

## **DESIGUALDAD Y DELINCUENCIA: UNA APLICACIÓN PARA ESPAÑA<sup>(\*)</sup>**

*Autores: Rafael Muñoz de Bustillo<sup>(a)</sup>*

*Fernando Martín Mayoral<sup>(b)</sup>*

*Pablo de Pedraza<sup>(c)</sup>*

P. T. N.º 22/07

(\*) Los autores desean agradecer a Ana López las sugerencias realizadas a una versión previa del trabajo.

(a) Universidad de Salamanca. bustillo@usal.es

(b) Universidad de Salamanca. marlam@usal.es

(c) Universidad de Salamanca. pablodepedraza@usal.es

N.B.: Las opiniones expresadas en este trabajo son de la exclusiva responsabilidad de los autores, pudiendo no coincidir con las del Instituto de Estudios Fiscales.

Desde el año 1998, la colección de Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales está disponible en versión electrónica, en la dirección: ><http://www.minhac.es/ief/principal.htm>.

Edita: Instituto de Estudios Fiscales

N.I.P.O.: 602-07-012-X

I.S.S.N.: 1578-0252

Depósito Legal: M-23772-2001

## ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN
  2. LOS DETERMINANTES ECONÓMICOS DE LA DELINCUENCIA
    - 2.1. Desigualdad y delincuencia: contrastaciones empíricas
  3. UNA APROXIMACIÓN A LOS DETERMINANTES ECONÓMICOS DE LA DELINCUENCIA EN ESPAÑA
    - 3.1. Estimación de un modelo de los determinantes de la tasa de delincuencia
    - 3.2. Análisis regional de la tasa de delincuencia
  4. RESUMEN Y CONCLUSIONES
- REFERENCIAS
- SÍNTESIS. Principales implicaciones de política económica



## RESUMEN

Este trabajo estudia los determinantes de la delincuencia en España, prestando especial atención a las variables relacionadas con la distribución de la renta. Para ello en una primera sección presenta brevemente la interpretación estándar que desde la Teoría Económica se hace de los determinantes del delito. Posteriormente revisa con cierta profundidad los resultados obtenidos a la hora de contrastar empíricamente la relación entre distribución de la renta y delincuencia. Por último estudia con detenimiento la relación entre las principales variables explicativas de la delincuencia y la evolución de ésta en España entre 1977 y 2004. El estudio de los determinantes de la delincuencia en España se hace mediante un análisis variable a variable, mediante un análisis de serie temporal multivariante y mediante técnicas de datos de panel dinámicos utilizando para ello las distintas comunidades autónomas españolas en el período 1998-2002.

**Palabras clave:** Delincuencia, Distribución de la renta, España.

**Clasificación JEL:** J19, K42, D31, R19.



## I. INTRODUCCIÓN

En los cursos de introducción a la economía es habitual empezar definiendo qué es el problema económico: qué producir, como producirlo y para quién, pasando a continuación a señalar que hay tres modos genéricos distintos de organización social que se pueden utilizar para resolver esta cuestión: mandato, tradición o valores, y mercado. Siguiendo a autores como Boulding (1989), Galbraith (1984) o Anisi (1992) estas tres formas de organización se pueden interpretar en términos de tres formas distintas de poder para movilizar recursos en una sociedad dada. Detrás del mercado está el poder del dinero, detrás de los valores el poder del convencimiento y detrás del mandato el poder de la coerción física o la amenaza. Estos tres poderes se pueden sumar, por ejemplo, si aquellos con dinero son más carismáticos, tienen el poder de convencer a otros y además, por una razón u otra, tienen el monopolio de la fuerza. Por el contrario, también es posible que distintos grupos de población tengan acceso en distintas proporciones a las tres vías de poder. Se puede argumentar que existe una tendencia histórica a la unión en determinados colectivos de más de una forma de poder. Por ejemplo, en sociedades donde la tradición y los valores tienen un papel importante en la asignación de los recursos, aquellos que tienen el papel de interpretar la tradición, pueden fácilmente terminar teniendo a la vez dinero y el poder de la amenaza (la Iglesia Católica en la cima de su poder, los *ulemas* en algunas sociedades islamistas en la actualidad). Alternativamente, también es posible que aquellos grupos que se vean excluidos de la forma de poder dominante en las sociedades de Mercado, el dinero, se vuelvan hacia otras formas de poder, como la seducción (los telepredicadores americanos, por ejemplo) o la coerción física (la delincuencia) para acceder a su parte del producto.

Tradicionalmente se ha considerado que el mercado, en cuanto que intercambio voluntario, era una forma superior de intercambio con respecto a la violencia (o intercambio forzoso). En las conocidas palabras entresacadas del libro XX del *Espíritu de la Leyes* de Montesquieu (1689-1755), dedicado a las leyes en relación al comercio: “la paz es el resultado natural del comercio”, o “el espíritu del comercio produce en la mente del hombre cierto sentido de justicia exacta, opuesto (...) al robo” o “En todos los sitios vemos como la violencia y la opresión deja paso al comercio basado en la economía”<sup>1</sup>. El mercado se convertiría así, como señala Hirschman (1982) en un agente civilizador. Esta visión, sin embargo no implica que con el triunfo del mercado desaparezcan las otras formas de poder económico. De hecho, se puede defender que un contexto de “capita-

---

<sup>1</sup> Las citas son de la versión en hipertexto del *Espíritu de las Leyes* disponible en: <http://www.constitution.org/cm/sol.txt>.



lismo salvaje” en donde el sistema no se encuentre plenamente legitimado, puede incentivar otras vías, la violencia, como forma de acceder al producto social.

En este trabajo se pretende explorar la relación existente entre concentración de poder económico (reflejado en la concentración de la renta) y la importancia del uso de la amenaza y la violencia como vías alternativas de acceder al producto social. Para ello, en la siguiente sección se estudiarán las características principales de los modelos económicos que intentan explicar la conexión entre desigualdad y delincuencia a partir del célebre modelo desarrollado por Gary Becker en 1968. Posteriormente, se repasarán algunos intentos de contrastación de los determinantes económicos del crimen, centrándonos en el papel de la desigualdad y el desempleo. En la sección cuarta se estudiará el comportamiento de la tasa de delincuencia en España de 1972 a 2004 y se analizará el papel de las variables repasadas en la sección dos a la hora de explicar su comportamiento, utilizando para ello distintos métodos de contrastación. Por último en la sección 5 se resumirán las principales conclusiones alcanzadas.

## 2. LOS DETERMINANTES ECONÓMICOS DE LA DELINCUENCIA

Aunque el análisis marxista ya llamó la atención sobre los posibles efectos sobre la delincuencia que se podrían derivar de la existencia de una economía capitalista y su tendencia a la polarización de rentas, el análisis de la violencia desestructurada (delincuencia) desde la economía neoclásica está unido a la obra de Gary Becker, y su extensión del análisis del comportamiento del consumidor a aquellas otras facetas de la vida no directamente relacionadas con el consumo de bienes y servicios (como la educación, la formación de una familia, etc.). En su artículo de 1968 “Crimen y Castigo: una aproximación económica” Becker desarrolla el modelo canónico de decisión individual en lo que se refiere a la opción entre delinquir y cumplir la ley, que para este autor no se diferenciaría en nada de cualquier otra opción de las que continuamente tienen que tomar los agentes económicos en una economía de mercado. De acuerdo con los supuestos neoclásicos de *homo oeconomicus*, el comportamiento de los individuos a la hora de decidir entre delinquir o respetar la ley estará guiado, como en cualquier otra faceta de su existencia, por la maximización de su utilidad personal, y obedecerá a un cálculo racional que comparará el beneficio privado derivado del delito y los costes asociados al mismo. En el caso de que las actividades delictivas arrojen un beneficio neto superior a la alternativa consistente en desarrollar un trabajo legal, entonces los individuos optarán por una vida al margen de la ley, mientras que en caso contrario se mantendrán dentro de ésta. Siguiendo este planteamiento, si denominamos  $B$  el beneficio de las actividades ilegales,  $p$  la probabilidad de ser detenido,  $C$  el coste asociado a la detención (multa, prisión, pérdida de ingresos, etc.),  $W$  el salario que obtendría si dedicara su tiempo



a actividades legales y  $p_e$  la probabilidad de encontrar trabajo, entonces un individuo neutral al riesgo optaría por delinquir si:

$$B(1-p) - C.p > W.p_e \quad (1)$$

De forma que, *caeteris paribus*, cuanto mayor sea la probabilidad de ser detenido, mayor será el coste esperado asociado a la detención, aumentando la predisposición de los individuos a desarrollar un trabajo legal en detrimento de las actividades delictivas. De lo anterior se deduce que puesto que el aumento de las penas asociadas al crimen y el aumento de los recursos dedicados a combatirlo (aumentar  $p$ ) tienen el mismo efecto desincentivador de las actividades delictivas, las autoridades competentes deberían actuar sobre  $C$ , con un menor coste presupuestario, que sobre  $p$ . La evidencia, sin embargo, apunta al mayor efecto de las actuaciones sobre  $p$ , algo que se podría explicar si los delincuentes fueran adversos al riesgo (Grogger, 1991).

Este modelo se puede ampliar incluyendo una nueva variable asociada al coste de planear y realizar la acción delictiva  $C_d$ . Igualmente, se puede plantear que los individuos tienen un determinado nivel o grado de honestidad o moralidad,  $H$ , que actúa como restricción al delito. Habitualmente esta variable se incorpora no como una restricción absoluta, a modo de tabú, sino asociándola a un valor monetario que actuaría de umbral, lo que significa suponer que “la honestidad de todo sujeto tiene un precio”. De este modo sólo si el beneficio esperado neto  $B_n^e$  es superior a ese umbral  $H$ , se optará por delinquir. En conjunto tendríamos entonces que un individuo optaría por delinquir si:

$$B_n^e = B(1-p) - C.p - C_d > W.p_e, \text{ y } B_n^e > H \quad (2)$$

De esta forma, las actividades de protección y los gastos en seguridad de los sujetos afectarían negativamente a los incentivos a delinquir tanto mediante el aumento de  $C_d$  como mediante su efecto sobre la probabilidad de detección y detención de los infractores. Del mismo modo, la existencia de un capital social amplio y valores cívicos elevados, al aumentar el valor de  $H$ , afectarían también negativamente a la probabilidad de delinquir<sup>2</sup>. En lo que a esto respecta, la erosión de los valores tradicionales de la comunidad y el sentido de pertenencia a un grupo asociado al triunfo del mercado y el culto del éxito económico por encima de todo lo demás podría aumentar el crimen mediante la reducción de los niveles umbrales de  $H$ .

La expresión (2) se puede considerar como una visión ecléctica que pretende incorporar los dos grandes paradigmas con los que se explicarían las conductas delictivas. Por un lado, el paradigma neoclásico para el que el crimen es una ac-

---

<sup>2</sup> La hipótesis de Fukuyama (1999) según la cuál el aumento de la delincuencia estaría vinculada a la crisis de la familia, se podría interpretar en términos de la reducción de  $H$ , cuyo valor estaría en gran parte determinado por el contexto familiar en el que se educan los sujetos.

tividad más que se rige por los mismos criterios de coste y beneficio que cualquier otra actividad desarrollada por el *homo oeconomicus*. Por otro, desde una visión más sociológica, la clave a la hora de explicar las conductas delictivas estaría en el peso de la norma, en el componente H.

Por último, existen toda una serie de variables subyacentes que afectan a los valores de las variables recogidas en la ecuación 2. Empezando por W, el nivel de educación del sujeto, e, afectará positivamente a sus ingresos de mercado ( $\delta W / \delta e > 0$ ) y por lo tanto negativamente a la rentabilidad del crimen. Sin embargo, la educación probablemente también reducirá los costes directos del crimen ( $\delta C_d / \delta e < 0$ ), y sobretodo aumentará el pago derivado del mismo ( $\delta B / \delta e > 0$ ), por ejemplo, los delitos de cuello blanco. Por último, en la medida que la educación refuerce los principios morales de los individuos ( $\delta H / \delta e > 0$ ), se aumentaría la aversión al crimen. Según cual sea la intensidad de las relaciones anteriores así será el efecto final de la educación sobre el crimen, CR. En todo caso, es razonable pensar que ésta afectará de forma diferencial a distintos tipos de delitos.

Una segunda variable a considerar es el grado de desigualdad económica, g, existente en la sociedad. Cuanto mayor sea la desigualdad mayor será el beneficio potencial derivado del delito, ya que los ricos lo serán más y aumentarán las ganancias potenciales derivadas de las actividades ilícitas (véase Chiu y Madden, 1998). Por otra parte, más desigualdad significa también mayor dispersión salarial, y por lo tanto menor incentivo para dedicarse a actividades legales de aquellos que tengan salarios bajos. Igualmente, la desigualdad, especialmente cuando se considera arbitraria o fruto del abuso y no justificada, puede minar el umbral de honestidad mediante la deslegitimación de la sociedad que genera esos altos niveles de desigualdad (*efecto Robin Hood*), de forma que es razonable pensar que ( $\delta CR / \delta g > 0$ ).

Como ya se ha señalado tanto los gastos públicos como privados en seguridad<sup>3</sup> y policía afectarán negativamente a CR, pero más allá de su valor es importante también su distribución (si se concentran en determinadas zonas del país o distritos de las ciudades, por ejemplo)<sup>4</sup>, así como la eficacia y honradez tanto de

---

<sup>3</sup> El grado de demanda de seguridad privada, a su vez, responde a factores que subyacen a las relaciones anteriores. Por ejemplo, de acuerdo con D'Alessio, Eitle y Stolzenberg (2005), el uso de seguridad privada en EEUU responde al aumento de la presencia de minorías (hispana y afroamericana en el área metropolitana) y al aumento de la desigualdad, si bien esta variable tienen una relación de forma de U invertida.

<sup>4</sup> Por ejemplo, mientras que desde 2000 se produce un aumento de la tasa de robos en EEUU, en tres ciudades, antes conocidas por su alto grado de inseguridad ciudadana: Los Ángeles, Nueva York y Chicago, ésta disminuía de forma significativa. Este resultado se habría conseguido, en un contexto de reducción de las fuerzas policiales, mediante la reordenación de la política policial, concentrando los oficiales de policía en aquellas zonas con mayor índice de criminalidad (*The Economist*, 7/7/2007).

los cuerpos de seguridad como de los órganos de justicia. Algo que probablemente además afectará a  $H$ . Por último, la existencia de nichos para el desarrollo de actividades delictivas (como el narcotráfico, por ejemplo) y los propios antecedentes criminales,  $a$ , de los individuos también afectarán a la ecuación (2), en este caso tanto por efecto que el cambio de contexto relacional de los individuos con antecedentes tendrá sobre  $H$ , ( $\delta H/\delta a < 0$ ) como por su posible efecto sobre el coste directo de delinquir—la cárcel como escuela del crimen ( $\delta C_d/\delta a < 0$ ). Además, tener antecedentes actúa como un estigma que normalmente afecta negativamente al tipo de trabajo al que pueden aspirar los exdelincuentes, reduciendo su salario, lo que incentivará la reincidencia. Para Estados Unidos, Waldfogel (1994) estima que tal estigma da lugar a una caída del 10 % del salario con respecto al que el delincuente tenía antes de pasar por prisión<sup>5</sup>, siendo necesarios una media de 8 años para recuperar el salario que tenía antes de ser convicto. Allgood, Mustard y Warren (1999) estiman el impacto en un 12%.

Junto con estos factores existen muchos otros también dignos de mención: la edad de los individuos (a menor edad mayor beneficio neto), el sexo, en la medida que los hombres muestran una mayor tendencia a la violencia, si bien para explicar esta mayor tendencia hay que abandonar el modelo de *homo oeconomicus* y acudir a análisis biológicos —cuestiones hormonales: testosterona—, el grado de urbanización: a mayor urbanización mayor anonimidad y probablemente menor  $H$ , mayores facilidades para adquirir los conocimientos delictivos y herramientas necesarias y por lo tanto menor  $C_d$ , etc. Una última variable a tener en cuenta, de dimensión distinta a las anteriores, sería la disponibilidad de armas que podría actuar tanto como desincentivo del crimen, en la medida que al estar la víctima armada aumenta la probabilidad de detención del criminal y se desincentiva el delito (esa sería la lógica de los defensores de la legalización de la posesión de armas de fuego<sup>6</sup>), aunque también podría facilitarlo, reduciendo  $C_d$ . En lo que a esto respecta, la posición de las Naciones Unidas es que las fuerzas del mercado, mediante la comercialización legal e ilegal (estimada ésta en el 40 %) de armas de fuego, habrían contribuido al aumento de la violencia. A modo de ejemplo, un rifle de asalto AK-47 se vende ilegalmente en Uganda por lo mismo que cuesta un pollo<sup>7</sup>.

---

<sup>5</sup> En lo que a esto respecta, una parte importante de los convictos tenían trabajo en el mes anterior a ingresar en prisión, en Estados Unidos este porcentaje es del 66% mientras que Inglaterra y Wales alcanzaba el 51% (Lynch et al., 1994).

<sup>6</sup> La existencia de una relación inversa entre delincuencia y posesión de armas se defiende eloquentemente en Lott (1998), una crítica a este planteamiento se puede encontrar en la recensión de Hemenway (1998) y en [http://en.wikipedia.org/wiki/John\\_Lott#Criticism](http://en.wikipedia.org/wiki/John_Lott#Criticism).

<sup>7</sup> *Report on State of Crime and Criminal Justice Worldwide*. UN, en Press Release Crime/V/4, 10 abril 2000.



El modelo canónico de comportamiento criminal nos ofrece así un conjunto de hipótesis contrastables, centradas en los determinantes económicos del crimen, y como tal permite completar las perspectivas clásicas (psicológicas y sociológicas) que hasta hace poco habían dominado el estudio de los comportamientos criminales. Sin embargo, al hacerlo dentro de la lectura simplificada del hombre como *homo economicus* adolece de importantes lagunas, que se manifiestan, por ejemplo, en la necesidad de incorporar una variable de “restricción moral”, como la variable H. Así mismo, difícilmente puede explicar este modelo delitos como la violencia doméstica, u otros asociados a impulsos momentáneos y por lo tanto ajenos al mundo racional del *homo economicus*. En su intento por generalizar la utilidad del análisis microeconómico estándar basado en los conceptos de oferta, demanda y mercado, la economía neoclásica (Ehrlich, 1996) ha llegado al extremo de plantear la actividad delictiva como otra actividad más cuyo nivel de producción dependería de una oferta de delincuentes (que respondería a las variables arriba repasadas) y una demanda de delitos que, dado que nadie demanda delitos en un mercado, se plantea de forma inversa como aquella derivada de la disposición de los individuos a incurrir en gastos para dificultar ser víctimas de una acción delictiva. Un esfuerzo que, virtuosismos teóricos aparte, se nos antoja absolutamente prescindible.

## **2.1. Desigualdad y delincuencia: contrastaciones empíricas**

Existen un amplio número de estudios disponibles en donde con distintas técnicas y niveles de agregación se contrasta la capacidad de las variables arriba revisadas para explicar los índices de criminalidad. Las variables relacionadas con los mecanismos de control y castigo del crimen suelen arrojar los resultados esperados (Ehrlich, 1973, Wong, 1994, Andreoni, 1995), una vez que se controla el resto de las variables y se resuelve el problema de causalidad, en el sentido de que es habitual que los aumentos de la delincuencia generen como respuesta aumentos del gasto en seguridad, con lo que en una primera aproximación podría parecer que la causalidad es de tipo inverso. También es habitual encontrar una relación positiva entre criminalidad y nivel de desarrollo, aunque como demuestra Soares (2004), la razón de la misma obedece al menor índice de denuncias existente en los países menos desarrollados, de forma que una vez corregido éste el grado de desarrollo *per se* no afectaría al índice de criminalidad. Centrándonos en el impacto de la desigualdad, como se puede comprobar en el cuadro I, donde se recogen una muestra de este tipo de trabajos aplicado a países concretos, ésta aparece como una de las variables explicativas importantes del grado de criminalidad de una sociedad. Detengámonos en algunos análisis concretos a modo de ejemplo.

Según Merlo (2001) la caída del índice global de criminalidad en EEUU entre 1981 y 1996 obedece al aumento de la probabilidad de detención, la mejora de

la economía y el envejecimiento demográfico. La caída en la tasa de desempleo no habría tenido un impacto importante en este proceso ya que al tiempo que caía en términos agregados, aumentaba para los jóvenes, un colectivo altamente vulnerable al ejercicio del crimen. Por último, el aumento de la desigualdad acontecido en el período impidió que el crimen se redujera todavía más. De hecho, de no haberse producido los cambios favorables a su reducción expuestos, el aumento de la desigualdad habría generado un aumento de la tasa de crímenes contra la propiedad del 59%. Para este autor, los dos determinantes principales del crimen son la tasa de detención y el grado de desigualdad. Sin embargo, y como ejemplo de la complejidad asociada a este tipo de análisis, no todos los estudios sobre esta cuestión para el caso de EEUU confirman estos resultados. Así, por ejemplo, Allen (1996) no encuentran tal relación para ninguno de los delitos analizados, mientras que Kelly (2000) lo encuentra para algunos delitos (robo, asalto, crímenes violentos) y no para otros (robo de automóvil, asesinato, hurto)<sup>8</sup>. Por su parte, en su análisis de los determinantes del crimen en Argentina (basado en datos provinciales) entre 1900 y 1999, Cerro y Meloni (2000) obtienen una relación positiva entre la criminalidad y la tasa de desempleo y el grado de desigualdad (expresado mediante un indicador de desigualdad educativa): según sus estimaciones un aumento del 10% de la tasa de desempleo aumentaría la tasa de criminalidad en 1,8%, mientras que un aumento del 10% del indicador de desigualdad lo haría en un 3,3%. Junto con estas variables, la criminalidad también responde positivamente al PIB *per capita*, lo que los autores interpretan en términos de que las zonas ricas actúan como atractores de delincuentes, y negativamente a la probabilidad de detención y enjuiciamiento (un aumento de la probabilidad de detención del 10% reduce la criminalidad en un 3,3%), de forma que también la desigualdad espacial afectaría a la tasa de delincuencia. Al otro lado de los Andes, según los resultados alcanzados por Nuñez, *et al.* (2003), de su estudio de los determinantes del crimen (según tipos) a partir de un análisis de datos de panel de 13 regiones chilenas (1988-2000), el indicador de desigualdad más comúnmente utilizado, el Índice de Gini, no resulta significativo como determinante del crimen (en ninguna categoría de delito), mientras que la razón de quintiles lo es en las categorías de homicidio y droga, aunque sólo en este último caso con el signo esperado. Por el contrario, la tasa de desempleo si resulta significativa.

---

<sup>8</sup> De su repaso de estas cuestiones Soares (2004) concluye que los resultados, para el caso de EE.UU. y la variable desigualdad, varían entre un efecto positivo o no significativo según el tipo de crimen y el estudio, no pudiéndose obtener del análisis la existencia de un patrón claro. Esa misma conclusión se obtienen del trabajo de Fowles y Merva (1996) que incluye una revisión de siete trabajos anteriores (hasta mediados de los 80) sobre desigualdad y crimen en EEUU.

## Cuadro I

### ALGUNOS ESTUDIOS SOBRE DESIGUALDAD E ÍNDICES DE CRIMINALIDAD

Autor	País	Muestra y método	Resultado
Andrienko	Rusia	Datos de panel 1990-98 para 70 regiones rusas	La educación afecta negativamente a la tasa de criminalidad, la desigualdad, el desempleo y los bajos niveles de ingresos afectan positivamente al nivel de violencia (aunque no al de delitos contra la propiedad)
Braithwaite (1979)	Varios países	Meta-análisis de 300 investigaciones	Los países con mayor desigualdad de ingresos y menores gastos sociales tienen tasas más altas de delincuencia
Büttner y Spengler (2003)	Alemania	Panel de tres años de 340-500 municipalidades según el tipo de crimen	El análisis distingue entre delincuentes residentes y foráneos. Se confirma el efecto positivo de la desigualdad y la pobreza sobre la criminalidad (en el caso de los primeros)
Demombynes y Ozler (2002)	Sudáfrica	Estaciones de policía de jurisdicciones locales. Negative binomial regression model	La desigualdad y el desempleo aparecen como variables significativas en crímenes violentos lo que no se explicaría por la vía beckeriana. Los delitos contra la propiedad están correlacionados positivamente con el nivel de gasto del área y desempleo y menor medida con la desigualdad
Entorf y Spengler (2000)	Alemania	Panel de lander alemanes	Ser joven y desempleado aumenta la probabilidad de delinquir
Hsieh y Pugh (1993)	Varios países	Meta-análisis de 34 estudios sobre la relación entre violencia y desigualdad	De los 76 casos en los que existía correlación entre las variables de crimen violento y desigualdad o pobreza, el 97 % de los casos la correlación era positiva y relativamente robusta. El análisis muestra una diferencia considerable en el tamaño de la relación.
Lee D. Y. (2002)	EEUU, RU., Italia	Cointegración, test de causalidad de Granger	La desigualdad de ingresos está cointegrada con los delitos contra la propiedad en EEUU y RU, pero en Italia los resultados dependen de la técnica utilizada
Machin y Meghir (2000)	Inglaterra y Gales	42 distritos policiales 1975-96, crímenes contra la propiedad y robo de coches (MCO)	La reducción de los salarios de los trabajadores no cualificados conduce a un aumento de la delincuencia

(Sigue)

(Continuación)

Autor	País	Muestra y método	Resultado
Nilsson (2004)	Suecia	Datos de panel de ámbito comarcal 1973-2000	El porcentaje de población con ingresos inferiores al 10 % del ingreso medio aparece como variable explicativa en los delitos contra la propiedad $\Delta 1\% \Rightarrow \Delta 2,9\%$ robos con allanamiento e $\Delta 5,9\%$ robos de coches. Lo mismo ocurre con el desempleo
Tsushima (1996)	Japón	47 prefecturas, 1984-86, regresión multietápica	Para homicidios y robo el desempleo y el porcentaje de población joven (con signo - en el primer caso y + en el segundo) aparecen como los factores determinantes. El grado de urbanización y la desigualdad cobran importancia para explicar los hurtos
Steven y Winter-Ebmer, (1999)	EEUU	1970-93	Se encuentran efectos positivos y importantes del desempleo sobre las tasas de delitos en el caso de delitos específicos y de delitos contra la propiedad
Fougere, Kramarz y Pouget (2006)	Francia	1999-2000 95 departamentos metropolitanos	Efecto positivo del desempleo y del desempleo juvenil
Papps y Wilkelmann (1999)	Nueva Zelanda	9 regiones, 1984-96	La evidencia respalda la existencia de relación entre desempleo y tasa de delitos

Fuente: Elaboración propia.

Por último, en su trabajo sobre violencia y distribución de la renta, Bourguignon, Núñez y Sánchez (2002) defienden que sólo una parte concreta de la distribución de la renta, y no ésta de forma global, tal y como la recogen las medidas de desigualdad comúnmente utilizadas, afecta al índice de criminalidad (robo) de una sociedad. De su análisis para las siete principales ciudades de Colombia entre 1986-96 mediante un modelo econométrico estructural concluyen que los delincuentes en este país se encuentran en los hogares donde la renta *per capita* es inferior al 80% de la media. De forma que los cambios en la distribución de los hogares por encima de ese umbral no tendrían efectos sobre el índice de criminalidad. Este resultado es coherente con la constatación de que los individuos a la hora de establecer comparaciones no lo hacen con aquellos segmentos de la sociedad cuyos estilos de vida consideran totalmente fuera de su alcance, sino con aquellos otros más próximos que actúan como punto de referencia de su posición social.

Alternativamente, la relación entre desigualdad y delincuencia se puede contrastar mediante análisis de corte trasversal a partir de la comparación del comportamiento de ambas variables entre países y a lo largo del tiempo utilizando análisis de datos de panel. Probablemente los trabajos más completos realizados desde esta perspectiva sean los de Fajnzylber, Lederman y Loayza (1998, 2000, 2002a, 2002b) en donde analizan de forma completa la capacidad explicativa de las principales variables consideradas en los modelos económicos del crimen para un conjunto amplio de países (34 en el caso de robos y 45 en el de homicidios) y el período 1970-94. De su análisis estos autores destacan tres conclusiones: una vez que por cualesquiera razones se eleva las tasa de delincuencia se crea un momento o dinámica (por las razones antes mencionadas,  $\downarrow C_D$ ,  $\downarrow W$ ,  $\downarrow H$ ,  $\downarrow p^{esperada}$ ) que lo hacen autopropetarse; el crecimiento económico, probablemente mediante su efecto positivo en la capacidad del estado de embarcarse en programas de índole social y en la mejora y mantenimiento de los servicios policiales, tienen un efecto depresivo sobre los índices de delincuencia; por último, una desigual distribución de la renta, o mejor dicho, una inadecuada distribución de los beneficios derivados del crecimiento económico contribuye al aumento de la delincuencia. En lo que respecta a este último punto, de acuerdo con las estimaciones de estos autores un aumento en un punto porcentual del índice de Gini daría lugar a un aumento permanente de la tasa de robos del 4,6% (1,5% en el caso de homicidios). Estos autores obtienen también una interesante conclusión sobre la interacción entre educación y desigualdad, ya que en el caso de que la mejora de igualdad de oportunidades en acceso a la educación no se traduzcan en un aumento en la igualdad y en mayor crecimiento económico, la mejora educativa repercutirá en un empeoramiento y no en una mejora de la tasa de criminalidad violenta. Este resultado es coherente con el alcanzado por Soares (2004), en su análisis de las diferencias de las tasas de criminalidad en un grupo de 28-42 países y los períodos 1975-83, 1984-1988 y 1989-94, con la diferencia, respecto al análisis anterior, que Soares realiza una corrección en las series de criminalidad para compensar las diferencias en niveles de denuncias según el nivel de desarrollo del país. De su análisis Soares concluye que la desigualdad (expresada en desigualdad de consumo entre la primera y la quinta quintila) es la variable “más consistentemente relacionada (positivamente) con las tasas de criminalidad” (p. 175). La educación y el crecimiento tendrían un efecto negativo, mientras que la tasa de urbanización, la presencia policial, el PIB *per capita* y la religión no mostrarían una relación estadísticamente significativa.

Para acabar, desde esta misma perspectiva, el trabajo de Entorf y Spengler (2000b) realizado a petición de la Comisión Europea, estudia las interacciones entre criminalidad, situación económica y cohesión social para la UE (15) y para un grupo de regiones europeas. Su estudio confirma la relación entre desempleo, desempleo de larga duración, y en especial desempleo juvenil y la tasa de delincuencia (asaltos y delitos contra la propiedad), la renta *per capita* también



afectaría positivamente a la tasas de delitos, por último, y de forma sorprendente, la elasticidad de la tasa de delitos con respecto a la tasa de actividad femenina también sería positiva (1,3 en el caso de los robos), relación que se podría explicar mediante argumentos del tipo de ruptura de modos de vida (el retraso de la edad de matrimonio y la tasa de divorcio estarían asociadas con una mayor tasa de delincuencia, con una elasticidad de 0,4-0,5 en el último caso para robo y significativamente más elevada en el primero), bien por el deterioro de la vida familiar a la Fukuyama (1999) que ello pueda suponer, o simplemente porque la mayor actividad femenina aumenta las ocasiones para robos y allanamientos de morada.

En conjunto, a pesar de la dificultad de obtener resultados definitivos dados los problemas de autocorrelación entre las variables fundamentales y los distintos niveles de representatividad de las estadísticas de crimen, la evidencia recogida más arriba apunta razonablemente a la existencia de una relación positiva entre desigualdad y criminalidad. Dicho esto, es importante señalar que esa relación puede explicarse mediante dos mecanismos de transmisión complementarios pero de muy distinta naturaleza. El primero de ellos sería el que se deriva directamente del modelo canónico simple de economía del crimen al que hemos aludido más arriba. En él, la mayor desigualdad simplemente supone una mayor ganancia potencial del delito para los delincuentes, tanto por que las víctimas tendrán mayores recursos de los que apropiarse, como porque el coste de oportunidad de dedicarse a actividades delictivas para los individuos (de baja renta) será menor, incluyendo el coste de oportunidad de pasar temporadas en la cárcel de ser detenidos y condenados (Fleisher, 1996). El segundo mecanismo, sin embargo, operaría por caminos más sutiles y se manifestaría en un deterioro del factor de honestidad,  $H$ , que actúa como restricción (nunca absoluta ya que el robo estaría permitido en situación de necesidad extrema, el homicidio en defensa propia, etc.) a las conductas delictivas. En este caso, la desigualdad deslegitimaría a los ojos del delincuente (y su entorno más inmediato) a la sociedad que la da cobijo y al sistema que la genera, convirtiendo en justos (*fair*) o adecuados comportamientos que de otra manera no se plantearían como alternativas. Este último enfoque sería el suscrito desde planteamientos de corte más sociológico como el marxista o el enfoque de la *anomia social*. Desde esta aproximación la (in)tolerancia de la desigualdad y por lo tanto la reacción ante ésta, no se puede explicar sin hacer alusión al medio sociocultural en el que se insertan los individuos: grandes niveles de desigualdad pueden ser así asumidos como justos si éstos consideran que cumplen con una finalidad, mientras que otros más pequeños pueden dar lugar a conductas violentas ya sean de carácter individual o colectivo. El sociólogo Robert Merton (1910-2003), por ejemplo, toma el concepto de anomia acuñado por Durkheim<sup>9</sup> y lo transforma para referir-

---

<sup>9</sup> Emile Durkheim (1858-1917), introduce el concepto de anomia en su *División del trabajo en la sociedad* (1893) para referirse al estado en el que normas sociales son confusas o inexistentes, un contexto que conducía a la aparición de conductas desviadas como la delincuencia o el suicidio: las normas de comportamiento entre la gente desaparecen y nadie sabe lo que esperar del prójimo.

se a aquellas situaciones provocadas por una sociedad que sitúa en lo más alto los logros de carácter económico obtenidos, en su versión mítica, mediante la competencia en el mercado, sin tener en cuenta las enormes disparidades de condiciones de partida de la población. Ese conflicto entre los criterios de éxito social y las oportunidades para alcanzarlo daría lugar a distintos comportamientos según las características de los sujetos sometidos a tensión. Algunos, los más numerosos, optarán por el *conformismo*, otros por el *ritualismo*, definido como el abandono de la persecución de los objetivos, pero manteniendo una plena integración en la sociedad, otros buscarán vías de escape - *abandonismo*, a menudo en las drogas o el alcohol. En estos tres casos la respuesta no sería transgresora. Alternativamente los individuos pueden buscar vías *innovadoras* para alcanzar el éxito mediante el ejercicio de actividades ilícitas, o *rebelarse* para cambiar los objetivos, en cuyo caso la desigualdad engendraría violencia.

No hay que pensar, sin embargo, que la violencia/delincuencia engendrada por la desigualdad económica se va a dirigir prioritariamente contra aquellos más beneficiados por la distribución de la renta. Si la desigualdad opera minando la restricción moral que actúa como inhibidor de los comportamientos delictivos, es fácil que una vez desaparecida esa limitación la delincuencia sea, en cierto modo, ciega a la posición de cada cual en la distribución de la renta, a no ser por consideraciones de eficiencia. Por lo menos eso parece desprenderse de los análisis de víctimas de crímenes de los que se deduce que es la población de los estratos más bajos de la distribución de la renta la que tiene una mayor probabilidad de ser víctima de robos y asaltos.

Resumiendo, aunque con excepciones (Neumayer, 2005), el análisis de la literatura económica, tanto teórica como empírica, sobre los determinantes de la violencia parece avalar la existencia de una conexión causal estadísticamente significativa entre desigualdad y delincuencia. La suma de ello junto con la constatación de existencia de cierta tendencia a la permanencia de las tasas de delitos, aunque los factores que en su momento provocaran su aumento hayan desaparecido, a modo de una "*histéresis criminal*", haría especialmente importante poner los medios para evitar cambios regresivos en la distribución de la renta, especialmente en aquellos tramos con una mayor incidencia sobre la delincuencia<sup>10</sup>.

---

<sup>10</sup> En todo caso, la existencia de este tipo de comportamientos no es algo enteramente novedoso en el mundo de la economía. Desde las teorías de consumo de Duesenberry a la teoría de la *histéresis*, son múltiples los casos de comportamiento asimétricos de variables dependientes ante cambios en la variable independiente. La teoría de la *histéresis*, por ejemplo, defiende que una vez alcanzado determinado nivel de desempleo, como resultado de, por ejemplo, una crisis de demanda, la solución de la misma y la vuelta de la demanda efectiva a los niveles previos a la crisis no será suficiente para resolver el problema de desempleo generado ya que por distintos mecanismos, la propia experiencia de desempleo habría alterado las posibilidades de recolocación de los parados. En el caso que nos ocupa, se podría especular que la decisión de dedicarse a actividades delictivas en ausencia de otras alternativas (debido, por ejemplo, al alto nivel de desempleo existente) no siempre es reversible, dando lugar

### 3. UNA APROXIMACIÓN A LOS DETERMINANTES ECONÓMICOS DE LA DELINCUENCIA EN ESPAÑA

En lo que se refiere al caso español, ciertamente la literatura sobre determinantes económicos de la delincuencia no es abundante. Sólo hemos encontrado tres trabajos dedicados a esta cuestión. En el primero de ellos, Bandrés y Diez-Ticio (2001), exploran los determinantes de la tasa de delitos mediante un modelo de tres ecuaciones simultáneas que relacionan la tasa de delitos, la tasa de resolución de los mismos y la distribución espacial de los recursos policiales, que se aplica al caso de los delitos competencia del Cuerpo de Policía Nacional en las capitales de provincia (exceptuando las tres correspondientes al País Vasco) en el año 1995. De acuerdo con estos autores, tanto el nivel de renta *per capita*, como la educación y el riesgo de captura influirían en la tasa de delincuencia, el primero de forma positiva, y los últimos de forma negativa. Los autores también encuentran una relación positiva entre delincuencia, desempleo y tamaño de las ciudades, si bien, paradójicamente, la densidad de población no sería un factor significativo a la hora de explicar la tasa de delincuencia. Aunque en este trabajo no se incorpora ninguna variable distributiva, los autores explican la relación positiva encontrada entre renta *per capita* y delincuencia echando mano de ésta: “la magnitud de este efecto (el impacto del PIB *per capita* sobre la tasa de delincuencia) depende del grado de desigualdad económica de los grupos sociales más desfavorecidos” (p. 27).

El segundo trabajo, Rodríguez (2002), estudia los determinantes de la tasa de delincuencia en España mediante un análisis con datos de panel de las Comunidades Autónomas españolas entre 1994 y 2001. En contraste con Bandrés y Diez-Ticio (2001), en este trabajo la tasa de detención pierde poder explicativo cuando se tiene en cuenta su endogeneidad, al igual que ocurre con la tasa de desempleo. Por su parte, aunque el PIB *per capita* sigue siendo una variable relevante en la determinación de la tasa de delincuencia, su efecto es negativo sobre ésta. Curiosamente ambos autores acuden a la misma explicación sólo que a la inversa, para explicar la relación PIB *per capita*  $\Leftrightarrow$  delincuencia: para Bandrés y Diez-Ticio, mayor PIB *per capita* significa mayores oportunidades de actividades delictivas, para Rodríguez, mayores oportunidades de actividades legales. Ambos trabajos coinciden, sin embargo, en el papel depresor de la delincuencia que tiene la educación. Por último, en el trabajo de Rodríguez, cobran

---

a un proceso de “acostumbramiento” o de segregación (en el caso de existencia de condenas) que haría difícil la vuelta a la normalidad una vez superado del episodio de desempleo. Es decir, los delincuentes basan su comportamiento actual en la información pasada (Sah, 1991). Esto introduce un comportamiento dinámico de la variable delincuencia, que estaría reflejado una relación ente las tasas de delincuencia pasadas y las tasas de delincuencia en el presente, lo que nos lleva a pensar que el modelo de delincuencia es dinámico, es decir, un modelo autorregresivo multivariado. Este aspecto será abordado en un epígrafe posterior.

fuerza las variables demográficas (porcentaje de población masculina de edad 16-24, y población inmigrante), entre ellas, de nuevo a diferencia de Bandrés y Díez-Ticio, la densidad de población.

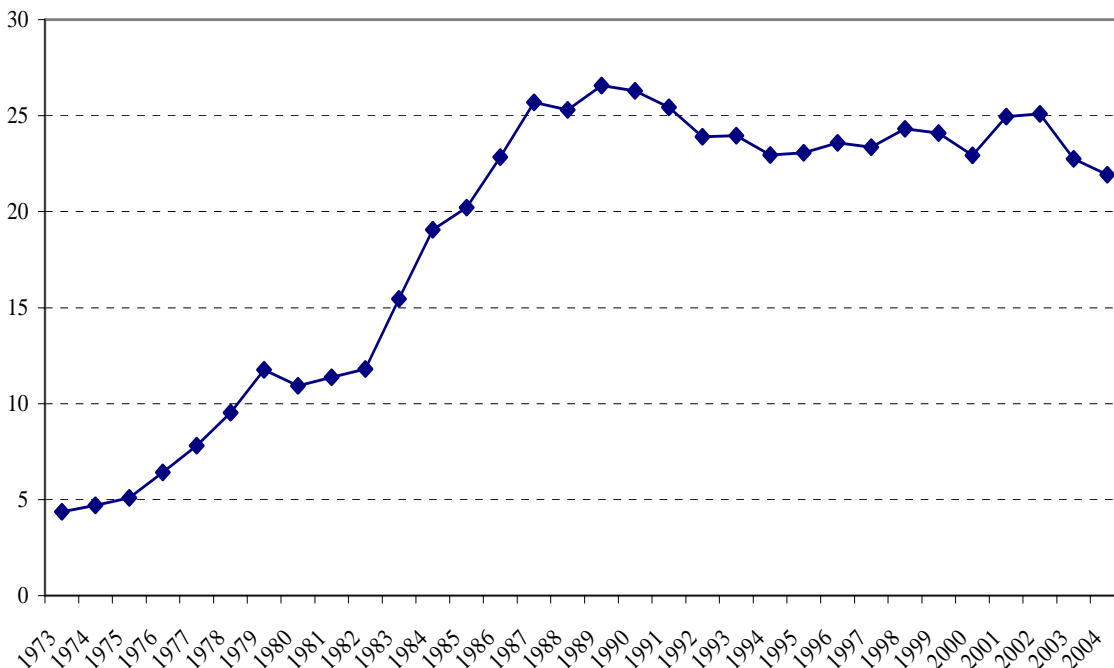
En tercer lugar, Buonanno y Montolio (2005) analizan, desde una perspectiva dinámica, los determinantes socioeconómicos y demográficos de la tasa de delincuencia tomando como unidad de referencia 42 provincias españolas para el período 1993 a 1999, diferenciando entre diversas tipologías de delincuencia. Estos autores también basan su análisis en modelos de datos de panel, pero a diferencia de Rodríguez (2002), consideran al proceso de delincuencia como un modelo dinámico donde las tasas retardadas de delincuencia forman parte de las variables explicativas. Además, instrumentan las variables explicativas con problemas de endogeneidad o exogeneidad débil, a través de estimadores GMM system, lo que les permite eliminar las distintas fuentes de sesgo no tenidas en cuenta por los modelos estáticos de datos de panel. Los principales resultados obtenidos por estos autores muestran que las tasas de delincuencia retardadas y la tasa de esclarecimiento están correlacionadas con las distintas tipologías de delincuencia contempladas por ellos. Además, sugieren que los delitos contra la propiedad están relacionados principalmente con variables socioeconómicas como la renta per cápita, el crecimiento de la misma y el nivel educativo de la población, mientras que los delitos contra las personas dependen sobre todo de factores demográficos.

En resumen, tenemos tres trabajos que en gran medida muestran determinantes distintos, cuanto no directamente contradictorios, de la delincuencia, con lo que el punto de partida de nuestro análisis no es muy halagüeño.

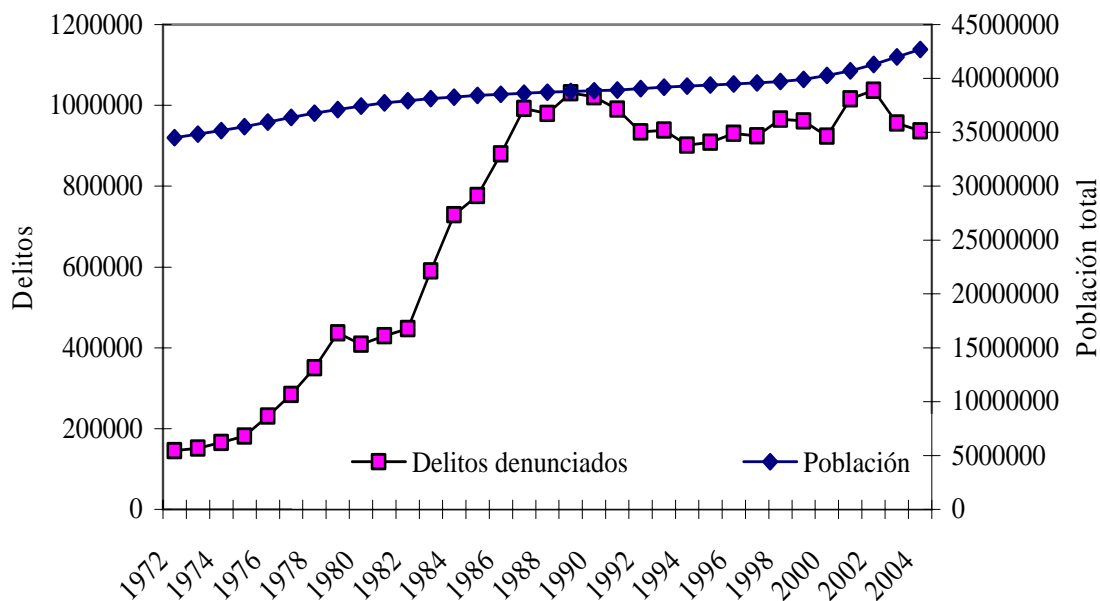
En el gráfico 1 se recoge la evolución de la tasa total de delitos conocidos (por cada 1000 habitantes) de España entre 1972 y 2004. El comportamiento en el tiempo de esta variable es similar al que se puede encontrar en otros países en lo que se refiere a la existencia de un fuerte aumento de la intensidad delictiva, lo que ha llevado a analistas como Fukuyama (1999) a buscar causas comunes –la gran ruptura– detrás de los mismos. En la medida en que la evolución de la tasa de delitos depende del comportamiento de la población y de los delitos denunciados, se ha considerado oportuno recoger la evolución separada de estas dos variables (gráfico 1b), pudiéndose observar como el perfil temporal de la tasa de delitos está marcado fundamentalmente por el comportamiento de los delitos y no por el comportamiento de la población. A modo de cautela hay que señalar que, debido a la longitud del período analizado, y a los cambios institucionales acontecidos durante el mismo (el paso de una dictadura a una democracia plena) no se puede excluir que su evolución se haya visto afectada por cambios en la forma de recoger información sobre los delitos o incluso cambios en la predisposición de los ciudadanos a presentar las oportunas denuncias, lo que sin duda dificulta su interpretación. Para obviar este problema algunos trabajos se centran en delitos más difícilmente ocultables, como homicidios, sin

embargo nosotros, en esta primera aproximación, hemos considerado que el análisis global de la delincuencia tenía interés en sí mismo a pesar del mayor riesgo que se corre en términos de fiabilidad de los datos.

**Gráfico I**  
**DELITOS POR 1000 HABITANTES**



**Gráfico Ib**  
**DELITOS Y POBLACIÓN TOTAL. ESPAÑA 1972-2004**



Fuente: Ministerio del Interior y elaboración propia.

En el gráfico 1 se puede observar como la serie de datos utilizada para medir la tasa de delitos presenta dos claros períodos, el primero durante los años 1973 a 1986 con una clara tendencia ascendente y el segundo de 1987 a 2004 donde la serie parece estabilizarse. A partir de los trabajos pioneros de David Cantor y Keneth Land (1985) el estudio de las propiedades de la tasa de delincuencia a través de métodos de series temporales ha sido algo frecuente en la literatura. Un aspecto esencial en este tipo de análisis es el estudio de la estacionariedad de las series temporales, ya que la ausencia de la misma puede llevar a resultados espurios en las regresiones realizadas para contrastar la relación entre la variable no estacionaria y sus variables explicativas.

Para analizar las propiedades de la tasa de delincuencia respecto a la estacionariedad, habitualmente se han utilizado los conocidos test de raíz unitaria que permiten contrastar la hipótesis de estacionariedad. Estos test parten de ecuaciones del tipo  $y_t = ay_{t-1} + \varepsilon_t$ , ecuaciones que incluyen un término constante llamado “deriva”  $y_t = \mu + ay_{t-1} + \varepsilon_t$ , o bien ecuaciones que incluyen deriva y tendencia temporal  $y_t = \mu + ay_{t-1} + bt + \varepsilon_t$ . Todas ellas tratan de estimar el valor del parámetro  $|a|$ , de modo que si el parámetro  $|a| < 1$  entonces la serie es estacionaria<sup>11</sup> mientras que si  $|a| = 1$  entonces es no estacionaria o integrada de orden (p), donde p es el número de veces que la serie temporal debe ser diferenciada para convertirse en estacionaria<sup>12</sup>.

Los test de raíz unitaria llevados a cabo para estudiar las series temporales de la tasa de delincuencia y su logaritmo durante el período 1973 a 2004<sup>13</sup> fueron el contraste de Dickey-Fuller aumentando (ADF) y el test de Philip-Perron (PP). Los resultados obtenidos se muestran en el cuadro 2.

---

<sup>11</sup> Tiene media y varianza constantes y covarianza de la variable y sus retardos  $cov(y_t, y_{t-s})$  depende únicamente de tamaño del retardo (s).

<sup>12</sup> Una variable estacionaria sería por tanto  $I(0)$  mientras que una no estacionaria sería  $I(p)$  donde  $p > 0$ . Las series no estacionarias  $I(1)$  han recibido el nombre de “paseo aleatorio”.

<sup>13</sup> Es necesario incluir en el modelo que se va a estimar un número determinado de retardos de modo que se asegure que los residuos obtenidos siguen un proceso de ruido blanco. El número máximo de retardos considerados para realizar los test fue de uno, obtenido a partir de los criterios de información, en concreto el test de la razón de verosimilitud (LR). Los criterios de información de Akaike (AIC) y el criterio de información bayesiano (BIC) no son recomendables en test de raíces unitarias porque tienden a recomendar un número insuficiente de retardos. Véase Ng and Perron (1995) para un análisis más detallado.

**Cuadro 2**

**TEST DE RAÍZ UNITARIA PARA LA TASA DE DELITOS 1973-2004**

	Test Dickey-Fuller aumentado Observaciones 31			Test Phillips-Perron Observaciones 32		
	Estadístico	Valores críticos	Mackinnon (p-value)	Estadístico	Valores críticos	Mackinnon (p-value)
$TD_t$	-0.657	1% -4.325 5% -3.576 10% -3.226	0.9759	-0.260	1% -4.316 5% -3.572 10% -3.223	0.9904
$\ln(TD_t)$	-1.260	1% -4.325 5% -3.576 10% -3.226	0.8974	-0.632	1% -4.316 5% -3.572 10% -3.223	0.8974
	Test Dickey-Fuller aumentado Observaciones 30			Test Phillips-Perron Observaciones 31		
	Estadístico	Valores críticos	Mackinnon (p-value)	Estadístico	Valores críticos	Mackinnon (p-value)
$\Delta TD_t$	-4.16	1% -4.28 5% -3.56 10% -3.21	0.0131	-4.153	1% -4.325 5% -3.576 10% -3.226	0.0053
$\Delta \ln(TD_t)$	-4.38	1% -4.28 5% -3.56 10% -3.21	0.008	-4.376	1% -4.325 5% -3.576 10% -3.226	0.0024

Ambos test sugieren que no se puede rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad, lo que confirma que las series de tasas de delincuencia y su logaritmo siguen un proceso no estacionario de raíz unitaria. Para determinar el orden de integración se realizaron sendos test para variables en primeras diferencias, siendo las hipótesis contrastadas  $H_0 : I(2)$  frente a  $H_1 : I(1)$ . La tasa de delitos en diferencias rechazó la hipótesis nula de no estacionariedad por lo que podemos concluir que la tasa de delincuencia y su logaritmo son procesos integrados de orden uno  $I(1)$  alrededor de una tendencia lineal. La interpretación de estos resultados es que los cambios producidos en los factores que influyen en la tasa de delincuencia afectarán indefinidamente a las series futuras, por lo que nunca tenderán a su nivel de equilibrio original, dificultando la efectividad de los procesos sociales enfocados a reducir dicha tasa (Greenberg , 2001).

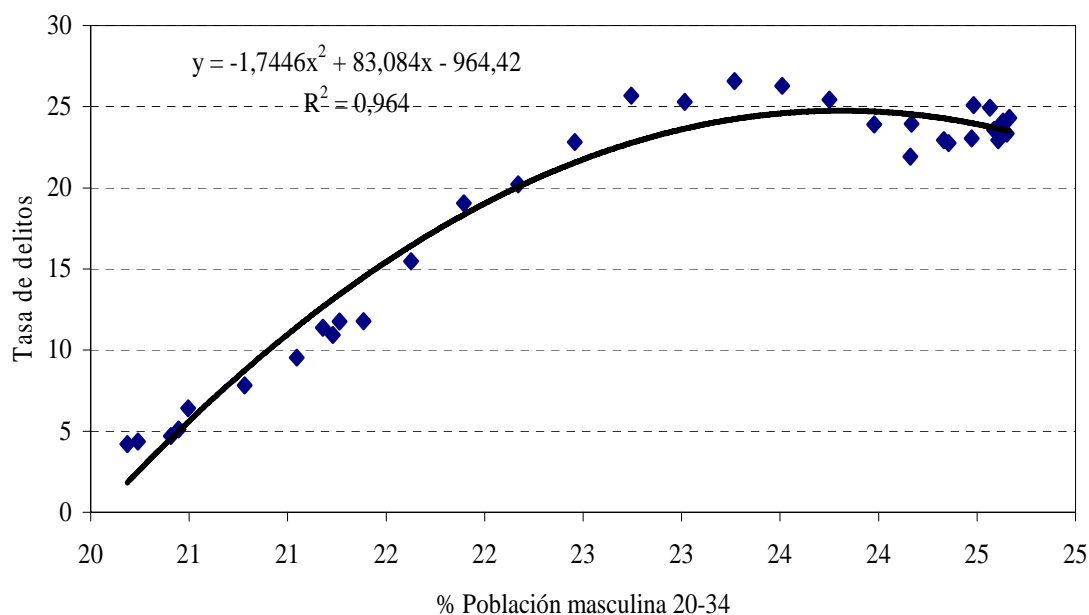
La explicación de este comportamiento observado en las tasas de delito en España es particularmente compleja, ya que la década que va de mediados de los 70 a mediados de los 80 es un período de numerosos y profundos cambios

en multitud de ámbitos sociales y económicos, lo que dificulta el proceso de discriminación entre posibles variables determinantes del comportamiento de la tasa de delito. Veamos a continuación el comportamiento en España de aquellas variables que tanto el análisis teórico resumido en la sección 2 como la literatura empírica sobre los determinantes de la delincuencia consideran importantes a la hora de explicar su evolución.

Empezando por las variables demográficas, uno de los “sospechosos habituales” en la explicación del delito es el porcentaje de hombres jóvenes existente en la sociedad. Como señala Boyd (2000), tanto factores sociales como fisiológicos hacen que los hombres jóvenes sean un grupo más proclive al delito que las mujeres o los hombres más maduros, a lo que se podría añadir factores económicos (de acuerdo con el modelo desarrollado más arriba) ya que los jóvenes tienen unos salarios más bajos y una tasa de desempleo más elevada. En el gráfico 2 se recoge la relación existente en España entre la tasa de delincuencia y el porcentaje de hombre 20-34 durante el periodo antes señalado. Como se puede apreciar el ajuste entre ambas variables es demasiado perfecto para ser verdad, ya que el 96 % de la varianza de la tasa de delitos quedaría explicado por el comportamiento de esta variable demográfica. El factor demográfico aparece como un candidato importante en la explicación del aumento de la tasa de delincuencia hasta la segunda mitad de la década de 1980 momento a partir del cual parece desaparecer la observada relación positiva. No es sencillo explicar porqué a partir de determinado valor de concentración de población joven prácticamente se anula el efecto de ésta sobre la tasa de delincuencia, algo que podría reflejar una mera coincidencia temporal de ambos fenómenos.

**Gráfico 2**

**% POBLACIÓN MASCULINA 20-34 Y TASA DE DELITOS**



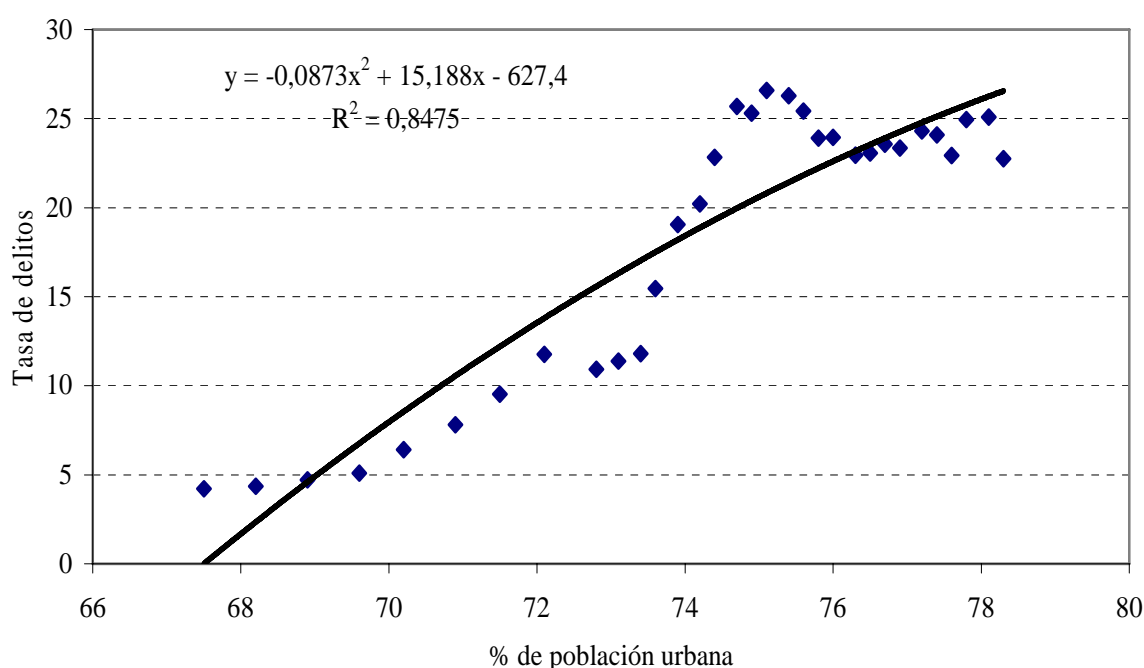
Fuente: Ministerio del Interior, Eurostat y elaboración propia.



El segundo factor de naturaleza demográfica que consideraremos es el grado de urbanización de la población. Las urbes en general, pero especialmente las grandes urbes, generan una sensación de anonimidad que facilita el delito, al tiempo que pueden hacer que se debilite el capital social que lo dificulta. Durante el período contemplado España ha profundizado su proceso de urbanización, con un aumento del 68 al 78%, en el índice de urbanización, de forma que, como podemos ver en el gráfico 3, esta variable también se confirma, en un primer análisis, como fuertemente correlacionada con la tasa de delitos<sup>14</sup>. En este caso, de nuevo, volvemos a ver el mismo comportamiento de aplanamiento de la relación para niveles altos de urbanización que parece comenzar nuevamente alrededor de la segunda mitad de la década de 1980. Este efecto se podría deber a que, a partir de un determinado momento, el crecimiento de una ciudad no aportara ningún factor más de anonimidad, y por lo tanto se debilita la relación entre ambas variables, aunque también, como ya señalamos más arriba, esta relación podría obedecer a la existencia de una tercera variable subyacente que afectara a ambas.

**Gráfico 3**

**TASA DE DELITOS Y GRADO DE URBANIZACIÓN**



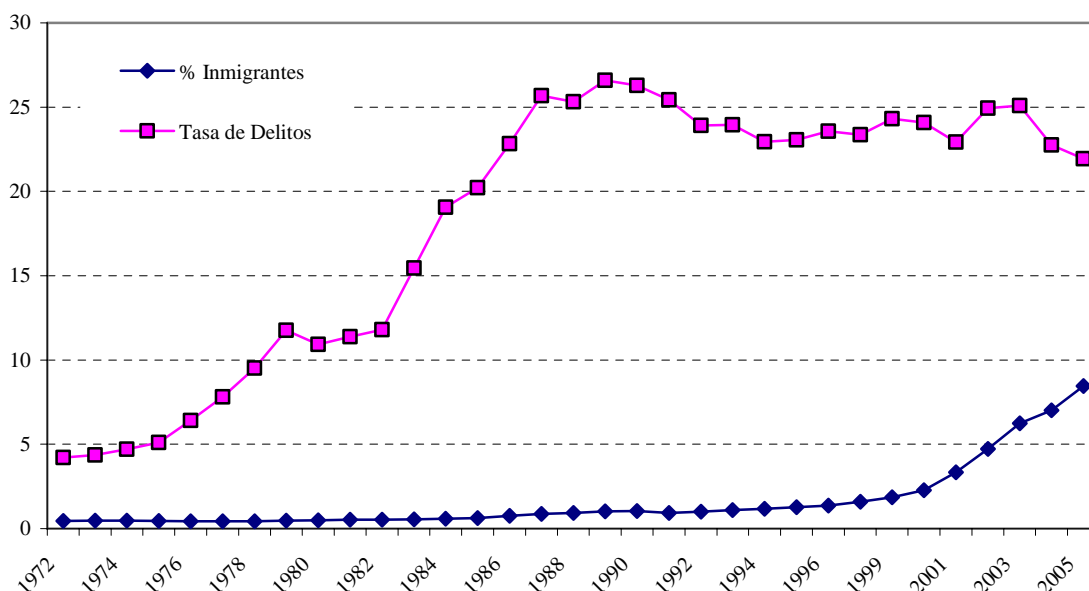
Fuente: Ministerio del Interior, WDI (2005) y elaboración propia.

La tercera variable demográfica considerada tiene que ver con el fuerte aumento de la población inmigrante experimentado en nuestro país en los últimos

<sup>14</sup> La tasa de urbanización se define como población que vive en municipios de 10.000 habitantes o más con respecto a población total a 1 de Julio de cada año. Este es el criterio seguido por el programa *World Urbanization Prospects* de las Naciones Unidas.

años. En el debate sobre la inseguridad ciudadana es frecuente relacionar ambos fenómenos: delincuencia e inmigración, conexión que a menudo se ilustra haciendo referencia al alto porcentaje de extranjeros, 30%, cumpliendo condena en las instituciones penitenciarias del país<sup>15</sup>. Sin embargo, como se recoge en el gráfico 4, independientemente del papel que la inmigración pueda tener en la seguridad ciudadana en la actualidad, difícilmente se puede achacar el deterioro de ésta experimentado en la década de los 80, con el fenómeno migratorio, ya que, como queda patentado en el gráfico 4, el grueso de la inmigración hacia nuestro país se produce mucho después de la escalada en la tasa de delincuencia. Es más, cuando se analizan los datos en términos de tasa de variación, gráfico 5, se comprueba la ausencia de una relación estadística simple entre ambas variables. Una posible interpretación de estos resultados es que los inmigrantes, en su gran mayoría, vienen a trabajar, lo cuál no impide que entre los mismos exista personas que, de forma planificada (delincuencia organizada) o casual, se dediquen a actividades delictivas. En todo caso, como se ha señalado, la “gran ruptura” española se produce mucho antes de la conversión de nuestro país en un país de acogida de inmigrantes.

**Gráfico 4**  
**TASA DE DELITOS (X 1000 HAB.) Y POBLACIÓN INMIGRANTE**  
**COMO % DE LA POBLACIÓN TOTAL. ESPAÑA 1972-2005**

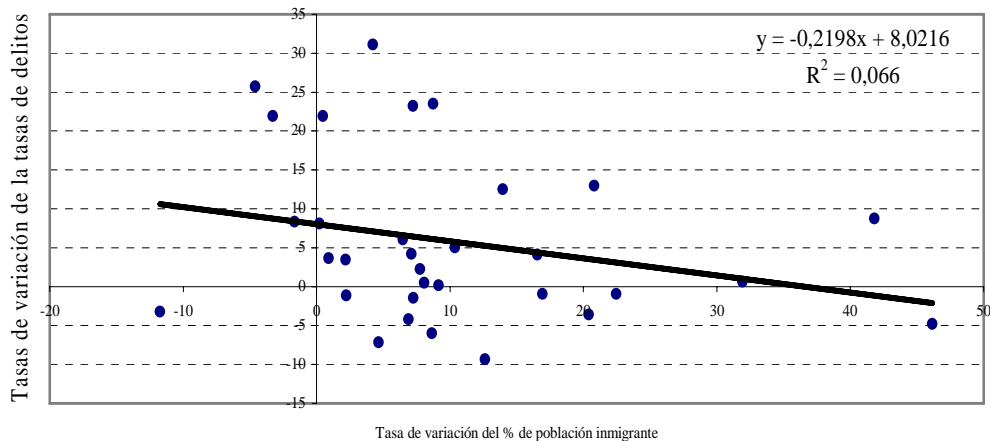


Fuente: INE, Ministerio del Interior y elaboración propia.

<sup>15</sup> Dirección General de Instituciones Penitenciarias, 30/4/2006, <http://www.mir.es/instpeni/archivos/mensual.pdf>.

**Gráfico 5**

**TASA DE VARIACIÓN ANUAL DEL PORCENTAJE DE INMIGRACIÓN SOBRE POBLACIÓN TOTAL Y DE LA TASA DE DELITOS**

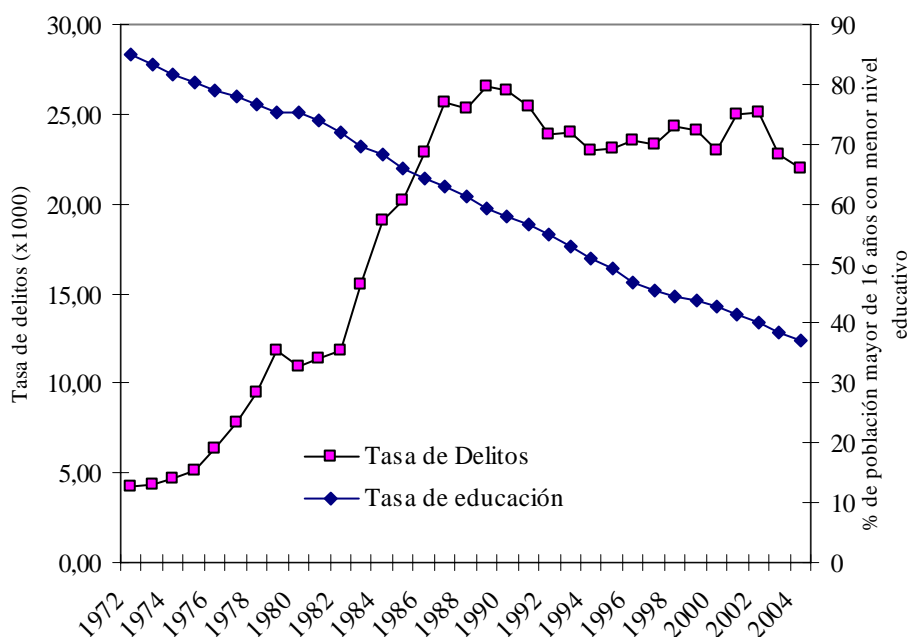


Fuente: INE, Ministerio del Interior y elaboración propia.

La última variable demográfica sería la tasa de escolarización entre la población. Para ello se tomó como variable proxy el porcentaje de población en edad de trabajar analfabeta, sin estudios o con estudios primarios a partir de la base de datos de Capital humano elaborada por el IVIE. Como se puede observar en el gráfico 6, en principio no parece existir una relación entre el nivel educativo de la población en edad de trabajar y la tasa de delitos.

**Gráfico 6**

**POBLACIÓN CON ESTUDIOS PRIMARIOS O INFERIORES Y TASA DE DELITOS**



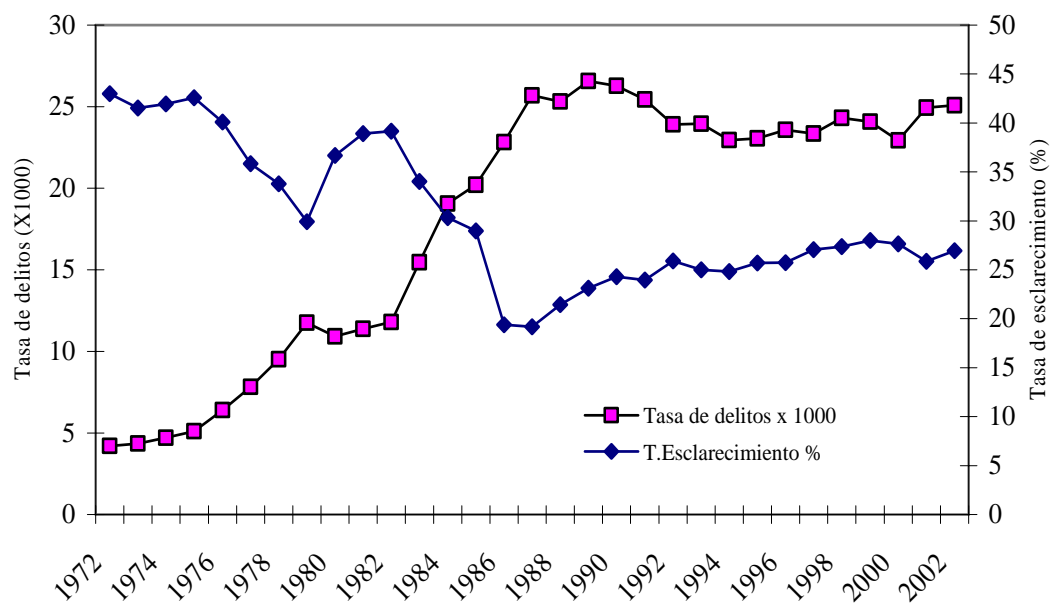
Fuente: IVIE y elaboración propia.

Tras las variables demográficas, el segundo grupo de factores a tener en cuenta son aquellos relacionados con el esfuerzo realizado en la represión de la delincuencia. A modo de primera aproximación se considerarán dos índices de resultados: la tasa de resolución de delitos (% de delitos esclarecidos) y la tasa de reclusión carcelaria, y un índice de *input*, el presupuesto dedicado a tareas de seguridad ciudadana. En todo caso, y a modo de cautela, hay que señalar que la existencia de *feed backs* entre la tasa de delitos y los recursos dedicados a la lucha contra el crimen hace que los resultados sean difíciles de interpretar.

Comenzando por la primera de las variables mencionadas, la tasa de esclarecimiento de delitos, en el gráfico 7 se puede observar cómo, coincidiendo con el gran salto de la tasa de delincuencia acontecido desde mediados de los 70 a mediados de los 80 se produce una caída muy significativa de la tasa de esclarecimiento de delitos, que se reduce a la mitad en el transcurso de una década, recuperándose ligeramente desde 1986. El gráfico 8 refleja de forma clara la existencia de una relación de tipo inverso entre ambas variables que desde la visión neoclásica se interpretaría en términos de un mayor coste de la delincuencia en presencia de unas tasas elevadas de esclarecimiento de delitos.

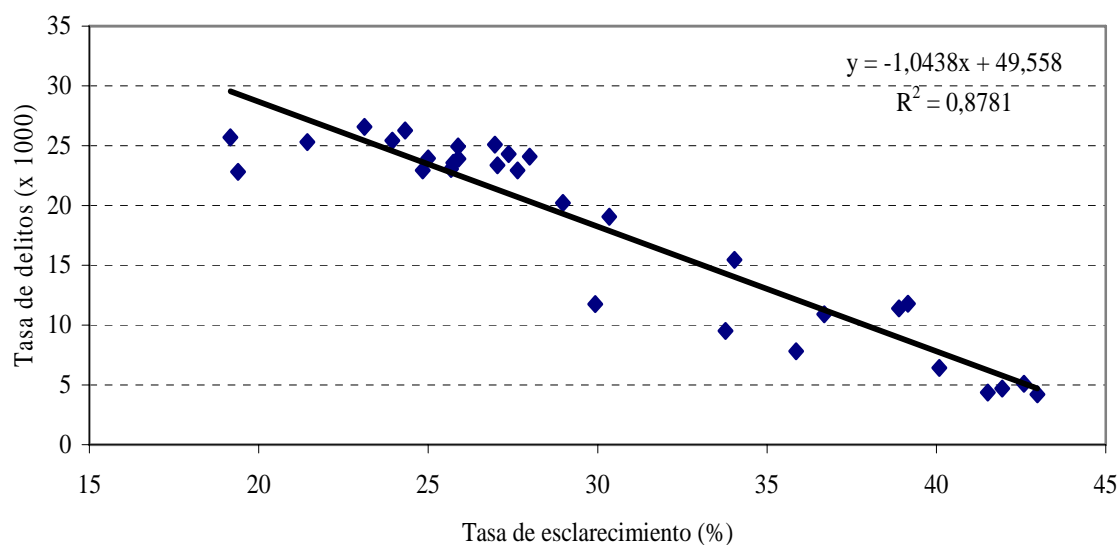
**Gráfico 7**

**TASA DE DELITOS Y TASA DE ESCLARECIMIENTO**



**Gráfico 8**

**TASA DE DELITOS X 1000 Y TASA DE ESCLARECIMIENTO**



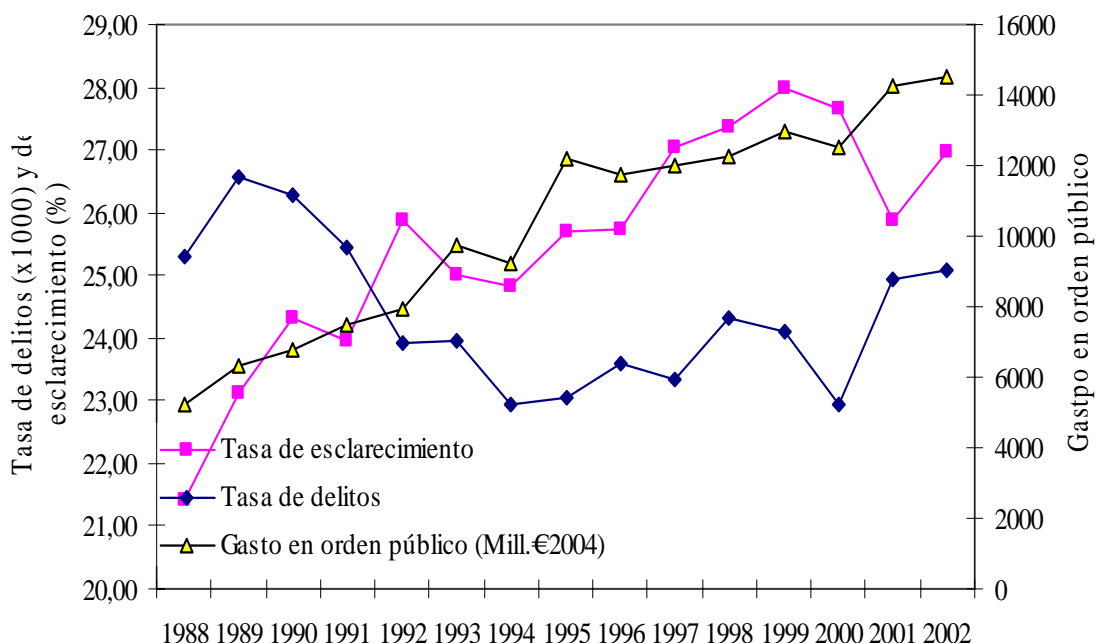
Fuente: Ministerio del interior y elaboración propia.

En lo que se refiere a la tasa de reclusión, desde en la última década y media se ha producido un aumento sustantivo de ésta, pasando del 0,85 por mil en 1990 al 1,36 en 2006. Ese aumento ha coincidido con una reducción de la tasa de delincuencia de cuatro puntos porcentuales, con lo que aparentemente, y al menos en términos de relaciones simples, existiría una relación de tipo inverso entre ambas variables, ya sea por el efecto que una política penitenciaria más dura tiene sobre la delincuencia al retirar a posibles delincuentes de las calles, ya sea por el efecto que tiene sobre el coste de delinquir.

Por último, en el gráfico 9 se reproduce la relación existente entre la cantidad de recursos dedicados a la seguridad y orden público por las Administraciones Públicas (Administraciones central y autonómicas), la tasa de delitos y la tasa de esclarecimiento. Como era de prever, existe una relación negativa entre la dimensión del presupuesto dedicado a seguridad y la tasa de delitos, si bien la relación entre el gasto en seguridad ciudadana,  $S_c$ , y la tasa de esclarecimiento  $T_e$  [ $T_e = 20,249 + 0,0005S_c, R^2 = 0,7212$ ] es más estrecha que entre gasto en seguridad ciudadana y tasa de delincuencia,  $T_d$  [ $T_d = -0,0002S_c + 26,861, R^2 = 0,3849$ ].

**Gráfico 9**

**GASTO EN ORDEN PÚBLICO, TASA DE DELITOS Y TASA DE ESCLARECIMIENTO**



Fuente: Ministerio del Interior, IGAE y elaboración propia.

El tercer grupo de variables lo conforman aquellas más directamente relacionadas con los aspectos económicos del crimen. La ausencia de una serie temporal de datos de distribución de la renta suficientemente larga impide comprobar directamente la existencia de una relación entre desigualdad y delincuencia en nuestro país, con lo que tendremos que conformarnos en esta etapa con analizar el efecto de otras variables como el nivel de renta o el desempleo. En todo caso, para finalizar se explorará la relación desigualdad-delincuencia utilizando dos aproximaciones distintas: estimaciones de desigualdad personal derivadas a partir del estudio del comportamiento de la desigualdad salarial y desigualdad espacial.

La relación entre tasa de delincuencia y tasas de desempleo ha sido estudiada por multitud de autores, entre los que destacan David Cantor y Kenneth Land (1985) (CL en lo sucesivo) cuyo trabajo supuso el punto de partida para numerosos análisis posteriores basados en series temporales. Estos autores tuvieron en cuenta dos posibles formas en las que el desempleo podía influir sobre la delincuencia, algo que el resto de autores había ignorado hasta ese momento. Por un lado, el desempleo puede aumentar la motivación para delinquir (*efecto motivación*) y por el otro, al pasar los desempleados más tiempo en casa, puede reducirse el riesgo de que se produzcan delitos (*efecto oportunidad*). Por consiguiente, la tasa de desempleo estaría relacionada de forma lineal con ambos efectos, con el primero de forma positiva y con el segundo de forma negati-

va. La aportación más importante de CL es que consideraron el efecto oportunidad como instantáneo, mientras que el efecto motivación era probable que tuviera un comportamiento retardado, ya que los recién desempleados tendrían ahorros y ayudas sociales que servirían como ingresos alternativos durante algún tiempo después de perder su trabajo. Para representar ambos efectos, CL utilizan la tasa de desempleo diferenciada ( $\Delta U_t = U_t - U_{t-1}$ ) para medir el efecto motivación, y la tasa de desempleo  $U_t$  para medir el efecto oportunidad. La relación lineal entre la tasa de delincuencia y los efectos mencionados del desempleo vendría representada por la siguiente ecuación:

$$\Delta TD_t = a + b_1 U_t + b_2 \Delta U_t + \varepsilon_i \quad (3)$$

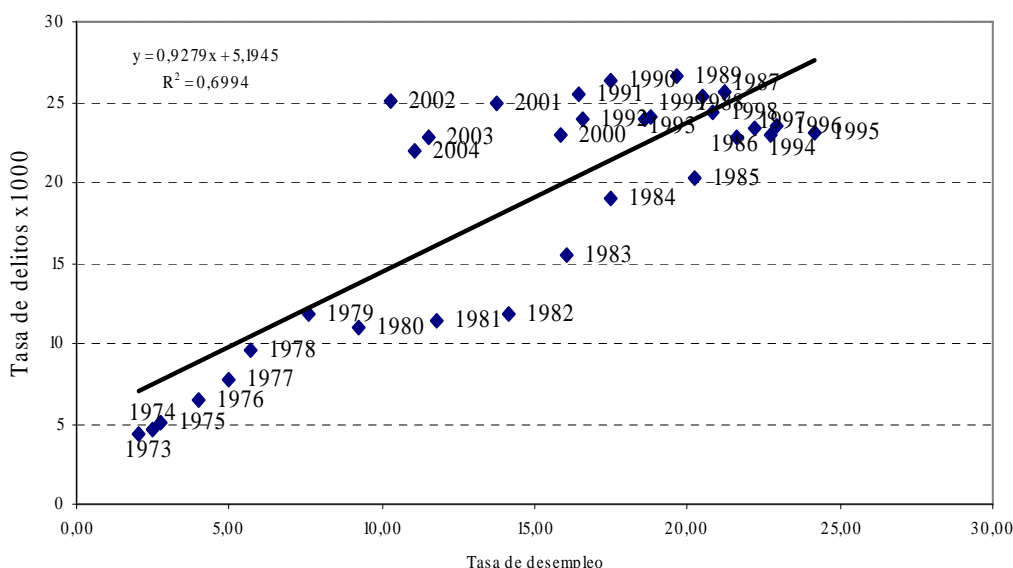
Donde el coeficiente  $b_1$  debería ser negativo y el  $b_2$  positivo.

Sin embargo este enfoque ha recibido numerosas críticas (Greenberg, 2001 o Britt, 2001) respecto al uso de la tasa de desempleo diferenciada para medir el efecto motivación ya que, en primer lugar, no permite distinguir entre las personas que han estado desempleadas por un largo período y las que han estado empleadas por un período corto, siendo evidente que la motivación de cada grupo para cometer un delito es diferente. La segunda crítica está relacionada con el texto de CL, puesto que de él no se desprende una relación de  $\Delta TD_t$  con  $\Delta U_t$  sino con sus valores retardados  $\Delta U_{t-1}$ .

En el gráfico 10 se representa la relación aparente entre tasa de desempleo y tasa de delincuencia española durante el período 1973-2004. Como se puede apreciar, en conjunto parece existir una relación positiva entre ambas variables, con un  $R^2$  de 0,7, aunque basta detenerse brevemente en el análisis del gráfico para comprobar como tal relación se explica casi exclusivamente por el comportamiento de ambas variables hasta finales de la década de 1980, ya que a partir de entonces se estabiliza la tasa de delincuencia, al tiempo que el desempleo crece (hasta 1995) o decrece (desde entonces). De hecho el gráfico más bien parece indicar que existen dos comportamientos claramente diferenciados: una primera etapa (1973-1987) en la que la asociación entre ambas variables es clara y positiva, y una segunda etapa (1988-2004) en la que las variaciones en el desempleo no parecen afectar a la tasa de delincuencia.

**Gráfico 10**

**TASA DE DELITOS POR 1000 HABITANTES Y TASA DE DESEMPLEO**



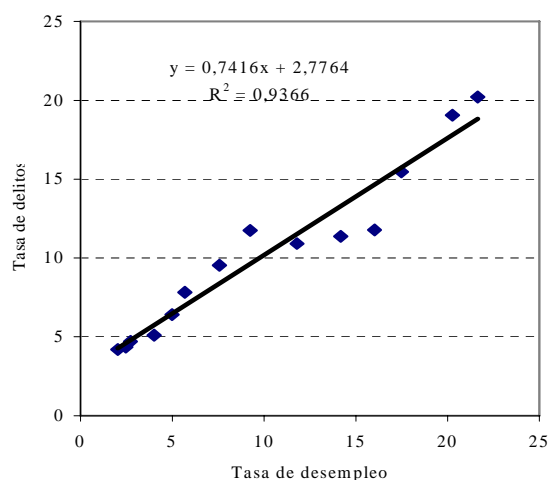
Fuente: Ministerio del Interior, EPA y elaboración propia.

Al analizar ambos períodos por separado (gráfico 11) se observa que el coeficiente de determinación  $R^2$  es muy elevado hasta 1987 mostrando una fuerte relación lineal entre ambas variables, mientras que a partir de ese momento, las tasas de delito se estabilizan alrededor del 25%, pareciendo mostrar una independencia respecto a la tasa de desempleo.

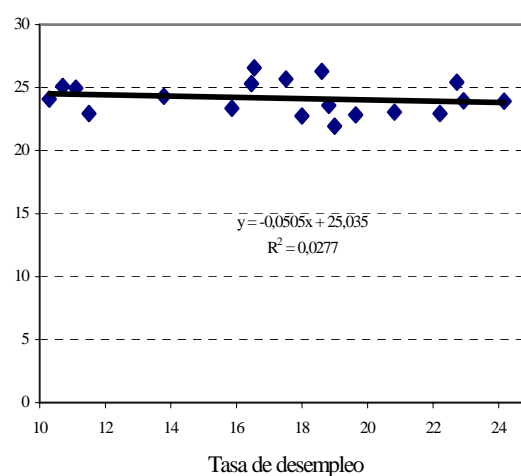
**Gráfico 11**

**DESCOMPOSICIÓN EN DOS PERIODOS DE LA RELACIÓN DESEMPLEO-DELINCUENCIA**

**Período 1973-1987**



**Período 1988-2004**



Fuente: Ministerio del Interior, EPA y elaboración propia.

Siguiendo la propuesta de CL a continuación se ha procedido a contrastar los efectos motivación y oportunidad en España para los dos períodos considerados, obteniendo los resultados reproducidos en el cuadro 3. Hasta 1987 el efecto oportu-



*tunidad* es el único significativo aunque con signo contrario al predicho por la literatura lo que podría ser interpretado como que los desempleados están menos tiempo y no más en casa, aumentando de esta manera las oportunidades de los delincuentes. En todo caso, en un país con, por aquella época, una baja tasa de actividad femenina, el efecto oportunidad necesariamente tendría que tener una menor intensidad. A partir de 1987 ambos *efectos dejan de ser significativos*. Al considerar la diferencia en tasa de desempleo retardada un período como variable proxy del efecto motivación, en ambos períodos considerados resultó significativa aunque el signo obtenido seguía siendo opuesto al teórico. De haberse obtenido estos resultados en otros países con un mayor nivel de protección social se podría defender que la existencia de prestaciones por desempleo debilitarían el efecto motivación del desempleo, pero en España, con un nivel de cobertura de las prestaciones por desempleo que en la década de 1980 estaba por debajo de 1/3 de los desempleados no parece que esta explicación sea verosímil, especialmente si tenemos en cuenta que el signo es el contrario del esperado de acuerdo con el modelo de CL. En ambos períodos, al considerar dos retardos en  $\Delta U_t$ , sus coeficientes estimados dejaron de ser significativos.

### Cuadro 3

#### CONTRASTACIÓN DEL EFECTO OPORTUNIDAD Y EFECTO MOTIVACIÓN. ESPAÑA, PERÍODOS 1973-87 Y 1988-2004

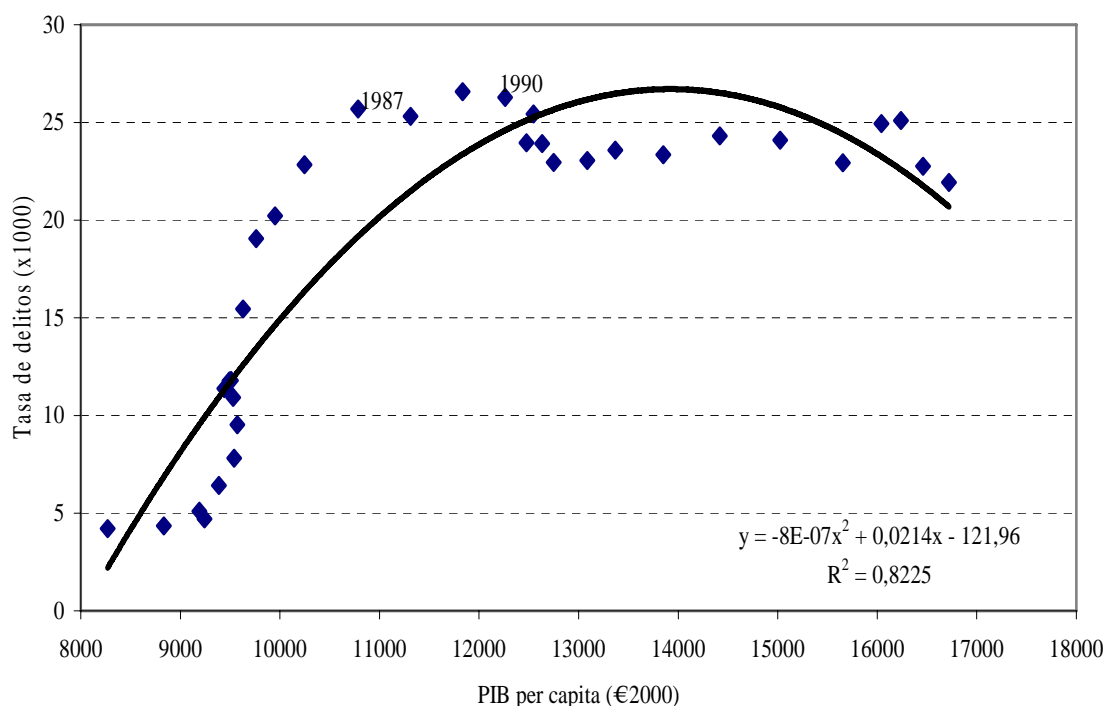
Variable dependiente $\Delta TD_t$	1972-1987	1988-2004	1972-1987 <sup>c)</sup>	1988-2004 <sup>d)</sup>
Tasa de Desempleo	0.102 (2.33)**	0.053 (0.82)	0.120 (-3.30)*	0.086 (1.15)
Crecimiento en la Tasa de desempleo	-0.248 (-0.81)	-0.269 (-1.66)		
Crecimiento en la Tasa de desempleo retardada 1 periodo			-0.527 (-1.93)***	-0.299 (-2.46)**
Constante	0.513 (0.73)	-1.296 (-1.00)	0.723 (1.56)	-1.887 (-1.27)**
Observaciones	15	15	15	15
Test F (p-valor)	0.09	0.23	0.01	0.07
R <sup>2</sup>	0.32 <sup>(1)</sup>	0.21	0.35	0.20

Entre paréntesis el t-ratio. \* significativo < 1% , \*\* significativo < 5% , \*\*\*significativo < 10%.

(1) A pesar del número reducido de grados de libertad con el que estamos trabajando, los coeficientes de correlación ( $r=0.5731$  y  $r=0.5963$ ) obtenidos a partir de los coeficientes de determinación para el período 1972-1987, se situaron por encima del valor crítico para 12 y 14 grados de libertad respectivamente al 95% de significatividad según la tabla de valores críticos del coeficiente de correlación de Pearson, lo que demuestra que existe una relación significativa entre el crecimiento de la tasa de delincuencia y la tasa desempleo durante el período 1972-1987. No sucede lo mismo para el período 1988-2004 donde los coeficientes de correlación son inferiores a los valores críticos teóricos al 95%, demostrando que no existe una relación significativa entre las variables explicativas y la variable dependiente.

La segunda variable económica analizada fue el PIB *per capita*, como se ha señalado con anterioridad, el nivel de renta agregado de una economía, que reflejaría la “rentabilidad” de dedicarse a una actividad delictiva, se considera normalmente como una variable determinante de la tasa de delincuencia, y así aparece en los tres trabajos empíricos sobre esta cuestión en España arriba comentados (aunque, sorprendentemente con signo distinto en dos de ellos). Como se puede ver en el gráfico 12, donde se reproduce la tasa de delitos y el PIB *per capita* español (en euros a precios del año 2000), el PIB *per capita* y la tasa de delitos en el período 1972-2004 muestran una relación similar a la observada en las variables anteriores, con una relación directa entre ambas hasta la segunda mitad de la década de 1980, momento a partir del cual parece desaparecer.

**Gráfico 12**  
**PIB PER CAPITA Y TASA DE DELITOS**



Fuente: AMECO Database, Ministerio del Interior y elaboración propia.

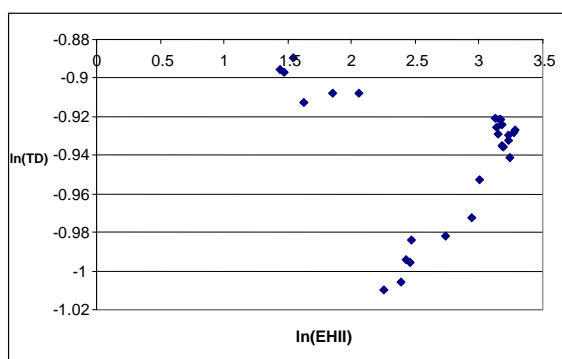
La tercera variable económica considerada en el análisis de la tasa de delincuencia es la desigualdad personal de la renta. Sin embargo, como se ha señalado con anterioridad, desafortunadamente no disponemos de una serie suficientemente larga de datos de distribución de la renta para poder contrastar el efecto de la desigualdad sobre las tasas de delincuencia. En todo caso, los datos disponibles de distintas Encuestas de Presupuestos Familiares para 1964, 1967, 1970, 1973, 1980 y 1990 indican una caída del Índice de Gini, que pasaría de la órbita del 0,45 a la órbita del 0,33, comportamiento que, en una primera aproximación, no avalaría la existencia de una relación directa entre

desigualdad y delincuencia, ya que, como se recordará, precisamente esos años de reducción de la desigualdad coinciden con un aumento importante de la tasa de delincuencia. Entre 1994 y 2002, años para los que se dispone de una serie homogénea obtenida a partir del Panel de Hogares de la Unión Europea, PHOGUE, la desigualdad se reduce ligeramente del 0,34 al 0,31, dejándose entrever la existencia de cierta relación directa entre desigualdad y delincuencia, aunque tal relación no sea ni clara ni intensa. Por lo tanto, poco se puede decir sobre la relación desigualdad delincuencia para el conjunto del período. Obviamente, bien podría ocurrir que otros factores estuvieran actuando en dirección opuesta neutralizando el efecto “teórico” de la reducción de la desigualdad. Con al finalidad de resolver, si quiera parcialmente, esta carencia se han explorado dos vías alternativas de resolver la carencia de datos directos de desigualdad personal. La primera de ellas pretende aproximar el comportamiento de la distribución de la renta utilizando para ello una estimación del índice de Gini derivada de la relación econométrica existente entre los datos de dispersión intrasectorial de los salarios del sector industrial de UTIP-UNIDO, otras variables y la base de datos de distribución del Banco Mundial de Deininger y Squire realizada en el marco del denominado *Inequality Project* de la Universidad de Texas, Austin <sup>16</sup>. Utilizando como variable proxy el Estimated Household Income Inequality Data Set (EHII) en base 1 y en logaritmos (datos desde 1972 hasta 1999) en el gráfico 13 se puede observar como existe una clara relación lineal directa entre la tasa de delincuencia y el índice de desigualdad a partir de 1978, aunque no es así cuando se contempla el conjunto del periodo.

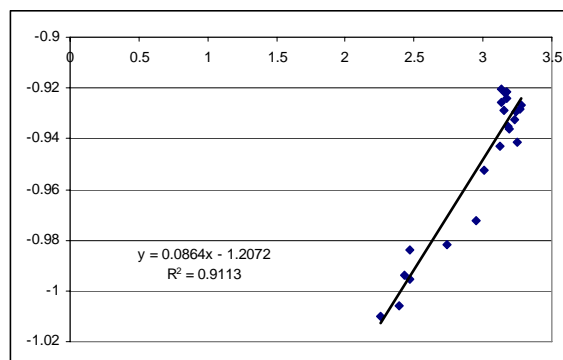
**Gráfico 13**

**DESIGUALDAD ESTIMADA Y DELINCUENCIA**

**Período 1972-1999**



**Período 1978-1999**

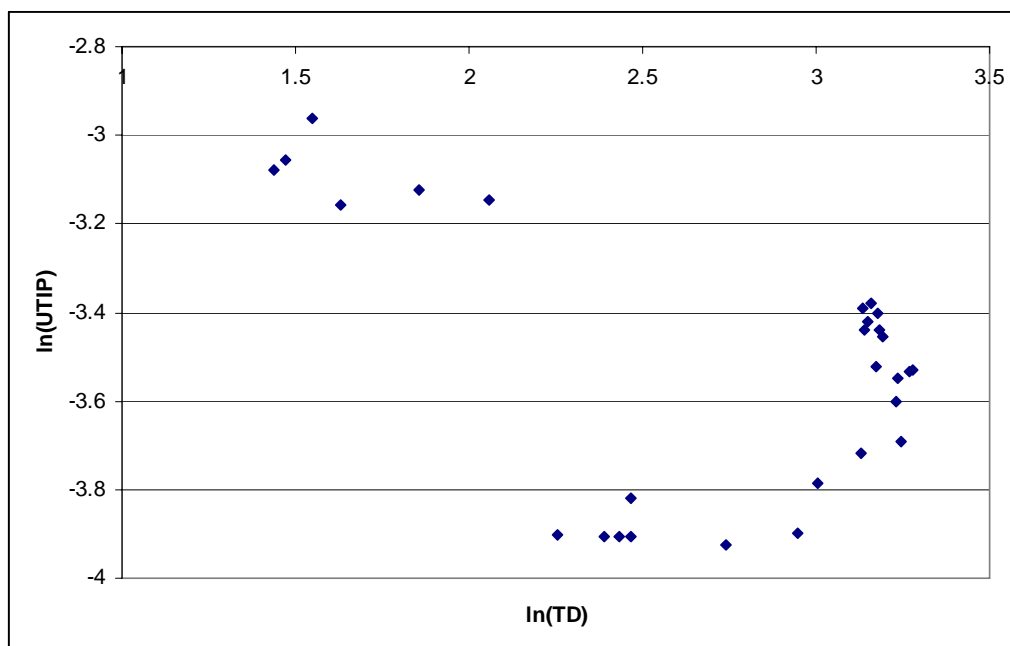


Fuente: Ministerio del Interior, UTIP-UNIDO (EHII) y elaboración propia.

<sup>16</sup> Para más detalles, véase Galbraith y Kumh (2004).

La segunda variable proxy utilizada para contrastar la relación entre tasa de delincuencia y la desigualdad personal de la renta fue el índice UTIP-UNIDO de dispersión salarial intrasectorial (4 dígitos). En este caso se utiliza el índice de Theil. Los resultados (gráfico 14) fueron similares al caso anterior aunque la relación directa entre ambas variables es menos evidente.

**Gráfico 14**  
**DESIGUALDAD INTRASECTORIAL Y TASA DE DELINCUENCIA**



Fuente: Fuente: Ministerio del Interior, UTIP-UNIDO y elaboración propia.

Por último, una alternativa en el análisis de desigualdad sería utilizar como variable distributiva la desigualdad espacial, en concreto la desigualdad en renta *per capita* de las 17 Comunidades Autónomas españolas medida a través del índice de entropía generalizada, GE (0) ponderada por la población relativa<sup>17</sup>. En la medida en que la desigualdad espacial y personal pueden adoptar comportamientos distintos, esta opción plantea, sin embargo, diversos problemas. En todo caso, se ha decidido mantener la variable tanto por la información que sobre dinámica distributiva pudiera aportar, como por la posibilidad que las diferencias en renta regional, y sobre todo la concentración de ésta en algunas regiones,

<sup>17</sup> El índice de entropía generalizado ponderado por la frecuencia relativa de la población para una aversión a la desigualdad  $\beta = 0$  sería:

$$GE(0) = \sum_{i=1}^n p_i \log\left(\frac{\mu}{y_i}\right), \quad (4)$$

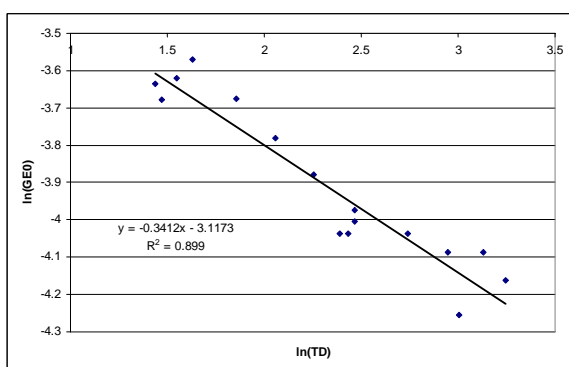
La ecuación toma el valor 0 cuando existe igualdad perfecta (equidistribución), pero, sin embargo, no está definida para distribuciones con renta *per cápita* cero, lo cual obviamente no es posible.

pueda actuar como un atractor/generador de delincuencia por motivos económicos. El gráfico 15 reproduce un resultado que ya es familiar, existencia de una clara relación negativa entre la tasa de delincuencia y la desigualdad espacial hasta 1987, momento a partir del cual dicha relación pierde intensidad.

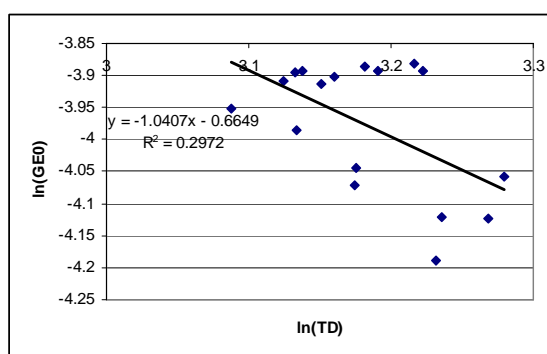
**Gráfico 15**

**DESCOMPOSICIÓN EN DOS PERIODOS DE LA RELACIÓN  
DESIGUALDAD REGIONAL DE PIB PER CAPITA – DELINCUENCIA**

**PERÍODO 1972-1987**



**PERÍODO 1988-2004**



Fuente: Ministerio del Interior, Martín Mayoral (2007) y elaboración propia.

**3.1. Estimación de un modelo de los determinantes de la tasa de delincuencia**

Una vez realizado el análisis temporal de las principales variables socio-económicas que pueden influir sobre la evolución de la tasa de delincuencia, pasaremos a continuación a integrarlas en un modelo econométrico de series temporales para estimar su influencia conjunta sobre la tasa de delincuencia. La especificación del modelo que planteamos es la siguiente:

$$TD_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^j \beta_i X_{it} + u_{it} \quad (5)$$

donde  $TD_t$  es el logaritmo de la tasa de delincuencia,  $X_{it}$  es una matriz que contiene el logaritmo de las distintas variables socio-económicas determinantes de la tasa de delincuencia, en concreto: la tasa de desempleo, el porcentaje de población masculina entre 20 y 34 años, el porcentaje de población urbana, la tasa de esclarecimiento de delitos, el PIBpc, el porcentaje de población ocupada analfabeta, sin estudios o con estudios primarios, el índice de desigualdad EHII y el UTIP y finalmente el índice  $GE(0)$  regional ponderado por la población relativa. El porcentaje de población inmigrante con respecto a la población total española se tuvo en cuenta en las estimaciones del modelo transformado aunque

en todos los casos esta variable resultó no significativa. Finalmente  $u_{it}$  es la perturbación aleatoria  $iidN(0, \sigma^2)$ . Al igual que en los análisis previos, se tuvieron en cuenta dos subperíodos, 1972-1987 y 1988-2004. Todas las estimaciones se realizaron de forma robustas a la heterocedasticidad. Los resultados obtenidos se reproducen en el cuadro 4.

**Cuadro 4**  
**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO DE DELINCUENCIA EN ESPAÑA**

Variable	1972-1987		1988-2004	
	MCO	C-O	MCO	C-O
Tasa de Desempleo	0.880 (1.82)	1.172 (2.38)**	-0.268 (-0.42)	-1.154 (-4.48)**
Tasa de Juventud ( 20 a 34 años)	8.19 (0.94)	7.916 (0.95)	1.819 (0.67)	-4.269 (-0.40)
Tasa de urbanización	-16.687 (-1.09)	-28.30 (-1.84)***	-13.49 (-0.35)	50.619 (3.42)***
Tasa de esclarecimiento	-0.50 (-1.94)***	-0.469 (-2.06)***	-0.101 (-0.17)	0.313 (1.34)
PIB p.c.	1.292 (0.90)	3.319 (2.22)***	-0.347 (-0.08)	-7.868 (-3.72)***
Desigualdad espacial. GE(0)	-0.418 (-1.00)	-0.590 (-1.46)	0.165 (0.58)	-0.346 (-1.85)
Tasa de educación	1.510 (0.64)	1.956 (0.86)	-0.421 (-0.57)	-0.440 (-2.09)
Desigualdad EHII	0.510 (0.44)	0.767 (0.65)	-2.445 (-0.549)	-5.098 (-2.07)
Constante	28.49 (0.71)	56.512 (1.66)	60.37 (0.46)	-137.84 (-3.05)***
Observaciones	16	15	12	11
Test F (p-valor)	0.00	0.00	0.06	0.00
Durbin-Watson		2.08 $\rho = -0.12$		2.95 $\rho = -0.19$
R <sup>2</sup>	0.99	0.99	0.90	0.99

Todas las variables están expresadas en logaritmos. Entre paréntesis el t-valor. \* significativo < 1% , \*\* significativo < 5%, \*\*\*significativo < 10%.

Las primeras columnas en cada período corresponden a los análisis de regresión lineal por MCO. El elevado valor del coeficiente de determinación con la

mayor parte de coeficientes estadísticamente no significativos es indicador de presencia de multicolinealidad entre las variables explicativas<sup>18</sup>. Un segundo problema de este análisis es que la regresión se está aplicando sobre series no estacionarias, como se demostró en apartados anteriores. Desde un punto de vista econométrico, las implicaciones de la tasa de delincuencia como una realización de un proceso de raíz unitaria, son que deben ser explicadas necesariamente por otro proceso de raíz unitaria, por lo que al menos, una de las variables explicativas debe ser  $I(1)$ , aunque el resto sean estacionarias  $I(0)$ . Además, no se pueden llevar a cabo regresiones cuando en ambos lados de la ecuación existen variables  $I(1)$  ya que los resultados obtenidos pueden ser espurios. Por ese motivo, la mayoría de autores han tratado de eliminar la no estacionariedad diferenciando ambas partes de la ecuación<sup>19</sup>.

A tal fin, en las segundas columnas de cada período se presentan los resultados obtenidos al transformar nuestro modelo de los determinantes de la delincuencia por el método Cochrane-Orcutt que consiste en restarle a cada variable su valor retardado, ponderado por el coeficiente de autocorrelación  $\rho$ , asumiendo que las perturbaciones  $u_t$  siguen un proceso autorregresivo de primer orden  $AR(1)$  de modo que  $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$  con  $-1 \leq \rho \leq 1$ . Una ventaja adicional de esta transformación es que además elimina los posibles problemas de autocorrelación en los residuos. Por consiguiente, la ecuación (5) se convierte en:

$$(TD_t - \rho TD_{t-1}) = \beta_0 + \sum_{i=1}^j \beta_i (X_{it} - \rho X_{it-1}) + (u_{it} - \rho u_{it-1}) \quad (6)$$

Los resultados obtenidos en la estimación de la ecuación (6) muestran que todos los coeficientes estimados son conjuntamente significativos según los resultados del test F para ambos períodos. Durante el período 1972 a 1987, la tasa de desempleo y el nivel de renta per cápita fueron significativos afectando positivamente a la tasa de delincuencia, mientras que la tasa de esclarecimiento y el porcentaje de población urbana resultaron significativos con signo negativo. El resto de variables consideradas resultó ser no significativo. A su vez, el período 1988-2004 muestra que la tasa de desempleo y el nivel de renta *per cápita* fueron significativos con signo negativo, mientras que el porcentaje de población

---

<sup>18</sup> Una alternativa para corregir el problema de la multicolinealidad sería eliminar todas las variables del modelo que presentan correlaciones elevadas. Sin embargo, como nuestro objetivo es modelar los determinantes de la tasa de delincuencia, se ha optado por ignorar dicho problema.

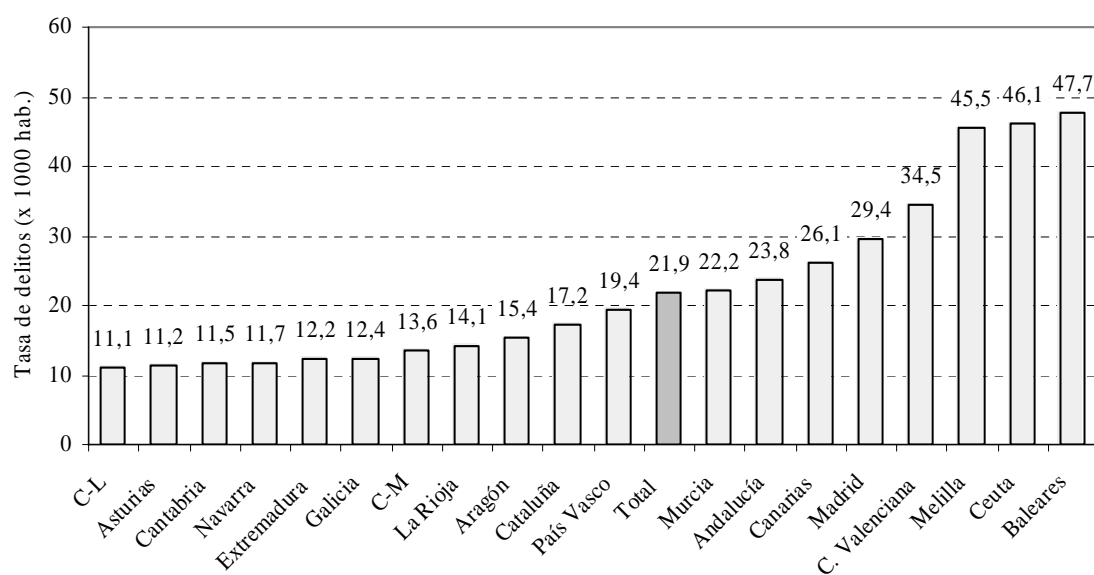
<sup>19</sup> Este método tiene como principal limitación la eliminación de la información sobre las tendencias a largo plazo, permitiendo únicamente medir las fluctuaciones a corto plazo (Greenberg, 2001). En todo caso hemos creído interesante llevar a cabo este análisis para medir las relaciones existentes entre el crecimiento de la tasa de delincuencia y el crecimiento de las variables explicativas consideradas en el modelo.

urbana lo fue con signo positivo. El índice de desigualdad regional resultó no significativo, al igual que el índice de desigualdad personal EHII<sup>20</sup>.

### 3.2. Análisis regional de la tasa de delincuencia

Una forma alternativa de estudiar la contribución de los factores socio-económicos mencionados en la determinación de la tasa de delincuencia es comparando la evolución a nivel regional de las distintas variables que forman parte del modelo desarrollado en la sección anterior. Como se puede comprobar en el gráfico 13, en 2004 existían diferencias significativas en las tasas de delincuencia entre las regiones españolas, con valores que oscilaban entre un mínimo de 11,1 x 1000 en Castilla y León, a un máximo de 47,7 x 1000 en Baleares.

**Gráfico 16**  
**TASA DE DELITOS POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS**  
**(más Ceuta y Melilla). 2004**



Fuente: Ministerio del Interior (2005).

Con el fin de estudiar la influencia de las distintas variables sobre la tasa de delincuencia a nivel regional, se tomaron como punto de partida series de delincuencia y esclarecimiento obtenidas, como en la sección anterior, de los distintos Anuarios Estadísticos del Ministerio del Interior. Además se incluyeron datos de distribución personal de la renta obtenidos a partir de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares elaborada por el INE, lo que restringió el análisis al período 1998-2002 para 17 regiones españolas<sup>21</sup>.

<sup>20</sup> Dado el bajo número de observaciones en relación al número de variables incorporadas en el ajuste, no es extraño obtener un valor elevado de R2 como el recogido en el cuadro 4, de ahí que su interpretación, no sea relevante.

<sup>21</sup> Ceuta y Melilla fueron excluidos del análisis por falta de información.



Por otra parte, se consideró que la variable dependiente podía estar afectada no solo por las variables socioeconómicas o demográficas descritas previamente sino por otras variables, que no siendo directamente medibles o no estando contempladas en el modelo, entrarían a formar parte del término de error. Ello podría provocar problemas de sesgo e ineficiencia en los estimadores obtenidos, motivados por la correlación entre la perturbación aleatoria y las variables explicativas. Por esa razón, la mayor parte de autores han utilizado la metodología de datos de panel ya que tiene la ventaja de eliminar estos problemas controlando los efectos no considerados en el modelo a través de diversos procedimientos como el de variables dicotómicas (LSDV), o aquellos basados en transformaciones de la ecuación a estimar, como el de Primeras Diferencias (PD) o el Intra-Grupos (IG).

Otro aspecto que ha sido considerado, (véase Glaeser et al., 1996 o Fajnzylber et al., 2002b entre otros), es que la decisión de delinquir es un proceso dinámico, lo que implica que las tasas de delincuencia pasadas pueden afectar a las tasas actuales<sup>22</sup>, estando, por consiguiente, ante la presencia de un fenómeno de histéresis. Ello implica que el modelo de delincuencia a estimar debería incluir entre las variables explicativas, la variable dependiente retardada ( $TD_{it-1}$ ), convirtiéndose en un modelo autorregresivo de orden uno. En este sentido, la ecuación general del modelo dinámico de delincuencia sería similar a la propuesta por Buonanno y Montolio (2005):

$$TD_{it} = \beta TD_{it-1} + \gamma X_{it} + \eta_i + \delta_t + u_{it} \quad (7)$$

donde  $TD_{it}$  es el logaritmo de la tasa de delincuencia<sup>23</sup> de la región  $i$  en el año  $t$ .  $TD_{it-1}$  sería el logaritmo de la tasa de delincuencia del año anterior; el vector  $X_{it}$  contendría las distintas variables socioeconómicas y demográficas descritas en las secciones anteriores que pueden influir sobre la variable dependiente;  $\eta_i$  representaría los posibles efectos individuales no observados que no están recogidos en  $X_{it}$ , que son específicos de cada región pero invariables en el tiempo, mientras que  $\delta_t$  refleja los efectos temporales que son comunes a las distintas regiones pero cambiantes a lo largo del tiempo (por ejemplo, cambios produci-

---

<sup>22</sup> Como mencionan Buonanno y Montolio (2005), los delincuentes van adquiriendo experiencia que reduce los costes de entrada *–learning by doing–* (es decir, la variable  $Cd$ ). Además, como ya se ha indicado, tener antecedentes por lo general afecta negativamente a las oportunidades de los exdelincuentes de encontrar un trabajo legal y reduce su salario, lo que incentivaría a su reincidencia.

<sup>23</sup> Se excluyen los delitos menores llamados “faltas” para evitar posibles sesgos de agregación (Cherry y List, 2002, p. 81). Además se consideraron logaritmos para minimizar los problemas de heterocedasticidad del término de error. Al estimar el modelo en logaritmos, los coeficientes obtenidos permiten obtener las elasticidades de la tasa de delincuencia con respecto a los distintos regresores considerados.

dos en la legislación penal, políticas económicas aplicadas, etc.). Finalmente  $u_{it}$  sería la perturbación aleatoria que varía entre regiones y a lo largo del período, considerado  $iidN(0, \sigma_u^2)$ .

Sin embargo, como menciona Nerlove (2000), la inclusión de la variable dependiente entre los regresores tiene múltiples implicaciones. La primera de ellas es que la variable autorregresiva ( $TD_{it-1}$ ) será predeterminada o débilmente exógena en modelos con efectos fijos<sup>24</sup>, y endógena en modelos con efectos aleatorios<sup>25</sup>. Además, esta variable estará correlacionada con posibles efectos individuales no observados, tanto si son considerados efectos fijos como aleatorios, dado que  $\eta_i$  es parte del proceso que genera  $TD_{it-1}$ . Ello supone que, tanto los estimadores tradicionales MCO como los diferentes estimadores empleados en la metodología de datos de panel estáticos, estarán sesgados y serán inconsistentes<sup>26</sup>. Para solucionar estos problemas, diversos autores (Fajnzylber *et al.*, 2002a,b, Neumayer, 2005, o Buonanno y Montolio, 2005) han aplicado al análisis de la delincuencia el Método Generalizado de Momentos (GMM) propuesto por Holtz-Eakin, Newey y Rosen (1988) o Arellano y Bond (1991), que consiste en transformar el modelo tomando primeras diferencias para eliminar los efectos fijos no considerados e instrumentar las variables explicativas con problemas de endogeneidad o exogeneidad débil a través de una matriz de condiciones de momentos cuyos elementos deben cumplir la siguiente restricción de ortogonalidad:  $\{E[Z_i'\Delta v_i] = 0\}$ .

Sin embargo, a nuestro entender, la aplicación de estimadores GMM sobre un modelo dinámico de la delincuencia es errónea, ya que como pudimos comprobar en el análisis de series temporales llevado a cabo con anterioridad, la tasa de delincuencia es un proceso no estacionario de raíz unitaria,  $I(1)$  que se convierte en estacionario aplicando primeras diferencias, que es precisamente el proceso llevado a cabo por el método GMM, por lo que el modelo deja de ser dinámico respecto a la tasa de delincuencia. No obstante, sigue siendo recomendable utilizar el método de estimación GMM ya que permite controlar, a través de variables instrumentales, los regresores con problemas de endogeneidad o exogeneidad débil que estarían sesgando los coeficientes obtenidos.

---

<sup>24</sup> Lo cual significa que sus valores futuros estarán afectados por el valor actual de los residuos [ $E(y_{is}u_{it}) \neq 0$  para  $s > t$  y  $E(y_{is}u_{it}) = 0$  en cualquier otro caso].

<sup>25</sup> Ya que estará correlacionada con el término de error contemporáneo ( $u_{it} + \eta_i$ ), [ $E(y_{it-1}(u_{it} + \eta_i)) \neq 0 \quad \forall t$ ].

<sup>26</sup> No obstante, a pesar de las mencionadas limitaciones, los estimadores tradicionales (MCO e IG) son de gran utilidad en los análisis de paneles dinámicos, ya que pueden ser utilizados como un test de especificación para determinar el intervalo en el que se encuentra el estimador real, puesto que el estimador MCO introduce el máximo sesgo posible por exceso, mientras que el estimador IG dará el máximo sesgo por defecto<sup>26</sup> ( $\hat{E}_{MCO} \geq \hat{E} \geq \hat{E}_{IG}$ ).

Teniendo en cuenta todo lo dicho, el modelo propuesto para estimar los factores responsables de la delincuencia a nivel regional será el siguiente:

$$\Delta TD_i = \Delta\beta_0 + \gamma\Delta X_i + \Delta\delta_t + \Delta u_i \quad (8)$$

Todas las variables han sido calculadas en primeras diferencias, permitiéndolo eliminar todos aquellos efectos regionales invariables en el tiempo. El nuevo término de error  $\Delta u_i$ , estará incorrelacionado con las variables explicativas bajo el supuesto de que  $u_{it}$  está incorrelacionado con las variables explicativas de los dos períodos considerados.

En el cuadro 5 se recogen en primer lugar los resultados obtenidos de la estimación de datos de panel con efectos fijos a través del método de primeras diferencias, arrojando como significativas las siguientes variables: el porcentaje de población masculina tiene signo positivo como era de esperar, sin embargo, el porcentaje de población sin educación o con educación primaria tiene signo negativo, mientras que la tasa de esclarecimiento tiene signo positivo lo cual tampoco parece coherente. Finalmente el término constante nos estaría informando que existe una ligera disminución en la tasa de delitos debido únicamente al paso del tiempo entre 1998 y 2002.

En segundo lugar, se muestran los resultados del análisis GMM considerando, al igual que Fajnzylber *et al.* (2002a,b) y Neumayer (2005), que todas las variables explicativas son débilmente exógenas<sup>27</sup>. Para ello fue necesario instrumentar dichas variables con sus valores retardados al menos un período para evitar problemas de correlación con los términos de error. Sin embargo, cuando las series utilizadas son muy persistentes, los valores retardados pueden ser instrumentos débiles lo cual puede resultar en un fuerte sesgo por muestras finitas en los estimador GMM *difference* (GMM-DIF). Este problema puede ser resuelto utilizando del estimador GMM *system* (GMM-SYS) (Blundell y Bond 1998), que combina las condiciones de momentos en niveles para la ecuación en primeras diferencias explotada por el estimador GMM-DIF con condiciones de momentos adicionales en diferencias para las ecuaciones en niveles. Por otra parte, Fajnzylber *et al.*, (2002a,b), utiliza un estimador GMM-SYS *two step*, sin embargo, este estimador presenta una varianza sesgada por defecto en muestras finitas, un problema inicialmente detectado por Tauchen (1986) para estructuras de covarianza y por Arellano y Bond (1991), Ziliak (1997) o Blundell y Bond (1998) para modelos de datos de panel dinámicos, por lo que la mayoría de los autores recomiendan el estimador de una etapa<sup>28</sup>, utilizado por Neumayer (2005).

<sup>27</sup> Sus valores futuros estarán afectados por el valor actual de los residuos [ $E(y_{is}u_{it}) \neq 0$  para  $s > t$  y  $E(y_{is}u_{it}) = 0$  en cualquier otro caso], excepto la renta per cápita al cuadrado.

<sup>28</sup> Sin embargo, a raíz de los trabajos publicados por Windmeijer (2000, 2005), se puede corregir los sesgos en los errores estándar de la estimación “two-step” aplicando la llamada “co-

Los resultados obtenidos de la estimación GMM-SYS one step (cuadro 5) revelan que existe una relación directa entre nivel de renta y la tasa de delincuencia, aunque a una tasa decreciente (el coeficiente de la variable PIBpc al cuadrado es significativo y negativo). También se encuentra una relación directa y estadísticamente significativa con el porcentaje de población masculina, el porcentaje de población urbana y el índice de Gini. El test de autocorrelación de Arellano y Bond muestra que no existe evidencia de autocorrelación de segundo orden, mientras que el test de Sargan y el Sargan difference acepta los instrumentos en niveles y en diferencias elegidos.

### Cuadro 5

#### DETERMINANTES DE LA TASA DE DELINCUENCIA REGIONAL EN ESPAÑA. 1998-2002. DATOS DE PANEL CON EFECTOS FIJOS, PRIMERAS DIFERENCIAS

Estimadores	EF-PD		GMM SYS	
	60		85	
Observaciones	Valor	Ratio t	Valor	Ratio t
$\Delta \ln(\text{PIBpc})$	0.802 (9.377)	0.09	18.740 (9.947)	1.88***
$\Delta \ln(\text{PIBpc}^2)$	-0.207 (1.033)	-0.2	-2.014 (1.085)	-1.86***
$\Delta \ln(\text{masc})$	17.094 (10.307)	1.66***	8.809 (3.439)	2.56**
$\Delta \ln(\text{jov})$	0.381 (0.313)	1.22	0.632 (0.723)	0.87
$\Delta \ln(\text{urb})$	-0.126 (0.291)	-0.43	0.696 (0.238)	2.93*
$\Delta \ln(\text{ext})$	0.107 (0.095)	1.13	0.109 (0.094)	1.16
$\Delta \ln(\text{edu})$	-0.283 (0.102)	-2.77*		
$\Delta \ln(\text{gini})$	-0.066 (0.263)	-0.25	1.601 (0.581)	2.76*
$\Delta \ln(\text{esclar})$	0.043 (0.021)	2.07**		

(Sigue)

rección de muestras finitas de Windmeijer” que consiste en transformar las variables del modelo en desviaciones respecto a la media global, es decir  $\tilde{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}$  donde  $\bar{x} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x_{it}$ .

(Continuación)

Estimadores	EF-PD		GMM SYS	
Observaciones	60		85	
	Valor	Ratio t	Valor	Ratio t
Constante	-0.082 (0.029)	-2.79*	-85.015 (27.654)	-3.07*
m1 <sup>a)</sup>			-0.78	
m2			-0.53	
Test de Hansen (Prob > chi2)			1.00	
Dif-Sargan (Prob > chi2)			1.00	
Test F Prob>F	0.004		0.001	
Instrumentos:			Todas las variables explicativas excepto $\Delta \ln(\text{PIBpc}^2)$ retardada un período hasta el inicio Total: 72	

a) abar, lags (2).

Nota: \* significativo < 1%, \*\* significativo < 5% y \*\*\* significativo < 10%. El resto de valores no son significativos. Entre paréntesis el error estándar.

#### 4. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En los últimos años se ha producido todo un renacimiento del interés por las implicaciones económicas de la desigualdad. Subyace a este nuevo interés por los temas distributivos una preocupación instrumental, dirigida a examinar si, aparte de las consideraciones ideológicas o morales que merezca la presencia de mayor o menor desigualdad, ésta o su crecimiento tiene implicaciones para el buen funcionamiento de los mercados y el crecimiento económico. El tema que nos preocupa se ha beneficiado de este aumento de protagonismo de la distribución en el análisis económico, aunque el mismo hunde sus orígenes en preocupaciones que entroncan con el nacimiento de la economía política. En las páginas precedentes se ha tratado de contestar a tres cuestiones distintas. La primera es si desde un punto teórico los cambios distributivos pueden afectar a la tasa de delincuencia. La segunda es cuál ha sido hasta el momento la respuesta que los estudios empíricos sobre delincuencia y distribución de la renta han da-

do a la existencia de un nexo entre ambos fenómenos. La tercera si esa relación existía en el caso de España, un país que en las últimas tres décadas ha experimentado un fuerte aumento de su tasa de delincuencia.

La respuesta a las dos primeras cuestiones es afirmativa. De nuestro repaso del modelo estándar de determinantes económicos de la delincuencia se deduce sin género de dudas que es razonable pensar en la existencia de una relación directa entre desigualdad y delincuencia; relación que se podría explicar por dos vías distintas aunque no necesariamente alternativas, que son el aumento del pago asociado a la delincuencia en sociedades muy desiguales en términos de renta y el deterioro de la restricción moral a delinquir a la que puede conducir la existencia de altos niveles de desigualdad.

El repaso de la literatura empírica sobre desigualdad y delincuencia arroja un resultado menos contundente, en la medida en que según el país, el momento del tiempo, el tipo de delito y la técnica econométrica utilizada los resultados son también distintos. Si bien de una lectura integrada de la literatura parece desprenderse cierto consenso en que la desigualdad es un factor que contribuye al aumento de la delincuencia.

Para abordar la relación entre desigualdad y tasa de delincuencia en España se optó por construir un modelo completo de determinantes de la tasa de delincuencia, en el que integrar el papel que, en su caso, tuviera la desigualdad. Para ello en una primera etapa se repasó el comportamiento que las principales variables relacionadas en la literatura con la tasa de delincuencia en el período 1972-2004: peso demográfico de la población masculina entre 20-24, tasa de urbanización, PIB *per capita*, tasa de desempleo, peso demográfico de la población con menor nivel educativo, tasa de inmigración, tasa de resolución de delitos, gasto en seguridad ciudadana, y distintos indicadores proxy de distribución, al carecer de una serie larga y homogénea de datos de distribución de la renta. El primer análisis descriptivo de estos “sospechosos habituales” arroja tres resultados: el primero de ellos es que muchas de las variables tienen un comportamiento casi idéntico con el seguido por la tasa de delincuencia; el segundo que otras variables, fundamentalmente PIB *per capita* y tasa de desempleo, parecen tener comportamientos muy distintos según subperíodos, fuerte correlación en el período 1972-87 y práctica ausencia de relación en el período 1988-2004. Por último la experiencia española llama poderosamente la atención sobre la existencia de una dinámica de histéresis según la cual, una vez alcanzado por cualesquiera razones una determinada tasa de delincuencia resulta especialmente difícil volver a los niveles de partida aunque desaparezcan las condiciones originales que provocaron dicho aumento.

Siguiendo este hallazgo, en el análisis de series temporales realizado con el modelo completo se tuvieron en cuenta dos subperíodos, 1972-1987 y 1988-2004. Una vez superados los problemas de multicolinealidad y no estacionalidad

de las series transformando el modelo de los determinantes de las tasas de delincuencia por el método Cochrane-Orcutt, los resultados obtenidos muestran que todos los coeficientes estimados son conjuntamente significativos según los resultados del test F para ambos períodos analizados. Durante el período 1972 a 1987, la tasa de desempleo y el nivel de renta per cápita fueron significativos afectando positivamente a la tasa de delincuencia, mientras que la tasa de escolarización y el porcentaje de población urbana resultaron significativos con signo negativo. El resto de variables consideradas resultó ser no significativo. A su vez, el período 1988-2004 muestra que la tasa de desempleo y el nivel de renta per cápita fueron significativos con signo negativo, mientras que el porcentaje de población urbana lo fue con signo positivo. El índice de desigualdad regional resultó no significativo como en cierto modo era de esperar, al igual que el índice de desigualdad personal EHII, un resultado que, sin embargo es contingente al período elegido, ya que el análisis parcial del período 1978-99 muestra una fuerte correlación entre ambas variables.

Con la finalidad de profundizar en el conocimiento de la relación desigualdad-distribución de la renta se decidió sacar partido de las diferencias en tasas de delincuencia existente entre las distintas regiones españolas, realizando un análisis de datos de panel para las 17 Comunidades Autónomas y el período 1998-2000. El análisis se realizó primero de forma estática y posteriormente de forma dinámica arrojando las siguientes conclusiones: (1) los resultados son muy sensibles al método de ajuste econométrico utilizado, (2) según el segundo de los métodos utilizados, la estimación GMM-SYS one step, existe una relación directa entre tasa de delincuencia y nivel de renta, aunque a una tasa decreciente (el coeficiente de la variable PIBpc al cuadrado es significativo y negativo). También se encuentra una relación directa y estadísticamente significativa entre tasa de delincuencia y el porcentaje de población masculina joven, el porcentaje de población urbana y el índice de Gini. La desigualdad, por lo tanto contribuiría de forma positiva a la delincuencia.

Necesariamente esta última parte de contrastación econométrica deja un sabor agrisado a los autores. Tanto la falta de series solventes de distribución de la renta, como los más que probables cambios en el sistema de producción de las estadísticas de delito en una serie tan larga y que abarca período muy distintos de política de orden público y los perfiles temporales del resto de las variables consideradas en el modelo hacen difícil ofrecer resultados claros y robustos sobre la relación entre desigualdad y tasa de delincuencia. Por otra parte, y puesto que el momento de mayor crecimiento de la delincuencia en España coincide con un momento crisis y cambio económico y social asociado al paso de la dictadura de Franco a una democracia, es tentador aludir al excepcionalismo de la situación (no tan excepcional si tenemos en cuenta que en otros países sometidos a este tipo de cambios, sin ir más lejos en el tiempo los países del Este europeo, se han producido resultados similares) para explicar los cambios



acontecidos en la tasa de delincuencia. Sin embargo, la tesis de Fukuyama (1999) parte precisamente del reconocimiento de un salto cuantitativo de la tasa de delincuencia en toda una serie de países occidentales que se habría producido sin necesidad de verse sometidos a crisis sistémicas como la acontecida en España.

Para acabar hay que señalar que el análisis desarrollado peca de un alto nivel de agregación en lo que se refiere a los delitos. Los autores dejan para trabajos posteriores investigar los determinantes específicos de los distintos delitos (asalto, robo, homicidio, etc.), en los que el peso de los factores económicos puede ser muy distinto. Este hecho, sin embargo, no anula el interés de los análisis agregados ya que es defendible que en ambientes caracterizados por una alta tasa de delincuencia, ésta se dará en todos los ámbitos, en la medida en que el contexto de ausencia de ley y orden debilite las restricciones morales a delinquir que existan en la sociedad. En definitiva este es el fundamento de la política de “tolerancia cero” contra el delito, por pequeño que éste pueda ser, impedir que genere su propio momento.



## REFERENCIAS

- ALLEN, R.C. (1996): "Socioeconomic conditions and property crime: A comprehensive review and test of the professional literature" *American Journal of Economics and Sociology*, vol. 55, n.º 3, pp. 293-309.
- ALLGOOD, S.; MUSTARD, D.B. and WARREN, R.S. (1999): "The Impact of Youth Criminal Behaviour on Adult Earnings." Mimeo, University of Georgia.
- ANDREONI, J. (1995): "Criminal deterrence in the Reduced Form: A New perspective on Erlich's Seminal Study", *Economic Inquiry*, vol. 33(3), pp. 476-83.
- Andrienko, Y. (2001): "Explaining Crime Growth in Russia during Transition: Economic and Criminometric Approach" *Centre for Economic and Financial Research*. Moscow.
- ANISI, D. (1992): Jerarquía, mercado, valores: una reflexión económica sobre el poder, Alianza Madrid.
- ARELLANO, M. y BOND, S. (1991): "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, n.º 58, pp. 277-297.
- BANDRÉS, E. y DIEZ-TICIO, A. (2001): "Delincuencia y acción policial. Un enfoque económico", *Economía Aplicada*, vol. IX(27), pp. 5-34.
- BECKER, G. (1968): "Crime and Punishment: An economic approach", 1968, *Journal of Political Economy*, vol. 76(2), pp. 169-217.
- BLUNDELL, R. y BOND, S. (1998): "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, n.º 87, pp. 115-143.
- BOULDING, K.E. (1989): Three faces of power, Sage Newbury Park ; London.
- BOURGUIGNON, F. (1999): "Crime, Violence and Inequitable Development", trabajo presentado a la Annual Conference on Development Economics, Washington D.C., abril, 28-30, 1999.
- BOURGUIGNON, F.; NUÑEZ, J. y SÁNCHEZ, F. (2002): "What part of the income distribution does matter for explaining crime? The case of Colombia", presentado en el Congreso de la asociación de Economistas Europeos, Venecia, agosto.
- BOYD, N. (2000): *The Beast Within. Why men are violent*. Greystone Books. Vancouver.
- BRAITHWAITE, J. (1979): *Inequality, Crime and Public Policy*. Routledge & Kegan Paul. London.
- BRITT, C. (2001): Testing theory and the analysis of time series data. *J. Quant. Criminol.* n.º 17, 343-357.

- BUONANNO, P. y MONTOLIO, D. (2005): "Identifying the Socioeconomic Determinants of Crime across Spanish Provinces", Documentos de trabajo de Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Col·lecció d'Economia, Universidad de Barcelona.
- BÜTTNER, T. y SPENGLER, H. (2003): "Local determinants of Crime: Distinguishing Between resident and Non-resident Offenders", Centre for European Economic Research. ZEW, Mannheim.
- CANTOR, D. y LAND, K.C. (1985): Unemployment and crime rates in the post-World War II United States: A theoretical and empirical analysis. *Am. Sociol. Reû.* n.º 50, pp. 317-332.
- CERRO, A.M. y MELONI, O. (2000): "Determinants of the Crime Rate in Argentina during the '90s". *Estudios de Economía*, vol. 27(2), pp. 297-311.
- CHERRY, T.L. y LIST, J.A. (2002): "Aggregation bias in the economic model of crime", *Economics Letters*, 75.
- CHIU, W.H. y MADDEN, P. (1998): "Burglary and income inequality" *Journal of Public Economics*, vol. 69, pp. 123-141.
- D'ALESSIO, S.; EITLE, D. y STOLZENBERG, L. (2005): "The impact of serious crime, racial threat, and economic inequality on private police size", *Social Science Research*, vol. 34(2), pp. 267-282.
- DEMOMBYNES, G. y ÖZLER, B. (2002): "Crime and Local Inequality in South Africa", *Policy Research Paper 2925*, World Bank. Washington D.C.
- EHRlich, I. (1973): "Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and empirical Investigation", *Journal of political Economy*, vol. 81(3), pp. 521-565.
- (1996): "Crime, Punishment, and the Market for Offenses", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 10(1), Winter, pp. 43-67.
- ENTORF, H. y SPENGLER, H. (2000): "Socioeconomic and Demographic factors of crime in Germany. Evidence from panel data of the German States", *International Review of Law and Economics*, vol. 20, pp. 75-106.
- (2000b): "Criminality, social cohesion and economic performance", *Würzburg Economic Papers*, n.º 22.
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D. y LOAYZA, N. (2002b): "Inequality and Violent Crime", *The Journal of Law and Economics*, vol. XLV, april.
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D. y LOAYZA, N., (1998): *Determinants of Crime Rates in Latin America and the World. An Empirical Assessment*. The World Bank. Washington.
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D. y LOAYZA, N.,(2002a): "What causes violent crime?", *European Economic Review*, vol. 46, pp. 1323-1357.
- (2000): "Crime and Victimization: An Economic Perspective, *Economia*, Fall, pp. 219-302.

- FLEISHER, B.M. (1996): "The effect of income on delinquency". *American Economic Review*, vol. 56, pp. 118-137.
- FOUGÈRE, D.; KRAMARZ, F. y POUGET, J. (2006): "Young Unemployment and crime in France", IZA Discussion Paper n.º 2009.
- FOWLES, R. y MERVA, M. (1996): "Wage inequality and criminal activity: an extreme bounds analysis for the United States: 1975-1990", *Criminology Abstracts* Vol. 34 (2), May 1996, pp. 163-182.
- FUKUYAMA, F. (2000): *La Gran Ruptura*. Ediciones B. Barcelona.
- GALBRAITH, J.K. (1984): *La anatomía del poder*, Plaza & Janés. Esplugues de Llobregat. Barcelona.
- GALBRAITH, J.K. and KUM, H. (2004): Estimating Inequality of Household Incomes: A Statistical Approach to the Creation of a Dense and Consistent Global Data Set. UTIP Working Paper n.º 22. University of Texas, Austin.
- GLAESER, E.; SACERDOTE, B. y SCHEINKMAN, J. (1996): "Crime and social interaction". *Quarterly Journal of Economics* 111(2), pp. 507-548.
- GREENBERG, D.F. (2001): Time series analysis of crime rates, *Journal of Quantitative Criminology*, vol. 17(4), pp. 291-327.
- GROGGER, J. (1991): "Certainty vs. severity of punishment", *Economic Inquiry*, vol, 29, pp. 297-309.
- HEMENWAY, D. (1998): "More Guns, Less Crime: Understanding crime and gun-control laws Making a Killing: The business of guns in America", *The New England Journal of Medicine*, vol. 339(27), december 31.
- HIRSCHMAN, A.O. (1982): "Rival Interpretations of Market Society: Civilizing, Destructive, or Feeble?" *Journal of Economic Literature*, vol. 20, pp. 1463-1484.
- HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W. y ROSEN, H.S. (1988): "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data", *Econometrica*, n.º 56, pp. 1371-1395.
- HSIEH, CH. y PUGH, M.D. (1993): "Poverty, Income Inequality, and Violent Crime: A Meta-Analysis of Recent Aggregate Data Studies" *Criminal Justice Review* Volume 18, n.º 2 (autumn 1993).
- KELLY, M. (2000): "Inequality and Crime", *Review of Economics and Statistics*. November 2000, Vol. 82(4), pp. 530-539.
- LEE, D.Y. (2002): "Income Inequality and Crime: Cointegration analyses and causality test", *Research at John L. Grove College of Business Working paper series 2002-06*.
- LOTT, J. (1998): *More Guns Less Crime*. Chicago University Press. Chicago.
- LYNCH, J.P. et al. (1994): *Profile inmates in the United States and in England and wales 1991*. US Department of Justice. Office of Justice Programs. Bureau of Justice Statistics.
- MACHIN, S. y MEGHIR, C., (2000): "Crime and economic incentives," *IFS Working Papers W00/17*, Institute for Fiscal Studies. London.

- MARTÍN MAYORAL, F. (2007): *Convergencia en renta per cápita entre las comunidades autónomas españolas (1955-2004): una aplicación basada en métodos de panel dinámico*, Universidad de Salamanca. Tesis doctoral.
- MERLO, A. (2001): "The Research Agenda: Dynamic Models of Crime and Punishment", *Economic Dynamics Newsletter*, Vol. 2, Issue 2, april 2001.
- MERTON, R.K. (1938): "Social Structure and Anomie." *American Sociological Review* 3 (oct. 1938), 672-82.
- NERLOVE, M. (2000): *Growth rate convergence, fact or artifact?*, en J. Krishnakumar y E. Ronchetti (eds.) *Panel data econometrics: future directions*. North Holland, Amsterdam, pp. 3-34.
- NEUMAYER, E. (2005): "Inequality and Violent Crime: Evidence from Data on Robbery and Violent Theft", *Journal of Peace Research*, vol. 42(1), pp. 101-112.
- NILSSON, A. (2004): "Income inequality and crime: The case of Sweden", *Institute for labor Market Policy and Evaluation Working paper 2004*, 6. IFAU. Uppsala, Suecia.
- NG, S. y PERRON, P. (1999): *Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size y Power*, Working Paper, Boston University y CRDE.
- NUÑEZ, J.; RIVERA, J.; VILLAVICENCIO, X. y MOLINA, O. (2003): "Determinantes socioeconómicos y demográficos del crimen en Chile", *Estudios de Economía*, vol. 30(1), junio, pp. 55-85.
- PAPPS, K. y WINKELMANN, R. (1999): "Unemployment and crime: New evidence for an old question". IZA. Bonn.
- RODRÍGUEZ ANDRÉS, A. (2002): "Crime in Spain: An Empirical Investigation", University of Southern Denmark. Mimeo.
- SAH, RAAJ K. (1991): "Social Osmosis and Patterns of Crime", *The Journal of Political Economy*, Vol. 99(6), pp. 1272-1295.
- SOARES, R. (2004): "Development, crime and punishment: accounting for the international differences in crime rates", *Journal of Development Economics*, vol. 73, pp. 155-184.
- STEVEN R. y WINTER-EBMER, R. (1999): "Identifying the Effect of Unemployment on Crime". CEPR, DP 2129.
- TAUCHEN, G. (1986): "Statistical Properties of Generalized Method-of-Moments Estimators of Structural Parameters Obtained from Financial Market Data", *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(4), pp. 397-416.
- TSUSHIMA, M. (1996): "Economic Structure and Crime. The Case of Japan", *Journal of Socio-Economics*, vol. 25(4), pp. 497-515.
- WALDFOGEL, J. (1994): "Does Conviction Have a Persistent Effect on Income and Employment?" *International Review of Law and Economics*, n.º 14, pp. 103-119.

- WINDMEIJER, F. (2000): *A finite sample correction for the variance of linear two-step GMM estimators*, IFS working paper W00/19, Institute for Fiscal Studies.
- (2005): “A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators”, *Journal of Econometrics* n.º 126, pp. 25–51.
- WONG, Y.R. (1995): “An Economic Analysis of the Crime Rate in England and Wales, 1857-92”, *Economica*, vol. 62, issue 246, pp. 235-46.
- ZILIAK, J.P. (1997): “Efficient Estimation with Panel Data when Instruments are Predetermined: An Empirical Comparison of Moment-Condition Estimators”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 15 (4), pp. 419-431.



## SÍNTESIS

### PRINCIPALES IMPLICACIONES DE POLÍTICA ECONÓMICA

De acuerdo con el último Barómetro del CIS disponible, correspondiente a Diciembre de 2007, tras los problemas económicos entendidos en sentido amplio (incluyendo paro, calidad del empleo y vivienda) la inseguridad ciudadana es el problema que más afecta personalmente a los españoles. Si a esta preocupación se le añade el impacto negativo que la delincuencia tiene directa e indirectamente en el funcionamiento de la economía (encarecimiento de costes, destrucción de propiedades, etc.), es evidente que la delincuencia se convierte en una cuestión de importancia. El trabajo resumido en estas páginas, partiendo de esa constatación, tiene como propósito analizar en qué medida el análisis económico puede contribuir a entender el comportamiento de la delincuencia en España desde principios de la década de 1970 hasta la actualidad, prestando especial atención a las variables económicas y a la distribución de la renta.

Con esa finalidad, en una primera sección se repasa el modelo estándar de determinación económica del delito según el cual, el delito, como cualquier otra actividad económica, sería el resultado de una evaluación racional de los costes y beneficios derivados de la actividad delictiva en comparación con aquellos derivados de la utilización del tiempo disponible en una actividad productiva legal alternativa. Tomando como base este planteamiento, en el trabajo se opta por una visión heterodoxa incorporando la existencia de restricciones morales que pueden alterar el resultado derivado del puro cálculo económico. Este modelo servirá como punto de partida para investigar de qué forma la distribución de la renta y otras variables económicas pueden incidir sobre los incentivos a delinquir. De este análisis se obtiene que la desigualdad, al operar tanto sobre los incentivos económicos como al reducir la restricción moral (en el supuesto de que la desigualdad deslegitime a la sociedad que la genera y permite) contribuiría al aumento de la delincuencia. Desde este punto de vista, el grado de desigualdad económica existente en la sociedad influye en la delincuencia porque cuanto mayor sea la desigualdad mayor será el beneficio potencial derivado del delito; los ricos lo serán más y aumentarán las ganancias potenciales derivadas de las actividades ilícitas. Por otra parte, más desigualdad significa también mayor dispersión salarial, y por lo tanto menor incentivo para dedicarse a actividades legales de aquellos que tengan salarios bajos. Además, desde un punto de vista sociológico, la desigualdad puede minar el umbral de honestidad mediante la deslegitimación de la sociedad que genera esos altos niveles de desigualdad (*efecto Robin Hood*).

Este resultado es contrastado de forma indirecta mediante un meta-análisis de (parte) de la literatura disponible sobre la relación entre distribución de la renta y desigualdad, del que se obtiene, con todas las cautelas, y dentro de los márgenes de indeterminación habituales en las Ciencias Sociales, la existencia de una relación de tipo directo entre desigualdad y delincuencia.

Con este marco de referencia, en la siguiente sección del trabajo se entra de lleno en el relato de la evolución de la delincuencia en España, aportando un análisis descriptivo, que se pretende minucioso, del comportamiento de las variables de naturaleza demográfica y económica consideradas importantes por la literatura especializada a la hora de explicar la evolución de la delincuencia.

Lo primero que destaca de este análisis es el enorme salto existente entre las tasas de delincuencia existentes a comienzos de la década de 1970, alrededor del 5 por mil, y las tasas cinco veces más altas en las que se instala España desde finales de la década de 1980, esto es coincidiendo con la transición política y económica. Esta coincidencia podría llevarnos a pensar que existe cierto grado de excepcionalismo en la evolución de la delincuencia en España. Si bien, este tipo de comportamiento no es exclusivo de nuestro país, al identificarse patrones similares en otros países (la “gran ruptura” de Francis Fukuyama).

De las variables revisadas destaca la fuerte relación existente entre la tasa de masculinidad (% de población masculina) y el grado de urbanización y la tasa de delitos, aunque no así entre el peso de la población inmigrante y la tasa de delitos, ya que el gran salto de esta variable se produce mucho antes del aumento de la tasa de inmigración en nuestro país. En lo que se refiere a variables de índole policial, tanto la tasa de esclarecimiento como el gasto en orden público muestran una relación de orden inverso con la tasa de delitos.

En lo que se refiere a las variables de tipo económico, tanto la tasa de paro como el PIB *per capita* muestran una relación directa hasta finales de la década de 1980 que desaparece a partir de esa fecha. Este comportamiento, en lo que se refiere al desempleo, podría indicar la existencia de un fenómeno de histéresis, de forma que una vez aumentada la tasa de delitos por cualquiera razón, se genere una dinámica que dificulte su reducción aunque desaparezca la causa que en su momento contribuyera al aumento de la delincuencia. Más difícil es explicar el cambio en la relación entre PIB *per capita* y delincuencia, que muy bien podría ser, simplemente, una relación espuria. Por último, la ausencia de una serie suficientemente larga de distribución de la renta hace imposible contrastar la relación entre desigualdad y delincuencia de una forma adecuada, aunque en el texto se plantean distintos mecanismos alternativos para hacerlo, que no permiten, sin embargo, obtener resultados satisfactorios.

Tras esta revisión descriptiva basada en el análisis de las relaciones simples existentes entre cada una de las variables mencionadas y la tasa de delincuencia, el trabajo prosigue presentando un modelo multivariante de análisis de la delincuencia en España. En el análisis de series temporales realizado con el modelo completo se tuvieron en cuenta dos subperíodos, 1972-1987 y 1988-2004. Los resultados obtenidos muestran que todos los coeficientes estimados son conjuntamente significativos. Durante el período 1972 a 1987, la tasa de desempleo y el nivel de renta *per capita* fueron significativos afectando positivamente a la tasa de delincuencia, mientras que la tasa de esclarecimiento y el porcentaje de población urbana resultaron significativos con signo negativo. El resto de variables consideradas resultó ser no significativo. A su vez, el período 1988-2004 muestra que la tasa de desempleo y el nivel de renta *per capita* fueron significativos con signo negativo, mientras que el porcentaje de población urbana lo fue con signo positivo. El índice de desigualdad regional resultó no significativo al



igual que el índice de desigualdad personal EHII, un resultado que, sin embargo, es contingente al período elegido, ya que el análisis parcial del período 1978-99 muestra una fuerte correlación entre ambas variables.

Por último, y con la finalidad de profundizar en el análisis del impacto de la desigualdad sobre la delincuencia, se realizó un análisis de datos de panel para las 17 Comunidades Autónomas y el período 1998-2000 del que se derivan las siguientes conclusiones: (1) los resultados son muy sensibles al método de ajuste econométrico utilizado, (2) estimando mediante GMM-SYS one step, existe una relación directa entre tasa de delincuencia y nivel de renta, aunque a una tasa decreciente (el coeficiente de la variable PIBpc al cuadrado es significativo y negativo). También se encuentra una relación directa y estadísticamente significativa entre tasa de delincuencia y el porcentaje de población masculina joven, el porcentaje de población urbana y el índice de Gini. La desigualdad, por lo tanto contribuiría, según este resultado, de forma positiva a la delincuencia.

Coincidiendo con la redacción de estas últimas páginas se publicaba en los documentos del *National Bureau of Economic Research* un trabajo que con el título “¿Que saben los economistas sobre la delincuencia?”<sup>29</sup>, concluía que los economistas saben relativamente poco sobre los determinantes de la delincuencia. Estas páginas confirman en cierto modo esa conclusión. La dificultad para obtener series solventes de muchas de las variables implicadas y los más que probables cambios en el sistema de producción de las estadísticas de delito en una serie tan larga y que abarca período muy distintos de política de orden público, el nivel de agregación y los perfiles temporales del resto de las variables consideradas en el modelo hacen difícil ofrecer resultados claros y robustos sobre la relación entre desigualdad y tasa de delincuencia. En todo caso, el trabajo ha permitido alcanzar algunos resultados de interés, como la probable presencia de mecanismos de histéresis “delictiva” asociados con el desempleo, la inexistencia de relación entre el salto en la tasa de delincuencia y la inmigración o el peso de la variable renta *per cápita* así como de las variables relacionadas con el gasto en orden público.

---

<sup>29</sup> A.K. Dills, J.A., Miron y G. Summers: *What do economist know about crime?*, NBER Working Paper n.º 13759. January 2008.



## **NORMAS DE PUBLICACIÓN DE PAPELES DE TRABAJO DEL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES**

Esta colección de *Papeles de Trabajo* tiene como objetivo ofrecer un vehículo de expresión a todas aquellas personas interesadas en los temas de Economía Pública. Las normas para la presentación y selección de originales son las siguientes:

1. Todos los originales que se presenten estarán sometidos a evaluación y podrán ser directamente aceptados para su publicación, aceptados sujetos a revisión, o rechazados.
2. Los trabajos deberán enviarse por duplicado a la Subdirección de Estudios Tributarios. Instituto de Estudios Fiscales. Avda. Cardenal Herrera Oria, 378. 28035 Madrid.
3. La extensión máxima de texto escrito, incluidos apéndices y referencias bibliográficas será de 7000 palabras.
4. Los originales deberán presentarse mecanografiados a doble espacio. En la primera página deberá aparecer el título del trabajo, el nombre del autor(es) y la institución a la que pertenece, así como su dirección postal y electrónica. Además, en la primera página aparecerá también un abstract de no más de 125 palabras, los códigos JEL y las palabras clave.
5. Los epígrafes irán numerados secuencialmente siguiendo la numeración arábica. Las notas al texto irán numeradas correlativamente y aparecerán al pie de la correspondiente página. Las fórmulas matemáticas se numerarán secuencialmente ajustadas al margen derecho de las mismas. La bibliografía aparecerá al final del trabajo, bajo la inscripción "Referencias" por orden alfabético de autores y, en cada una, ajustándose al siguiente orden: autor(es), año de publicación (distinguiendo a, b, c si hay varias correspondientes al mismo autor(es) y año), título del artículo o libro, título de la revista en cursiva, número de la revista y páginas.
6. En caso de que aparezcan tablas y gráficos, éstos podrán incorporarse directamente al texto o, alternativamente, presentarse todos juntos y debidamente numerados al final del trabajo, antes de la bibliografía.
7. En cualquier caso, se deberá adjuntar un disquete con el trabajo en formato word. Siempre que el documento presente tablas y/o gráficos, éstos deberán aparecer en ficheros independientes. Asimismo, en caso de que los gráficos procedan de tablas creadas en excel, estas deberán incorporarse en el disquete debidamente identificadas.

***Junto al original del Papel de Trabajo se entregará también un resumen de un máximo de dos folios que contenga las principales implicaciones de política económica que se deriven de la investigación realizada.***

## **PUBLISHING GUIDELINES OF WORKING PAPERS AT THE INSTITUTE FOR FISCAL STUDIES**

This serie of *Papeles de Trabajo* (working papers) aims to provide those having an interest in Public Economics with a vehicle to publicize their ideas. The rules governing submission and selection of papers are the following:

1. The manuscripts submitted will all be assessed and may be directly accepted for publication, accepted with subjections for revision or rejected.
2. The papers shall be sent in duplicate to Subdirección General de Estudios Tributarios (The Deputy Direction of Tax Studies), Instituto de Estudios Fiscales (Institute for Fiscal Studies), Avenida del Cardenal Herrera Oria, nº 378, Madrid 28035.
3. The maximum length of the text including appendices and bibliography will be no more than 7000 words.
4. The originals should be double spaced. The first page of the manuscript should contain the following information: (1) the title; (2) the name and the institutional affiliation of the author(s); (3) an abstract of no more than 125 words; (4) JEL codes and keywords; (5) the postal and e-mail address of the corresponding author.
5. Sections will be numbered in sequence with arabic numerals. Footnotes will be numbered correlatively and will appear at the foot of the corresponding page. Mathematical formulae will be numbered on the right margin of the page in sequence. Bibliographical references will appear at the end of the paper under the heading "References" in alphabetical order of authors. Each reference will have to include in this order the following terms of references: author(s), publishing date (with an a, b or c in case there are several references to the same author(s) and year), title of the article or book, name of the journal in italics, number of the issue and pages.
6. If tables and graphs are necessary, they may be included directly in the text or alternatively presented altogether and duly numbered at the end of the paper, before the bibliography.
7. In any case, a floppy disk will be enclosed in Word format. Whenever the document provides tables and/or graphs, they must be contained in separate files. Furthermore, if graphs are drawn from tables within the Excell package, these must be included in the floppy disk and duly identified.

***Together with the original copy of the working paper a brief two-page summary highlighting the main policy implications derived from the research is also requested.***

## ÚLTIMOS PAPELES DE TRABAJO EDITADOS POR EL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

### 2004

- 1/04 Una propuesta para la regulación de precios en el sector del agua: el caso español.  
*Autores:* M.<sup>a</sup> Ángeles García Valiñas y Manuel Antonio Muñiz Pérez.
- 2/04 Eficiencia en educación secundaria e *inputs* no controlables: sensibilidad de los resultados ante modelos alternativos.  
*Autores:* José Manuel Cordero Ferrera, Francisco Pedraja Chaparro y Javier Salinas Jiménez.
- 3/04 Los efectos de la política fiscal sobre el ahorro privado: evidencia para la OCDE.  
*Autores:* Montserrat Ferre Carracedo, Agustín García García y Julián Ramajo Hernández.
- 4/04 ¿Qué ha sucedido con la estabilidad del empleo en España? Un análisis desagregado con datos de la EPA: 1987-2003.  
*Autores:* José María Arranz y Carlos García-Serrano.
- 5/04 La seguridad del empleo en España: evidencia con datos de la EPA (1987-2003).  
*Autores:* José María Arranz y Carlos García-Serrano.
- 6/04 La ley de Wagner: un análisis sintético.  
*Autor:* Manuel Jaén García.
- 7/04 La vivienda y la reforma fiscal de 1998: un ejercicio de simulación.  
*Autor:* Miguel Ángel López García.
- 8/04 Modelo dual de IRPF y equidad: un nuevo enfoque teórico y su aplicación al caso español.  
*Autor:* Fidel Picos Sánchez.
- 9/04 Public expenditure dynamics in Spain: a simplified model of its determinants.  
*Autores:* Manuel Jaén García y Luis Palma Martos.
- 10/04 Simulación sobre los hogares españoles de la reforma del IRPF de 2003. Efectos sobre la oferta laboral, recaudación, distribución y bienestar.  
*Autores:* Juan Manuel Castañer Carrasco, Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.
- 11/04 Financiación de las Haciendas regionales españolas y experiencia comparada.  
*Autor:* David Cantarero Prieto.
- 12/04 Multidimensional indices of housing deprivation with application to Spain.  
*Autores:* Luis Ayala y Carolina Navarro.
- 13/04 Multiple occurrence of welfare reciprocity: determinants and policy implications.  
*Autores:* Luis Ayala y Magdalena Rodríguez.
- 14/04 Imposición efectiva sobre las rentas laborales en la reforma del impuesto sobre la renta personal (IRPF) de 2003 en España.  
*Autoras:* María Pazos Morán y Teresa Pérez Barrasa.
- 15/04 Factores determinantes de la distribución personal de la renta: un estudio empírico a partir del PHOGUE.  
*Autores:* Marta Pascual y José María Sarabia.
- 16/04 Política familiar, imposición efectiva e incentivos al trabajo en la reforma de la imposición sobre la renta personal (IRPF) de 2003 en España.  
*Autoras:* María Pazos Morán y Teresa Pérez Barrasa.
- 17/04 Efectos del déficit público: evidencia empírica mediante un modelo de panel dinámico para los países de la Unión Europea.  
*Autor:* César Pérez López.

- 18/04 Inequality, poverty and mobility: Choosing income or consumption as welfare indicators.  
*Autores:* Carlos Gradín, Olga Cantó y Coral del Río.
- 19/04 Tendencias internacionales en la financiación del gasto sanitario.  
*Autora:* Rosa María Urbanos Garrido.
- 20/04 El ejercicio de la capacidad normativa de las CCAA en los tributos cedidos: una primera evaluación a través de los tipos impositivos efectivos en el IRPF.  
*Autores:* José María Durán y Alejandro Esteller.
- 21/04 Explaining. budgetary indiscipline: evidence from spanish municipalities.  
*Autores:* Ignacio Lago-Peñas y Santiago Lago-Peñas.
- 22/04 Local governments' asymmetric reactions to grants: looking for the reasons.  
*Autor:* Santiago Lago-Peñas.
- 23/04 Un pacto de estabilidad para el control del endeudamiento autonómico.  
*Autor:* Roberto Fernández Llera
- 24/04 Una medida de la calidad del producto de la atención primaria aplicable a los análisis DEA de eficiencia.  
*Autora:* Mariola Pinillos García.
- 25/04 Distribución de la renta, crecimiento y política fiscal.  
*Autor:* Miguel Ángel Galindo Martín.
- 26/04 Políticas de inspección óptimas y cumplimiento fiscal.  
*Autores:* Inés Macho Stadler y David Pérez Castrillo.
- 27/04 ¿Por qué ahorra la gente en planes de pensiones individuales?  
*Autores:* Félix Domínguez Barrero y Julio López-Laborda.
- 28/04 La reforma del Impuesto sobre Actividades Económicas: una valoración con microdatos de la ciudad de Zaragoza.  
*Autores:* Julio López-Laborda, M.<sup>a</sup> Carmen Trueba Cortés y Anabel Zárate Marco.
- 29/04 Is an inequality-neutral flat tax reform really neutral?  
*Autores:* Juan Prieto-Rodríguez, Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.
- 30/04 El equilibrio presupuestario: las restricciones sobre el déficit.  
*Autora:* Belén Fernández Castro.

## 2005

- 1/05 Efectividad de la política de cooperación en innovación: evidencia empírica española.  
*Autores:* Joost Heijs, Liliana Herrera, Mikel Buesa, Javier Sáiz Briones y Patricia Valadez.
- 2/05 A probabilistic nonparametric estimator.  
*Autores:* Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.
- 3/05 Efectos redistributivos del sistema de pensiones de la seguridad social y factores determinantes de la elección de la edad de jubilación. Un análisis por comunidades autónomas.  
*Autores:* Alfonso Utrilla de la Hoz y Yolanda Ubago Martínez.
- 4/05 La relación entre los niveles de precios y los niveles de renta y productividad en los países de la zona euro: implicaciones de la convergencia real sobre los diferenciales de inflación.  
*Autora:* Ana R. Martínez Cañete.
- 5/05 La Reforma de la Regulación en el contexto autonómico.  
*Autor:* Jaime Vallés Giménez.

- 6/05 Desigualdad y bienestar en la distribución intraterritorial de la renta, 1973-2000.  
*Autores:* Luis Ayala Cañón, Antonio Jurado Málaga y Francisco Pedraja Chaparro.
- 7/05 Precios inmobiliarios, renta y tipos de interés en España.  
*Autor:* Miguel Ángel López García.
- 8/05 Un análisis con microdatos de la normativa de control del endeudamiento local.  
*Autores:* Jaime Vallés Giménez, Pedro Pascual Arzoz y Fermín Cabasés Hita.
- 9/05 Macroeconomics effects of an indirect taxation reform under imperfect competition.  
*Autor:* Ramón J. Torregrosa.
- 10/05 Análisis de incidencia del gasto público en educación superior: nuevas aproximaciones.  
*Autora:* María Gil Izquierdo.
- 11/05 Feminización de la pobreza: un análisis dinámico.  
*Autora:* María Martínez Izquierdo.
- 12/05 Efectos del impuesto sobre las ventas minoristas de determinados hidrocarburos en la economía extremeña: un análisis mediante modelos de equilibrio general aplicado.  
*Autores:* Francisco Javier de Miguel Vélez, Manuel Alejandro Cardenete Flores y Jesús Pérez Mayo.
- 13/05 La tarifa lineal de Pareto en el contexto de la reforma del IRPF.  
*Autores:* Luis José Imedio Olmedo, Encarnación Macarena Parrado Gallardo y María Dolores Sarrión Gavilán.
- 14/05 Modelling tax decentralisation and regional growth.  
*Autores:* Ramiro Gil-Serrate y Julio López-Laborda.
- 15/05 Interactions inequality-polarization: characterization results.  
*Autores:* Juan Prieto-Rodríguez, Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.
- 16/05 Políticas de competencia impositiva y crecimiento: el caso irlandés.  
*Autores:* Santiago Díaz de Sarralde, Carlos Garcimartín y Luis Rivas.
- 17/05 Optimal provision of public inputs in a second-best scenario.  
*Autores:* Diego Martínez López y A. Jesús Sánchez Fuentes.
- 18/05 Nuevas estimaciones del pleno empleo de las regiones españolas.  
*Autores:* Javier Capó Parrilla y Francisco Gómez García.
- 19/05 US deficit sustainability revisited: a multiple structural change approach.  
*Autores:* Óscar Bajo-Rubio, Carmen Díaz-Roldán y Vicente Esteve.
- 20/05 Aproximación a los pesos de calidad de vida de los “Años de Vida Ajustados por Calidad” mediante el estado de salud autopercebido.  
*Autores:* Anna García-Altés, Jaime Pinilla y Salvador Peiró.
- 21/05 Redistribución y progresividad en el Impuesto sobre Sucesiones y Donaciones: una aplicación al caso de Aragón.  
*Autor:* Miguel Ángel Barberán Lahuerta.
- 22/05 Estimación de los rendimientos y la depreciación del capital humano para las regiones del sur de España.  
*Autora:* Inés P. Murillo.
- 23/05 El doble dividendo de la imposición ambiental. Una puesta al día.  
*Autor:* Miguel Enrique Rodríguez Méndez.
- 24/05 Testing for long-run purchasing power parity in the post bretton woods era: evidence from old and new tests.  
*Autor:* Julián Ramajo Hernández y Montserrat Ferré Cariacedo.

- 25/05 Análisis de los factores determinantes de las desigualdades internacionales en las emisiones de CO<sub>2</sub> *per cápita* aplicando el enfoque distributivo: una metodología de descomposición por factores de Kaya.  
*Autores:* Juan Antonio Duro Moreno y Emilio Padilla Rosa.
- 26/05 Planificación fiscal con el impuesto dual sobre la renta.  
*Autores:* Félix Domínguez Barrero y Julio López Laborda.
- 27/05 El coste recaudatorio de las reducciones por aportaciones a planes de pensiones y las deducciones por inversión en vivienda en el IRPF 2002.  
*Autores:* Carmen Marcos García, Alfredo Moreno Sáez, Teresa Pérez Barrasa y César Pérez López.
- 28/05 La muestra de declarantes IEF-AEAT 2002 y la simulación de reformas fiscales: descripción y aplicación práctica.  
*Autores:* Alfredo Moreno, Fidel Picos, Santiago Díaz de Sarralde, María Antiquera y Lucía Torrejón.

## 2006

- 1/06 Capital gains taxation and progressivity.  
*Autor:* Julio López Laborda.
- 2/06 Pigou's dividend versus Ramsey's dividend in the double dividend literature.  
*Autores:* Eduardo L. Giménez y Miguel Rodríguez.
- 3/06 Assessing tax reforms. Critical comments and proposal: the level and distance effects.  
*Autores:* Santiago Díaz de Sarralde Míguez y Jesús Ruiz-Huerta Carbonell.
- 4/06 Incidencia y tipos efectivos del impuesto sobre el patrimonio e impuesto sobre sucesiones y donaciones.  
*Autora:* Laura de Pablos Escobar.
- 5/06 Descentralización fiscal y crecimiento económico en las regiones españolas.  
*Autores:* Patricio Pérez González y David Cantarero Prieto.
- 6/06 Efectos de la corrupción sobre la productividad: un estudio empírico para los países de la OCDE.  
*Autores:* Javier Salinas Jiménez y M.<sup>a</sup> del Mar Salinas Jiménez.
- 7/06 Simulación de las implicaciones del equilibrio presupuestario sobre la política de inversión de las comunidades autónomas.  
*Autores:* Jaime Vallés Giménez y Anabel Zárate Marco.
- 8/06 The composition of public spending and the nationalization of party systems in western Europe.  
*Autores:* Ignacio Lago-Peñas y Santiago Lago-Peñas.
- 9/06 Factores explicativos de la actividad reguladora de las Comunidades Autónomas (1989-2001).  
*Autores:* Julio López Laborda y Jaime Vallés Giménez.
- 10/06 Disciplina crediticia de las Comunidades Autónomas.  
*Autor:* Roberto Fernández Llera.
- 11/06 Are the tax mix and the fiscal pressure converging in the European Union?  
*Autor:* Francisco J. Delgado Rivero.
- 12/06 Redistribución, inequidad vertical y horizontal en el impuesto sobre la renta de las personas físicas (1982-1998).  
*Autora:* Irene Perrote.



- 13/06 Análisis económico del rendimiento en la prueba de conocimientos y destrezas imprescindibles de la Comunidad de Madrid.  
*Autores:* David Trillo del Pozo, Marta Pérez Garrido y José Marcos Crespo.
- 14/06 Análisis de los procesos privatizadores de empresas públicas en el ámbito internacional. Motivaciones: moda política versus necesidad económica.  
*Autores:* Almudena Guarnido Rueda, Manuel Jaén García e Ignacio Amate Fortes.
- 15/06 Privatización y liberalización del sector telefónico español.  
*Autores:* Almudena Guarnido Rueda, Manuel Jaén García e Ignacio Amate Fortes.
- 16/06 Un análisis taxonómico de las políticas para PYME en Europa: objetivos, instrumentos y empresas beneficiarias.  
*Autor:* Antonio Fonfría Mesa.
- 17/06 Modelo de red de cooperación en los parques tecnológicos: un estudio comparado.  
*Autora:* Beatriz González Vázquez.
- 18/06 Explorando la demanda de carburantes de los hogares españoles: un análisis de sensibilidad.  
*Autores:* Santiago Álvarez García, Marta Jorge García-Inés y Desiderio Romero Jordán.
- 19/06 Cross-country income mobility comparisons under panel attrition: the relevance of weighting schemes.  
*Autores:* Luis Ayala, Carolina Navarro y Mercedes Sastre.
- 20/06 Financiación Autonómica: algunos escenarios de reforma de los espacios fiscales.  
*Autores:* Ana Herrero Alcalde, Santiago Díaz de Sarralde, Javier Loscos Fernández, María Antiquera y José Manuel Tránchez.
- 21/06 Child nutrition and multiple equilibria in the human capital transition function.  
*Autores:* Berta Rivera, Luis Currais y Paolo Rungo.
- 22/06 Actitudes de los españoles hacia la hacienda pública.  
*Autor:* José Luis Sáez Lozano.
- 23/06 Progresividad y redistribución a través del IRPF español: un análisis de bienestar social para el periodo 1982-1998.  
*Autores:* Jorge Onrubia Fernández, María del Carmen Rodado Ruiz, Santiago Díaz de Sarralde y César Pérez López.
- 24/06 Análisis descriptivo del gasto sanitario español: evolución, desglose, comparativa internacional y relación con la renta.  
*Autor:* Manuel García Goñi.
- 25/06 El tratamiento de las fuentes de renta en el IRPF y su influencia en la desigualdad y la redistribución.  
*Autores:* Luis Ayala Cañón, Jorge Onrubia Fernández y María del Carmen Rodado Ruiz.
- 26/06 La reforma del IRPF de 2007: una evaluación de sus efectos.  
*Autores:* Santiago Díaz de Sarralde Míguez, Fidel Picos Sánchez, Alfredo Moreno Sáez, Lucía Torrejón Sanz y María Antiquera Pérez.
- 27/06 Proyección del cuadro macroeconómico y de las cuentas de los sectores institucionales mediante un modelo de equilibrio.  
*Autores:* Ana María Abad, Ángel Cuevas y Enrique M. Quilis.
- 28/06 Análisis de la propuesta del tesoro Británico “Fiscal Stabilisation and EMU” y de sus implicaciones para la política económica en la Unión Europea.  
*Autor:* Juan E. Castañeda Fernández.

- 29/06 Choosing to be different (or not): personal income taxes at the subnational level in Canada and Spain.  
*Autores:* Violeta Ruiz Almendral y François Vaillancourt.
- 30/06 A projection model of the contributory pension expenditure of the Spanish social security system: 2004-2050.  
*Autores:* Joan Gil, Miguel Ángel Lopez-García, Jorge Onrubia, Concepció Patxot y Guadalupe Souto.

## 2007

- 1/07 Efectos macroeconómicos de las políticas fiscales en la UE.  
*Autores:* Oriol Roca Sagalés y Alfredo M. Pereira.
- 2/07 Deficit sustainability and inflation in EMU: an analysis from the fiscal theory of the price level.  
*Autores:* Óscar Bajo-Rubio, Carmen Díaz-Roldán y Vicente Esteve.
- 3/07 Contraste empírico del modelo monetario de tipos de cambio: cointegración y ajuste no lineal.  
*Autor:* Julián Ramajo Hernández.
- 4/07 An empirical analysis of capital taxation: equity vs. tax compliance.  
*Autores:* José M.<sup>a</sup> Durán Cabré y Alejandro Esteller Moré.
- 5/07 Education and health in the OECD: a macroeconomic approach.  
*Autoras:* Cecilia Albert y María A. Davia.
- 6/07 Understanding the effect of education on health across European countries.  
*Autoras:* Cecilia Albert y María A. Davia.
- 7/07 Polarization, fractionalization and conflict.  
*Autores:* Joan Esteban y Debraj Ray.
- 8/07 Immigration in a segmented labor market: the effects on welfare.  
*Autor:* Javier Vázquez Grenno.
- 9/07 On the role of public debt in an OLG Model with endogenous labor supply.  
*Autor:* Miguel Ángel López García.
- 10/07 Assessing profitability in rice cultivation using the Policy Matrix Analysis and profit-efficient data.  
*Autores:* Andrés J. Picazo-Tadeo, Ernest Reig y Vicent Estruch.
- 11/07 Equidad y redistribución en el Impuesto sobre Sucesiones y Donaciones: análisis de los efectos de las reformas autonómicas.  
*Autores:* Miguel Ángel Barberán Lahuerta y Marta Melguizo Garde.
- 12/07 Valoración y determinantes del stock de capital salud en la Comunidad Canaria y Cataluña.  
*Autores:* Juan Oliva y Néboa Zozaya.
- 13/07 La nivelación en el marco de la financiación de las Comunidades Autónomas.  
*Autores:* Ana Herrero Alcalde y Jorge Martínez-Vázquez.
- 14/07 El gasto en defensa en los países desarrollados: evolución y factores explicativos.  
*Autor:* Antonio Fonfría Mesa.
- 15/07 Los costes del servicio de abastecimiento de agua. Un análisis necesario para la regulación de precios.  
*Autores:* Ramón Barberán Ortí, Alicia Costa Toda y Alfonso Alegre Val.
- 16/07 Precios, impuestos y compras transfronterizas de carburantes.  
*Autores:* Andrés Leal Marcos, Julio López Laborda y Fernando Rodrigo Saucó.

- 17/07 Análisis de la distribución de las emisiones de CO<sub>2</sub> a nivel internacional mediante la adaptación del concepto y las medidas de polarización.  
*Autores:* Juan Antonio Duro Moreno y Emilio Padilla Rosa.
- 18/07 Foreign direct investment and regional growth: an analysis of the Spanish case.  
*Autores:* Óscar Bajo Rubio, Carmen Díaz Mora y Carmen Díaz Roldán.
- 19/07 Convergence of fiscal pressure in the EU: a time series approach.  
*Autores:* Francisco J. Delgado y María José Presno.
- 20/07 Impuestos y protección medioambiental: preferencias y factores.  
*Autores:* María de los Ángeles García Valiñas y Benno Torgler.
- 21/07 Modelización paramétrica de la distribución personal de la renta en España. Una aproximación a partir de la distribución Beta generalizada de segunda especie.  
*Autores:* Mercedes Prieto Alaiz y Carmelo García Pérez.
- 22/07 Desigualdad y delincuencia: una aplicación para España.  
*Autores:* Rafael Muñoz de Bustillo, Fernando Martín Mayoral y Pablo de Pedraza.

