

TP2 Econometría Avanzada

Casiano, Denys; Daboin, Carlos y Quispe, Anzony

2022-04-12

Notación

Las variables consideradas en los modelos discutidos 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 estimador between (BE) en datos de panel estimadores basados en el promedio histórico de cada sujeto (condado), por lo que omite cualquier tipo de heterogeneidad no-observada a nivel de estos. Si las características no observables estuvieran correlacionadas con (X'_{it}, P'_{it}) el estimador BE produciría estimaciones sesgadas. La estimación BE presentada en el paper sólo sería válida si (X'_{it}, P'_{it}) fueran ortogonales tanto a α_i como a ϵ_{it} .

Los coeficientes de las variables de justicia criminal (P_A, P_C, S) cumplen con el signo negativo sugerido por el modelo económico de crimen en nuestra réplica del modelo BE, con la excepción de P_P (ver Tabla 1). Sólo los parámetros P_A y P_C son significativos. Según los resultados de este modelo, la probabilidad de detención y la probabilidad de condena son significativas para explicar reducción de 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 (X'_{it}, P'_{it}) y con R_{it} , generando estimadores sesgados. Por ejemplo, imaginemos que las tasa de reporte del crimen varía a nivel de condado y que es 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. Una situación así sesgaría la estimación de los efectos de interés, haciéndolos parecer de mayor magnitud.

El estimador de efectos fijos (FE o within) elimina toda heterogeneidad no-observable a nivel de condado y fija en el tiempo. Esto se logra al añadir variables binarias “fijas” a nivel 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 este nivel.

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

A continuación, aplicamos el test de especificación de Hausman para verificar la existencia de variabilidad no-observable a nivel de condado. La hipótesis nula del 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
```

Insertar tabla de Anzony

El test de Hausman nos permite rechazar la hipótesis nula, lo que nos invita a usar el estimador FE para lidiar con la heterogeneidad no observable a nivel de condado (ver Tabla 1).

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

3. Probando el estimador de efectos aleatorios (RE)

Realizamos nuevamente el test de Hausman, pero esta vez comparando los estimadores del modelo de efectos aleatorios (RE) con los del modelo FE. Al igual que en el caso anterior, el estadístico nos permite rechazar la hipótesis nula de que α_i es ortogonal (X'_{it}, P'_{it}). De nuevo, 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 los sesgos discutidos anteriormente.

4. Comparando resultados

Insertar tabla Anzony

En la tabla 1 se observa que las estimaciones por FE y por RE (segunda y tercera columna) de P_A , P_C y P_P muestran los signos (negativos) y el ordenamiento propuesto por el modelo económico de crimen ($|P_A| > |P_C| > |P_P|$). Los parámetros P_A , P_C y P_P son significativos en ambas estimaciones. Por otro lado, el coeficiente de S muestra signo positivo y no es estadísticamente significativo.

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

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 mas conveniente para anular este sesgo.

Table 1: Resultados

	<i>Dependent variable:</i>		
	Between (BE)	Tasa de criminalidad Within (FE)	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.