# Hoja de Referencia Econometría

Por Marcelo Moreno Porras - Universidad Rev Juan Carlos The Econometrics Cheat Sheet Project

# Conceptos básicos

### Definiciones

Econometría - es una disciplina de las ciencias sociales que tiene como objetivo cuantificar las relaciones entre agentes económicos, contrastar teorías económicas y evaluar e implementar políticas públicas y privadas.

Modelo econométrico - es una representación simplificada de la realidad para explicar fenómenos económicos.

Ceteris paribus - si todos los demás factores relevantes permanecen constantes.

#### Estructuras de datos

Sección cruzada - muestra recogida en un momento dado en el tiempo, una foto estática. El orden no importa.

Series temporales - observaciones a lo largo del tiempo. El orden sí importa.

Datos de panel - una serie temporal por cada observación de una sección cruzada.

Secciones transversales agrupadas - secciones cruzadas de diferentes periodos temporales.

### Fases de un modelo econométrico

- 1. Especificación.
- 3. Validación.

- 2. Estimación.
- 4. Utilización.

## Análisis de regresión

Estudiar y predecir el valor medio de una variable (dependiente, y) respecto a unos valores fijos de otras variables (variables independientes, x). En econometría es común usar Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para análisis de regresión.

### Análisis de correlación

El análisis de correlación no distingue entre variables dependientes e independientes.

• La correlación simple mide el grado de asociación lineal entre dos variables

$$r = \frac{\text{Cov}(x,y)}{\sigma_x \cdot \sigma_y} = \frac{\sum_{i=1}^n ((x_i - \overline{x}) \cdot (y_i - \overline{y}))}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \overline{x})^2 \cdot \sum_{i=1}^n (y_i - \overline{y})}}$$

eal entre dos variables controlando una tercera.

# Supuestos y propiedades

## Supuestos del modelo econométrico

Bajo estos supuestos, el estimador de MCO presentará buenas propiedades. Supuestos Gauss-Markov:

- 1. Linealidad en parámetros (y dependencia débil en series temporales). y debe ser una función lineal de  $\beta$ .
- 2. Muestreo aleatorio. La muestra de la población se ha tomado de forma aleatoria. (Sólo sección cruzada)
- 3. No colinealidad perfecta.
  - No hay variables independientes que sean constantes:  $Var(x_i) \neq 0, \forall i = 1, \dots, k$
  - No hay una relación lineal exacta entre variables independientes.
- 4. Media condicional cero y correlación cero.
  - a. No hay errores sistemáticos:  $E(u \mid x_1, \dots, x_k) =$  $E(u) = 0 \rightarrow exogeneidad fuerte (a implica b).$
  - b. No hay variables relevantes fuera del modelo:  $Cov(x_i, u) = 0, \ \forall i = 1, \dots, k \rightarrow exogeneidad dé-$
- 5. Homocedasticidad. La variabilidad de los residuos es igual para todos los niveles de x:

 $\operatorname{Var}(u \mid x_1, \dots, x_k) = \sigma_u^2$ 

6. No autocorrelación. Los residuos no contienen información sobre otros residuos

 $Corr(u_t, u_s \mid x_1, \dots, x_k) = 0, \ \forall t \neq s$ 

- 7. Normalidad. Los residuos son independientes e idénticamente distribuidos:  $u \sim \mathcal{N}(0, \sigma_u^2)$
- 8. Tamaño de datos. El número de observaciones disponibles debe ser mayor a (k+1) parámetros a estimar. (Ya satisfecho bajo situaciones asintóticas)

## Propiedades asintóticas de MCO

Bajo los supuestos del modelo econométrico y el Teorema Central del Límite (TCL):

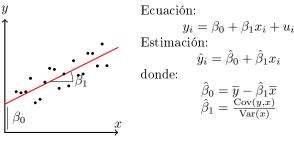
- De 1 a 4a: MCO es insesgado.  $E(\hat{\beta}_i) = \beta_i$
- De 1 a 4: MCO es consistente.  $plim(\hat{\beta}_i) = \beta_i$  (a 4b sin 4a, exogeneidad débil, insesgado y consistente).
- De 1 a 5: **normalidad asintótica** de MCO (entonces, 7 es necesariamente satisfecho):  $u \sim \mathcal{N}(0, \sigma_u^2)$
- De 1 a 6: estimador insesgado de  $\sigma_u^2$ .  $E(\hat{\sigma}_u^2) = \sigma_u^2$
- De 1 a 6: MCO es MELI (Meior Estimador Lineal Inses-• La correlación parcial mide el grado de de asociación lin
  • De 1 a 6: MCO es MELI (Mejor Estimador Lineal Insesgado, BLUE en inglés) ó eficiente.

  • De 1 a 7: contrastes de hipótesis e intervalos de confianza
  - son fiables.

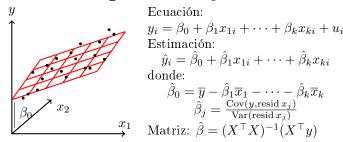
# Mínimos Cuadrados Ordinarios

Objetivo - minimizar Suma de Resid. Cuadrados (SRC):  $\min \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2$ , donde  $\hat{u}_i = y_i - \hat{y}_i$ 

# Modelo de regresión simple



# Modelo de regresión múltiple



# Interpretación de coeficientes

$_{ m Modelo}$	${ m Dependiente}$	${\bf Independ.}$	Interpretación $\beta_1$
Nivel-nivel	y	x	$\Delta y = \beta_1 \Delta x$
Nivel-log	y	$\log(x)$	$\Delta y \approx (\beta_1/100)(\%\Delta x)$
Log-nivel	$\log(y)$	x	$\%\Delta y \approx (100\beta_1)\Delta x$
Log-log	$\log(y)$	$\log(x)$	$\%\Delta y \approx \beta_1(\%\Delta x)$
Cuadrático	y	$x + x^2$	$\Delta y = (\beta_1 + 2\beta_2 x) \Delta x$

### Medidas de error

Suma de Resid. Cuad.:  $SRC = \sum_{i=1}^{n} \hat{u}_i^2 = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2$ Suma Explicada de Cuadrados:  $SEC = \sum_{i=1}^{n} (\hat{y}_i - \overline{y})^2$ Suma Tot. de Cuad.:  $STC = SEC + SRC = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \overline{y})^2$ Error Estándar de la Regresión: Error Estándar de  $\hat{\beta}$ :  $\operatorname{ee}(\hat{\beta}) = \sqrt{\hat{\sigma}_{u}^{2} \cdot (X^{\top}X)^{-1}}$ Raíz del Error Cuadrático Medio: RECM =  $\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(y_i-\hat{y}_i)^2}{n}}$ Error Medio Absoluto: EMA =  $\frac{\sum_{i=1}^{n}|y_i-\hat{y}_i|}{n}$  $PME = \frac{\sum_{i=1}^{n} |\hat{u}_i/y_i|^n}{n} \cdot 100$ Porcentaje Medio de Error:

## R-cuadrado

Es una medida de la **bondad del ajuste**, cómo la regresión se ajusta a los datos:

$$R^2 = \frac{\text{SEC}}{\text{STC}} = 1 - \frac{\text{SRC}}{\text{STC}}$$

- Mide el porcentaje de variación en y que es linealmente **explicado** por variaciones de las x.
- Toma valores entre 0 (no hay explicación lineal) v 1 (explicación total).

Cuando el número de regresores incrementa, el R-cuadrado también, independientemente de si las nuevas variables son relevantes o no. Para resolver este problema, hay un Rcuadrado ajustado por grados de libertad (o corregido):

$$\overline{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k-1} \cdot \frac{\text{SRC}}{\text{STC}} = 1 - \frac{n-1}{n-k-1} \cdot (1 - R^2)$$

Para muestras grandes:  $\overline{R}^2 \approx R^2$ 

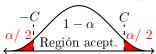
# Contrastes de hipótesis

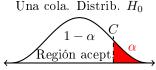
### Definiciones

Es una regla diseñada para, a partir de una muestra, explicar si existe evidencia para rechazar (o no) una hipótesis sobre uno o más parámetros poblacionales. Elementos de un contraste de hipótesis:

- **Hipótesis nula**  $(H_0)$  es la hipótesis a ser probada.
- Hipótesis alternativa  $(H_1)$  el la hipótesis que no puede rechazarse si  $H_0$  es rechazada.
- Estadístico de contraste es una variable aleatoria cuya distribución de probabilidad es conocida bajo  $H_0$ .
- Valor crítico (C) es el valor contra el cual se compara el estadístico de contraste para determinar si se rechaza o no  $H_0$ . Determina la frontera entre la región de aceptación y la de rechazo de  $H_0$ .
- Nivel de significación ( $\alpha$ ) es la probabilidad de rechazar  $H_0$  siendo cierta (Error Tipo I). Es elegido por quien conduce el contraste. Usualmente 10%, 5% ó 1%.
- p-valor es el nivel de significación máximo por el cual  $H_0$  no puede ser rechazada.

Dos colas. Distrib.  $H_0$ 





**Regla general**: si p-valor  $< \alpha$ , existe evidencia para rechazar  $H_0$ , es decir, existe evidencia para aceptar  $H_1$ .

### Contrastes individuales

Prueba si un parámetro es significativamente diferente de un cierto valor,  $\vartheta$ .

- $H_0: \beta_i = \vartheta$
- $H_1: \beta_i \neq \vartheta$

Bajo 
$$H_0$$
:  $t = \frac{\hat{\beta}_j - \vartheta}{\operatorname{ee}(\hat{\beta}_j)} \sim t_{n-k-1,\alpha/2}$ 

Si  $|t| > |t_{n-k-1,\alpha/2}|$ , existe evidencia para rechazar  $H_0$ . Contraste de significación individual - prueba si un parámetro es significativamente distinto de cero.

- $H_0: \beta_i = 0$
- $H_1: \beta_i \neq 0$

Bajo 
$$H_0$$
:  $t = \frac{\hat{\beta}_j}{\operatorname{ee}(\hat{\beta}_j)} \sim t_{n-k-1,\alpha/2}$ 

Si  $|t| > |t_{n-k-1,\alpha/2}|$ , existe evidencia para rechazar  $H_0$ .

### Contraste F

Prueba simultáneamente múltiples hipótesis (lineales) sobre los parámetros. Hace uso de un modelo no restringido y uno restringido:

- Modelo no restringido es el modelo donde se quiere probar la hipótesis.
- Modelo restringido es el modelo donde se ha impuesto la hipótesis que se quiere probar.

Entonces, viendo los errores, hay:

- SRC<sub>UR</sub> es la SRC del modelo no restringido.

•  $\mathbf{SRC_R}$  - es la SRC del modelo restringido.

Bajo  $H_0$ :  $F = \frac{\mathrm{SRC_R} - \mathrm{SRC_{UR}}}{\mathrm{SRC_{UR}}} \cdot \frac{n-k-1}{q} \sim F_{q,n-k-1}$ donde k es el número de parámetros del modelo no restringido y q es el número de hipótesis lineales a probar. Si  $F > F_{a,n-k-1}$ , existe evidencia para rechazar  $H_0$ .

Contraste de significación global - prueba si todos los parámetros asociados a las x son simultáneamente cero.

- $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_k = 0$
- $H_1: \beta_1 \neq 0 \text{ y/o } \beta_2 \neq 0 \dots \text{ y/o } \beta_k \neq 0$

Podemos simplificar la fórmula para el estadístico F:

Bajo  $H_0$ :  $F = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-k-1}{k} \sim F_{k,n-k-1}$ Si  $F > F_{k,n-k-1}$ , existe evidencia para rechazar  $H_0$ .

# Intervalos de confianza

Los intervalos de confianza al nivel de confianza  $(1-\alpha)$ , se pueden calcular:

$$\hat{\beta}_j \mp t_{n-k-1,\alpha/2} \cdot \operatorname{ee}(\hat{\beta}_j)$$

## Variables ficticias

Las variables ficticias (o binarias) son usadas para recoger información cualitativa: sexo, estado civil, país, etc.

- Toman valor 1 en una categoría dada y 0 en el resto.
- Se usan para analizar v modelizar cambios estructurales en los parámetros del modelo.

Si una variable cualitativa tiene m categorías, sólo hay que incluir (m-1) variables ficticias en el modelo.

### Cambio estructural

El cambio estructural se refiere a los cambios en los valores de los parámetros del modelo producidos por el efecto de diferentes sub-poblaciones. El cambio estructural se puede incluir en el modelo a través de variables ficticias.

La ubicación de las variables ficticias (D) es importante:

• En la constante (efecto aditivo) - representa la diferencia media entre los valores producidos por el cambio estructural.

$$y = \beta_0 + \delta_1 D + \beta_1 x_1 + u$$

• En la pendiente (efecto multiplicativo) - representa la diferencia en el efecto (pendiente) entre los valores producidos por el cambio estructural.

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \delta_1 D \cdot x_1 + u$$

Contraste de Chow para cambio estructural - analiza la existencia de cambio estructural en todos los parámetros del modelo, es una expresión particular del contraste F, donde  $H_0$ : No hay cambio estructural (todos  $\delta = 0$ ).

## Cambios de escala

Cambios en las **unidades de medida** de las variables:

- Sobre la variable **endógena**,  $y^* = y \cdot \lambda$  afecta a todos los parámetros del modelo,  $\beta_i^* = \beta_i \cdot \lambda, \ \forall j = 1, \dots, k$
- Sobre una variable **exógena**,  $x_i^* = x_i \cdot \lambda$  sólo afecta al parámetro ligado a dicha variable exógena,  $\beta_i^* = \beta_i \cdot \lambda$
- Mismo cambio de escala sobre endógena y exógena sólo afecta al término constante,  $\beta_0^* = \beta_0 \cdot \lambda$

# Cambios de origen

Cambios en el **origen de medida** de las variables (endógenas o exógenas),  $y^* = y + \lambda$  - sólo afectan al término constante del modelo,  $\beta_0^* = \beta_0 + \lambda$ 

## Multicolinealidad

- Multicolinealidad perfecta hay variables independientes que son constantes y/o hay una relación lineal exacta entre variables independientes. Es el incumplimiento del tercer (3) supuesto del modelo.
- Multicolinealidad aproximada hay variables independientes que son aproximadamente constantes y/o hay una relación lineal aproximada entre variables independientes. No implica el incumplimiento de algún supuesto del modelo, pero tiene un efecto en MCO.

#### Consecuencias

- Multicolinealidad perfecta el sistema de ecuaciones de MCO no puede resolverse (infinitas soluciones).
- Multicolinealidad aproximada
- Pequeñas variaciones en la muestra producen grandes variaciones en las estimaciones de MCO.
- La varianza de los estimadores MCO de las x que son colineales incrementa, la inferencia de los parámetros es afectada (intervalo de confianza grande).

### Detección

- Análisis de correlación buscar altas correlaciones entre variables independientes, |r| > 0.7.
- Factor de Inflación de la Varianza (FIV o VIF) indica el incremento en  $Var(\hat{\beta}_j)$  debido a la multicolinealidad.

$$VIF(\hat{\beta}_j) = \frac{1}{1 - R_j^2}$$

donde  $R_j^2$  denota el R-cuadrado de una regresión entre  $x_i$  y todas las otras x.

- $-\,$  Valores entre 4 y 10 pueden existir problemas de multicolinealidad.
- Valores > 10 existen problemas de multicolinealidad. Una característica típica de la multicolinealidad es que los coeficientes de regresión del modelo no son individualmente significativos (por las altas varianzas), pero sí que son conjuntamente significativos.

#### Corrección

- Eliminar una de las variables colineales.
- Realizar análisis factorial (u otra técnica de reducción de dimensiones) en las variables colineales.
- Interpretar los coeficientes con multicolinealidad conjuntamente.

### Heterocedasticidad

Los residuos  $u_i$  de la función de regresión poblacional no tienen una varianza constante  $\sigma_u^2$ :

$$\operatorname{Var}(u \mid x_1, \dots, x_k) = \operatorname{Var}(u) \neq \sigma_u^2$$

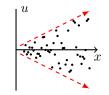
Es el incumplimiento del quinto (5) supuesto del modelo.

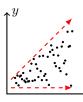
### Consecuencias

- Estimadores MCO son insesgados.
- Estimadores MCO son consistentes.
- MCO ya **no es eficiente**, pero sigue siendo ELI (Estimador Lineal Insesgado).
- La estimación de la varianza de los estimadores es sesgada: la construcción de intervalos de confianza y contraste de hipótesis no son fiables.

#### Detección

 $\begin{array}{cccc} \bullet & \mathbf{Gr\'aficos} - \text{buscar patrones de} \\ \text{dispersi\'on} & \text{en} \\ \text{gr\'aficos} & x & \text{vs.} \\ u & \text{o} & x & \text{vs.} & y. \end{array}$ 





• Contrastes - White, Bartlett, Breusch-Pagan, etc. Generalmente,  $H_0$ : No heterocedasticidad.

### Corrección

- Usar MCO con un estimador de la matriz de varianzascovarianzas robusto a la heterocedasticidad (HC), por ejemplo, la propuesta de White.
- Si la estructura de la varianza es conocida, usar Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) o Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG):
  - Suponiendo que  $Var(u) = \sigma_u^2 \cdot x_i$ , dividir las variables del modelo entre la raíz cuadrada de  $x_i$  y aplicar MCO.
  - Suponiendo que  $\operatorname{Var}(u) = \sigma_u^2 \cdot x_i^2$ , dividir las variables del modelo entre  $x_i$  (la raíz cuadrada de  $x_i^2$ ) y aplicar MCO.
- Si la estructura de la varianza es desconocida, hacer uso de Mínimos Cuadrados Ponderados Factibles (MCPF), que estima una posible varianza, divide las variables del modelo entre ella y entonces aplica MCO.
- Nueva especificación del modelo, por ejemplo, transformación logarítmica (reduce la varianza).

## Autocorrelación

El residuo de cualquier observación,  $u_t$ , está correlacionado con el residuo de cualquier otra observación. Las observaciones no son independientes.

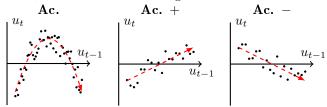
 $\operatorname{Corr}(u_t, u_s \mid x_1, \dots, x_k) = \operatorname{Corr}(u_t, u_s) \neq 0, \quad \forall t \neq s$  El contexto "natural" de este fenómeno son las series temporales. Es el **incumplimiento del sexto (6) supuesto** del modelo.

#### Consecuencias

- Estimadores MCO son insesgados.
- Estimadores MCO son consistentes.
- MCO ya **no es eficiente**, pero sigue siendo ELI (Estimador Lineal Insesgado).
- La **estimación de la varianza** de los estimadores es **sesgada**: la construcción de intervalos de confianza y contraste de hipótesis no son fiables.

### Detección

• **Gráficos** - buscar patrones de dispersión en gráficos  $u_{t-1}$  vs.  $u_t$  o hacer uso del correlograma.



• Contrastes - Durbin-Watson, Breusch-Godfrey, etc. Generalmente,  $H_0$ : No autocorrelación.

#### Corrección

- Usar MCO con un estimador de la matriz de varianzascovarianzas robusto a la heterocedasticidad y autocorrelación (HAC), por ejemplo, la propuesta de Newey-West.
- Usar Mínimos Cuadrados Generalizados. Suponiendo  $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t$ , con  $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$ , donde  $|\rho| < 1$  y  $\varepsilon_t$  es ruido blanco.
- Si  $\rho$  es conocido, crear un modelo cuasi-diferenciado donde  $u_t$  es ruido blanco y estimarlo por MCO.
- Si  $\rho$  es desconocido, estimarlo -por ejemplo- por el método de Cochrane-Orcutt, crear un modelo cuasi-diferenciado donde  $u_t$  es ruido blanco y estimarlo por MCO.