

TP1 Econometría Avanzada

Casiano, Denys; Daboin, Carlos y Quispe, Anzony

2022-04-11

Notacion

Las variables consideradas en los modelos disctuidos a continuación son las siguientes:

- R_{it} : la tasa de criminalidad del condado i en el periodo t .
- X'_{it} : la matriz de controles del rendimiento de la oportunidad legal.
- P'_{it} : la matriz de variables del sistema judicial.
- α_i son los efectos fijos.
- ϵ_{it} : el termino de error.

1. Discusion del estimador between (BE)

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, el estimador solo será consistente si (X'_{it}, P'_{it}) son ortogonales tanto a α_i como a ϵ_{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 . 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 y el estimador de efectos fijos (FE)

Existe el riesgo de que los atributos no-observables de los condados estén correlacionados con la variable dependiente y las variables explicativas, generando estimadores sesgados. Por ejemplo, imaginemos que las tasa de reporte del crimen sea distinta en distintos condados y sea no-observable (lo cual es bastante plausible). En este caso, aquellos condados con mayores tasas de subreporte tendrán (en promedio) una menor tasa de criminalidad y mayores tasas de arresto, a pesar de haber controlado previamente por las demás variables. Es decir, el subreporte sesgaría la estimación del efecto de interés, haciéndolo parecer de mayor magnitud.

El estimador de efectos fijos (FE o *within*) elimina toda heterogeneidad no-observable a nivel de condado que permanezca fija en el tiempo. Esto se logra al añadir variables binarias “fijas” por condado que sustraen su promedio histórico a todas las demás variables. De esta forma las variables del modelo estan exentas de diferencias de promedio a nivel de condado.

Volviendo al ejemplo anterior, un estimador FE hubiese corregido las diferencias en criminalidad y tasas de arresto promedio entre condados, haciéndolos más comparables.

A continuación aplicamos el test de especificación de Hausman verificar la existencia de varaibilidad no observable a nivel de condado. La hipotesis nula de este test es que la variabilidad no observable a nivel

de condado es ortogonal a las variables explicativas del modelo. El estadístico se construye a partir de las diferencias entre los estimadores del modelo BE y del modelo de FE según la siguiente fórmula:

$$H = (\hat{\beta}_{BE} - \hat{\beta}_{EF})'(\Omega_{EF} - \Omega_{BE})^{-1}(\hat{\beta}_{BE} - \hat{\beta}_{EF}) \sim \chi^2$$

```
##
## 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 que α_i es ortogonal (X'_{it}, P'_{it}) , es decir, en base a este test se puede concluir que la heterogeneidad no observable a nivel de condado es estadísticamente importante y que conviene usar la estimación con efectos fijos.

Insertar tabla de Anzony

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 estimados (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

Al igual que en el caso anterior, el test de Hausman rechaza la hipótesis nula de que α_i es ortogonal (X'_{it}, P'_{it}) . En base a este resultado se puede concluir que la heterogeneidad no observable a nivel de condado es estadísticamente significativa. Esto se da debido a que las estimaciones por efectos aleatorios no controlan efectos individuales (a nivel de condado), sino que los omite generando sesgos si (X'_{it}, P'_{it}) no son ortogonales a α_i y a ϵ_{it} .

4. Comparando resultados

Insertar tabla Anzony

En la tabla 1 se observa 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 ($P_A > P_C > P_P$). En ambas estimaciones se pudo observar que los parámetros P_A , P_C y P_P son significativos.

Así también, observa que las elasticidades de P_A , P_C y P_P son mayores en los modelos between y efectos aleatorios que en el modelo within. Por ejemplo se observa que la elasticidad de P_A en el modelo within se reduce en un 7.23% respecto a la obtenida con efectos aleatorios, mientras que para P_C lo hace en 7.38% y para P_P en 2.55%. Las diferencias de magnitud entre la estimación between y within fueron planteadas en el inciso 2.

Al igual que en el modelo de efectos fijos, el signo de S en los resultados de efectos aleatorios 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, omisión de efectos por condado generan grandes diferencias en las estimaciones (en este caso entre between, within y efectos aleatorios). Dados los resultados del test de Hausman se concluyó que la heterogeneidad es estadísticamente importante en esta muestra, podemos concluir las estimaciones between y efectos aleatorios sobreestiman el efecto estimado de las variables de law enforcement, y que el modelo within es más conveniente para anular este sesgo.

Table 1: Resultados

	<i>Dependent variable:</i>		
	Between (BE)	Tasa de criminalidad Within (EF)	Random Effects (RE)
	(1)	(2)	(3)
P_A	-0.648*** (0.088)	-0.385*** (0.033)	-0.415*** (0.030)
P_C	-0.528*** (0.067)	-0.301*** (0.021)	-0.325*** (0.020)
P_P	0.297 (0.231)	-0.191*** (0.033)	-0.196*** (0.033)
S	-0.236 (0.174)	0.026 (0.025)	0.019 (0.026)
Police	0.364*** (0.060)	0.424*** (0.027)	0.415*** (0.025)
Density	0.168** (0.077)	0.409 (0.279)	0.469*** (0.051)
Percent of young male	-0.095 (0.158)	0.381 (0.325)	-0.132 (0.123)
WCON	0.195 (0.210)	-0.034 (0.039)	-0.020 (0.039)
WTUC	-0.196 (0.170)	0.029* (0.018)	0.025 (0.018)
WTRD	0.129 (0.278)	-0.039 (0.041)	-0.035 (0.042)
WFIR	0.113 (0.220)	-0.013 (0.029)	-0.017 (0.029)
WSER	-0.106 (0.163)	0.004 (0.019)	-0.004 (0.020)
WMFG	-0.025 (0.134)	-0.388*** (0.102)	-0.264*** (0.078)
WFED	0.156 (0.287)	-0.553*** (0.165)	-0.394*** (0.144)
WSTA	-0.284 (0.256)	0.216** (0.101)	0.009 (0.086)
WLOC	0.010 (0.463)	0.341*** (0.107)	0.209** (0.099)
West	-0.230** (0.108)		-0.207** (0.105)
Central	-0.164** (0.064)		-0.180*** (0.062)
Urban	-0.035 (0.132)		-0.236** (0.114)
Percent minority	0.148*** (0.049)		0.199*** (0.043)
Constant	-2.097 (2.822)		0.252 (0.561)
Observations	90	630	630
R ²	0.880	0.425	0.566
Adjusted R ²	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

```
##
## studentized Breusch-Pagan test
##
## data:  ols
## BP = 188.15, df = 20, p-value < 2.2e-16
```

Para evaluar la presencia de efectos aleatorios se estimó un modelo a través de mco y se utilizó el test de Breusch-Pagan. La hipótesis nula es la no existencia de efectos aleatorios ($H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$), testeando la presencia de heterocedasticidad en los errores del modelo de pooled. Los resultados rechazan la hipótesis nula; por lo tanto, existen efectos aleatorios, los errores son heterocedásticos.

```
##
## Durbin-Watson test for serial correlation in panel models
##
## data:  lcrmrte ~ lprbarr + lprbconv + lprbpris + lavgsen + lpolpc +      ldensity + lpctymle + lwcon +
## DW = 1.357, p-value < 2.2e-16
## alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors
```

Teniendo en cuenta la siguiente definición de los errores:

$$\begin{aligned}u_{it} &= \mu_i + \epsilon_{it} \\ u_{it-1} &= \mu_i + \epsilon_{it-1}\end{aligned}$$

Se hace el test de autocorrelación serial sobre el modelo de efectos aleatorios y se rechaza la hipótesis nula. Por lo tanto, este modelo presenta autocorrelación. Esto puede estar relacionado con la omisión de los efectos fijos que genera que los errores u_{it} y u_{it-1} estén correlacionados generando un problema de sesgo.

```
##
## Durbin-Watson test for serial correlation in panel models
##
## data:  lcrmrte ~ lprbarr + lprbconv + lprbpris + lavgsen + lpolpc +      ldensity + lpctymle + lwcon +
## DW = 1.687, p-value = 4.506e-05
## alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors
```

Se realiza el test de autocorrelación serial sobre el modelo de efectos fijos y se rechaza la hipótesis nula. Por lo tanto, el modelo presenta autocorrelación serial. Esto sugiere que los errores ϵ_{it} y ϵ_{it-1} estén correlacionados.