# Temario de la sesión

- 1. Regresión lineal
  - $1.1.\ \mathrm{Modelo}$ lineal simple en R
  - 1.2. Diagnóstico inicial del modelo
  - 1.3. Criterios de selección de un modelo
  - 1.4. Verificación de supuestos y pruebas de bondad de ajuste
- 2. Procesos Estocasticos en R
  - 2.1. Cadenas de Markov
  - 2.2. Processo Poisson (simple, compuesto y no-homogeneo)
  - 2.3. Teoría de colas
- 3. Aplicaciones y extras
  - 3.1. Paquetes actuariales en R (lifecontingencies, actuar) (opcional)
  - 3.2. Uso de ChatGPT como apoyo en programación y estadística en R (opcional)

# 1. Regresión lineal

La regresión lineal es uno de los modelos estadísticos más utilizados para explicar la relación entre una variable respuesta Y y una o más variables explicativas X. El objetivo es:

- Modelar cómo cambia Y en función de X.
- Predecir el valor de Y para nuevas observaciones de X.
- Interpretar el efecto de los regresores sobre la respuesta.

El modelo lineal parte de la forma general:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_p X_{ip} + \varepsilon_i$$

donde:

- $\beta_0$  es la ordenada al origen (intercepto).
- $\beta_j$  mide el cambio esperado en Y por un cambio unitario en  $X_j$ .
- $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$  son los errores aleatorios.

En esta sección veremos primero el caso más simple con una sola variable explicativa (regresión simple), para luego extendernos a varios regresores y a temas de diagnóstico y selección de modelos.

# 1.1. Modelo lineal simple en R

El modelo lineal simple tiene la forma:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$$

- $\beta_0$ : intercepto, valor esperado de Y cuando X=0.
- $\beta_1$ : pendiente, cambio esperado en Y por unidad de X.

El ajuste en R se realiza con la función lm() (linear model).

# Ejemplo en R: datos simulados

```
set.seed(123)
x <- 1:20
y <- 5 + 2*x + rnorm(20, mean = 0, sd = 3) # modelo con ruido

modelo <- lm(y ~ x)
summary(modelo)</pre>
```

```
##
## Call:
## lm(formula = y \sim x)
## Residuals:
              1Q Median
      Min
                             3Q
                                    Max
## -5.964 -1.808 -0.113 1.558
                                 5.201
##
## Coefficients:
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
                             1.3860
                                       4.279 0.000452 ***
                  5.9303
## (Intercept)
```

```
## x 1.9519 0.1157 16.870 1.78e-12 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 2.984 on 18 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.9405, Adjusted R-squared: 0.9372
## F-statistic: 284.6 on 1 and 18 DF, p-value: 1.778e-12
```

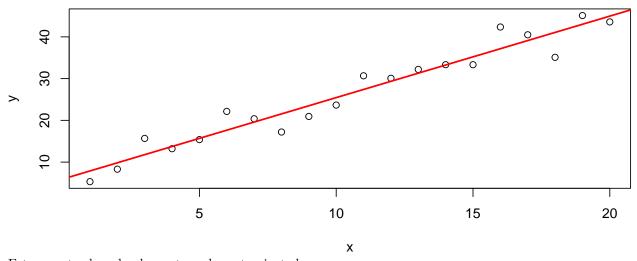
## Interpretación:

- El output muestra estimaciones de  $\hat{\beta}_0$  y  $\hat{\beta}_1$ .
- El summary() incluye errores estándar, valor t, p-value y  $R^2$ .
- En este caso, la pendiente estimada debe estar cerca de 2.

#### Visualización

```
plot(x, y, main = "Regresión lineal simple")
abline(modelo, col = "red", lwd = 2)
```

# Regresión lineal simple

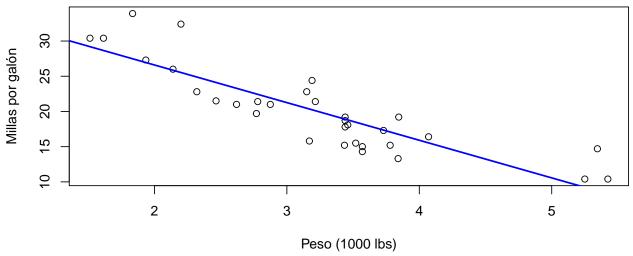


Esto muestra la nube de puntos y la recta ajustada.

#### Ejemplo en R: dataset real (mtcars)

```
# Relación entre peso (wt) y consumo de combustible (mpg)
modelo2 <- lm(mpg ~ wt, data = mtcars)
summary(modelo2)</pre>
```

## MPG vs Peso del vehículo



Interpretación:

- Se observa una relación negativa: a mayor peso, menor rendimiento de combustible.
- El coeficiente de pendiente  $\hat{\beta}_1$  indica cuántos mpg se pierden por cada 1000 libras extra de peso.

## 1.2. Diagnóstico y selección del modelo

El modelo lineal clásico asume que los errores  $\varepsilon_i$ :

1. Tienen media cero:

$$\mathbb{E}[\varepsilon_i] = 0$$

2. Son homocedásticos (varianza constante):

$$Var(\varepsilon_i) = \sigma^2$$

3. Son independientes:

$$Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$$
 para  $i \neq j$ 

No hay correlación entre observaciones.

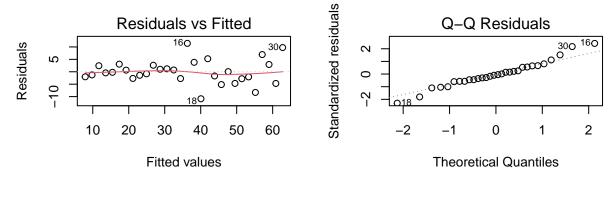
4. Son normales:

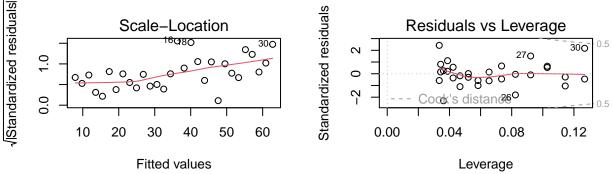
$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2).$$

#### Herramientas de diagnóstico en R

1) Gráficos de residuales

```
set.seed(123) x <- 1:30 y <- 5 + 2*x + rnorm(30, sd = ifelse(x < 15, 2, 6))  # heterocedasticidad simulada modelo <- lm(y ~ x) par(mfrow=c(2,2)) plot(modelo)  # residuales, QQ-plot, leverage, Cook's distance
```





## par(mfrow=c(1,1))

- Residuals vs Fitted: debe verse nube aleatoria (detecta no-linealidad o heterocedasticidad).
- Normal Q-Q: residuales deben alinearse en la diagonal (normalidad).
- Scale-Location: detecta heterocedasticidad (debe ser horizontal).
- Residuals vs Leverage: identifica puntos influyentes (Cook's distance).
- 2) Prueba de homocedasticidad (Breusch-Pagan)

#### library(lmtest)

```
## Loading required package: zoo
##
## Attaching package: 'zoo'
## The following objects are masked from 'package:base':
##
## as.Date, as.Date.numeric
```

```
bptest(modelo) # HO: varianza constante
```

```
##
## studentized Breusch-Pagan test
##
## data: modelo
## BP = 4.7819, df = 1, p-value = 0.02876
```

- si el valor-p es bajo, es evidencia de heterocedasticidad.
- 3) Prueba de autocorrelación (Durbin–Watson)

```
dwtest(modelo) # HO: no autocorrelación
```

```
##
## Durbin-Watson test
##
## data: modelo
## DW = 2.2928, p-value = 0.7309
## alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0
```

- si el valor-p es bajo, los residuales están correlacionados (problema típico en series de tiempo).
- 4) Multicolinealidad (VIF)

Se usa en modelos con múltiples regresores.

```
library(car)
```

```
## Loading required package: carData
```

```
modelo_multi <- lm(mpg ~ wt + hp + disp, data = mtcars)
vif(modelo_multi)</pre>
```

```
## wt hp disp
## 4.844618 2.736633 7.324517
```

- si el VIF > 10, implica multicolinealidad severa.
- 5) Prueba de normalidad de residuales

```
shapiro.test(resid(modelo)) # HO: residuales ~ N(O, varianza cte)
```

```
##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: resid(modelo)
## W = 0.97319, p-value = 0.6297
```

• si tengo un valor-p bajo, implica que los residuales no son normales.

### 1.3. Selección de un modelo

Una vez verificados los supuestos básicos del modelo lineal, surge la pregunta: ¿Qué variables deben incluirse en el modelo?

- Un modelo demasiado pequeño (subespecificado) omite variables relevantes, introduciendo sesgo.
- Un modelo demasiado grande (sobreespecificado) aumenta la varianza de los estimadores y puede dificultar la interpretación.

La selección de modelos busca un equilibrio entre ajuste y parsimonia.

#### Criterios estadísticos comunes:

- $R^2$  y  $R^2$  ajustado:
  - El  $\mathbb{R}^2$  siempre crece al añadir variables.
  - El  $R_{\text{aiustado}}^2$  penaliza la complejidad y puede disminuir si las variables añadidas no aportan valor.
- $C_p$  de Mallows:
  - Compara un modelo reducido con el completo.
  - Un buen modelo cumple  $C_p \approx p+1$ , donde p es el número de regresores.
- AIC (Akaike Information Criterion) y BIC (Bayesian Information Criterion):
  - Valores más bajos indican mejor balance ajuste-complejidad.
- PRESS (Prediction Error Sum of Squares) o validación cruzada:
  - Evalúan la capacidad predictiva fuera de la muestra.

#### Métodos computacionales

- Selección exhaustiva: evaluar los  $2^k$  modelos posibles (factible solo con pocos regresores).
- Selección paso a paso (stepwise):
  - Forward: empieza vacío y agrega variables.
  - Backward: empieza completo y elimina variables.
  - Mixto: combina ambos criterios.

### Ejemplo en R: selección paso a paso con AIC

```
library(MASS)
# Datos de ejemplo: consumo de combustible en mtcars
modelo_completo <- lm(mpg ~ ., data = mtcars)</pre>
# Selección backward (parte del modelo completo)
modelo_step <- stepAIC(modelo_completo, direction = "backward")</pre>
## Start: AIC=70.9
## mpg ~ cyl + disp + hp + drat + wt + qsec + vs + am + gear + carb
##
##
          Df Sum of Sq
                           RSS
                                  AIC
## - cyl
           1
                0.0799 147.57 68.915
## - vs
           1
                0.1601 147.66 68.932
## - carb
          1
                0.4067 147.90 68.986
## - gear 1
                1.3531 148.85 69.190
```

```
## - drat 1
               1.6270 149.12 69.249
               3.9167 151.41 69.736
## - disp 1
## - hp
          1
               6.8399 154.33 70.348
## - qsec 1
               8.8641 156.36 70.765
                      147.49 70.898
## <none>
## - am
          1
              10.5467 158.04 71.108
          1
              27.0144 174.51 74.280
## - wt
##
## Step: AIC=68.92
## mpg ~ disp + hp + drat + wt + qsec + vs + am + gear + carb
##
         Df Sum of Sq
                         RSS
## - vs
               0.2685 147.84 66.973
          1
               0.5201 148.09 67.028
## - carb 1
## - gear 1
             1.8211 149.40 67.308
## - drat 1
              1.9826 149.56 67.342
## - disp 1
               3.9009 151.47 67.750
## - hp
          1
               7.3632 154.94 68.473
## <none>
                      147.57 68.915
## - qsec 1
              10.0933 157.67 69.032
## - am
          1
              11.8359 159.41 69.384
## - wt
          1
              27.0280 174.60 72.297
##
## Step: AIC=66.97
## mpg ~ disp + hp + drat + wt + qsec + am + gear + carb
##
##
         Df Sum of Sq
                         RSS
               0.6855 148.53 65.121
## - carb 1
               2.1437 149.99 65.434
## - gear 1
## - drat 1
             2.2139 150.06 65.449
             3.6467 151.49 65.753
## - disp 1
## - hp
          1
               7.1060 154.95 66.475
## <none>
                      147.84 66.973
              11.5694 159.41 67.384
## - am
          1
## - qsec 1
              15.6830 163.53 68.200
              27.3799 175.22 70.410
## - wt
          1
##
## Step: AIC=65.12
## mpg ~ disp + hp + drat + wt + qsec + am + gear
##
                         RSS
##
         Df Sum of Sq
                                AIC
## - gear 1
             1.565 150.09 63.457
                1.932 150.46 63.535
## - drat 1
## <none>
                      148.53 65.121
## - disp 1
              10.110 158.64 65.229
## - am
              12.323 160.85 65.672
          1
## - hp
          1
               14.826 163.35 66.166
## - qsec 1
               26.408 174.94 68.358
## - wt
          1
               69.127 217.66 75.350
##
## Step: AIC=63.46
## mpg ~ disp + hp + drat + wt + qsec + am
##
         Df Sum of Sq
                         RSS
## - drat 1
                3.345 153.44 62.162
## - disp 1
                8.545 158.64 63.229
## <none>
                      150.09 63.457
## - hp
             13.285 163.38 64.171
          1
```

```
\#\# - am
           1
                20.036 170.13 65.466
                25.574 175.67 66.491
## - qsec 1
## - wt
           1
                67.572 217.66 73.351
##
## Step: AIC=62.16
## mpg \sim disp + hp + wt + qsec + am
##
##
          Df Sum of Sq
                          RSS
## - disp 1
                 6.629 160.07 61.515
## <none>
                       153.44 62.162
## - hp
                12.572 166.01 62.682
           1
                26.470 179.91 65.255
## - qsec 1
## - am
           1
                32.198 185.63 66.258
                69.043 222.48 72.051
## - wt
           1
##
## Step: AIC=61.52
## mpg \sim hp + wt + qsec + am
##
##
          Df Sum of Sq
                          RSS
                                  AIC
## - hp
                9.219 169.29 61.307
## <none>
                       160.07 61.515
## - qsec 1
                20.225 180.29 63.323
## - am
           1
                25.993 186.06 64.331
                78.494 238.56 72.284
## - wt
           1
##
## Step: AIC=61.31
## mpg \sim wt + qsec + am
##
          Df Sum of Sq
                          RSS
##
## <none>
                       169.29 61.307
                26.178 195.46 63.908
## - am
        1
## - qsec 1
               109.034 278.32 75.217
## - wt
           1
               183.347 352.63 82.790
```

#### summary(modelo\_step)

```
##
## lm(formula = mpg ~ wt + qsec + am, data = mtcars)
##
## Residuals:
      Min
               1Q Median
                               3Q
## -3.4811 -1.5555 -0.7257 1.4110 4.6610
## Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)
                9.6178
                          6.9596 1.382 0.177915
## wt
               -3.9165
                           0.7112 -5.507 6.95e-06 ***
                           0.2887
                                    4.247 0.000216 ***
## qsec
                1.2259
## am
                2.9358
                           1.4109
                                    2.081 0.046716 *
## ---
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
## Residual standard error: 2.459 on 28 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.8497, Adjusted R-squared: 0.8336
## F-statistic: 52.75 on 3 and 28 DF, p-value: 1.21e-11
```

Interpretación:

- stepAIC elimina variables que no mejoran el AIC.
- El summary() del modelo final muestra las variables retenidas y su significancia.
- Puedes comparar el AIC y el  $\mathbb{R}^2$  ajustado del modelo final contra el completo.

## 1.4. Verificación de supuestos

El ajuste de un modelo de regresión no garantiza su validez. Es indispensable verificar los supuestos clásicos y, si se violan, aplicar correcciones o transformaciones.

- 1. Supuesto de normalidad
- Gráfico: QQ-plot de residuales.
- Pruebas: Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Jarque-Bera.

```
shapiro.test(resid(modelo))
```

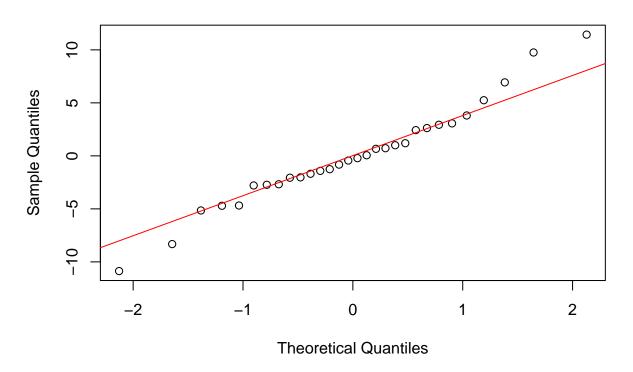
```
##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: resid(modelo)
## W = 0.97319, p-value = 0.6297

ks.test(resid(modelo), "pnorm", mean=0, sd=sd(resid(modelo)))

##
## Exact one-sample Kolmogorov-Smirnov test
##
## data: resid(modelo)
## D = 0.11043, p-value = 0.8191
## alternative hypothesis: two-sided

qqnorm(resid(modelo)); qqline(resid(modelo), col="red")
```

# Normal Q-Q Plot



- 2. Supuesto de homocedasticidad
- Gráfico: Residuales vs ajustados (esperamos nube horizontal).
- Prueba formal: Breusch-Pagan (bptest), White test.

```
library(lmtest)
bptest(modelo) # HO: varianza constante
```

```
##
## studentized Breusch-Pagan test
##
## data: modelo
## BP = 4.7819, df = 1, p-value = 0.02876
```

- 3. Supuesto de independencia
- Series de tiempo: revisar autocorrelación en los residuales (ACF, PACF).
- Prueba formal: Durbin-Watson (dwtest).

```
dwtest(modelo) # HO: no autocorrelación
```

```
##
## Durbin-Watson test
##
## data: modelo
## DW = 2.2928, p-value = 0.7309
## alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0
```

- 4. Supuesto de ausencia de multicolinealidad
- Diagnóstico: factores de inflación de varianza (VIF).

```
library(car)
vif(modelo_multi)
```

```
## wt hp disp
## 4.844618 2.736633 7.324517
```

5. Bondad de ajuste

```
y <- rpois(100, lambda = 3)
obs <- table(factor(y, levels=0:8))
esp <- dpois(0:8, lambda=3) * length(y)
chisq.test(obs, p=esp/sum(esp))</pre>
```

```
## Warning in chisq.test(obs, p = esp/sum(esp)): Chi-squared approximation may be
## incorrect

##
## Chi-squared test for given probabilities
##
## data: obs
## X-squared = 5.426, df = 8, p-value = 0.7112
```

## 2. Procesos Estocasticos en R

Un proceso estocástico es una colección de variables aleatorias indexadas por el tiempo (discreto o continuo) que describe la evolución de un sistema incierto. Estos modelos son fundamentales en estadística, finanzas, actuaría y ciencias de datos, pues permiten:

- Modelar fenómenos dependientes del tiempo (colas, inventarios, series financieras).
- Simular sistemas aleatorios con memoria (dependencia entre estados).
- Calcular distribuciones de probabilidades asociadas a eventos complejos.

En esta sección veremos algunos de los procesos más importantes y cómo implementarlos en R:

- Cadenas de Markov (procesos discretos sin memoria).
- Algoritmo Metropolis-Hastings (simulación de distribuciones con MCMC).
- Procesos de Poisson (modelan conteos en tiempo).
- Teoría de colas (aplicaciones en servicios e infraestructura).

### 2.1. Cadenas de Markov

Una Cadena de Markov es un proceso estocástico discreto con la propiedad de Markov:

$$\Pr(X_{n+1} = j \mid X_n = i, X_{n-1}, \dots, X_0) = \Pr(X_{n+1} = j \mid X_n = i)$$

Es decir, el futuro solo depende del presente, no del pasado completo.

Componentes clave

- Espacio de estados: conjunto de valores posibles  $\{1, 2, \dots, m\}$ .
- Matriz de transición  $P = [p_{ij}]$ :

$$p_{ij} = \Pr(X_{n+1} = j \mid X_n = i), \quad \sum_{j} p_{ij} = 1$$

#### Ejemplo en R: simulación de una cadena

```
set.seed(123)
# Definimos matriz de transición
P \leftarrow matrix(c(0.7, 0.3,
                0.4,0.6), byrow=TRUE, nrow=2)
colnames(P) <- rownames(P) <- c("A", "B")</pre>
##
        Α
## A 0.7 0.3
## B 0.4 0.6
# Simulación de la cadena
n <- 20
X <- character(n)</pre>
X[1] \leftarrow "A" \# estado inicial
for (t in 2:n) {
  X[t] \leftarrow sample(c("A","B"), size=1, prob=P[X[t-1],])
X
```

```
## X
## A B
## 0.45 0.55
```

#### Ejemplo: cálculo de distribuciones a n pasos

La distribución de estados después de n pasos se obtiene con:

$$\pi^{(n)} = \pi^{(0)} P^n$$

donde  $\pi^{(0)}$  es la distribución inicial.

```
library(expm)
```

```
## Loading required package: Matrix
##
## Attaching package: 'expm'
## The following object is masked from 'package:Matrix':
##
##
       expm
P \leftarrow matrix(c(0.7, 0.3,
              0.4,0.6), byrow=TRUE, nrow=2)
pi0 < -c(1,0)
                  # distribución inicial
pi5 <- pi0 %*% (P %^% 5) # P elevado a la 5
pi5
##
           [,1]
                    [,2]
## [1,] 0.57247 0.42753
```

# 2.2. Processo Poisson (simple, compuesto y no-homogeneo)

El Proceso de Poisson es uno de los procesos estocásticos más usados en probabilidad aplicada, seguros, colas y fenómenos de conteo. Modela la ocurrencia aleatoria de eventos en el tiempo (o en el espacio), bajo ciertas condiciones.

1) Proceso de Poisson simple (homogéneo)

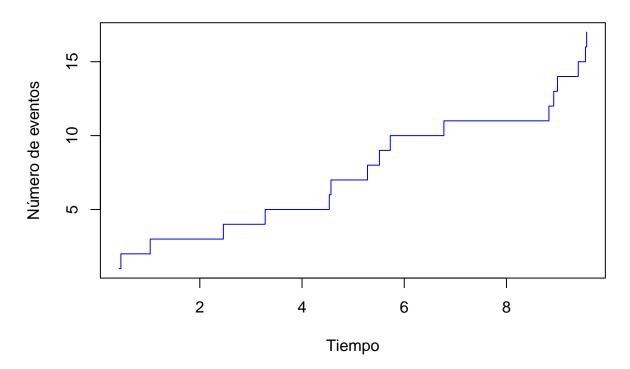
Definición: Un proceso  $\{N(t), t \ge 0\}$  es un Proceso de Poisson de tasa  $\lambda > 0$  si:

- 1. N(0) = 0.
- 2. Los incrementos son independientes.
- 3. El número de eventos en un intervalo de longitud t sigue una Poisson:

$$N(t) \sim \text{Poisson}(\lambda t)$$

### Ejemplo en R: simulación de llegadas

# Proceso de Poisson homogéneo



## 2) Proceso de Poisson compuesto

Aquí no solo interesa el número de llegadas, sino también la magnitud de cada evento.

Ejemplo típico: reclamos en seguros

- Llegadas de siniestros  $\sim \text{Poisson}(\lambda t)$ .
- Montos de siniestros  $Y_i$  i.i.d. con cierta distribución.
- El costo total en [0, t] es:

$$S(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} Y_i$$

Ejemplo en R: siniestros con montos exponenciales

```
set.seed(123)
lambda <- 3
Tmax <- 5
n <- rpois(1, lambda * Tmax) # número de siniestros
tiempos <- sort(runif(n, 0, Tmax))</pre>
```

```
montos <- rexp(n, rate=0.5) # montos ~ Exp(media=2)

S_total <- sum(montos)
c("Número de siniestros"=n, "Costo total"=S_total)</pre>
```

## Número de siniestros Costo total ## 12.00000 21.45492

3) Proceso de Poisson no homogéneo

Ahora la tasa  $\lambda(t)$  depende del tiempo. La intensidad acumulada es:

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(u) \, du$$

у

$$N(t) \sim \text{Poisson}(\Lambda(t))$$

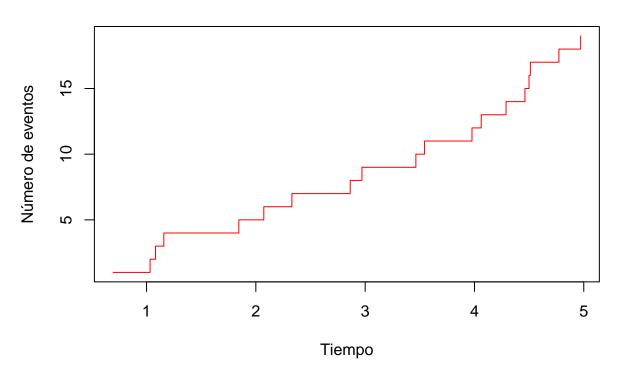
#### Ejemplo en R: tasa creciente en el tiempo

Supongamos  $\lambda(t) = 2 + t$  en [0, 5].

$$\Lambda(t) = \int_0^t (2+u) \, du = 2t + \frac{1}{2}t^2$$

```
set.seed(123)
Tmax <- 5
# Lambda (Tmax)
Lambda \leftarrow function(t) 2*t + 0.5*t^2
# Número de eventos ~ Poisson(Lambda(Tmax))
n <- rpois(1, Lambda(Tmax))</pre>
# Método de aceptación-rechazo para generar los tiempos
tiempos <- c()
while(length(tiempos) < n){</pre>
  t_cand <- runif(1, 0, Tmax)
  if(runif(1) < (2+t cand)/max(2+0:Tmax)) {
    tiempos <- c(tiempos, t_cand)</pre>
  }
}
tiempos <- sort(tiempos)</pre>
plot(tiempos, 1:length(tiempos), type="s", col="red",
     main="Proceso de Poisson no homogéneo ",
     xlab="Tiempo", ylab="Número de eventos")
```

# Proceso de Poisson no homogéneo



# 3. Aplicaciones y extras

Esta sección tiene como objetivo mostrar algunas herramientas prácticas que complementan lo visto en regresión y procesos estocásticos. Incluye paquetes actuariales muy utilizados en el mundo profesional y una nota final sobre cómo aprovechar ChatGPT como apoyo en el aprendizaje y programación en R.

## 3.1. Paquetes actuariales en R

En ciencias actuariales, existen paquetes especializados que permiten trabajar con seguros de vida, pensiones, tablas de mortalidad y cálculos de riesgo.

#### Paquete lifecontingencies

- Permite trabajar con tablas de mortalidad y seguros de vida.
- Funciones para calcular valores esperados de beneficios, primas netas, valores actuariales.

Ejemplo en R:

```
library(lifecontingencies)
```

```
## Package: lifecontingencies
## Authors: Giorgio Alfredo Spedicato [aut, cre]
##
        (<https://orcid.org/0000-0002-0315-8888>),
      Christophe Dutang [ctb] (<a href="https://orcid.org/0000-0001-6732-1501">https://orcid.org/0000-0001-6732-1501</a>),
      Reinhold Kainhofer [ctb] (<a href="https://orcid.org/0000-0002-7895-1311">https://orcid.org/0000-0002-7895-1311</a>),
##
##
     Kevin J Owens [ctb],
##
     Ernesto Schirmacher [ctb],
##
      Gian Paolo Clemente [ctb] (<a href="https://orcid.org/0000-0001-6795-4595">https://orcid.org/0000-0001-6795-4595</a>),
##
      Ivan Williams [ctb]
## Version: 1.3.12
               2024-09-29 22:40:06 UTC
## BugReport: https://github.com/spedygiorgio/lifecontingencies/issues
# Tabla de mortalidad simplificada
data(soa08Act) # tabla incluida en el paquete
# Seguro de vida temporal: edad 40, n=10 años, i=2\%
Axn(soa08Act, x=40, n=10, i=0.02)
```

```
## [1] 0.03453723
```

Paquete actuar - Diseñado para modelar pérdidas y riesgos. - Incluye funciones para distribuciones actuariales (Pareto, Burr, etc.). - Herramientas para reaseguro, stop-loss, valores presentes.

Ejemplo en R:

```
library(actuar)
```

```
##
## Attaching package: 'actuar'
## The following objects are masked from 'package:stats':
##
## sd, var
```

```
## The following object is masked from 'package:grDevices':
##
##
# Distribución Pareto: densidad y simulación
x \leftarrow seq(0, 10, by=0.1)
plot(x, dpareto(x, shape=2, scale=1), type="l", col="blue")
      ^{\circ}
dpareto(x, shape = 2, scale = 1)
      5
      0
      S
      o.
      0.0
               0
                                2
                                                 4
                                                                                  8
                                                                                                  10
                                                                 6
                                                         Χ
```

```
# Simulación de pérdidas
sim <- rpareto(1000, shape=2, scale=1)
mean(sim); var(sim)</pre>
```

## [1] 1.016329

## [1] 6.541536

# 3.2. Uso de ChatGPT como apoyo en programación y estadística en R

Hoy en día, herramientas de IA como ChatGPT son un gran aliado para aprender y trabajar en R:

- Apoyo en programación:
  - Depuración de errores de código.
  - Explicación de funciones y paquetes.
  - Generación de ejemplos prácticos.
- Apoyo en estadística y probabilidad:
  - Explicación de conceptos teóricos con ejemplos.
  - Creación de ejercicios personalizados.
  - Interpretación de resultados de salida en R.

Ejemplo práctico de uso en clase:

- Formular en ChatGPT: "Explícame cómo funciona la prueba Breusch–Pagan en R y dame un ejemplo con código reproducible".
- Recibirás un bloque de código funcional + interpretación.

La IA no reemplaza el criterio profesional. Se debe usar como apoyo, no como sustituto del razonamiento crítico ni de la validación estadística.