

# Una nueva prueba de la teoría de los sentimientos de inseguridad explicativa de la firmeza frente al delito

ALFONSO SERRANO MAÍLLO

Profesor Titular de Derecho penal y Criminología  
UNED

## RESUMEN

*En este artículo se ofrece una prueba de la teoría de los sentimientos de inseguridad, una explicación de la punitividad o firmeza frente al delito a nivel individual. A tal fin utilizamos datos españoles del estudio 3257 del Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS). Análisis de regresión ordinal logit y logística muestran que los individuos tienden a albergar actitudes más firmes frente al delito según experimentan sentimientos de inseguridad más marcados. Estos análisis controlan el efecto de variables relevantes. Los hallazgos concuerdan con contrastes previos de la teoría en España. Nuestro estudio ofrece evidencia de ulteriores predictores de la firmeza frente al delito: la ideología política, el nivel educativo y la falta de confianza en la Administración de Justicia. Nuestro estudio evita la familiar limitación de estimar la firmeza con una única variable. Aunque el estudio del CIS incluye solo dos medidas válidas de firmeza, confiamos en reducir el error de medición, mejorar la potencia estadística y alcanzar una mayor precisión en las estimaciones, en comparación con la alternativa de medidas únicas. Finalmente, nuestro estudio se toma en serio los datos categóricos ordinales aplicando herramientas estadísticas apropiadas: el empleo de regresión lineal puede producir resultados erróneos y el de modelos analíticos para datos nominales puede perder información muy valiosa. Tanto los hallazgos como sus limitaciones son discutidas.*

*Palabras clave: punitividad, firmeza hacia el delito, sentimientos de inseguridad, regresión ordinal.*

## ABSTRACT

*In this paper, we test insecurity feelings theory, an explanation of punitivity or firmness towards crime at the individual level. We rely on Spanish data from the 3257*

*study of the Centre of Sociological Research (CIS). Ordinal logit and logit regressions show that individuals tend to have firmer attitudes towards crime as they hold more acute insecurity feelings. These analyses control for relevant variables. Results are in agreement with previous tests of the theory in Spain. Our study offers evidence of other predictors of firmness towards crime: political ideology, level of education, and lack of trust in the Administration of Justice. Our study avoids the familiar limitation of estimating firmness with a single variable. Though the CIS study includes only two valid measures of firmness, we expect to reduce measurement error, improve statistical power, and achieve higher precision in the estimates, in comparison with the alternative use of single measures. Finally, our study takes categorical ordinal data seriously, applying the appropriate statistical tools: the use of OLS may produce misleading results, and the use of analytic tools for nominal data may lose important information. Results and limitations are discussed.*

**Key words:** *punitiveness, firmness towards crime, insecurity feelings, ordinal regression.*

**SUMARIO:** 1. Introducción. 1.1 La firmeza frente al delito. 1.2 Una propuesta explicativa: la teoría extendida de los sentimientos de inseguridad. 1.3 Hipótesis.-2. El presente estudio. 2.1. Datos. 2.2. Medidas. 2.2.1. Firmeza frente al delito. 2.2.2. Inseguridad. 2.2.3. Variables de control, sociodemográficas y agregada. 2.3. Estrategia analítica: regresión ordinal (*logit*).-3. Resultados.-4. Discusión.-5. Conclusiones.

## 1. INTRODUCCIÓN

### 1.1 La firmeza frente al delito

Según Sutherland, aunque la teoría criminológica se ha ocupado tradicionalmente de los procesos de infracción de normas, su objeto de estudio incluye igualmente los de reacción a la infracción de normas (1). El segundo elemento es habitualmente denominado *punitividad*. A mi juicio, sin embargo, es preferible el término de *firmeza* porque carece de las connotaciones valorativas negativas del primero, lo cual no es apropiado en el caso de actitudes (2). Albergar una acti-

(1) Edwin H. SUTHERLAND, *Principles of Criminology*, 2.<sup>a</sup> ed., Chicago [etc.], J. B. Lippincott, 1934, p. 3.

(2) Alfonso SERRANO MAÍLLO, *Firmeza frente al delito y comunidad en la modernidad reflexiva*, Madrid, Dykinson, 2016, pp. 31-34.

tud firme frente al castigo de los delitos, incluso con severidad, no es ilícito ni inmoral. Siguiendo a Kant, esto es debido a que el objeto de la moral son las acciones; y a que justamente el máximo valor moral se encuentra en la conducta benévola de quien alberga actitudes firmes. Esto no quiere decir que el benévolo que obra de modo benévolo no tenga mérito moral, pero menos que su compañero (3). La idea de que la inseguridad en sentido general es una causa de la firmeza frente al delito a nivel individual es un lugar común en la literatura comparada (4), aunque habitualmente esta hipótesis no va acompañada de una explicación en términos causales, esto es de una respuesta al porqué de dicha relación causal. Por ejemplo, sería imaginable en ausencia de una teoría explicativa previa que la inseguridad se tradujera en mayor comprensión hacia los demás y, en consecuencia, en mayor benevolencia frente a los infractores. Sin una teoría no es posible saber qué buscar, aparte de que de otro modo no existe guía para las decisiones metodológicas. Una excepción es la teoría de los sentimientos de inseguridad de Kury y la extensión de la misma que propuse en otro lugar a partir del Durkheim tardío de *Las formas elementales de la vida religiosa*. En el caso de España en particular, esta explicación constituye una alternativa al modelo hipodérmico que domina nuestras investigaciones, de acuerdo con el cual la firmeza es el resultado de una sobreexposición a informaciones y opiniones sesgadas sobre la criminalidad, normalmente procedentes de los medios de comunicación, por parte de sujetos con baja capacidad crítica. A nivel comparado, el estudio teórico en sentido estricto de la firmeza a nivel individual ha recibido relativamente poca atención, al menos en comparación con la explicación del delito.

## 1.2 Una propuesta explicativa: la teoría extendida de los sentimientos de inseguridad

La teoría extendida de los sentimientos de seguridad se basa en una versión originaria de Kury. De acuerdo con esta segunda, *las condiciones sociales y políticas y cómo son experimentadas por los individuos* afectan de modo decisivo a las reacciones y actitudes frente al

---

(3) Immanuel KANT, *Grundlegung zur Metaphysik der Sitten*, en *Kants gesammelte Schriften*, IV, Berlin, Königlich Preussischen Akademie der Wissenschaften, 1785/1903, pp. 390, 395, 397-398, 410-411, 416, 425 y 429.

(4) Michael T. COSTELLOE, Ted CHIRICOS y Marc GERTZ, «Punitive attitudes toward criminals: Exploring the relevance of crime salience and economic insecurity», *Punishment and Society*, 11, 2009, p. 44.

delito (5). En especial, *cuando las personas se sienten inseguras por cualesquiera razones, también tienden a ser más punitivas* (6). La tesis originaria introduce factores y mecanismos teóricos adicionales. Kury presenta un *modelo cebolla de la punitividad*, en la que el núcleo central estaría ocupado por la punitividad individual, mientras que las áreas concéntricas sucesivas irían albergando factores o fenómenos influyentes en la misma, de modo cada vez más remoto o indirecto. De este modo, en las capas más próximas al corazón de la cebolla aparece la personalidad, la socialización y la influencia de la cultura; en estratos algo más alejados se encuentran las normas y los valores, la vulnerabilidad o la descripción de la criminalidad; y así sucesivamente hasta las variables que se encuentran más alejadas del centro de la cebolla, en franjas sucesivas e incluso fuera de ella. Nótese, sin embargo, que es dudoso que este modelo represente, en puridad, una teoría. En otros lugares nuestro autor se refiere a ulteriores factores potencialmente relacionados con la firmeza frente al delito, pero sin mencionar el modelo cebolla (7). Muchos de estos factores, sin embargo, pueden más o menos fácilmente reconducirse a sentimientos de inseguridad, como es el caso de encontrarse en situación de desempleo, los ingresos, la situación personal, etc.; o a otros constructos.

Pese al trabajo seminal de Kury y otros autores, el modelo de los sentimientos de inseguridad requiere una mayor elaboración. Sobre todo, y como acaba de decirse, la conexión entre inseguridad y firmeza demanda una explicación en términos causales. La extensión que he propuesto en otro lugar trata de avanzar frente a estas limitaciones (8). El punto de partida de esta extensión es la imposibilidad de afrontar la explicación de la firmeza frente al delito sin tener en cuenta los profundos cambios que experimentan desde hace algunas décadas las sociedades occidentales al menos. Existe un amplio acuerdo sobre este estado de cosas, aunque no sobre su explicación. Una propuesta explicativa es la tesis de la modernidad reflexiva de Beck, la cual

---

(5) Helmut KURY, Joachim OBERGFELL-FUCHS y Ursula SMARTT, «The evolution of public attitudes to punishment in Western and Eastern Europe», en *Changing attitudes to punishment. Public opinion, crime and justice* (Julian V. ROBERTS y Mike HOUGH eds.), Cullompton, Devon, Willan, 2002, p. 93.

(6) Helmut KURY y Theodor FERDINAND, «Public opinion and punitivity», *International Journal of Law and Psychiatry*, 22, 1999, p. 382.

(7) Helmut KURY, Joachim OBERGFELL-FUCHS y Michael WÜRGER, *Strafeinstellungen. Ein Vergleich zwischen Ost- und Westdeutschland*, Freiburg i.Br., Max-Planck-Institut für ausländisches und internationales Strafrecht, 2002, pp. 4-12.

(8) Alfonso SERRANO MAÍLLO, *Firmeza frente al delito y comunidad en la modernidad reflexiva*, ob. cit., pp. 272-311.

incluye tres dimensiones fundamentales: el *riesgo* o la *sociedad del riesgo*, la *individualización* y el *cosmopolitización* (9). Los cambios generan tanto inseguridad –removiendo fuentes tradicionales de seguridad y también de modo más directo– como seguridad, si bien más precariamente, incluyendo formas actualizadas e incluso novedosas de vinculación y de comunidad. Esto dibuja un escenario de inseguridad variable, y no prácticamente una constante como en otros enfoques. El sentimiento de inseguridad, la variable independiente nuclear de esta teoría puede entenderse como una *emoción* (10). Los sentimientos de inseguridad existen por defecto, siendo la pertenencia a una comunidad la forma más importante de generar seguridad. En la tradición durkheimiana puede describirse como una especie de energía. Junto con su naturaleza social recién reseñada, una de las grandes ventajas de la teoría de los sentimientos de inseguridad es que es consistente con cambios rápidos en las actitudes frente al delito a nivel individual –algo que, por ejemplo, ni los valores ni la ideología política ni la educación pueden justificar–. El planteamiento teórico básico sostiene que la inseguridad se relaciona con una falta de empoderamiento –frente a la que los individuos reaccionan buscando vinculaciones y comunidad–, lo cual a su vez facilita la acción. La firmeza, por lo tanto, es una reacción a un estado de cosas negativo, o mejor dicho una consecuencia de dicha respuesta. Bajo estas circunstancias, los agentes pueden buscar grupos a los que pertenecer, algo que puede producirse incluso de modo pasivo y casi inadvertido como cuando se participa en un rito –una coronación, un escándalo político, un castigo...– a través de los medios de comunicación como la televisión. En efecto, la televisión, internet o el *e-mail* desempeñan un rol nuclear en las nuevas comunidades. Frente al predominante modelo hipodérmico y la imagen negativa que ofrece de los medios, se puede hipotetizar que lo relevante de los mismos no es la información que envían, presumiblemente en forma de *inputs*, sino las posibilidades que abren a la entrada en comunidades y a la participación en ritos –de modo que la inseguridad aparece antes que la tendencia, si no necesariamente al visionado de la televisión, sí al menos a su utilización para formar parte de grupos– (11). Entre estas comunidades existe una de

---

(9) Ulrich BECK, *Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne*, Frankfurt a.M., Suhrkamp, 1986, *passim*.

(10) Icek AJZEN, «Attitude structure and behavior», en *Attitude structure and function*, Hillsdale, NJ [etc.], Lawrence Erlbaum Associates, 1989, pp. 241-274. Con detalle sobre la postura del texto, Alfonso SERRANO MAÍLLO, *Firmeza frente al delito y comunidad en la modernidad reflexiva*, *ob. cit.*, p. 163.

(11) Joshua MEYROWITZ, *No sense of place. The impact of electronic media on social behaviour*, New York y Oxford, Oxford University Press, 1985, *passim*.

firmes frente al delito *en general*, esto es al margen de comportamientos y tipos de infractores concretos. Pertenecer a una comunidad impone creencias y también, en nuestro caso, una actitud firme general frente al delito de tipo holístico, no selectivo. Ahora bien, los ritos en la tradición de Durkheim son el elemento primordial para la formación y mantenimiento de las comunidades (12). El castigo, que tiene una dimensión simbólica, es precisamente un rito: un rito de purificación para esta comunidad de firmes frente al delito; lleva implícito lo sagrado; tiene una gran carga emocional; transmite significados, cumpliendo así una función expresiva o simbólica; y, por lo tanto, reafirma la comunidad y reasegura y da sentido a la vida colectiva.

### 1.3 Hipótesis

La teoría extendida es demasiado abstracta y compleja como para ser contrastada directamente con la observación. En todo caso, a la luz de las tesis recién expuestas puede proponerse la siguiente conjetura:

*H<sub>1</sub>. Según los individuos experimentan más inseguridad económica, también tienden a albergar actitudes más firmes frente al delito.*

Dada la naturaleza causal de esta hipótesis, es menester obtener mediciones de las dos variables que menciona de modo expreso y analizar si la relación que existe entre ellas es la especificada por la misma hipótesis. La limitación a la dimensión económica, como nos disponemos a ver, es debida a las medidas que tenemos a nuestra disposición.

## 2. EL PRESENTE ESTUDIO

### 2.1 Datos

Para la contrastación de nuestra hipótesis recurrimos a los datos del reciente Barómetro del Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS) de julio de 2019, numeral 3257. El universo de este estudio era la población española de 18 o más años de edad. El tamaño muestral final asciende a 2952 casos. El procedimiento de muestreo fue polietápico y estratificado por conglomerados. El modo de recogida de

---

(12) Emile DURKHEIM, *Las formas elementales de la vida religiosa. El sistema totémico en Australia* (trad. J. H. Ruiz Rivas), Madrid, Fondo de Cultura Económica, 1912/2012, pp. 399-403.

datos fue el habitual de entrevista cara a cara en el domicilio del encuestado. Puesto que, como es habitual en el CIS, el proceso muestral rompe la aleatoriedad con el recurso a cuotas en la selección de los encuestados, el error no se puede calcular. El trabajo de campo tuvo lugar entre el 1 y el 11 de julio de 2019.

## 2.2 Medidas

El cuestionario del estudio 3257 del CIS incluye ítems que permiten medir nuestras variables de interés. Veamos su redacción concreta, clasificándolos según se hayan empleado para la operacionalización de la variable dependiente, de la independiente o de los controles, incluyendo entre éstos las variables sociodemográficas y la agregada. Comenzaremos por nuestra variable dependiente o respuesta: *firmeza frente al delito*.

### 2.2.1 FIRMEZA FRENTE AL DELITO

Dos demandas de respuesta (P) permiten medir la firmeza frente al delito a nivel individual de modo válido: P29 y P30. La primera reza del modo que sigue: «En general, ¿cree Ud. que las leyes en España son muy blandas, muy duras, o lo justo con los/as que cometen delitos de especial gravedad, con uso de violencia?», ofreciendo tres categorías de respuesta sustantiva que pueden ordenarse de más a menos punitiva mediante una sencilla recodificación (13). Aunque la pregunta se refiere a las leyes en general y no a las penales en particular, la mención de «delitos» graves «con uso de violencia» probablemente hará pensar a los encuestados en consecuencias estrictamente jurídico-penales. La limitación de la pregunta a comportamientos muy graves probablemente favorecerá respuestas en el extremo punitivo. Aquellos que dudan/no saben –y, por supuesto, quienes no contestan– han sido catalogados como no respuestas, ya que quien duda podría quizá considerarse que no cree que las leyes sean ni demasiado duras ni blandas, pero, al margen del mérito de esta interpretación, no es posible distinguirlos de quienes sencillamente no saben.

P30 figura a continuación: «Entre las siguientes opciones, ¿cuál cree Ud. que habría que aplicar en el caso de los/as delincuentes multirreincidentes, es decir, los/as que cometen delitos varias veces?». P30 ofrece dos alternativas de respuesta sustantiva: «Deberían cumplir su sentencia como cualquier otro/a delincuente, esperando su

---

(13) La recodificación ha seguido las siguientes reglas: 1 = 2; 2 = 3; y 3 = 1.

rehabilitación» y «Deberían cumplir su sentencia íntegramente, sin disfrutar de beneficios penitenciarios, como medida de protección de la sociedad». Aunque la validez de este ítem no es tan evidente, asumimos que quienes desean sanciones especialmente graves, aunque sólo sea para un grupo de condenados son también más firmes o punitivos frente al delito. Las respuestas que ofrece P30 *mezclan* por un lado la postura sobre la punitividad –cumplir las penas «íntegramente» frente a «como cualquier otro», esto es, presumiblemente, con potenciales reducciones de condena y acceso a libertad condicional– y por otro la postura sobre los fines de las penas –resocialización frente a defensa social. Es cierto que ambas dimensiones tienden a estar relacionadas tanto empírica como teóricamente (14), pero hubiera sido preferible mantenerlas separadas (15). Dado el contexto de P30, que aparece tras el ítem sobre la dureza o ligereza de las leyes (penales) y a que la parte inicial es la referida al cumplimiento y es más enfática, cabe asumir que la dimensión punitividad dominará en las respuestas (16). Los entrevistadores podían codificar como respuesta alternativa cualquier otra que se ofreciera, pero esta información no está disponible, de modo que quienes optaron por ofrecer una contestación sustantiva pero fuera de las dos categorías por defecto deben ser entendidos como casos de no respuesta. Es imaginable que algunas o quizá la mayoría de las respuestas alternativas fueran firmes o incluso especialmente firmes frente al delito, pero no podemos sustentar empíricamente esta sospecha. Sin duda, son imaginables contestaciones matizadas, condicionales, complejas, etc., que no se ajustarían a este patrón. De nuevo, la elección de los multirreincidentes y una aclaración que enfatiza, probablemente favorece respuestas punitivas (17).

Ambos ítems, P29 y P30, contienen información relevante que no debe perderse, siendo el caso en particular que debe evitarse la estimación de la punitividad con preguntas únicas (18) –aunque dos sigue

---

(14) Lior GIDEON y Ayala SHERMAN-OREN, «The role of social distress, political affiliation, and education in measuring punitive attitudes: Israel as a case study», *International Criminal Justice Review*, 24, 2, 2014, p. 152.

(15) Willem E. SARIS y Irmtraud N. GALLHOFER, *Design, evaluation, and analysis of questionnaires for survey research*, 2.<sup>a</sup> ed., Hoboken, NJ, Wiley, 2014, pp. 83-84.

(16) Floyd J. FOWLER, *Improving survey questions. Design and evaluation*, Thousand Oaks, CA [etc.], Sage, 1995, p. 72.

(17) Daniel VARONA GÓMEZ, «¿Somos los españoles punitivos?: actitudes punitivas y reforma penal en España», *InDret*, 1/2009, 2009, pp. 10-12

(18) Alfonso SERRANO MAÍLLO, «Acerca de la medición de la firmeza frente al delito mediante preguntas únicas. Un análisis de clases latentes», *Revista de Derecho penal y Criminología*, 6, 2011, p. 347.



siendo pobre-; y siendo el caso igualmente que no cabe recurrir aquí para la medición de la punitividad a modelos de variables latentes habida cuenta de que no estarían identificados, la construcción de una *escala sumatoria* (19), con la aclaración que haremos enseguida, parece la opción preferible para reducir la información a una única variable. Esta decisión tiene una base *lógica*, basada en las categorías de respuesta ofrecidas por las preguntas de interés. Puesto que contamos con una pregunta con tres categorías de respuesta (1-3) y otra con dos (0-1), categorías que pueden ordenarse de menos a más punitiva o firme tras recodificar P29, nuestro índice es una variable ordinal que oscila entre 1 y 4. Asumimos, por lo tanto, que las cuatro categorías son igualmente ordenables. Puntuaciones más elevadas implican una mayor firmeza frente al delito. Más que *sumar*, entendemos este proceso más bien como una *combinación de categorías*. Sin duda, el nivel de medición de P29 y P30 rechaza que los números asignados a sus categorías lo sean en sentido continuo –distancias conocidas e iguales, ceros significativos, etc.– lo cual exige algún tipo de evaluación de nuestra decisión.

Pues bien, nuestra decisión metodológica es avalada en primer lugar por análisis ridit (20). Los mismos indican que las categorías de P30 se demarcan entre sí de modo nítido (ridits = 0,088 y 0,588) y, menos claramente, las de P29 (ridits = 0,021, 0,156 y 0,675). Aunque este enfoque muestra que las categorías «Son muy duras» y «Lo justo» de P29 son próximas, lo cierto es que aun así existe una diferencia entre ellas, diferencia que merece la pena utilizar analíticamente. Recuérdese que en el cuestionario original el orden en que se exponían las categorías de respuesta no era el lógico –P29 reza: «muy blandas, muy duras, o lo justo»–, lo cual ha podido contribuir a reducir la distancia entre las dos últimas categorías o incluso a crear una dicotomía entre quienes optaron de modo inmediato por la primera opción –los más punitivos– y quienes esperaron a escuchar el resto de opciones –una situación especialmente posible en entrevistas personales (21). A pesar de ello, el análisis ridit apunta a que, aunque de modo limitado pero suficiente, sigue existiendo una diferencia entre las dos últimas categorías de respuesta originales de P29, esto es que no se solapan entre sí. Como consecuencia, de las cuatro (nuevas) categorías de nuestra variable dependiente firmeza, la segunda incluye casos relativamente homogéneos ( $P29 = 1 + P30 = 1$  en comparación con

---

(19) Paul E. SPECTOR, *Summated rating scale construction. An introduction*, Newbury Park, CA, Sage, 1992, pp. 1-4.

(20) Alan AGRESTI, *Analysis of ordinal categorical data*, 2.ª ed., Hoboken, NJ, John Wiley and sons, 2010, pp. 9-11.

(21) Floyd J. FOWLER, *Improving survey questions...*, *ob. cit.*, p. 86.

$P_{29} = 2 + P_{30} = 0$ ) y la tercera casos relativamente heterogéneos ( $P_{29} = 2 + P_{30} = 1$  en comparación con  $P_{29} = 3 + P_{30} = 0$ ); pero las cuatro son distinguibles y pueden ordenarse (22).

En la misma línea apunta, en segundo lugar, un análisis de correspondencia y de correspondencia múltiple (23), que indican que las categorías «Son muy duras» y «Lo justo» de  $P_{29}$  son distinguibles entre sí, aunque de modo muy modesto. Las coordenadas (normalización simétrica) para las dos categorías de  $P_{29}$  recién mencionadas en la dimensión 1 –sustantiva– son, respectivamente, 0,798 y 0,809. Esto apunta de nuevo a que  $P_{29}$  podría tratarse como una dicotomía y a que las categorías una y dos por un lado y dos y tres por otro de la variable firmeza podrían incluso solaparse entre sí. A la luz de los datos, sin embargo, esto último parece un poco exagerado ya que, en el caso más extremo ( $P_{29} = 1 + P_{30} = 1$ ) < ( $P_{29} = 3 + P_{30} = 0$ ) (24).

Esta es, en efecto, la comparación más extrema en el sentido de que se trata de dos patrones de respuesta *próximos* pero asignados a categorías distintas de nuestra escala de firmeza con cuatro escalones. Nuestro enfoque asume que la distancia subyacente entre las categorías «Son muy duras» y «Son muy blandas» de  $P_{29}$  es mayor que la que existe entre las dos categorías sustantivas de  $P_{30}$ . Esto es justamente lo que muestran los análisis  $\text{ridit} = 0,156$  y  $0,675$  para las categorías de  $P_{29}$ ; y  $0,088$  y  $0,588$  para las de  $P_{30}$ . Ergo, la comparación del texto es correcta. Ahora bien, puesto que el patrón  $P_{29} = 1 + P_{30} = 1$  parece el más problemático, es posible removerlo y repetir los análisis sin el mismo, que afecta a firmeza = 2. Una vez más, adelantándonos un poco, podemos decir que los análisis no muestran ninguna diferencia digna de mención en comparación con los originarios que mostraremos enseguida –ni en su conjunto ni en particular para  $H_{1-}$ , cuya principal diferencia es una rebaja en diecinueve observaciones que ahora se pierden. En efecto, solo un 2,22 por ciento de los encuestados eligió el patrón de respuesta que hemos identificado como problemático.

Lo que sí parece es que las categorías 1-3 de nuestra variable dependiente son relativamente próximas entre sí, con una cuarta muy alejada. Estas impresiones se confirman cuando se obtienen los *ridits*

(22) Las frecuencias y porcentajes de las categorías de la variable firmeza son las siguientes: 1 = 31/1,3%; 2 = 238/8,1%; 3 = 559/18,9%; 4 = 1481/50,2%.

(23) Eric J. BEH y Rosaria LOMBARDO, *Correspondence analysis. Theory, practice and new strategies*, Chichester, John Wiley and sons, 2014, pp. 375-404; Michael GREENACRE, *Correspondence analysis in practice*, 2.ª ed., Boca Raton, CA [etc.], Chapman and Hall, 2007, pp. 137-144.

(24) Vid. Alan AGRESTI, *Analysis of ordinal categorical data*, ob. cit., p. 10.

para nuestra escala sumatoria: 0,0069, 0,0652, 0,2378 y 0,6795. Al mismo tiempo, esto rechaza que esta variable pueda analizarse mediante mínimos cuadrados ordinarios al violar una asunción clave de este enfoque sobre la distribución de la variable dependiente.

Sea como fuere, nuestros análisis ridit y de correspondencia justifican el recurso a tratar nuestra variable firmeza como ordinal, con cuatro categorías de respuesta. El motivo es que, para cada nivel, [nivel 1:]  $\tau_0 \leq y^* < \tau_1$ ; [nivel 2:]  $\tau_1 \leq y^* < \tau_2$ ; etc. (25). De este modo puede adelantarse que se cumple una de las asunciones de nuestro enfoque analítico. Nuestra estrategia al mismo tiempo permite mediciones que no se basan en una única variable, lo cual parece una ventaja decisiva por modesta que sea, como es nuestro caso (26).

## 2.2.2 INSEGURIDAD

Nuestra variable independiente, tal y como se especifica en  $H_1$ , es la *inseguridad económica*. El cuestionario del estudio CIS3257 incluye cinco preguntas sobre la situación económica personal y nacional: «Para empezar, refiriéndonos a la situación económica general de España, ¿cómo la calificaría Ud.: muy buena, buena, regular, mala o muy mala?» (P01); «¿Cree Ud. que la situación económica actual de España es mejor, igual o peor que hace un año?» (P02); «¿Cree Ud. que dentro de un año la situación económica de España

(25) Joseph M. HILBE, *Logistic regression models*, Boca Raton, Ca. [etc.], CRC Press, 2009, p. 355.

(26) Para evaluar de modo formal la validez y la consistencia lógica de nuestra variable dependiente procedente de una escala formada por dos variables originales ordinales, contamos con el *Estudio sobre la validez de medidas de firmeza e inseguridad (VFeI2020)*. En el mismo, se administró un cuestionario a una muestra de conveniencia mediante la aplicación EnKlikAnketa (1KA). La encuesta estuvo abierta unas 15 horas entre el 16 y el 17 de enero de 2020 y el tamaño muestral fue de 489 observaciones. Cuenta con ítems con la misma redacción de P29 y P30 del estudio CIS3257, denominados P5 y P6 en VFeI2020. La variable firmeza20 se ha creado siguiendo la misma lógica sumatoria que para firmeza, sumando P5 y P6. También existen en VFeI2020 medidas adicionales de firmeza (P1-P4). Es posible, por lo tanto, valorar la validez de firmeza/firmeza20 utilizando estas medidas adicionales P1-P4 tanto de modo individual; como reduciendo su información a una única variable ACPI-4 mediante un análisis de componentes principales categórico. Mediante tablas de contingencia se puede contrastar la hipótesis nula de que no existe una asociación entre firmeza20 por una parte y P1-P4 por otro; y nuestras pruebas rechazan aquéllas en todos los casos. En segundo lugar, la información de P1-P4 se puede reducir mediante un análisis de componentes principales categórico y producir un único componente ACPI-4. Firmeza/firmeza20 correlaciona de modo elevado con ACPI-4 ( $r$  de Pearson=0,45,  $p < 0,0005$ ; Tau-b de Kendall=0,376,  $p < 0,0005$ ; rho de Spearman=0,447,  $p < 0,0005$ ,  $N=474$ ).

será mejor, igual o peor que ahora?» (P03); «¿Cómo calificaría Ud. su situación económica personal en la actualidad: muy buena, buena, regular, mala o muy mala?» (P04); «¿Cree Ud. que dentro de un año su situación económica personal será mejor, igual o peor que ahora?» (P05). Como puede observarse, dos de las preguntas cuentan con cinco categorías de respuesta y tres con tres, todas ellas ordenables. Los mismos o semejantes ítems han sido utilizados en otras investigaciones para medir los sentimientos de inseguridad a nivel individual (27). Podemos hipotetizar que estos cinco ítems son indicadores de nuestra variable independiente. Así, procederemos a reducir la información mediante un análisis de componentes principales categórico de naturaleza exploratoria (28).

Algunas de las decisiones metodológicas más importantes de este análisis son las siguientes: se han estimado dos dimensiones, si bien sólo se ha utilizado la primera para los análisis; el nivel de escalamiento ha sido el óptimo ordinal; la ponderación de las variables, uno en todos los casos; el método de discretización seguido ha sido el de agrupación (normal), según las categorías de respuesta observadas; mientras que el de normalización ha sido el principal de variable. Sólo se han utilizado datos con información completa (N=2294). El análisis arroja un alfa de Cronbach total de 0,84; la primera dimensión tiene un autovalor de 2,038 y explica un 40,764 por ciento de la varianza; mientras que para la segunda se llega respectivamente al 1,007 y al 20,148. La contribución individual de las variables observadas al autovalor total (y, por lo tanto, a la varianza explicada) es superior en todos los casos a los 0,55 puntos ( $\geq 0,57$ ), con la excepción de P5 (=0,408). Finalmente, las cargas son superiores o iguales a 0,54 en la primera dimensión. Se han guardado las puntuaciones de los objetos creando una nueva variable continua de sentimientos de inseguridad que será utilizada en los análisis de regresión del presente artículo. Puntuaciones más elevadas implican sentimientos de inseguridad más elevados.

### 2.2.3 Variables de control, sociodemográficas y agregada

Dos variables cuya relación con la firmeza goza de bastante, aunque no unánime, respaldo empírico son la ideología y el nivel educa-

---

(27) Alfonso SERRANO MAÍLLO, «Actitudes hacia la pena de muerte en un país abolicionista. Un test de la teoría de los sentimientos de inseguridad», *Revista electrónica de Ciencia penal y Criminología*, 15, 2013, pp. 14-17.

(28) Jörg BLASIUS y Victor THIESEN, *Assessing the quality of survey data*, Los Angeles, CA [etc.], Sage, 2012, pp. 41-46.

tivo. Comencemos por la primera, que es medida mediante la pregunta habitual, también en el caso del CIS: «Cuando se habla de política se utilizan normalmente las expresiones izquierda y derecha. En esta tarjeta hay una serie de casillas que van de izquierda a derecha. ¿En qué casilla se colocaría Ud.?» (P34). De las diez respuestas sustantivas posibles, que se muestran en una tarjeta, 1 representa el valor de izquierda máximo y 10 el de derecha.

P42 y P42a miden el nivel formativo en el CIS3257. Las respuestas a ambas respuestas se codifican en 16 categorías nominales. Para su empleo como control en análisis de regresión es preciso, como mínimo, imponer un orden en las mismas. El resultado es una variable ordinal con seis categorías (29). El CIS recoge en sus datos su propia medida ordinal, también de seis escalones, del nivel de estudios, el cual se asocia de modo muy elevado con la aquí propuesta (correlación de Pearson = 0,891;  $p < 0,0005$ ;  $N = 2939$ ). Puntuaciones más elevadas indican mayor formación o nivel de estudios.

P19 interrogaba del modo que sigue: «¿Ha sido Ud. víctima de algún delito durante los últimos diez años?». Se trata, desde un punto de vista sustantivo, de una dicotomía: no (=0) o sí (=1). La potencial influencia de este factor sobre la firmeza sobre el delito es habitualmente estudiada ya que es intuitivamente plausible esperar que quien ha sido víctima de algún delito albergue actitudes menos benévolas frente a los infractores. También intuitivamente, esta asunción está especialmente justificada para daños recientes, en el caso de delitos serios y violentos y, quizá, cuando la victimación afecta también a terceros próximos, si bien la pregunta del CIS es más general.

Aparte de su atractivo intuitivo, algunas teorías conceden un rol a la Administración de Justicia (AJ) en la explicación de la firmeza frente al delito (30). El cuestionario del estudio CIS3257 incluye algunas preguntas (P20-P22) que permiten estimar la desconfianza en la AJ a nivel individual. En concreto, se demanda una respuesta sobre su funcionamiento en el momento de la entrevista, sobre su funcionamiento en comparación con el pasado y sobre la confianza que inspira en la población. Las redacciones concretas eran las siguientes: «¿Cómo considera Ud. que funciona actualmente la Administración

(29) La recodificación ha seguido las siguientes reglas: 1=0-2; 2=3-5; 3=6-7; 4=8-9; 5=10-12; y 6=13-15. Los datos entre paréntesis se refieren a las categorías originarias, que ya se ha mencionado en el texto que están medidas a nivel nominal.

(30) Tapio LAPPI-SEPPÄLÄ, «Confianza, bienestar y confianza política. Explicación de las diferencias en materia de política penal», en *Procesos de infracción de normas y de reacción a la infracción de normas: dos tradiciones criminológicas. Nuevos estudios en Homenaje al Profesor Alfonso Serrano Gómez* (Alfonso SERRANO MÁLLO y José Luis GUZMÁN DÁLBORA eds.), Madrid, Dykinson, 2008, pp. 355-359.

de Justicia en España: muy bien, bien, [regular,] mal o muy mal?» (P20); «Y en comparación con hace unos años (cuatro o cinco), ¿diría Ud. que el funcionamiento de los tribunales de Justicia es ahora mejor, igual o peor que entonces?» (P21); y «¿Cree Ud. que en España el/la juez/a inspira a la gente mucha, bastante, poca o ninguna confianza?» (P22). Estos ítems ofrecen, como vemos, entre 3 y 5 categorías sustantivas de respuesta que pueden ordenarse. Puesto que se asume que estos ítems son indicadores de una variable unidimensional no observada, se ha procedido a reducir su información mediante un análisis de componentes principales categórico de dos dimensiones; con un escalamiento óptimo ordinal; ponderación uno; agrupación (normal); y normalización principal de variable; siempre para datos con información completa (N = 2356) (31). El análisis arroja un alfa de Cronbach total de 0,942; la primera dimensión alcanza un autovalor de 1,9; mientras la segunda no pasa de 0,788. Las cargas son superiores o iguales a 0,654 en la primera dimensión. Con las puntuaciones de los objetos se ha creado una variable de desconfianza en la AJ. Puntuaciones más elevadas implican mayor desconfianza.

Finalmente se incorporan variables sociodemográficas comúnmente utilizadas en el estudio de la firmeza a nivel individual: estado civil (1 = casado en la actualidad; 0 = no casado, esto es en estado soltero, viudo, separado o divorciado) (P44), ingresos del hogar (con once tramos, desde «No tiene/n ingresos de ningún tipo» [= 1] a «Más de 6000 euros» al mes tras impuestos [= 11]) (P50) (32), edad estimada según los años cumplidos en el último cumpleaños (P41) y sexo (1 = hombre; 2 = mujer) (P40), así como religiosidad de acuerdo con P43 y P43a. Esta última variable se ha creado con la información de los dos ítems recién señalados y ha resultado en 7 niveles, desde quienes se declaran agnósticos, indiferentes, no creyentes o ateos (= 0) y quienes se declaran creyentes de alguna religión, pero no asisten nunca a misa ni a otro oficio religioso sin contar ceremonias sociales (= 1) hasta quienes afirman atender los oficios religiosos «Varias veces a la semana» (= 6). Se asume que puntuaciones más elevadas implican una mayor religiosidad.

(31) Jörg BLASIUS y Victor THIESEN, *Assessing the quality of survey data*, *ob. cit.*, pp. 41-46.

(32) Existe una fuerte asociación de esta variable con los ingresos de la persona entrevistada (P51) (correlación de Pearson=0,536;  $p < 0,0005$ ; N=1788) y con la estimación de clase social del CIS (P529) recodificada en cuatro niveles (clase alta o media alta; media, obreros cualificados; obreros no cualificados) (correlación de Pearson=-0,358;  $p < 0,0005$ ; N=1755).

También se utilizará el tamaño de la población en que reside el encuestado, con 7 posibles escalones, de 2000 habitantes o menos (=1) a más de un millón (=7). Se trata de una variable agregada.

### 2.3 Estrategia analítica: regresión ordinal (logit)

A modo de recapitulación, la Tabla 1 informa de los estadísticos descriptivos más importantes de las variables utilizadas en el presente estudio. En primer lugar, se presentan los de la variable dependiente, a continuación, los de nuestra variable independiente y finalmente los de las variables de control.

Tabla 1. *Principales estadísticos descriptivos de las variables empleadas en los análisis*

	N	Media	DT	Mín	Máx
Firmeza	2309	3,511	,733	1	4
Inseguridad	2294	0	1	-2,109	3,454
Desconfianza/AJ	2356	0	1	-2,606	1,866
Ideología	2488	4,486	2,08	1	10
N/Estudios	2940	2,705	1,393	1	6
Victimación	2948	,168	,374	0	1
E/Civil	2945	,517	,5	0	1
Ingresos	1795	6,188	1,757	1	11
Religiosidad	2883	1,748	1,64	0	6
Edad	2952	50,871	18,143	18	98
Sexo	2952	1,518	,5	1	2
Tamaño/Pob	2952	3,891	1,7	1	7

DT: desviación típica.

N: datos con información completa = 875.

La Tabla 1 muestra algo que ya sabemos: que nuestra variable dependiente firmeza frente al delito tiene cuatro categorías que son

ordenables. La naturaleza causal de nuestra hipótesis sustantiva ( $H_1$ ) exige comprobar si existe una asociación entre firmeza e inseguridad, controlando por el efecto de otras variables que podrían hacer confundir tal relación y revelarla causalmente espuria. La forma habitual de contrastar la asociación entre ambas variables en nuestra disciplina pasa por algún tipo de regresión, dependiendo de la distribución de la variable dependiente o respuesta. En algunas circunstancias tasadas es posible utilizar regresión lineal mediante mínimos cuadrados ordinarios en el caso de variables dependientes categóricas ordinales (33). Por ejemplo, cuando el número de categorías es como mínimo cinco y las distancias subyacentes entre ellas son iguales (34). Como vimos, sabemos por diversos enfoques analíticos que éste no es nuestro caso. El empleo injustificado de mínimos cuadrados ordinarios puede traducirse en hallazgos erróneos; exactamente igual que ceñirse a enfoques para variables nominales limita las opciones analíticas y reduce la potencia estadística (35).

En las últimas pocas décadas se han desarrollado herramientas analíticas específicas para el caso de variables respuesta medidas a nivel ordinal, incluida la regresión. Entre ellos puede mencionarse la regresión ordinal, también llamada logística ordinal, modelo de ventajas cumulativas y modelo de ventajas proporcionales. Puesto que la asunción de líneas paralelas es a menudo violada, se han desarrollado otras herramientas, pero puede decirse que nuestra primera opción es la estándar en ciencias sociales. La regresión ordinal (*logit*) es una extensión de los modelos para variables respuesta binarias. Asume la existencia de una variable continua subyacente que justifica que la observada tenga un orden. Normalmente la estimación se hace mediante máxima verosimilitud (36).

---

(33) Alfonso SERRANO MAÍLLO y Helmut KURY, «Insecurity feelings and punitivity: relationship in a national sample of adolescents and young adults in Spain», en *Fear of crime. Punitivity. New developments in theory and research* (Helmut KURY ed.), Bochum, Universitätsverlag Dr. N. Brockmeyer, 2008, pp. 329-333.

(34) John S. LONG, *Regression models for categorical and limited dependent variables*, Thousand Oaks, Ca. [etc.], Sage, 1997, p. 119.

(35) Alan AGRESTI, *Analysis of ordinal categorical data*, ob. cit., pp. 2-7.

(36) Alan AGRESTI, *Analysis of ordinal categorical data*, ob. cit., pp. 53-61; Joseph M. HILBE, *Logistic regression models*, ob. cit., pp. 353-369; John S. LONG, *Regression models for categorical and limited dependent variables*, ob. cit., pp. 114-125; Ann A. O'CONNELL, *Logistic regression models for ordinal response variables*, Thousand Oaks, Ca. [etc.], Sage, 2006, pp. 27-30.



### 3. RESULTADOS

La Tabla 2 muestra los resultados de nuestra regresión ordinal (logit) (37), cuya finalidad es la de contrastar nuestra solitaria hipótesis sustantiva. El modelo es significativo en su conjunto (Wald = 101,34; grados de libertad [gl] = 11;  $p < 0,0005$ ;  $N = 875$ ) (38). Su capacidad explicativa es modesta según los pseudocoefficientes de determinación (por ejemplo, pseudo $R^2$  de Cox-Snell = 0,13). Como era de esperar, los puntos de corte, muy desiguales, descartan la aplicabilidad de los mínimos cuadrados ordinarios (39). En nuestra parametrización, los cortes o umbrales son los negativos de los interceptos (40). Existen algunas violaciones de las asunciones del modelo, sobre las que volveremos más abajo. Una pluralidad de procedimientos avala que no se ha violado la esencial asunción de líneas paralelas o de proporcionalidad de las ventajas a lo largo de las categorías de respuesta: por ejemplo, LR  $\text{Chi}^2 = 29,41$ ; gl = 22; no significativo (NS);  $N = 875$  (41).

Un problema serio de nuestro modelo es el de la pérdida de datos. Puesto que nuestro análisis de regresión ordinal recurre a observaciones con información completa, termina por emplear únicamente 875 de las 2952 posibles en un escenario ideal, lo cual representa el uso del 29,69 por ciento de toda la muestra, o bien la pérdida del 70 por ciento de la misma. Este es un problema grave que exige algún tipo de

---

(37) El modelo de regresión ordinal parece el preferible entre varias alternativas analíticas como los modelos lineales generalizados (GLM) para variables dependientes ordinales en su versión ordinaria (BIC = 1502,349) y en la propuesta por WILLIAMS (a) (gologit2) (BIC = 1506,765). Ni el apoyo para  $H_1$  ni ninguno de nuestros hallazgos principales cambia a lo largo de estas estimaciones alternativas.

(a) Richard WILLIAMS, «Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables», *Stata Journal*, 6, 2006, pp. 58-82; el mismo, «Using heterogeneous choice models to compare logit and probit coefficients across groups», *Sociological Methods and Research*, 37, 2009, pp. 531-559; el mismo, «Fitting heterogeneous choice models with oglm», *Stata Journal*, 10, 2010, pp. 540-567.

(38) LR  $\text{Chi}^2 = 121,35$ ; gl = 11;  $p < 0,0005$ ;  $N = 875$ , para modelo con errores típicos estándar.

(39) John S. LONG, *Regression models for categorical and limited dependent variables*, *ob. cit.*, pp. 115 y 118.

(40) Joseph M. HILBE, *Logistic regression models*, *ob. cit.*, p. 356.

(41) Ann A. O'CONNELL, *Logistic regression models for ordinal response variables*, *ob. cit.*, p. 44. Lo mismo se obtiene con el test de Brant a nivel global ( $\text{Chi}^2 = 23,31$ ; gl = 22; NS;  $N = 875$ ) e individual (para todas las variables del modelo, NS); y mediante Wald ( $\text{Chi}^2 = 14,63$ ; gl = 20; NS;  $N = 875$ ).

acción correctora (42). Dejando de lado esta importante complicación, nada evidente arroja dudas sobre el modelo.

A nivel individual, el análisis de regresión ordinal de la Tabla 2 arroja pruebas favorables a  $H_1$ : *según los individuos experimentan más inseguridad económica, también tienden a albergar actitudes más firmes frente al delito*. La tabla informa de los coeficientes y sus intervalos de confianza y las razones de las ventajas utilizando errores típicos robustos, si bien en realidad éstos apenas cambian más que de modo testimonial en relación con los estándar (verbigracia, para inseguridad, estos últimos son 0,084 frente a los 0,089 de la versión robusta). Existen muchas formas de interpretar los resultados, con las razones de las ventajas entre las más habituales (43). De acuerdo con las mismas (RV = 1,26), para cada unidad en que se incrementa la inseguridad, se produce un incremento del 26 por ciento en la ventaja de tener una puntuación 4 en firmeza en comparación con la puntuación 3; o bien en la ventaja de 3 frente a 2; o de 2 frente a 1.

Tabla 2. *Regresión ordinal: Firmeza frente al delito*

	<b>Coficiente (ETR)</b>	<b>RV</b>	<b>IC al 95% para coef.</b>	
Inseguridad	,231 (.089)**	1,26	,057	,405
Ideología	,189 (.042)***	1,208	,107	,272
N/Estudios	-,347 (.066)***	,707	-,475	-,218
Victimación	NS		-,675	,092
Desconfianza/AJ	,341 (.082)***	1,407	,18	,502
E/Civil	NS		-,273	,375
Ingresos	NS		-,027	,197
Religiosidad	NS		-,021	,207
Edad	NS		-,019	,004
Sexo	,365 (.152)*	1,44	,066	,663

(42) Alfonso SERRANO MAÍLLO, «El problema de los datos perdidos y su tratamiento en los análisis cuantitativos en ciencias sociales. La imputación múltiple», en *Procesos de infracción de normas y de reacción a la infracción de normas: dos tradiciones criminológicas. Nuevos estudios en Homenaje al Profesor Alfonso Serrano Gómez* (Alfonso SERRANO MAÍLLO y José Luis GUZMÁN DÁLBORA eds.), Madrid, Dykinson, 2008, p. 166.

(43) John S. LONG, *Regression models for categorical and limited dependent variables*, ob. cit., pp. 120 y 138-142.

	<b>Coficiente (ETR)</b>	<b>RV</b>	<b>IC al 95% para coef.</b>	
Tamaño/Pob	NS		-.063	,1
corte 1	-4,42 (.678)***		-5,75	-3,091
corte 2	-1,697 (.549)***		-2,773	-,621
corte 3	-.007 (.546) NS		-1,078	1,064
N	2196			
pR2 McFadden	,079			
pR2 Nagelkerke	,157			
pR2 Cox-Snell	,13			
pR2 McKelvey-Zavoina	,179			
AIC	1433,537			
BIC	1500,376			

\*:  $p < 0,05$ ; \*\*:  $p < 0,01$ ; \*\*\*:  $p < 0,0005$ ; NS: no significativo.

RV: razón de las ventajas.

ETR: errores típicos robustos.

IC: intervalo de confianza.

Como es habitual fuera del modelo lineal, la interpretación no sólo es difícil, sino poco intuitiva (44). El Gráfico 1 puede ser de ayuda a tal fin (45). El mismo refleja la probabilidad de cada una de las cuatro categorías de nuestra variable ordinal firmeza dependiendo del nivel de inseguridad –controlando por el resto de variables. Como puede observarse, incluso una puntuación baja en inseguridad y, por lo tanto, una ausencia de sentimientos de inseguridad marcados, lo más probable es que se corresponda con la categoría 4 de nuestra variable dependiente, esto es la de máxima punitividad. Esto no es sorprendente puesto que, como se dijo, en las interrogaciones del CIS existe un cierto sesgo hacia este extremo de las actitudes frente al delito. Al mismo tiempo, según aumenta la inseguridad, la categoría número 4 se hace más y más probable hasta superar el 0,8 hacia el final de la distribución, alrededor de 3 desviaciones típicas por encima de la media. El resto de categorías más benévolas, por el contrario, siguen

(44) Tim F. LIAO, *Interpreting probability models. Logit, probit, and other generalized linear models*, Newbury Park, CA, Sage, 1994, pp. 1-2.

(45) Joseph M. HILBE, *Logistic regression models, ob. cit.*, p. 369.

el camino contrario: se hacen menos y menos probables según aumenta la inseguridad. Puesto que la categoría más benévola (= 1) está integrada por muy pocos individuos ( $N=31$ ; porcentaje= 1,34) es normal que en cada caso su presencia en el gráfico sea prácticamente testimonial –lo cual no excluye, en todo caso, su descenso monótono con el aumento de la inseguridad, incorporándose poco a poco a una probabilidad prácticamente de cero–. Como ya se advirtió tanto al explorar P29 como a la hora de construir nuestra variable dependiente combinando P29 y P30 –esto es una relativamente baja capacidad discriminativa–, también el Gráfico 1 apunta a la posibilidad de tratar firmeza como una dicotomía. Aunque volveremos sobre este punto, no importa insistir en que nuestra opción metodológica utiliza toda la información que ofrece el cuestionario CIS3257. Sea como fuere, además de facilitar la interpretación de nuestros hallazgos, el Gráfico 1 confirma el respaldo a  $H_1$ .

La Tabla 3 muestra numéricamente las probabilidades predichas para las cuatro categorías de firmeza según la media de inseguridad y varias distancias típicas por encima y debajo (46). La interpretación es la misma que la del Gráfico 1, quizá con algo más de precisión. Al mismo tiempo, puede afirmarse que existe una diferencia estadísticamente significativa entre la probabilidad predicha para firmeza = 4 para el valor de una desviación típica por debajo (intervalo de confianza al 95 por ciento = 0,5875 0,6839) y por encima (= 0,6872 0,7821) de la media de la variable independiente inseguridad (= 0).

---

(46) Tim F. LIAO, *Interpreting probability models...*, *ob. cit.*, pp. 43-45.

Gráfico 1. Probabilidad de categoría según inseguridad: Firmeza

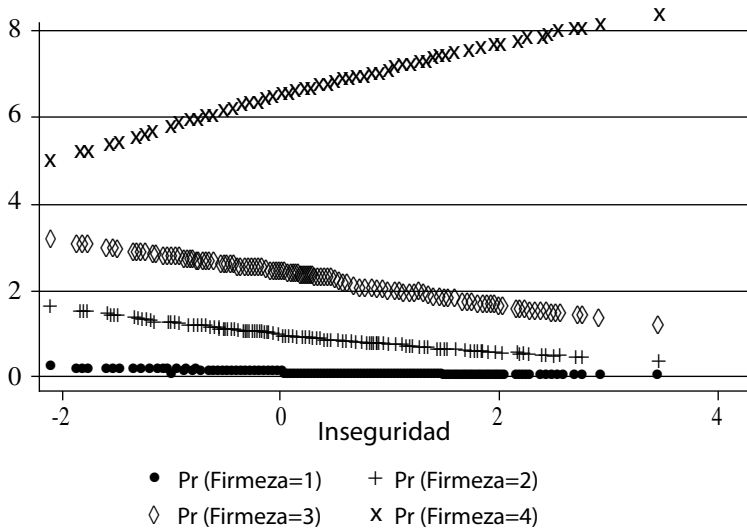


Tabla 3. Probabilidades predichas según varios valores estandarizados de inseguridad: Firmeza frente al delito

	Inseguridad					
	-2 DT	-1 DT	Media	1 DT	2 DT	3 DT
Pr(Firmeza=1)	,009	,007	,006	,004	,004	,003
Pr(Firmeza=2)	,109	,089	,072	,058	,047	,038
Pr(Firmeza=3)	,302	,268	,235	,203	,173	,145
Pr(Firmeza=4)	,581	,636	,683	,735	,777	,8145

DT: desviación típica.

Como se ha repetido, el apoyo a  $H_1$  se ha obtenido controlando el efecto de algunas importantes variables. De ellas, cuatro se revelan como predictores estadísticamente significativos de la firmeza. En primer lugar, la ideología política: según los individuos tienen una ideología más conservadora o de derechas, más firmes se muestran frente

al delito (coeficiente=0,189;  $p < 0,0005$ ). En segundo lugar, el nivel de estudios: según los individuos tienen un nivel educativo más elevado, menos firmes o más benévolos se muestran frente al delito (coeficiente = -0,347;  $p < 0,0005$ ). En tercer lugar, la desconfianza en la Administración de Justicia: según los individuos tienen más desconfianza en la AJ, más firmes se muestran frente al delito (coeficiente=0,341;  $p < 0,0005$ ). Por último, nuestro análisis de regresión ordinal relaciona de modo estadísticamente significativo el sexo con la firmeza en el sentido de que las mujeres puntuarían más alto en nuestra variable dependiente (coeficiente=0,365;  $p=0,017$ ). Ninguna de las variables restantes alcanza la significación estadística, de modo que no existen pruebas de que se encuentren asociadas a la firmeza en nuestro estudio a nivel multivariante –incluida la religiosidad, sobre la que algo más habrá que decir más abajo–.

Como se adelantó, existen pruebas de alguna violación de las asunciones del modelo de regresión ordinal. Existen para empezar varios *outliers* u observaciones desviadas, quizá puntos de influencia (47). Puesto que la regresión ordinal es en realidad un modelo de ecuaciones múltiples (48), para la detección de las observaciones desviadas es preciso realizar varias regresiones logísticas (lógicamente, tantas como categorías tenga la variable dependiente menos una) y calcular dichas observaciones para cada una de ellas. De este modo se detectan varios posibles casos, pero cuando se repite el análisis de regresión ordinal removiendo aquellos con puntuaciones estandarizadas (de Pearson) de dos o superior, los resultados apenas muestran alteraciones dignas de mención. La más notoria es que, ahora y al nivel  $\alpha=0,5$ , la religiosidad predice de modo estadísticamente significativo y positivo la firmeza (coeficiente = 0,206; error típico [ET]=0,071;  $p=0,004$ ;  $N=793$ ). Existen algunos indicios de heterocedasticidad, presumiblemente relacionada (en exclusiva) con la variable desconfianza en la AJ. Repetidos los análisis mediante regresión ordinal logística heterocedástica (49), los resultados coinciden con los ordinarios sin que haya nada digno de mención (50). Otras pruebas y estadísticos descartan violaciones evidentes de otras asun-

(47) Alan AGRESTI, *Analysis of ordinal categorical data*, ob. cit., pp. 73-74.

(48) Joseph M. HILBE, *Logistic regression models*, ob. cit., p. 357.

(49) Richard WILLIAMS, «Fitting heterogeneous choice models with oglm», *Stata Journal*, 10, 2010, pp. 541-545.

(50) El parámetro adicional Insignia para desconfianza es estadísticamente significativo ( $p=0,027$ ;  $N=875$ ).

ciones del modelo. Verbigracia, número condición = 15,48 (51); factores de inflación de la varianza  $\leq 1,603$ ; test de Lipsitz, NS (52).

Pasemos ahora a nuestro principal reto: el de la pérdida de datos. Como se dijo, es imprescindible llevar a cabo algún tipo de acción correctora para de algún modo minimizar la gran pérdida de datos cuando se utilizan los que tienen información completa. Una posibilidad consiste en la imputación múltiple (53). La misma parte de la

---

(51) David A. BELSLEY, Edwin KUH y Roy E. WELSCH, *Regression diagnostics. Identifying influential data and sources of collinearity*, New York, John Wiley, 1980, p.100-105.

(52) Morten W. FAGERLAND y David W. HOSMER, «A goodness-of-fit test for the proportional odds regression model», *Statistics in Medicine*, 32, 2013, pp. 2236-2237.

El test de Box-Tidwell apunta a una violación de la asunción de linealidad en el logit para la variable desconfianza en la AJ ( $p$  para el término incorporado al modelo desconfianza en la AJ  $\cdot \ln[\text{desconfianza en la AJ}] < 0,01$ ;  $N = 496$ ), vid. Ann A. O'CONNELL, *Logistic regression models for ordinal response variables*, ob. cit., p. 44. Al realizar este test para varias variables, se eleva la probabilidad de alcanzar el umbral de  $p < 0,05$  de modo azaroso. Aunque esto último puede corregirse, la literatura apunta, para mayor seguridad, varias formas alternativas de someter a prueba la hipótesis de linealidad en el logit, siempre para el caso de la variable antes referenciada. Para el modelo bivariado, el test de Tukey-Pregibon sólo es significativo de modo marginal ( $p$  para  $\hat{\theta}^2 = 0,092$ ;  $N = 1897$ ); mientras que el test de residuos parciales que sugiere Joseph M. HILBE, *Logistic regression models*, ob. cit., pp. 85-87, para la regresión logística tampoco es concluyente (gráficos no mostrados). Ulteriores comparaciones entre modelos binarios sugieren que el origen de nuestra preocupación con desconfianza en la AJ procede de la baja frecuencia de observaciones en firmeza = 1 (Ann A. O'CONNELL, *Logistic regression models for ordinal response variables*, ob. cit., p. 47), pero al margen de este supuesto concreto no existen fuentes adicionales evidentes de preocupación. Puesto que, en todo caso, no podemos descartar la infracción de esta asunción, procedemos a evaluar sus potenciales efectos primero repitiendo los análisis eliminando la variable de control problemática; y después repitiendo el modelo completo con funciones de enlace distintas de logit, siguiendo siempre a la literatura (Joseph M. HILBE, *Logistic regression models*, ob. cit., p. 84). La primera opción, poco ortodoxa si los controles se seleccionan desde un punto de vista teórico, no arroja ninguna diferencia digna de mención respecto a los análisis ordinarios ni a nivel global ni al de  $H_1$  (coeficiente para inseguridad = 0,271; ETR = 0,077;  $p < 0,0005$ ;  $N = 1004$ ); como tampoco lo hacen los análisis ordinales probit (coeficiente para inseguridad = 0,122; ETR = 0,052;  $p < 0,05$ ;  $N = 875$ ), loglog complementario (coeficiente para inseguridad = -0,158; ETR = 0,067;  $p < 0,05$ ;  $N = 875$ ) (a) y otras funciones de enlace. Esto sugiere, como se ha apuntado en el texto, que si existe una violación de la asunción de linealidad en el logit no tiene que ver con nuestra variable independiente sino con un control; y, si existe, carece de efectos en nuestras estimaciones.

(a) Esta opción se ha realizado recodificando firmeza del modo que sigue: 4=0; 3=1; 2=2; 1=3. Esto explica el cambio en el signo del coeficiente.

(53) Donald RUBIN, *Multiple imputation for nonresponse in surveys*, New York [etc.], Wiley and sons, 1987, *passim*.

matriz de covarianzas y trata de maximizar las observaciones empleadas en los análisis sin alterar en lo fundamental dicha matriz. El procedimiento de imputación se debe repetir en diversas ocasiones y extraer una estimación media de los parámetros, para a continuación, en nuestro caso, regresar firmeza sobre nuestro campo de variables independiente, de control y sociodemográficas mediante el procedimiento ordinal común. El procedimiento de imputación recurre igualmente a un procedimiento de regresión, en el que unas variables se emplean para imputar los valores perdidos en otras. En nuestro caso, hemos comenzado por eliminar aquellas observaciones para las que no existe información en la variable dependiente, ya que algunos autores no aconsejan imputar en la misma (54). Esto deja 2309 casos, que pasan a constituir ahora nuestro máximo muestral potencial. Las variables que más datos pierden son inseguridad, desconfianza en la AJ, ideología, religiosidad y, sobre todo y como era de esperar por el contenido de la interrogación, ingresos. Estas son las variables cuyos datos perdidos van a imputarse. Para facilitar esta labor no sólo contamos con nuestras variables ya conocidas, incluidas en el modelo de regresión ordinal, como sexo, edad y tamaño del municipio, que cuentan con información para todas las observaciones, sino que pueden incorporarse otras adicionales o pasivas, cuyo empleo se circunscribe a la imputación. Aquí hemos añadido a tal fin P6 (situación política general de España) (media = 3,911; desviación típica [DT] = 0,878; Mín = 1; Máx = 5; N = 2214) y P14 (probabilidad de votar en las próximas elecciones) (media = 8,256; DT = 2,913; Mín = 0; Máx = 10; N = 2214). Son variables con 5 y 11 posibles categorías de respuesta sustantiva respectivamente y con pocos datos perdidos ellas mismas.

Nuestro ejercicio ha realizado 100 imputaciones y su semilla de aleatorización ha sido 26711. La eficiencia relativa del procedimiento ha sido para cada variable superior al 0,996. Como resultado, el análisis de regresión ordinal con datos imputados utiliza 2196 observaciones, que representan el 74,37 por ciento del total muestral y el 95,11 por ciento de nuestro máximo total potencial una vez que se decidió no imputar los datos perdidos en firmeza. Este último dato, inferior al 10 por ciento, es asumible. Aunque en lo esencial este nuevo ejercicio no altera ni el apoyo a  $H_1$  ni el resto de nuestros hallazgos más importantes, existe alguna matización que recomienda mostrar los resultados. Esto es lo que hace la Tabla 4.

---

(54) Paul D. ALLISON, *Missing data*, Thousand Oaks, CA [etc.], Sage, 2002, p. 11.



Tabla 4. *Regresión ordinal con imputación de datos perdidos: Firmeza frente al delito*

	<b>Coefficiente (ET)</b>
Inseguridad	,151 (.057)**
Ideología	,147 (.027)***
N/Estudios	-,193 (.038)***
Victimación	NS
Desconfianza/AJ	,341 (.082)***
E/Civil	NS
Ingresos	NS
Religiosidad	,095 (.036)**
Edad	NS
Sexo	NS
Tamaño/Pob	NS
corte 1	-3,88 (.391)***
corte 2	-1,557 (.351)***
corte 3	-,078 (.348) NS
N	2196

\*\* $p < 0,01$ ; \*\*\* $p < 0,0005$ ; NS: no significativo.

ET: error típico.

Como puede observarse en la Tabla 4, nuestro análisis de regresión ordinal con imputación de datos perdidos arroja de nuevo evidencia favorable a  $H_1$  ya que nuestra variable independiente inseguridad se relaciona de modo positivo con la firmeza (coeficiente = 0,151;  $p = 0,008$ ; intervalo de confianza [IC] al 95% = 0,039 0,264;  $RV = 1,164$ ), controlando por el efecto de diversas variables. La desconfianza en la AJ, la ideología y el nivel de estudios vuelven a predecir la firmeza al nivel  $\alpha = 0,0005$ . Hasta aquí, pues, ninguna novedad digna de mención, salvo por los cambios en los coeficientes. Sin embargo, el sexo pierde en estos nuevos análisis su significación estadística ( $p = 0,422$ ), lo cual marca una diferencia respecto a los ordinarios. A nivel bivariado, el sexo predice la firmeza al nivel  $\alpha = 0,05$  tanto en un análisis de regresión ordinal (coeficiente = 0,174; errores

típicos robustos [ETR]=0,085;  $p=0,041$ ;  $N=2309$ ) como en un análisis global mediante tablas de contingencia ( $\text{Chi}^2=10,06$ ;  $gl=3$ ;  $p=0,018$ ;  $N=2309$ ). Sin embargo, cuando se solicitan los residuos de Haberman, se descubre que apenas en dos de las ocho celdas existe una diferencia entre la frecuencia esperada y observada significativa desde un punto de vista estadístico (en  $c_{1,2}$  y  $c_{2,2}$ ; residuos corregidos tipificados= $12,51$ ), lo cual carece de una interpretación clara. Esto rechaza cualquier confianza en que, en nuestro estudio, las mujeres sean más firmes frente al delito que los hombres. Otro cambio que se observa en comparación con los análisis ordinarios es algo que ya apareció cuando éstos se repetían removiendo los valores desviados: la religiosidad predice la firmeza en sentido positivo (coeficiente= $0,095$ ;  $p=0,008$ ; IC al 95%= $0,025$   $0,165$ ). Dicho con otras palabras, según los individuos son más religiosos, también tienden a ser más firmes frente al delito. Lo mismo se encuentra a nivel bivariado (coeficiente= $0,17$ ; ETR= $0,03$ ;  $p<0,0005$ ;  $N=2257$ ).

Podemos todavía hacer un último esfuerzo para reforzar, en su caso, nuestra confianza en las pruebas sobre  $H_1$  y en el resto de hallazgos. Como se señaló más arriba, la pregunta 29 del cuestionario del estudio CIS3257 podría tratarse como una dicotomía si sus categorías «Son muy duras» y «Lo justo» se consideran indistinguibles. Esta sugerencia invita a repetir nuestros análisis para esta nueva variable dependiente de firmeza (media= $0,72$ ; DT= $0,449$ ; Mín= $0$ ; Max= $1$ ;  $N=2497$ ), en la que el valor más elevado es indicativo de mayor firmeza. Los resultados de un análisis regresión logística (55) con las mismas variables independiente, de control y sociodemográfica que la ordinal (Wald= $90,38$ ;  $gl=11$ ;  $p<0,0005$ ;  $N=928$ ; test de Hosmer y Lemeshow, NS; pseudocoefficiente de determinación= $0,104$ ) son casi idénticos a los originarios en la significación y los signos de los coeficientes, reforzando por lo tanto nuestra confianza en los mismos. Una vez más y como pronostica  $H_1$ , la variable inseguridad es un predictor estadísticamente significativo de la firmeza en su versión de P29 dicotomizada (coeficiente= $0,2$ ; ETR= $0,091$ ;  $p=0,028$ ; RV= $1,222$ ) (56): a mayor inseguridad, mayor firmeza. Desconfianza en la AJ (coeficiente= $0,5$ ; ETR= $0,087$ ; RV= $1,567$ ), ideología (coeficiente= $0,171$ ; ETR= $0,046$ ; RV= $1,187$ ) y nivel de estudios (coeficiente= $-0,383$ ; ETR= $0,067$ ; RV= $0,682$ ) conservan su significación estadística al nivel alfa= $0,0005$  y, como vemos, los signos de sus coeficientes. Ni

(55) Joseph M. HILBE, *Logistic regression models*, ob. cit., pp. 397-313.

(56) La misma conclusión para inseguridad y, por lo tanto, para  $H_1$  se extrae de análisis con imputación de datos perdidos: coeficiente= $0,158$ ; ET= $0,058$ ;  $p=0,006$ ;  $N=2477$ .

sexo ni religiosidad ni ninguna otra variable predice la firmeza en este modelo (57).

#### 4. DISCUSIÓN

La presente investigación tiene como objeto someter a contrastación la teoría de los sentimientos de inseguridad explicativa de la firmeza a nivel individual. A tal fin hemos contrastado una hipótesis derivada de la misma mediante datos obtenidos por el CIS en su Barómetro de julio de 2019 (CIS3257). Este estudio tenía la ventaja de incluir dos indicadores categóricos válidos de firmeza, medidos en ambos casos a nivel ordinal: P29 y P30. Puesto que una de las principales limitaciones de la investigación sobre firmeza, que es una variable latente continua, es el empleo de variables únicas, poder contar con dos es un avance, aunque todavía muy limitado. La naturaleza categórica de estas variables representa un reto analítico. Aquí hemos combinado las categorías de P29 y P30 mediante técnicas de escalas sumatorias. El resultado de las mismas, nuestra variable dependiente, ha sido sometida a una serie de comprobaciones que favorecen su validez, si bien apuntan a la relativa proximidad entre sí de las categorías 1-3 en comparación con la 4, lo cual procede de la relativa proximidad de las dos categorías más benévolas de P29. Puesto que análisis de regresión logística coinciden con los originarios, esta segunda advertencia carece de relevancia analítica práctica en el presente estudio. Nuestra escala sumatoria incrementa tanto la fiabilidad como la precisión frente al empleo de preguntas únicas (58).

Nuestros resultados arrojan pruebas favorables a  $H_1$ : *según los individuos experimentan más inseguridad económica, también tienden a albergar actitudes más firmes frente al delito*. Aunque hemos visto que el modelo de regresión ordinal tenía algunas consideraciones incluso serias, una revisión de las mismas no arroja dudas evidentes sobre nuestra conclusión. De este modo, la teoría de los sentimientos de inseguridad vuelve a salir reforzada de esta nueva

---

(57) Puede argüirse que la variable que merece la pena dicotomizar es firmeza (1-3=0; 4=1), pero los análisis de regresión logística con esta variable dependiente coinciden en todo lo relevante con los reportados en el texto para la versión dicotómica de P29. De hecho, ambas variables se encuentran fuertemente asociadas entre sí, como no podía ser de otra manera ( $p$  para  $\chi^2 < 0,0005$ ; tau b de Kendall = 0,815;  $N = 2309$ ).

(58) Paul E. SPECTOR, *Summated rating scale construction...*, ob. cit., pp. 4-6.

prueba. Puede decirse que la misma es respaldada por un importante cuerpo de evidencia empírica, en particular en nuestro país (59).

En efecto, Costelloe y sus asociados escriben que «la inseguridad económica tiene un rol que desempeñar [...] en la comprensión de las actitudes punitivas hacia los criminales». Hogan y sus colegas reseñan que «la expectativa de encontrarse en peores circunstancias financieras el próximo año en comparación con el presente se relacionaba con la punitividad, pero sólo entre las mujeres y las minorías y no entre los hombres blancos, en nuestra muestra». King y Maruna encontraron que las ansiedades económicas en sentido amplio eran un sólido predictor de la punitividad individual en su modelo multivariante completo. Utilizando datos del CIS y propios, y mediante análisis de regresión logística y ordinal y recurriendo a un modelo log-lineal con variables latentes, yo mismo pude establecer que estimaciones de situación económica predicen de modo estadísticamente significativo la postura sobre la pena de muerte y otras medidas más complejas de firmeza frente al delito (60).

Además de contrastar  $H_1$ , nuestro estudio arroja indicios indirectos sobre algunos correlatos de la punitividad o firmeza frente al delito a nivel individual. A nivel comparado, es habitual incluir edad y sexo en los modelos. Aquí no hemos encontrado una conexión entre edad y firmeza. Aunque existen sospechas de que los individuos de mayor edad tienden a ser más punitivos (61), las pruebas sobre este elemento

---

(59) Alfonso SERRANO MAÍLLO, «Actitudes hacia la pena de muerte en un país abolicionista...», *ob. cit.*, pp. 20-21; el mismo, *Firmeza frente al delito y comunidad en la modernidad reflexiva*, *ob. cit.*, pp. 223 y 384; Alfonso SERRANO MAÍLLO y Helmut KURY, «Insecurity feelings and punitivity...», *ob. cit.*, p. 340.

(60) Michael T. COSTELLOE, Ted CHIRICOS y Marc GERTZ, «Punitive attitudes toward criminals...», *ob. cit.*, p. 44; Michael J. HOGAN, Ted CHIRICOS y Marc GERTZ, «Economic insecurity, blame, and punitive attitudes», *Justice Quarterly*, 22, 2005, pp. 403-404; Anna KING y Shadd MARUNA, «Is a conservative just a liberal who has been mugged?: Exploring the origins of punitive views», *Punishment and Society*, 11, 2009, p. 160; Alfonso SERRANO MAÍLLO, *Firmeza frente al delito y comunidad en la modernidad reflexiva*, *ob. cit.*, pp. 382-383. Con evidencia contraria a la teoría de los sentimientos de inseguridad, por ejemplo, Alexa J. SINGER, Cecilia CHOUNHY, Peter S. LEHMAN, Jessica N. STEVENS y Marc GERTZ, «Economic anxieties, fear of crime, and punitive attitudes in Latin America», *Punishment and Society*, 2019.

(61) Kimberly J. COOK, *Punitiveness and public opinion on abortion and capital punishment in the United States*, Ann Arbor, MI, UMI, 1994, pp. 122 y 126; Dominic KELLY, «Punish or reform? Predicting prison staff punitiveness», *The Howard Journal*, 53, 1, 2014, p. 59.

son más bien mixtas ya que existen igualmente hallazgos en sentido opuesto (62) y nulos (63).

Tampoco hemos encontrado una conexión estable, robusta entre sexo y firmeza. Las mujeres parecen ser significativamente menos punitivas que los hombres en la investigación comparada (64). Así, en su revisión de la literatura, Applegate y sus asociados mantienen la existencia de una «brecha de género» a lo largo de la «mayoría de los resultados», si bien recogen una amplia heterogeneidad de hallazgos e insisten en que el efecto de esta variable no debe exagerarse y que sólo explica «un modesto porcentaje de la variación en las actitudes» (65). De nuevo, sin embargo, existen excepciones a la habitual asociación entre ser hombre y actitudes más firmes frente al delito y no faltan estudios que reportan hallazgos opuestos –los hombres serían menos firmes–, nulos o inconcluyentes (66).

Otro hallazgo habitual en la investigación comparada y que hemos replicado en el presente estudio es que una menor educación o formación predice una mayor firmeza (67). También se han reportado en

---

(62) Joseph O. BAKER y Alexis L. BOOTH, «Hell to pay: religion and punitive ideology among the American public», *Punishment and Society*, 18, 2, 2016, p. 162.

(63) Gila CHEN y Tomer EINAT, «The relationship between criminology studies and punitive attitudes», *European Journal of Criminology*, 12, 2, 2015, pp. 179-180; Shange JIANG, Deping XIANG, Qi CHEN et al., «Public support of community corrections in China», *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, 59, 7, 2015, p. 784; Alfonso SERRANO MAÍLLO, «Actitudes hacia la pena de muerte en un país abolicionista...», *ob. cit.*, p. 19; el mismo, *Firmeza frente al delito y comunidad en la modernidad reflexiva*, *ob. cit.*, p. 222.

(64) Joshua C. COCHRAN y Alex R. PIQUERO, «Exploring sources of punitiveness among German citizens», *Crime and Delinquency*, 57, 4, 2011, p. 558; James D. UNNEVER y Frank T. CULLEN, «White perceptions of whether African Americans and Hispanics are prone to violence and support for the death penalty», *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 49, 4, 2012, p. 534.

(65) Brandon K. APPLGATE, Frank T. CULLEN y Bonnie S. FISHER, «Public views toward crime and correctional policies. Is there a gender gap?», *Journal of Criminal Justice*, 30, 2002, pp. 91 y 97.

(66) Wing H. CHUI y Kevin K. CHENG, «A comparison of attitudes toward prisoners of religious and non-religious college students in Hong Kong», *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, 59, 10, 2015, p. 1074; Alfonso SERRANO MAÍLLO, «Actitudes hacia la pena de muerte en un país abolicionista...», *ob. cit.*, p. 29; el mismo, *Firmeza frente al delito y comunidad en la modernidad reflexiva*, *ob. cit.*, pp. 222, 383-385 y 437-438.

(67) Karen GELB, *Sentencing matters. Predictors of punitiveness: community views in Victoria*, Melbourne, Sentencing Advisory Group, 2011, pp. 14 y 17; James D. UNNEVER y Frank T. CULLEN, «Reassessing the racial divide in support for capital punishment: the continuing significance of race», *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 44, 1, 2007, p. 140; Alfonso SERRANO MAÍLLO, «Actitudes hacia la

diversas publicaciones hallazgos nulos (68). La explicación, entre otras posibles, está lejos de ser clara: puede ser que se trate de individuos con más información, más críticos, que detecten mejor el componente de deseabilidad social de la interrogación, que tiendan a adoptar valores postmateriales, etc. (69).

Otro de nuestros hallazgos acerca del cual existe una gran coincidencia, como en el anterior, es que el conservadurismo es un predictor positivo de la firmeza frente al delito (70), aunque de nuevo pueden hallarse en la investigación comparada resultados nulos (71). De nuevo, la explicación podría relacionarse con una mayor tendencia a la crítica, a la deseabilidad social o a los valores postmateriales.

En nuestro estudio no hemos encontrado pruebas estables y sólidas de que el grado de religiosidad, estimado según la autoconsideración subjetiva de si se es creyente y el grado de participación en ceremonias religiosas, prediga la firmeza frente al delito. La investigación empírica informa tanto de hallazgos igualmente nulos (72) como

---

pena de muerte en un país abolicionista...», *ob. cit.*, p. 21; el mismo, *Firmeza frente al delito y comunidad en la modernidad reflexiva*, *ob. cit.*, pp. 222 y 385.

(68) Joshua C. COCHRAN y Alex R. PIQUERO, «Exploring sources of punitiveness among German citizens», *Crime and Delinquency*, 57, 4, 2011, p. 558; James D. UNNEVER y Frank T. CULLEN, «White perceptions of whether African Americans and Hispanics are prone to violence and support for the death penalty», *ob. cit.*, p. 534.

(69) Las posibles explicaciones son especulativas. Puesto que existe una tendencia diferencial a ofrecer respuestas socialmente deseables, que muestren una buena imagen, entre las variables que afectan a la misma podría encontrarse el nivel de educación bien porque la tendencia sea superior a niveles más altos de educación o bien porque la percepción de que una demanda de respuesta puede afectar a la imagen que se transmite podría estar más aguzada a niveles más altos de educación. Los valores postmateriales, que se relacionan con el nivel educativo, se contraponen en el trabajo de Inglehart a los valores materiales. Los segundos enfatizan el bienestar material y la seguridad física, así como la confianza en las elites dirigentes; mientras que los primeros se orientan hacia la calidad de vida y la individualidad y rechazan dejarse dirigir por las elites, desafiándolas, vid. Ronald INGLEHART, *Modernization and post-modernization. Cultural, economic, and political change in 43 societies*, Princeton, NJ, Princeton University Press, 1997, pp. 108-130.

(70) Brett GARLAND, Eric WODAHL y Lisa COTA, «Measuring public support for prisoner reentry options», *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, 60, 12, 2016, pp. 1415-1416; Alfonso SERRANO MAÍLLO, «Actitudes hacia la pena de muerte en un país abolicionista...», *ob. cit.*, p. 29.

(71) Joshua C. COCHRAN y Alex R. PIQUERO, «Exploring sources of punitiveness among German citizens», *Crime and Delinquency*, 57, 4, 2011, p. 558; Shange JIANG, Deping XIANG, Qi CHEN *et al.*, «Public support of community corrections in China», *ob. cit.*, p. 784; Alfonso SERRANO MAÍLLO, *Firmeza frente al delito y comunidad en la modernidad reflexiva*, *ob. cit.*, p. 385.

(72) Eric G. LAMBERT, Sudershan PASUPULETI, Sihanje JIANG *et al.*, «Views on the death penalty among college students in India», *Punishment and Society*, 10, 2, 2008, pp. 2013 y 2016.

de asociaciones significativas desde un punto de vista estadístico en sentido positivo (73).

Nuestro estudio también ha encontrado que una mayor desconfianza en la Administración de Justicia se asocia con una mayor firmeza. Esta variable no es tan habitual en la investigación empírica criminológica a nivel individual. Es posible que quienes desconfían de la AJ lo hagan precisamente porque creen que es demasiado benévola con los infractores, o bien que esta desconfianza sea una dimensión de un constructo de confianza/desconfianza de orden superior y que la misma constituya una causa de la firmeza/benevolencia hacia el delito.

La presente investigación no es ajena a serias limitaciones que podrían cuestionar alguno de los hallazgos. Para empezar y como es habitual, aunque hemos podido combinar dos ítems en la estimación de la firmeza, lo cierto es que esta información sigue siendo muy limitada. Naturalmente, estudios generales de encuesta como los Barómetros del CIS es muy difícil que puedan incluir varios indicadores válidos de la que aquí es nuestra variable respuesta. Además de ello, la orientación concreta de las preguntas hacia tipos de comportamientos graves y poco representativos («delitos de especial gravedad, con uso de violencia») y de delincuentes serios («mutirreincidentes, es decir, los/as que cometen delitos varias veces») probablemente ha sesgado las respuestas hacia las categorías más firmes, con la consecuencia de que la variabilidad ha podido verse reducida. Pese a ello, sería injusto dejar de reconocer la labor de CIS al proporcionar datos de calidad para la investigación en ciencias humanas y sociales, en particular con preguntas como las que hemos podido emplear aquí. Otra limitación sería es que hemos contado únicamente con medidas sobre inseguridad *económica*. Aunque hubiera sido deseable haber dispuesto de indicadores de otras dimensiones, nuestra teoría considera que la inseguridad es un constructo unidimensional (74). Establecida la asociación entre firmeza e inseguridad; y asumiendo que la segunda difícilmente puede ser una causa de la primera –esto es que el orden temporal probablemente sea el especificado por la teoría de los sentimientos de inseguridad–; la protección de nuestros análisis frente a un problema de espuriedad ha sido limitada. En particular, se echan de menos medidas sobre valores, concretamente materiales/postmaterias-

---

(73) Joseph O. BAKER y Alexis L. BOOTH, «Hell to pay...», *ob. cit.*, pp. 162-165; James D. UNNEVER y Frank T. CULLEN, «Reassessing the racial divide in support for capital punishment...», *ob. cit.*, p. 140; Alfonso SERRANO MAÍLLO, *Firmeza frente al delito y comunidad en la modernidad reflexiva*, *ob. cit.*, p. 445.

(74) Alfonso SERRANO MAÍLLO, *Firmeza frente al delito y comunidad en la modernidad reflexiva*, *ob. cit.*, p. 166.

les (75): los mismos son causas de actitudes más benévolas hacia el delito según la teoría extendida de los sentimientos de inseguridad (76), con un efecto mayor que la inseguridad –aunque con el hándicap de su lentitud a la hora de cambiar. Ahora bien, habiendo advertido esto sin ambages, el test de Lipsitz para nuestro modelo completo no es significativo al nivel habitual (estadístico = 14,876;  $gl=9$ ;  $p=0,0944$ ;  $N=875$ ), lo cual sugiere que el modelo es correcto y que no hay pruebas de una violación de la asunción de correcta especificación (77).

## 5. CONCLUSIONES

La presente investigación ha contrastado una hipótesis derivada de la teoría de los sentimientos de inseguridad con datos del CIS en su Barómetro de julio de 2019 (CIS3257). Los resultados mediante regresión ordinal y logística arrojan pruebas favorables a  $H_1$ : según los individuos experimentan más inseguridad económica, también tienden a albergar actitudes más firmes frente al delito. Este apoyo es robusto y controla por el efecto de importantes variables. Puesto que existen muchas pruebas procedentes de bases de datos distintas y obtenidas mediante herramientas analíticas diferentes, al menos para el caso de España, los sentimientos de seguridad deberían controlarse en futuros estudios empíricos que deseen evitar problemas de especificación. Nuestro estudio también ofrece pruebas sobre ulteriores correlatos de la firmeza a nivel individual: ideología, nivel de estudios y desconfianza en la Administración de Justicia predicen la firmeza de modo estadísticamente significativo.

En segundo lugar, nuestro estudio ha contrastado nuestra hipótesis sustantiva sin tener que recurrir a una única pregunta. Es cierto que el avance no ha sido excesivo –apenas se han empleado dos–, pero sí es significativo: el doble. De ello se espera una reducción del error, un aumento de la potencia estadística y una mayor precisión en las estimaciones (78). Futuras investigaciones que tengan entre sus objetivos someter a prueba teorías explicativas de la punitividad deberían incluir

---

(75) Ronald INGLEHART, *Modernization and postmodernization. Cultural, economic, and political change in 43 societies*, *ob. cit.*, p. 108-114.

(76) Alfonso SERRANO MAÍLLO, *Firmeza frente al delito y comunidad en la modernidad reflexiva*, *ob. cit.*, pp. 175-176.

(77) Morten W. FAGERLAND y David W. HOSMER, «A goodness-of-fit test for the proportional odds regression model», *ob. cit.*, p. 2236.

(78) Paul E. SPECTOR, *Summated rating scale construction...*, *ob. cit.*, pp. 4-6.



varias preguntas para la medición de la misma. Lamentable, aunque comprensiblemente, esto es difícil de hacer en estudios generales de encuesta como los que realiza el CIS.

Por último, es importante no olvidar que la mayor parte de las variables observadas originales procedentes de encuestas como las del CIS están medidas a nivel nominal o como mucho ordinal. Así las cosas, a menudo no es posible aplicar técnicas estadísticas cuyas exigencias sobre el nivel de medición y la distribución no se cumplen, aunque en la práctica no sea inhabitual. Pues bien, es preciso, por un lado, tomar las variables categóricas, en nuestro caso ordinales, en serio; y, por otro, utilizar toda la información que ofrezcan (79).

---

(79) Alan AGRESTI, *Categorical data analysis*, 2.<sup>a</sup> ed., Hoboken, NJ, John Wiley and sons, 2002, pp. 367-369.