Estadística II - 3006915 Regresión Lineal Simple

Mateo Ochoa Medina

Universidad Nacional de Colombia Facultad de Ciencias, Escuela de Estadística Medellín

Periodo académico 2023-2S



Contenido

1 Transformaciones para linealizar el modelo

2 Referencias



Mateo Ochoa Medina Estadística II Regresión Lineal Simple 2 / 12

Contenido

1 Transformaciones para linealizar el modelo

2 Referencias



Transformaciones: Modelos intrínsecamente lineales

El término "lineal" en modelos de regresión no se refiere a que la relación de tendencia entre Y y X tiene que ser una recta. Un modelo de regresión se considera lineal cuando lo es en los parámetros, es decir, ningún parámetro de la regresión aparece como el exponente o es dividido o multiplicado por otro parámetro. La relación estadística puede tener una curvatura (no ser lineal en X y/o en Y), y sin embargo pudiera ser posible que mediante una transformación conveniente de las variables (Xy/o Y) resulten aplicables las técnicas de regresión lineal sobre estas nuevas variables. Por ello, las transformaciones no implican necesariamente modelos no lineales. Denominamos modelos intrínsecamente lineales a aquellos que relacionan Y con X por medio de una transformación en Y y/o en X, originando el modelo,

$$Y^* = \beta_0 + \beta_1 X^* + \varepsilon^*, \tag{1}$$

con $Y^* = h(Y)$ y $X^* = g(X)$, las variables transformadas mediante ciertas funciones $h(\cdot)$ y $g(\cdot)$, respectivamente, que conducen a la ecuación (1).

Modelo exponencial multiplicativo

La ecuación está dada por:

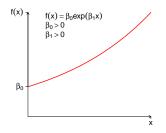
$$Y_i = \beta_0 \exp(\beta_1 X_i) \cdot \varepsilon_i, \, \beta_0 > 0, \, \operatorname{con} \, \varepsilon_i \stackrel{iid}{\sim} \operatorname{lognormal} (\mu = 0, \, \sigma).$$
 (2)

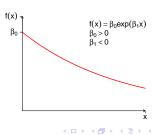
La transformación es

$$Y_{i}^{*} = \beta_{0}^{*} + \beta_{1} X_{i} + \varepsilon_{i}^{*}, \, \varepsilon_{i}^{*} \stackrel{iid}{\sim} N\left(0, \, \sigma^{2}\right), \tag{3}$$

con $Y_i^* = \log(Y_i)$, $\beta_0^* = \log(\beta_0)$ y, $\varepsilon_i^* = \log(\varepsilon_i)$.

Otra parametrización del modelo (2) es la siguiente: $Y_i = \exp\left(\beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i\right)$, con $\varepsilon_i \stackrel{iid}{\sim} N\left(0, \sigma^2\right)$, de modo que $Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$, $\varepsilon_i \stackrel{iid}{\sim} N\left(0, \sigma^2\right)$ y $Y_i^* = \log\left(Y_i\right)$.





Mateo Ochoa Medina Estadística II Regresión Lineal Simple 5 / 12

Modelo de potencia multiplicativo

La ecuación está dada por:

$$Y_i = \beta_0 X_i^{\beta_1} \cdot \varepsilon_i, \, \beta_0 > 0, \, X_i > 0, \, \operatorname{con} \, \varepsilon_i \stackrel{iid}{\sim} \operatorname{lognormal} (\mu = 0, \, \sigma).$$
 (4)

La transformación es

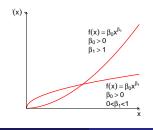
$$Y_{i}^{*} = \beta_{0}^{*} + \beta_{1} X_{i}^{*} + \varepsilon_{i}^{*}, \, \varepsilon_{i}^{*} \stackrel{iid}{\sim} N\left(0, \, \sigma^{2}\right), \tag{5}$$

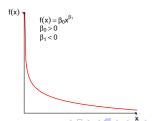
con
$$Y_i^* = \log(Y_i)$$
, $X_i^* = \log(X_i)$, $\beta_0^* = \log(\beta_0)$ y, $\varepsilon_i^* = \log(\varepsilon_i)$.

Otra parametrización del modelo (4) es la siguiente:

$$Y_i = \exp(\beta_0 + \beta_1 \log(X_i) + \varepsilon_i)$$
, con $\varepsilon_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$, de modo que

$$Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 X_i^* + \varepsilon_i$$
, con $\varepsilon_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$, $Y_i^* = \log(Y_i)$ y $X_i^* = \log(X_i)$.





6/12

Modelo logarítmico

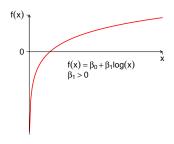
La ecuación está dada por:

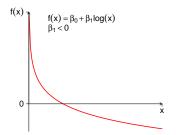
$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \log(X_i) + \varepsilon_i, X_i > 0, \operatorname{con} \varepsilon_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2).$$
 (6)

La transformación es

$$Y_{i} = \beta_{0} + \beta_{1} X_{i}^{*} + \varepsilon_{i}, \, \varepsilon_{i} \stackrel{iid}{\sim} N\left(0, \, \sigma^{2}\right), \tag{7}$$

 $\operatorname{con} X_i^* = \log(X_i).$





7 / 12

Mateo Ochoa Medina Estadística II Regresión Lineal Simple

Modelo recíproco

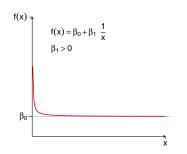
La ecuación está dada por:

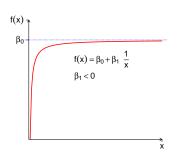
$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 (1/X_i) + \varepsilon_i, \operatorname{con} \varepsilon_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2).$$
 (8)

La transformación es

$$Y_{i} = \beta_{0} + \beta_{1} X_{i}^{*} + \varepsilon_{i}, \, \varepsilon_{i} \stackrel{iid}{\sim} N\left(0, \, \sigma^{2}\right), \tag{9}$$

 $\operatorname{con} X_i^* = (1/X_i).$





◆□▶ ◆□▶ ◆□▶ ◆□▶ ■ 夕久○

8/12

Notas:

 No son intrínsecamente lineales los modelos exponenciales y de potencia aditivos:

$$Y_{i} = \beta_{0} \exp(\beta_{1} X_{i}) + \varepsilon_{i}, \, \varepsilon_{i} \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^{2}),$$
$$Y_{i} = \beta_{0} X_{i}^{\beta_{1}} + \varepsilon_{i}, \, \varepsilon_{i} \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^{2}).$$

- El supuesto necesario cuando el término de error ε_i es transformado, es que esta variable transformada deberá distribuirse $N\left(0,\,\sigma^2\right)$, por ello deben examinarse los residuales del ajuste del modelo en la escala transformada.
- Los parámetros del modelo original no lineal se pueden estimar al destransformar (cuando resulte necesario) los estimadores hallados para los parámetros del modelo transformado y si el modelo lineal transformado satisface todas las suposiciones para la regresión lineal simple, las estimaciones de los parámetros originales a través de transformaciones inversas resultan razonables aunque no insesgadas.

Consideraciones

Notas:

• En los casos con modelos exponenciales y de potencia multiplicativos, si σ es pequeño, se puede obtener un intervalo de confianza aproximado para $\mu_{Y\mid x}$ tomando antilogaritmos sobre los límites del intervalo hallado para la media de la respuesta transformada, $\mu_{Y^*\mid x}$. Sin embargo cuando hacemos esto, en términos generales, estamos hallando un intervalo de confianza para la mediana de Y, pues se tiene que $Y\mid x\sim \text{lognormal}\left(\mu_{Y^*\mid x},\sigma\right)$ si $Y^*\mid x\sim N\left(\mu_{Y^*\mid x},\sigma^2\right)$, con $Y^*=\log\left(Y\right)$, y en consecuencia, $\exp\left(\mu_{Y^*\mid x}\right)$ es la mediana de $Y\mid x$. Podemos mejorar la aproximación de los valores ajustados de la respuesta en la escala original, teniendo en cuenta que en los modelos exponencial y de potencia multiplicativo bajo el supuesto de ε_i $\stackrel{iid}{\sim}$ lognormal $(\mu=0,\sigma)$, se cumple que,

$$Y_{i} \, = \, \exp{\left[E\left(Y_{i}^{*}\right)\right]} \, \times \, \varepsilon_{i} \quad \Rightarrow \quad \mu_{Y \, | \, x_{i}} \, = \, \exp{\left(\mu_{Y^{*} \, | \, x_{i}}\right)} \, \times \, \exp{\left(\sigma^{2}/2\right)} \, ,$$

por tanto, podemos aproximar la respuesta ajustada en la escala original como,

$$\hat{Y}_i \, = \, \hat{\mu}_{Y \, | \, x_i} \, pprox \, \exp\left(\hat{Y}_i^*\right) imes \exp\left(MSE^*/2
ight),$$

donde MSE^* es la suma de cuadrados medios de los residuos del ajuste por mínimos cuadrados en el modelo linealizado. exp $(MSE^*/2)$ es conocido como factor de corrección por transformación lognormal.

Contenido

1 Transformaciones para linealizar el modelo

2 Referencias



Mateo Ochoa Medina Estadística II Regresión Lineal Simple 11/12

Referencias

Álvarez, N. G. (2022). Notas de Clase Análisis de Regresión - 3006918, Capítulo 2: Regresión Lineal Simple. Notas no publicadas.

Álvarez, N. G. y Gómez, C. M. L. (2018). Notas de Clase - Estadística II (3006918): Análisis de Regresión Lineal e Introducción al Muestreo.