Series de tiempo univariadas - Presentación 5

Mauricio Alejandro Mazo Lopera

Universidad Nacional de Colombia Facultad de Ciencias Escuela de Estadística Medellín



Originalmente, cuando se desea ajustar una curva a un conjunto de puntos, se busca una función, $g(\cdot)$, tal que la suma cuadrática de los residuales:

$$RSS = \sum_{i=1}^{n} \left[y_i - \mathbf{g}(\mathbf{x}_i) \right]^2$$

sea pequeña.

Originalmente, cuando se desea ajustar una curva a un conjunto de puntos, se busca una función, $g(\cdot)$, tal que la suma cuadrática de los residuales:

$$RSS = \sum_{i=1}^{n} \left[y_i - \frac{g(x_i)}{g(x_i)} \right]^2$$

sea pequeña.

En general, se busca que $g(\cdot)$ sea lo más suave posible y pensando en esto se plantea una penalización con respecto a la segunda derivada de $g(\cdot)$ (asumiendo que dicha derivada existe). Este método se conoce como **smoothing spline** y busca minimizar:

$$RSS_{\lambda} = \sum_{i=1}^{n} [y_i - g(x_i)]^2 + \underbrace{\lambda \int g''(t)^2 dt}_{penalización}$$

En este método λ es un hiperparámetro, que se puede encontrar con validación cruzada, y para el cual se cumple que:

- Si $\lambda = 0$ entonces la penalización no tiene efecto.
- Si $\lambda \longrightarrow \infty$ entonces la penalización es tan grande que $g(\cdot)$ se "suaviza" hasta el punto de convertirse en una línea recta.

En este método λ es un hiperparámetro, que se puede encontrar con validación cruzada, y para el cual se cumple que:

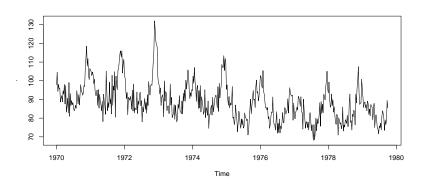
- Si $\lambda = 0$ entonces la penalización no tiene efecto.
- Si $\lambda \longrightarrow \infty$ entonces la penalización es tan grande que $g(\cdot)$ se "suaviza" hasta el punto de convertirse en una línea recta.

En este método, la función $g(\cdot)$ es spline cúbico natural (antes del primer nodo y después del último se ajustan rectas y en medio un spline cúbico) con nodos en x_1, x_2, \ldots, x_n . Esto indica que los grados de libertad de este spline es tan alto como el número de individuos, pero se controlan con el valor de λ , encontrado con validación cruzada Leave-One-Out-Cross-Validation (LOOCV).

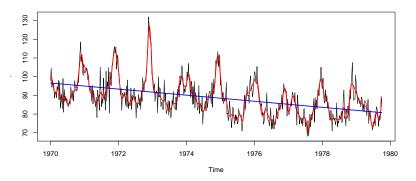
Este método LOOCV funciona de la siguiente forma:

- Selecciono **distintos valores** de λ por ejemplo valores entre 0 y 10 aumentando de 0.01 en 0.01.
- Para cada valor fijo de λ, dejo por fuera cada el primer punto de la serie de tiempo y ajusto el modelo con los demás datos, obteniendo un error cuadrático medio (MSE) de prueba tratando de predecir el dato que dejé por fuera. Repito este procedimiento para el segundo dato, para el tercero, y así sucesivamente hasta el último dato de la serie.
- En el paso anterior obtendo n distintos MSE (uno por cada dato de la serie) y los promedio para encontrar un MSE del λ que fijé anteriormente.
- Repito el proceso para los demás λ y "nos quedamos" con el que arroje el menor MSE obtenido en el paso anterior.

```
require(astsa)
require(magrittr)
cmort %>% plot()
```



```
semana <- cmort %>% time() %>% as.numeric()
modelo4a<-smooth.spline(semana,cmort,lambda=0)
modelo4b<-smooth.spline(semana,cmort,lambda=1000)
cmort %>% plot()
lines(modelo4a,col ="red",lwd =2) # Con lambda=0
lines(modelo4b,col ="blue",lwd =2) # lambda grande
```



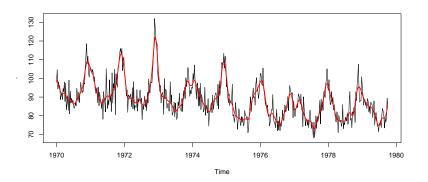
```
modelo5<-smooth.spline(semana,cmort,cv=TRUE) # Con LOOCV
names(modelo5)</pre>
```

```
##
    [1] "x"
                      "y"
                                    11 7,7 11
                                                  "yin"
                                                                "tol"
##
    [6] "data"
                      "no.weights" "lev"
                                                  "cv.crit"
                                                                "pen.crit"
## [11] "crit"
                      "df"
                                                                "lambda"
                                   "spar"
                                                  "ratio"
## [16] "iparms"
                                    "fit."
                                                  "call"
                      "AuxM"
```

modelo5\$lambda

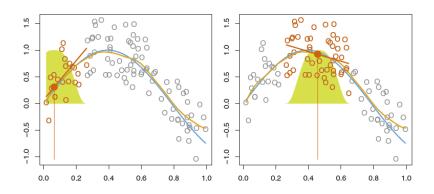
```
## [1] 8.626141e-08
```

```
cmort %>% plot()
lines(modelo5,col ="red",lwd =2)
```



A pesar de que el smoothing spline describe de manera fiel el comportamiento cíclico de la serie, la mejor opción es modelar la estacionalidad de la misma con técnicas que veremos más adelante.

Regresión local



Regresión local

Se plantea realizar un suavizamiento local alrededor de un punto $t=t_0$. Un algoritmo simple consiste en:

- **①** Tome una fracción s = k/n de puntos t_i , alrederor de t_0 .
- ② Dele un peso $K_{i0} = K(t_i, t_0)$ a cada uno de los puntos vecinos de t_0 , de tal manera que los vecinos más cercanos tengan mayor peso que los más lejanos. En muchos casos se toma K_{i0} como la función tricubo $(h(t) = (1 |t|^3)^3$ para $|t| \le 1)$.
- **③** Estime los parametros β_0 y β_1 minimizando la suma cuadrática ponderada:

$$\sum_{i=1}^{n} K_{i0} (X_i - \beta_0 - \beta_1 Z_i)^2$$

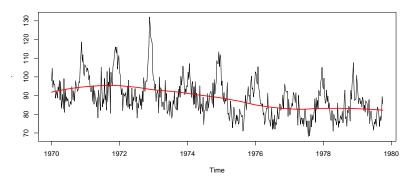
 \bullet El valor ajustado en t_0 y que sirve para elaborar la curva es:

$$\widehat{X}_i = \widehat{\beta_0} + \widehat{\beta_1} t_0$$

Regresión local:

```
modelo6<-loss(cmort~semana, span=0.5)</pre>
```

```
cmort %>% plot()
lines(semana, modelo6$fitted,col ="red",lwd =2)
```



¿Qué pasa si aumentamos o disminuimos el hiperparámetro span?

¿Para qué ajustamos la tendencia T_t ?

Los métodos que vimos anteriormente se usan para:

 Observar una curva suave que elimine el "ruido" de la serie y así identificar tendencias o comportamientos estacionales o cíclicos.

¿Para qué ajustamos la tendencia T_t ?

Los métodos que vimos anteriormente se usan para:

- Observar una curva suave que elimine el "ruido" de la serie y así identificar tendencias o comportamientos estacionales o cíclicos.
- Modelar o ajustar la tendencia, \widehat{T}_t , para eliminarla y dejar una nueva serie, $Y_t = X_t \widehat{T}_t$, a la cual se le pueden seguir aplicando métodos para explicar estacionalidad, su dependencia con valores pasados, transformaciones para estabilizar la varianza, etc.

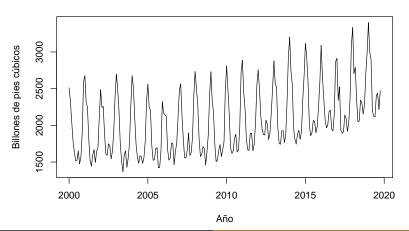
NOTA: Más adelante veremos otra estrategia para eliminar la tendencia de una serie mediante diferenciación discreta.

¿Qué alternativas existen para la parte estacional S_t ?

Una alternativa consiste en ajustar un modelo con una variable categórica que represente los periodos del ciclo estacional. Por ejemplo, si existe un ciclo estacional año tras año, entonces creamos una variable categórica que sea mes y con esta ajustamos un modelo.

```
require(TSstudio)
plot(USgas, main = "Consumo de gas natural en USA",
    ylab= "Billones de pies cúbicos", xlab= "Año")
```

Consumo de gas natural en USA



Apliquemos la función decompose del paquete stats:

```
USgas decompose <- decompose(USgas, type="additive")
str(USgas_decompose)
## List of 6
   $ x : Time-Series [1:238] from 2000 to 2020: 2510
##
   $ seasonal: Time-Series [1:238] from 2000 to 2020: 766
##
   $ trend : Time-Series [1:238] from 2000 to 2020: NA 1
##
##
   $ random : Time-Series [1:238] from 2000 to 2020: NA 1
   $ figure : num [1:12] 766 453 278 -174 -352 ...
##
##
   $ type : chr "additive"
##
    - attr(*, "class") = chr "decomposed.ts"
class(USgas_decompose)
## [1] "decomposed.ts"
```

La anterior descomposición se aplica solo a objetos **ts** y los resultados obtenidos se pueden analizar según lo siguiente:

• x: es la serie de tiempo original (objeto ts).

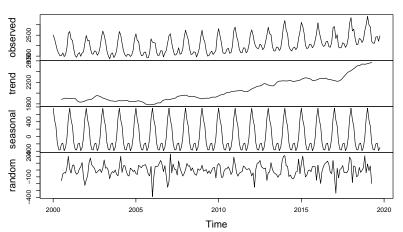
- x: es la serie de tiempo original (objeto ts).
- **trend** (\widehat{T}_t) : es el estimado de la tendencia obtenida con medias móviles bilaterales descrito en la diapositiva 13 de la Presentación 2 del curso. Por este motivo aparecen un NA al principio y al final.

- x: es la serie de tiempo original (objeto ts).
- **trend** (\widehat{T}_t) : es el estimado de la tendencia obtenida con medias móviles bilaterales descrito en la diapositiva 13 de la Presentación 2 del curso. Por este motivo aparecen un NA al principio y al final.
- seasonal (\hat{S}_t) : Es el componente estacional obtenido luego de eliminar la tendencia. Tenga en cuenta que depende de la frecuencia que esté utilizando el objeto ts (use $ts_info(USgas)$ para obtener la información en este ejemplo).

- x: es la serie de tiempo original (objeto ts).
- **trend** (\widehat{T}_t) : es el estimado de la tendencia obtenida con medias móviles bilaterales descrito en la diapositiva 13 de la Presentación 2 del curso. Por este motivo aparecen un NA al principio y al final.
- seasonal (\widehat{S}_t) : Es el componente estacional obtenido luego de eliminar la tendencia. Tenga en cuenta que depende de la frecuencia que esté utilizando el objeto ts (use ts_info(USgas) para obtener la información en este ejemplo).
- random (\widehat{I}_t) : Corresponde al componente irregular que aparece luego de extraer las componentes \widehat{T}_t y \widehat{S}_t de la serie.
- type: Las opciones son additive o multiplicative.

plot(USgas_decompose)

Decomposition of additive time series



Para modelar la parte estacional, debemos crear un data frame:

Para modelar la parte estacional, debemos crear un data frame:

Transformamos en factor el mes:

Para modelar la parte estacional, debemos crear un data frame:

Transformamos en factor el mes:

```
head(USgas_df, n=3)
```

```
## anio_mes mes valores t
## 1 2000.000 Jan 2510.5 1
## 2 2000.083 Feb 2330.7 2
## 3 2000.167 Mar 2050.6 3
```

El modelo aditivo que considera modelar la tendencia y la parte estacional es:

```
mod_tend_est1 <- lm(valores ~ t + mes, data=USgas_df)</pre>
```

En este modelo estamos ajustando los **valores** de la serie a través de una regresión múltiple donde:

- La tendencia (T_t) está representada por la variable \mathbf{t} .
- La estacionalidad o ciclos estacionales (S_t) está representada por la variables **mes**).

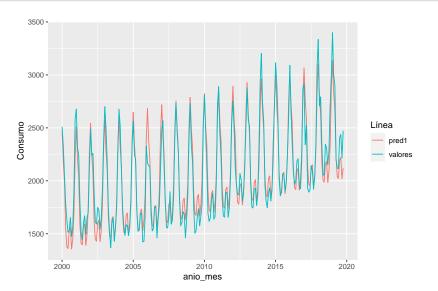
summary(mod_tend_est1)

```
##
## Call:
## lm(formula = valores ~ t + mes, data = USgas_df)
##
## Residuals:
              10 Median 30
##
      Min
                                    Max
## -518.22 -83.95 -20.94 88.73 380.74
##
## Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 2471.3920
                           33.8984 72.906 < 2e-16 ***
## +
                 2.9058 0.1288 22.568 < 2e-16 ***
## mesFeb -305.9658 43.1244 -7.095 1.67e-11 ***
## mesMar -485.9566 43.1250 -11.269 < 2e-16 ***
            -928.6724 43.1260 -21.534 < 2e-16 ***
## mesApr
## mesMay -1109.5632 43.1273 -25.728 < 2e-16 ***
## mesJun -1128.9840
                         43.1290 -26.177 < 2e-16 ***
## mes.Jul -959.4349 43.1312 -22.245 < 2e-16 ***
## mesAug -936.8907 43.1337 -21.721 < 2e-16 ***
## mesSep -1141.4665 43.1365 -26.462 < 2e-16 ***
## mesOct -1043.6273 43.1398 -24.192 < 2e-16 ***
## mesNov
          -801.8464 43.6910 -18.353 < 2e-16 ***
## mesDec
            -277.4575 43.6927 -6.350 1.17e-09 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 136.4 on 225 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.909. Adjusted R-squared: 0.9042
## F-statistic: 187.3 on 12 and 225 DF. p-value: < 2.2e-16
```

Preparamos un nuevo data frame para poder comparar los valores estimados con los valores reales:

```
require(tidyverse)
require(magrittr)
USgas_df$pred1 <- predict(mod_tend_est1, newdata=USgas_df)
USgas_ajus1 <- USgas_df %>%
  gather(key="Linea", value="Consumo", valores, pred1)
```

Ahora realizamos el gráfico con los códigos:



También es posible ajustar un modelo polinomial cuadrático para ajustar la tendencia y la estacionalidad:

También es posible ajustar un modelo polinomial cuadrático para ajustar la tendencia y la estacionalidad:

Creamos nuevamente un data frame para poder contrastar gráficamente el modelo cuadrático más la estacionalidad con los valores reales:

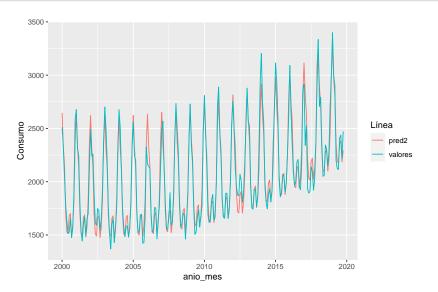
```
USgas_df$pred2 <- predict(mod_tend_est2, newdata=USgas_df)
USgas_ajus2 <- USgas_df %>%
  gather(key="Linea", value="Consumo", valores, pred2)
```

También es posible ajustar un modelo polinomial cuadrático para ajustar la tendencia y la estacionalidad:

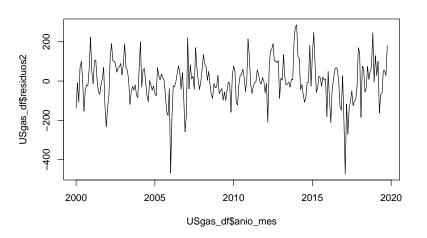
Creamos nuevamente un data frame para poder contrastar gráficamente el modelo cuadrático más la estacionalidad con los valores reales:

```
USgas_df$pred2 <- predict(mod_tend_est2, newdata=USgas_df)
USgas_ajus2 <- USgas_df %>%
  gather(key="Linea", value="Consumo", valores, pred2)
```

Ahora realizamos el gráfico con los códigos:



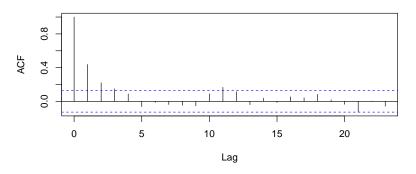
Los residuales de este último modelo se obtienen como:



Ejemplo: Modelando la parte estacional S_t :

Las ACF muestral de los residuales anteriores está dada por:

Series USgas_df\$residuos2

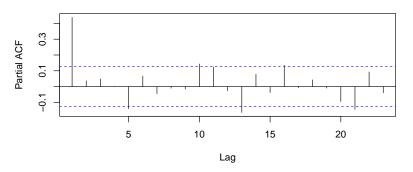


Como algunas de las correlaciones muestrales se salen de la banda horizontal, entonces aún no se pueden considerar como ruido blanco y esto hace necesario explorar otros modelos de series de tiempo para estos residuales.

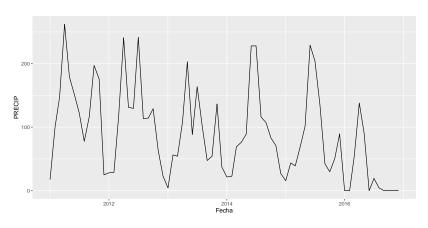
Ejemplo: Modelando la parte estacional S_t :

Las PACF muestral de los residuales anteriores está dada por:

Series USgas_df\$residuos2



Como en el comentario de la diapositiva anterios, aparentemente es necesario explorar otros modelos de series de tiempo para estos residuales.

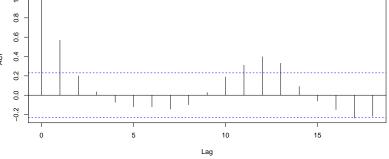


CÓDIGOS

Esta serie tiene las siguientes gráficas de autocorrelación muestral:

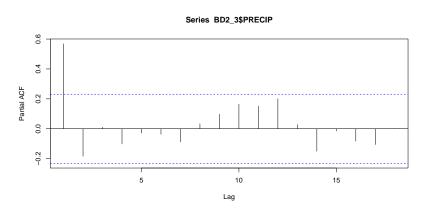
acf(BD2_3\$PRECIP)





Se observa presencia de ciclos estacionales dado por los meses.

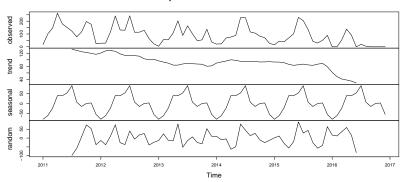
pacf(BD2_3\$PRECIP)



Se observa algo parecido al gráfico anterior pero con correlaciones parciales mayormente no significativas.

```
local_ts <- ts(BD2_3$PRECIP,start =2011, frequency = 12 )
local_decompose <- decompose(local_ts)
plot(local_decompose)</pre>
```

Decomposition of additive time series



Como en la serie original no se evidencia una tendencia, entonces ajustamos un modelo solo para la estacionalidad (S_t) :

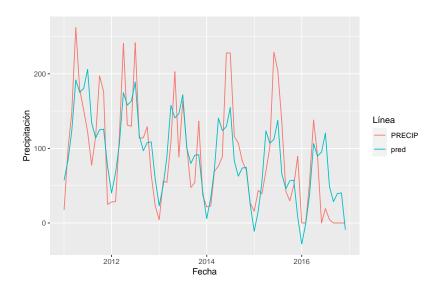
```
mod_local <- lm(PRECIP~t+MES, data=BD2_3)
summary(mod_local)</pre>
```

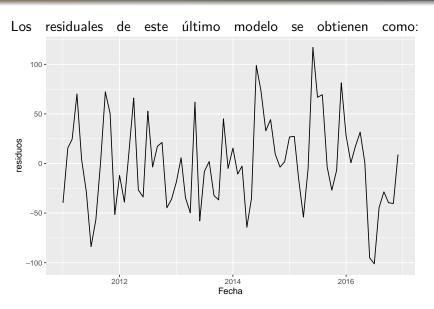
```
##
## Call:
## lm(formula = PRECIP ~ t + MES, data = BD2_3)
##
## Residuals:
##
       Min
                      Median
                                  30
                                          Max
                 1Q
## -101.139 -34.540 -2.989
                             26.937
                                      117.083
##
## Coefficients:
##
                 Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 197.5199
                            22.5079 8.776 2.71e-12 ***
## +
                -1.4231 0.2859 -4.977 5.92e-06 ***
               -51.9241
                            28.7312 -1.807 0.075824 .
## MESAGOSTO
## MESDICIEMBRE
                -104.1316 28.7994 -3.616 0.000621 ***
## MESENERO
                -138.8861
                          28.7212 -4.836 9.87e-06 ***
## MESFEBRERO
                -110.0129
                            28.7141 -3.831 0.000311 ***
## MESJULIO
                  18.3694
                            28.7212 0.640 0.524924
## MESJUNIO
                 -8.5537
                            28.7141 -0.298 0.766831
                             28.7098 -2.452 0.017195 *
## MESMARZO
                 -70.3898
                 -15.3269
                             28.7098 -0.534 0.595448
## MESMAYO
## MESNOVIEMBRE
                 -56.1547
                             28.7781 -1.951 0.055775 .
## MESOCTUBRE
                 -58.3779
                            28.7596 -2.030 0.046889 *
## MESSEPTIEMBRE -70.7510
                             28.7440 -2.461 0.016782 *
## ---
```

Obtenemos los valores ajustados del modelo:

```
BD2_3$pred <- predict(mod_local, newdata=BD2_3)</pre>
```

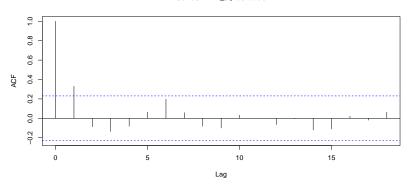
Obtenemos un nuevo data frame para visualizar las predicciones del modelo con los valores reales:





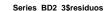
acf(BD2_3\$residuos)

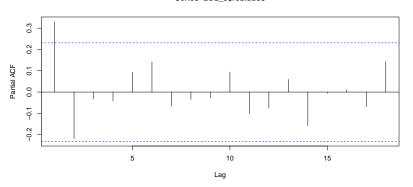
Series BD2 3\$residuos



Solo se observa la primera correlación por fuera de la banda de confianza y no los ciclos estacionales.

pacf(BD2_3\$residuos)





Solo se observa la primera correlación por fuera de la banda de confianza y los demás dentro.

• La componente de tendencia, T_t , se puede modelar de forma clásica utilizando algún método de ajuste clásico de regresión lineal dando como covariable una variable t que va desde el 1 hasta la longitud de la serie.

- La componente de tendencia, T_t , se puede modelar de forma clásica utilizando algún método de ajuste clásico de regresión lineal dando como covariable una variable t que va desde el 1 hasta la longitud de la serie.
- La componente de ciclos estacionales o simplemente estacional, S_t , se puede modelar creando un factor que se utilice para modelas los valores de la serie.

- La componente de tendencia, T_t , se puede modelar de forma clásica utilizando algún método de ajuste clásico de regresión lineal dando como covariable una variable t que va desde el 1 hasta la longitud de la serie.
- La componente de ciclos estacionales o simplemente estacional, S_t , se puede modelar creando un factor que se utilice para modelas los valores de la serie.
- Una vez ajustadas la tendencia y la estacionalidad, se deben analizar los residuos del modelo en el orden cronológico de la serie de tiempo y ver si son ruido blanco o no.

- La componente de tendencia, T_t , se puede modelar de forma clásica utilizando algún método de ajuste clásico de regresión lineal dando como covariable una variable t que va desde el 1 hasta la longitud de la serie.
- La componente de ciclos estacionales o simplemente estacional, S_t , se puede modelar creando un factor que se utilice para modelas los valores de la serie.
- Una vez ajustadas la tendencia y la estacionalidad, se deben analizar los residuos del modelo en el orden cronológico de la serie de tiempo y ver si son ruido blanco o no.
- En lo que viene del curso veremos otros modelos para ajustar tendencia, estacionalidad y autocorrelación de una serie de tiempo, distintos a los descritos en esta presentación.



Anexos - El Local

```
BD2<-read.csv("../../DATOS/Precipitaciones_Totales_Mensuales.csv",
                header=TRUE,fileEncoding = "utf8")
BD2 1 <- filter(BD2, ESTACION=="El Local", ANIO>2010)
BD2_2 <- gather(BD2_1, "ENERO", "FEBRERO", "MARZO", "ABRIL",
                "MAYO", "JUNIO", "JULIO", "AGOSTO",
                "SEPTIEMBRE", "OCTUBRE", "NOVIEMBRE",
                "DICIEMBRE", key="MES", value="PRECIP")
BD2_3 <- BD2_2[order(BD2_2$ANIO),]
BD2 3$t <- 1:nrow(BD2 2)
BD2_3$Fecha <- paste(rep(1,nrow(BD2_3)),
                     BD2_3$MES,BD2_3$ANIO)
BD2_3$Fecha %<>% as.Date(format="%d%B%Y")
ggplot(BD2_3, aes(x=Fecha, y=PRECIP))+
 geom_line(col="black")
```

