## TP1 Econometría Avanzada

Casiano, Denys; Daboin, Carlos y Quispe, Anzony

2022-04-11

#### 1. Discusion del estimador between

Discuta el modelo estimado (comente acerca de la validez del estimador between y potenciales sesgos) y comente los resultados obtenidos, en particular para las variables de justicia criminal.

El modelo between al no considerar la heterogeneidad no observada del condado produce estimadores similares a las estimaciones de corte transversal. Esto genera un problema, ya que si las características no observables están correlacionadas con  $(X'_{it}, P'_{it})$  se generarán estimaciones sesgadas y por tanto inconsistentes. Dado el modelo con transformación between presentado en el paper, esto significa que, el estimador solo será consistente si  $(X'_{it}, P'_{it})$  son ortogonales tanto a  $\alpha_i$  como a  $\epsilon_{it}$ .

Los resultados del modelo muestran que las estimaciones para las variables de justicia criminal  $(P_A, P_C, S)$  cumplen con el signo negativo (sugerido por el modelo económico de crimen), a excepción de la variable  $P_P$ . Respecto de la significatividad estadística de las estimaciones, solo los parámetros  $P_A$  y  $P_C$  son significativos. Es decir, según los resultados de este modelo, la probabilidad de detención y la probabilidad de condena son significativas para explicar la tasa de criminalidad. Finalmente, las estimaciones de los parámetros en valor absoluto cumplen con el ordenamiento de los efectos disuasorios del modelo de crimen donde  $P_A > P_C > P_P$ .

#### 2. Posibles problemas de heterogeneidad no observable

Explique por qué es muy posible que la presencia de heterogeneidad no observable a nivel de condado haga que las estimaciones anteriores sean sesgadas.

Dos condados pueden ser diferentes en *confounders* no-observables (confounders son variables correlacionadas con la variable dependiente y las variables explicativas.)

Por ejemplo, es plausible que haya distintas tasas de reporte del crimen entre distintos condados, lo cual es inchequeable ya que las denuncias son la única manera de medir el crimen. De ser esto cierto, aquellos condados similares a los demás en todas las características observables pero con altas tasas de subreporte tendrán (en promedio) una menor tasa de criminalidad y mayores tasas de arresto, lo que sesgaría la estimación del efecto de las tasas de arresto sobre la criminalidad, haciéndolo parecer de mayor magnitud.

Realice una estimación con efectos fijos por condado.

Discuta por qué esta alternativa resolvería el problema de sesgo.

Un estimador de efectos fijos estaría exento de toda la variabilidad atribuible a los condados, por lo que se esta controlando por todos los factores no-observables que varían en este nivel.

Acerca del ejemplo anterior, un estimador de efectos fijos (también llamado within) hubiese corregido las bajas tasas de criminalidad y las altas tasas de arresto de nuestros condados con alto subreporte, haciéndolos comparables al resto.

Testee formalmente la hipótesis nula de ausencia de efectos fijos.

CD: Deberiamos comparar los estimadores del model between con los estimadores del modelo de efecto fijo usando el test de Hausmann

$$H = (\hat{\beta}_{BE} - \hat{\beta}_{EF})'(\Omega_{EF} - \Omega_{BE})^{-1}(\hat{\beta}_{BE} - \hat{\beta}_{EF})$$

```
##
## Hausman Test
##
## data: lcrmrte ~ lprbarr + lprbconv + lprbpris + lavgsen + lpolpc + ...
## chisq = 53.591, df = 16, p-value = 6.047e-06
## alternative hypothesis: one model is inconsistent
```

El test de Hausman rechaza la hipótesis nula de ausencia de efectos fijos, es decir, en base a este test se puede concluir que la heterogeneidad es estadísticamente importante.

A la luz del trabajo de CyT, discuta las principales diferencias encontradas con las estimaciones anteriores.

El efecto de controlar por condado hace que las estimaciones (en valor absoluto) de las variables de justicia disminuyan. Por ejemplo, para la variable  $P_A$  la elasticidad estimada disminuyó aproximadamente 41%, mientras que para la variable  $P_C$  disminuyó 43% aproximadamente. A diferencia de las estimaciones between, el coeficiente  $P_P$  estimado por efectos fijos tiene no sólo el signo correcto (negativo) sino es significativo estadísticamente. Al igual que en el caso anterior, la estimación del parámetro S es no significativa y de pequeño impacto. Finalmente, se pudo observar que los efectos disuasorios estimador (en valor absoluto) se pueden ordenar según el modelo económico del crimen  $(P_A > P_C > P_P)$ .

### 3. Probando el estimador de efectos aleatorios

Estime el modelo usando un estimador de efectos aleatorios. Implemente un test de Hausman para comparar los estimadores de efectos fijos y de efectos aleatorios y comente los resultados obtenidos

Al igual que en el caso anterior, el test de Hausman rechaza la hipótesis nula de ausencia de efectos fijos, es decir, en base a este test se puede concluir que la heterogeneidad es estadísticamente importante. Esto se da debido a que las estimaciones por efectos aleatorios no controlan efectos individuales, sino los trata como variables omitidas generando sesgos si  $(X'_{it}, P'_{it})$  no son ortogonales a  $\alpha_i$  y a  $\epsilon_{it}$ .

## 4. Comparando resultados

De la tabla de resultados se pudo observar que al igual que las estimaciones por efectos fijos, las estimaciones por efectos aleatorios de  $P_A$ ,  $P_C$  y  $P_P$  cumplen con los signos (negativos) y el ordenamiento de los efectos disuasorios (excluyendo S) que afirma el modelo económico de crimen ( $P_A > P_C > P_P$ ). Respecto de la significatividad estadística de las variables se pudo observar que en ambas estimaciones los parámetros  $P_A$ ,  $P_C$  y  $P_P$  son significativos.

Así también, se pudo observar que el no controlar por efectos del condado genera sobrestimaciones en el primer y tercer modelo (between y efectos aleatorios). Por ejemplo, para  $P_A$  la elasticidad se reduce en un 7.23%, mientras que para  $P_C$  lo hace en 7.38% y para  $P_C$  en 2.55%. Respecto de las diferencias entre la estimación between y efectos fijos revisar el punto 2 del presente trabajo.

Al igual que en el modelo de efectos fijos, el signo del parámetro S no coincide con lo estipulado en el modelo económico de crimen, es pequeño y no es significativo a nivel estadístico.

Tal y como indican Cornwell y Trumbull, la no incorporación de efectos por condado generan grandes diferencias en las estimaciones (en este caso entre between, within y efectos aleatorios). Así también, dados los test de Hausman se concluyó que la heterogeneidad es estadísticamente importante en esta muestra y por lo tanto las estimaciones between y de efectos aleatorios (quienes no incorporan esta característica en sus estimaciones) deben ser rechazadas.

Table 1: Resultados

	(1)	(2)	(3)
$P_A$	$-0.648^{***}$	$-0.385^{***}$	$-0.415^{***}$
	(0.088)	(0.033)	(0.030)
$P_C$	-0.528***	$-0.301^{***}$	-0.325***
	(0.067)	(0.021)	(0.020)
$P_P$	0.297	$-0.191^{***}$	$-0.196^{***}$
	(0.231)	(0.033)	(0.033)
S	-0.236	0.026	0.019
	(0.174)	(0.025)	(0.026)
Police	0.364***	0.424***	0.415***
	(0.060)	(0.027)	(0.025)
Density	0.168**	0.409	0.469***
	(0.077)	(0.279)	(0.051)
Percent of young male	$-0.095^{'}$	0.381	$-0.132^{'}$
	(0.158)	(0.325)	(0.123)
WCON	$0.195^{'}$	$-0.034^{'}$	$-0.020^{'}$
	(0.210)	(0.039)	(0.039)
WTUC	$-0.196^{'}$	$0.029^{*}$	$0.025^{'}$
	(0.170)	(0.018)	(0.018)
WTRD	0.129	-0.039	-0.035
	(0.278)	(0.041)	(0.042)
WFIR	0.113	-0.013	-0.017
	(0.220)	(0.029)	(0.029)
WSER	-0.106	0.004	-0.004
	(0.163)	(0.019)	(0.020)
WMFG	-0.025	-0.388***	$-0.264^{***}$
	(0.134)	(0.102)	(0.078)
WFED	0.156	$-0.553^{***}$	$-0.394^{***}$
	(0.287)	(0.165)	(0.144)
WSTA	-0.284	0.216**	0.009
	(0.256)	(0.101)	(0.086)
WLOC	0.010	0.341***	0.209**
	(0.463)	(0.107)	(0.099)
West	$-0.230^{**}$	(0.101)	$-0.207^{**}$
	(0.108)		(0.105)
Central	$-0.164^{**}$		$-0.180^{***}$
	(0.064)		(0.062)
Urban	-0.035		$-0.236^{**}$
	(0.132)		(0.114)
Percent minority	0.148***		0.199***
	(0.049)		(0.043)
Constant	(0.049) $-2.097$		0.252
	(2.822)		(0.561)
			/ /
Observations	90	630	630
$\mathbb{R}^2$	0.880	0.425	0.566
Adjusted R <sup>2</sup>	0.846	0.310	0.551
F Statistic	$25.412^{***} (df = 20; 69)$	$24.220^{***} (df = 16; 524)$	793.199***

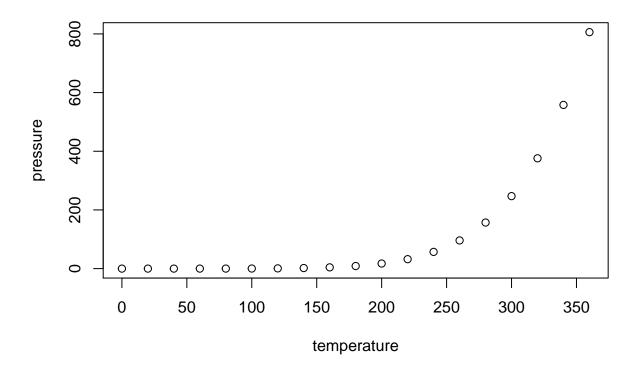
Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

# 5. Comentarios sobre la presencia de efectos aleatorios y correlacion serial de primer orden

## **Including Plots**

You can also embed plots, for example:



Note that the echo = FALSE parameter was added to the code chunk to prevent printing of the R code that generated the plot.