# Regresión Lineal Simple

Víctor Aceña - Isaac Martín

**DSLAB** 

2025-09-10





### Fundamento del Modelado Estadístico



La regresión lineal constituye uno de los pilares fundamentales de la modelización estadística.

### ¿Por qué es tan importante?

- Es el primer modelo predictivo que se aprende por su simplicidad e interpretabilidad
- Los conceptos aquí desarrollados son la base para técnicas avanzadas: regresión múltiple, GLMs, machine learning
- Proporciona el marco conceptual para toda la inferencia estadística en modelos lineales

#### Nuestro enfoque:

Seguiremos el **ciclo completo** de un proyecto de modelado: exploración  $\to$  formalización  $\to$  estimación  $\to$  inferencia  $\to$  diagnóstico

# Objetivos de Aprendizaje



- 1. **Comprender y aplicar** el proceso de modelización estadística para problemas con una variable predictora
- 2. Identificar y medir la correlación lineal entre dos variables como paso previo al modelado
- Describir la formulación matemática del modelo de regresión lineal simple e interpretar sus parámetros
- Estimar los coeficientes mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y entender sus propiedades
- 5. Realizar inferencias sobre los parámetros del modelo y evaluar su bondad de ajuste
- 6. Diagnosticar la adecuación del modelo verificando si se cumplen los supuestos

# **Ejemplo Motivador: Los Datos**

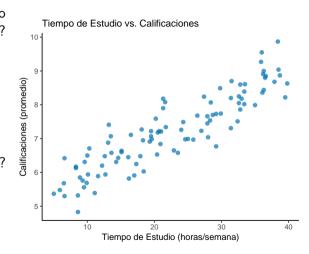


Pregunta de investigación: ¿Influye el tiempo de estudio semanal en las calificaciones finales?

#### Simulación de datos realista:

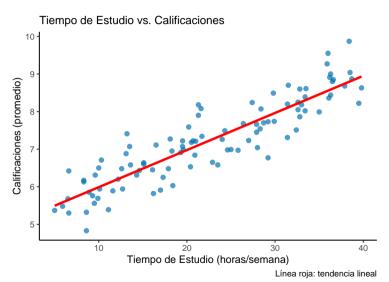
- 100 estudiantes universitarios
- Tiempo de estudio: entre 5 y 40 horas/semana
- Calificaciones: escala de 0 a 10 puntos

Pregunta: ¿Qué patrón observas en los datos?



# Ejemplo Motivador: Primera Observación





- Tendencia clara: A más tiempo de estudio, mejores calificaciones
- Relación lineal: Los puntos siguen aproximadamente una línea recta
- Dirección positiva:
   Pendiente ascendente

**Conclusión:** La tendencia lineal positiva justifica un modelo de regresión lineal.

# Paso 1: Exploración Visual - El Gráfico de Dispersión



El **gráfico de dispersión** (scatterplot) es la herramienta más potente para examinar la relación entre dos variables continuas.

### ¿Qué nos permite evaluar?

#### Características de la relación:

- Forma: ¿Es lineal, curva, o sin patrón?
- **Dirección**: ¿Positiva o negativa?
- Fuerza: ¿Qué tan estrecha es la relación?
- Valores atípicos: ¿Hay observaciones extremas?

#### Criterios para regresión lineal:

- Linealidad: Los puntos siguen una tendencia recta
- Variabilidad constante: La dispersión es similar en todo el rango
- Sin valores atípicos extremos: No hay puntos que distorsionen la relación

Principio: La visualización SIEMPRE precede a la cuantificación

# Paso 2: Cuantificación - Covarianza y Correlación



Una vez que la visualización sugiere una tendencia, necesitamos métricas para cuantificarla.

#### Covarianza muestral:

$$\mathrm{Cov}(x,y) = s_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n-1}$$

• Problema: Su magnitud depende de las unidades de las variables

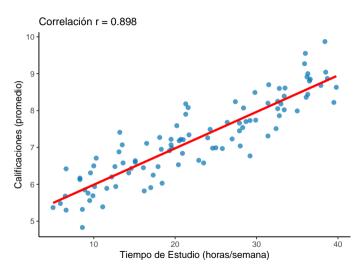
#### Coeficiente de correlación de Pearson:

$$r = r_{xy} = \frac{s_{xy}}{s_x s_y}$$

- Ventajas: Adimensional, siempre entre -1 y 1
- Interpretación: Fuerza de la asociación lineal

# Cuantificación en Nuestro Ejemplo





#### Resultados del análisis:

- Covarianza: 9.82 (difícil de interpretar por las unidades)
- Correlación: 0.898

   (asociación lineal muy fuerte y positiva)

La línea roja muestra la **tendencia lineal** de los datos.

# Correlación NO Implica Causalidad



Encontrar una **correlación fuerte** (0.898) entre tiempo de estudio y calificaciones **NO** nos autoriza a concluir que *una causa la otra*.

### ¿Por qué?

### Posibles explicaciones alternativas:

- Variable oculta: El interés del estudiante influye tanto en las horas de estudio como en las calificaciones
- Causalidad inversa: Los estudiantes con mejores calificaciones se motivan a estudiar más
- Terceras variables: Calidad del sueño, técnicas de estudio, etc.

### La regresión lineal puede:

Demostrar que las variables se mueven juntas Permitirnos predecir una a partir de la otra Cuantificar la fuerza de la asociación

### NO puede:

Explicar el porqué de la relación Establecer causalidad sin diseño experimental

### El Modelo Poblacional



Una vez confirmada la relación lineal, formalizamos matemáticamente nuestra observación.

El modelo poblacional postula que la relación verdadera sigue una línea recta con aleatoriedad:

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

### Componentes:

#### Parte sistemática:

- $\beta_0$ : **Intercepto** (parámetro poblacional desconocido)
- β<sub>1</sub>: Pendiente (parámetro poblacional desconocido)

#### Parte aleatoria:

- $\varepsilon_i$ : **Error aleatorio** que incluye:
  - Variables omitidas
  - Error de medición
  - Aleatoriedad intrínseca

Nunca observamos la población ightarrow Usamos la muestra para estimar el modelo muestral

# Del Modelo Poblacional al Modelo Muestral



# Modelo poblacional (desconocido):

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

Modelo muestral (estimado):

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i$$

#### Terminología clave:

- Los "gorros" (•) indican estimaciones calculadas de la muestra
- La diferencia  $e_i = y_i \hat{y}_i$  es el **residuo** (aproximación empírica del error  $\varepsilon_i$ )
- $\hat{y}_i$  es el **valor predicho** por el modelo

Objetivo: Usar la muestra para encontrar la "mejor" recta de ajuste

# Los Supuestos del Modelo



Para que nuestras estimaciones e inferencias sean válidas, asumimos que los errores  $\varepsilon_i$  se comportan ordenadamente:

- 1. Linealidad:  $E[Y_i|X_i] = \beta_0 + \beta_1 X_i$
- 2. Independencia:  $\mathrm{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$  para  $i \neq j$
- 3. Homocedasticidad:  $Var(\varepsilon_i|X_i)=\sigma^2$  (varianza constante)
- 4. Normalidad (para inferencia):  $\varepsilon_i \sim N(0,\sigma^2)$

**Importancia:** Estos supuestos garantizan las **propiedades óptimas** de los estimadores de mínimos cuadrados y la **validez** de la inferencia estadística.

# El Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)



**Criterio:** Encontrar la recta que **minimice** la suma de los cuadrados de los errores.

$$\mathrm{SSE}(\beta_0,\beta_1) = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i))^2$$

# ¿Por qué este criterio?

- Los errores positivos y negativos no se cancelan
- Penaliza más los errores grandes
- Tiene solución analítica única
- Proporciona estimadores con propiedades óptimas

### Interpretación geométrica:

Minimizamos la suma de las **distancias verticales al cuadrado** entre los puntos observados y la recta de regresión.

# Derivación de las Fórmulas de MCO



Para encontrar  $\beta_0$  y  $\beta_1$  que minimizan SSE, usamos cálculo:

#### **Derivadas parciales:**

$$\frac{\partial \mathrm{SSE}}{\partial \beta_0} = -2 \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i) = 0$$

$$\frac{\partial \mathrm{SSE}}{\partial \beta_1} = -2 \sum_{i=1}^n x_i (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i) = 0$$

### Resolviendo el sistema (ecuaciones normales):

Al resolver estas ecuaciones simultáneamente, obtenemos las fórmulas de MCO.

# Fórmulas Finales de MCO



### Fórmula para la pendiente:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

$$= \frac{s_{xy}}{s_{xx}} = \frac{\text{Covarianza muestral}}{\text{Varianza muestral de } X}$$

### Fórmula para el intercepto:

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

#### Notación:

- $s_{xy} = \sum_{i=1}^{n} (x_i \bar{x})(y_i \bar{y})$  (suma de productos cruzados)
- $s_{xx} = \sum_{i=1}^{n} (x_i \bar{x})^2$  (suma de cuadrados de X)

#### Interpretación intuitiva:

La pendiente es la razón entre la covariación de X e Y y la variación de X.

# Propiedades de las Predicciones



Las estimaciones MCO generan predicciones ( $\hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i$ ) con **propiedades matemáticas** específicas:

1. La recta pasa por el centro de los datos:  $(\bar{x}, \bar{y})$ 

$$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \bar{x} = \bar{y}$$

Demostración: Sumando la ecuación de predicción para todas las observaciones:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

2. Promedio de predicciones = Promedio observado:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\hat{y}_{i} = \bar{y}$$

Importancia: La recta de regresión siempre pasa por el punto central de los datos

# Propiedades de los Residuos



Los residuos MCO  $(e_i = y_i - \hat{y}_i)$  tienen **propiedades fundamentales**:

3. Suma de residuos = 0:

$$\sum_{i=1}^{n} e_i = 0$$

**4.** Residuos no correlacionados con X:

$$\sum_{i=1}^{n} x_i e_i = 0$$

5. Residuos no correlacionados con predicciones:

$$\sum_{i=1}^{n} \hat{y}_i e_i = 0$$

Implicación: Estas propiedades garantizan que MCO es insesgado y óptimo

# Interpretación de los Coeficientes



Una vez estimados, los coeficientes tienen interpretación concreta y práctica:

# Pendiente $(\hat{\beta}_1)$ :

- ullet Representa el **cambio promedio esperado** en Y por cada **aumento de una unidad** en X
- En nuestro ejemplo: puntos que aumenta la calificación por cada hora adicional de estudio

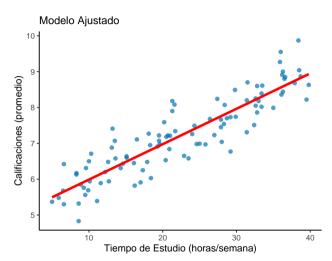
# Intercepto $(\hat{\beta}_0)$ :

- ullet Valor promedio esperado de Y cuando X=0
- Solo tiene sentido práctico si  ${\cal X}=0$  es plausible y está en el rango de los datos
- A menudo es solo un "ancla matemática" para la recta

**Nota importante:** La interpretación siempre debe considerar el contexto del problema y la plausibilidad de los valores.

# Aplicación: Ajuste del Modelo en Nuestro Ejemplo





#### Ecuación del modelo:

Calificaciones =  $5.001+0.099\times$ Tiempo\_Est

### Interpretación de coeficientes:

- Intercepto ( $\hat{\beta}_0 = 5.001$ ): Calificación esperada con 0 horas de estudio
- Pendiente  $(\hat{\beta}_1=0.099)$ : Por cada hora adicional de estudio, la calificación aumenta en promedio 0.099 puntos

**Conclusión:** Relación positiva y significativa entre tiempo de estudio y calificaciones.

# Propiedades de los Estimadores de MCO



Bajo los supuestos de Gauss-Markov, los estimadores MCO son **MELI** (Mejores Estimadores Lineales Insesgados):

### 1. Insesgadez:

$$E[\hat{\beta}_0] = \beta_0 \quad \text{y} \quad E[\hat{\beta}_1] = \beta_1$$

Los estimadores MCO son correctos en promedio - no tienen sesgo sistemático.

#### 2. Varianza mínima:

Entre todos los estimadores lineales insesgados, los MCO tienen la menor varianza posible.

#### 3. Varianzas conocidas:

Las varianzas de los estimadores tienen formas matemáticas específicas y conocidas.

### Varianzas de los Estimadores de MCO



#### Para la pendiente:

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sigma^2}{S_{xx}}$$

donde 
$$S_{xx} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

#### Interpretación:

- $Var(\hat{\beta}_1)$  disminuye con mayor dispersión en X (mayor  $S_{xx}$ )
- Más datos esparcidos  $\rightarrow$  mejor estimación de la pendiente

#### Para el intercepto:

$$Var(\hat{\beta}_0) = \sigma^2 \left[ \frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{S_{xx}} \right]$$

#### Interpretación:

- $Var(\hat{eta}_0)$  aumenta cuando  $\bar{x}$  está lejos de cero
- El intercepto se estima mejor cuando  $\bar{x}$  está cerca de cero
- Mayor tamaño de muestra (n) reduce la varianza

# Estimación de la Varianza del Error



Las fórmulas de varianza dependen de  $\sigma^2$  (desconocida). La estimamos con:

# Media Cuadrática del Error (MSE):

$$\hat{\sigma}^2 = \mathsf{MSE} = \frac{\mathsf{SSE}}{n-2} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-2}$$

### ¿Por qué n-2?

- Son los grados de libertad del error
- $\bullet$  Hemos "gastado" 2 grados de libertad estimando  $eta_0$  y  $eta_1$

#### Error estándar de los residuos:

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\mathsf{MSE}}$$

También llamado **RMSE** en  $machine\ learning o Mide\ la\ dispersión\ promedio\ alrededor\ de\ la\ recta$ 

# Análisis de la Varianza (ANOVA) para la Regresión



Pregunta clave: ¿Es el modelo útil o la relación observada es casualidad?

### Contraste de hipótesis:

- $H_0: \beta_1 = 0$  (no hay relación lineal)
- $H_1: \beta_1 \neq 0$  (sí hay relación lineal)

#### Descomposición de la variabilidad total:

$$SST = SSR + SSE$$

Esta ecuación es fundamental: Toda la variabilidad se divide en explicada y no explicada

# Suma Total de Cuadrados (SST)



#### Definición:

$$\mathsf{SST} = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

### ¿Qué mide?

- ullet La **variabilidad total** de Y respecto a su media  $ar{y}$
- ullet Es la varianza muestral de Y multiplicada por (n-1)
- Representa toda la dispersión que queremos explicar con nuestro modelo

### Interpretación:

Si no tuviéramos ningún modelo y solo usáramos  $\bar{y}$  para predecir, SST sería el **error total** que cometeríamos.

# Suma de Cuadrados de la Regresión (SSR)



#### Definición:

$$\mathrm{SSR} = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$$

#### ¿Qué mide?

- La variabilidad que **explica** nuestro modelo de regresión
- ullet Es la variabilidad de las predicciones  $\hat{y}_i$  respecto a la media  $ar{y}$
- Representa la señal que nuestro modelo logra captar

# Interpretación:

Mide cuánto **mejor** es nuestro modelo comparado con simplemente usar  $\bar{y}$  como predicción.

# Suma de Cuadrados del Error (SSE)



#### Definición:

$$SSE = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^{n} e_i^2$$

#### ¿Qué mide?

- La variabilidad no explicada por nuestro modelo
- Es la suma de los cuadrados de los residuos
- Representa el ruido que nuestro modelo no puede captar

# Interpretación:

Es exactamente lo que **minimiza el método MCO** para encontrar la mejor recta.

# La Descomposición Fundamental de la Variabilidad



#### La ecuación clave:

$$SST = SSR + SSE$$

#### Interpretación intuitiva:

#### En palabras:

- SST: "¿Cuánta variabilidad hay que explicar?"
- SSR: "¿Cuánta variabilidad explica mi modelo?"
- SSE: "¿Cuánta variabilidad queda sin explicar?"

### En porcentajes:

- SST: 100% de la variabilidad
- SSR: % explicado por el modelo
- SSE: % no explicado (error)

Consecuencia: Si SSR es grande comparado con SSE  $\rightarrow$  El modelo es útil

### El Estadístico F



#### Estadístico F:

$$F = \frac{\mathrm{MSR}}{\mathrm{MSE}} = \frac{\mathrm{SSR}/1}{\mathrm{SSE}/(n-2)}$$

#### Interpretación:

- MSR: Variabilidad explicada por grado de libertad
- MSE: Variabilidad no explicada por grado de libertad
- F: Ratio entre variabilidad explicada vs no explicada

# La Lógica del Contraste F (I): Si No Hay Relación



Si  $H_0: \beta_1 = 0$  fuera cierta (no hay relación lineal):

- ullet El modelo lineal sería **inútil** para explicar Y
- $\bullet$  Todas las predicciones  $\hat{y}_i$  serían iguales a  $\bar{y}$
- $\bullet$  Por tanto:  ${\rm SSR} = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i \bar{y})^2 \approx 0$  (muy pequeña)

#### Consecuencia matemática:

$$F = \frac{\mathsf{SSR}/1}{\mathsf{SSE}/(n-2)} pprox \frac{0}{\mathsf{MSE}} pprox 0$$

**En palabras:** Si no hay relación, F debería ser cercano a **cero** 

# La Lógica del Contraste F (II): Si Hay Relación



# Si $H_1: \beta_1 \neq 0$ fuera cierta (sí hay relación lineal):

- ullet El modelo **captura** la relación entre X e Y
- $\bullet$  Las predicciones  $\hat{y}_i$  varían siguiendo el patrón de los datos
- Por tanto: SSR sería grande (el modelo explica mucha variabilidad)

#### Consecuencia matemática:

$$F = \frac{\mathsf{SSR} \; \mathsf{grande}}{\mathsf{MSE}} >> 1$$

#### Decisión estadística:

- ullet  ${f F}pprox{f 0} o{f N}$ o rechazamos  $H_0 o{f E}$ l modelo no es útil
- ullet F »  ${f 1} 
  ightarrow$  Rechazamos  $H_0 
  ightarrow$  El modelo sí es útil

# Tabla ANOVA: Resumen de la Descomposición



Fuente	df	SS	MS = SS/df	Estadístico $F$
Regresión				F = MSR/MSE
Error	n-2	SSE	MSE	
Total	n-1	SST		

#### ¿Cómo leer esta tabla?

- Fila "Regresión": Cuantifica lo que el modelo explica
- Fila "Error": Cuantifica lo que el modelo no explica
- Fila "Total": La variabilidad total que queremos explicar

#### El estadístico F resume todo:

$$F = \frac{\text{Variabilidad explicada por df}}{\text{Variabilidad no explicada por df}} = \frac{MSR}{MSE}$$

En regresión simple,  $F=t^2$  donde t es el estadístico para contrastar  $\beta_1=0$ 

# Bondad del Ajuste: Coeficiente de Determinación ( $R^2$ )



El  $\mathbb{R}^2$  cuantifica **qué proporción** de la variabilidad total es explicada por el modelo:

$$R^2 = \frac{\mathsf{SSR}}{\mathsf{SST}} = 1 - \frac{\mathsf{SSE}}{\mathsf{SST}}$$

### Interpretación:

- $R^2=0$ : El modelo no explica nada (tan malo como usar  $\bar{y}$ )
- $R^2 = 1$ : El modelo explica toda la variabilidad (ajuste perfecto)
- $R^2=0.7$ : El modelo explica el 70% de la variabilidad

En regresión simple:  $\mathbb{R}^2 = \mathbb{R}^2$  (cuadrado de la correlación)

**Precaución:** Un  $\mathbb{R}^2$  alto no garantiza un buen modelo ni implica causalidad

# Inferencia sobre los Coeficientes



Para realizar inferencias necesitamos el supuesto de normalidad de los errores.

#### Distribución de los estimadores:

$$\hat{\beta}_1 \sim N\left(\beta_1, \frac{\sigma^2}{S_{xx}}\right) \qquad \hat{\beta}_0 \sim N\left(\beta_0, \sigma^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{S_{xx}}\right]\right)$$

#### Estadístico t para la pendiente:

$$t = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\mathsf{SE}(\hat{\beta}_1)} \sim t_{n-2}$$

donde 
$$\mathrm{SE}(\hat{\beta}_1) = \sqrt{\frac{\mathrm{MSE}}{S_{xx}}}$$

# Contraste de Hipótesis y Intervalos de Confianza



### Contraste para la pendiente:

- $\bullet \ H_0: \beta_1 = 0 \text{ vs } H_1: \beta_1 \neq 0$
- Estadístico:  $t_0 = \frac{\hat{\beta}_1}{\mathrm{SE}(\hat{\beta}_1)}$
- ullet Decisión: Rechazar  $H_0$  si  $|t_0|>t_{lpha/2,n-2}$

Intervalo de confianza al  $(1-\alpha)100\%$  para  $\beta_1$ :

$$\hat{\beta}_1 \pm t_{\alpha/2,n-2} \cdot \mathrm{SE}(\hat{\beta}_1)$$

**Interpretación:** Si el IC no contiene el cero  $\rightarrow \beta_1$  es significativo

# Resultados del Modelo en Nuestro Ejemplo



```
Call:
lm(formula = Calificaciones ~ Tiempo_Estudio, data = datos)
Residuals:
    Min
              1Q Median
                               30
                                      Max
-1.11465 -0.30262 -0.00942 0.29509 1.10533
Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 5.00118
                         0.11977 41.76 <2e-16 ***
Tiempo_Estudio 0.09875 0.00488 20.23 <2e-16 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.4842 on 98 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.8069, Adjusted R-squared: 0.8049
F-statistic: 409.5 on 1 and 98 DF, p-value: < 2.2e-16
```

# Interpretación de los Resultados



#### Coeficientes:

- Intercepto:  $5.001 \rightarrow \text{Calificación esperada cuando el tiempo de estudio es 0 horas}$
- **Pendiente:**  $0.0987 \rightarrow \text{Por cada hora adicional de estudio, la calificación aumenta en promedio <math>0.0987 \text{ puntos}$

**Bondad de ajuste: R-cuadrado:**  $0.8069 \rightarrow \text{El modelo explica el } 80.7\%$  de la variabilidad en las calificaciones

### Significancia:

- ullet Coeficientes: Ambos son altamente significativos (p < 2e-16)
- Modelo global: F = 409.5 con p < 2.2e-16  $\rightarrow$  El modelo es estadísticamente útil

**Error estándar residual:**  $0.484 \rightarrow \text{Dispersión típica alrededor de la recta de regresión}$ 

#### Predicción con el Modelo



Una vez validado, usamos el modelo para hacer predicciones. Hay dos tipos:

#### 1. Intervalo de confianza para la respuesta media:

- Pregunta: ¿Cuál es la calificación promedio esperada para todos los estudiantes que estudian  $x_0$  horas?
- Estima dónde se encuentra la línea de regresión verdadera

#### 2. Intervalo de predicción para una respuesta individual:

- Pregunta: ¿Entre qué valores esperamos la calificación de un estudiante específico que estudia  $x_0$  horas?
- Considera tanto la incertidumbre del modelo como la variabilidad individual

**Diferencia clave:** El intervalo de predicción siempre es **más ancho** porque incluye la variabilidad  $\sigma^2$  del error individual.

# Fórmulas para Predicción



#### Intervalo de confianza para la respuesta media:

$$\hat{y}_0 \pm t_{\alpha/2,n-2} \cdot \sqrt{\mathrm{MSE}\left(\frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{S_{xx}}\right)}$$

Intervalo de predicción para respuesta individual:

$$\hat{y}_0 \pm t_{\alpha/2,n-2} \cdot \sqrt{\text{MSE}\left(1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{S_{xx}}\right)}$$

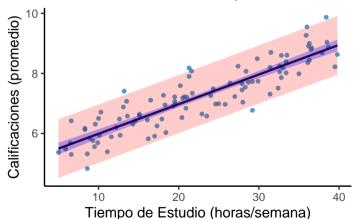
#### **Observaciones importantes:**

- Ambos intervalos son más estrechos cerca del **centro** de los datos  $(\bar{x})$
- La diferencia entre ambos es el término "+1" que representa  $\sigma^2$
- Nunca extrapolar más allá del rango de los datos observados

## Visualización de los Intervalos de Predicción







IC 95% para la media (azul) vs IP 95% para nueva observación (rojo)

## Interpretación gráfica:

- Banda azul (IC): Incertidumbre sobre la media poblacional
- Banda roja (IP): Incertidumbre para nueva observación
- **Diferencia clave**: IP incluye variabilidad individual  $(\sigma^2)$
- Patrón: Ambos intervalos se estrechan cerca de  $\bar{x}$
- Aplicación: Usar IC para estimar tendencia, IP para predicciones individuales

# El Diagnóstico del Modelo: Fundamento Teórico



### ¿Por qué es crucial el diagnóstico?

El diagnóstico **NO** es opcional. Las inferencias estadísticas (p-valores, intervalos de confianza, predicciones) solo son válidas si se cumplen los supuestos del modelo.

#### Consecuencias de ignorar el diagnóstico:

- ullet Estimadores sesgados o Conclusiones erróneas
- Errores estándar incorrectos → Intervalos de confianza y p-valores inválidos
- Predicciones poco fiables → Pérdida de poder predictivo

Filosofía del diagnóstico: Los residuos son la "ventana" hacia los errores verdaderos  $arepsilon_i$ 

# Los Cuatro Pilares del Diagnóstico



#### Recordatorio de supuestos:

- 1. Linealidad:  $E[Y_i|X_i] = \beta_0 + \beta_1 X_i$
- **2.** Independencia:  $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$  para  $i \neq j$
- 3. Homocedasticidad:  $Var(\varepsilon_i|X_i)=\sigma^2$  (varianza constante)
- 4. Normalidad:  $\varepsilon_i \sim N(0,\sigma^2)$  (para inferencia)

Herramienta fundamental: Análisis de residuos  $(e_i = y_i - \hat{y}_i)$ 

**Principio clave:** Si los supuestos se cumplen, los residuos deben comportarse como **ruido aleatorio** sin patrones sistemáticos

## Diagnóstico: Linealidad



**Supuesto:**  $E[Y|X] = \beta_0 + \beta_1 X$  (relación promedio es lineal)

#### Métodos de Diagnóstico:

- Gráfico: Residuos vs Valores Ajustados
- Test estadístico: Test de Ramsey RESET (Regression Equation Specification Error Test)

#### ¿Qué buscamos?

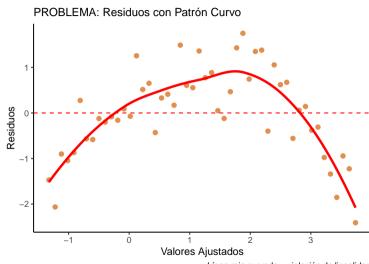
- Patrón ideal: Nube aleatoria de puntos centrada en cero
- Violación: Patrón curvilíneo (forma de "U" o parábola)

#### Test de Ramsey RESET:

- H<sub>0</sub>: La forma funcional es correcta (lineal)
- H<sub>1</sub>: La forma funcional es incorrecta (no lineal)
- Añade términos  $\hat{y}^2, \hat{y}^3, \dots$  al modelo y testa su significancia

# Violación del supuesto: NO Linealidad





#### Línea roia curvada = violación de linealidad

#### Problema detectado:

Ajustar un modelo lineal a datos con relación cuadrática

#### ¿Qué observamos?

- Patrón curvo en los residuos
- Los residuos no están aleatoriamente dispersos
- La línea suavizada (roja) no es horizontal

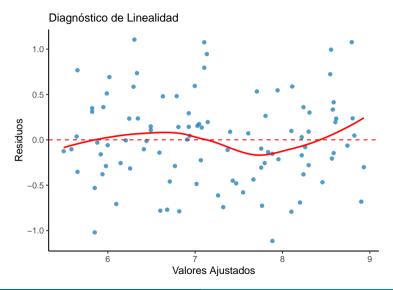
#### Diagnóstico:

Patrón sistemático en residuos →

Curso 2025-2026

## Verificación de linealidad





#### ¿Qué evaluar?

Si la relación es verdaderamente lineal

#### Resultados:

- **Gráfico:** Línea roja prácticamente plana  $\rightarrow$  Linealidad
- Test RESET: F = 1.051,  $p = 0.353 \rightarrow Forma funcional correcta$

# Diagnóstico: Homocedasticidad



**Supuesto:**  $Var(\varepsilon_i|X_i) = \sigma^2$  (varianza constante)

#### Métodos de Diagnóstico:

- Gráficos: Scale-Location, Residuos vs Valores Ajustados
- Tests estadísticos: Test de Breusch-Pagan, Test de Goldfeld-Quandt, Test de White

## ¿Qué buscamos?

- Patrón ideal: Dispersión constante a lo largo del rango
- Violación: Forma de "embudo" (dispersión creciente o decreciente)

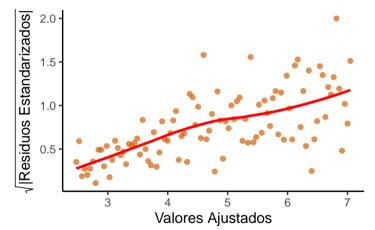
#### Tests de Heterocedasticidad:

- **Breusch-Pagan:** H<sub>0</sub>: Homocedasticidad, H<sub>1</sub>: Heterocedasticidad
- White: Versión robusta que no asume forma específica de heterocedasticidad

# Violación del Supuesto: NO Homocedasticidad







La línea roja ascendente indica heterocedasticidad

Problema: Varianza de los errores que aumenta con los valores predichos (heterocedasticidad)

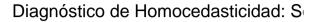
¿Qué observamos?

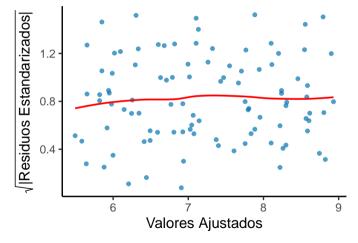
- Línea roja ascendente:
   Claro patrón de aumento de varianza
- Dispersión creciente: Los residuos se dispersan más para valores altos
- Violación: Supuesto de varianza constante NO se cumple

**Diagnóstico:** Tendencia creciente → **Heterocedasticidad** 

## Verficación de homocedasticidad







## Tests estadísticos:

## Breusch-Pagan:

- LM = 0.02
- p = 0.889
- Conclusión: Homocedasticidad

#### White:

- LM = 0.122
- p = 0.941
- Conclusión: Varianza constante

## Interpretación gráfica:

- Línea roja horizontal → Varianza constante
- Sin patrones sistemáticos → Supuesto cumplido

# Diagnóstico: Normalidad



**Supuesto:**  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$  (errores normalmente distribuidos)

Métodos de Diagnóstico:

## Gráficos:

- Normal Q-Q Plot
- Histograma de residuos

#### **Tests estadísticos:**

- Test de Shapiro-Wilk
- Test de Jarque-Bera
- Test de Anderson-Darling

## ¿Qué buscamos en Q-Q Plot?

- Ideal: Puntos sobre la línea diagonal
- Problema: Desviaciones sistemáticas

### Detalles de los Tests:

### **Shapiro-Wilk:**

- H<sub>0</sub>: Los residuos siguen distribución normal
- Más potente para muestras pequeñas (n < 50)</li>

#### Jarque-Bera:

- Basado en asimetría y curtosis
- Asintóticamente válido para muestras grandes

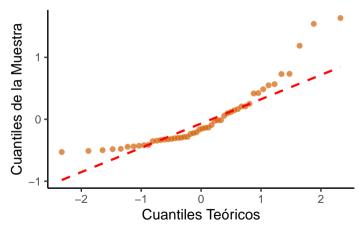
### **Anderson-Darling:**

- Más sensible en las colas de la distribución
- Mejor detección de desviaciones extremas

# Violación del Supuesto: NO Normalidad







Puntos se desvían de la línea -> No normalidad

**Problema:** Errores con distribución asimétrica o con colas pesadas

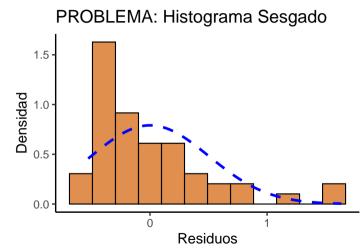
#### ¿Qué observamos?

- Desviación sistemática: Los puntos no siguen la línea diagonal
- Curvatura: Patrón curvo indica distribución sesgada
- Violación: Supuesto de normalidad NO se cumple

**NO** normalidad

# Violación del Supuesto: Histograma NO Normal





Azul: normal teórica vs Naranja: datos reales sesgados

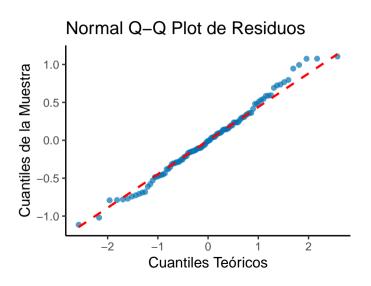
Problema: Distribución asimétrica de los residuos (histograma sesgado) ; Qué observamos?

- Asimetría: Distribución sesgada hacia la derecha
- Desajuste: Curva normal (azul) no coincide con histograma
- **Test Shapiro-Wilk**: p = 0 < 0.05

**Diagnóstico:** Distribución sesgada curva normal  $\rightarrow$  **NO normalidad** 

### Verificación de normalidad





#### Tests estadísticos:

### Shapiro-Wilk:

- W = 0.99
- p = 0.671
- Conclusión: Normalidad

#### Jarque-Bera:

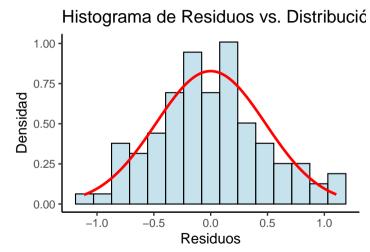
- JB = 0.685
- p = 0.71
- Conclusión: Normalidad

## Interpretación gráfica:

- Puntos siguen la línea diagonal
  - $\rightarrow \, \mathsf{Normalidad} \,\, \mathsf{cumplida}$

# Diagnóstico: Normalidad (Histograma)





Línea roja: distribución normal teórica

### Complemento visual:

Histograma de residuos con curva normal superpuesta

## ¿Qué buscamos?

- Patrón ideal: Distribución simétrica y campaniforme
- Violación: Asimetría marcada o múltiples modas

**Resultado:** Distribución simétrica y campaniforme → Normalidad confirmada

# Diagnóstico: Independencia



**Supuesto:**  $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$  para  $i \neq j$  (errores independientes)

#### Métodos de Diagnóstico:

- Gráfico: Residuos vs Orden de observación
- Tests estadísticos: Test de Durbin-Watson, Test de Breusch-Godfrey (LM), Ljung-Box

## ¿Qué buscamos?

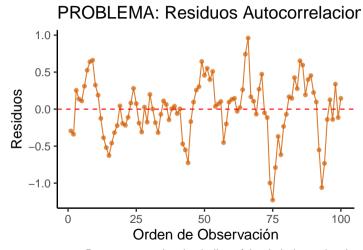
- Patrón ideal: Residuos sin patrones temporales o secuenciales
- Violación: Tendencias, ciclos, o correlaciones entre residuos consecutivos

#### Tests de Autocorrelación:

- **Durbin-Watson:**  $H_0$ : No hay autocorrelación de primer orden  $(\rho = 0)$
- Breusch-Godfrey: Generaliza DW para órdenes superiores y regresores retardados
- Ljung-Box: Testa autocorrelación conjunta en múltiples retardos

# Violación del Supuesto: NO Independencia





Patrones y tendencias indican falta de independencia

**Problema:** Residuos con autocorrelación (típico en series temporales)

#### ¿Qué observamos?

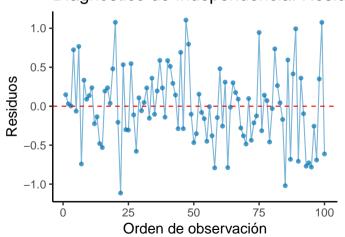
- Patrones sistemáticos: Los residuos muestran tendencias claras
- Conexiones: Residuos consecutivos están correlacionados
- Violación: Supuesto de independencia NO se cumple

**Diagnóstico:** Patrones sistemáticos y tendencias  $\rightarrow$  **NO independencia** 

## Verificación de Independencia







#### Tests estadísticos:

### Durbin-Watson:

- DW = 2.056
- p = 0.61
- Conclusión: Sin autocorrelación orden 1

## **Breusch-Godfrey:**

- LM = 0.14
- p = 0.932
- Conclusión: Sin autocorrelación orden 2

### Interpretación gráfica:

• Sin patrones temporales ightarrow Independencia cumplida

# Diagnóstico 5: Observaciones Influyentes



Objetivo: Identificar puntos que tienen influencia desproporcionada en el modelo

### Métricas Principales:

- Leverage  $(h_{ii})$ : Distancia en el espacio X (valores atípicos en X)
- Residuos Estudentizados: Outliers en Y ajustado por su varianza
- Distancia de Cook  $(D_i)$ : Influencia global en los coeficientes

#### Umbrales de Referencia:

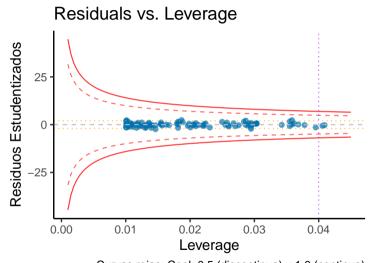
- Leverage:  $h_{ii} > \frac{2(k+1)}{n}$  (k = número de predictores)
- Cook:  $D_i > \frac{4}{n-k-1}$  (regla conservadora)
- Residuos:  $|t_i| > 2$  (fuera de 2 desviaciones estándar)

#### **Combinaciones Problemáticas:**

- Alto leverage + alto residuo = Muy influyente
- Alto leverage + bajo residuo = **Punto de anclaje** (puede ser bueno)
- Bajo leverage + alto residuo = **Outlier sin influencia**

# Diagnóstico: Observaciones Influyentes





Curvas rojas: Cook 0.5 (discontinua) y 1.0 (continua)

#### Resultados:

- Leverage máximo: 0.041 (umbral: 0.04)
- Cook máximo: 0.095 (umbral: 0.041)
- Outliers (|t| > 2): 6 observaciones
- Conclusión: Revisar observaciones: 24, 74, 6, 20, 47, 85, 87, 89

## Interpretación por zonas:

- Derecha: Alto leverage → Potencial influencia
- **Arriba/Abajo:** Outliers  $\rightarrow$ Residuos grandes
- **Esquinas:** ¡Vacías!

# Análisis de Puntos Influyentes



#### Identificación:

- Outliers: observaciones 20, 22, 47, 85, 89, 99
- Alto leverage: observaciones 24, 74

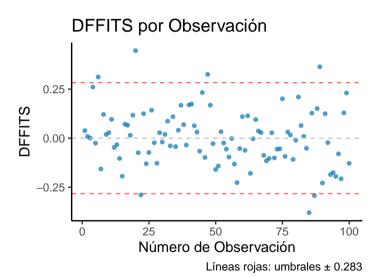
#### Interpretación por regiones:

- Zona derecha: Alto leverage (X atípicos)  $\rightarrow$  Potencial influyente
- ullet Zona izquierda: Outliers (Y atípicos) o Residuos grandes
- Esquinas críticas: ¡Vacías! (Situación favorable)
- Distancia de Cook: Influencia moderada (< 1.0)

**Conclusión:** No hay solapamiento leverage + outlier  $\rightarrow$  Situación manejable

## **Diagnóstico DFFITS**





**DFFITS:** Evalúa cómo cada observación afecta a su propia predicción

#### Resultados cuantitativos:

- **Umbral:** 0.283
- **Influyentes:** 7 observaciones (6, 20, 22, 47, 85, 87, 89)
- **Top 5** |**DFFITS**|: obs. 20, 85, 89, 47, 6
- Valores: 0.446, -0.38, 0.364, 0.325, 0.312 Interpretación:
- **Obs. 20:** DFFITS = 0.446 (más influyente)
- Conclusión: 7 observaciones cambían significativamente sus propias predicciones

## Análisis de Resultados DFFITS



**DFFITS:** Evalúa cómo cada observación afecta a su propia predicción

#### Resultados cuantitativos:

- Umbral de influencia: 0.283
- Observaciones influyentes: 7 observaciones (6, 20, 22, 47, 85, 87, 89)
- Top 5 |DFFITS|: observaciones 20, 85, 89, 47, 6
- Valores: 0.446, -0.38, 0.364, 0.325, 0.312

#### Interpretación:

- **Observación 20:** DFFITS = 0.446 (la más influyente)
- Conclusión: 7 observaciones cambian significativamente sus propias predicciones  $\rightarrow$  Investigar casos especiales

# Diagnóstico Completo: Supuestos Básicos



- **Ejemplo:** Modelo horas\_estudio ~ nota\_examen (n=100)
- 1. LINEALIDAD: [OK] CUMPLIDO
  - Gráfico: Línea loess prácticamente plana en Residuos vs Ajustados
  - $\bullet$  Test RESET: F = 1.051, p = 0.353  $\rightarrow$  Forma funcional correcta
- 2. HOMOCEDASTICIDAD: [OK] CUMPLIDO
  - Scale-Location: Línea horizontal, dispersión constante
  - ullet Breusch-Pagan: LM = 0.02, p = 0.889 ightarrow Varianza constante
  - White: LM = 0.122, p =  $0.941 \rightarrow Confirmado$

# Diagnóstico Completo: Supuestos Distribucionales



**Ejemplo:** Modelo horas\_estudio ~ nota\_examen (n=100)

- 3. NORMALIDAD: [OK] CUMPLIDO
  - Q-Q Plot: Puntos siguen línea diagonal perfectamente
  - Shapiro-Wilk: W = 0.99,  $p = 0.671 \rightarrow Normalidad confirmada$
  - Jarque-Bera: JB = 0.685, p  $= 0.71 \rightarrow$  Distribución normal
- 4. INDEPENDENCIA: [OK] CUMPLIDO
  - Residuos vs Orden: Sin patrones temporales o secuenciales
  - **Durbin-Watson:** DW = 2.056, p =  $0.61 \rightarrow Sin$  autocorrelación
  - Breusch-Godfrey: LM = 0.14, p =  $0.932 \rightarrow$  Independencia confirmada

# Diagnóstico Completo: Observaciones Influyentes



**Ejemplo:** Modelo horas\_estudio ~ nota\_examen (n=100)

### **DETECCIÓN DE PUNTOS PROBLEMÁTICOS:**

- Outliers: 6 observaciones con |t| > 2
- Alto Leverage: 2 observaciones de alta palanca
- **DFFITS** influyentes: 7 observaciones que cambian sus predicciones
- Cook influyentes: 6 observaciones con alta influencia global

### **EVALUACIÓN DE RIESGO:**

- Situación: [OK] Favorable Sin solapamiento crítico leverage + outlier
- Acción: Revisar 9 observaciones específicas

# Veredicto Final del Diagnóstico



**Ejemplo:** Modelo horas\_estudio ~ nota\_examen (n=100)

#### Interpretación completa:

- Por cada hora adicional de estudio, la calificación aumenta en promedio 0.099 puntos
- El modelo explica el 80.7% de la variabilidad en las calificaciones
- La relación es altamente significativa (p < 0.001)
- ullet Todos los **supuestos se cumplen** o Las inferencias son válidas
- Existen obsrevaciones influyentes que requieren atención

# Conclusiones y Próximos Pasos



### Lo que hemos aprendido:

**Proceso completo** de modelado: exploración o formalización o estimación o inferencia o diagnóstico

Interpretación de coeficientes y medidas de bondad de ajuste

Validación mediante diagnóstico de supuestos

Limitaciones de la correlación vs. causalidad

## Próximo tema: Regresión Lineal Múltiple

- Múltiples variables predictoras
- Control de variables confusas
- Interacciones entre predictores
- Selección de variables

 $\textbf{La regresi\'on simple es el fundamento} \rightarrow \mathsf{Todos} \ \mathsf{estos} \ \mathsf{conceptos} \ \mathsf{escalan} \ \mathsf{directamente}$ 

#### Referencias



- Draper, N. R., & Smith, H. (1998). Applied regression analysis (3rd ed.). Wiley.
- Fox, J., & Weisberg, S. (2018). An R companion to applied regression (3rd ed.). Sage.
- Harrell Jr, F. E. (2015). Regression modeling strategies (2nd ed.). Springer.
- James, G., Witten, D., Hastie, T., & Tibshirani, R. (2021). An introduction to statistical learning (2nd ed.). Springer.
- Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J., Neter, J., & Li, W. (2005). Applied linear statistical models (5th ed.). McGraw-Hill/Irwin.