Tema 3. El modelo de regresión lineal simple (RLS)

Gustavo A. García

ggarci24@eafit.edu.co

Econometría para la Toma de Decisiones

Maestría en Economía Aplicada

Escuela de Finanzas, Economía y Gobierno

Universidad EAFIT

Link slides en formato html

Link slides en formato PDF

En este tema

- Una presentación intuitiva
- El concepto de perturbación aleatoria
- En resumen
- Obtención de los estimadores Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)
- Propiedades de los estimadores MCO
- Ejercicio aplicado en R

Lecturas

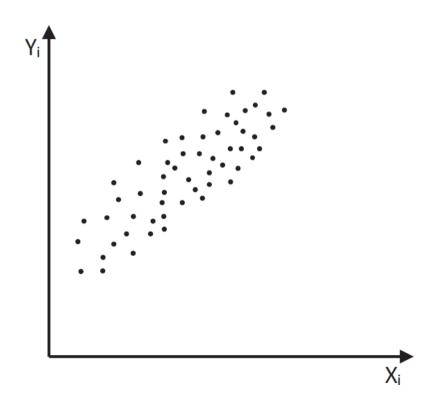
- Wooldridge, Jeffrey (2013). Introducción a la econometría. 5a edición, Cengage Learning. Cap.
 2 y 3
- Gujarati, D. y Porter, D. (2010). *Econometría*. 5a edición, Mc Graw Hill. Cap. 2 y 3

Una presentación intuitiva

• El problema a estudiar tiene que ver con el consumo de los individuos y sus ingresos en una comunidad:

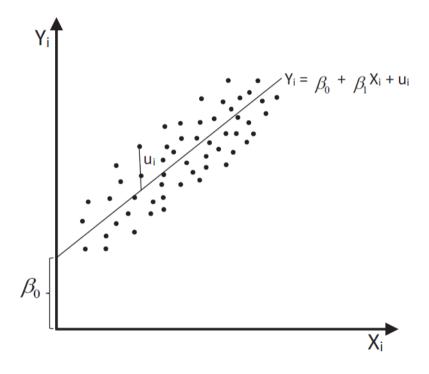
$$Y_i$$
 : consumo del individuo i X_i : ingreso del individuo i , $i=1,2,\ldots,n$

• La observación de la realidad mostraría



Una presentación intuitiva

A nivel teórico qué se puede decir? Existe una relación positiva entre el consumo y el ingreso, por lo que es posible ajustar una línea recta que pase por el medio de los puntos y cada individuo se aleja positiva y negativamente de ella



La representación matemática del modelo es:

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

 eta_0 : consumo autónomo (intercepto)

 β_1 : propensión marginal a consumir el ingreso (pendiente)

 u_i : perturbación aleatoria

Una presentación intuitiva

• El problema a resolver es encontrar una representación muestral del modelo:

$$Y_i = {\hateta}_0 + {\hateta}_1 X_i + {\hat u}_i$$

 \widehat{eta}_0 : estima a eta_0

 $\widehat{eta}_1^{\mathring{}}$: estima a eta_1

 \widehat{u}_i : es la contraparte muestral de u_i

- Este ejercicio permite responder otras preguntas que subyacen de la teoría:
 - o El consumo autónomo es positivo
 - El consumo autónomo es 100
 - La propensión marginal a consumir es 0.8
- El ejercicio econométrico busca ver si los datos contradicen o no las hipótesis teóricas
- No hay teorías verdaderas sino modelos útiles
- Si los datos no contradicen las hipótesis el modelo puede ser útil
- ullet Para poder hacer este ejercicio se requiere la inferencia estadística. Esto implica hacer supuestos acerca de u_i

El concepto de perturbación aleatoria

• Perturbación aleatoria: aquella que hace compatible la realidad y la teoría:

$$u_i = \underbrace{Y_i}_{ ext{Realidad}} - \underbrace{\left(eta_0 - eta_1 X_i
ight)}_{ ext{Teoría}}$$

Características	Definición matemática	Contraparte muestral
Media	$E(u_i)$	$ar{\hat{u}}_i = rac{\sum \hat{u}_i}{n}$
Varianza	$E(u_i-E(u_i))^2$	$\hat{\sigma}_{\hat{u}_i}^2 = rac{\sum (\hat{u}_i - ar{\hat{u}})^2}{n} = rac{\sum \hat{u}_i^2}{n}$
Covarianza	$E[(u_i-E(u_i))(u_j-E(u_j))]$	$rac{1}{n-1}\sum (\hat{u}_i-ar{\hat{u}})(\hat{u}_j-ar{\hat{u}})$

- ullet Al considerar que u_i es una variable aleatoria tiene sentido hablar de sus características y los supuestos que se deben hacer sobre éstas
- Hay también una distribución muestral asociada, por ejemplo:

$$u_i \sim N(E(u_i); E(u_i - E(u_i))^2)$$

El concepto de perturbación aleatoria

Para completar la especificación del modelo de RLS se requiere hacer supuestos acerca de u_i :

- $E(u_i) = 0 \Longrightarrow \mathsf{modelo} \ \mathsf{completo}$
- ullet $Var(u_i)=E(u_i-E(u_i))^2=E(u_i^2)=\sigma_u^2\Longrightarrow$ homocedasticidad
- $Cov(u_i,u_j)=E[(u_i-E(u_i))(u_j-E(u_j))]=E(u_iu_j)=0$, $i
 eq j \Longrightarrow$ no autocorrelación
- $ullet u_i \sim NID(0;\sigma_u^2) \Longrightarrow \mathsf{normalidad}$

En resumen

El modelo de RLS tiene la siguiente especificación:

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

Y	X	
Variable dependiente	Variable independiente	
Variable explicada	Variable explicativa	
Variable de respuesta	Variable de control	
Variable predicha	Variable predictora	
Regresando	Regresor	

En resumen

- El modelo RLS se especifica así:
 - $\circ \beta_0$ y β_1 : coeficientes fijos (parámetros)
 - \circ Modelo completo $E(u_i)=0$
 - \circ Homocedasticidad $Var(u_i)=E(u_i^2)=\sigma_u^2$ (este es el otro parámetro del modelo)
 - $\circ~$ No autocorrelación $Cov(u_i,u_j)=E(u_iu_j)=0$, i
 eq j
- Supuestos sobre X_i :
 - $\circ~X_i$ es estocasticamente fija, no es aleatoria, esta predeterminada antes de observar a Y_i
 - $\circ X_i$ no aleatoria corresponde a situaciones de laboratorio donde se puede controlar un experimento y fijar ex-ante los valores de la variable explicatoria X_i
 - \circ Pero en economía esto no sucede, normalmente se observan Y_i y X_i al mismo tiempo
 - \circ Lo más delicado en economía es que X_i en otro modelo pueda ser la variable a explicar. Esto en econometría se refiere a que X_i es endógena, violando uno de los supuesto importantes que X_i debe ser exogena

En resumen

 Para resolver esta situación Haavelmo (1948) formuló la hipótesis de exogeneidad: si la variable explicatoria es de naturaleza aleatoria, debe ser estadísticamente independiente de la perturbación aleatoria

$$egin{array}{ll} Cov(X_i,u_i) &= E[(X_i-E(X_i))(u_i-E(u_i))] \ &= E[(X_i-E(X_i))u_i] \ &= E[(X_i-E(X_i))]E(u_i) \ &= 0 \end{array}$$

ullet Hipótesis de normalidad $u_i \sim NID(0;\sigma_u^2)$

Los tres métodos (existen más) más comúnmente utilizados para estimar eta_0 y eta_1 en le modelo RLS $Y_i=eta_0+eta_1X_i+u_i$ son:

- MCO: Minimizar la SCR (Suma de Cuadrado de los Residuales $\sum \widehat{u}_i^2$)
- MM: Método de los momentos (usa supuestos paramétricos)
- MV: Maximizar la función de verosimilitud (supone una distribución normal)

Es un método de ajuste de curvas, geométrico, que no establece supuestos. Lo único que establece es que existe un residuo en las estimaciones

$$Y_i = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 X_i + \widehat{u}_i \Longrightarrow \text{modelo estimado}$$

 \widehat{u}_i : residuo en la estimación

 \widehat{eta}_0 y \widehat{eta}_1 son aquellos que resultan de minimizar libremente la SCR $(\sum \widehat{u}_i^2)$

$$\sum \widehat{u}_i^2 = \sum (Y_i - \widehat{eta}_0 - \widehat{eta}_1 X_i)^2$$

$$rac{\partial \sum \widehat{u}_i^2}{\partial \widehat{eta}_0} = -2 \sum (Y_i - \widehat{eta}_0 - \widehat{eta}_1 X_i) = 0$$

$$\sum Y_i = n {\widehateta}_0 + {\widehateta}_1 \sum X_i \ (1)$$

$$rac{\partial \sum \widehat{u}_i^2}{\partial \widehat{eta}_1} = -2 \sum (Y_i - \widehat{eta}_0 - \widehat{eta}_1 X_i) X_i = 0$$

$$\sum X_i Y_i = \widehat{eta}_0 \sum X_i + \widehat{eta}_1 \sum X_i^2 \ (2)$$

(1) y (2) se llaman ecuaciones normales y al resolverlas aparecen los estimadores MCO

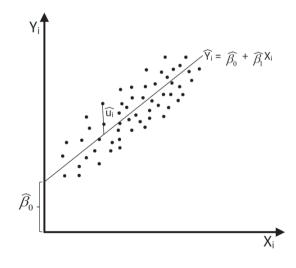
MCO: Minimizando la SCR

Si dividimos la ecuación (1) por n tenemos

$$egin{align} rac{\sum Y_i}{n} &= rac{n\hat{eta}_0 + \hat{eta}_1 \sum X_i}{n} \ ar{Y} &= \hat{eta}_0 + \hat{eta}_1 ar{X} \ \end{aligned}$$

Quiere decir que $(ar{X},ar{Y})$ como punto esta situado sobre la recta mínima cuadrática

$$\hat{Y}_i = \hat{eta}_0 + \hat{eta}_1 X_i$$
 ó $Y_i = \hat{eta}_0 + \hat{eta}_1 X_i + \hat{u}_i$



$${\hat eta}_0 = ar Y - {\widehat eta}_1 ar X \ (3)$$

MCO: Minimizando la SCR

Volviendo sobre la derivada de eta_1 y empleando (3) para sustituir \hat{eta}_0 , se obtiene

$$egin{align} &\sum (Y_i - (ar{Y} - \hat{eta}_1 ar{X}) - \hat{eta}_1 X_i) X_i = 0 \ &\sum X_i (Y_i - ar{Y}) = \hat{eta}_1 \sum X_i (X_i - ar{X}) \ &\hat{eta}_1 = rac{\sum X_i (Y_i - ar{Y})}{\sum X_i (X_i - ar{X})} \ \end{aligned}$$

Es posible demostrar que

$$\sum X_i(X_i-ar{X}) = \sum (X_i-ar{X})^2 \ \sum X_i(Y_i-ar{Y}) = \sum (X_i-ar{X})(Y_i-ar{Y})$$

Por tanto, la pendiente estimada es

$$\hat{eta}_1 = rac{\sum (X_i - ar{X})(Y_i - ar{Y})}{\sum (X_i - ar{X})^2} = rac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2} \ (4)$$

donde
$$x_i = X_i - ar{X}$$
 y $y_i = Y_i - ar{Y}$

MCO: Minimizando la SCR

En resumen

- Al minimizar la $SCR = \sum \widehat{u}_i^2$ se obtuvo la primera ecuación normal:

$${\widehat eta}_0 = {ar Y} - {\widehat eta}_1 {ar X}$$

• Con la segunda ecuación normal y reemplazando \hat{eta}_0 se obtuvo:

$$\hat{eta}_1 = rac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2}$$

Que representan los estimadores MCO de eta_0 y eta_1

Propiedades de los estimadores MCO

La pregunta ahora es qué pasa con las propiedades de los estimadores MCO a la luz de los supuestos. Se trata del encuentro de dos mundos:

• Lo teórico

$$Y_i=eta_0+eta_1X_i+u_i,eta_0,eta_1 ext{ son fijos}$$
 $E(u_i)=0; Var(u_i)=\sigma_u^2; Cov(u_i,u_j)=0$ $Cov(X_i,u_i)=0; u_i\sim NID(0;\sigma_u^2)$

• Lo empírico

$$\hat{eta}_1 = rac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2}$$

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}_0 = \bar{Y} - \widehat{\boldsymbol{\beta}}_1 \bar{X}$$

Es posible demostrar que los estimadores MCO son ELIO (o BLUE)

- Estimadores
- Lineales
- Insesgados
- Óptimos

Propiedades de los estimadores MCO

- ullet Linealidad: los estimadores MCO son polinomios lineales en Y_i y u_i
- Insesgadez: $E(\hat{eta}_1) = eta_1$ y $E(\hat{eta}_0) = eta_0$
- Óptimos: dentro de la clase de estimadores lineales e insesgados del modelo, los estimadores MCO tienen la mínima varianza, dentro de los estimadores que utilizan igual cantidad de información (Teorema de Gauss-Markov)

Mínima varianza = Máxima precisión

Ejercicio aplicado en R

Los accidentes de tráfico son la principal causa de muerte de los estadounidenses entre los 5 y los 32 años de edad. Mediante distintas políticas de gasto, el gobierno federal ha alentado a los estados a instituir normativas de obligatoriedad de uso del cinturón de seguridad para reducir el número de muertes y lesiones graves.

En este ejercicio se investigará la eficacia de estas leyes para el aumento del uso del cinturón de seguridad y la reducción de víctimas mortales. El archivo SeatBelts.xls contiene un panel de datos sobre 50 estados de los EE.UU., además del distrito de Columbia para los años 1983-1997. Se ofrece una descripción detallada en el archivo SeatBelts_Description.pdf

- Estime el efecto del uso del cinturón de seguridad sobre las muertes mediante la regresión de la variable fatalityrate sobre la variable sb_useage . ¿La regresión estimada sugiere que un mayor uso del cinturón de seguridad reduce las muertes?
- Interprete los resultados
- ¿Cuántas vidas se salvarían si el uso del cinturón de seguridad aumentara de 52% a 90%?