cui terminano specifici periodi (anno, mese, settimana, giorno...). Ad esempio, per selezionare i dati fino all'ultima domenica:

```
plot(cpmx[1:(last(endpoints(cpmx, on="weeks")-1))][["2021-11/"]])
```



Ci sono anche utili funzioni per convertire il periodo in un periodo più lungo: ad esempio, da una serie giornaliera ad una serie settimanale mediante `to_weekly()`. Questi comandi restituiscono quattro serie "OHLC": *Opening*, *High*, *Low*, *Closing*, cioè il primo valore del sotto-periodo, il massimo, il minimo e l'ultimo valore:

```
plot(to.weekly(cpmx))
```



La classe `xts` è quindi molto potente ma ha alcuni punti deboli:

- non va molto d'accordo con le funzioni `Arima()` e `predict()`: gli oggetti regressione che si ottengono sono convertiti nella classe base `ts` ma perdono l'informazione temporale (quindi iniziano con tempo 1 e hanno passo 1)
- il metodo `xts.plot()` è apparentemente più carino, ma molto meno flessibile del metodo generico: ad esempio è molto complesso estendere una serie sullo stesso plot con dati successivi.

Per questi motivi, si consiglia l'uso di `xts` per la gestione della serie temporale, l'estrazione di sotto-periodi e l'eventuale aggregazione, ma poi si consiglia di convertire di nuovo in `ts` mediante il metodo `ts_tsm()` prima di effettuare le regressioni.

## 2 Regressione e Predizione

### 2.1 Verifiche iniziali

La prima verifica è sempre quella sui dati mancanti. Eliminiamo qualche dato dalla serie `cpm` per vedere, in seguito, come gestire i dati mancanti:

```
cpmx[c(30, 213, 401)] <- NA
```

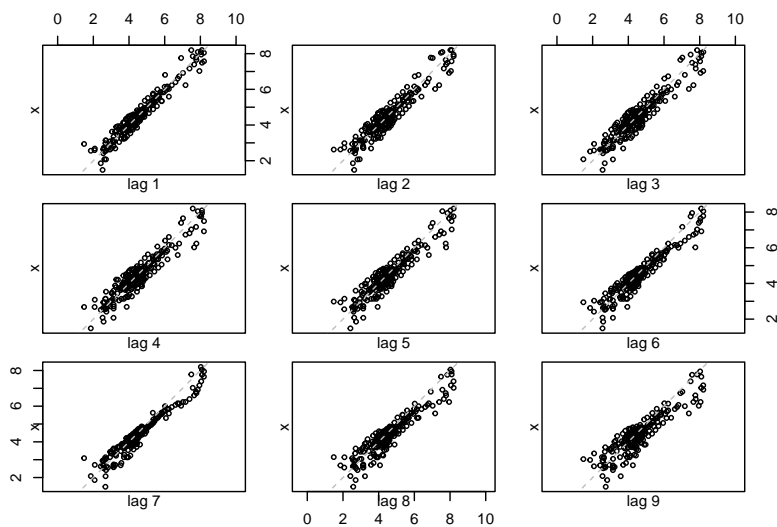
Decidiamo di sostituire i dati mancanti con la mediana dei dati adiacenti:

```
nas <- which(is.na(cpmx))
for (i in nas) {
  cpmx[i] = median(cpmx[i-1], cpmx[i+1])
}
```

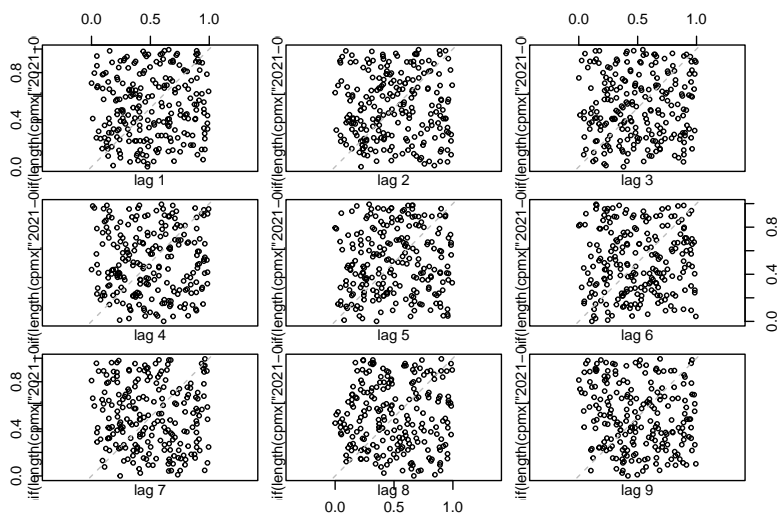
Prima di qualsiasi analisi su una serie temporale è utile visualizzare il cosiddetto **lag plot**, che è un particolare grafico a dispersione in cui si confrontano i dati di una serie con gli stessi dati con un certo ritardo: se il segnale è puramente casuale, il risultato sarà una nuvola dispersa; viceversa, ogni pattern significa che i dati sono affetti da un andamento regolare. Inoltre, nel nostro caso si nota che la dispersione è molto stretta al lag 7, il che dimostra la regolarità settimanale della serie temporale.

```
lag.plot(log(cpmx["2021-06/"]), lags=9)
```

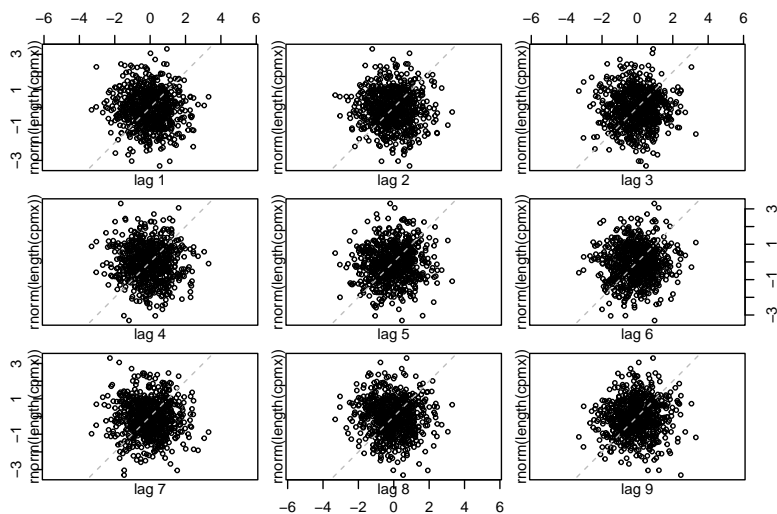




```
lag.plot(runif(length(cpmx["2021-06/"])), lags=9)
```



```
lag.plot(rnorm(length(cpmx)), lags=9)
```



## 2.2 Auto-ARIMA

La libreria `forecast` mette a disposizione il metodo più semplice per effettuare la regressione di una serie temporale mediante ARIMA (*Auto-Regressive Integrative Moving Average*). Mettiamolo alla prova sulla serie temporale COVID-19, addestrando il modello fino alla data  $2021.7 = 2021-09-13\ 12:00:00$ , utilizzando il modello per predire i successivi 30 giorni, e poi confrontandolo con i dati reali.

È importante ricordare che un modello ARIMA si applica a serie temporali che devono essere **stazionarie** (cioè a media più o meno costante) e a **varianza costante**. Se le oscillazioni della serie storica non sono costanti si può applicare una trasformazione: tipicamente si prova con il logaritmo, ma altre possibilità sono l'inversa, la radice, o una potenza. In generale, si parla di *trasformazioni Box-Cox* utilizzando il parametro  $\lambda$ : se esso è uguale a zero, la trasformazione è il logaritmo, altrimenti è l'elevazione alla potenza  $\lambda$  (ad es.  $\lambda = -0.5$  corrisponde all'inverso della radice, ecc.)

Se la serie non ha una media stazionaria si può effettuare una **differenziazione** (cioè derivata), un numero di volte sufficiente. L'ordine di differenziazione è il parametro  $d$  del modello ARIMA.

La funzione `auto.arima()` individua automaticamente i coefficienti  $p, d, q$  e, se si specifica il parametro `lambda="auto"`, anche il  $\lambda$  più appropriato per rendere stazionaria anche la varianza.

Si noti che le funzioni `auto.arima()` e `forecast()` perdono l'asse dei tempi quando vengono utilizzate su oggetti `xts`, quindi usiamo `xts` per selezionare i periodi (più comodo) ma convertiamo in oggetti `ts` per l'analisi:

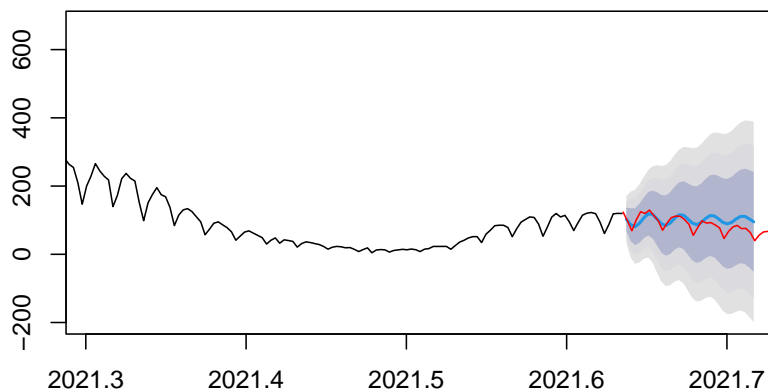
```
d0 <- "/2021-08-20"
d1 <- "2021-08-21/"
win <- ts_ts(cpmx[d0])
(fit2 <- auto.arima(win, lambda="auto"))

## Warning: The chosen seasonal unit root test encountered an error when testing for the first differenc
## From stl(): series is not periodic or has less than two periods
## 0 seasonal differences will be used. Consider using a different unit root test.

## Series: win
## ARIMA(3,1,3)
## Box Cox transformation: lambda= 1
##
## Coefficients:
##          ar1      ar2      ar3      ma1      ma2      ma3
##          0.3362  0.1400 -0.8473 -0.3508 -0.4186  0.7974
## s.e.      0.0388  0.0468  0.0480  0.0456  0.0876  0.0571
##
## sigma^2 estimated as 722.2:  log likelihood=-2668.85
## AIC=5351.69  AICc=5351.89  BIC=5382.08

plot(forecast(fit2, 30, level=c(80, 95, 99)),
     xlim=c(-120,+30)/365+decimal_date(ymd(d0))
     )
new <- ts_ts(cpmx[d1])
lines(new, col="red")
```

### Forecasts from ARIMA(3,1,3)



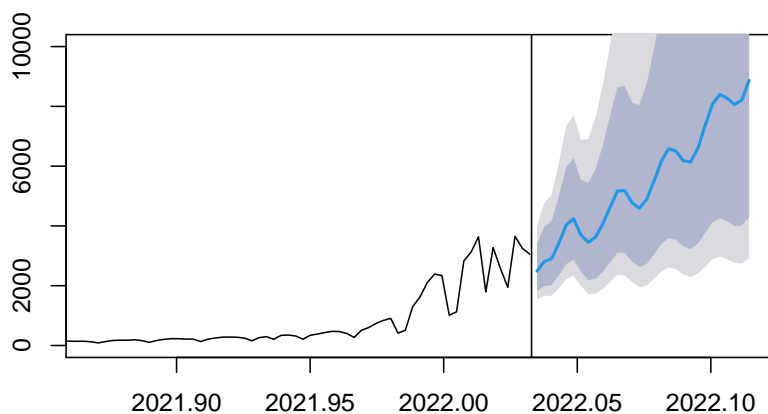
Vediamo le predizioni odierne:

```
win <- last(cpmx, "16 weeks")
(fit <- auto.arima(ts_ts(win), lambda=0))

## Series: ts_ts(win)
## ARIMA(5,1,2) with drift
## Box Cox transformation: lambda= 0
##
## Coefficients:
##          ar1          ar2          ar3          ar4          ar5          ma1          ma2          drift
##          0.1118      -0.7556      -0.3268      -0.3494      -0.4847      -0.6002       0.6463       0.0386
## s.e.    0.1263       0.0932       0.1144       0.0791       0.1050       0.1369       0.1071       0.0084
##
## sigma^2 estimated as 0.05783:  log likelihood=3.22
## AIC=11.56   AICc=13.4   BIC=35.7

plot(forecast(fit, 30),
     xlim=c(-60,+30)/365+decimal_date(end(cpmx)),
     ylim=c(0, 10000))
)
abline(v=decimal_date(end(cpmx)))
```

### Forecasts from ARIMA(5,1,2) with drift

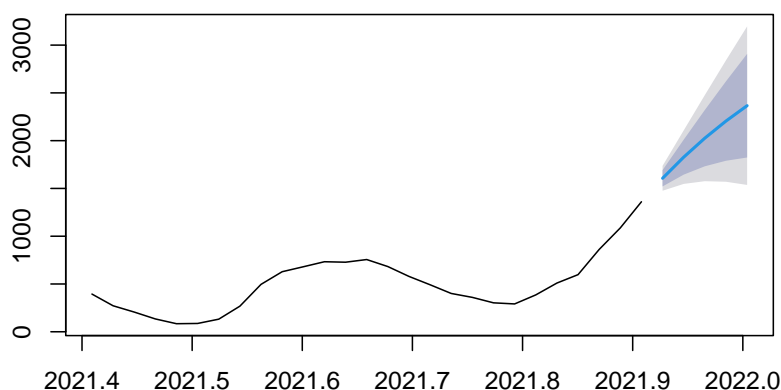


Si noti che si è forzata una trasformazione con  $\lambda = 0$ , cioè il logaritmo, dato che la varianza della finestra considerata è evidentemente non costante, anche se `auto.arima(..., lambda="auto")` individuerrebbe un  $\lambda = 1$  (nessuna trasformazione). A volte gli automatismi non funzionano!

In realtà, le oscillazioni settimanali sono più un artefatto di misura che una proprietà intrinseca del fenomeno, quindi è più corretto effettuare predizioni su, ad esempio, i valori settimanali. Quindi utilizziamo lo stesso oggetto `cpmm` sopra ottenuto sommando i valori settimanali, e ci concentriamo sulla finestra 2021.4 – 2021.911. Inoltre, come vedremo più avanti, il metodo ARIMA si applica a serie *stazionarie*, in cui cioè valore medio e varianza sono stabili. Il metodo più comune per stabilizzare la varianza è *trasformare* i dati applicando il logaritmo:

```
cpmm <- apply.weekly(ts_xts(cpm), sum)
win <- ts_ts(cpmm["2021-05-27/2021-11-29"])
# Fino all'ultima domenica
#win <- ts_ts(cpmm[1:(last(endpoints(cpmm, on="weeks")-1))]["2021-6/"])
fit <- auto.arima(win, lambda="auto")
plot(forecast(fit, h=5))
```

Forecasts from ARIMA(1,1,0)



## 2.3 ARIMA, the hard way

### 2.3.1 Parametri del modello

Per calibrare un modello ARIMA è necessario identificare i parametri  $p$ ,  $d$  e  $q$ .

Anzitutto, come detto sopra un modello ARMA ( $d = 0$ ) si può applicare solo ad una serie temporale *stazionaria*, cioè priva di deriva e a varianza costante. Se la serie in questione non ha queste caratteristiche, è possibile applicare delle trasformazioni: ad esempio, possiamo applicare il logaritmo per comprimere la varianza, e differenziare una o più volte per rimuovere la deriva. Il numero di differenziazioni corrisponde al parametro  $d$  che trasforma un modello ARMA( $p, q$ ) in ARIMA( $p, d, q$ ).

Il passo successivo è individuare il grado dei processi AR e MA. Per quanto riguarda un processo MA, il suo grado  $q$  è il numero di elementi consecutivi interessati alla media mobile:

$$x_t = w_t + \theta_1 w_{t-1} + \theta_2 w_{t-2} + \dots + \theta_q w_{t-q}$$

È evidente, quindi, che i campioni più vicini di  $q$  saranno fortemente correlati, mentre quelli più lontani risulteranno non correlati. Possiamo cioè stimare  $q$  sulla base della *funzione di autocorrelazione* (ACF), che valuta l'autocorrelazione tra due copie della stessa serie traslate di una certa distanza in passi temporali  $h$ , detta *lag*:

$$\text{ACF}(h) = \text{corr}(x_t, x_{t+h})$$

Tale funzione vale sempre 1 per un lag 0 (autocorrelazione con se stesso), e per un processo MA( $q$ ) va a zero al lag  $q + 1$ .

Per quanto riguarda i processi AR( $p$ ), essi rappresentano un'auto-regressione:

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + w_t$$

Per stimare  $p$  abbiamo quindi bisogno di stimare la correlazione tra  $x_t$  e una sua versione ritardata, eliminando i contributi a lag intermedi. Si costruisce cioè la *funzione di autocorrelazione parziale* (PACF), che riporta, in funzione del lag  $h$ , l'autocorrelazione avendo eliminato (sostituendolo con una regressione) il contributo tra lag 1 e lag  $n - 1$ :

$$\text{PACF}(h) = \text{corr}(x_{t+h} - \hat{x}_{t+h}, x_t - \hat{x}_t)$$

dove  $\hat{x}_{t+h} = \beta_1 x_{t+h-1} + \beta_2 x_{t+h-2} + \dots + \beta_{h-1} x_{t+1}$  e  $x_t = \beta_1 x_{t+1} + \beta_2 x_{t+2} + \dots + \beta_{h-1} x_{t+h-1}$ , e i coefficienti  $\beta_i$  sono calcolati minimizzando i residui.

Anche in questo caso, il grado del processo  $q$  corrisponde al lag al di là del quale la PACF va a zero (*drop-off*).

Quindi, come regola base, dopo aver reso stazionaria la serie storica mediante differenziazione, si studiano ACF e PACF per identificare  $q$  e  $p$ , rispettivamente. Valgono le seguenti linee guida:

- se il processo è AR, la PACF ha un drop-off dopo il lag  $p$  e la ACF decade geometricamente
- se il processo è MA, la ACF ha un drop-off dopo il lag  $q$  e la PACF decade geometricamente
- se il processo è ARMA, sia ACF che PACF manifestano un drop-off, e possono essere utilizzate per stimare  $p$  e  $q$ ; tuttavia esse sono spesso meno chiare che nei casi precedenti
- se un processo è puro noise, né ACF né PACF mostrano alcuna struttura
- eventuali *stagionalità* si mostrano come picchi intensi a lag elevati (corrispondenti al periodo della stagionalità)

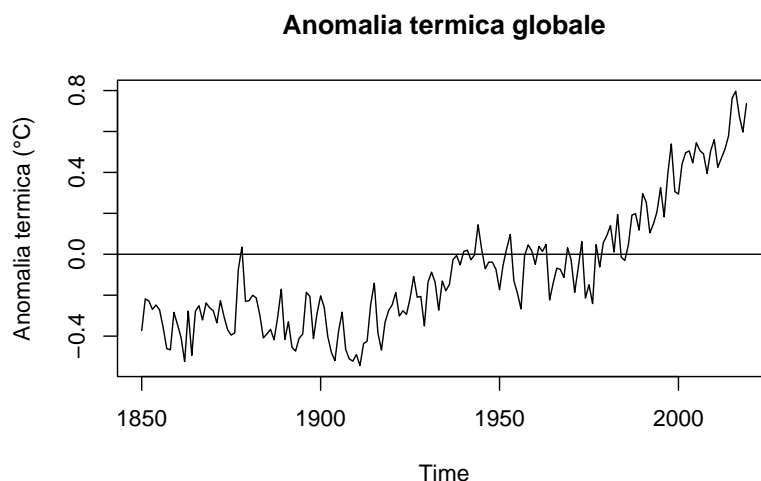
Generalmente, a meno che un processo non risulti AR o MA puro, le funzioni ACF e PACF vengono utilizzate per identificare *set* di possibili parametri  $p$  e  $q$ , scegliendo poi la combinazione migliore mediante gli stimatori di bontà della regressione. Il più adatto a questo scopo è AIC (*Akaike Information Criterion*), che deve essere minimizzato.

### 2.3.2 Esempio: Anomalia terra-mare

Consideriamo i dati di anomalia termica terra-mare, disponibili su Our World in Data.

Carichiamo i dati e li importiamo in una serie temporale:

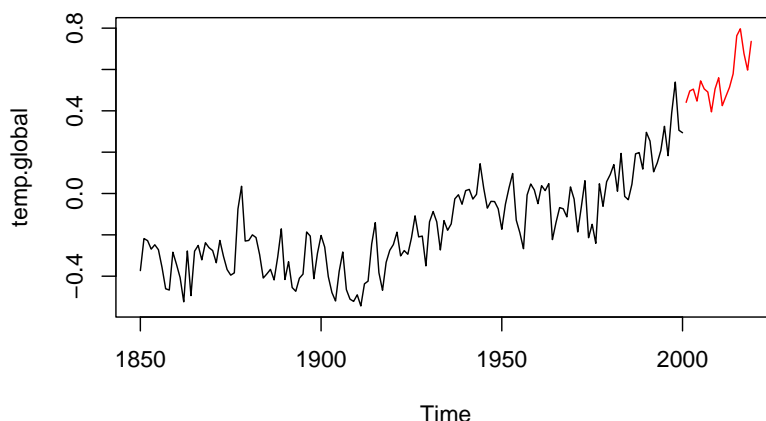
```
datafile <- "temperature-anomaly.csv"
data <- read.csv(mydata(datafile))
t.global <- ts(data[data$Entity=="Global",]$Median.temp, start=1850)
plot(t.global, ylab="Anomalia termica (°C)", main="Anomalia termica globale")
abline(h=0)
```



La serie temporale rappresenta i valori tra 1850, 1, 2019, 1.

Dividiamo il dataset in due parti: dal 1850 fino al 2000, da usare per il training del modello, e una dal 1851 fino al 2019 da usare per la validazione:

```
temp.global <- window(t.global, end=2000)
temp.global.test <- window(t.global, start=2001)
plot(temp.global,
      xlim=c(start(temp.global)[1], end(temp.global.test)[1]),
      ylim=c(min(temp.global), max(temp.global.test))
)
lines(temp.global.test, col="red")
```



Un modello ARIMA deve essere applicato ad una serie **stazionaria**: la serie cioè deve avere una varianza stabile nel tempo e non deve mostrare trend. Per stabilizzare la varianza si applicano delle *trasformazioni* alla serie: elevazioni a potenza o logaritmi. Per eliminare i trend si differenzia il segnale una o più volte: il numero di differenziazioni è l'indice di integrazione del modello ARIMA.

La trasformazione migliore è quella che minimizza il coefficiente di varianza della serie. Il metodo Box-Cox è comunemente adottato per individuare il parametro di trasformazione  $\lambda$  che minimizza il coefficiente di variazione:

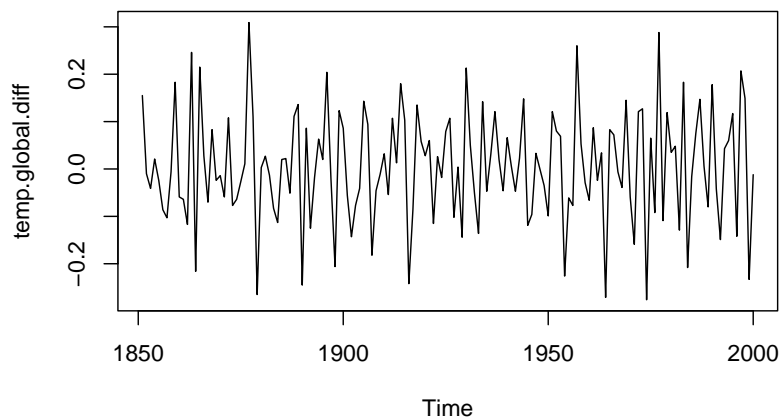
```
(lambda <- BoxCox.lambda(temp.global + 273.15))
## [1] -0.9999242
```

Si noti che si sono trasformati i dati in gradi Kelvin, dato che il metodo richiede serie di dati strettamente positivi (potrebbe coinvolgere il logaritmo). Il valore di  $\lambda$  ottenuto è molto vicino a 1, per cui si ritiene che non sia necessaria alcuna trasformazione.

```
# se lambda fosse diversa da 1, si procederebbe così:
temp.global.BC <- BoxCox(temp.global + 273.15, lambda)
# ma non è necessario...
```

Il prossimo passo è eliminare il trend mediante differenziazione. Il comando `ndiffs()` restituisce l'opportuno ordine di differenziazione per stabilizzare la serie, dopodiché il comando `diff(ts, differences=n)` applica la differenziazione di ordine  $n$ :

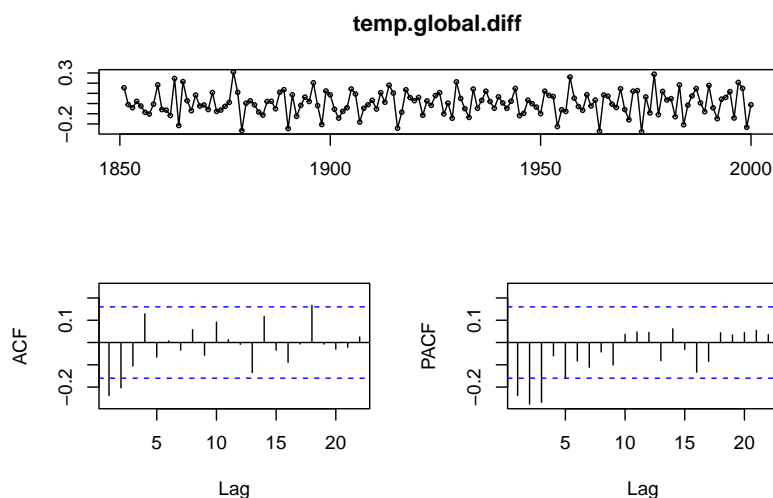
```
(d <- ndiffs(temp.global))
## [1] 1
temp.global.diff <- diff(temp.global, diff=d)
plot(temp.global.diff)
```



Come si vede, la varianza è stazionaria e la serie trasformata non mostra tendenze.

A questo punto applichiamo quindi le funzioni di autocorrelazione (`acf`) e di autocorrelazione parziale (`pacf`) per identificare i parametri rispettivamente  $q$  e  $p$  del modello  $ARIMA(p, d, q)$ , avendo già identificato  $d$  con il comando `ndiffs`.

```
# Separatamente:
## Pacf(temp.global.diff)
## Acf(temp.global.diff)
# in alternativa:
tsdisplay(temp.global.diff)
```



La `pacf` mostra 3 picchi prima del drop-off, quindi  $p = 3$ . Analogamente, anche la `acf` mostra due picchi prima del drop-off, quindi  $q = 2$

Possiamo effettuare la regressione ARIMA con i parametri (3,1,2). Utilizziamo la funzione `Arima` della libreria `forecast` anziché la versione standard `arima`, dato che la prima consente anche di considerare il trend (o drift). Per confronto, verifichiamo anche il modello ottenuto con `auto.arima`:

```
fit <- Arima(temp.global, order=c(3, 1, 2), include.drift = T, lambda="auto")

## Warning in guerrero(x, lower, upper): Guerrero's method for selecting a Box-Cox
## parameter (lambda) is given for strictly positive data.

summary(fit)

## Series: temp.global
## ARIMA(3,1,2) with drift
```

```
## Box Cox transformation: lambda= 0.7753935
##
## Coefficients:
##          ar1      ar2      ar3      ma1      ma2      drift
##      -0.5966  0.0394 -0.2764  0.1745 -0.5912  0.0072
## s.e.   0.1358  0.1696  0.0955  0.1300  0.1255  0.0043
##
## sigma^2 estimated as 0.02741:  log likelihood=59.54
## AIC=-105.08  AICc=-104.29  BIC=-84.01
##
## Training set error measures:
##              ME      RMSE      MAE      MPE      MAPE      MASE
## Training set -0.004164867 0.1029321 0.08476047 10.13711 87.57378 0.9042081
##              ACF1
## Training set 0.00687904

fit.auto <- auto.arima(temp.global, lambda="auto")

## Warning in guerrero(x, lower, upper): Guerrero's method for selecting a Box-Cox
## parameter (lambda) is given for strictly positive data.

summary(fit.auto)

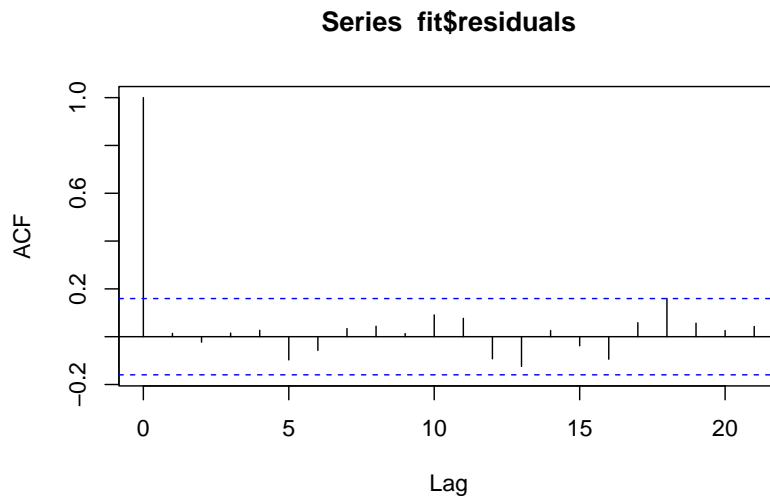
## Series: temp.global
## ARIMA(3,1,2) with drift
## Box Cox transformation: lambda= 0.7753935
##
## Coefficients:
##          ar1      ar2      ar3      ma1      ma2      drift
##      -0.5966  0.0394 -0.2764  0.1745 -0.5912  0.0072
## s.e.   0.1358  0.1696  0.0955  0.1300  0.1255  0.0043
##
## sigma^2 estimated as 0.02741:  log likelihood=59.54
## AIC=-105.08  AICc=-104.29  BIC=-84.01
##
## Training set error measures:
##              ME      RMSE      MAE      MPE      MAPE      MASE
## Training set -0.004164867 0.1029321 0.08476047 10.13711 87.57378 0.9042081
##              ACF1
## Training set 0.00687904
```

Come si osserva, la versione automatica propone un modello ARIMA(2,1,2), che ha un parametro AIC leggermente inferiore.

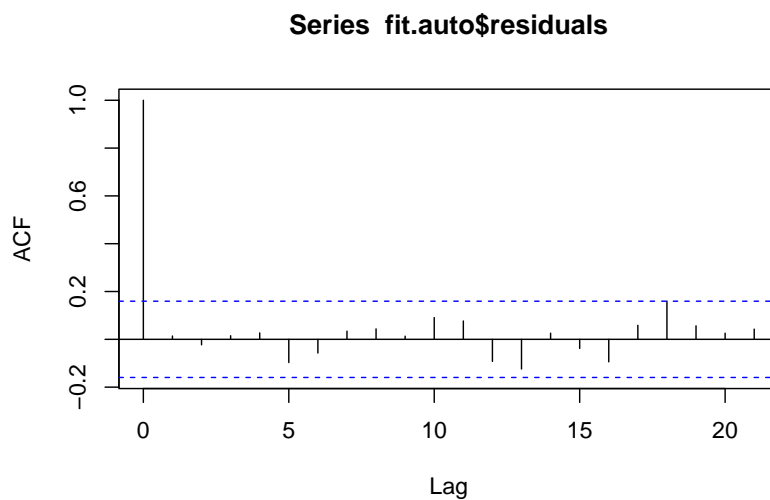
Il prossimo passo è verificare i residui: perché il modello sia adeguato, essi devono essere casuali e normali. La casualità può essere studiata con la `acf`: se la serie temporale è casuale, l'unico indice di correlazione deve essere il primo.

```
acf(fit$residuals)
```



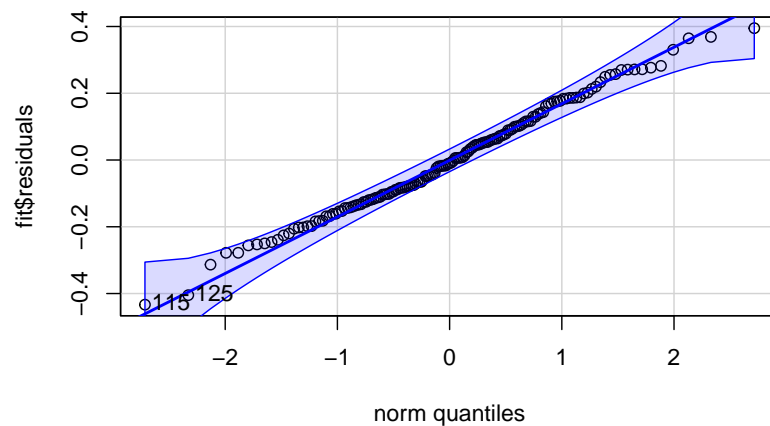


```
acf(fit.auto$residuals)
```



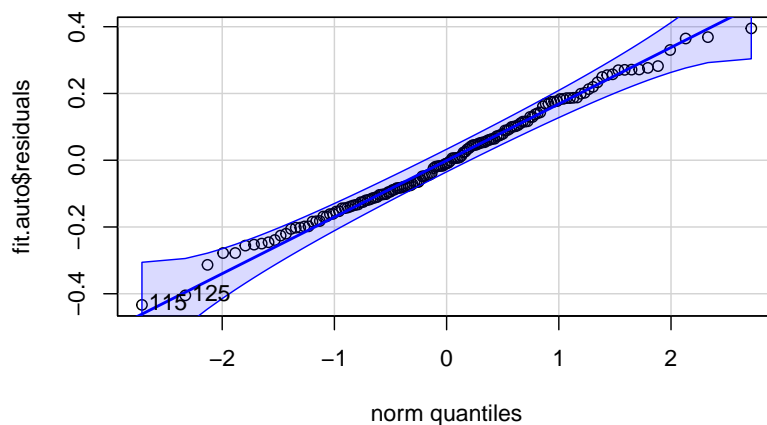
La normalità può essere studiata al solito con un diagramma Q-Q:

```
qqPlot(fit$residuals)
```



```
## [1] 115 125
```

```
qqPlot(fit.auto$residuals)
```



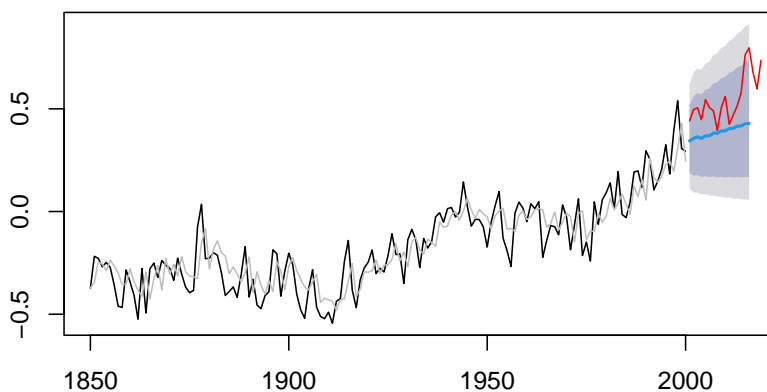
```
## [1] 115 125
```

Entrambi i modelli risultano quindi adeguati.

Possiamo infine verificare la predizione, confrontandola con i dati successivi al 2000, per entrambi i modelli:

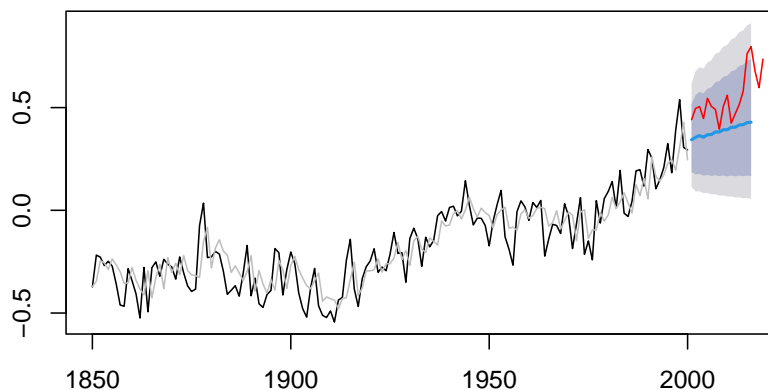
```
plot(forecast(fit, h=16))
lines(temp.global.test, col="red")
lines(fit$fitted, col="gray")
```

### Forecasts from ARIMA(3,1,2) with drift



```
plot(forecast(fit.auto, h=16))
lines(temp.global.test, col="red")
lines(fit$fitted, col="gray")
```

### Forecasts from ARIMA(3,1,2) with drift

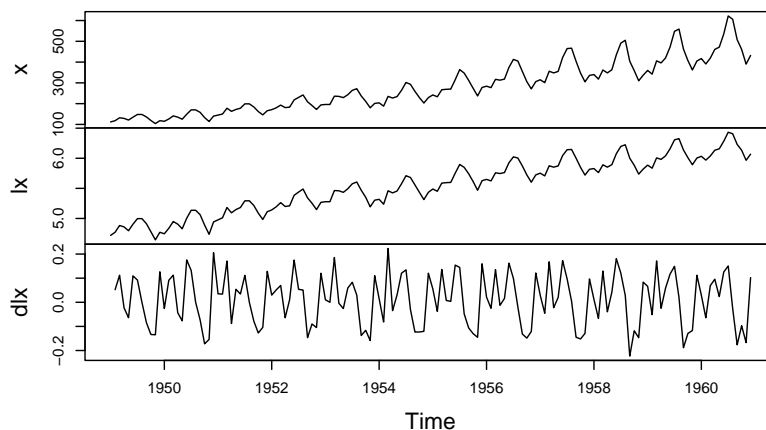


```
## ggplot:
# autoplot(forecast(fit, h=16)) + geom_line(aes(x=index(fit$x), y=fit$fitted), color="gray") + geom_line(aes(x=index(fit$x), y=fit$pred, color="red"), linetype="dashed")
```

### 2.3.3 Esempio: Seasonal ARIMA (SARIMA)

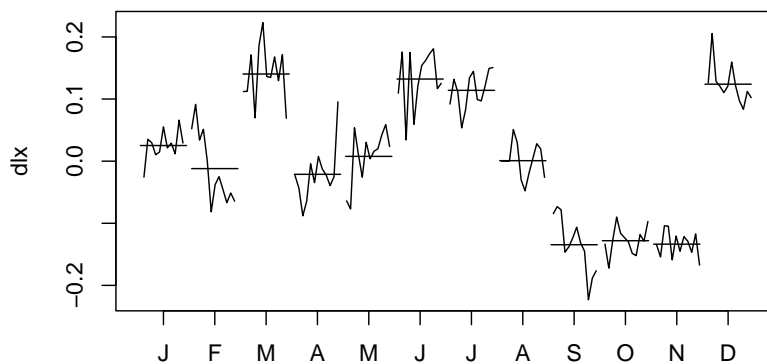
Consideriamo l'effetto della stagionalità. Utilizziamo la serie storica `AirPassengers` integrata in R.

```
x <- AirPassengers
lx <- log(x) # logaritmo per stabilizzare la varianza
dlx = diff(lx) # prima differenziazione
plot.ts(cbind(x, lx, dlx), main="")
```



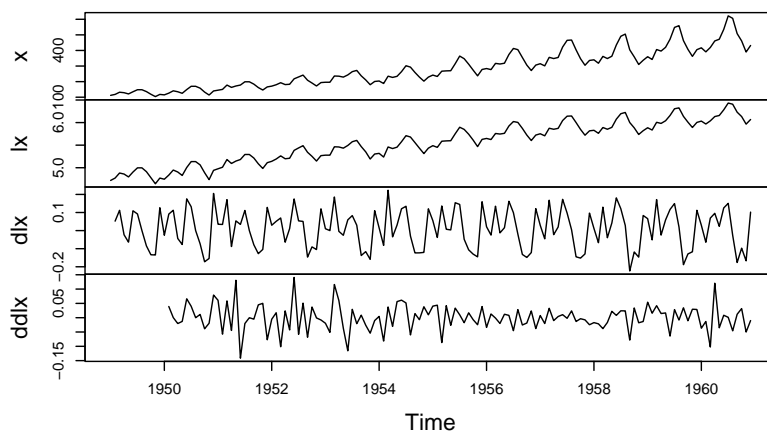
La serie `dlx` mostra ancora un'evidente periodicità stagionale. Questa può essere evidenziata mediante la funzione `monthplot()`, che raggruppa anni diversi per lo stesso mese:

```
monthplot(dlx)
```

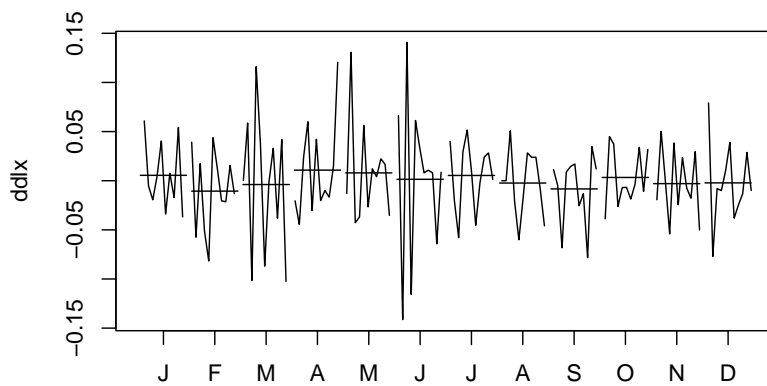


È evidente come i valori per lo stesso mese tendono a raggrupparsi. Possiamo quindi provare a differenziare con lag 12 oltre che con lag 1:

```
ddl_x <- diff(dlx, 12)
plot.ts(cbind(x, lx, dlx, ddl_x), main="")
```

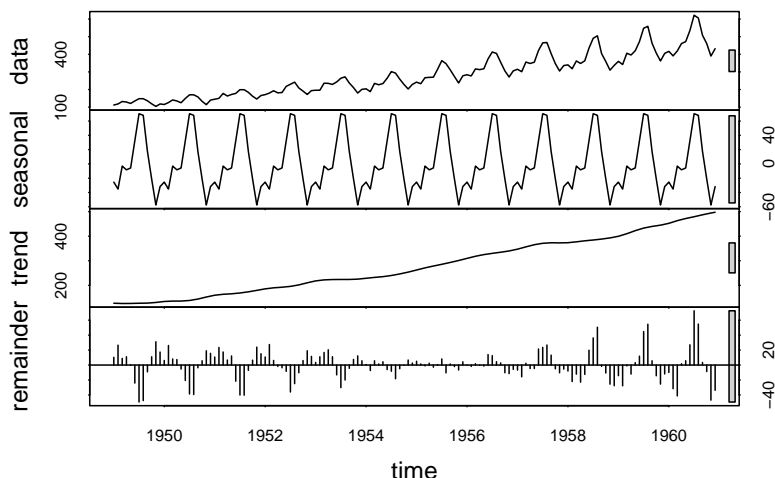


```
monthplot(ddl_x)
```



La stagionalità può essere analizzata anche con il metodo `stl()`:

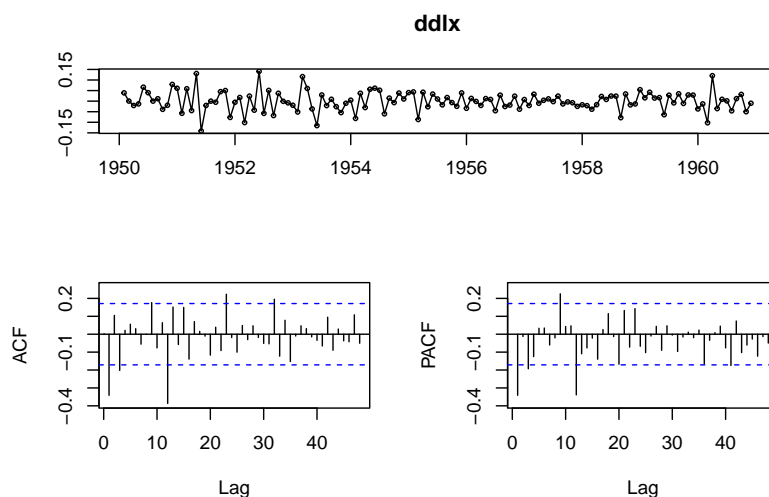
```
plot(stl(x, "periodic"))
```



Si noti che `stl(x, "periodic")` restituisce un oggetto `ts` multi-variato, le cui colonne possono essere estratte, ad es., così: `plot(s$time.series[, "seasonal"])`.

A questo punto studiamo l'autocorrelazione per identificare i parametri del modello SARIMA:

```
tsdisplay(ddlx, lag.max = 4*12)
```



Anzitutto, per eliminare il trend abbiamo differenziato 1 volta sia a lag 1 che a lag 12, quindi i parametri  $d$  della parte stagionale e di quella non stagionale saranno entrambi 1. In formula, si scrive che il modello trasformato è  $\nabla_{12}\nabla \log x_t$ .

Per quanto riguarda i parametri  $p$  e  $q$ , entrambi i diagrammi di autocorrelazione mostrano un forte picco a lag 12 (riprova della stagionalità) e entrambi i grafici mostrano una rapida caduta verso un'oscillazione stabilizzata: dopo un picco a lag 1, sia la PACF che la ACF passano all'oscillazione stabilizzata, quindi  $p = 1$  e  $q = 1$ . Dopo il picco a lag 12, invece, la PACF mostra una decrescita geometrica, il che indica il termine  $p = 0$  (modello AR), mentre la ACF mostra un rapido smorzamento subito dopo il primo picco, che indica  $q = 1$  nel modello MA. Secondo la notazione comune, il modello appropriato è quindi  $\text{ARIMA}(1, 1, 1) \times (0, 1, 1)_{12}$ , ovvero un modello stagionale con lag 12 con parametri  $(1, 1, 1)$  per la parte non-stagionale, e  $(0, 1, 1)$  per la parte stagionale.

```
(fit1 <- arima(lx, order=c(1,1,1), seasonal=list(order=c(1,1,1), period = 12)))
##
## Call:
## arima(x = lx, order = c(1, 1, 1), seasonal = list(order = c(1, 1, 1), period = 12))
```

```
##
## Coefficients:
##          ar1      ma1      sar1      sma1
##      0.1666 -0.5615 -0.099 -0.4973
## s.e.  0.2459  0.2115  0.154  0.1360
##
## sigma^2 estimated as 0.001336:  log likelihood = 245.16,  aic = -480.31
```

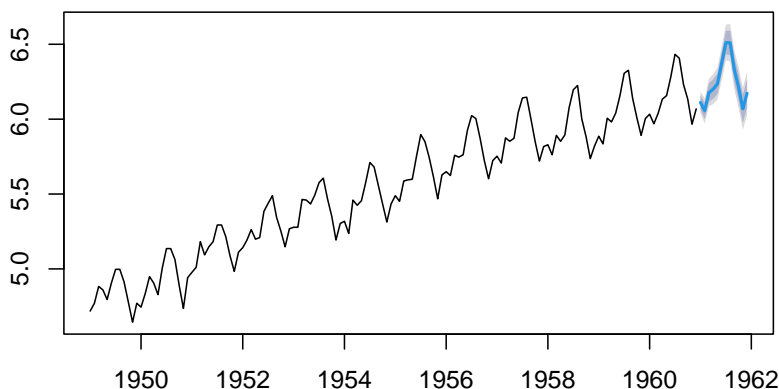
Per sicurezza valutiamo anche il modello  $\text{ARIMA}(1,1,1) \times (1,1,1)_{12}$ :

```
(fit2 <- arima(lx, order=c(1,1,1), seasonal=list(order=c(1,1,1), period = 12)))
##
## Call:
## arima(x = lx, order = c(1, 1, 1), seasonal = list(order = c(1, 1, 1), period = 12))
##
## Coefficients:
##          ar1      ma1      sar1      sma1
##      0.1666 -0.5615 -0.099 -0.4973
## s.e.  0.2459  0.2115  0.154  0.1360
##
## sigma^2 estimated as 0.001336:  log likelihood = 245.16,  aic = -480.31
```

Come si nota, il valore di AIC è leggermente inferiore, quindi potremmo adottare il secondo modello ed effettuare una predizione per i successivi 12 mesi:

```
plot(forecast(fit1, h=12))
plot(forecast(fit2, h=12))
```

Forecasts from  $\text{ARIMA}(1,1,1)(1,1,1)_{12}$



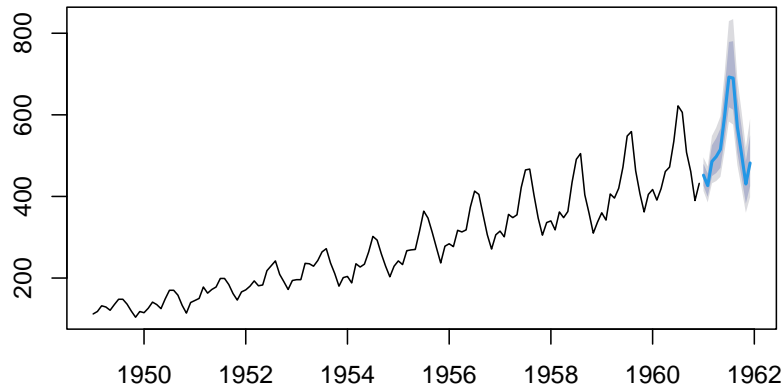
Si noti che i grafici sopra riportano la regressione di  $\text{lx}$ , che è  $\log(x)$ , quindi la scala delle ordinate andrebbe opportunamente anti-trasformata. Purtroppo gli oggetti `fit1` e `fit2` non sono immediatamente trasformabili: sarebbe necessario scomporli nei dati originali e poi applicare l'esponenziale `exp()`. Per questo motivo è **sempre preferibile applicare le trasformazioni con il parametro `lambda` della funzione `arima()`**, dato che è trasparentemente gestito nei plot. In questo esempio si è preferito trasformare manualmente la serie storica in modo da rendere più chiara la logica del processo.

Affidandoci agli automatismi, possiamo ridurre quanto sopra a:

```
(fit3 <- auto.arima(x, lambda="auto"))
## Series: x
## ARIMA(0,1,1)(0,1,1)[12]
## Box Cox transformation: lambda= -0.2947046
##
```

```
## Coefficients:
##          ma1      sma1
##        -0.4355 -0.5847
## s.e.    0.0908  0.0725
##
## sigma^2 estimated as 5.856e-05: log likelihood=451.59
## AIC=-897.18 AICc=-896.99 BIC=-888.55
plot(forecast(fit3, h=12))
```

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

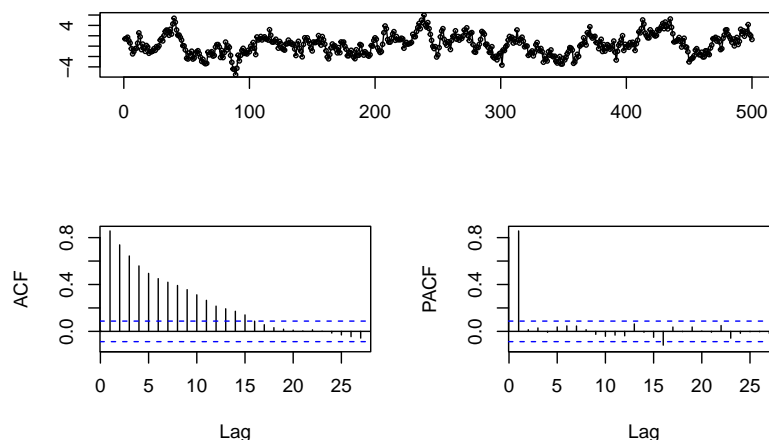


### 3 Simulazione di processi ARIMA

Per motivi di studio è spesso utile poter *simulare* un processo ARIMA. A questo scopo possiamo utilizzare la funzione `arima.sim()`, che genera una serie temporale a partire dai termini  $p$ ,  $d$ , e  $q$  del modello desiderato.

Vediamo ad esempio un processo auto-regressivo di tipo AR(1):

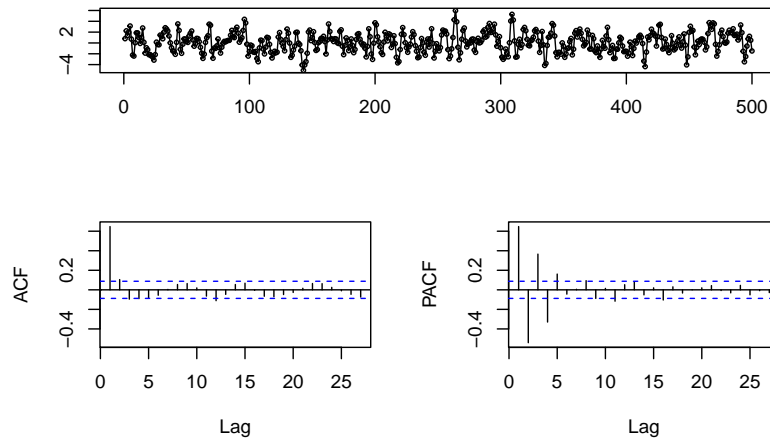
```
set.seed(123)
tsdisplay(arima.sim(model=list(ar=c(0.9)), n=500))
arima.sim(model = list(ar = c(0.9)), n = 500)
```



Come si vede, la ACF degrada in maniera geometrica mentre la PACF ha un brusco calo sotto la soglia di significatività a lag=1, indice appunto di un modello con  $p = 1$

Simuliamo invece un processo a media mobile MA(2):

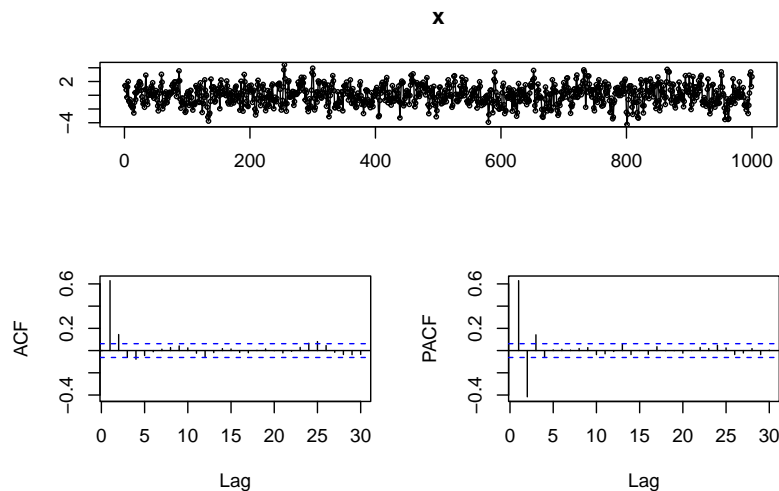
```
set.seed(123)
tsdisplay(arima.sim(model=list(ma=c(1.5, 0.75)), n=500))
arima.sim(model = list(ma = c(1.5, 0.75)), n = 500)
```



Questa volta è la PACF a diminuire geometricamente (seppure con segni alternati), mentre la ACF si smorza rapidamente dopo due lag, per cui si deduce  $q = 2$ .

Vediamo ora l'effetto combinato, ARMA(1,2), per cui ci aspettiamo  $p = 1$  e  $q = 2$ :

```
set.seed(123)
x <- arima.sim(model=list(ar=c(0.6, -0.2), ma=c(0.4)), n=1000)
tsdisplay(x)
```



Come si vede, quando entrambi i termini sono presenti i grafici ACF e PACF possono non essere facilmente interpretabili. In questo caso, ad esempio, saremmo portati a proporre un modello ARMA(3,2). Per questo motivo è opportuno, partendo da questa ipotesi, valutare anche condizioni simili e scegliere quella con AIC minimo, che è appunto ciò che fa `auto.arima()`, di cui possiamo vedere il processo mediante il parametro `trace=T`:

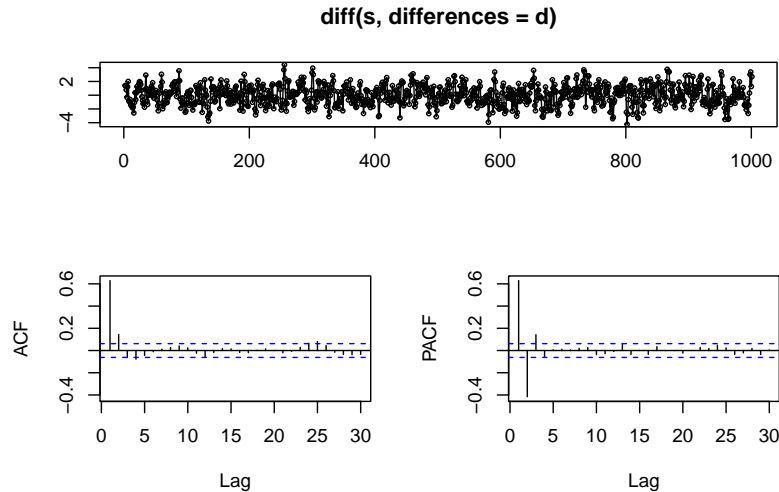
```
auto.arima(x, start.p=3, start.q=2, trace=T)
##
## Fitting models using approximations to speed things up...
##
## ARIMA(3,0,2) with non-zero mean : 2848.929
## ARIMA(0,0,0) with non-zero mean : 3564.117
```



```
## ARIMA(1,0,0) with non-zero mean : 3059.461
## ARIMA(0,0,1) with non-zero mean : 2948.729
## ARIMA(0,0,0) with zero mean : 3562.742
## ARIMA(2,0,2) with non-zero mean : 2846.754
## ARIMA(1,0,2) with non-zero mean : 2847.234
## ARIMA(2,0,1) with non-zero mean : 2844.742
## ARIMA(1,0,1) with non-zero mean : 2861.169
## ARIMA(2,0,0) with non-zero mean : 2869.806
## ARIMA(3,0,1) with non-zero mean : 2847.434
## ARIMA(3,0,0) with non-zero mean : 2849.622
## ARIMA(2,0,1) with zero mean : 2843.007
## ARIMA(1,0,1) with zero mean : 2859.387
## ARIMA(2,0,0) with zero mean : 2868.114
## ARIMA(3,0,1) with zero mean : 2845.667
## ARIMA(2,0,2) with zero mean : 2845.015
## ARIMA(1,0,0) with zero mean : 3057.599
## ARIMA(1,0,2) with zero mean : 2845.52
## ARIMA(3,0,0) with zero mean : 2847.854
## ARIMA(3,0,2) with zero mean : 2847.142
##
## Now re-fitting the best model(s) without approximations...
##
## ARIMA(2,0,1) with zero mean : 2842.923
##
## Best model: ARIMA(2,0,1) with zero mean
## Series: x
## ARIMA(2,0,1) with zero mean
##
## Coefficients:
##      ar1      ar2      ma1
##      0.5987 -0.2312  0.3710
## s.e.  0.0621  0.0499  0.0607
##
## sigma^2 estimated as 0.999: log likelihood=-1417.44
## AIC=2842.88 AICc=2842.92 BIC=2862.51
```

È possibile ovviamente generare una serie temporale con un parametro  $d$  non nullo:

```
set.seed(123)
ar <- c(0.6, -0.2)
ma <- c(0.4)
d <- 1
order <- c(length(ar), d, length(ma))
s <- arima.sim(model=list(ar=ar, ma=ma, order=order), n=1000)
tsdisplay(diff(s, differences = d))
```



Anche in questo caso possiamo verificare il risultato:

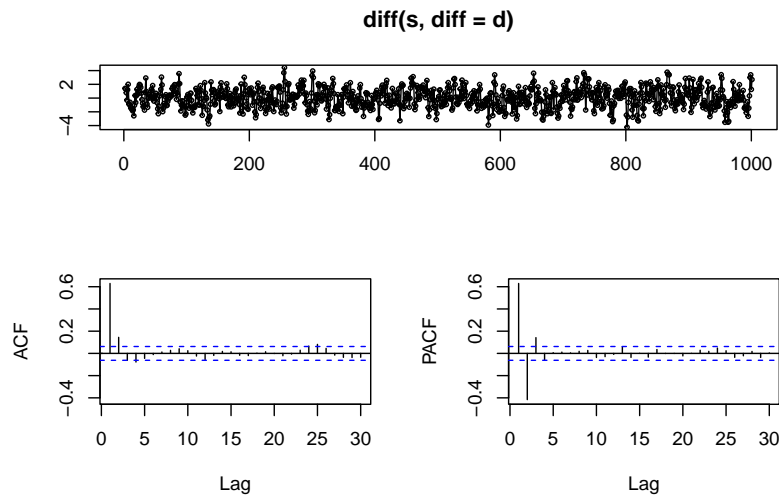
```
auto.arima(s, start.p=3, start.q=2, trace=T)

##
## Fitting models using approximations to speed things up...
##
## ARIMA(3,1,2) with drift : 2848.206
## ARIMA(0,1,0) with drift : 3563.394
## ARIMA(1,1,0) with drift : 3058.739
## ARIMA(0,1,1) with drift : 2948.006
## ARIMA(0,1,0) : 3562.019
## ARIMA(2,1,2) with drift : 2846.031
## ARIMA(1,1,2) with drift : 2846.511
## ARIMA(2,1,1) with drift : 2844.019
## ARIMA(1,1,1) with drift : 2860.446
## ARIMA(2,1,0) with drift : 2869.083
## ARIMA(3,1,1) with drift : 2846.711
## ARIMA(3,1,0) with drift : 2848.9
## ARIMA(2,1,1) : 2842.284
## ARIMA(1,1,1) : 2858.664
## ARIMA(2,1,0) : 2867.391
## ARIMA(3,1,1) : 2844.944
## ARIMA(2,1,2) : 2844.292
## ARIMA(1,1,0) : 3056.876
## ARIMA(1,1,2) : 2844.797
## ARIMA(3,1,0) : 2847.132
## ARIMA(3,1,2) : 2846.419
##
## Now re-fitting the best model(s) without approximations...
##
## ARIMA(2,1,1) : 2842.923
##
## Best model: ARIMA(2,1,1)
##
## Series: s
## ARIMA(2,1,1)
##
## Coefficients:
## ar1 ar2 ma1
```

```
##      0.5987 -0.2312  0.3710
## s.e.  0.0621  0.0499  0.0607
##
## sigma^2 estimated as 0.999:  log likelihood=-1417.44
## AIC=2842.88  AICc=2842.92  BIC=2862.51
```

Il numero di differenziazioni necessarie per rendere la serie stazionaria può essere calcolato con `ndiffs()`:

```
(d <- ndiffs(s))
## [1] 1
tsdisplay(diff(s, diff=d))
```



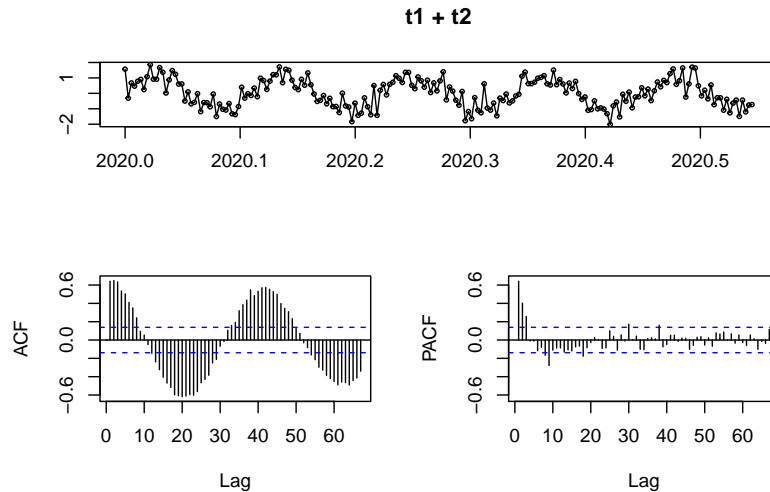
Se non volessimo utilizzare `auto.arima()`, potremmo verificare l'AIC di una combinazione di parametri esplorati a tappeto. Le funzioni di autocorrelazione suggeriscono un modello ARIMA(3,1,2). Il modello ottimale dovrebbe avere quindi una combinazione di  $p$  e  $q$  inferiori a 3 e 2. Li proviamo tutti e selezioniamo quello con AIC minore:

```
g <- expand.grid(p=1:3, q=1:2, drift=c(F, T), aic=NA)
for (i in 1:dim(g)[1]) {
  g$aic[i] <- Arima(s, order=c(g$p[i], d, g$q[i]), include.drift=g$drift[i])$aic
}
g[which.min(g$aic),]

##   p q drift    aic
##  2 2  1 FALSE 2842.883
```

Vediamo come si comporta `auto.arima()` su serie temporali generate in altro modo:

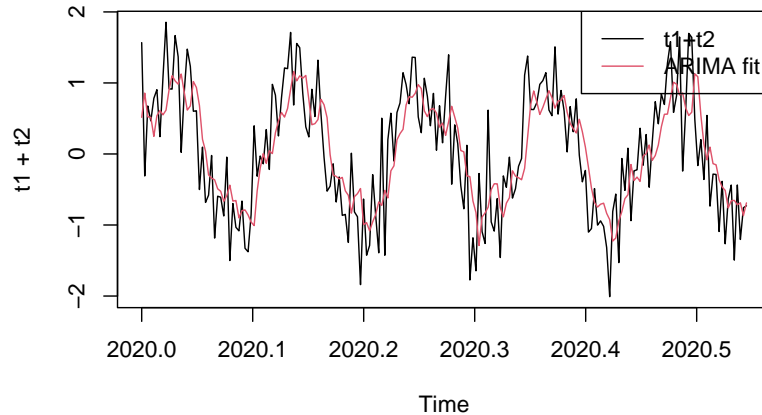
```
n <- 200
t1 <- ts(0.5*rnorm(n), start=2020, frequency = 365.25)
t2 <- ts(sin((1:n)*365.25/(12*n)), start=2020, frequency=365.25)
tsdisplay(t1+t2)
```



```
fit <- auto.arima(t1+t2)
```

Possiamo visualizzare la *regressione*, ossia il termine `fit$fitted`:

```
plot(t1+t2, col=1)
lines(fit$fitted, col=2)
legend("topright", legend=c("t1+t2", "ARIMA fit"), lty=1, col=1:2)
```



Infine, ricordiamo sempre di verificare la normalità dei residui:

```
invisible(qqPlot(residuals(fit)))
```

