

Variables Instrumentales

Walter Sosa-Escudero

March 28, 2019

Recordatorio

$$P = X(X'X)^{-1}X', \quad M = I - P$$

- $\hat{Y} = X\hat{\beta} = X(X'X)^{-1}X'Y = PY$
- P simétrica e idempotente

Metodo de Momentos

$$X, \quad E(X) = \mu_0$$

$$\underbrace{E(X - \mu)}_A = 0, \quad \text{sii } \mu = \mu_0$$

$$X_i, i = 1, \dots, n, \quad \text{iid}, E(X_i) = \mu_0$$

$$\underbrace{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \hat{\mu})}_B = 0$$

Idea: si $B \xrightarrow{p} A$ entonces $\hat{\mu} \xrightarrow{p} \mu_0$

Es facil chequear que $\hat{\mu} = \bar{X}$

En terminos generales, si para una funcion $m(\cdot)$

$$E[m(X; \theta)] = 0, \text{ sii } \theta = \theta_0 \quad (1)$$

El **estimador de momentos** de θ_0 es $\hat{\theta}$ tal que

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m(X_i; \hat{\theta}) = 0, \quad (2)$$

para una muestra X_i iid de X

Terminologia: (1) es la *condicion de momentos* y (2) es el *analogo muestral*.

Ejemplo: MCO via MM

$$y_i = x_i' \beta_0 + u_i, \quad i = 1, \dots, n$$

Condición de momentos: $E(x_i u_i) = 0$, o:

$$E(x_i (y_i - x_i' \beta)) = 0, \text{ sii } \beta = \beta_0$$

El estimador MM es $\hat{\beta}$ tal que

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i (y_i - x_i' \hat{\beta}) = 0$$

Despejando

$$\hat{\beta} = \left(\sum x_i x_i' \right)^{-1} \sum x_i y_i = (X' X)^{-1} X' Y$$

Comentarios

- MM define al estimador en forma implícita.
- Propiedades: asintóticas ($m(\cdot)$ demasiado general).
- Consistencia y normalidad asintótica: condiciones sobre $m(\cdot)$
- Detalles: van der Vaart (1998, Cap. 4)

Endogeneidades

- Consistencia de MCO depends de $E(u_i x_i) = 0$.
- En general, cuando esta condición no vale diremos que x_i es **endogena**.

Ejemplos

Ecuaciones simultaneas

Oferta y demanda:

$$\begin{cases} q_i^s &= x_i^s \beta_1^s + \beta_2^s p_i + \epsilon_i^s \\ q_i^d &= x_i^d \beta_1^d + \beta_2^d p_i + \epsilon_i^d \\ q_i^s &= q_i^d \end{cases}$$

En equilibrio:

$$p_i = (\beta_2^s - \beta_2^d)^{-1} (x_i^d \beta_1^d - x_i^s \beta_1^s + \epsilon_i^d - \epsilon_i^s)$$

*En la oferta y en la demanda, p_i depende del termino de error.
MCO no es consistente*

Variables omitidas

$$Y = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + u$$

si omitimos' X_2

$$Y = \beta_1 X_1 + \nu$$

$\nu \equiv \beta_2 X_2 + u$. X_2 endogena a menos que X_1 y X_2 sean ortogonales o $\beta_2 = 0$.

Variable explicativa medida con error

$$C_i = \beta_1 + \beta_2 X_i^* + u_i$$

valen todas las condiciones para consistencia. Supongamos que solo se observa una versión 'ruidosa' de X_i :

$$X_i = X_i^* + \omega_i$$

ω_i es un **error de medición**. Supondremos ω_i iid, $E(\omega_i) = 0$, $V(\omega_i) = \sigma_\omega^2$ y no correlacionado con X_i^* y u_i .

Reemplazando $X_i^* = X_i - \omega_i$

$$C_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \nu_i$$

con $\nu = -\beta_2 \omega_i + u_i$

Pero....

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X_i, \nu_i) = E(X_i, \nu_i) &= E[(X_i^* + \omega_i)(-\beta_2\omega_i + u_i)] \\ &= -\beta_2\sigma_\omega^2 \neq 0 \end{aligned}$$

MCO que regresa Y_i en X_i es inconsistente.

IV bajo identificación exacta

Modelo. z_i es un vector de K **variables instrumentales**.

- 1 **Linealidad:** $y_i = x_i' \beta_0 + u_i \quad i = 1, \dots, n.$
- 2 **Muestra aleatoria:** $\{x_i, z_i, u_i\}$ es iid.
- 3 **Validez de VI 1): rango.** $E(z_i x_i') = \Sigma_{zx}$ invertible.
- 4 **Validez de VI II): ortogonalidad.** $E(z_{ik} u_i) = 0$ para todo i y $k = 1, \dots, K.$
- 5 $V(z_i u_i) = S$ finita y positiva definida.

Permite x_i endogena.

Estimador de VI via MM

Condición de momentos (ortogonalidad)

$$E(z_i u_i) = E[z_i(y_i - x_i' \beta)] = 0 \text{ sii } \beta = \beta_0$$

Son K condiciones para K parametros (identificación exacta).

El estimador MM resuelve:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i (y_i - x_i' \hat{\beta}_{IV}) = 0$$

Despejando:

$$\hat{\beta}_{IV} = \left(\sum_{i=1}^n z_i x_i' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^n z_i y_i \right) = (Z'X)^{-1}Z'Y$$

- Existencia: asintótica, por la condición de rango.
- Identificación exacta: mismo número de parámetros que de instrumentos.
- Si x_i exógena, instrumento válida para sí misma ($Z = X$).
Entonces $\hat{\beta}_{IV} = \hat{\beta}_{MCO}$.

Propiedades asintóticas

Consistencia: $\hat{\beta}_{IV} \xrightarrow{p} \beta_0$

Prueba (bosquejo): $\hat{\beta}_{IV} = (Z'X)^{-1}Z'Y$. Replacing:

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_{IV} &= \beta_0 + (Z'X)^{-1}Z'u \\ &= \beta_0 + \left(\frac{Z'X}{n}\right)^{-1} \left(\frac{Z'u}{n}\right) \\ &\xrightarrow{p} \Sigma_{zx} < \infty \quad \xrightarrow{p} 0\end{aligned}$$

usando las condiciones de rango y ortogonalidad.

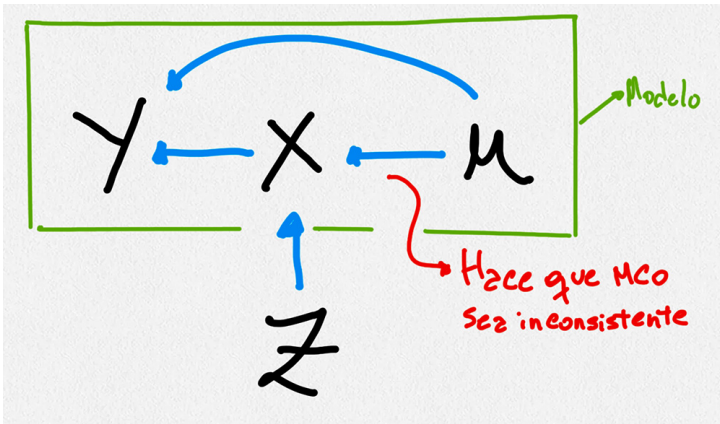
Normalidad asintótica: $\sqrt{n}(\hat{\beta}_{IV} - \beta_0) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma'_{zx}{}^{-1}S\Sigma'_{zx}{}^{-1})$.

Es un buen ejercicio hacer las pruebas. Ver las que puse para MCO

Fuente de instrumentos validos

Validez de instrumentos

- **Validez de VI 1): rango.** $E(z_i x_i') = \Sigma_{zx}$, finita e invertible. Instrumentos no correlacionados con las variables a instrumentar. Se puede testear empíricamente.
- **Validez de VI 2): ortogonalidad.** $E(z_{ik} u_i) = 0$. Instrumentos no correlacionados con no observables. Depende de inobservables y de como esta armado el modelo.



Instrumento valido: 'afecta a Y solo a través de X '.

Origen de instrumentos validos?

- Difícil. Pregunta estadística y modelística.
- Angrist y Krueger (1991): Salarios como función de la educación. Educación endógena. Instrumento: mes de nacimiento! Validez?
- Growth regression: ¿qué es verdaderamente endógeno para el crecimiento?(Durlauf, 2001).

VI: caso sobreidentificado

$p > K$ instrumentos validos. La logica de MM implica que

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i (y_i - x_i' \hat{\beta}_{IV}) = 0$$

es un sistema de p ecuaciones lineales con K incognitas.

- Si solo nos preocupase la consistencia, hay algo obvio por hacer.
- Menos obvio?

Idea: estrategia consistente y tal vez mas eficiente.

Modelo

z_i^0 es un vector de $p > K$ instrumentos.

- 1 **Linealidad:** $y_i = x_i' \beta_0 + u_i \quad i = 1, \dots, n.$
- 2 **Muestra aleatoria:** $\{x_i, z_i^0, u_i\}$ conjuntamente iid.
- 3 **Validez de VI 1): rango.** $E(z_i^0 x_i') = \Sigma_{z^0 x}$ es una matrix $p \times K$ finita y con rango columna completo.
- 4 **Validez de VI 2): ortogonalidad.** $E(z_i^0 u_i) = 0$ para todo $i.$
- 5 $V(z_i^0 u_i) = \sigma^2 E(z_i^0 z_i^{0'})$ finita y positiva definida.

Cuidado, hemos supuesto homocedasticidad.

Variables instrumentales: $p > K$ instrumentos

z_i^0 vector de $p > K$ instrumentos.

- Podríamos descartar $p - K$ instrumentos. Consistente.
- Cualquier combinación lineal de VI's es un instrumento válido: combinar los p instrumentos para obtener K :

$$Z = Z^0 A$$

con $Z_{n \times K}$, $Z_{n \times p}^0$, $A_{p \times K}$. El estimador sería:

$$\hat{\beta}_{IV} = (Z'X)^{-1}Z'Y$$

tal como en el caso anterior.

Problema: ¿cómo elegir A ?

Resultado: La combinación lineal de VI's que tiene varianza asintótica mínima corresponde a:

$$A = (Z^{0'} Z^0)^{-1} Z^{0'} X$$

VI optimo:

$$\hat{\beta}_{IV} = (Z' X)^{-1} Z' Y$$

con $Z = Z^0 A = Z^0 (Z^{0'} Z^0)^{-1} Z^{0'} X = P_{Z^0} X$.

Reemplazando, y dado que P_{Z^0} es simétrica:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{IV} &= (Z' X)^{-1} Z' Y \\ &= (X' P_{Z^0} X)^{-1} X' P_{Z^0} Y \end{aligned}$$

Dado que P_{Z^0} es idempotente y simétrica:

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_{IV} &= (X'P_{Z^0}X)^{-1}X'P_{Z^0}Y \\ &= (X'P'_{Z^0}P_{Z^0}X)^{-1}X'P'_{Z^0}P_{Z^0}Y \\ &= (X^*X^*)^{-1}X^*Y^*\end{aligned}$$

con $X^* \equiv P_{Z^0}X$ y $Y^* \equiv P_{Z^0}Y$.

$$\hat{\beta}_{IV} = (X^{*'}X^*)^{-1}X^{*'}Y^*, \quad X^* \equiv P_{Z^0}X, \quad Y^* \equiv P_{Z^0}Y$$

VI optimo:

- ① Obtener X^* y Y^* .
- ② MCO con X^* y Y^* .

VI optimo: *minimos cuadrados en dos etapas*.

Intuición: MC2E reemplaza las variables por las mejores predicciones en base a Z .

Variables instrumentales: cuestiones operativas

- Si $E(x_i u_i) = 0$, trivialmente $z_i = x_i$ y $\hat{\beta}_{VI} = \hat{\beta}_{MCO}$.
- K variables explicativas, solo 1 de ellas endogena: x_i^1 exogena, x_i^2 endogena. z_i puede incluir x_i^1 . Falta al menos 1 instrumento. Trivialmente, en la primera etapa, $x_i^{1*} = x_i^1$ (porque?).

Variables instrumentales: resultados de muestra finita

La propiedad clave del método de VI es *consistencia*. ¿Qué sucede en muestras finitas?

- VI es *sesgado* (Sawa, 1962).
- El sesgo se aproxima al de MCO cuando el R^2 entre los instrumentos y las variables endógenas tiende a cero (Bound, Jaeger y Baker, 1995).
- Si la correlación entre los instrumentos y las variables endógenas es baja, una pequeña correlación entre los instrumentos y el error puede causar una gran inconsistencia en VI (BJB, 1995).
- En muestras grandes, p grande es mejor (¿por qué?), pero en muestras chicas, p grande sesga a VI en la dirección de MCO.

Test de Hausman

Es un test de 'endogenidad' (cuidado, no es tan así)

- Bajo H_0 , $\hat{\beta}_{MCO}$ es consistente y eficiente.
- Bajo H_A , $\hat{\beta}_{MCO}$ es inconsistente.
- $\hat{\beta}_{IV}$ es siempre consistente.

$$H = (\hat{\beta}_{MCO} - \hat{\beta}_{IV})' \left(V(\hat{\beta}_{IV}) - V(\hat{\beta}_{MCO}) \right)^{-1} (\hat{\beta}_{MCO} - \hat{\beta}_{IV})$$

tiene distribución asintótica $\chi^2(K)$ bajo H_0 .

Caso particular: un solo coeficiente β_1

$$H = \frac{(\hat{\beta}_{1,MCO} - \hat{\beta}_{1,IV})^2}{(V(\hat{\beta}_{1,IV}) - V(\hat{\beta}_{1,MCO}))^{1/2}} \sim N(0, 1)$$

Test de Restricciones de Sobreidentificación

Si $p > K$ hay mas instrumentos que los necesarios.

'Validez':

- Z no esta correlacionado con u
- Especificacion correcta: los Z que no pertenecen a la regresion efectivamente no pertenecen.

Test: $nR^2 \sim \chi^2(p - k)$

R^2 , de regresar: $\hat{r} = Z\pi + \text{residuo}$

$\hat{r} \equiv y - x'\hat{\beta}_{VI}$

$R^2 \neq 0$: instrumentos correlacionados con el error o modelo mal especificado.

Teoría asintótica para estimadores VI

Consistencia

$$\begin{aligned}
 \hat{\beta}_{VI} &= (X'P_{Z^0}X)^{-1}X'P_{Z^0}Y \\
 &= (X'P_{Z^0}X)^{-1}X'P_{Z^0}(X'\beta_0 + u) \\
 &= \beta_0 + (X'P_{Z^0}X)^{-1}X'P_{Z^0}u \\
 &= \beta_0 + (X'Z(Z'Z)^{-1}Z'X)^{-1}X'Z(Z'Z)^{-1}Z'u \\
 &= \beta_0 + \left(\frac{X'Z}{n} \left(\frac{Z'Z}{n} \right)^{-1} \frac{Z'X}{n} \right)^{-1} \frac{X'Z}{n} \left(\frac{Z'Z}{n} \right)^{-1} \frac{Z'u}{n}
 \end{aligned}$$

- A partir de aquí los dejo solos. Usar los supuestos y la estrategia que usamos en la clase anterior.

Normalidad Asintótica

Del resultado anterior:

$$\sqrt{n}(\hat{\beta}_{VI} - \beta_0) = \left(\frac{X'Z}{n} \left(\frac{Z'Z}{n} \right)^{-1} \frac{Z'X}{n} \right)^{-1} \frac{X'Z}{n} \left(\frac{Z'Z}{n} \right)^{-1} \left[\sqrt{n} \frac{Z'u}{n} \right]$$

- A partir de aquí, tal como lo hicimos para MCO, hay que establecer normalidad asintótica de $\sqrt{n} \frac{Z'u}{n}$ y utilizar el teorema de Slutsky, se los dejo como ejercicio.

El resultado es:

$$\sqrt{n}(\hat{\beta}_{VI} - \beta_0) \xrightarrow{d} N(0, V)$$

con

$$V = \sigma^2 [E(xz')E(zz')^{-1}E(zx')]^{-1}$$