

El cálculo del consenso. Una evaluación estadística de la hipótesis del género en la etiología del feminicidio en España.

The calculus of consensus. A statistical evaluation of gender hypothesis in the etiology of femicide in Spain.

Autor: José Luis palacios Gómez*

Resumen: El propósito de este trabajo es testar estadísticamente la hipótesis de que los feminicidios en España responden a la explicación monocausal conocida como “hipótesis del género”. Se parte de la serie cronológica de feminicidios ocurridos en el periodo 2001-2018 y se llevan a cabo varios análisis de regresión con series temporales, comparando la bondad del ajuste de modelos regresivos lineales y no lineales, tanto con la serie completa como dividiéndola en distintos tramos. Igualmente, se evalúa con un diseño de serie temporal interrumpida pretest/posttest el efecto de la Ley 1/2004 considerada como intervención de política pública. Como resultado de estos análisis, se concluye que una hipótesis multicausal o ecológica podría ser una mejor explicación de esta clase de crímenes que la hipótesis del género.

Palabras clave: Estadística, hipótesis ecológica, hipótesis del género, series temporales, violencia.

Abstract: The aim of this work is to test by statistical means the hypothesis that femicides in Spain respond to the monocausal explanation known as “gender hypothesis”. With the femicides recorded in the 2001-2018 period, several regression analyzes with time series are carried out, comparing the goodness of fit of linear and non-linear regressive models, both with the complete series and divided into different sections. Likewise, the effect of Law 1/2004 considered as a public policy intervention is evaluated with a design of interrupted time series pretest/post test. As a result of these analyzes, it is concluded that a multicausal or ecological hypothesis could be a better explanation of this kind of crimes than gender hypothesis.

Key words: Statistics, ecological hypothesis, gender hypothesis, times series, violence.

*José Luis Palacios Gómez es Doctor en Sociología y en Metodología de las Ciencias del Comportamiento y sociólogo de la Administración Local del Estado en Madrid (España)

“Individual behavior is not wholly predictable or predetermined, even when some allowance is made for stochastic variation”

J. M. Buchanam and G. Tullock. *The calculus of consent. Logical foundations of constitutional democracy*, Indianapolis (IN): Liberty Fund, 1999, p. 221.

1. Introducción: consideraciones conceptuales, objetivos y metodología.

Un problema que en nuestra sociedad ha cobrado una creciente importancia en las últimas décadas, ocupando un lugar de relieve en la agenda política y mediática y en la opinión pública, e incluso en el debate académico, es la denominada “violencia de género”, expresión con la que se quiere caracterizar un tipo de violencia que sufrirían algunas mujeres precisamente por el hecho de serlo, por su mera condición sexual, femenina. La percepción política de la gravedad de este problema, que estaría sustanciado en un número alarmante de agresiones a mujeres de todo tipo, en multitud de circunstancias y con efectos de diversa consideración, eventualmente letales, condujo a la promulgación en 2004 de una ley especial con el propósito de atajar este fenómeno y proteger a las mujeres en general contra esa clase de violencia: la Ley 1/2004 de 28 de diciembre, conocida como Ley contra la Violencia de Género (*LIVG*).

Es notorio que la promulgación de esta ley suscitó una considerable polémica legal y algunos juristas han apreciado que comporta el debilitamiento de la presunción de inocencia (v.g. Huerta, 2008; Martín, 2018), la reinstauración del derecho de autor y la supresión del principio de igualdad ante la ley (v.g. Boldova y Rueda, 2004a, 2004b; Lascuráin, 2013) y la implantación de tribunales “de excepción” para aplicarla (v.g. Alba, 2005), en el ámbito de procesos *penales*, caracteres que podrían parecer manifiestamente contrarios al espíritu y a la letra de la Constitución de 1978 y auspiciar una evaluación jurídica negativa de esta ley entera (Villacampa, 2018; cfr. Pérez, 2016). De hecho, después de su promulgación, numerosos jueces españoles presentaron en relación con la misma diversas “cuestiones de constitucionalidad” (127 a fecha de 06/03/2008: *La Vanguardia*, 2008) y casi la mitad de los miembros del Tribunal Constitucional emitió votos particulares contrarios a alguno o varios de sus preceptos cuando se revisó su constitucionalidad (STC 59/2008).

Sin embargo, no nos vamos a detener aquí en esos aspectos de esta ley, sino en ciertas consideraciones etiológicas que contiene respecto del comportamiento criminal de las personas de sexo masculino respecto de las de sexo femenino, que parecen servir de motivación y justificación de los preceptos que contiene. En la *LIVG* se hace referencia a estos asuntos en

sendos párrafos de la “Exposición de motivos”: cuando se asume que la violencia que pretende combatir (la “de género”) es una violencia singular que “se dirige contra las mujeres por el hecho mismo de serlo, por ser consideradas, por sus agresores, carentes de los derechos mínimos de libertad, respeto y capacidad de decisión” y cuando más adelante se sustancia esa violencia como “... las agresiones sufridas por la mujer como consecuencia de los condicionantes socioculturales que actúan sobre el género masculino y femenino, situándola en una posición de subordinación al hombre”. Parece clara la generalización de que cuando las parejas o exparejas masculinas agreden a las parejas o exparejas femeninas (puesto que ese es el supuesto que la ley pretende corregir: art. 1.1) lo hacen, independientemente de cualquier circunstancia contingente, como manifestación de un síndrome social patológico (la ley parece atribuirlo a causas socioculturales, no biológicas, psicológicas o de otra índole, e implícitamente al “machismo”¹) que, afectando a *todos* los varones, eventualmente se expresa de modo consciente e intencionado por parte de algunos.

Constituye un interesante problema de Sociología del Conocimiento la fenomenología por la que esa simplista visión de la realidad social ha podido erigirse en explicación socioantropológica respetable de un cierto tipo de criminalidad e inspirar la redacción de una ley como la *LIVG* en un estado democrático moderno, concitando incluso un amplio consenso opinático, pero su seria consideración desbordaría muy sobradamente el marco limitado de estas páginas. Sin embargo, la evaluación estadística de una supuesta explicación monocausal de los crímenes de los que resultan víctimas algunas mujeres es algo más sencillo e inmediato, ya que puede comprobarse mediante las técnicas analíticas adecuadas si un comportamiento criminal, y más concretamente el feminicida, responde a un único factor causal identificable (el “machismo”) o más bien expresa una pluralidad de causas que eventualmente se pueden medir y registrar. Y esta es, precisamente, la cuestión de la que nos ocupamos en estas páginas.

Es importante destacar que si en este trabajo nos circunscribimos a las agresiones letales calificadas como “feminicidios”² es porque constituyen un indicador indiscutible de la violencia que sufren algunas mujeres en un entorno de relación de pareja, que es *válido* (sirve para medir lo que se quiere medir: violencia física, muy grave) y *fiable* (lo mide bien, ya que el registro del hecho es preciso e irrefutable), condiciones metodológicas indispensables de la observación

¹ Para evitar una indeseable polisemia sobre este concepto nos circunscribimos al significado que le da la RAE al término “machismo”: 1) Actitud de prepotencia de los varones respecto de las mujeres; 2) Forma de sexismo caracterizada por la prevalencia del varón.

² Empleamos este término para significar el homicidio doloso de mujeres en el sentido que se le da habitualmente al producido en el supuesto de “violencia de género”, rehusando el también frecuentemente empleado de “femicidio”. Para una matización de ambos términos vid. v.g. Toledo (2009), esp. pp. 23-36.

científica para determinar la realidad y la entidad de un fenómeno. Otras manifestaciones de esta clase de violencia, la “de género”, son más difícilmente aprehensibles en términos cuantitativos, porque sus registros son más imprecisos y discutibles y porque su incidencia real no se puede concretar de modo tan fiable como los feminicidios.

En definitiva, en este trabajo vamos a tratar de evaluar estadísticamente la plausibilidad de la explicación contenida en la *LIVG* para un fenómeno que en buena medida justificaría esta ley: que la violencia ejercida contra la pareja o expareja por una persona de sexo masculino tiene como causa fundamental “el machismo”. Denominaremos a esta explicación monocausal “hipótesis del género”, término que ya ha sido empleado anteriormente en otros contextos (Hyde, 1995: 76ss) y que, más o menos explícitamente, se encuentra en una parte de la literatura sobre el feminicidio (v.g. Campbell, 1992; Dobash y Dobash, 2015; Johnson et al., 2017; Kelly, 1988; Laurenzo, 2012; Walker, 2012).

Conviene recordar aquí que si bien una asociación estadística entre dos variables no implica relación de causalidad entre ellas (vid. v.g. Vigen, 2015), lo inverso es ineluctable: si existe una relación causal entre dos variables, necesariamente ha de haber una asociación estadística entre ambas que la exprese, de modo que si hay una causa identificable (el machismo) y un efecto observable (el feminicidio), tiene que apreciarse una relación estadística entre aquella y éste. Un requisito metodológico importante es que para observar la relación que existe entre dos (o más) variables, estas deben poder concretarse operativamente, sustanciarse empíricamente en indicadores, es decir, tienen que poder *medirse*. Por ejemplo, la variable “violencia de género” se puede medir con el indicador “número de mujeres agredidas por la pareja o expareja masculina” (con diversos subindicadores, de los cuales el número de feminicidios es el más consistente). Pero la variable “machismo” resulta, a estos efectos, muy difícil, si no imposible, de medir con precisión en términos operativos: cuando se produce una agresión a una mujer en el contexto de una relación de pareja, puede deberse a una multiplicidad de causas, entre las que el machismo sería una más entre las posibles, actuando como motor exclusivo de la agresión o concomitantemente con otras. Aislar este factor de los otros posibles es metodológicamente muy complicado. En el caso de los feminicidios, si no hay declaración expresa del victimario, explicitando que ha matado a la víctima *solo* por su condición femenina, el dispositivo de medida de una observación científica no es capaz de identificar tangiblemente la causa, que es la variable independiente o predictora (el machismo), ni, por tanto, establecer su efecto real sobre la variable dependiente o criterio (el feminicidio). En tales circunstancias, una opción metodológica plausible es presumir que la variable predictora ejerce un efecto general y constante, ya que según la hipótesis del género la “cantidad de machismo”

no fluctuaría aleatoriamente ni con variaciones acusadas en el corto/medio plazo (lo que permite definir el machismo como la causa eficiente de la violencia y es precisamente la tesis asumida en la *LIVG*) y observar si la variable criterio presenta una estructura de variabilidad que *solo* podemos atribuir al efecto de la primera ($\sigma_{mach.}^2 \Rightarrow \sigma_{fem.}^2$). Esta será precisamente la estrategia metodológica que aquí vamos a utilizar.

Hay que subrayar que si el machismo es *la* causa eficiente de la “violencia de género” en general y de los feminicidios en particular, variaciones en su cantidad (cualquiera que fuese el indicador o la escala empleados para medirla) se corresponderían con variaciones de la misma magnitud en la cantidad de feminicidios: su coeficiente de correlación valdría $\rho = 1$. Esto implica que la función que modeliza la variable “feminicidio” debe ser la misma que modeliza la variable “machismo”, pues lo contrario indica que su estructura de variabilidad es diferente y por tanto $\rho \neq 1$, lo cual no es compatible con la relación de causalidad que defiende la hipótesis del género. Si la variable “machismo” se modeliza adecuadamente con una función lineal, que es el supuesto inherente a su condición de fenómeno social constante e inmutable en el corto/medio plazo, la variable “feminicidio” necesariamente ha de modelizarse también con una función lineal. Así, pues, al modelizar la serie de feminicidios con una función lineal, la bondad del ajuste a ese modelo, apreciable con el recorrido del coeficiente de determinación lineal [$0 \leq R^2 \leq 1$], nos informará de la amplitud de la diferencia con la equivalencia funcional de ambas variables, “machismo” y “feminicidio”, y, consecuentemente, de la magnitud de su relación de causalidad.

Un análisis de regresión de series temporales “clásico” (Chatfield, 2004; Rodríguez, 2.000; Uriel, 1995), tomando los feminicidios como variable criterio y circunscrito al estudio de la componente tendencial, *TC*, con enfoque global y método de ajuste analítico sobre la función básica $TC = f(t)$, siendo el tiempo, *t*, en un determinado periodo, la variable predictora estocástica (Rodríguez, 2.000: 42-54), es un recurso estadístico suficiente para testar o comprobar la hipótesis de causalidad señalada. El procedimiento operativo de análisis que empleamos consiste esencialmente en testar la bondad del ajuste de modelos lineales y no lineales de la serie de feminicidios en el periodo 2001-2018, con fragmentación serial arbitraria para mejor estudiar la serie total, complementado con un análisis de autocorrelación mediante el estadístico de Box-Ljung al efecto de conseguir una interpretación funcional más depurada.

Con esta metodología, un ajuste perfecto (o muy bueno) a una función lineal de la serie temporal de feminicidios sería una clara evidencia a favor de que el machismo es su causa eficiente, ya que esta variable se modeliza como una función lineal en la hipótesis del género (al menos, como se ha dicho, en el corto/medio plazo). Por el contrario, un ajuste deficiente a una función lineal de la serie de feminicidios sería una clara prueba de alejamiento de la función

lineal que caracteriza al machismo y, por tanto, de su falta de covariación, *necesaria* para confirmar dicha hipótesis; de la misma forma, un mejor ajuste a una función *no lineal* por parte de la serie de los feminicidios sería una evidencia a favor de la intervención de otras variables causales en el fenómeno (incluyendo o no el machismo). La concurrencia de funciones lineales y no lineales para ajustar satisfactoriamente toda la serie empírica de feminicidios sería compatible con un patrón aleatorio de la estadística del fenómeno.

Complementariamente, y pesar de la corta “longitud” de la serie temporal de feminicidios, porque el número total de observaciones de las que consta es sólo dieciocho, hemos realizado un análisis estadístico que va un poco más lejos de la mera inspección visual y del análisis de regresión, contemplando dos tramos de serie, 2001-2004 y 2005-2018, y asumiendo hipotéticamente los datos como provenientes de sendas muestras y entendiendo la promulgación de la *LIVG* como una “intervención” o “tratamiento”, de modo que observemos la serie desde la perspectiva de un “diseño cuasiexperimental con serie temporal sin grupo de control” (Campbell y Stanley, 1973; Campbell, 1992), empleando la metodología típica del análisis de series temporales interrumpidas (González y Del Puerto, 2009; Mc Cleary y Hay, 1980; Rodríguez, 2000; Uriel, 1985; Vallejo, 1996). Para testar el efecto de esta intervención se lleva a cabo una prueba *t* para muestras independientes, con prueba de Levene previa para comprobar si las varianzas de los datos de la serie pre/post intervención son o no iguales. Con este análisis se pretende completar la evaluación estadística de la etiología del feminicidio que hemos realizado en este trabajo.

El análisis de series temporales de feminicidios está precedido de una descripción estadística del homicidio en España desagregado por sexos, con objeto de procurar una visión contextualizada del fenómeno estudiado y facilitar su mejor comprensión.

2. Los datos disponibles: el homicidio desagregado por sexos y el feminicidio en España

Si consideramos las víctimas de los homicidios dolosos (homicidios intencionados y asesinatos) en nuestro país según su sexo, constatamos que en 2018 se produjeron 275 muertes como consecuencia de una agresión (INE, 2018), de los cuales 177 fueron hombres y 98 mujeres, arrojando por tanto una ratio mujeres/hombres (M/H) levemente superior a 1/2. Según podemos observar en el gráfico 2.1, la cifra de muertes por agresión muestra un patrón de estabilidad para todo el periodo 1980-2018 con tendencia levemente decreciente en general, tendencia que se repite en el caso de las muertes de hombres y que es ligeramente creciente en el caso de las muertes de mujeres (el pico de 2004 es excepcional, por las masacres 11-M, y no

modifica sustancialmente la tendencia de la serie completa). Sin embargo, la ratio muertes de mujeres/muertes de hombres (M/H) y la tasa de mujeres muertas por agresión sobre el total de muertes muestra dos fases: la que va desde el inicio de la serie hasta comienzos del siglo y la posterior, donde ambos indicadores sufren un incremento claramente perceptible. En los años últimos del periodo considerado (2010-2018) la pauta que caracteriza la última fase parece hacerse más acusada, reproduciéndose con apenas variaciones con una ratio M/H que oscila en torno al valor 1/2 (es decir, 0,50, cuando había sido inferior al valor 0,34 en promedio en el periodo 1980-2002) y un porcentaje de mujeres sobre el total de muertos por homicidio que oscila en torno al 35% (cuando había sido inferior al 25% en promedio en el periodo 1980-2002). Si tenemos en cuenta que a lo largo de todo este periodo la población residente en España ha crecido casi un 25%, siendo el incremento de los hombres de un 24,88% y el de las mujeres de un 25,20%, no puede sino concluirse que la incidencia relativa del homicidio doloso en España ha disminuido considerablemente en términos relativos para los hombres, mientras ha aumentado significativamente para las mujeres.

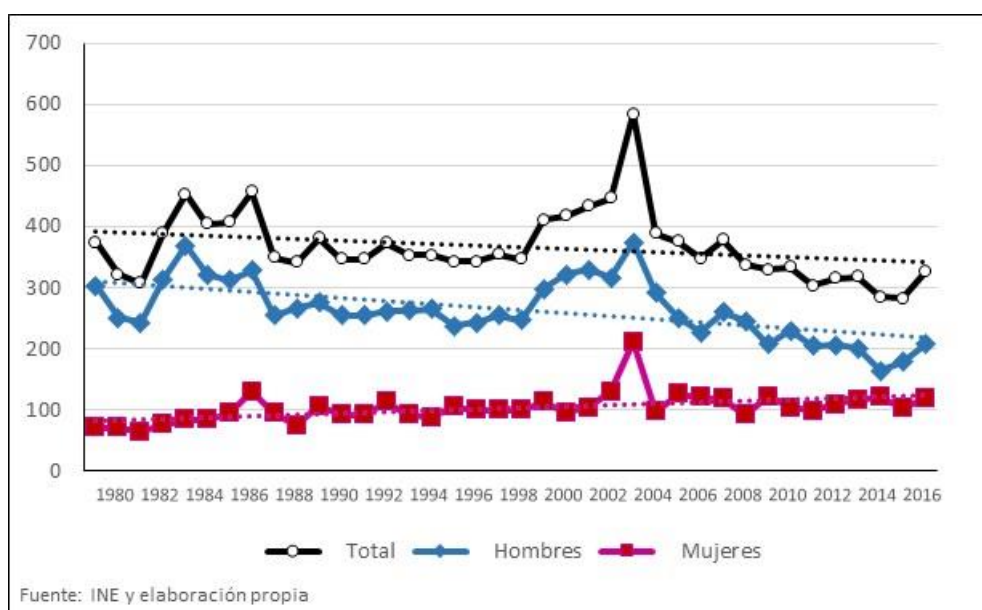


Gráfico 2.1. Evolución del número de homicidios en España, por sexo (1980-2018)

Complementando la perspectiva longitudinal del homicidio desagregado por sexo, podemos ahora observar, como puede verse en el gráfico 2.2, que en el periodo que va entre 1980 y 2018 tanto la ratio M/H como la tasa M/Total siguen una tendencia creciente, con un coeficiente de regresión de valor doble en el caso de la primera ($b_{M/H} = 0,0088 \gg b_{MT} = 0,0044$:

mayor pendiente de la recta de ajuste de la tendencia³), lo cual significa que a medida que pasa el tiempo *a)* hay una menor diferencia entre los muertos por homicidio en virtud de su sexo y *b)* correlativamente hay una mayor participación de las mujeres en el volumen total de muertos por homicidio.

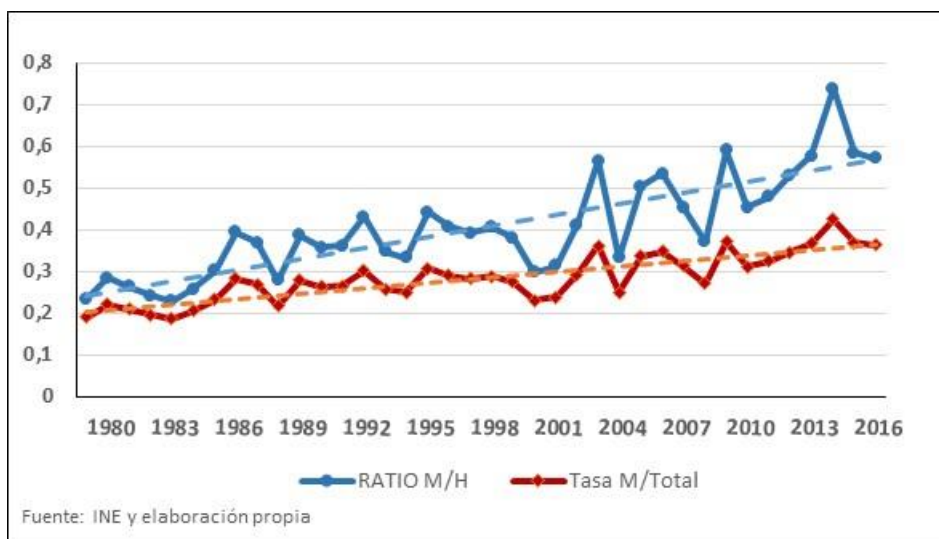


Gráfico 2.2. Evolución relativa del homicidio en España, por sexo (1980-2018)

Si consideramos ahora las muertes de personas *de uno y otro sexo* ocasionadas por agresión de personas *de uno y otro sexo*, reparamos en la circunstancia de que determinar tal cosa es muy difícil, ya que en las estadísticas judiciales no está segregado por sexo el autor del homicidio en relación con el sexo de la víctima del mismo. Podemos establecer el sexo de los homicidas y el sexo de las víctimas, pero no cruzarlos a efectos diferenciales, salvo en el caso concreto de las denominadas genéricamente durante un tiempo “violencia doméstica” y de las calificadas posteriormente como “violencia de género”, cuando la persona causante de la agresión con resultado de muerte es la pareja o la expareja de la víctima. En el gráfico 2.3 puede apreciarse la estadística referida a esa clase de homicidios, donde se diferencian las muertes por agresión de las personas de los dos sexos causadas por parejas o exparejas o asimilados para todo el periodo 2001-2018 (C.G. Poder Judicial, 2018). Las cifras de hombres muertos por agresión de su pareja o asimilados en el ámbito doméstico en 2001-2003 están calculadas extrapolando las conocidas para el resto del periodo de hombres muertos por agresión de sus parejas o exparejas en el ámbito doméstico.

³ Si se neutraliza el efecto en la serie de los homicidios producidos por la masacre 11-M, estos coeficientes apenas varían, quedando $b_{M/H} = 0,0090$ y $b_{MT} = 0,0045$.

La ratio H/M (hombres/mujeres) para todo el periodo es 1/8, aunque en algunos años llega a ser 1/5 o menor (singularmente en los últimos de la serie temporal considerada). En alguno de los informes oficiales sobre el homicidio entre parejas, exparejas o asimilados la ratio H/M incluso supera levemente el valor 1/4 (C.G. Poder Judicial, 2016: 6). Conviene señalar que aunque las tasas (y las ratios derivadas) correspondientes a las personas de sexo masculino muertas por este tipo de agresión en España son bajas en relación con las de sexo femenino⁴, es posible que presenten en la realidad valores más altos⁵, pues al menos en algunos años (2010 y 2011) se ha podido documentar (Toldos, 2013: 77-84) que el número real de hombres muertos por agresión de sus parejas o exparejas femeninas se elevó a casi el doble de los recogidos en las estadísticas oficiales con las que hemos construido la serie temporal del gráfico de la figura 2.3 (en este sentido, ya en el bienio 1996-1998 la Policía Judicial española informaba que los homicidios perpetrados por esposas sobre sus esposos y viceversa se distribuían en proporción 30%/70%: vid. Tobeña, 2001: 237).

Por otra parte, la contextualización de esta clase de homicidios por agresión de parejas o exparejas dentro de los homicidios en la población en general permite apreciar que mientras que estos últimos muestran una tendencia temporal decreciente, los primeros ofrecen, especialmente en el periodo 2001-2018, un patrón de estabilidad cuantitativa.

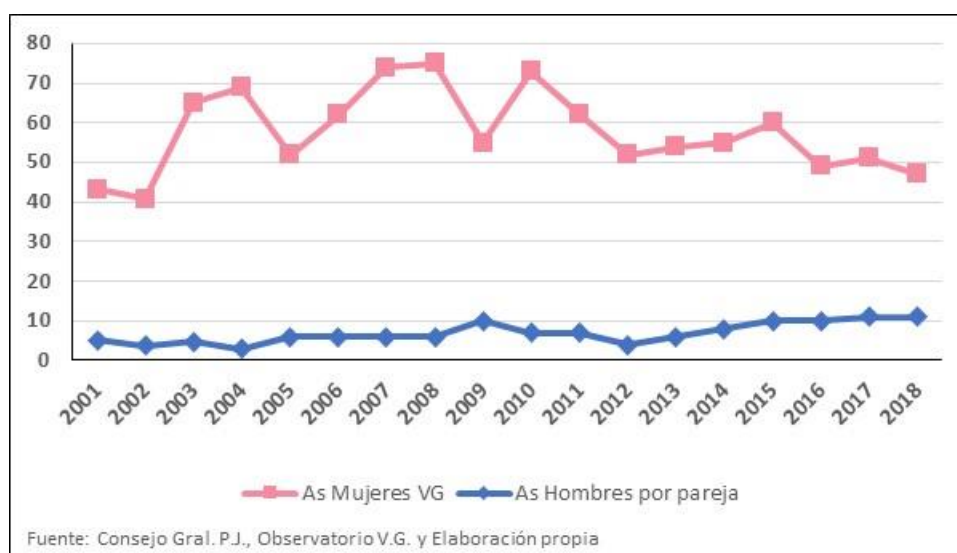


Gráfico 2.3. Número de homicidios dolosos en España en el ámbito de las relaciones de pareja o similares, por sexo (2001-2018)

⁴ Conviene asimismo señalar que en 2017 (último año con datos disponibles) España ocupa la cuarta posición más baja en muertes de mujeres por agresión de la pareja en los países de la Unión Europea (más los tres EFTA), con una tasa de 0,20 por cada 100.000 habitantes, (Eurostat, 2018).

⁵ Esta circunstancia hace desaconsejable someter a la serie de los homicidios de hombres por sus parejas o exparejas al mismo tipo de análisis que realizamos con la de los feminicidios.

3. Resultados

En lo que sigue se muestran los resultados del análisis de regresión de series temporales llevado a cabo, tomando como variable criterio el número de víctimas de feminicidio y como variable predictora el año correlativo en que se producen, como es habitual en la práctica del análisis de series temporales. En la tabla 3.1 puede verse la bondad del ajuste de los distintos modelos regresivos testados, informada con el coeficiente de determinación R^2 (que nos indica la cantidad de varianza explicada por la predictora).

Si modelizamos la serie temporal 2001-2018 con una ecuación lineal (una recta), la pendiente de la curva es ligeramente negativa, con un coeficiente regresor $b = -0,2574$, lo cual indica obviamente que la incidencia del fenómeno (en valor absoluto) tiende a disminuir con el paso del tiempo. Sin embargo, la bondad del ajuste con esa función es muy deficiente, pues el coeficiente de determinación vale solo $R^2 = 0,0174$, lo cual significa que el paso del tiempo solo es capaz de explicar estadísticamente el 1,74% de la variabilidad del número de víctimas. Al modelizar la serie temporal con una función polinómica de segundo orden, la pendiente de la curva traza una suave curva parabólica, con tendencia levemente decreciente en su última fase, pero el ajuste es mucho mejor que con una función lineal, ya que ahora $R^2 = 0,4434$.

Si modelizamos la serie temporal con una función polinómica de tercer orden, la pendiente de la curva es imprecisa para el conjunto, aunque su fase última también presenta tendencia negativa; pero el coeficiente de determinación es $R^2 = 0,5463$, es decir, que ahora el modelo es capaz de explicar casi un 55% de la variabilidad del fenómeno (más de treinta veces más que con la función lineal). Con una polinómica de cuarto orden, la ganancia en bondad del ajuste es desdeñable ($R^2 = 0,5488$). Lo que pone todo esto de manifiesto es que la varianza de la variable criterio presenta las características de un fenómeno aleatorio o de un fenómeno multicausal con variables indeterminadas en el que el tiempo transcurrido en sentido estricto apenas juega papel alguno.

Podemos dividir la serie en tramos de tiempo sobre la base de un cierto significado atribuido a cada uno de los tramos. Si tomamos primero el tramo 2001-2004 (fase inicial de la serie), el modelo lineal arroja una pendiente claramente positiva ($b = 10,16$) y permite explicar estadísticamente más de un 80% de la varianza del fenómeno ($R^2 = 0,8117$), aunque un modelo polinómico de tercer orden alcanza a explicar completamente la varianza de la variable criterio. Si tomamos después el tramo 2005-2011 (periodo inmediatamente posterior a la promulgación

de la *LIVG*), el modelo lineal ofrece una pendiente positiva ($b = 1,1786$) y explica una pequeña parte de la varianza de la variable criterio ($R^2 = 0,0732$), pero el modelo polinómico de segundo orden ya casi explica el 38% ($R^2 = 0,3798$), y el de tercer orden, mejor ajustado a la forma empírica de la serie, alcanza a explicar un 48,15% de dicha varianza ($R^2 = 0,4815$). Finalmente, si consideramos el tramo 2012-2018, el modelo lineal muestra una pendiente negativa (apreciable por inspección visual) y consigue explicar un 23,7% de la varianza de la variable criterio, pero el polinómico de tercer orden logra explicar un 61,41% (la ganancia en varianza explicada es escasa con un polinómico de cuarto orden). En definitiva, pues, el troceado de la serie temporal 2001-2018 siempre arroja de todos modos mejor ajuste a una función polinómica de tercer orden (o superior) que el modelo lineal. Ello confirma la conclusión anterior para el conjunto de la serie: posee las características de un fenómeno aleatorio u, opcionalmente, un fenómeno multicausal cuyas variables explicativas no están identificadas.

Tabla 3.1 Comparación de la bondad del ajuste con distintos modelos regresivos

Periodo de la serie	Coeficientes de determinación R^2 con distintos modelos regresivos			
	<i>Función lineal</i>	<i>Función polinómica de grado 2</i>	<i>Función polinómica de grado 3</i>	<i>Función polinómica de grado 4</i>
Serie completa (2001-2018)	0,0174	0,4434	0,5463	0,5488
2001-2004	0,8117	0,8278	1,0000	1,0000
2005-2011	0,0732	0,3798	0,4815	0,4885
2012-2018	0,2370	0,5898	0,6141	0,6542
2005-2018	0,1442	0,4275	0,5556	0,6739

El análisis de la autocorrelación en la serie con el estadístico de Box-Ljung (Ljung y Box, 1978) indica (tabla 3.2) que no se produce este fenómeno de manera sistemática y que en una hipotética generación muestral de los datos de la serie temporal las autocorrelaciones, distintas de cero, no resultan estadísticamente significativas para un nivel $\alpha = 0,05$, pudiéndose aceptar la hipótesis de independencia de las observaciones (de los distintos datos anuales de la serie). Lo cual también interesa a los efectos de interpretar los datos en términos de dependencia interanual, pues refuerza la suposición de que los datos de la serie no son interdependientes y revelan un patrón aleatorio.

Tabla 3.2 Análisis de la autocorrelación serial

Autocorrelaciones					
Serie: N° Feminicidios					
Retardo	Autocorrelación	Típ. Error ^a	Estadístico de Box-Ljung		
			Valor	gl	Sig. ^b
1	0,300	0,217	1,912	1	0,167
2	-0,052	0,211	1,972	2	0,373
3	0,173	0,204	2,694	3	0,441
4	0,248	0,197	4,277	4	0,370
5	-0,209	0,190	5,486	5	0,359
6	-0,346	0,183	9,087	6	0,169
7	-0,086	0,175	9,328	7	0,230
8	-0,272	0,167	11,987	8	0,152
9	-0,315	0,158	15,954	9	0,068
10	-0,199	0,149	17,743	10	0,059
11	-0,001	0,139	17,743	11	0,088
12	0,006	0,129	17,745	12	0,124
13	-0,042	0,118	17,870	13	0,163
14	-0,030	0,105	17,951	14	0,209
15	0,088	0,091	18,879	15	0,219
16	0,151	0,075	22,990	16	0,114
a. El proceso subyacente asumido es la independencia (ruido blanco).					
b. Basado en la aproximación Ji cuadrado asintótica.					

Dividiendo la serie en dos tramos, 2001-2004 y 2005-2018, podemos entender la promulgación de la *LIVG* como una “intervención” o “tratamiento”, observando la serie desde la perspectiva de un “diseño cuasiexperimental con serie temporal interrumpida sin grupo de control”, y comparar si las diferencias de las medias de feminicidios en ambos tramos son estadísticamente significativas. La prueba *t* para muestras independientes, con prueba de Levene previa para comprobar si las varianzas de los datos de la serie pre/post intervención son o no iguales (la prueba de igualdad de medias precisa de homocedasticidad o igualdad de varianzas), con la comparación de medias correspondiente, arroja los resultados son los que se muestran en las tablas 3.3 y 3.4.

Tabla 3.3 Estadísticos descriptivos de los dos tramos seriales

Periodos	N	Media	DT	Error típico
2001-2004	4	54,50	14,56	7,28
2005-2018	14	58,64	9,43	2,52

Tabla 3.4 Prueba de Levene y T para igualdad de varianzas y medias de los tramos seriales

Prueba de Levene para la igualdad de varianzas			Prueba T para igualdad de medias				
Supuesto	F	Sig.	t	gl	Sig. (bilateral)	Diferencia medias	Error típ. diferencia
Asumiendo varianzas iguales	3,420	0,083	0,690	16	0,500	4,1429	6,0018
No asumiendo varianzas iguales			0,538	3,751	0,621	4,1429	7,7038

Como vemos, la prueba de Levene indica que no hay diferencias estadísticamente significativas entre las varianzas de ambos periodos y, por consiguiente, sus medias se pueden comparar (a efectos inferenciales aquí no necesarios, aunque esta conclusión estadística resulta también conveniente para el análisis de regresión que asimismo hemos practicado). La comparación de las medias, con el estadístico de contraste t utilizado, señala que la diferencia de las medias en ambos periodos no resulta estadísticamente significativa para el nivel de significación escogido ($\alpha = 0,05$). Semejante resultado se produce también cuando diferenciamos en los datos de la serie los periodos 2001-2004 y 2005-2011 y los periodos 2001-2011 y 2012-2018 (aunque en este último caso la prueba de Levene nos indica heterocedasticidad y hay que llevar a cabo una prueba no paramétrica como la de Mann-Whitney, cuyo resultado [Sig. 0,085] también nos permite retener la hipótesis nula de que la distribución de la variable es semejante entre los dos periodos en los que se subdivide la serie: Siegel y Castellan, 1998: 157-165; Pardo y San Martín, 2010: 132ss).

En definitiva, la inspección estadística de la serie conformada por el número de mujeres muertas por “violencia de género” o feminicidios en el periodo 2001-2018, subdividiéndola en

los tramos temporales 2001-2004 y 2005-2018 (antes y después de la promulgación de la *LIVG*), en la hipótesis de que provinieran de dos muestras poblacionales aleatorias, no permitiría concluir que se ha producido diferencias distintas de las generadas por un patrón aleatorio entre los promedios de muertes antes y después de la vigencia de la citada ley.

4. A modo de conclusión: la inconsistencia estadística de la hipótesis del género en la etiología del feminicidio.

Hemos dedicado el grueso de este trabajo a estudiar los feminicidios en España en el periodo 2001-2018 empleando técnicas analíticas de regresión con series temporales, contextualizándolos previamente en las series cronológicas de homicidios desde 1980 hasta la actualidad. Como resultado de los análisis practicados sobre la serie temporal de feminicidios se ha podido concluir esencialmente que:

- a) El esquema lineal regresivo (con el tiempo como variable criterio estocástica) usado para modelizar la serie cronológica de feminicidios en el periodo 2001-2018 apenas es capaz de explicar estadísticamente un 2% de su variabilidad, mientras que un modelo polinómico de tercer orden alcanza a explicar casi un 55%, lo cual es compatible con un patrón *aleatorio* del fenómeno o, alternativamente, *multicausal* indeterminado.
- b) El troceado de la serie en los tramos 2001-2004, 2005-2011 y 2012-2018 no presenta buenos ajustes según un esquema homogéneo de modelos regresivos (es necesario combinar modelos lineales y polinómicos para obtener ajustes aceptables), lo cual es compatible con un *fenómeno aleatorio* u, opcionalmente, con un modelo multicausal cuyas variables explicativas no están identificadas. El análisis de autocorrelación serial refuerza esta conclusión puesto que no se hallan evidencias que hagan sospechar una interdependencia entre las observaciones (casos) de la serie.
- c) El troceado de la serie de feminicidios en dos tramos, 2001-2004 y 2005-2018, para observar el posible efecto de la Ley 1/2004 (*LIVG*) como variable “tratamiento” (o “intervención”), empleando las técnicas estadísticas oportunas (hipotetizando procedencia muestral de las observaciones) que complementan la inspección visual de la serie, no indica que haya diferencias significativas entre las medias de feminicidios de ambos tramos de la serie, lo cual sugiere que *la ley no tiene efecto apreciable en el fenómeno feminicida* y nos conduce de nuevo al patrón aleatorio (o multicausal indeterminado) en los casos computados del mismo.

El conjunto de resultados estadísticos anteriormente señalados respecto del feminicidio sugiere un fenómeno de etiología compleja y múltiple, con variables intervinientes indefinidas, que no autoriza una explicación monocausal estructural y que más bien remite a conductas individuales que no responden a un patrón motivacional general que se pueda determinar científicamente. No encontramos evidencias estadísticas que posibiliten establecer un factor causal único de los feminicidios como podría ser el “machismo”: los casos registrados de feminicidios en forma de serie temporal remiten a un patrón aleatorio (o tal vez multicausal indeterminado) que no permite asignar una causa general concreta. Posiblemente, el estadísticamente nulo efecto de la *LIVG* sobre la frecuencia registrada de feminicidios reside en que atribuye la causalidad de estos crímenes a un factor que no la posee con carácter general y por ello no tiene efectos estadísticos apreciables.

Estas conclusiones conducen a refutar la “hipótesis del género” como origen y causa de todas las agresiones, y especialmente las letales, a las mujeres en nuestro país por parte de sus victimarios.

La consideración del “machismo” como motor fundamental de los feminicidios, sin distingos circunstanciales, psicológicos, patológicos, de historia de vida, económicos y sociológicos, agrupando indiferenciadamente no sólo a todos los varones sino a todas las estructuras culturales concurrentes de modo intemporal, parece una suposición teórica que no goza del refrendo empírico para sostenerse en términos científicos. De hecho, existe una abundantísima evidencia científica acumulada y disponible que lo cuestiona, tanto en la Criminología (v.g. Cuaresma, 2016; García-Pablos, 2014; Marchiori, 2007) y la Psicopatología de la conducta criminal (v.g. Garrido, 2003; Pozueco, 2014; Redondo, 2008) como en los estudios sobre la violencia intersexual (v.g. Álvarez, 2014; Archer, 2000; Graham-Kevan, 2017; y especialmente el proyecto *PASK*, 2012, con más de 2.000 estudios revisados), y, a la luz de las más recientes investigaciones multidisciplinarias en nuestro país (López-Ossorio et al., 2018; González et al., 2018; cfr. Cantera, 2005), todo parece indicar que un “modelo ecológico” (Heise, 1998), de carácter *multicausal*, tal vez podría proporcionar una mejor aproximación explicativa del fenómeno feminicida.

En conclusión, la evidencia estadística adicional que hemos procurado mostrar en este trabajo obra en dos sentidos diferentes, pero complementarios: por un lado, socava la hipótesis del género, poniendo de manifiesto que su explicación monocausal de los feminicidios es débil e inconsistente y no resiste una prueba de falsación científica basada en el análisis de su

estructura cuantitativa; por otro lado, refuerza la plausibilidad de la hipótesis ecológica de que la aproximación multifactorial a la violencia feminicida es posiblemente más adecuada para explicar este fenómeno, siendo más realista y probablemente más útil para comprenderlo bien y combatirlo mejor.

Referencias bibliográficas

- Alba, S. (2005). Los juzgados de violencia machista son tribunales de excepción. *El País* (13.12.2005) (en línea). https://elpais.com/diario/2005/10/13/sociedad/1129154409_850215.html
- Álvarez, J. (2014). *500 razones contra un prejuicio. Análisis comparativo de una recopilación de estudios internacionales sobre la violencia en la pareja*. Madrid, España: s.e. (en línea) <http://escorrecto.org/500razones.pdf>
- Archer, J. (2000): Sex differences in aggression between heterosexual partners: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 126 (5), 651-680 (en línea). <https://pdfs.semanticscholar.org/2f5d/c513c9a2355478ef5da991e6e6aced88299c.pdf>
- Boldova, M.A., Rueda, M.A. (2004a). El nuevo tratamiento de la violencia habitual en el ámbito familiar, afectivo o similar, tras las reformas del 2003 del Código Penal español. *Revista de Derecho Penal y Criminología*, 14, 11-57.
- Boldova, M.A., Rueda, M.A. (2004b). La discriminación positiva de la mujer en el ámbito penal. *Aequalitas. Revista Jurídica de Igualdad de Oportunidades entre Hombres y Mujeres*, 15, 65-73 (en línea). <https://www.unizar.es/sites/default/files/institucion/catedras/archivosCatedras/genero/AEQUALITAS/aequalitas15.pdf>
- Cambbell, D.T., Stanley, J. (1973). *Diseños experimentales y cuasi experimentales en la investigación social*, Buenos Aires: Amorrortu.
- Cambell, D.T. (1992). Medición de los efectos de las innovaciones sociales con series temporales. En J.M. Tanur et al. (Eds.). *La Estadística. Una guía de lo desconocido* (pp. 159-171). Madrid: Alianza.
- Campbell, J. C. (1992). "If I can't have you, no one can" Power and control in homicide of female partners. En J. Radford y D.E.H. Russell (Eds.), *Femicide: The Politics of Woman Killing* (pp. 99-113). New York (NY): Twayne Publishers.
- Cantera, L.M. (2005). Violencia en la pareja: fenómenos, procesos y teorías. En T. Sánchez (Coord.), *Maltrato de género, infantil y de ancianos* (pp. 55-94). Salamanca: Publicaciones Universidad Pontificia de Salamanca.
- Chatfield, C. (2004). *The analysis of time series. An introduction* (6ª ed.). London: Chapman and Hall.
- Consejo General del Poder Judicial (2016). *Análisis de las sentencias dictadas en el año 2016, relativas a homicidios y/o asesinatos entre los miembros de la pareja o expareja y de menores a manos de sus progenitores* (en línea). <http://www.poderjudicial.es/cgpi/es/Temas/Estadistica-Judicial/Estadistica-por-temas/Datos-penales--civiles-y-laborales/Violencia-domestica-y-Violencia-de-genero/Victimimas-mortales-de-violencia-de-genero-y-violencia-domestica-en-ambito-de-la-pareja-o-ex-pareja/>

Consejo General del Poder Judicial (2018): *Informes de víctimas mortales de violencia de género y violencia doméstica en ámbito de pareja o ex-pareja* (en línea). <http://www.poderjudicial.es/cgpj/es/Temas/Estadistica-Judicial/Estadistica-por-temas/Datos-penales--civiles-y-laborales/Violencia-domestica-y-Violencia-de-genero/Victimas-mortales-de-violencia-de-genero-y-violencia-domestica-en-ambito-de-la-pareja-o-ex-pareja/>

Cuaresma, D. (2016): *Carreras criminales y principales factores de riesgo en criminales violentos* (Tesis Doctoral). Barcelona: Universidad de Barcelona (en línea). https://www.tesisenred.net/bitstream/handle/10803/525863/DCM_TESIS.pdf?sequence=1&isAllowed=y

Dobash, R. E., Dobash, R. P. (2015). *When men murder women*. New York (NY): Oxford University Press.

EUROSTAT (2018). *Intentional homicide victims by victim-offender relationship and sex – number and rate for the relevant sex group* (en línea). http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=crim_hom_vrel&lang=en

García-Pablos, A. (2014). *Tratado de Criminología*. Valencia: Tirant lo Blanch.

Garrido, V. (2003). *Psicópatas y otros delincuentes violentos*. Valencia: Tirant lo Blanch.

González, J. L., Garrido, M. J., López-Ossorio, J. J., Muñoz, J. M., Arribas, A., Carbajosa, P., Ballano, E. (2018). Revisión pormenorizada de homicidios de mujeres en las relaciones de pareja en España. *Anuario de Psicología Jurídica*, 28, 28-38. doi.org/10.5093/apj2018a2

González, M., Del Puerto, I.M. (2009). *Series temporales*. Colección Manuales UEX. Nº 60. Cáceres: Universidad de Extremadura.

Graham-Kevan, N. (2017). The gendered perspective of domestic (intimate partner) violence: a review of the evidence. *Euromind. Humanism and Science at the Core of European Parliament* (en línea). <http://euromind.global/en/nicola-graham-kevan/?lang=en>

Heise, L.L. (1998). Violence against women: An integrated, ecological framework. *Violence Against Women*, 4(3), 262-290. doi: 10.1177/1077801298004003002.

Huerta, S. (2008). El principio de igualdad en el Derecho Penal. En F. Valbuena, E. Gómez (Coords.), *Igualdad de género: una visión jurídica plural* (pp. 155-174). Burgos: Universidad de Burgos.

Hyde, J.S. (1995). *Psicología de la mujer. La otra mitad de la experiencia humana*. Madrid: Morata.

INE (2017). *Defunciones según casusa de muerte. Defunciones por causas por sexo* (en línea). <http://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=14819&L=0>

Johnson, H., Eriksson, L., Mazerolle, P., Wortley, R. (2017). Intimate feminicide: The role of coercitive control. *Feminist Criminology*, 7, 1-21. doi.org/10.1177/1557085117701574

Kelly, L. (1988). *Surviving sexual violence*. Cambridge (UK): Polity Press.

La Vanguardia (15.06.2008). El Constitucional avala dividido la ley de violencia de género. *La Vanguardia* (en línea). <https://www.lavanguardia.com/vida/20080514/53462896214/el-constitucional-avala-dividido-la-ley-de-violencia-de-genero.html>

Lascuraín, J.A. (2013). ¿Son discriminatorios los tipos penales de violencia de género?. *Revista Española de Derecho Constitucional*, 99, 329-370.

Laurenzo, P. (2012). Apuntes sobre el feminicidio. *Revista de Derecho Penal y Criminología*, 8, 119-143.

- Ljung, G.M., Box, G.E.P. (1978). On a measure of a lack of fit in time series models». *Biometrika*, 65(2), 297-303. doi.org/10.1093/biomet/65.2.297.
- López-Ossorio, J.J., Carbajosa, P., Cerezo, A.I., González, J.L., Loinaz, I., Muñoz, J.M. (2018). Taxonomía de los homicidios de mujeres en las relaciones de pareja. *Psychosocial Intervention*, 27, 95-104. doi.org/10.5093/pi2018a11
- Marchiori, H. *Psicología Criminal*. Porrúa: México, DF, 12ª ed.
- Martín Diz, F. (2018). Presunción de inocencia en procesos penales por violencia de género. *Ius et Praxis*, 24(3) 19-66. DOI: 10.4067/S0718-00122018000300019.
- MC Cleary, R., Hay, R.A. (1980). *Applied time series analysis for the social sciences*. Beverly Hills (CAL.): Sage.
- Pardo, A., San Martín, R. (2010). *Análisis de datos en ciencias sociales y de la salud II*. Madrid: Síntesis.
- PASK Project (2012). *Partner Abuse State of Knowledge* (en línea). <https://domesticviolenceresearch.org/>
- Pérez, M. (2016). Algunas claves del tratamiento penal de la violencia de género: acción y reacción. *Revista Jurídica de la Universidad Autónoma de Madrid*, 34, 17-65.
- Pozueco, J.M. (2014). *Tratado de psicopatología criminal, psicología jurídica y psiquiatría forense*, Madrid: Ed. EOS. (2 vols.).
- Redondo, S. (2008). *Manual para el tratamiento psicológico de los delincuentes*. Madrid: Pirámide.
- Rodríguez, C. (2000). *Análisis de series temporales*. Madrid: La Muralla-Hespérides.
- Siegel, S., Castellan, N.J. (1998). *Estadística no paramétrica aplicada a las ciencias de la conducta* (4ª ed.). México, DF: Trillas.
- Tobeña, A. (2001). *Anatomía de la agresividad humana*. Barcelona: Galaxia Gutenberg.
- Toldos, M.P. (2013). *Hombres víctimas y mujeres agresoras. La cara oculta de la violencia entre sexos*. Alcoy: Editorial Cántico.
- Toledo, P. (2009). *Feminicidio*. México, DF: OACNUDH.
- Uriel, E. (1985). *Análisis de series temporales. Modelos ARIMA*. Madrid: Paraninfo.
- Uriel, E. (1995). *Análisis de datos. Series temporales y análisis multivariante*. Madrid: AC.
- Vallejo, G. (1996). *Diseño de series temporales interrumpidas*. Barcelona: Ariel.
- Vigen, T. (2015). *Spurious correlations*. New York (NY): Hachette Books.
- Villacampa, C. (2018). Pacto de Estado en materia de violencia de género. ¿Más de lo mismo?. *Revista Electrónica de Ciencia Penal y Criminología*, 20-04 (en línea). <http://criminet.ugr.es/recpc/20/recpc20-04.pdf>
- Walker, L. (2012). *El síndrome de la mujer maltratada*. Bilbao: Desclée De Brouwer.