CC BY

ESTUDIOS

Estudios sobre el **Mensaje Periodístico**
ISSN-e: 1988-2696

EDICIONES COMPLUTENSE

https://dx.doi.org/10.5209/esmp.85070

Prohibir los bulos en las emergencias sanitarias. Predictores de la opinión sobre el control de la información en España[1]

David García-Marín[2]

Recibido: 8 de diciembre de 2022 / Aceptado: 24 de enero de 2023

Resumen. Se presenta un estudio sobre los factores sociodemográficos, ideológicos y partidistas que predicen la opinión de la ciudadanía sobre el control gubernamental de la información en contexto de emergencia sanitaria en España. Se utilizaron los datos del estudio del Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS) de abril de 2020, que incluyó una controvertida pregunta sobre la prohibición de los bulos durante la pandemia. Se realizaron estudios correlacionales, análisis factorial y regresiones lineales y logísticas. Aunque los sesgos ideológicos son un fuerte predictor de la opinión sobre el control informativo, la afiliación partidista y ciertos factores sociodemográficos como el nivel de estudios y la edad tienen mayor influencia en el posicionamiento sobre la medida prohibicionista. Votar por los partidos que forman el Gobierno aumenta un 40% la probabilidad de apoyar la restricción. Tener estudios superiores prácticamente duplica la probabilidad de manifestar una actitud contraria a la eliminación de las noticias falsas.
Palabras clave: control informativo; desinformación; pandemia; sesgos ideológicos; sesgos partidistas.

[en] Banning fake news in health emergencies. Predictors of opinion on the control of information in Spain

Abstract. The aim of this paper is to analyze the sociodemographic, ideological and partisan factors that predict citizens' opinion about government control of information in the context of a health emergency in Spain. Data from the April 2020 CIS survey were used. This poll included a controversial question on the banning of fake news during the pandemic. Correlational studies, factorial analysis, linear and logistic regression studies were performed. Although ideological biases are a strong predictor of opinion on information control, partisan affiliation and certain sociodemographic factors such as educational level and age have greater influence on opinion about the prohibition. Voting for the parties that constitute the government increases the probability of supporting the restriction by 40%. Having a higher education practically doubles the probability of expressing an attitude against the suppression of fake news.
Keywords: information control; disinformation; pandemic; ideological bias; partisan bias.

Sumario: 1. Introducción y revisión de la literatura. 1.1. Contexto de la investigación. 1.2. La prohibición de las noticias falsas. 1.3. Sesgos ideológicos y formación de la opinión. 2. Objetivos y método. 3. Resultados. 3.1. Percepción sobre la situación de emergencia. Análisis factorial. 3.2. Factores asociados con la actitud prohibicionista de la desinformación. 3.2.1. Estudio correlacional. 3.2.2. Análisis de factores predictivos. 4. Conclusiones y discusión. 5. Referencias bibliográficas

Cómo citar: García-Marín, D. (2023). Prohibir los bulos en las emergencias sanitarias. Predictores de la opinión sobre el control de la información en España. *Estudios sobre el Mensaje Periodístico* 29 (2), 287-300. https://dx.doi.org/10.5209/esmp.85070

1. Introducción y revisión de la literatura

1.1. Contexto de la investigación

En febrero de 2020, la Organización Mundial de la Salud determinó que la lucha contra la pandemia por COVID-19 debía extenderse al campo de la comunicación y, por tanto, centrarse en combatir la distribución de informaciones falsas, engañosas y carentes de fundamento sobre la crisis sanitaria, poniendo así el foco en la infodemia derivada de la situación de emergencia. El término infodemia se entiende como la creación y propagación masiva de información, tanto verídica como falsa, que es amplificada por un elevado volumen de usuarios gracias a las plataformas digitales y que tiene posibilidad de impactar de forma desproporcionada en la economía y los sistemas democráticos de los países. En el marco de la crisis por COVID-19, el término designaba los posibles peligros que las noticias falsas y los bulos vinculados a la enfermedad podrían conllevar durante la gestión de la crisis sanitaria (García-Marín, 2020).

Efectivamente, la distribución de contenidos desinformativos en un contexto de pandemia, que en el

[1] Investigación financiada por el Proyecto Internética. Proyecto I+D+i subvencionado por el MCINN (PID 2019-104689RB-100). Fecha de inicio: 1 de junio 2020. Fecha de fin: 1 de junio 2023.
[2] Universidad Rey Juan Carlos (España).
E-mail: david.garciam@urjc.es

caso del COVID-19 experimentaron un nivel de difusión nunca visto hasta entonces (Kouzy et al., 2020), puede ocasionar graves consecuencias (Cinelli et al., 2020), ya que en la gestión de una crisis de esta magnitud resulta esencial que el ciudadano obtenga información verídica para evitar la expansión de la enfermedad y lograr una acción coordinada y eficiente tanto a nivel individual como colectivo (Kim et al., 2020; Leitner, 2020), así como una respuesta responsable por parte de la ciudadanía (Bakir, 2010). La circulación de bulos, información falsa, engañosa y errónea durante la emergencia sanitaria, concentrada sobre todo en las primeras semanas de la crisis (García-Marín y Merino-Ortego, 2022), ha sido analizada en el contexto español por, entre otros, Noain-Sánchez (2021), Salaverría et al. (2020), García-Marín (2020) y Sánchez-Duarte y Magallón-Rosa (2020).

En este punto, es necesario precisar el concepto de bulo. En la literatura científica encontramos diferentes aproximaciones a este término, caracterizado por presentar una definición ciertamente difusa. Aparici et al. (2019, p. 3) lo definen como un mensaje falso "fabricado en las redes por usuarios y/o colectivos a fin de crear un determinado estado de opinión". Esta aproximación parece no ser exhaustiva dado que detrás de la producción de un bulo puede existir también una motivación de tipo económico. En esta línea, Salaverría et al. (2020, p. 4) enmarcan el concepto en "todos aquellos contenidos falsos que alcanzan difusión pública, fabricados intencionadamente por múltiples motivos, que pueden ir desde la simple broma o parodia, hasta la controversia ideológica, pasando por el fraude económico". Por su parte, Elías (2021) diferencia el bulo de la mentira porque el primero consiste en una información falsa con forma de noticia que tiene intención de engañar.

En este contexto de infodemia, el Centro de Investigaciones Sociológicas (en adelante, CIS) realizó su Barómetro correspondiente al mes de abril de 2020 (estudio Nº. 3279) en el que incluyó una polémica pregunta sobre la opinión acerca de la prohibición de los bulos y la restricción informativa en situaciones de emergencia. En concreto, la pregunta (número 6 del cuestionario) adoptó la siguiente fórmula: "¿Cree usted que en estos momentos habría que prohibir la difusión de bulos e informaciones engañosas y poco fundamentadas por las redes y los medios de comunicación social, remitiendo toda la información sobre la pandemia a fuentes oficiales, o cree que hay que mantener libertad total para la difusión de noticias e informaciones?" Las opciones de respuesta fueron: (1) cree que habría que restringir y controlar las informaciones, estableciendo sólo una fuente oficial de información, (2) cree que no debe restringirse ni prohibirse ningún tipo de información, (3) no sabe, duda y (4) N.C. Tanto el fondo de la cuestión como su formulación generaron una amplia contestación desde el ámbito político, mediático y académico (Seijas, 2020; Martínez-Sánchez, 2022) por "constatarse en ella serios defectos de construcción lógica que parecen orientados a provocar una determinada respuesta en los encuestados" (González-Requena, 2020, p. 205) a fin de legitimar un hipotético tipo de censura y la limitación de la libertad de expresión. Los resultados de la pregunta fueron ciertamente llamativos, ya que el 66,7% de los encuestados se mostraron de acuerdo con la restricción informativa. Dejando al margen la elaboración de la pregunta, el objetivo central de este trabajo es determinar los factores sociales, demográficos e ideológicos que pudieron provocar este resultado, así como establecer asociaciones entre la percepción de la situación de emergencia y la opinión sobre la prohibición de los bulos.

Para ello, se analizaron en profundidad los datos de la encuesta del CIS anteriormente mencionada. El estudio de fuentes de datos secundarios procedentes de este centro demoscópico es una práctica habitual en el campo de la investigación sociológica y resulta de gran interés cuando esta institución pregunta a los ciudadanos sobre cuestiones relativas a la información y los medios de comunicación. Además, el contexto de pandemia y confinamiento donde se realizó la encuesta podría ser difícilmente repetible, por lo que conviene explotar al máximo los resultados obtenidos en esa situación de emergencia tan sumamente especial, lo que justifica trabajos como el presente. El trabajo complementa, amplía y profundiza los datos obtenidos por el estudio de la entidad demoscópica y ofrece, por tanto, resultados con el mismo alcance que los derivados del estudio original.

En esta línea, este artículo proporciona información valiosa sobre los factores sociodemográficos correlacionales y predictivos que se vinculan con la opinión favorable (y, por tanto, también la contraria) al control gubernamental de la información en tiempos de crisis a fin de determinar no solo los perfiles poblacionales que se alinean con este tipo de medidas sino también la influencia del posicionamiento ideológico y partidista ante una medida –la regulación informativa– que ha sido ampliamente discutida. En este sentido, no son pocas las voces que la relacionan con una hipotética limitación de la libertad de expresión de la ciudadanía.

1.2. La prohibición de las noticias falsas

De entre todas las posibles soluciones que se han implementado para la contención de la desinformación, la vía prohibicionista constituye, sin duda, la más controvertida. A pesar de ello, ha sido una medida adoptada en países de diferentes contextos geográficos y culturales. En Francia, tras una campaña electoral en 2017 plagada de bulos, el presidente Emmanuel Macron anunció que tomaría medidas para combatir las *fake news*. En este país, la legislación "otorga a las autoridades el poder de eliminar contenido falso difundido a través de las redes sociales e incluso bloquear los sitios que lo publican" (Magallón-Rosa et al., 2022, p. 121). En Alemania, en enero de 2018 entró en vigor una ley que

obliga a las plataformas digitales a eliminar el discurso de odio en un plazo de 24 horas, bajo sanciones que pueden alcanzar los 50 millones de euros. En Sudamérica, el Gobierno brasileño ha propuesto un total de 20 proyectos legislativos para perseguir la producción y diseminación de noticias falsas (Grigori, 2018). En el contexto asiático, destaca la media impuesta en Malasia, donde una polémica ley contra la desinformación, aprobada en primavera de 2018, penalizaba a los creadores de contenidos desinformativos con hasta seis años de prisión. En África, la legislación en Kenia permite el encarcelamiento de hasta dos años de aquellos que emitan información falsa, a la vez que otros países como Uganda o Tanzania han optado por el férreo control informativo para combatir el desafío de la desinformación (Farkas y Schou, 2020).

En este marco, nuestro estudio se ubica en el ámbito de la percepción de la ciudadanía sobre la gestión y el control de la información por parte de las instituciones gubernamentales. Trabajos anteriores han detectado un perfil poblacional marcadamente crítico con el tratamiento de la información desde la institución periodística. Autores como Mulder (1981), Robinson y Kohut (1988), Eveland y Shah (2003) y Tsfati y Ariely (2013) concluyen que los hombres, aquellos que han alcanzado un mayor nivel formativo, los individuos de mayor edad y los de mayor poder adquisitivo presentan una mayor actitud crítica hacia la información provista desde los medios de comunicación. Podría afirmarse que este mismo perfil demográfico contestatario hacia el tratamiento de la información que ofrecen los medios es coincidente con el perfil crítico hacia la gestión y el control de la información en caso de realizarse desde instituciones gubernamentales, tal como confirman los resultados del estudio de Valera-Ordaz y Doménech-Beltrán (2020) efectuado sobre la misma encuesta del CIS en la que se basa nuestro trabajo. Este estudio afirma que los hombres situados en un rango de 46 a 55 años, con estudios superiores y de clase social alta mostraron mayor oposición a la medida prohibicionista planteada en la pregunta sobre la restricción de la información en contexto de pandemia. Nuestra investigación pretende indagar en esta cuestión ampliando y complementando el trabajo de Valera-Ordaz y Doménech-Beltrán (2020) mediante el análisis estadístico de la capacidad predictiva que tienen estos factores sociodemográficos en la respuesta a la pregunta analizada.

Al margen de las características sociodemográficas, la respuesta a la cuestión del CIS también podría estar condicionada por la percepción sobre la situación de pandemia, el grado de preocupación de la población, la confianza en las instituciones para abordarla o la valoración sobre la adaptación personal al contexto de emergencia sanitaria. Por ejemplo, podría decirse que aquellos con mayor grado de preocupación sobre la situación apoyarían la medida prohibicionista con mayor intensidad. A esta cuestión también pretende dar respuesta el presente trabajo.

1.3. Sesgos ideológicos y formación de la opinión

Sin embargo, los sesgos ideológicos y partidistas de los individuos podrían tener una influencia aún mayor en la opinión hacia el control gubernamental de la información, tal como sugiere el estudio de Valera-Ordaz y Doménech-Beltrán (2020). Estos sesgos de tipo ideológico conforman un subtipo de los condicionantes psicológicos que interfieren en la percepción de la veracidad de la información.

Los sesgos psicológicos constituyen uno de los factores esenciales que explican el fenómeno de la desinformación. Situamos uno de sus antecedentes más relevantes en 1957, cuando el psicólogo social Leon Festinger enuncia su teoría de la disonancia cognitiva, que explica la tendencia del ser humano a adoptar comportamientos y actitudes en función de sus creencias, a la vez que se muestra incómodo cuando estos tres aspectos –creencias, actitudes y comportamientos– no se establecen en la misma dirección (Aparici y García-Marín, 2019).

En realidad, estas teorías de los sesgos cognitivos parten de la asunción de una cierta limitación del cerebro humano o pereza cognitiva que le lleva a tomar atajos en el procesamiento de la información. En este sentido, la facilidad de comprensión de un mensaje es un activador de su credibilidad, independiente de su veracidad. "Numerosos estudios han comprobado que las evaluaciones de veracidad de las historias son mejores si lo narrado es fácil de procesar cognitivamente, es decir si nuestro cerebro no tiene que realizar grandes esfuerzos para comprenderlo" (García-Marín, 2021, p. 116). Por este motivo, se tiende a considerar como creíbles aquellas informaciones que resultan familiares, coherentes, fáciles de comprender o alineadas con las experiencias previas y la ideología del sujeto.

Estos condicionantes del cerebro explican el conocido como sesgo de confirmación, que es la tendencia a seleccionar información de manera que satisfaga las expectativas y refuerce las opiniones previas (Zollo et al., 2015). Para McIntyre (2018), el sesgo de confirmación es la tendencia a dar más peso en la representación de la realidad a aquellas informaciones que confirman nuestras visiones preexistentes. Este sesgo tiene una base biológica, ya que "leer o escuchar algo que confirma nuestra creencia previa, nos causa placer; pero cuando se la refuta, nos produce dolor y se ha evidenciado que en ese proceso se activan zonas cerebrales que también lo hacen con el dolor" (Elías, 2021, p. 45).

Sin embargo, en numerosas ocasiones la realidad contradice estos sesgos cognitivos. Nuestra ideología o experiencias previas pueden verse golpeadas por los hechos o eventos que suceden, produciéndose una contradicción entre lo que el sujeto piensa y la realidad. Cuando esto ocurre, determinados individuos activan el conocido como razonamiento motivado o la actitud por la que buscan explicaciones alternativas y artificiales que sirvan para comprender una realidad que contradice las opiniones previas (McIn-

tyre, 2018). En otras palabras, se construye una visión personal y manipulada de la realidad que haga compatible los hechos con los sesgos individuales.

Una variante de estos procesos psicológicos son los sesgos políticos que determinan una constante opinión favorable hacia los miembros del grupo de pertenencia y una visión negativa sobre aquellos que forman parte de grupos diferentes al propio. En la misma línea, los sesgos partidistas consisten en una desviación cognitiva que favorece la percepción hacia el grupo de referencia –en este caso, el partido político– al que el sujeto pertenece o con el que se vincula ideológicamente (Nyhan y Reifler, 2010). La activación de estos sesgos se explica porque "el individuo solo se siente seguro en su grupo –tribu– si sus ideas coinciden con la identidad grupal" (Elías, 2021, p. 50).

La relación entre formación de opinión y sesgos ideológicos y partidistas es una cuestión ampliamente analizada en la literatura científica. Este sesgo intergrupal se manifiesta de forma sobresaliente en grupos basados en cuestiones morales definidos por sus creencias compartidas (Parker y Janoff-Bulman, 2013; Weisel y Böhm, 2015). Numerosos trabajos publicados evidencian que el establecimiento de estos sesgos se basa más en la simpatía y cercanía hacia los miembros del grupo propio que en el odio hacia los grupos opuestos (Weisel y Böhm, 2015; Yamagishi y Mifune, 2009; Halevy et al., 2008). Estos sesgos operan de forma relevante cuando se trata de juzgar cuestiones ideológicas. Estudios como los de Huber y Malhotra (2017), Rand et al. (2009) y Rogowski y Sutherland (2016) han mostrado que los individuos con ideales tanto conservadores como progresistas tienden a percibir de forma más favorable a los sujetos con los que se alinean ideológicamente. El estudio de Cohen (2003) evidencia que los progresistas están más dispuestos a aceptar políticas conservadoras si son propuestas por políticos progresistas. Las aproximaciones cuasiexperimentales de Kahan et al. (2012) mostraron que la percepción sobre las protestas ciudadanas varía en función del ideario del sujeto.

La constitución de la opinión se establece también a partir de claves partidistas. Los individuos tienden a evaluar las evidencias de forma más positiva cuando proceden de políticos situados no solo en la misma línea ideológica sino también en el mismo partido (Bolsen et al., 2014; Goren et al., 2009; Leeper y Slothuus, 2014). La valoración de la información y la formación de juicios de valor a partir de sesgos partidistas se establece también en el campo jurídico (Sood y Darley, 2012), aspecto sobre el que existe un cierto consenso en la literatura científica (Kantorowicz-Reznichenko et al., 2022). Cope y Crabtree (2020) demostraron que las actitudes hacia la implementación de derechos humanos internacionales estaban guiadas por la afiliación política. El trabajo de Sulitzeanu-Kenan et al. (2016) evidenció que las preferencias partidistas influyen de forma significativa en la opinión sobre cuestiones legales, misma conclusión que obtuvieron Furgeson et al. (2008) a la hora de determinar la constitucionalidad de una ley.

Con estos mimbres teóricos, este trabajo se suma a la literatura científica y empírica sobre los factores que modulan la formación de opiniones sobre asuntos controvertidos como es la prohibición gubernamental de la desinformación en contexto de emergencia sanitaria.

2. Objetivos y método

De forma más concreta, este trabajo plantea las siguientes preguntas de investigación:

- P1. ¿Qué influencia tiene la percepción sobre la situación de emergencia sanitaria sobre el control gubernamental de la información en estas circunstancias?
- P2. ¿Qué factores sociodemográficos e ideológicos se asocian y predicen la opinión favorable hacia el control informativo por parte del Gobierno en situaciones de este tipo?

En conexión con estas cuestiones, se proponen los siguientes objetivos:

- O1. Analizar cómo influye la percepción sobre la situación de emergencia sanitaria en la opinión acerca del control de la información en ese contexto.
- O2. Conocer los factores sociodemográficos, ideológicos y partidistas asociados a la opinión favorable sobre el control informativo.
- O3. Determinar los factores sociodemográficos, ideológicos y partidistas que predicen una actitud favorable hacia el control informativo.

Para ello, se analizaron los resultados de la pregunta anteriormente mencionada del Barómetro del CIS de abril de 2020 (estudio N.º 3279) mediante pruebas de estadística inferencial y predictiva. La encuesta, de ámbito nacional y realizada telefónicamente, contó con una muestra de 3000 personas de ambos sexos mayores de 18 años. Los puntos de muestreo fueron 1083 municipios y 50 provincias mediante selección aleatoria de teléfonos fijos (58,1%) y móviles (41,9%). En el muestreo de los sujetos encuestados se aplicaron cuotas de sexo y edad. El nivel de confianza del cuestionario es del 95,5% con una estimación de error real de ±1,8%. La recogida de datos tuvo lugar del 30 marzo al 7 de abril de 2020, coincidiendo con el periodo de confinamiento por COVID-19 en España. Dada la situación de emergencia, el CIS tuvo que recurrir a una empresa especializada, que aplicó el sistema CATI con grabación y gestión automática de llamadas, escucha y monitorización del trabajo. El cuestionario completo, la codificación de las variables y la ficha técnica del estudio están disponibles en: https://bit.ly/3F7ph53.

En conexión con nuestros objetivos, se seleccionaron tres tipos de variables independientes explicativas incluidas en el estudio del CIS: (a) sociodemográficas,

(b) ideológicas y partidistas y (c) relacionadas con la percepción sobre la pandemia. Estas últimas se extrajeron de la encuesta analizada a través de un proceso de reducción de datos mediante análisis factorial de componentes principales (ACP) con rotación varimax (ver procedimiento y resultados en el apartado 3.1.). De este análisis se obtuvieron cuatro nuevas variables: (1) confianza en las medidas del Gobierno para luchar contra la pandemia, (2) preocupación ante la situación de crisis sanitaria, (3) grado de optimismo en la lucha contra el COVID-19 y (4) valoración de la situación económica personal en el contexto de la pandemia. Estas nuevas variables se añadieron al resto de variables explicativas para la ejecución de los cálculos estadísticos. La opinión de los ciudadanos sobre la prohibición de los bulos y la restricción de la información en tiempo de pandemia (la pregunta 6 del estudio del CIS) fue la variable dependiente del trabajo. La Tabla 1 recoge la denominación de todas las variables incorporadas a la investigación, sus categorías de respuesta en el estudio del CIS y su tratamiento para ser incluidas en nuestro trabajo.

Tabla 1. Variables del estudio

Nombre	Categorías de respuesta	Recodificación para el estudio
Variables independientes		
Variables sociodemográficas		
Tamaño municipio	1. Menos o igual a 2.000 habitantes 2. 2.001 a 10.000 habitantes 3. 10.001 a 50.000 habitantes 4. 50.001 a 100.000 habitantes 5. 100.001 a 400.000 habitantes 6. 400.001 a 1.000.000 habitantes 7. Más de 1.000.000 habitantes	Se dicotomizó para la regresión logística (ver apartado 3.2.2.)
Sexo	1. Hombre 2. Mujer	Se cambió el orden para el estudio de regresión logística (ver apartado 3.2.2.)
Edad	Respuesta espontánea	Se dicotomizó para la regresión logística (ver apartado 3.2.2.)
Nivel de estudios	1. Sin estudios 2. Primaria 3. Secundaria 1a etapa 4. Secundaria 2a etapa 5. F.P. 6. Superiores 7. Otros 8. N.C.	Se dicotomizó para la regresión logística (ver apartado 3.2.2.)
Religiosidad	1. Católico/a practicante 2. Católico/a no practicante 3. Creyente de otra religión 4. Agnóstico/a 5. Indiferente, no creyente 6. Ateo/a 7. N.C.	Creyente: 0 No creyente: 1
Situación laboral	1. Trabaja 2. Jubilado/a o pensionista (anteriormente ha trabajado) 3. Pensionista (anteriormente no ha trabajado) 4. En paro y ha trabajado antes 5. En paro y busca su primer empleo 6. Estudiante 7. Trabajo doméstico no remunerado 8. Otra situación 9. N.C.	No trabaja: 0 Trabajador asalariado: 1
Variables ideológicas / partidistas		
Preferir a Sánchez como presidente	Extraída de la P.26: De los/as principales líderes políticos/as, ¿quién preferiría que fuese el/la presidente/a del Gobierno en estos momentos? Respuesta espontánea	Sí: 0 No: 1
Intención de votar a alguno de los partidos que forman el Gobierno	Extraída de la P.27: Suponiendo que mañana se celebrasen nuevamente elecciones generales, es decir, al Parlamento español, ¿a qué partido votaría? Respuesta espontánea	Sí: 0 No: 1

Nombre	Categorías de respuesta	Recodificación para el estudio
Autoubicación ideológica	Escala del 1 al 10, en la que 1 significa "lo más a la izquierda" y 10 "lo más a la derecha"	Se dicotomizó para la regresión logística (ver apartado 3.2.2.)
Variables sobre percepciones hacia la pandemia		
Confianza Gobierno lucha COVID-19	Extraídas con el análisis factorial (ver apartado 3.1.)	
Preocupación ante la situación		
Optimismo en la lucha contra el COVID-19		
Valoración situación económica personal		
Variable dependiente		
Opinión sobre la prohibición de la difusión de bulos y noticias falsas (P.6 del estudio del CIS)	1. Cree que habría que restringir y controlar las informaciones, estableciendo sólo una fuente oficial de información 2. Cree que no debe restringirse ni prohibirse ningún tipo de información 3. No lo sabe, duda 4. N.C.	Se dicotomizó para la regresión logística (ver apartado 3.2.2.)

Fuente: elaboración propia a partir de los datos del CIS (Barómetro de abril de 2020, N.º 3279).

En función de los objetivos propuestos, se realizaron varias pruebas estadísticas de tipo inferencial y predictivo (Tabla 2). Para conocer cómo influye la percepción sobre la situación de emergencia en la opinión acerca del control informativo, se llevó a cabo un análisis factorial, un estudio correlacional bivariado y pruebas de regresión lineal múltiple. Para determinar las asociaciones entre las variables sociodemográficas, ideológicas y partidistas con la opinión sobre las restricciones de información, se realizó un estudio correlacional bivariado. Para el estudio de factores predictivos de la opinión sobre la restricción de la información, se realizaron pruebas de regresión lineal múltiple y regresión logística binaria. A fin de ejecutar esta última prueba, se convirtieron todas las variables en dicotómicas, tal como se explica en el apartado 3.2.2. El tratamiento estadístico de los datos se realizó con el software SPSS v.27.

Tabla 2. Relación de objetivos, análisis estadísticos y variables

Objetivo	Tipos de análisis	Variables independientes
O1. Analizar cómo influye la percepción sobre la situación de emergencia en la opinión sobre el control de la información.	Análisis factorial de componentes principales con rotación varimax Estudio correlacional bivariado Regresión lineal múltiple	Confianza en el Gobierno para luchar contra el COVID-19* Preocupación ante la situación* Optimismo en la lucha global contra el COVID-19* Valoración de la situación económica personal*
O2. Conocer los factores sociodemográficos e ideológicos asociados a la opinión favorable sobre el control informativo.	Estudio correlacional bivariado	Edad Sexo Tamaño municipio Autoubicación ideológica Nivel de estudios Religiosidad Situación laboral Preferencia Sánchez como presidente Intención voto partidos coalición
O3. Determinar los factores sociodemográficos e ideológicos que predicen una actitud favorable hacia el control informativo.	Regresión lineal múltiple Regresión logística binaria	Edad Sexo Tamaño municipio Autoubicación ideológica Nivel de estudios Religiosidad Situación laboral Preferencia Sánchez como presidente Intención voto partidos coalición

*Variable extraída del análisis factorial.

3. Resultados

3.1. Percepción sobre la situación de emergencia. Análisis factorial

Para la extracción de las diferentes dimensiones englobadas en la opinión sobre la situación de emergencia sanitaria, se realizó un análisis factorial de componentes principales tomando todas las preguntas del cuestionario relacionadas con la percepción sobre la pandemia, los abordajes empleados para combatirla y sus posibles consecuencias. Los ítems incluidos en el análisis factorial fueron los siguientes (entre paréntesis, el número de pregunta en el cuestionario del CIS analizado):

- Grado de preocupación ante la situación del coronavirus COVID-19 (P.1).
- Valoración de la necesidad de las medidas adoptadas en España ante el COVID-19 (P.3).
- Grado de confianza en la política del Gobierno central para luchar contra el COVID-19 (P.7).
- Grado de optimismo frente a la batalla contra el COVID-19 (P.9).
- Valoración de la adaptación personal al enclaustramiento debido al COVID-19 (P.10). Este ítem fue eliminado en el análisis final.
- Valoración de la lucha contra el COVID-19 si el Gobierno central lo presidiera Pablo Casado en lugar de Pedro Sánchez (P.12)
- Valoración de la gravedad de las consecuencias económicas y laborales de la crisis del COVID-19 (P.15). Este ítem fue eliminado en el análisis final.
- Valoración de la situación económica personal actual (P.19).

El primer análisis incluyó todos los ítems, pero no logró explicar un porcentaje elevado de la varianza del modelo. Se detectaron dos ítems que no conseguían una puntuación suficientemente elevada en ninguno de los componentes, por lo que se decidió suprimirlos. Tras esta labor de depuración, se observó la idoneidad de los resultados a fin de validar el análisis. El test de esfericidad de Barlett resultó estadísticamente significativo ($p<.001$), mientras que el índice KMO presentó un valor de 0,556 que, aunque no resulta elevado, la literatura científica considera aceptable para la ejecución del análisis factorial. El apartado 4 de este trabajo recoge una discusión sobre la validez de este dato.

Como se observa en la Tabla 3, existen cuatro componentes que explican el 78,21% de la varianza del modelo. Estas cuatro dimensiones relacionadas con la percepción de la ciudadanía sobre la situación de emergencia son: (1) confianza en el Gobierno para luchar contra la pandemia (Componente I), (2) preocupación ante la situación de emergencia sanitaria (Componente II), (3) grado de optimismo ante la lucha global contra el COVID-19 (Componente III) y (4) valoración de la situación económica personal durante la emergencia (Componente IV). Como fue explicado en el apartado metodológico, estos componentes se integraron como variables independientes en el estudio correlacional y de factores predictivos junto con las variables sociodemográficas e ideológicas / partidistas.

Tabla 3. Resultados del análisis factorial

Ítem	Peso en el factor*			
	I Confianza en el Gobierno	**II Preocupación**	**III Optimismo**	**IV Valoración economía**
Valoración de la lucha contra el COVID-19 si el Gobierno central lo presidiera Pablo Casado en lugar de Pedro Sánchez	-.884			
Grado de confianza en la política del Gobierno central para luchar contra el COVID-19	.812			
Grado de preocupación ante la situación del coronavirus COVID-19		.762		
Valoración de la necesidad de las medidas adoptadas en España ante el COVID-19		.741		
Grado de optimismo frente a la batalla contra el COVID-19			.953	
Valoración de la situación económica personal actual				.993
% varianza explicada	27,96	19,17	16,90	14,18
% varianza explicada acumulada	27,96	47,13	64,03	78,21

* Los pesos inferiores a 0,4 no se han mostrado.

Fuente: elaboración propia a partir de los datos del CIS (Barómetro de abril de 2020, N.º 3279).

3.2. Factores asociados con la actitud prohibicionista de la desinformación

3.2.1. Estudio correlacional

Una vez extraídas las variables relacionadas con la percepción ciudadana sobre la pandemia e incorporadas al estudio, se procedió al análisis de correlaciones. La Tabla 4 recoge las asociaciones entre las variables incluyendo el coeficiente de correlación de Pearson (r) y el nivel de significación (p).

El factor que correlaciona más intensamente con la actitud prohibicionista de la desinformación en contexto de pandemia es la preferencia de Pedro Sánchez como presidente del Gobierno. Aquellos que apostaban por Sánchez como jefe del Ejecutivo se mostraban más proclives hacia el control informativo.

En el mismo sentido, la confianza en la política del Gobierno para luchar contra la crisis sanitaria es el segundo factor con mejor coeficiente de correlación. A mayor confianza en las medidas gubernamentales, mayor grado de acuerdo con la prohibición de la desinformación.

En tercer lugar, se sitúa la intención de votar a alguno de los dos partidos de la coalición de Gobierno en el momento de la pandemia. Aquellos que manifiestan que votarían al PSOE o Unidas Podemos evidencian una opinión más favorable hacia la restricción informativa.

El nivel de estudios es el cuarto factor con mejor coeficiente de correlación. A mayor nivel formativo, más desfavorable es la opinión hacia la limitación de la información.

Resulta también relevante el grado de asociación entre la ideología del encuestado y su opinión sobre la limitación de información durante la crisis sanitaria. Cuanto más a la derecha se ubica ideológicamente un individuo, más intenso es su desacuerdo con el control informativo.

El sexo de la persona encuestada y el nivel poblacional de su lugar de residencia son dos características sociodemográficas que presentan una elevada correlación con el posicionamiento hacia la prohibición de los bulos en el contexto analizado. Ser mujer y vivir en municipios pequeños son dos factores asociados con la opinión favorable a la restricción informativa.

Aunque de manera menos intensa y con menor grado de significación estadística, una actitud pesimista en la lucha global contra el COVID-19 se vincula con la opinión contraria al control informativo.

Asimismo, ser trabajador asalariado y tener una valoración negativa de la situación económica personal son variables asociadas con la opinión favorable hacia la libertad total de información.

También se observa una correlación positiva entre la edad y la opinión a favor de no controlar la información. A mayor edad, mayor es el grado de acuerdo con la circulación libre de información sin ningún tipo de restricción.

Finalmente, ni el grado de religiosidad ni la preocupación ante la situación de emergencia son variables asociadas estadísticamente con la opinión sobre la prohibición de los bulos y la restricción informativa en situación de pandemia.

Tabla 4. Matriz de correlaciones

Variable independiente	**Correlación con la variable dependiente**	
Factores sociodemográficos / ideológicos	**r**	**p**
Tamaño municipio	.075	<.001
Sexo	-.076	<.001
Edad	.042	.024
Autoubicación ideológica	.084	<.001
Nivel de estudios	.101	<.001
Religiosidad	.024	.198
Situación laboral	.051	.006
Preferencia Sánchez como presidente	.151	<.001
Intención voto partidos Gobierno	.126	<.001
Percepciones vinculadas con la pandemia		
Confianza Gobierno en la lucha contra el COVID-19	.146	<.001
Preocupación ante la situación	.009	.660
Optimismo en la lucha global contra el COVID-19	.057	.004
Valoración de la situación económica personal	-.047	.019

Fuente: elaboración propia a partir de los datos del CIS (Barómetro de abril de 2020, N.º 3279).

3.2.2. Análisis de factores predictivos

Se realizó una prueba de regresión lineal múltiple por pasos para determinar qué variables predicen la opinión sobre la restricción informativa en situación de emergencia. En el cálculo se tuvieron en cuenta solo aquellos factores que, de acuerdo con el estudio correlacional, se asocian estadísticamente con la variable dependiente.

El modelo, que predice la opinión sobre el control informativo en un 5,7%, recoge siete factores que explican la opinión sobre la prohibición de bulos y noticias falsas en el contexto analizado (Tabla 5).

La variable que mejor la predice es la confianza en las medidas gubernamentales contra la crisis sanitaria (ß=.144, p<.001) seguida del nivel de estudios (ß=.108, p<.001) y la edad (ß=.078, p=.002).

El voto a alguno de los partidos de la coalición de Gobierno también es un factor explicativo de la actitud favorable hacia la restricción de la información (ß=.069, p=.010). Asimismo, que el sujeto sea mujer predice esta misma opinión (ß=-.056, p=.020).

Finalmente, el grado de optimismo en la lucha global contra el COVID-19 y el tamaño del hábitat son los factores con menor fuerza explicativa.

A fin de complementar estos datos, se ejecutó una prueba de regresión logística binaria para explicar con mayor precisión la opinión sobre la prohibición de las noticias falsas. Esta variable puede ser fácilmente convertida en dicotómica y codificada como 0 y 1, criterio imprescindible para ejecutar la prueba. De este modo, la variable dependiente quedó recodificada como: 0 = a favor de prohibir los bulos y controlar la información; 1 = en contra.

En este análisis solo se incluyeron las variables independientes de tipo sociodemográfico e ideológico / partidista debido a su sencilla recodificación como variables binarias a fin de facilitar la lectura e interpretación de los datos. A partir de ellas, se crearon las siguientes variables *dummy* (entre paréntesis se muestra su codificación):

1. Tamaño municipio$_{DIC}$ (0 = hasta 100.000 habitantes; 1 = más de 100.000 habitantes).
2. Sexo$_{DIC}$ (0 = mujer; 1 = hombre).
3. Edad$_{DIC}$ (0 = menos de 50 años; 1 = 50 años o más). Para la codificación de esta nueva variable se tomó como punto de corte la edad de 50 años por ser el valor promedio de la muestra (M=50,13).
4. Autoubicación ideológica$_{DIC}$ (0 = centro-izquierda o izquierda, que se corresponde con el rango 1-5 en el cuestionario del CIS; 1 = centro-derecha o derecha, que se corresponde con el rango 6-10).
5. Nivel de estudios$_{DIC}$ (0= no superiores; 1 = superiores, correspondientes con grado o posgrado universitario).
6. Situación laboral (ya estaba recodificada).
7. Preferir a Sánchez como presidente del Gobierno (ya estaba recodificada).
8. Intención de votar a alguno de los partidos de la coalición de Gobierno (ya estaba recodificada).

La prueba ómnibus de coeficientes validó el modelo de regresión logística (p<.001). Como se observa en la Tabla 5, poseer estudios superiores (grado o posgrado universitario) prácticamente duplica la probabilidad de opinar en contra de la prohibición de las noticias falsas [Exp(B)=1.808, p<.001]. Esta opinión es un 25,4% más probable en hombres que en mujeres [Exp(B)=1.254, p=.030].

La intención de voto a los partidos que forman parte del Gobierno incrementa un 40% la probabilidad de tener una opinión favorable hacia el control de la información en contexto de pandemia [Exp(B)=1.400, p=.028].

En la misma línea, tener a Pedro Sánchez como preferencia para presidir el Gobierno aumenta un 38,2% la probabilidad de manifestar una actitud prohibicionista [Exp(B)=1.382, p=.028].

La opinión contraria a la restricción de la información es un 35,6% más probable en los mayores de 50 años y un 29,5% en aquellos que se sitúan en el flanco derecho del espectro político-ideológico.

Tabla 5. Resultados del estudio de factores predictivos mediante regresión lineal múltiple por pasos y regresión logística binaria

Factores predictivos (I). Regresión lineal múltiple*			
Variable predictora	**Coeficiente estandarizado (ß)**		**p**
Confianza Gobierno en la lucha contra el COVID-19	.144		<.001
Nivel de estudios	.108		<.001
Edad	.078		.002
Intención voto partidos Gobierno	.069		.010
Sexo	-.056		.020
Optimismo en la lucha global contra el COVID-19	.054		.026
Tamaño municipio	.050		.036
Resumen del modelo			
F	**p**	**R**	**R^2 ($R^2_{ajustado}$)**
15.572	<.001	.247	.057

Factores predictivos (II). Regresión logística binaria			
Variable	**B**	**p**	**Exp(B)**
Tamaño municipio	.161	.126	1.174
Sexo	.227	.030	1.254
Edad	.305	.006	1.356
Autoubicación ideológica	.259	.031	1.295
Nivel de estudios	.592	<.001	1.808
Preferencia Sánchez como presidente	.324	.028	1.382
Intención voto partidos Gobierno	.336	.028	1.400
Situación laboral	.122	.272	1.130
Resumen del modelo			
Prueba ómnibus de coeficiente		**R^2 de Nagelkerke**	
X^2=96.719, gl=8, p<.001		.072	

*Los datos se refieren al último paso del modelo de regresión.

Fuente: elaboración propia a partir de los datos del CIS (Barómetro de abril de 2020, N.º 3279).

4. Conclusiones y discusión

En su primer objetivo (O1), este trabajo pretendía medir cómo influye la percepción sobre la pandemia en la opinión acerca de la prohibición de las noticias falsas en el contexto de crisis sanitaria. Se observa que el hecho de confiar en la acción del Gobierno contra el COVID-19 es el factor más intensamente asociado a una actitud favorable hacia la restricción informativa. De hecho, la variable relacionada con la percepción sobre la pandemia que mejor predice la opinión –en este caso, favorable– sobre el control informativo es la confianza en las medidas gubernamentales contra la crisis. Manifestar una visión pesimista sobre la lucha global contra el COVID-19 predice la opinión contraria al control de la información, aunque esta vinculación se presenta de forma más débil y menos significativa en términos estadísticos. Resulta ciertamente llamativa la nula influencia de la preocupación sobre la situación de emergencia en la opinión sobre la limitación de información.

En conexión con el O2 (conocer los factores sociodemográficos e ideológicos / partidistas asociados con la opinión acerca de restringir la información en contexto de pandemia), el apoyo declarado al presidente del Gobierno y, por extensión, a los partidos que forman el Ejecutivo –sesgos grupales partidistas– se sitúan como factores vinculados con un posicionamiento favorable a la prohibición. Sin embargo, resulta relevante que el nivel de estudios es una característica más intensamente asociada con la opinión sobre el control informativo que la ubicación ideológica. Asimismo, ser mujer y vivir en un municipio pequeño son dos características estadísticamente relacionadas con una opinión favorable a la restricción informativa.

Los resultados vinculados con el O3 (determinar los factores sociodemográficos e ideológicos / partidistas que predicen la actitud hacia la medida de prohibir los bulos) refrendan la importancia del nivel formativo como factor que influye en la conformación de la opinión sobre la limitación de información, logrando incluso mayor influencia que las condiciones político-ideológicas. Aquellos que tienen estudios superiores prácticamente duplican la probabilidad de manifestar una actitud contraria al control de las noticias falsas. Tras el nivel formativo, la identificación partidista es (además de una variable intensamente asociada) un fuerte predictor de la actitud favorable a la prohibición. El voto a alguno de los partidos de la coalición de Gobierno incrementa un 40% la probabilidad de opinar a favor de la restricción informativa. El mismo efecto tiene el hecho de preferir a Pedro Sánchez como presidente. La edad es otra característica que influye de forma notable: los mayores de 50 años tienen un 35,6% más probabilidades de optar por la libre circulación de información sin restricción alguna en tiempos de pandemia. El estudio de regresión logística confirmó que la ubicación ideológica del sujeto, aunque es un factor predictivo estadísticamente significativo, influye menos en la formación de la opinión sobre la prohibición de los bulos que los sesgos partidistas y que algunas características sociodemográficas como la edad y, sobre todo, el nivel de estudios.

En síntesis, los resultados obtenidos permiten dibujar un perfil de los partidarios del control del flujo informativo en situación de pandemia. Desde el punto de vista sociodemográfico, las mujeres, aquellos que viven en municipios pequeños, los jóvenes y los que tienen un nivel formativo medio-bajo son los ciudadanos que optan por la vía restrictiva. Aquellos que defienden esta opción se sitúan ideológicamente en el bloque de izquierdas, prefieren a Sánchez como presidente y se declaran votantes de alguno de los partidos de la coalición de Gobierno. En relación con su visión de la pandemia, aquellos que confían en las medidas gubernamentales y se muestran optimistas

ante la lucha global contra la crisis sanitaria tienden a mostrar una posición favorable a la prohibición. No obstante, este último factor –el optimismo hacia el abordaje de la crisis– podría estar modulado por la confianza depositada en los políticos responsables de la gestión de la pandemia. Futuros trabajos podrían dilucidar esta cuestión.

Este trabajo completa y matiza los resultados del estudio de Valera-Ordaz y Doménech-Beltrán (2020) –anteriormente mencionado y, recuérdese, basado en los datos del mismo Barómetro del CIS– que considera la identificación partidista y la ideología como claves heurísticas decisivas en la formación de opiniones. Nuestro estudio separa ambos aspectos y evidencia que el sesgo partidista es más determinante que el ideológico en el contexto analizado. Dicho de otro modo, la proximidad al partido o al líder político que gestiona la crisis es un mejor predictor del apoyo a la medida prohibicionista que el posicionamiento ideológico. Esta relevancia de los sesgos partidistas en la conformación de la opinión ha sido ampliamente analizada en trabajos como los de, entre otros, Bartels (2002), Gerber y Huber (2010), Zaller (1992), Gaines et al. (2007), Anderson y Tverdova (2003), Anduiza et al. (2013), Ecker et al. (2016) y Solaz, et al. (2018). Estos sesgos son provocados "por el cerebro humano (evolucionado de un pasado tribal o de manadas) para adaptarse a entornos hostiles" (Elías, 2018, p. 22) como es el contexto de pandemia en el que se realizó la pregunta.

Una posible explicación del diferente impacto de los sesgos partidistas e ideológicos es la inexistencia de una correlación exacta entre la ubicación ideológica de un individuo y su intención de voto, ya que personas que se sitúan en una determinada ideología pueden manifestar una intención de voto diferente a la del partido que mejor representa su posicionamiento ideológico (pueden, por ejemplo, optar por la abstención, votar en blanco o apoyar electoralmente a otro partido con un ideario similar). Esta situación puede ser más factible en el espacio más próximo al centro dentro de la escala ideológica.

Otro aspecto relevante derivado de nuestro trabajo es la asociación entre un elevado nivel de estudios y la opinión contraria hacia el control de la información. Una posible interpretación de este resultado se encuentra en la mayor capacidad crítica presente en aquellos sujetos que consiguen un elevado rendimiento académico y, por tanto, un mayor nivel formativo (Facione, 2007; Paul y Elder, 2003; Nikerson et al., 1998; Lucio-García y Vázquez-Botello, 2018), lo que puede llevarlos a un mayor desacuerdo con la medida coercitiva planteada en la pregunta del CIS. Esta opinión puede deberse también a una mayor confianza autopercibida en su propia habilidad para detectar noticias falsas (fruto de su mayor formación académica), por lo que no necesitarían el control gubernamental para combatir el problema de la desinformación.

A partir de modelos estadísticos de reducción de datos utilizando la técnica del análisis factorial, este trabajo detecta la presencia de perfiles poblacionales diferenciados en cuanto a su percepción del control informativo en función de su confianza en el gobierno, su preocupación por la situación de crisis sanitaria, su optimismo para superarla y la valoración de la situación económica personal en este contexto. Tales perfiles se obtienen de la agrupación de los resultados de varias de las preguntas del CIS (tal como se explica en el apartado 3.1.), por lo que este trabajo aporta datos significativos que el estudio original no muestra de forma aparente.

Solo con técnicas de este tipo es posible agrupar estos perfiles relativos a la percepción sobre la pandemia tomando como base un cuestionario que tiene diferentes preguntas que abordan esta cuestión –la percepción sobre la crisis sanitaria– desde diferentes ópticas y de forma desagregada. Por otro lado, esta información hace aflorar cuatro perfiles y sus correlaciones con la actitud hacia el control gubernamental de la información. Estos datos resultan relevantes y contribuyen a abrir vías de investigación a explorar. Por mencionar solo un ejemplo, futuros trabajos podrían corroborar, en otros contextos, si la actitud de temor o preocupación ante una determinada situación se asocia con una opinión favorable hacia el control institucional de la información.

Este estudio presenta dos limitaciones de naturaleza eminentemente metodológica. La primera guarda relación con el bajo índice KMO del análisis factorial (0,556), dato que resulta fundamental para determinar la adecuación de los valores obtenidos en la mencionada prueba. Aunque trabajos como el de Lloret-Segura et al. (2014) observan la necesidad de realizar el análisis solo con valores KMO superiores a 0,70, no pocos autores defienden la ejecución de la prueba si el índice resulta mayor que 0,50 (Hair et al., 2005; Tabachnick y Fidell, 2001; Montoya-Suárez, 2007). En todo caso, esta limitación solo afecta a la extracción de las variables derivadas del análisis factorial (las cuatro relativas a la percepción sobre la pandemia), por lo que no influye en los resultados relativos al resto de factores explicativos.

Finalmente, los resultados de la propia encuesta del CIS podrían no representar la verdadera opinión de la población española por la discutible formulación de la pregunta analizada, que integraba en su enunciado cuatro tipos de contenidos de diferente naturaleza: bulos, informaciones engañosas, informaciones poco fundamentadas e informaciones provenientes de fuentes no oficiales. Esto obligaba a los ciudadanos a dar una respuesta general sobre su actitud hacia la prohibición de los cuatro tipos de información cuando, en realidad, un sujeto podría estar de acuerdo con la erradicación de los bulos, pero no con la eliminación de las informaciones procedentes de fuentes no oficiales (Valera-Ordaz y Doménech-Beltrán, 2020). Por tanto, resultaría interesante que la institución incluyera en posteriores estudios esta pregunta diferenciada por tipologías de contenido en aras de conocer de forma más precisa la opinión de los ciudadanos acerca de la lucha contra la desinformación desde aproximaciones prohibicionistas.

5. Referencias bibliográficas

Anderson, C.J., & Tverdova, Y.V. (2003). Corruption, Political Allegiances, and Attitudes Toward Government in Contemporary Democracies. *American Journal of Political Science 47*, 91–109. https://doi.org/10.1111/1540-5907.00007

Anduiza, E., Gallego, A., & Muñoz, J. (2013). Turning a Blind Eye: Experimental Evidence of Partisan Bias in Attitudes Toward Corruption. *Comparative Political Studies, 46*, 1664–1692. https://doi.org/10.1177/001041401348908

Aparici, R., García-Marín, D., & Rincón-Manzano, L. (2019). Noticias falsas, bulos y trending topics. Ana- tomía y es- trategias de la desinformación en el conflicto catalán. *El profesional de la información*, *28*(3), e280313. https://doi.org/10.3145/epi.2019.may.13

Aparici, R., & García-Marín, D. (2019). *La posverdad. Una cartografía de los medios, las redes y la política.* Gedisa.

Bakir, V. (2010). Media and risk: old and new research directions. *Journal of risk research*, *13*(1), 5-18. https://doi.org/10.1080/13669870903135953

Bartels, L.M. (2002). Beyond the Running Tally: Partisan Bias in Political Perceptions. *Political Behavior 24*(2), 117–150. https://doi.org/10.1023/A:1021226224601

Bolsen, T., Druckman, J.N., & Cook, F.L. (2014). The influence of partisan motivated reasoning on public opinion. *Political Behavior, 36*(2), 235–262. https://doi.org/10.1007/s11109-013-9238-0

Cinelli, M., Quattrociocchi, W., Galeazzi, A., Valensise, C.M., Brugnoli, E., Schmidt, A.L., Zola, P., Zollo, F., & Scala, A. (2020). *The Covid-19 social media infodemic.* https://bit.ly/3Bkm9lc

Cohen, G.L. (2003). Party over policy: The dominating impact of group influence on political
beliefs. Journal of Personality and Social Psychology, 85(5), 808–822. https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.5.808

Cope, K. L., & Crabtree, C. (2020). A nationalist backlash to international refugee law: Evidence from a survey experiment in Turkey. *Journal of Empirical Legal Studies, 17*(4), 752–788. https://doi.org/10.1111/jels.12269

Ecker, A., Glinitzer, K., & Meyer, T.M. (2016). Corruption Performance Voting and the Electoral Context. *European Political Science Review, 8*, 333–354. https://doi.org/10.1017/S1755773915000053

Elías, C. (2018). Fake news, poder y periodismo en la era de la posverdad y "hechos alternativos". *Ámbitos: Revista internacional de comunicación, 40*, 19-24.

Elías, C. (2021). El periodismo como herramienta contra las fake news. En C. Elías & D. Teira (Coords.), *Manual de periodismo y verificación de noticias en la era de las fake news* (pp. 10-57). UNED

Eveland, W., & Shah, D. (2003). The impact of in- dividual and interpersonal factors on perceived news media bias. *Political psychology*, *24*(1), 101-117.
https://doi.org/10.1111/0162-895X.00318

Facione, P. (20 de junio de 2007). *Pensamiento crítico: ¿qué es y por qué es importante?* Eduteka Universidad ICESI. https://bit.ly/3F8ajvD

Farkas, J., & Schou, J. (2020). *Post-truth, fake news and democracy.* Routledge.

Furgeson, J.R., Babcock, L., & Shane, P.M. (2008). Do a law's policy implications affect beliefs
about its constitutionality? An experimental test. *Law and Human Behavior, 32*(3), 219–227. https://doi.org/10.1007/s10979-007-9102-z

Gerber, A.S., & Huber., G.A. (2010). Partisanship, Political Control, and
Economic Assessments. *American Journal of Political Science, 54*(1), 153–173.

Gaines, B.J., Kuklinski, J. H., Quirk, P. J., Peyton, B., & Verkuilen, J. (2007). Same Facts,
Different Interpretations: Partisan Motivation and Opinion on Iraq. *The Journal of*
Politics 69(4): 957–974. https://doi.org/10.1111/j.1468-2508.2007.00601.x

García-Marín, D. (2020). Infodemia global. Desórdenes informativos, narrativas fake y fact-checking en la crisis de la Covid-19. *Profesional de la información*, *29*(4), e290411. https://doi.org/10.3145/epi.2020.jul.11

García-Marín, D. (2021). El *whatsapp* de Odiseo. Potencial desinformativo y estrategias retóricas del audio *fake*. En C. Elías y D. Teira (Coords.), *Manual de periodismo y verificación de noticias en la era de las fake news* (pp. 99-132). UNED.

García-Marín, D., & Merino-Ortego, M. (2022). Desinformación anticientífica sobre la COVID-19 difundida en Twitter en Hispanoamérica. *Cuadernos.Info*, (52), 24–46. https://doi.org/10.7764/cdi.52.42795

González-Requena, J. (2020). Un dilema totalitario. Análisis de la pregunta 6 del Barómetro Especial de abril de 2020 del Centro de Investigaciones Sociológicas. *Derecom*, 29, 205-210.

Goren, P., Federico, C. M., & Kittilson, M.C. (2009). Source cues, partisan identities, and political
value expression. *American Journal of Political Science, 53*(4), 805–820. https://doi.org/10.1111/j.1540-5907.2009.00402.x

Grigori, P. (11 de mayo de 2018). *20 projectos de lei no Congresso pretendem criminalizar fake news.* Publica. https://bit.ly/3FbbI4y

Hair, J.F., Anderson, R.E., Tatham, R.L., & Black, W.C. (2005). *Multivariate*
data analysis. Prentice All International.

Halevy, N., Bornstein, G., & Sagiv, L. (2008). "In-group love" and "out-group hate" as motives for individual participation in intergroup conflict: A new game paradigm. *Psychological Science, 19*(4), 405–411. https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2008.02100.x

Huber, G. A., & Malhotra, N. (2017). Political homophily in social relationships: Evidence from online dating behavior. *The Journal of Politics, 79*(1), 269–283.

Kahan, D. M., Hoffman, D. A., Braman, D., & Evans, D. (2012). They saw a protest: Cognitive illiberalism and the speech-conduct distinction. *Stanford Law Review, 64*, 851-906.

Kantorowicz-Reznichenko, E., Kantorowicz, J., & Weinshall, K. (2022). Ideological bias in constitutional judgments: Experimental analysis and potential solutions. *Journal of Empirical Legal Studies, 19*(3), 716–757. https://doi.org/10.1111/jels.12323

Kim, L., Fast, S.M., & Markuzon, N. (2019). Incorporating media data into a model of infectious disease transmission. *PloS one*, *14*(2), e0197646. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0197646

Kouzy, R., Abi-Jaoude, J., Kraitem, A., El-Alam, M.B., Karam, B., Adib, E., Zarka, J., Traboulsi, C., Akl, E.W., & Baddour, K. (2020). Coronavirus goes viral: Quantifying the Covid-19 misinformation epidemic on Twitter. *Cureus*, *12*(3), e7255. https://doi.org/10.7759/cureus.7255

Leeper, T. J., & Slothuus, R. (2014). Political parties, motivated reasoning, and public opinion formation. *Political Psychology, 35*, 129–156. https://doi.org/10.1111/pops.12164

Leitner, S. (2020). *On the dynamics emerging from pandemics and infodemics.* https://bit.ly/3VHV7fD

Lucio-García, B., & Vázquez-Botello, A. (2018). Relación entre el pensamiento crítico y el desempeño académico en alumnos de escuela preparatoria. *Educar, 54*(2), 411-427. https://doi.org/10.5565/rev/educar.768

Magallón-Rosa, R., Molina-Cañabate, J. P., & Sánchez-Duarte, J. M. (2022). Medidas públicas y privadas para combatir la desinformación. Un análisis comparativo. *Boletim do Arquivo da Universidade de Coimbra*, (1), 105-129. https://doi.org/10.14195/2182-7974_extra2022_1_5

Martínez-Sánchez, J.A. (2022). Prevención de la difusión de fake news y bulos durante la pandemia de covid-19 en España. De la penalización al impulso de la alfabetización informacional. *Revista de Ciencias de la Comunicación e Información,* 27, 15-32. https://doi.org/10.35742/rcci.2022.27.e236

McIntyre, L. (2018). *Post-truth.* The MIT Press.

Montoya-Suárez, O. (2007). Aplicación del análisis factorial a la investigación de mercados. Caso de estudio. *Scientia Et Technica*, *35*(1). https://doi.org/10.22517/23447214.5443

Mulder, R. (1981). A log-linear analysis of media credibility. *Journalism quarterly*, *58*(4), 635-638. https://doi.org/10.1177/107769908105800420

Nikerson, R., Perkins, D., & Smith, E. (1998). *Enseñar a pensar.* Paidós.

Noain-Sánchez, A. (2021). Desinformación y Covid-19: Análisis cuantitativo a través de los bulos desmentidos en Latinoamérica y España. *Estudios sobre el Mensaje Periodístico*, 27(3), 879-892. https://doi.org/10.5209/esmp.72874.

Nyhan, B., & Reifler, J. (2010). When correction fails:The persistence of political misperceptions. *Political Behaviour, 32*, 303-330. https://doi.org/10.1007/s11109-010-9112-2

Parker, M. T., & Janoff-Bulman, R. (2013). Lessons from morality-based social identity: The power of outgroup "hate," not just ingroup "love". *Social Justice Research, 26*(1), 81–96. https://doi.org/10.1007/s11211-012-0175-6

Paul, R., & Elder, L. (2003). *Una mini-guía para el pensamiento crítico, conceptos y herramientas.* Critical Thinking. https://bit.ly/3FA0p7c

Rand, D. G., Pfeiffer, T., Dreber, A., Sheketoff, R. W., Wernerfelt, N. C., & Benkler, Y. (2009). Dynamic remodeling of in-group bias during the 2008 presidential election. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 106(*15), 6187–6191. https://doi.org/10.1073/pnas.0811552106

Robinson, M.J., & Kohut, A. (1988). Believability and the press. *Public opinion quarterly*, *52*(2), 174-189. https://doi.org/10.1086/269093

Rogowski, J. C., & Sutherland, J. L. (2016). How ideology fuels affective polarization. *Political Behavior, 38*(2), 485–508. https://doi.org/10.1007/s11109-015-9323-7

Salaverría, R., Buslón, N., López-Pan, F., León, B., López-Goñi, I., & Erviti, M.C. (2020). Desinformación en tiempos de pandemia: tipología de los bulos sobre la Covid-19. *Profesional de la información*, *29*(3). https://doi.org/10.3145/epi.2020.may.15e290315

Sánchez-Duarte, J. M., & Rosa, R. M. (2020). Infodemia y COVID-19. Evolución y viralización de informaciones falsas en España. *Revista española de comunicación en salud*, 31-41. https://doi.org/10.20318/recs.2020.5417

Seijas, R. (2020). Las soluciones europeas a la desinformación y su riesgo de impacto en los derechos fundamentales. *IDP: Revista de Internet, Derecho y Política*, (31).

Solaz, H., De Vries, C.E., & De Geus, R.A. (2018). In-Group Loyalty and the Punishment of Corruption. *Comparative Political Studies*. https://doi.org/10.1177/0010414018797951.

Sood, A.M., & Darley, J.M. (2012). The plasticity of harm in the service of criminalization goals. *California Law Review, 100*(5), 1313–1358. https://doi.org/10.15779/Z38BV51

Sulitzeanu-Kenan, R., Kremnitzer, M., & Alon, S. (2016). Facts, preferences, and doctrine: An empirical analysis of proportionality judgment. *Law & Society Review, 50*(2), 348–382.

Tabachnick, B.G., & Fidell, L.S. (2001). Using multivariate statistics. Allyn and Bacon.

Tsfati, Y. y Ariely, G. (2013). Individual and contextual correlates of trust in media across 44 countries. *Communication research*, *41*(6), 760-782. https://doi.org/10.1177/0093650213485972

Valera-Ordaz, L., & Doménech-Beltrán, J. (2020). Perfil sociodemográfico y actitudes políticas de los grupos a favor y en contra de limitar la libre circulación de información durante la pandemia. *Profesional de la información*, *29*(6), e290616. https://doi.org/10.3145/epi.2020.nov.16

Weisel, O., & Böhm, R. (2015). "Ingroup love" and "outgroup hate" in intergroup conflict between natural groups. *Journal of Experimental Social Psychology, 60*, 110–120. https://doi.org/10.1016/j.jesp.2015.04.008

Yamagishi, T., & Mifune, N. (2009). Social exchange and solidarity: In-group love or out-group hate? *Evolution and Human Behavior, 30*(4), 229–237. https://doi.org/10.1016/j.evolhumbehav.2009.02.004

Zaller, J. (1992). *The Nature and Origins of Mass Opinion.* Cambridge University Press.

Zollo F., Novak P.K., Del Vicario, M., Bessi, A., Mozetič, I., & Scala, A. (2015). Emotional Dynamics in the Age of Misinformation. *PLoS ONE 10*(9), e0138740. https:// doi.org/10.1371/journal.pone.0138740

David García-Marín. Licenciado en Periodismo por la Universidad Complutense (UCM) y doctor en Sociología y Medios de Comunicación por la UNED. Profesor e investigador en el Departamento de Periodismo y Comunicación Corporativa de la Universidad Rey Juan Carlos (URJC) donde imparte asignaturas sobre nuevas tecnologías, sociedad de la información y producción radiofónica. Investigador de la Cátedra Jean Monnet "EUDFAKE: EU, disinformation and fake news" financiada por el programa Erasmus+ de la Comisión Europea. Primer Premio Docentes Innovadores de la URJC en 2021. Es autor de numerosos artículos y libros centrados en las perspectivas actuales de la comunicación, la radio y el podcast, así como el desafío de la desinformación en la sociedad actual. Coordinador de Desarrollo Institucional y Extensión Universitaria de la Facultad de Ciencias de la Comunicación de la URJC. ORCID: https://orcid.org/0000-0002-4575-1911