

La predicción de las tasas de encarcelamiento como proceso estocástico. Un análisis de series temporales con datos de España

Alfonso Serrano Maíllo

Departamento de Derecho Penal y Criminología, UNED

Serrano Maíllo, A. (2021). El pronóstico de las tasas de encarcelamiento como proceso estocástico. Un análisis de series temporales con datos de España. *Revista Electrónica de Criminología*, 04-01, 1-13.

THE FORECAST OF IMPRISONMENT RATES AS STOCHASTIC PROCESS: A TIME SERIES ANALYSIS WITH DATA FROM SPAIN

RESUMEN: La predicción es una actividad legítima en Criminología. En particular, existe una tradición de previsión de tasas de encarcelamiento. En este trabajo se revisan los pronósticos más recientes llevados a cabo sobre tasas de encarcelamiento y, en contraste con los trabajos previos, se propone entenderlas como procesos estocásticos. En particular, se trata de modelizar la evolución de las tasas para el período 1971-2020 mediante un enfoque ARIMA univariante, de naturaleza cuantitativa y objetiva que permite proyecciones precisas. Se ofrecen a continuación varios pronósticos para los años 2021-2023 que capitalizan estos análisis previos, así como técnicas de suavizado exponencial y Holt-Winters. Una idea fundamental es ofrecer una investigación y un enfoque tan parsimonioso como sea posible en línea con que estas aproximaciones a veces superan a otras más sofisticadas basadas en cuantiosas ecuaciones. Al mismo tiempo se debate sobre el uso que se puede dar en el presente momento a estos pronósticos, que no se espera que «acierten» en sus cálculos, pero sí que sirvan de apoyo a expertos que cuenten con información relevante no incluida en los modelos. Se confía en que avances en los correlatos y quizá en las causas de las tasas de encarcelamiento en España en el futuro permitan modelos más sofisticados y útiles. Se advierten las limitaciones, en particular derivadas de las dificultades técnicas de los análisis de series temporales.

PALABRAS CLAVE: Tasas de encarcelamiento, ARIMA, pronóstico, análisis de series temporales.

ABSTRACT: Forecasting in a legitimate function in Criminology. There is a long tradition in the forecast of imprisonment rates. In this paper I review the most recent forecasts published in Spain, and I propose to understand these rates as stochastic processes, in contrast with previous studies in Spain. The evolution of the 1971-2020 rates is modeled with an univariate ARIMA approach. This approach is quantitative and objective, allowing precise projections. A number of forecasts for the years 2021-2023 are presented, some of which use the previous ARIMA models, as well as simple exponential and Holt-Winters smoothing techniques. A key point is to offer forecasts as parsimonious as possible, in line with the observation that simple models sometimes outperform more sophisticated ones based in many equations. At the same time, I discuss the use of forecasts as those presented in this paper. At the present moment, quantitative forecasts are not expected to prove correct, but they are expected to be useful as an aid to experts who can use relevant information not included in the models. I am confident that advances in the knowledge of correlates and maybe causes of the evolution of imprisonment rates will allow for more sophisticated and useful models in the future. Limitations of this approach are discussed, as those derived from the inherent technical difficulties of times series analysis.

KEYWORDS: Imprisonment rates, ARIMA, forecast, time series analysis.

FECHA DE RECEPCIÓN EN REC: 21/04/2021

FECHA DE PUBLICACIÓN EN REC: 19/06/2021

AUTOR/A DE CORRESPONDENCIA: Alfonso Serrano, aserranom@der.uned.es

SUMARIO: 1.- Introducción: sociedad del riesgo como estilo de pensamiento y predicción. 2.- El pronóstico de las tasas de encarcelamiento en España: aspectos sustantivos y metodológicos. 3. El presente estudio: las tasas de encarcelamiento 1971-2020. 3.1. La naturaleza de los datos y la elección de la herramienta analítica. ¿Observaciones independientes, datos longitudinales o series temporales? 3.2. Las tasas de encarcelamiento como proceso estocástico. 3.3. Series temporales. 3.4. Datos. 4. Análisis. 4.1. Contraste de estacionariedad. 4.2. Contraste de brecha estructural. 4.3. Identificación, estimación paramétrica y comprobación del modelo. 5. Pronóstico 2021-2023. 6. Conclusión: esperando a Roxin.

AGRADECIMIENTOS

A la memoria del profesor Juan Felipe Higuera Guimerá, universitario ejemplar y espíritu grande.

1. Introducción: sociedad del riesgo como estilo de pensamiento y predicción

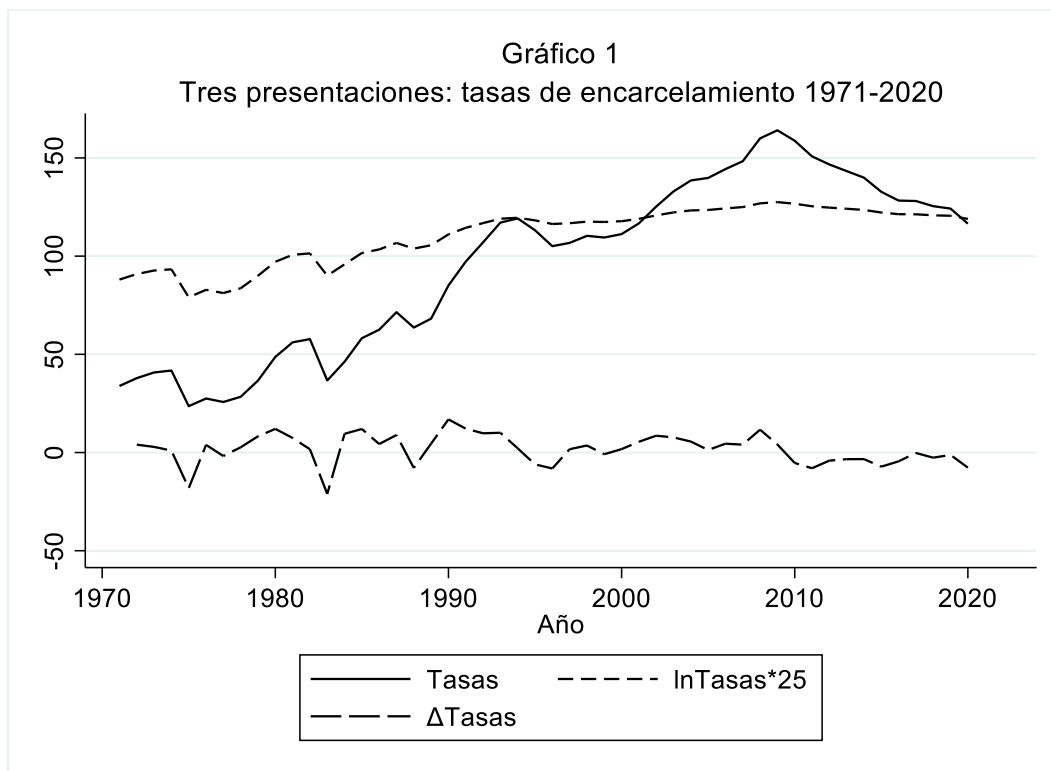
La predicción es una actividad legítima en Criminología (Serrano Maíllo, 2009: 554-555) que ha mostrado avances tan importantes en las últimas décadas que ya no pueden ignorarse seriamente (Kury, 1986). En particular, mediante la misma la Criminología puede *contribuir* a la Política criminal. Más en concreto, sobre nuestro específico objeto de estudio existe una larga tradición de pronósticos de poblaciones y tasas de encarcelamiento (Lin et al., 1986; Wan et al., 2013). Así, en 2018 la Secretaría General de Instituciones Penitenciarias (SGIP), concretamente su Servicio de Planificación y Seguimiento, elaboró un importante informe que incluía una predicción de la población penitenciaria para los dos años siguientes. Esta labor de pronóstico era imprescindible para avanzar si se contaban con suficientes plazas penitenciarias. De este modo, este informe concluía que «teniendo en cuenta que la tendencia de la población reclusa en los próximos años es a la baja, con las actuales infraestructuras existentes y las pendientes de inauguración (CP de Soria) y la de nueva construcción del CP de San Sebastián (Norte) sería suficiente para atender las necesidades que demanda la población reclusa en un futuro próximo, en los términos evolutivos que hemos proyectado» (SGIP, 2018: 23).

En las últimas décadas se ha realzado la importancia del pronóstico debido a que las sociedades contemporáneas se encuentran *en camino hacia* lo que Beck (1986) denomina *modernidad reflexiva*, una de cuyas dimensiones es la llamada *sociedad del riesgo*. En esencia, la sociedad del riesgo es *una forma de pensamiento hacia*

adelante que sustituye a otro más tradicional referido al pasado o a la tradición: quien contrae matrimonio se pregunta cómo le irá en el futuro en vez de limitarse a continuar una práctica. Este es el estilo de pensamiento cada vez más habitual entre los individuos contemporáneos y, como no podía ser de otro modo, lo mismo ocurre con numerosas instituciones. El Derecho penal no es una excepción y cada vez se ve más impregnado por este pensamiento del riesgo, por este pensamiento hacia adelante (Serrano Maíllo, 2016: 67-71 y 140-146).

La predicción de la criminalidad a nivel individual ha sido demonizada entre nosotros en línea con nuestra tradición antiempírica, resultando llamativo que sus cultivadores más comprometidos con la Criminología no hayan opuesto resistencia ante estos ataques. Al ser un concepto propio de disciplinas que emplean el método científico y que, con muchos matices pero sin complejos, son deterministas, atenta contra el libre albedrío (en sentido profundo, indeterminista). Esto ocurre de modo más evidente a nivel individual, pero también al macro si cualquier tipo de fenómeno agregado como una tasa es el resultado (en términos relativos) de la agregación de actos particulares (Serrano Maíllo, 2009: 105). Por ejemplo, Brandariz García (2016: 7 y 12) sostiene que la predicción a nivel individual asumiría la «existencia de sectores sociales irremisiblemente inintegrables» –quizá *impotentes* frente a constreñimientos estructurales, *determinados* a seguir sin estar integrados–, hasta el punto de que ello exigiría «políticas penales fundamentalmente neutralizadoras». Ahora bien, el pronóstico al que nos referimos en el presente trabajo, aparte de poder fundamentar la firmeza tanto como la benevolencia, es el basado en criterios científicos, claros y transparentes, realizado por técnicos independientes y jurídicopenalmente responsables, evaluado de modo sistemático y sometido al control efectivo de la jurisdicción. De hecho, puesto que la predicción es inevitable, la alternativa no es la *no-predicción*, sino el método habitual entre nosotros con carácter general: pobre, opaco, refractario a la evaluación y jurídicopenalmente irresponsable. En efecto, una previsión científica rigurosa es difícil, aunque en un Estado de Derecho preferible al sistema de caja negra generalizado con que implícitamente proponen seguir sus adversarios.

En el presente estudio nos interesa el análisis y pronóstico en relación a la tasa de encarcelamiento para los años 1971-2020 en España. El Gráfico 1 muestra su evolución en los datos originarios que aquí utilizaremos (Tasas), así como su transformación logarítmica natural (\ln Tasas) y su primera diferenciación (Δ Tasas).



2. El pronóstico de las tasas de encarcelamiento en España: aspectos sustantivos y metodológicos

La demonización de la predicción en la Criminología española se ha detenido en la reincidencia a nivel individual. Repasemos ejercicios referidos a las tasas de encarcelamiento. Brandariz García ofrece una previsión muy matizada. Coincido con Cid Moliné (2020: nota 28) en que este autor predice una vuelta del expansionismo. Entiendo que conjetura una presión hacia un aumento de las tasas de encarcelamiento, si bien el mismo podría verse frustrado por motivos económicos (Brandariz García, 2015: 23).

El mismo Cid Moliné (2020: 28-29) pronostica una caída de las tasas de encarcelamiento. Hipotetiza por un lado una «tendencia [...] en favor de penas alternativas a la prisión [que] va a continuar en el futuro»; y por otro un aumento de las penas cortas de prisión «como consecuencia de las revocaciones de penas alternativas», al tiempo que un incremento del «uso de los medios de transición a la comunidad», lo cual es «una manera de reducir la duración del encarcelamiento». La previsión es que descienda el número de penas de prisión y que, cuando las sanciones alternativas que se apliquen en su lugar sean revocadas, las privaciones de libertad con que se sustituyan sean de duración relativamente corta.

Daunis Rodríguez (2016: 478) pronostica un aumento de las tasas de encarcelamiento, condicionado a la atracción de extranjeros a nuestro país –que media el efecto de las condiciones económicas. Esto es coherente con la concesión de un rol causal a la población extranjera, presumiblemente a su frecuencia:

«¿qué sucederá cuándo la situación económica de nuestro país se modifique y los extranjeros regresen? La respuesta parece obvia: las tasas de ocupación carcelaria empezarán a aumentar nuevamente».

El importante estudio predictivo, no publicado de la SGIP recurre a información sobre sexo y edad, población penada y preventiva, nacionalidad y cohorte generacional en las tasas de encarcelamiento entre 1980 y 2018 (2018: 4 y 7-18) y pronostica un descenso del número de internos de un 1,8 por ciento en 2018 y del 2 por ciento en 2019 (2018: 19). Como vemos, aparte de apoyarse en variables exógenas, este estudio es el único ejercicio de predicción con estimaciones cuantitativas concretas.

Montero y Nistal (2015: 199-200) se decantan por que «la tendencia actual no se orienta al mayor uso de la prisión, sino todo lo contrario. De un lado, las tendencias europeas se encaminan a un mayor uso de las penas y medidas alternativas, tendencia que desde hace años adquiere presencia en nuestro país. De otro lado, la política penitenciaria, tanto a nivel nacional como internacional, se orienta hacia la reinserción real del delincuente, lo que de un lado, en el caso de los extranjeros, se traduce en un mayor uso de las medidas repatriativas [...] y de otro, en el caso de los nacionales, da lugar a la proliferación de las penas y medidas alternativas, al fomento de mecanismos más flexibles que la prisión cerrada».

Ruiz Morales comienza con que «lo habitual es que la población reclusa crezca incesantemente y ella no pare de crecer»; matiza que «se estancará la población penitenciaria y no descenderá más»; y más adelante afirma que «no cabe duda de que la población reclusa española continuará la tendencia de disminución [...]

pero a un ritmo menor, esto es, frenándose el ritmo de descenso»; «cambiará su tendencia de disminución para mantenerse o iniciar un incremento en la misma [...] va a suponer la ralentización y/o el inicio de una senda de crecimiento en la población reclusa total» (Ruiz Morales, 2018: 405 nota 3, 430, 479 y 482).

Enfoques ARIMA elaborados por mí mismo, en la misma línea de lo reportado más abajo, pronosticaban en 2019 que las tasas de encarcelamiento tenderían a estabilizarse en el futuro próximo (Serrano Maíllo, 2019b). En 2019 hubo un descenso modesto que quizá era consistente con aquella previsión, pero no así lo que ha ocurrido en 2020.

Como vemos, la revisión de los pronósticos para las tasas de encarcelamiento ofrece sabores para todos los gustos. No se puede asegurar que sus proponentes mantengan sus predicciones a día de hoy. A continuación, la Tabla 1 resume estos pronósticos.

Tabla 1. Pronósticos sobre las tasas de encarcelamiento en España

<i>Predicción</i>	<i>Fuente</i>
Aumento ligero	Brandariz García (2015); Daunis Rodríguez (2016); Ruiz Morales (2018)
Estabilidad	Ruiz Morales (2018); Serrano Maíllo (2019b)
Descenso ligero	Ruiz Morales (2018)
Descenso	Cid Moliné (2020); Montero y Nistal (2015); SGIP (2018)

Terminamos con un apunte metodológico. En un reciente estudio, Cid Moliné (2020) parte de una idea con tradición en Criminología (Lin et al., 1986: 262): que las tasas de encarcelamiento dependen del número de entradas en prisión *y* de la duración del encarcelamiento. Aunque es muy cauteloso con el lenguaje, al menos en la práctica trata ambos factores como si fueran independientes entre sí (Cid Moliné, 2020: 3-6). Sin embargo, sus datos no respaldan esta hipótesis, sino que muestran una alta y estadísticamente significativa correlación (negativa) entre ambas variables en sus veinticuatro países (coeficiente de correlación=-0,487; $p=0,016$; $N=24$) (datos tomados de las Tablas 2 y 3 de Cid Moliné). Del mismo modo, este autor muestra la evolución de las tasas de entradas en prisión y distingue períodos de crecimiento, reducción y estabilidad (2020: 8-9). Sin embargo, sus datos muestran a largo plazo una serie temporal con una tendencia de descenso casi monótona con una única excepción significativa: tras dos años seguidos de descenso, entre 1983 y 1985 se produce un ascenso vertiginoso, absolutamente

excepcional a lo largo de la serie, que retoma su tendencia de descenso hasta el final, sin que se recuperaran los niveles de entradas hasta 1996, esto es trece años más tarde. En 1983 las reformas del Código penal significaron que muchos internos salieran en libertad –el evento único más importante de los últimos cuarenta años, sin parangón. Esto debe interpretarse –frente a otras alternativas, como una reforma legal– como un acortamiento de la duración de la privación de la libertad. Pero, como en la comparación entre países europeos, las observaciones son consistentes con la correlación negativa antes observada: un acortamiento de la duración de la privación de libertad podría estar asociado con un aumento de las entradas en prisión. Estas asociaciones encajan al menos con la tesis de la inocuización o incapacitación. Escriben Rodríguez Devesa y Serrano Gómez (1993: 139) en referencia a las reformas de 1983 que «han tenido unos lamentables efectos criminógenos, con más de un 50 por 100 de incremento de la delincuencia contra la propiedad, en menos de dos años». Estas observaciones ciertamente no van a ser acogidas con entusiasmo, pero excluyen que de una limitación de la duración del encarcelamiento se siga lógicamente un descenso en las tasas de privación de libertad si ello está asociado con un aumento de las entradas en prisión y la consiguiente anulación del efecto global. Esta es la situación que reflejan los datos de Cid Moliné. Al no ser independientes *en los datos disponibles*, no se considera separar los efectos de las entradas y las salidas en nuestros análisis.

3. El presente estudio: las tasas de encarcelamiento 1971-2020

3.1. *La naturaleza de los datos y la elección de la herramienta analítica. ¿Observaciones independientes, datos longitudinales o series temporales?*

En el único estudio español con análisis cuantitativos sobre las tasas de encarcelamiento de las últimas décadas, Ruiz Morales (2018) trata sus datos como observaciones independientes. Sin embargo, la tasa de encarcelamiento en un año concreto y en el anterior no son independientes entre sí. Dicho con otras palabras, para los análisis de regresión que muestra, las variables *X* relevantes no incluidas en el modelo forman parte del término de error *y*, aunque es difícil generalizar, normalmente el impacto de las mismas sobre *Y* para un par cualquiera de observaciones *está correlacionado* en datos como los nuestros (Berry, 1993). Este hecho descarta en el caso típico el empleo de mínimos cuadrados ordinarios (Box y Tiao, 1975). Por ejemplo, el autor afirma sobre la base de esta estrategia que «la población reclusa española en su totalidad depende y viene asociada en gran medida de la población extranjera residente en España» (Ruiz Morales, 2018: 442). De este modo, informa de un

coeficiente de regresión b de 0,007 ($p < 0,0001$; $N=17$). Sin embargo y siguiendo a la literatura, este coeficiente está compuesto por el coeficiente verdadero más un sesgo; si existe correlación en los errores, como es más que probable, los coeficientes son en el mejor de los casos imprecisos; el modelo ignora que las observaciones están ordenadas temporalmente, de modo que el efecto del tiempo pasa al término de error; distintos estadísticos, incluyendo tests y coeficientes de determinación, normalmente exagerarán la asociación y en todo caso serán erróneos (Hamilton, 1994). Incluso en el mejor escenario posible, la baja N impide cualquier confianza en los resultados. Pese a que, por lo tanto, estos análisis están errados, debe en primer lugar ponderarse el esfuerzo por superar la apreciación subjetiva mediante enfoques cuantitativos sofisticados; en segundo lugar contextualizarse, teniendo en cuenta que no es inhabitual en la Criminología española encontrar problemas metodológicos y analíticos igual de serios e incluso más evidentes; y, finalmente, recordar que el error no es un problema en ciencia, como sí lo es la imprecisión.

Un tipo de *análisis estadístico* que tiene en cuenta la ausencia de independencia es el longitudinal. En un conjunto de trabajos, Cerezo Domínguez y el equipo de la Universidad de Málaga afirman utilizar «datos longitudinales», titulan una de sus publicaciones «Estudio longitudinal» y, en particular a nuestros intereses, hablan de «análisis longitudinal» (Cerezo Domínguez y Arenas García, 2016: 1, 6 y 7; García España et al., 2010: 1; también SGIP, 2018). Los datos que emplean son frecuencias absolutas como número de delitos de tráfico de drogas y número de detenidos por delitos de tráfico de drogas a lo largo de varios años; y tasas de victimación y denuncia en el último año o en los últimos cinco años. Estos datos son semejantes a los que emplearemos más abajo. Nuestra preocupación no se refiere a la terminología ya que en la literatura existen concepciones muy amplias de *longitudinal* (Menard, 2002) –aunque ciertamente no es éste el sentido en que se emplea el término en Criminología (Lieberman, 2008: 3; Thornberry y Krohn, 2003: 3; Serrano Maíllo, 2019a: 451); que en general suele reservarse para casos de *pluralidades* de unidades, como un panel de individuos (Gujarati y Porter, 2009: 591)–, sino al *método analítico* apropiado para nuestro estudio. El problema básico que se presenta cuando se analizan datos longitudinales en el sentido estricto habitual en nuestra disciplina es que *dichos datos están agrupados*, normalmente en individuos: si los primeros forman un primer nivel analítico, los segundos forman un segundo. Esto es precisamente lo que trata de afrontarse con los métodos de análisis longitudinal. Puesto que sólo contamos con *un sujeto* como es un país concreto ($N=1$) y estamos interesados únicamente en las *tasas de encarcelamiento* sin más información ($N=1$), nuestro estudio queda fuera de lo longitudinal en sentido estricto. En comparación con los

datos longitudinales, además, la tasa de encarcelamiento tiene *un carácter cíclico*, como una tasa mensual, anual o quinquenal (Serrano Maíllo, 2019a: 73).

3.2. *Las tasas de encarcelamiento como proceso estocástico*

El estudio de las tasas de encarcelamiento y su pronóstico en España parece entenderlas como una única variable medida en distintos momentos temporales o quizá como un proceso determinístico. Normalmente no se entienden como un proceso estocástico. La diferencia tiene importantes consecuencias teóricas y prácticas y, por ejemplo, la distinción de *etapas* en la serie puede estar capitalizando un elemento azaroso. Entendidas como proceso estocástico, las tasas de encarcelamiento son un conjunto de variables aleatorias –no *una* variable– que son consecutivas, esto es ordenadas en el tiempo –a lo largo de un estado espacial que debe estar identificado. Estas variables no son independientes entre sí. Para cada una de estas variables aleatorias sólo existe una observación, que quizá pueda verse como un valor de resumen de todos los valores posibles o como una muestra de $N=1$, pero que en todo caso contiene un elemento azaroso. Esa observación (única), por lo tanto, es una realización particular de los distintos valores posibles; y la serie temporal en su conjunto está compuesta por realizaciones particulares de un proceso estocástico (Greene, 2012; Gujarati y Porter, 2009). Los procesos estocásticos en Criminología son quizá más conocidos a través de uno de sus tipos, las cadenas de Markov, que tienen la propiedad de *carecer de memoria* (Gill, 2006). A mi juicio, el análisis de las tasas de encarcelamiento exige tomar en serio su naturaleza.

3.3. *Series temporales*

En el presente trabajo y al hilo de las consideraciones precedentes trataremos las tasas de encarcelamiento como series temporales. Box y sus colegas escriben en su clásica obra que «Una serie temporal es una secuencia de observaciones tomadas de modo secuencial en el tiempo [...] las observaciones adyacentes son dependientes» (Box et al., 2016: 1). Aparte de una realización particular de un proceso estocástico –como acabamos de ver–, lo característico de una serie temporal es esta asociación, dependencia entre observaciones. Esto representa un reto para su análisis toda vez que los modelos habituales de regresión, no importa repetirlo, asumen independencia.

3.4. *Datos*

No siempre coincidentes, los datos públicos sobre el número de internos en España son pobres. Se encuentran, por lo tanto, en la línea de lo habitual en un

país con una rancia tradición antiempírica como el nuestro. Puesto que la información que necesitamos para nuestros fines no está publicada con claridad se hace imperativa una labor de reconstrucción –sin contar las cuestiones metodológicas más generales sobre la medición (González Sánchez, 2012). En el presente estudio he utilizado datos oficiales sobre número de internos publicados en sucesivas ediciones del *Anuario Estadístico* del Ministerio del Interior para los años 1990 a 2019; para los años 1984 a 1990; para los años 1976 a 1983; y para los años 1971 a 1975. Las cifras están referidas al 31 de diciembre, con alguna pequeña salvedad. Cuando no existía coincidencia entre los distintos *Anuarios Estadísticos*, se ha elegido el más moderno. Los datos para 1986 y 1987 no incluían los internos en Cataluña. Según la *Memoria 1988* del Departamento de Justicia catalán, pareciera que el 1 de enero de ese año había 4000 internos en prisiones catalanas, que puede asumirse que es un número muy semejante al que debía haber el día anterior. Más

complicado es 1986. No he tenido acceso a las *Memòries* de los dos años siguientes, pero según las de 1984 y 1985 había 2650 internos el 1 de enero de 1985; y 3252 internos de media para 1985 en Cataluña; pudiendo estimarse en 3447 la frecuencia para final de diciembre empleando las cifras de entradas y salidas durante este año. Puesto que la información para 1987 también es conocida, la de 1986 se puede aproximar mediante interpolación lineal=3723,5 (Press et al., 2007). Estas cifras de 3723,5 y 4000 deben sumarse a las referidas al resto de España para los años 1986 y 1987 respectivamente. La Tabla 2 muestra el origen de los datos. Para la población residente en España he empleado los datos del INE para 1 de julio de cada año, que normalmente son una estimación.

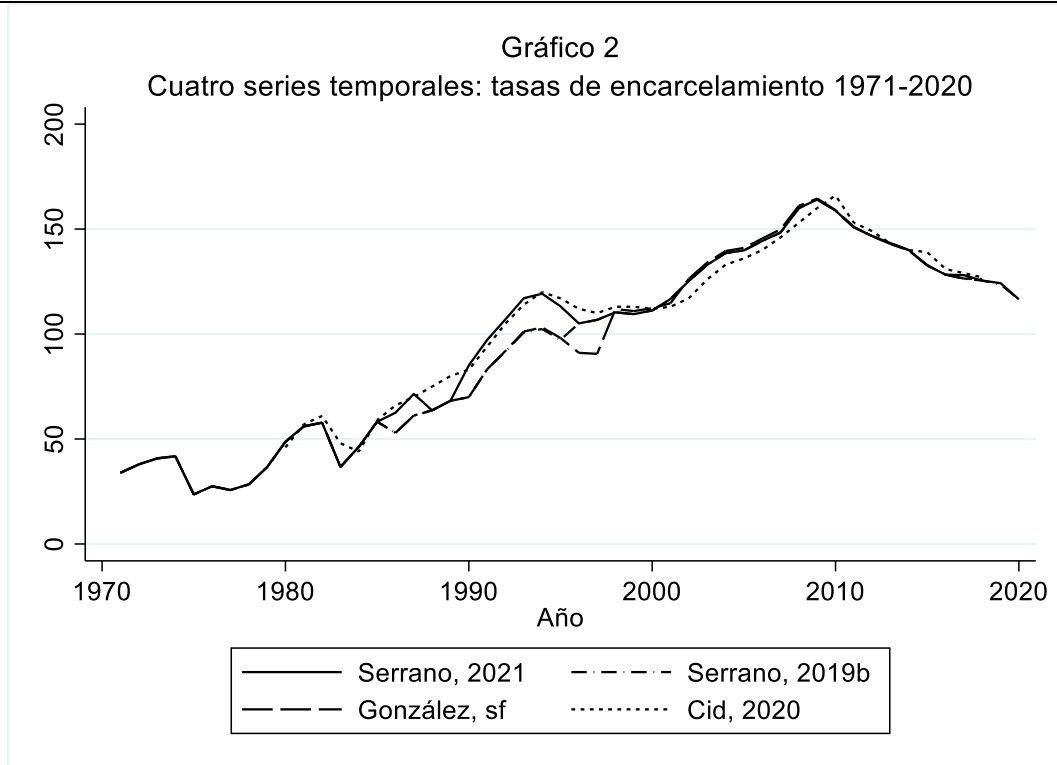
Asumo que los valores de la serie temporal resultantes son un proxy de la tasa de internos verdadera.

Tabla 2. Origen de los datos empleados en este trabajo

Periodo	Fuente	Página(s)
1971-1975	Anuario Estadístico 1976 (Fondo documental del Instituto Nacional de Estadística)	400
1976-1983	Anuario Estadístico 1991 (Fondo documental del Instituto Nacional de Estadística)	147
1984-1985 y 1988-1989	Anuario Estadístico 1997 (Fondo documental del Instituto Nacional de Estadística)	367
1986	Anuario Estadístico 1997 (Fondo documental del Instituto Nacional de Estadística) y Estimación mediante mipolateL (ver texto)	367
1987	Anuario Estadístico 1997 (Fondo documental del Instituto Nacional de Estadística) y Memòria 1988 (Departamento de Justicia de la Generalitat)	367 y 102
1990-2019	Anuario Estadístico del Ministerio del Interior de 2019	335
2020	Datos estadísticos de la población reclusa. Total nacional diciembre 2020	3

En España existen otras estimaciones de las tasas de internos de las últimas décadas. Cid Moliné (2020) emplea la media de la frecuencia existente al final de cada mes del año de 1980 a 2018. Yo mismo (2019b) empleé los datos disponibles en la página web de Instituciones Penitenciarias para 31 de diciembre (1990-2018) cuando fue posible, y una estimación con diversas fuentes de información en caso contrario, así como la misma información sobre población citada arriba. Finalmente, González Sánchez me ha cedido

amablemente los datos de 1971 a 2018 con que habitualmente trabaja. Contamos, por lo tanto, con cuatro conjuntos de estimaciones de las tasas de internos que merece la pena comparar. Esto es lo que hace el Gráfico 2. El interés de este ejercicio es puramente comparativo. Como puede comprobarse, existen algunas divergencias notables entre 1990 y 2000; y los cambios de 1983-1984 no están igual de marcados en todas las series.



4. Análisis¹

4.1. Contraste de brecha estructural

Nuestra serie temporal original del Gráfico 1 muestra un cambio de tendencia sostenido que comienza hacia 2009-2010. Como es bien sabido, una tendencia ascendente prácticamente monótona cambia y comienza a descender desde entonces y hasta la actualidad. Está justificado, por lo tanto, preguntarse si existe una brecha estructural. Aunque con matices y como vamos a ver, no se han encontrado pruebas de ello. Levendis (2018) describe una primera forma de testar la presencia de una brecha estructural siguiendo a Perron –quien compara procesos no-estacionarios debidos a la presencia de raíces unitarias con procesos estacionarios que incluyen alguna brecha estructural. De acuerdo con el mismo, cuyos detalles omito, sus resultados sugieren que nuestra serie temporal original incluye una raíz unitaria antes que una brecha estructural. Una segunda constelación de tests, siguiendo siempre a la literatura, parten de una regresión previa. El test de Chow permite rechazar la hipótesis nula de ausencia de brecha estructural en 2010 ($p=0,014$; $N=49$). Este es el único análisis que favorece la existencia de una brecha estructural en el periodo que nos interesa. En segundo lugar, un test de Wald con varias especificaciones no rechaza la hipótesis nula de ausencia de brecha estructural en algún momento de nuestra serie temporal (p para el test supremo= $0,0572$;

p para el test medio= $0,14$; p para el test exponencial= $0,131$; $N=49$). En tercer lugar, el test de suma cumulativa de estabilidad paramétrica tampoco es consistente con la presencia de una brecha estructural en ningún momento de la serie temporal (estadístico= $0,615$ –para un valor crítico al 10 por ciento de $0,85$ –; $N=49$) (Box et al., 2016; Hamilton, 1994). Para terminar, tampoco el test de Zivot y Andrews de una brecha estructural en fecha desconocida muestra evidencias de ello al nivel habitual alfa= $0,05$ (por ejemplo, para el intercepto, estadístico mínimo= $-2,812$ –para un valor crítico al 10 por ciento de $-4,58$ –; rezagos= 1) (Levendis, 2018). Este último test es superior a sus compañeros.

En conjunto, pues, no es posible rechazar la hipótesis nula de ausencia de brechas estructurales, pero al existir alguna excepción, se recomienda repetir estos tests cuando se conozca qué tendencia siguen en años venideros las tasas de encarcelamiento, así como incluyendo una serie temporal más larga. A día de hoy, en todo caso, es prematuro afirmar que los cambios de los últimos años han alterado el proceso de generación de los datos.

4.2. Contraste de estacionariedad

Una inspección del Gráfico 1 con la relación entre tiempo y tasas de internamiento sin transformar sugiere ausencia de estacionariedad (Box et al., 2016). La presencia de una potencial *tendencia* (estocástica) no ha podido acreditarse formalmente. Varios tests rechazan la estacionariedad y sugieren, por el contrario, la

¹ Todos los análisis del presente trabajo se han realizado con Stata

presencia de una raíz unitaria (Box et al., 2016). Por ejemplo, el test KPSS de Kwiatkowski y otros –que contrasta la hipótesis nula de estacionariedad–, para cinco rezagos arroja un estadístico de 0,156 para un valor crítico para $\alpha=0,05$ de 0,146. En todo ello sigo a la literatura.

Ahora bien, como es sabido, una serie temporal como la nuestra (Tasas) puede hacerse estacionaria cuando es *diferenciada* (Δ Tasas) (Box et al., 2016). Distintas comprobaciones sugieren que la diferenciación ha generado una serie temporal estacionaria, algo muy lejos de ser sorprendente. Concretamente nuestra serie temporal es integrada de orden uno –o $I(1)$. Por ejemplo, el test KPSS de Kwiatkowski y otros para cuatro rezagos arroja un estadístico de 0,113 para un valor crítico para $\alpha=0,05$ de 0,146. Los procesos estacionarios son más predecibles y se conoce mejor su estimación, motivo por el cual operaremos con la serie diferenciada, lo cual cambia lógicamente el objeto de las comparaciones (Bowker, 1981).

4.3. Identificación, estimación paramétrica y comprobación del modelo

Seguimos fielmente en nuestro análisis de series temporales el planteamiento de construcción de modelos estocásticos, bien conocido, de Box-Jenkins, consistente en identificar el modelo, estimar sus parámetros y comprobar el cumplimiento de sus asunciones (Box et al., 2016).

Aunque son imaginables ciertas expectativas, procederemos de modo iterativo. Nuestro primer modelo, tras las oportunas inspecciones, es un $ARIMA(1,1,0)$ sin constante, que ofrece un buen ajuste (p para Wald=0,004; log-verosimilitud=-166,704; $N=49$). Este modelo parece plausible. Sin embargo, el $ARIMA(0,1,1)$ sin constante también ofrece un buen ajuste (p para Wald=0,002; log-verosimilitud=-166,826; $N=49$). Cuando se recurre a los criterios de información para comparar los dos modelos, el primero –al que llamaremos IAR– es quizá superior al segundo –o IMA–, pero de modo testimonial: AIC para IAR=337,407; AIC

para IMA=337,651; BIC para IAR=341,191; BIC para IMA=341,435. La función de autocorrelación y la función de autocorrelación parcial no son concluyentes. No es fácil decidirse por una u otra opción. Los residuos tanto de IAR (p para $Q=0,921$; p para B de Bartlett=0,999) como de IMA son ruido blanco (p para $Q=0,952$; p para B de Bartlett=0,999) (Box et al., 2016). De ese modo, asumiremos que no tiene que existir un único modelo verdadero y trabajaremos sobre los dos, prestando gran atención a si coinciden o no (Box et al., 2016: 285).

Las Tablas 3 y 4 muestran los coeficientes y sus intervalos de confianza al 95 por ciento, así como los errores típicos semirrobustos de las estimaciones de nuestros dos modelos IAR – $ARIMA(1,1,0)$ – e IMA – $ARIMA(0,1,1)$. La comprobación de los diagnósticos de los modelos permite confiar en los mismos².

Tabla 3. Estimación paramétrica IAR ($ARIMA [1,1,0]$): Tasas de encarcelamiento 1971-2020

	Coeficiente (ETsR)	IC al 95%	
L.AR	,339* (,165)	,017	,661
/sigma	7,257*** (,914)	5,466	9,048
AIC	337,407		
BIC	341,191		

$N=49$.

ETsR=error típico semirrobusto.

*. $p<0,05$; *** $p<0,0005$

de vista estadístico ($p=0,093$), aunque no así para sus tres compañeros ($p\geq 0,33$). Todo lo anterior podría sugerir que los parámetros deberían ajustarse para distintos periodos de tiempo o que hay cambios en la variabilidad. Al mismo tiempo, contamos con la limitación de nuestro tamaño muestral, que arroja estimaciones con una alta imprecisión, esto es intervalos de confianza muy amplios que se solapan entre sí y con el del modelo con todas las observaciones para IAR y para IMA. A mi juicio, la explicación podría encontrarse en lo que indicaremos en la nota 3, si bien dicha especificación es irrelevante para los fines de pronóstico de este trabajo. Cuando se repiten los análisis con aquella especificación, esto es añadiendo una variable ficticia para 1983 –que se asume irrelevante para el pronóstico–, todos los coeficientes L.AR y L.MA son significativos desde un punto de vista estadístico y mucho más próximos entre sí. Ulteriores ejercicios de comprobación y de contraste de la hipótesis de procesos ARCH no muestran nada digno de mención.

² Seguiremos aquí a Box et al., 2016. Cuando se sobreajustan nuestros dos modelos añadiendo factores por el lado AR o por el lado MA, no se encuentra ninguna mejoría, 285; la comprobación de la autocorrelación igualmente apunta a la bondad de ajuste de nuestros modelos, 287; aunque ya hemos mencionado que los residuos son ruido blanco, podemos aclarar que el test de Portmanteau y el gráfico Q-Q no dejan motivos de preocupación, 289-291. Un indicio de falta de adecuación del modelo procede de cambios en los valores paramétricos a lo largo del tiempo. Box y sus colegas proponen dividir los datos en dos mitades, superior e inferior, 294. El problema es que nuestra serie temporal es ya de por sí corta, con lo que utilizaremos al menos 30 observaciones (1972-2001 y 1991-2020). Cuando se repiten los análisis con estas dos secciones, los coeficientes L.AR y L.MA cambian: de 0,238 (ET=0,169; $p=0,159$; $N=30$) a 0,731 (ET=0,133; $p<0,0005$; $N=30$) para IAR; y de 0,255 (ET=0,154; $p=0,098$; $N=30$) a 0,652 (ET=0,221; $p<0,005$; $N=30$) para IMA. Además, para el último de nuestros ejercicios, el test de ruido blanco de Portmanteau es marginalmente significativo desde un punto

Tabla 4. Estimación paramétrica IMA (ARIMA [0,1,1]): Tasas de encarcelamiento 1971-2020

	Coeficiente (ETsR)	IC al 95%	
L.MA	,331* (,163)	,011	,651
/sigma	7,275*** (,869)	5,571	8,979
AIC	337,651		
BIC	341,435		

N=49.

ETsR=error típico semirrobusto.

*.p<0,05; ***p<0,0005

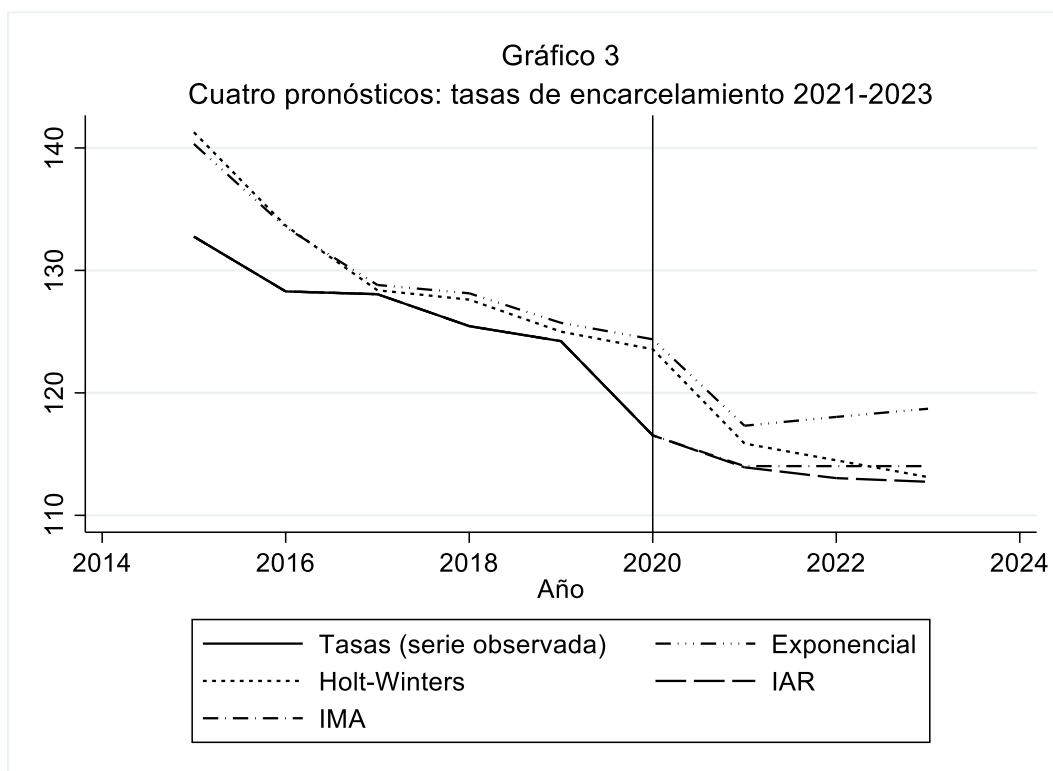
5. Pronóstico 2021-2023

Una de las funciones más importantes del análisis de series temporales es el pronóstico de valores futuros. Puesto que escribo esto en la primavera de 2021, nuestro pronóstico se referirá a 2021, 2022 y 2023 (ver Tabla 5). Los pronósticos que se ofrecerán son de una extraordinaria sencillez y, en principio, no se espera que se cumplan con exactitud. Sin embargo, por una parte, Levendis (2018) explica que técnicas de pronóstico sencillas como las que aquí ensayamos a veces superan a otras mucho más sofisticadas. Por otra parte, nuestros esfuerzos deberían mejorar de modo significativo si se conocieran algunos predictores de las tasas de encarcelamiento en España, o incluso cuando pudiera contarse con teoría criminológica. Puesto que no se dispone de unos ni de otra, no pueden depositarse más que esperanzas muy tentativas en nuestros pronósticos. Vistas así las cosas, la vocación del presente trabajo no es entrar en una competición de predicciones (cuantitativas), sino proponer, siguiendo siempre a la literatura, un enfoque objetivo y de base estadística cuya capacidad predictiva en su estado actual debe esperarse pobre quizá por las limitaciones del método empleado o de sus especificaciones pero sobre todo por lo poco que todavía sabemos sobre las tasas de encarcelamiento en nuestro país. Pese a esta pobreza, este enfoque puede ser útil como una herramienta de pronóstico *adicional*, como un complemento a criterios expertos que manejan mucha más información. Dicho con otras palabras y para el caso de España, el presente enfoque no es un sustitutivo de los pronósticos de los expertos responsables de Instituciones Penitenciarias, aunque se confía en que éstos puedan ver alguna utilidad en él.

Siguiendo siempre de cerca la literatura, emplearemos tres estrategias de pronóstico, comenzando por dos tipos de suavizado (Beckett, 2013). El suavizado exponencial parece apropiado para una serie temporal como la nuestra que quizá presente una tendencia estocástica y que tiene una media que parece evolucionar a lo largo del tiempo (Hamilton, 1994). El valor alfa que minimiza RMSE es cercano al valor máximo 1, de modo que ha sido fijado en 0,9. En este caso, nuestro pronóstico seguirá bastante fielmente a nuestra serie temporal observada con un periodo de un rezago. Se ha empleado el primer veinte por ciento de las observaciones para computar la media (para 2021: SSR=3153,4; RMSE=7,942). A efectos comparativos, se ha ensayado también el suavizado no estacional de Holt-Winters, que permite pronósticos de series temporales que pueden modelarse como una tendencia lineal en la que el intercepto y el coeficiente sobre el tiempo varían a lo largo del tiempo; de modo que es una herramienta próxima al exponenciado doble. Aunque apenas tiene relevancia práctica, se ha especificado que el término lineal se obtenga de la media de la primera diferencia de la serie temporal original, en vez de su regresión sobre una constante con el tiempo fijo. Los parámetros alfa y beta se han especificado en 0,9 y 0,1 (SSR=3009,843; RMSE=7,759). Estos ejercicios de suavizado son muy sencillos y probablemente tienden al desuso frente a enfoques más sofisticados. Siguiendo nuestra lógica, se justifican porque la experiencia ha mostrado a menudo su utilidad en comparación con modelos más complejos. Nuestra tercera estrategia, que es superior a las anteriores, aprovecha nuestros modelados de la serie temporal IAR -ARIMA(1,1,0)- e IMA -ARIMA(0,1,1) (Hamilton, 1994). La Tabla 5 y el Gráfico 3 muestran los cuatro pronósticos para el periodo 2021-2023. Los cuatro coinciden en que 2021 será testigo de un descenso significativo en las tasas de encarcelamiento - sobre todo los suavizados, que por su naturaleza parten de *estimaciones*, aquí exageradas, para 2020-; y que éstas se mantendrán relativamente estables en 2022 y 2023 - Holt-Winters, quizá nuestro pronóstico menos justificado (aunque U de Theil=0,975 [Theil, 1966: 15-32]), es el que prevé cambios mayores. El suavizado exponencial es el único que espera un ligero aumento en 2022 y 2023, y también es en general el menos optimista. El pronóstico con IMA tiene el problema de no poder contar con los rezagos previos de la serie para tal fin (Levendis, 2018: 34). Si hubiera que elegir uno de los cuatro, éste sería el de IAR.

Tabla 5. Cuatro pronósticos: tasas de encarcelamiento 2021-2023

	Observada	Pronóstico			
		Exponencial	Holt-Winters	IAR	IAM
2018	125,451	128,133	127,617	125,451	125,451
2019	124,226	125,719	125	124,226	124,226
2020	116,533	124,375	123,566	116,533	116,533
2021	-	117,317	115,865	113,925	114,022
2022	-	118,037	114,495	113,041	114,022
2023	-	118,705	113,124	112,742	114,022



6. Conclusión: esperando a Roxin

El pronóstico es tan difícil como inevitable y exige un gran esfuerzo. Quizá sea imposible (Bauman, 2010: 107), pero, en una frase tantas veces repetida, si los hombres definen las situaciones como reales, son reales en sus consecuencias (Thomas y Thomas, 1928: 572). Por este motivo, la promoción –y quizá financiación– de la destrucción del conocimiento no va a impedir los pronósticos, únicamente que el método científico pueda sustituir en términos generales al actual sistema de caja negra. En la sociedad del riesgo, incluso los más acérrimos oponentes del pronóstico lo realizan de modo rutinario. *Estar en contra*, es como *estar en contra* de la ley de la gravedad.

Centrándonos en las tasas de encarcelamiento, nuestro pronóstico tiene la ventaja de ser objetivo y replicable, relativamente fácil de aplicar por parte de expertos y ser muy preciso, en vez de limitarse a

anunciar subidas o bajadas. Al mismo tiempo, se trata *meramente* de una herramienta de pronóstico *adicional*. La idea no es *acertar* con la evolución en los próximos años, sino ofrecer un complemento a criterios expertos que manejan mucha más información. Por ejemplo, expertos del cuerpo de Instituciones Penitenciarias e investigadores especializados se han inclinado por un mantenimiento del descenso en las tasas de encarcelamiento para los próximos años. Nuestras estimaciones cuantitativas podrían orientarles sobre la magnitud de dicha tendencia, quizá sugiriendo que el descenso debe ser modesto o moderado. Por otro lado, estos mismos expertos pueden proponer factores que podrían incluirse en modelos de series temporales y, si superan tests formales de significación estadística, quizá mejorar los pronósticos. Por el contrario, aquí hemos enfatizado modelos parsimoniosos de ajuste aceptable, útiles a aquel fin –aunque se trate de modelos no sólo sencillos, sino *demasiado* sencillos. Estos modelos pueden mejorarse y se confía en que así ocurra cuando se tenga un conocimiento plausible y con

respaldo empírico de predictores o quizá causas de las tasas (González Sánchez, 2021) o, con más precisión, de sus cambios³.

El principal problema de este enfoque es la dificultad técnica de los análisis de series temporales (Lin et al., 1986); que, como cualquier herramienta sofisticada, exige una gran inversión de tiempo y esfuerzo, para la que existen pocos incentivos entre nosotros –si no es algo que se penaliza en cuanto que desviado. Como hemos visto, nada asegura que en estadística exista una única verdad.

Una revisión de las investigaciones sobre las tasas de encarcelamiento en España revela la persistencia, desde un punto de vista metodológico, de enfoques lógico-deductivos. Desde este punto de vista es ciertamente esperable una continuidad, un rebote o cualquier tendencia intermedia –tres posturas sostenidas por la literatura. En una serie de trabajos sobre la naturaleza de la Política criminal y, más en general, sobre la relación entre las tres disciplinas criminales, Díez Ripollés (2018b; 2021: 24-29) plantea la cuestión de la naturaleza de la Criminología. Por una parte, *postula* a favor de su independencia académica, pero al mismo tiempo la *describe* de modo consistente con una dependencia del Derecho penal ya que tanto la literatura como los argumentos que emplea proceden de esta última ciencia madre. Por otra parte, el mismo autor dibuja las relaciones entre las tres ciencias criminales al margen de cualquier contexto, lo cual es inconsistente con que el estudio del delito es, sin duda, un campo en el sentido de Bourdieu (1979): que una disciplina sea independiente o no en la práctica depende de su posición en el campo (Serrano Maíllo, 2008: 73-76). En otro lugar, Díez Ripollés (2018a) sí introduce el contexto cuando escribe que «Es un secreto a voces que las comisiones [evaluadoras] correspondientes tienden a realizar evaluaciones de la actividad académica en criminología de acuerdo a parámetros de calidad que con frecuencia no son los pertinentes en esta disciplina» –de modo que, si los hechos tienen consecuencias, las de esta observación pueden ser dramáticas para la relación de la Criminología con las ciencias madre. Siguiendo la argumentación del mismo Díez Ripollés, una disciplina

³ La alternativa a lo planteado en el texto implicaría un enfoque analítico mucho más complejo ARIMAX o de función de transferencia introduciendo potenciales predictores, pero sin la ayuda de teoría, Box y Tiao, 1975. Por eso nuestro ejercicio se ha limitado a modelos lo más parsimoniosos como ha sido posible, aunque de ajuste aceptable –ya sabemos que no hay pruebas de que los residuos se aparten de un proceso de ruido blanco– y acordes a la naturaleza estocástica de las series temporales. Ahora bien, nuestros análisis han detectado dos elementos influyentes en nuestra serie temporal en los años 1975 y 1983. Una potencial explicación del primer caso sería el Decreto 2940/1975, de 25 de noviembre, por el que se concede indulto general; y por las reformas de 1983 para el segundo, Rodríguez Devesa y Serrano Gómez, 1993: 139. Recuérdese que nuestros datos están referidos a 31 de diciembre de cada año, con lo que las tasas de 1975 y 1983 podrían haber recogido al menos parte del impacto de dichos eventos jurídicos. Aunque intuitivamente plausible, estas explicaciones son especulativas

que no seleccione sus objetos y preguntas de estudio y sus hipótesis –la primera de las dos columnas de la autonomía científica– y que se limite a confirmar *a posteriori* decisiones valorativas puede cimentar carreras exitosas pero es una caricatura –aunque desde una posición de sometimiento en el campo justamente lo que se espera, y algunos observan, es una autocomprensión como actor subalterno (Serrano Maíllo, 2017: 25-33)–, pero al menos podría conservar una metodología empírica y fiel al método científico, aunque con especificidades –la segunda columna de la autonomía científica. Desde aquí –tomando de otros las preguntas y las respuestas, pero no *cómo* es el proceso de contestación– quizá podría conquistar la primera columna. Sin embargo, volviendo a Bourdieu (1997: 202-204), por mucho que otros se esfuercen en un sentido o su opuesto, nunca es posible la dominación sin la colaboración de los dominados.

Bibliografía

- Bauman, Z. 2010. *44 letters from the liquid modern world*. Cambridge y Malden, Mass.: Polity Press.
- Beck, U. 1986. *Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Beckett, S. 2013. *Time series using Stata*. College Station, TX: Stata Press.
- Berry, W.D. 1993. *Understanding regression assumptions*. Newbury Park, Ca. [etc.]: Sage.
- Bourdieu, P. 1979. *La distinction*. Paris: Minuit.
- Bourdieu, P. 1997. *Méditations pascaliennes*. Paris: Editions du Seuil.
- Bowker, L.H. 1981. «Crime and the use of prisons in the United States: A time series analysis». *Crime and Delinquency*, abril, 206-212.
- Box, G.E.P. y G.C. Tiao. 1975. «Intervention analysis with applications to economic and environmental problems». *Journal of the American Statistical Association*, 70, 349, 70-79.
- Box, G.E.P., G.M. Jenkins, G.C. Reinsel y G.M. Ljung. 2016. *Time series analysis. Forecasting and control*, 5.ª ed. Hoboken, NJ: Wiley.
- Brandariz García, J.A. 2015. «La evolución del sistema penitenciario español, 1995-2014: transformaciones de la penalidad y modificación de la realidad». *Revista Crítica Penal y Poder*, 9, 1-31.

y *ad hoc* porque una mirada superficial –y aquí no explorada– a nuestra serie sugiere que el impacto de las reformas legales es mínimo o no se puede detectar con facilidad. Ahora bien, los indicios preliminares, aunque basados en tests formales, apuntan a que en 1975 y 1983 tuvieron lugar los impactos más importantes de nuestras tasas de encarcelamiento de los últimos cincuenta años, probablemente más (4) –más importantes sin duda que la entrada en vigor del Código penal de 1995 (González Sánchez, 2011) y, con la información disponible hasta el momento, también que el cambio de tendencia de 2009-2010– y deben tenerse en cuenta en próximas investigaciones –aunque la especificación concreta puede ser discutible. Su inclusión en nuestros modelos de acuerdo con varias alternativas en todo caso no afectaría a los pronósticos. Ambos han pasado desapercibidos para la mayoría de la literatura. Por ejemplo, el periodo 1980-1994 no se caracterizaría por un aumento de las entradas en prisión, como afirma Cid Moliné, 2020: 9, sino por un descenso, con la marcada excepción 1983-1985.

- Brandariz García, J.A. 2016. *El modelo gerencial-actuarial de penalidad. Eficiencia, riesgo y sistema penal*. Madrid: Dykinson.
- Cerezo Domínguez, A. y L. Arenas García. 2016. «Estudio longitudinal del tráfico de drogas y de su impacto en la delincuencia». *Indret*, 1, 1-29.
- Cid Moliné, J. 2020. «El futuro de la prisión en España». *Revista Española de Investigación Criminológica*, 18, 1-28.
- Daunis Rodríguez, A. 2016. «Ocupación carcelaria. Hipótesis acerca del descenso de la población penitenciaria en España». *Estudios Penales y Criminológicos*, 36, 447-482.
- Díez Ripollés, J.L. 2018a. «La implantación de los estudios oficiales de Criminología en España». Pp. 63-79 en *Liber Amicorum. Estudios Jurídicos en Homenaje al Prof. Dr. Dr. h. c. Juan M. Terradillos Basoco* (a cargo de P.M. de la Cuesta et al.). Valencia: Tirant lo Blanch.
- Díez Ripollés, J.L. 2018b. «El papel epistémico de la política criminal en las ciencias penales. La contribución de v. Liszt». *Revista Electrónica de Ciencia penal y Criminología*, 20, 1-31.
- Díez Ripollés, J.L. 2021. «La política criminal en las ciencias penales: un análisis crítico de la contribución de Roxin». *Revista Electrónica de Ciencia penal y Criminología*, 23, 1-32.
- García España, E., J.L. Díez Ripollés, F. Pérez Jiménez, M.J. Benítez Jiménez y A.I. Cerezo Domínguez. 2010. «Evolución de la delincuencia en España: Análisis longitudinal con encuestas de victimización». *Revista Española de Investigación Criminológica*, 8, 1-27.
- Gill, J. 2006. *Essential Mathematics for political and social research*. Cambridge [etc.]: Cambridge University Press.
- González Sánchez, I. 2011. «Aumento de presos y Código penal. Una explicación insuficiente». *Revista Electrónica de Ciencia penal y Criminología*, 13-04, 1-22.
- González Sánchez, I. 2012. «La cárcel en España: mediciones y condiciones del encarcelamiento en el siglo XXI». *Revista de Derecho Penal y Criminología*, 8, 351-402.
- González Sánchez, I. 2021. *Neoliberalismo y castigo*. Barcelona: Bellaterra.
- Greene, W. 2012. *Econometric analysis*, 7.^a ed. Harlow: Pearson Education Limited.
- Gujarati, D.N. y D.C. Porter. 2009. *Basic Econometrics*, 5.^a ed. Boston, Mass. [etc.]: McGraw-Hill/Irwin.
- Hamilton, J.D. 1994. *Time series analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Kury, H. (ed.). 1986. *Prognose und Behandlung bei jungen Rechtsbrechern. Ergebnisse eines Forschungsprojekts*. Freiburg i.Br.: Max-Planck-Institut für Ausländisches und Internationales Strafrecht.
- Levendis, J.D. 2018. *Time series Econometrics*. Cham: Springer.
- Lieberman, A.M. 2008. «Synthesizing recent longitudinal findings». Pp. 3-20 en *The long view of crime. A synthesis of longitudinal research* (A.M. Liberman ed.). New York: Springer.
- Lin, B.-S., D.L. MacKenzie y T.R. Gullledge. 1986. «Using ARIMA models to predict prison populations». *Journal of Quantitative Criminology*, 2, 3, 251-264.
- Menard, S. 2002. *Longitudinal research*, 2.^a ed. Thousand Oaks, Ca. [etc.]: Sage.
- Montero Pérez de Tudela, E. y J. Nistal Burón. 2015. «La evolución de la población penitenciaria en España entre 1996 y 2014. Algunas causas explicativas». *Cuadernos de Política criminal*, 116, 159-200.
- Press, W.H., S.A. Teukolsky, W.T. Vetterling y B.P. Flannery. 2007. *Numerical recipes: The art of scientific computing*, 3.^a ed. Cambridge: Cambridge University Press.
- Rodríguez Devesa, J.M. y A. Serrano Gómez. 1993. *Derecho penal español. Parte general*, 16.^a ed. Madrid: Dykinson.
- Ruiz Morales, M.L. 2018. «La evolución de la población reclusa española en los últimos treinta años: una explicación integral». *Anuario de Derecho penal y Ciencias penales*, 71, 403-490.
- Secretaría General de Instituciones Penitenciarias (SGIP). 2018. *Evolución de la población reclusa en el periodo 1980-2018 y tendencia de población actual. Un análisis longitudinal*. Inédito.
- Serrano Maíllo, A. 2008. *La estructura de la teoría criminológica contemporánea*. Universidad de Los Andes: Mérida.
- Serrano Maíllo, A. 2016. *Firmeza frente al delito y comunidad en la modernidad reflexiva*. Madrid: Dykinson.
- Serrano Maíllo, A. 2017. *Delito, moralidad individual y controles*. Valencia: Tirant lo Blanch.
- Serrano Maíllo, A. 2019a. *Patrones y procesos delictivos. La naturaleza y características del delito en la sociedad contemporánea*. Madrid: Dykinson.
- Serrano Maíllo, A. 2019b. «El descenso de la tasa de internos en España. Un análisis empírico». Conferencia pronunciada en el Curso *Aspectos penales y criminológicos del descenso de la población penitenciaria en España. Una reflexión sobre nuestra política criminal*, Cursos de Verano de la UNED.
- Theil, H. 1966. *Applied economic forecasting*. Chicago: Rand McNally.
- Thomas, W.I. y D.S. Thomas. 1928. *The child in America. Behavior problems and programs*. New York: Alfred A. Knopf.
- Thornberry, T.P. y M.D. Krohn. 2003. «The development of panel studies of delinquency». Pp. 3-10 en *Taking stock of delinquency. An overview of findings from contemporary longitudinal studies* (T.P. Thornberry y M.D. Krohn eds.). New York [etc.]: Kluwer/Plenum.
- Wan, W.-Y., S. Moffatt, Z. Xie, S. Corben y D. Weatherburn. 2013. «Forecasting prison populations using sentencing and arrest data». *Crime and Justice Bulletin*, 174, 1-11.