

REG

3/2024 (6)

MAYO - JUNIO

ISSN electrónico: 2697-0511

REVISTA
DE ESTUDIOS
GLOBALES

ANÁLISIS HISTÓRICO
Y CAMBIO SOCIAL

SUMARIO

PRESENTACIÓN

HÉCTOR I. MARTÍNEZ ÁLVAREZ	El imperialismo en estado de emergencia: crisis, conflictos y cambios	7
----------------------------	---	---

DOSIER

JERRY HARRIS	Imperialism and Contemporary Global Capitalism: China, Russia and the US	13
--------------	--	----

TORKIL LAUESEN	The Crises of Imperialism and the Prospect of Socialism	41
----------------	---	----

FERNANDO ROMERO WIMER	Disputa global y expansión del poder militar de China en el siglo XXI	81
-----------------------	---	----

JOHN FREDDY GÓMEZ CAMILA ANDREA GALINDO	¿La decadencia del imperialismo estadounidense ante un nuevo orden mundial?	113
--	---	-----

PATRICK BOND	Más allá del multipolarismo imperial/subimperial	143
--------------	--	-----

HÉCTOR I. MARTÍNEZ ÁLVAREZ	Imperialismo y dependencia: América Latina en la crisis contemporánea mundial	165
----------------------------	---	-----

ESTUDIOS

AILEEN CHALES-AOUN MARÍA MUÑOZ-CARBALLO	Perfiles sociodemográficos y autodefinición política en España: Un análisis con técnicas de dependencia de la dicotomía izquierda-derecha en tiempos de neofascismos	199
--	--	-----

RONALDO MUNCK	Populism and Socio-Political Transformation in Latin America	229
---------------	--	-----

Perfiles sociodemográficos y autodefinición política en España: Un análisis con técnicas de dependencia de la dicotomía izquierda-derecha en tiempos de neofascismos

Aileen Chales-Aoun

María Muñoz-Carballo

Universidad Complutense de Madrid

España

Resumen: En los últimos años se ha percibido un crecimiento de la derecha en varios puntos del mundo, y España no ha sido la excepción. Para analizar este fenómeno, y sin ánimos de polarización, es necesario mirar hacia atrás y comparar los posicionamientos ideológicos del electorado español a cuarenta años del inicio del periodo democrático español (1983-2023). En ese sentido, esta investigación tuvo como objetivo determinar los perfiles sociodemográficos de los españoles según su autoubicación política en la dimensión izquierda-derecha. Para esto, se utilizó la base de datos del último barómetro del CIS de marzo de 2023 para realizar un análisis de regresión logística y un análisis discriminante. Se obtuvo que el panorama actual de la dicotomía izquierda-derecha es muy similar al primer período democrático (1983-2011). Las variables sociodemográficas que predecirían la autoasignación de izquierda o derecha serían, en orden de importancia decreciente, la religión, la clase social, el sexo y la edad de la persona. En conclusión, si bien se desmitifica la percepción de una hegemonía social de derecha en España, es importante siempre realizar estos análisis histórico-políticos desde un enfoque longitudinal, contextual y metodológicamente responsable para no caer en sensacionalismos polarizadores.

Palabras clave: Ideología Política; Autodefinición Política; Perfiles Sociodemográficos; Análisis discriminante; Regresión Logística.

Sociodemographic profiles and political self-definition in Spain: An analysis with dependency techniques of the left-right dichotomy in times of neo-fascism

Abstract: In recent years, a growth of the right has been perceived in various parts of the world, and Spain has been no exception. To analyze this phenomenon, and

without the intention of polarization, it is necessary to look back and compare the ideological positions of the Spanish electorate forty years after the beginning of the Spanish democratic period (1983-2023). In this sense, this research aimed to determine the sociodemographic profiles of Spaniards according to their political self-location in the left-right dimension. For this, the database of the latest CIS barometer of March 2023 was used to perform a logistic regression analysis and a discriminant analysis. It was found that the current panorama of the left-right dichotomy is very similar to the first democratic period (1983-2011). The sociodemographic variables that would predict self-assignment of left or right would be, in order of decreasing importance, the person's religion, social class, sex, and age. In conclusion, although the perception of a right-wing social hegemony in Spain is demystified, it is important to always carry out these historical-political analyzes from a longitudinal, contextual and methodologically responsible approach to avoid falling into polarizing sensationalism.

Keywords: Politic Ideology; Political Self-definition; Sociodemographic Profiles; Discriminant Analysis; Logistic Regression.

1. Introducción

La ideología política es uno de los tópicos más debatidos en el campo de la psicología política contemporánea, especialmente en un escenario sociopolítico cambiante y polarizado como el actual (McCoy, Rahman y Somer, 2018). A nivel sistémico, es posible entenderla como un sistema de creencias sobre cómo debería ser el orden social, una configuración de ideas y actitudes con cierto grado de interdependencia y compartidas en alguna medida por el grupo de pertenencia (Brussino et al., 2017). Ahora bien, a nivel individual, constituye un heurístico que permite a la ciudadanía reducir la complejidad del universo político y facilita la toma de decisiones (Lau y Redlawsk, 2006). En particular, dentro de la ciencia política, otro concepto importante corresponde a la dimensión izquierda-derecha, también conocido como par, eje o continuo (Dogan, 2001). El origen del binomio izquierda-derecha se sitúa en la Francia revolucionaria del siglo XVIII, en el lugar que ocupaban las diferentes fuerzas políticas en la Asamblea francesa (Laponce, 1981), lugar desde donde se extiende al resto del continente para distinguir la posición ideológica y política de los partidos y de otros grupos políticos, variando el significado atribuido a las etiquetas en función de cada contexto político (Medina, 2015). Al respecto, Peter Glotz (1992), se refiere a estas etiquetas en relación a las consignas defendidas por cada lado: La izquierda defiende los derechos humanos como principios fundamentales y aboga por un Estado de derecho en el que se respeten y protejan estos de-

rechos. Además, promueve la idea de normas y principios universales que se apliquen a todas las personas, independientemente de su origen o condición, y respalda las constituciones como marco legal para garantizar esos derechos y principios. Por último, tiende a tener una visión global e internacionalista, valorando la cooperación y solidaridad entre los diferentes países y culturas. Por otro lado, la derecha adopta un enfoque más orientado hacia la vida y la experiencia práctica, considerando la importancia de las tradiciones y las instituciones en la sociedad. Considera que las instituciones sociales y políticas desempeñan un papel fundamental en la protección y el bienestar de las personas, por lo que son concebidas como inmodificables. A su vez, valora la importancia del territorio nacional y la soberanía, enfatizando la necesidad de proteger y preservar el espacio vital de la nación. Por su parte, una visión más crítica y actualizada de esta polaridad la sostiene Navas (2014), quien asegura que las etiquetas de «izquierda» y «derecha» se utilizan en el argot político para diferenciar la ideología que las sustentan, y que, en consecuencia, los ciudadanos también las emplean como categorías que les permiten ubicarse en el horizonte político en el periodo de elecciones, además de ser referentes que sirven para orientarse en torno a las opciones que los políticos van adoptando en su actuación gubernamental. Sobre esta dimensión izquierda-derecha de la ideología política, Gonzalez y Queirolo (2013) sostienen que estos, si bien son ampliamente usados para estudiar partidos y otros objetos políticos, tienen al menos dos problemas. Primero, que no es seguro que sea un instrumento igualmente útil para estudiar todos los sistemas políticos, ya sea desde las democracias prósperas o los países en desarrollo. Segundo, no se los define de una única manera, pues hay dos grandes familias de enfoques: una tradición histórico-analítica y, por otro, un enfoque basado en las teorías espaciales de la competencia entre partidos. En relación a esto último, la dimensión izquierda-derecha sería útil únicamente si es posible clasificar en ella a los distintos objetos políticos. En otras palabras, los objetos políticos son de izquierda o de derecha según cómo lo asignen los «jueces», es decir, los mismos o los votantes o bien las distintas élites). Por lo tanto, lo decisivo es el uso que estos jueces hacen de esos términos al calificarse a sí mismos o a los distintos objetos políticos. Así, mientras que los miembros de las élites que actúan como jueces suelen ser expertos, los votantes que actúan como jueces son quienes responden a las encuestas de opinión pública. Estas definiciones implícitas, a su vez, pueden ser directas o indirectas. Las primeras corresponden a las posiciones que los jueces asignan a los objetos políticos en la escala izquierda-derecha sin usar definiciones formales o explícitas (ya sean propias o ajenas), mientras que

las indirectas son aquellas que parten de la autoidentificación política de los jueces (incluyendo a los votantes) dentro de la escala.

Considerando lo anterior, las mediciones indirectas se basan en encuestas de opinión pública, donde la dimensión de izquierda y derecha se define a partir del modo en que la gente usa esos términos, en tanto atajo o instrumento simplificador que permite, principalmente, decidir su voto sin necesidad de un proceso largo y costoso para reunir y procesar información (González y Queirolo, 2023). El eje izquierda-derecha en tanto herramienta o artefacto cultural de tipo no material, que el público utiliza para ordenar y dar significado a la política (Sani y Montero, 1986; Mair, 2007). Sobre este hecho, los votantes, lejos de ser analistas políticos sofisticados, realizan la autoidentificación en base a un aprendizaje colectivo informal que les permite hacer, principalmente a partir de sus experiencias de vida diaria (Sartori, 1976). Esta construcción, culturalmente heredada y compartida, transmitida a través de una variedad de mecanismos socializadores, desempeña funciones cognitivas y evaluativas importantes para los individuos, ya que les permite identificar y calificar grupos, ideas y políticas, entre otros objetos políticos posibles. La división supone un mecanismo simplificador para reducir la complejidad del mundo real. En otras palabras, el eje izquierda-derecha en el análisis de la escala ideológica permite recoger de manera sintética y aproximada, opiniones y preferencias políticas que tienen como punto de referencia la distinción entre izquierda y derecha, y de situar a electores y partidos (Medina, 2015).

Por último, sobre la vinculación de las características y experiencias de las personas y su autoidentificación política en la dimensión izquierda-derecha, existen un gran repertorio de investigaciones realizadas. Una investigación realizada por Zechmeister y Corral (2012), y basada en los datos del Barómetro de las Américas 2010, concluyó, por una parte, que ciertas características individuales, tales como educación, interés y sofisticación políticos, contribuyen a que los ciudadanos se autoidentifiquen en la dimensión ideológica. Por otro lado, la investigación de Valera-Ordaz y Doménech-Beltrán (2020) comparó, entre otras variables, los atributos sociodemográficos básicos (sexo, edad, nivel de estudios, clase social, tamaño de municipio) y las actitudes políticas de las personas (ideología, recuerdo de voto, simpatía hacia partidos, confianza en el Gobierno socialista y en el presidente del Gobierno).

En los últimos años se ha vivido una hegemonía cultural de la derecha, y no necesariamente del neofascismo en sentido estricto. Desde la década de 1980 han sucedido dos cosas: por una parte, un proyecto de hegemonía cultural de la derecha que cuestiona la «vieja política» de la izquierda de aferrarse a cualquier tipo de demanda social. Y, por su lado, una izquierda *gubernista*, cada

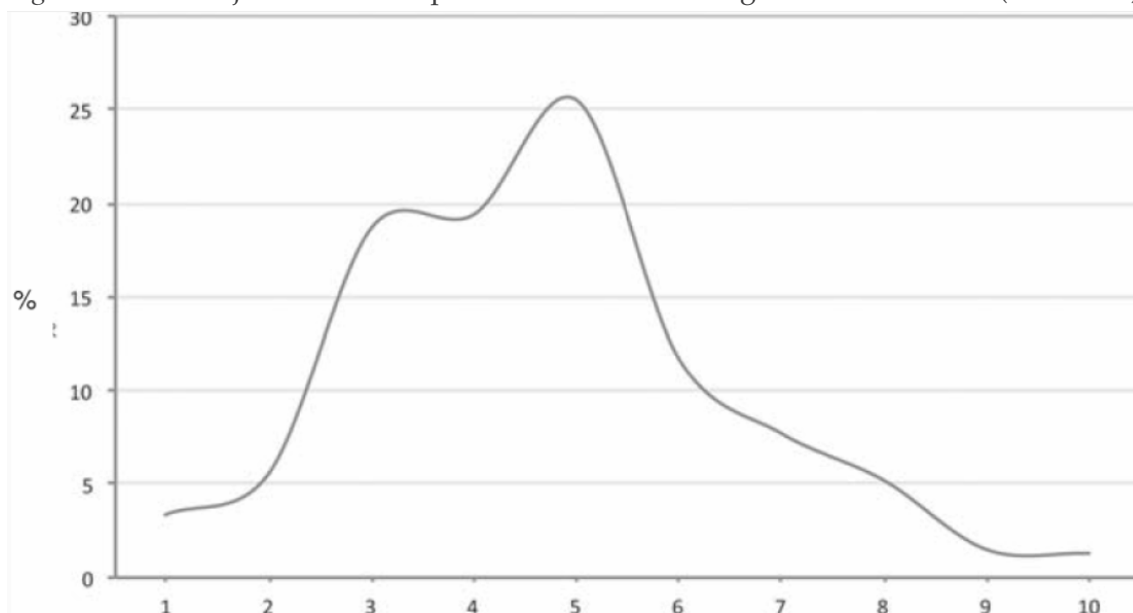
vez más moderada, hasta el punto de identificarse con el bloque de poder burgués (Toscano, 2021). En consecuencia, en los últimos años, la derecha radical populista ha irrumpido, aunque de forma asimétrica, en el panorama político europeo con cierta relevancia. Algo similar ha sucedido en el continente americano, como evidenciaron las victorias de Trump (el año 2017) o Bolsonaro (el año 2019) en Estados Unidos y Brasil respectivamente (Viñas, 2022). Ante un fenómeno global, con matices y contextos determinantes en sus plasmaciones y evolución, se hace interesante y necesario abordar este tema, entendiendo el neofascismo poniendo atención a tres factores: las crisis económicas de larga duración, la capacidad de agitación a partir de un discurso xenófobo y la explotación de la desafección hacia la clase política a partir de la proliferación de casos de corrupción (Fernández y Rodríguez, 1996).

En el caso de España, su historia política se caracteriza por un duelo entre ideologías. Retrocediendo a los años más recientes de la historia, tras una breve república, la sociedad española vivió una Guerra Civil que la marcó para siempre. Tras ella se dio paso cuarenta años de dictadura franquista, nacionalcatólica y con algunas similitudes con los fascismos europeos del siglo XX. En el año 1975, fallece el dictador Francisco Franco y se desencadena en España un proceso de transición hacia la democracia a través de la victoria del partido «Unión de Centro Democrático y Alianza Popular» (UCD) y Adolfo Suárez como presidente hasta su dimisión en 1981. En febrero de este año, se produce el intento de Golpe de Estado, siendo un hecho decisivo para la sociedad española, pues, en vez de debilitar la democracia, consiguió consolidar la transición y reforzarla, probando, ante el susto, su fuerza. Se juzgó a los golpistas y marginó a la extrema derecha, siendo votado en las elecciones de 1982 -en una sociedad marcada por estos sucesos y su característica historia política- el Partido Socialista Obrero Español (PSOE) como gobernante (De Andrés, 2002).

A partir del año 1982, España logra salir del periodo franquista e iniciar su historia de democracia. Ahora bien, un punto crucial corresponde no solo a la historia política oficial de un país, las instituciones y los partidos políticos, sino también a lo que sucede a nivel social que generan, en gran parte, la sucesión de los hechos históricos. Por lo tanto, la síntesis anterior se conecta directamente con lo que sucede posteriormente en relación con la ideología política de los ciudadanos y su autoidentificación política en el eje izquierda-derecha en España. En ese sentido, la Figura 1 fue elaborada por Medina (2015) partir de la integración en una única matriz de datos procedentes de 127 estudios del CIS realizados entre 1983 y abril de 2011. En el eje horizontal aparece la

escala de 1 (extrema «izquierda») a 10 (extrema «derecha»). Por su parte, en el eje vertical aparece el porcentaje promedio de frecuencias.

Figura 1: Porcentaje medio de los posicionamientos ideológicos del electorado (1983-2011)



FUENTE: Medina (2015).

Este diagrama se muestra la mayoría numérica-histórica del valor «5», entendiéndose muchas veces con el número central de la escala, pese a tener una tendencia hacia la izquierda. Una segunda mayoría aparece en las posiciones 3 y 4 (centro-izquierda) cercanos al 47% de frecuencia promedio total entre ambas, contraponiéndose con las posiciones de 6 y 7 (centro-derecha) que solo tendrían un 27%. En síntesis, este gráfico demuestra que, desde el inicio de la democracia, la derecha ideológica no ha conseguido un gran predicamento entre el electorado español. Considerando lo anterior es que se hace no solo necesario, sino también oportuno, realizar un análisis sobre la ideología política 40 años después del inicio del periodo de democracia en el país (1983-2023).

2. Objetivos e hipótesis

El objetivo general de este estudio fue determinar las características sociodemográficas de la muestra, según su autoubicación política y dimensión izquierda-derecha. Para lograr este objetivo, se realizó primeramente una descripción de las variables sociodemográficas y de la autoubicación política de la muestra. En consecuencia, y para determinar las características sociodemográficas que influyen en la autoubicación política en el eje izquierda-derecha, se desarrolló un modelo de regresión logística (RL). Por su parte, para clasificar a la muestra según sus perfiles sociodemográficos y autoubicación

política con dimensión izquierda-derecha, se desarrolló un análisis discriminante (AD).

En relación con las hipótesis de investigación, en primer lugar, y considerando las variables predictivas incluidas en el modelo de RL, se estableció que las variables edad (mayores de 55 años), estado civil (casado), clase social (alta) y lugar de residencia (capital) tienen una influencia estadísticamente significativa en la autoubicación política de derecha. En consecuencia, y considerando las variables estadísticamente significativas incluidas en el modelo de análisis discriminante, se estableció que existiría una capacidad de discriminación estadísticamente significativa por parte de la función discriminante según los grupos conformados por su autoubicación política de izquierda (G_1) y derecha (G_2).

3. Metodología

Desde la metodología cuantitativa, este estudio tiene un alcance explicativo y su diseño es no experimental. Como técnica de investigación, se utilizaron los datos secundarios arrojados por la encuesta «Cuestiones de actualidad (marzo 2023) (N°3401)», publicada el 28 de marzo de 2023 (CIS, 2023). Esta base de datos fue originada por el Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS), un organismo público español, adscrito al Ministerio de la Presidencia, Relaciones con las Cortes y Memoria Democrática, cuya función principal es la realización de estudios y encuestas sociológicas para conocer la opinión pública española sobre diversos temas políticos, sociales y económicos. El universo de este estudio corresponde a la población residente de España (incluyendo Ceuta y Melilla), de ambos sexos, de 18 y más años. El tipo de muestreo es probabilístico, aleatorio con afijación proporcional¹, a un nivel de confianza de 95,5% (dos sigmas) y un error real de $\pm 2\%$ para el conjunto de la muestra, en el supuesto de muestreo aleatorio simple. De esta manera, la muestra se compuso de 2.571 casos de las 17 comunidades autónomas (y las 2 ciudades autónomas), considerando 50 provincias y 923 municipios (CIS, 2023b). En particular, las variables a describir e incluir en los modelos de análisis multivariante se encuentran descritas en la Tabla 1. El modelo original se planteó con variables predictivas (en el caso de regresión logística) y discriminantes (en el caso del AD), se utilizaron las siguientes variables: edad, sexo, nivel educativo, religión, estado civil, situación laboral, lugar de residencia y clase

1 El cálculo de los coeficientes de ponderación correspondió a la distribución de la población residente en España de 18 años y más según: 1) comunidades y ciudades autónomas, 2) por tamaño de hábitat; y 3) por los grupos de sexo y edad definidos en las cuotas de selección (CIS, 2023b).

alta. Ahora bien, se notará que varias de estas variables planteadas serán incluidas o excluidas dependiendo de su nivel de significatividad en relación a su poder predictivo de la variable dependiente categórica «ideología política».

Tabla 1: Variables utilizadas en el análisis

Nombre de la variable	Tipo	Pregunta	Categorías y códigos		N
Edad	Métrica	EDAD	No tiene		2.571
Sexo	Nominal	SEXO	1=Hombre	0=Mujer	2.571
Nivel educativo	Ordinal	P14a	1=EGB; 2=ESO; 3=ESNO; 4=Universitario		2.484
Religión	Nominal	P15	1=Creyente	0=No creyente	2.527
Estado civil	Nominal	P16	1=Casado/a	0=No casado/a	2.564
Situación laboral	Nominal	P17	1=Trabaja	0=No trabaja	2.569
Situación estudio	Nominal	P17	1=Estudia	0=No estudia	2.569
Lugar de residencia	Nominal	MUNICIPIO	1=Reside en una capital	0=No reside	2.571
Clase social	Nominal	P19	1=Alta	0=No alta	2.453
Ideología política	Nominal	P11	1=Derecha	0=Izquierda	1.710

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

Para realizar los análisis estadísticos de datos se utilizó el Programa IBM®SPSS® en su versión 29 para macOS®. Como parte de las técnicas analíticas multivariantes, se aplicó un modelo de RL y AD. Si bien cada tipo de análisis tiene su propia finalidad, ambas técnicas multivariantes de dependencia comparten -entre otros elementos- que «miden la existencia de relaciones causales entre una serie de variables, su grado y significatividad» (Cea, 2004, p. 415). La RL es una técnica estadística que permite el examen de las relaciones funcionales entre variables. Ocasionalmente, este método se emplea directamente con el objetivo de predecir o estimar el valor de una variable para cierto valor dado de otra (u otras). Por su parte, el AD se ocupa de la clasificación de individuos o casos en grupos preexistentes, pero, al mismo tiempo, facilitar el examen de las diferencias entre dos o más grupos, atendiendo a una serie de variables consideradas simultáneamente, permitiendo identificar dimensiones en función de las cuales difieren los grupos (Gil et al., 2001). Una función discriminante es una combinación lineal de las variables discriminantes que cumplen ciertas condiciones, partiendo de p variables medidas para g grupos de individuos establecidos por los valores de la variable nominal.

Antes de desarrollar las técnicas de análisis propuestas, se comprobaron los supuestos exigidos, siendo los más habituales los de normalidad, homocedasticidad e independencia de los términos de error (Cea 2004a, 2004b), entre otros. En primer lugar, el principio de parsimonia sostiene la conformación de un modelo con el menor número posible de variables independientes, que tenga el máximo poder predictivo del comportamiento de la variable dependiente (Jovell, 2006). Esto se sustenta en la idea de Thurstone (1947) quien asevera que «el criterio por el cual una nueva construcción ideal en la ciencia es aceptado o rechazado es el grado en que facilita la comprensión de una clase de fenómenos que pueden considerarse como ejemplos de una sola construcción en lugar de eventos individuales» (p. 52). En otras palabras, «cuanto menor sea el número de parámetros que se deben estimar emparejado en relación con el número de puntos de datos para los que la ecuación está diseñada, más convincente es la hipótesis» (Mulaik, 1998, p. 267). Considerando lo anterior, este principio se establece tanto para la RL como el AD. En relación con el tamaño muestral elevado, tanto el análisis discriminante como el análisis de regresión exigen una proporción mínima de 20 casos por cada variable independiente introducida en el análisis, pues esto aporta a la significatividad estadística del modelo que resulte de los análisis² (Cea, 2004b). La comprobación de estos supuestos para ambos tipos de análisis se demuestra en la Tabla 1 y los N de cada una de las variables incluidas en los modelos. Así también, los tipos de variables utilizadas las cuales, en el caso de variables predictivas (o «discriminantes» en el caso del AD), estas deben ser métricas (o ficticias en caso de variables originalmente nominales), y en el caso de variable dependiente, ha de ser categórica (Cea 2004, 2004b; Gil et al., 2001; Silva y Barroso, 2004). Por su parte, el supuesto de normalidad multivariada es requerido para el análisis discriminante, pero es prescindible en el de regresión logística (Cea, 2004, 2004b). En el caso del AD, la distribución normal ocurre cuando cada grupo representa una muestra aleatoria extraída de una población con distribución normal multivariable sobre las variables discriminantes. Este supuesto ha de cumplirse para poder obtener con precisión las probabilidades de pertenencia a un grupo, y para el desarrollo de diferentes pruebas de significación implicadas en este tipo de análisis (Gil et al., 2001). En este caso, se analizó el supuesto de normalidad por separado, según cada variable predictora, a través de la prueba de normalidad de Kolmogórov-Smirnov (para muestras de más de 50 casos). En términos visuales, se observaron los gráficos de normalidad

2 Aunque en el caso del AD, los diversos grupos diferenciados pueden tener tamaños muestrales desiguales (Cea, 2004b).

P-P y de cuantiles Q-Q para análisis univariable. Por su parte, para comprobar el grado de cumplimiento conjunto de la normalidad multivariable se utilizó el gráfico de residuos.

La ausencia de multicolinealidad es un supuesto requerido en ambos análisis realizados. La multicolinealidad ocurre cuando dos variables de la matriz de correlaciones presentan una correlación perfecta o casi perfecta, y cuando muestran el mismo patrón de correlaciones con las variables restantes, es decir, esto implicaría que dos variables se comportan del mismo modo, y aportan una información redundante. La razón por la que debe estar ausente la multicolinealidad en las variables predictoras del modelo de RL corresponde a la dificultad de estimar con propiedad el efecto de cada una de las variables independientes en la dependiente, por separado, generando coeficientes de regresión logística irracionalmente elevados y errores típicos desorbitados (Cea, 2004b). Por su parte, en el caso del AD, la multicolinealidad impide o hace inestable la inversión de matrices³, en la que se requiere la división por el determinante de la matriz. Dicho de otra manera, cuando se da alguna de estas dos condiciones, el rango de la matriz disminuye, resultando un determinante igual a cero para el caso de la matriz completa (Gil et al., 2001). Este supuesto se comprobó a través de la matriz de correlación y el valor de r de Pearson entre las variables analizadas, así también los valores de tolerancia (TOL) y factor de inflación de la varianza (FIV), a través del análisis bivariado con cada una de las parejas de variables independientes en cuestión.

En varias técnicas analíticas multivariantes que asumen errores normales» se parte de que la varianza de la variable dependiente es constante e independiente de la media, es decir, la homocedasticidad. El no cumplimiento de homocedasticidad en el AD impide la medición del efecto específico de las variables «discriminante» o predictoras». En RL en cambio, se asume que las propiedades distribucionales de la variable dependiente restringen la varianza a ser una función fija de la media (Cea, 2004b), es decir, un modelo heterocedástico. Ambos supuestos se observaron visualmente a través de los gráficos de dispersión de los datos de las variables y el respectivo comportamiento de sus datos en relación línea horizontal de referencia. La linealidad corresponde a la existencia de una relación lineal entre dos variables, la cual supone que ésta puede ser representada mediante una línea recta (Gil et al., 2001). Según

3 «En el caso del análisis discriminante, la inversión de matrices se requiere en el cálculo de los coeficientes para la ecuación de la función discriminante, por lo que la casi multicolinealidad o casi singularidad harían que estos coeficientes resultaran inestables o, en el caso extremo, imposibles de obtener» (Gil et al., 2001, p. 25).

Cea (2004b), esto ocurre cuando «el cambio en la variable dependiente asociado con un cambio de una unidad en la variable independiente es constante, siendo igual al coeficiente de regresión para la variable independiente» (p. 133). Este supuesto puede ser comprobado a partir de diagramas de dispersión o bien el cálculo de coeficientes de correlación lineal de Pearson (Gil et al., 2001). Según Cea (2004b), y al igual que el supuesto anterior, la linealidad de los datos puede comprobarse visualmente a través del diagrama de dispersión, o bien de manera estadística a través del coeficiente de correlación lineal de Pearson. Por su parte, la aditividad corresponde a uno de los supuestos básicos de la regresión, entendiéndose como el hecho que los efectos de las distintas variables independientes puedan sumarse en la predicción de la variable dependiente (Cea, 2004b). Este fenómeno se respaldó de manera teórica en relación a las variables predictivas utilizadas en el modelo, siendo en este caso un conjunto de variables sociodemográficas. Como últimos requerimientos aparecen la «celdilla no cero» en el caso del modelo de regresión *logit* y los casos atípicos para el análisis discriminante. El problema de las celdillas cero se presenta cuando la variable dependiente no varía para uno o más valores de una variable independiente categórica. En particular para la RL, la existencia de «celdillas cero» es un problema porque los «odds» y «logit» son indefinidos cuando el denominador está compuesto por «ceros». En relación con el AD, hay que añadir la necesidad de detectar y controlar los casos atípicos (o *outliers*), así también el tratamiento de los casos «sin respuesta» (o *missing data*). Esto, por su efecto distorsionador en los resultados del análisis (Cea, 2004b). Ambos supuestos fueron comprobados y corregidos antes de realizar los respectivos modelos de análisis.

4. Resultados

Los resultados se ordenaron en relación con los objetivos específicos planteados y los tipos de análisis realizados. En primer lugar, se realizó el análisis descriptivo de cada una de las variables potencialmente incluíbles en el modelo. En la Tabla 2 aparece, de manera sintetizada, cada una de las recodificaciones realizadas en las variables para poder ser incluídas tanto en un modelo de regresión como en el de análisis discriminante, es decir, variables sociodemográficas métricas o ficticias, y una variable dependiente categórica dicotomizada.

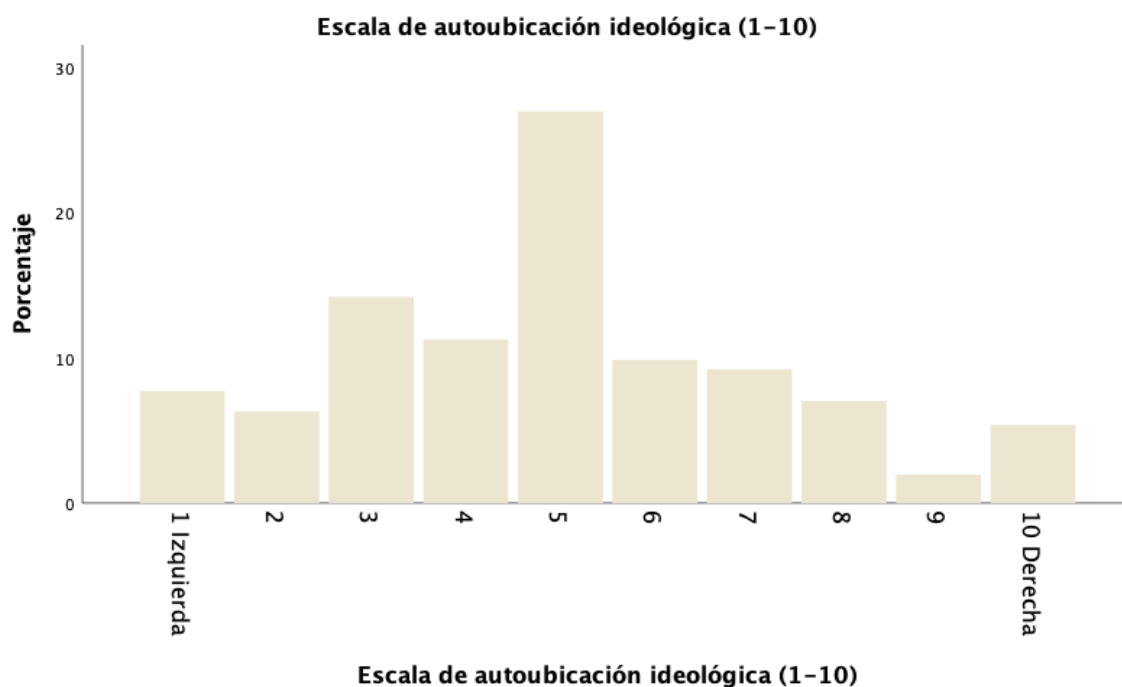
Tabla 2: Variables incluidas en los modelos debido a su nivel de significatividad

Variable	Categorías	Frecuencias	Porcentajes
Edad	Sin categorías	2.571	100,0
Sexo	0 = Mujer	1.288	50,1
	1 = Hombre	1.283	49,9
Nivel educativo	1 = EGB	145	5,8
	2 = ESO	295	17,7
	3 = ES No obligatorios	854	34,4
	4 = Universitarios	1.190	47,9
Religión	0 = No creyente	990	38,5
	1 = Creyente	1.537	60,8
Estado civil	0 = No casado/a	1.236	48,2
	1 = Casado/a	1.328	51,8
Situación laboral	0 = No trabaja	1.125	43,8
	1 = Trabaja	1.444	56,2
Situación estudio	0 = No estudia	2.483	96,7
	1 = Estudia	86	3,3
Capital	0 = No vive en una capital	1.599	62,2
	1 = Vive en una capital	972	37,8
Clase social	0 = No clase alta	2.297	93,6
	1 = Clase alta	156	6,4
Ideología política	0 = Izquierda	926	54,2
	1 = Derecha	784	45,8

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

En relación con la variable dependiente «escala de ideología política», su naturaleza es originalmente métrica, con valores posibles de 1 a 10 (Figura 2). Ahora bien, con el fin de poder incluirla en ambos análisis multivariados, se decidió recodificarla en únicamente dos categorías: «Derecha» (con valores de 6 a 10) e «Izquierda» (con valores de 1 a 4). El valor «5» fue omitido de la recategorización por dos motivos: en términos teóricos, las personas suelen asociarla al centro de la escala y no a una tendencia hacia la izquierda, tal como se demuestra en el gráfico, por lo que esto podría sesgar los resultados. En consecuencia, dado el objetivo «dicotomizador», fue necesario aislar aquellos casos que no se inclinaran por un lado ni por otro, con el fin de llegar a resultados concluyentes.

Figura 2: Porcentajes de escala de autoubicación ideológica (1-10)



FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

Por último, es importante destacar la semejanza entre la Figura 1 y Figura 2. El primero abordaba los porcentajes medio de los posicionamientos ideológicos del electorado (1983-2011). El segundo, por su parte, contiene los porcentajes de posicionamientos de la población del estudio en el año 2023. En particular, se observan las similitudes en los dicotómicos: las frecuencias «de izquierda» (del 1 al 4), con una mayoría por sobre las frecuencias «de derecha» (del 6 al 10). Así también es posible notar la gran mayoría del centro («5»), al igual que el promedio analizado por Medina (2015) sobre las autoubicaciones del periodo democrático español.

Con el fin de responder al objetivo específico «determinar las características sociodemográficas que influyen en la autoubicación política en el eje izquierda-derecha», se realizó un análisis de RL. Según Cea (2004b), en regresión logística, la comprobación de la significatividad estadística de los coeficientes se realiza con los siguientes estadísticos más comunes: «t» de *student*, estadístico de Wald, R de Atkinson, correlación parcial de Pearson y Chi-cuadrado del modelo. Por su parte, la medición del ajuste del modelo se realiza con: y pseudo -, la desviación (D), el estadístico de bondad de ajuste y la prueba de bondad de ajuste de Hosmer y Lemeshow.

El análisis incluyó originalmente una selección total de 10 variables posiblemente predictivas (ver Tabla 2) sobre la variable categórica-binaria «ideología

política» (1=«derecha», 0=«izquierda»). El procedimiento seguido en la formación del modelo de regresión logística fue uno «hacia adelante»⁴, siguiendo el criterio de «reducir la verosimilitud», es decir, lograr la mayor reducción posible en el valor «-2LL» (-2 logaritmo de la verosimilitud). Así también, se siguió el criterio de «incrementar el estadístico de Wald». La Tabla 3 resume el modelo finalmente obtenido mediante el Programa SPSS, con 1.640 casos válidos. Las variables aparecen dispuestas por orden de importancia en la incorporación del modelo. Estas fueron: sexo (1=hombre), religión (1=creyente), clase social (1=alta) y edad. Se observa que todos los coeficientes de regresión logística, incluyendo el de la constante, son estadísticamente significativos ($p \leq 0,05$), a decir por el estadístico de Wald, el cual se utiliza para comprobar la significatividad de los coeficientes al ser la muestra elevada (Cea, 2004b).

Tabla 3: Variables en la ecuación

Variable	β	E. T.	Wald	gl	Sig.	X de X	Exp(β)	(e-1) · 100	Fxj'
Constante	-1,146	0,199	33,131	1	<0,001	-	0,318	-68,2	-
Edad	-0,008	0,003	5,678	1	0,017	52,01	0,992	-0,08	-0,19
Sexo	0,411	0,112	13,382	1	<0,001	0,50	1,508	50,8	10,17
Religión	1,892	0,120	250,013	1	<0,001	0,61	6,635	563,5	34,48
Clase social	0,508	0,210	5,844	1	0,016	0,06	1,662	66,2	12,70

De esta manera, las 4 variables mencionadas intervienen en la predicción de la probabilidad de Y (Figura 1) Por su parte, las variables que no se incluyeron en la ecuación debido a su baja significatividad en el modelo iterativo de 4 pasos⁵ fueron: nivel educativo recodificado (sig.=0,753), estado civil recodificado (sig.=0,887), situación laboral «trabaja» (sig.=0,884), situación laboral «estudia» (sig.=0,107) y lugar de residencia (sig.=0,554).

Figura 3: Ecuación de regresión logística

$$P(Y) = -1,146 + 1,892 \cdot \text{religión} + 0,508 \cdot \text{clase social} + 0,411 \cdot \text{sexo} - 0,008 \cdot \text{edad}$$

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

4 Se van introduciendo variables en el modelo, empezando por aquellas que tienen coeficientes de regresión más grandes, estadísticamente significativos. En cada paso se reevalúan los coeficientes y su significación, con lo cual se pueden eliminar del modelo aquellos que no se consideran estadísticamente significativos (Berlanga-Silvente y Vilà-Baños, 2014).

5 Esta información se concluye a partir de la tabla de historial de iteraciones, la cual permite visualizar los coeficientes finales de cada variable y el intercepto, los cuales aparecen en la tabla de variables de la ecuación.

De acuerdo con la Figura 3, el valor de la constante expresa el valor de la variable dependiente cuando las independientes son cero. Lo habitual es que su valor no sea interpretable (Cea, 2004b), como sucede con este modelo al tener un valor de -. Por su parte, la Tabla 3 muestra otra serie de estadísticos. En primer lugar, los coeficientes de pendiente (β) indican el incremento o disminución en logit (Y), dependiendo de su signo, ante un cambio de unidad en la variable independiente, manteniéndose las demás variables explicativas constantes. Se interpretan como cambios en el logaritmo natural de la razón de verosimilitud («log odds») respecto a la probabilidad de no ocurrencia (Cea, 2004b). En este caso, las variables sexo (1=hombre), religión (1=creyente) y clase social (1=alta) están positivamente relacionadas con la probabilidad de ser de derecha en la escala de autoubicación política. Dicho de otra manera, logit(Y) aumenta, en la magnitud expresada en el coeficiente, al ser hombre (Sexo), ser creyente (Religión) y ser de clase alta (Clase social). Por el contrario, la variable «Edad» está negativamente relacionada con logit(Y), es decir, el cambio en una unidad de la variable edad, provoca una disminución en el logaritmo de la razón de verosimilitud de ser de derecha respecto de ser de izquierda, en la magnitud expresada en el coeficiente (0,008), manteniéndose las demás variables predictoras constantes.

Por su parte, los coeficientes de exponente de β se interpretan como el cambio en la variable dependiente asociado a un cambio de una unidad en la independiente, manteniéndose el resto de las variables predictivas constantes. Esto expresa el cambio de razón de probabilidades de ocurrencia o no ocurrencia de un evento, cuando la variable independiente aumenta en una unidad (Cea, 2004b). En este caso, tras realizar los cálculos pertinentes, es posible interpretar lo siguiente: En primer lugar, en relación con la constante, la probabilidad de «ser de derecha» disminuye en un 68,2% cuando todas las variables independientes en la ecuación son cero. Por su parte, sobre las variables predictivas, la religión es la primera en formar el modelo de regresión logística, por lo que es la más relacionada positivamente a «ser de derecha» en la escala de autoubicación política. En consecuencia, por cada aumento en una unidad de la variable «religión», es decir, «ser creyente», se incrementa la probabilidad de «ser de derecha» en un 563,5%, manteniéndose constantes las demás variables independientes. Por su parte, por cada aumento en una unidad de la variable «clase social», es decir, «ser de clase alta», se incrementa la probabilidad de «ser de derecha» en un 66,2%, manteniéndose constantes las demás variables independientes. En tercer lugar, por cada aumento en una unidad de la variable «sexo», es decir, «ser hombre», se incrementa la probabilidad de «ser de derecha» en un 50,8%, manteniéndose constantes las demás

variables independientes. Por último, por cada aumento en una unidad de la variable «edad», se disminuye la probabilidad de «ser de derecha» en un 0,08%, manteniéndose constantes las demás variables independientes.

Igualmente, la Tabla 3 incluye los incrementos en la probabilidad de «ser de derecha» en escala de autoubicación política, expresados en porcentaje (última columna), para las variables que mostraron ser significativas en la predicción de . De acuerdo con estos valores, puede afirmarse que «religión» es la variable más relacionada con la probabilidad de «ser de derecha» (con un 34,48%), mientras que la «edad» es la menos relevante en la predicción de dicha probabilidad (con un -0,19%).

Tabla 4: Matriz de correlación

Variable	Constante	Edad	Sexo	Religión	Clase social
Constante	1,000	-0,817	-0,386	-0,190	-0,153
Edad	-0,817	1,000	0,058	-0,249	0,088
Sexo (1=Hombre)	-0,386		1,000	0,106	-0,030
Religión (1=Creyente)	-0,190			1,000	0,008
Clase social (1=Alta)	-0,153				1,000

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

Al tratarse de un modelo predictivo, otro aspecto clave en la evaluación de su adecuación es, precisamente su «eficacia predictiva». Esto puede evaluarse, entre otras medidas de asociación, a través de la r de *Pearson* (Tabla 4). La finalidad es comprobar la contribución «parcial» de cada variable independiente en la predicción de la variable dependiente. Dado que este valor puede ser de -1 a 1, su signo se corresponde con el del coeficiente de regresión estimado (Cea, 2004b). En este caso, los valores positivos, como aquellas correlaciones entre sexo y edad ($r=0,058$), religión y sexo ($r=0,106$), religión y clase social ($r=0,008$) y clase social y edad ($0,088$), significa que la variable independiente aumenta en valor, como lo hace la probabilidad de ocurrencia de «ser de derecha» ($Y=1$). Por el contrario, aquellos valores negativos de r , como ocurre en las correlaciones entre edad y religión ($r=-0,249$), y sexo y clase social ($r=-0,030$), significa que la contribución de la variable independiente aumenta en valor, entonces disminuye la probabilidad de ocurrencia de «ser de derecha» ($Y=0$). Además, un valor próximo a «0», como ocurre entre religión y clase social ($r=0,008$), significa que la contribución de la variable independiente al modelo es prácticamente nula. En cambio, un valor próximo a «1» indicaría

una correlación máxima entre ambas variables, es decir, que esa variable independiente es muy relevante para la predicción de la probabilidad de $Y=1$ (Cea, 2004b).

Por su parte, según el historial de iteraciones, el modelo concluyó luego de 4 pasos, porque las estimaciones de parámetros habrían cambiado en menos de 0,001. Además de los valores de los coeficientes ya mencionados en la Tabla 3, es importante destacar los valores iniciales y finales del logaritmo de verosimilitud (-2LL). Dado el criterio de «reducir la verosimilitud» en la selección de las variables predictoras, la Tabla 5 muestra el cambio del log-verosimilitud del modelo y el cambio en -2log de verosimilitud en cada uno de los cuatro pasos al ser incluidas las variables predictivas significativas en cada una de estas iteraciones. Tal como aparece, el valor inicial de -2LL era de 2.202,194, mientras que su valor final, luego de las 4 iteraciones con las cuatro variables significativas incluidas en el modelo, resultó en 1.899,121. Por su parte, ambos estadísticos presentes, R^2 de Cox y Snell y R^2 de Nagelkerke, se asemejan al coeficiente de determinación de determinación « R^2 » de la regresión lineal, pues intentan cuantificar la proporción de varianza «explicada» por el modelo de regresión logística obtenido. Ahora bien, dado que R^2 de Cox y Snell no alcanza el valor máximo de «1», se optó por evaluar el modelo con el valor de R^2 de Nagelkerke⁶ (Cea, 2004b). En este modelo, su valor en el cuarto paso iterativo es de 0,229, siendo esta una cantidad relevante, aunque escasa. La probabilidad del evento que se analiza depende, en una proporción considerable, de otras variables independientes que no han sido incluidas en los análisis. Ahora bien, este valor, aunque bajo, ha de tomarse como una aproximación para asegurar la eficiencia predictiva del modelo.

Tabla 5: Resumen del modelo

Paso	Logaritmo de la verosimilitud (-2LL)	R^2 de Cox y Snell	R^2 de Nagelkerke
4	1.899,121	0,174	0,233

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

Sumado a lo anterior, y dado el tamaño muestral elevado, es posible aplicar la prueba de chi-cuadrado de bondad de ajuste de Hosmer y Lemeshow (1989) para cada paso que compone el análisis⁷. A diferencia de otras aplica-

6 En su interpretación hay que tener presente que nunca alcanza el valor 1, lo que lo convierte en un límite importante en su aplicación, siendo este coeficiente un estadístico preferible en la comprobación del ajuste global del modelo de regresión logística (Cea, 2004b).

7 Lo que hace esta prueba es dividir la muestra ($N=1.640$) en 4 grupos de igual tamaño (410 casos en cada grupo). Así, cada grupo engloba aquellos casos que comparten una misma combinación de valores en las variables predictoras que conforman el modelo de regresión logística (Cea, 2004b.)

ciones del chi-cuadrado, en ésta interesa un valor empírico de chi-cuadrado inferior al teórico porque permite concluir que el modelo presenta un buen ajuste: las frecuencias observadas y las predichas coinciden. La significatividad de chi-cuadrado en esta prueba debe ser, en consecuencia, mayor a 0,05 para que la hipótesis nula no sea rechazada. Ahora bien, esto podría darse por el tamaño elevado de la muestra, lo cual podría llevar a que el valor empírico de chi-cuadrado supere al teórico, llevando al rechazo de la hipótesis nula, aunque ésta fuese realmente cierta (Cea, 2004b). Este caso podría ser así dado que, como se observa, el valor de significación de 0,049, las frecuencias observadas y predichas no coincidirían (Tabla 6).

Tabla 6: Prueba de Hosmer y Lemeshow

Paso	Chi-cuadrado	gl	Sig.
4	15,585	8	0,049

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

De acuerdo con la prueba anterior, el estadístico fundamental en la comprobación del ajuste del modelo en su conjunto es el Chi-cuadrado del modelo. Para el contraste de hipótesis de esta prueba, se comparan los valores empíricos con los teóricos al nivel de significatividad elegidos (Cea, 2004b). En este caso (Tabla 7), el valor de chi-cuadrado obtenido por el modelo es de 306,073, con 4 grados de libertad. Su significatividad es plena, con un valor de <0,001, por lo que se procedió a rechazar la hipótesis nula con una probabilidad de equivocación en su rechazo, al realmente cierta, del 0%. En consecuencia, puede afirmarse que las variables que integran el modelo ayudan a la predicción de la probabilidad de «ser de derecha». Dicho de otra manera, el modelo es estadísticamente significativo con 4 variables predictivas y mejor que el modelo nulo, considerando el tamaño de la muestra analizada y su efecto constatado en el valor de chi-cuadrado.

Tabla 7: Pruebas ómnibus de coeficientes de modelo

Paso 4	Chi-cuadrado	gl	Sig.
Paso	5,718	1	0,017
Bloque	306,073	4	<0,001
Modelo	306,073	4	<0,001

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

En resumen, la significatividad del modelo empírico ha sido corroborada por distintas pruebas de Chi-cuadrado, las cuales coinciden en afirmar que el ajuste del modelo a la distribución de estos datos es bueno. Ahora bien, en relación con su capacidad predictiva de la probabilidad de «ser de derecha» (o «ser de

izquierda»), a decir por los distintos estadísticos de R^2 arrojados. Aunque el modelo incluye 4 variables predictoras, su contribución a la predicción de dicha probabilidad es pequeña, al quedar una proporción importante de variabilidad de la probabilidad de Y sin explicar. El estadístico más favorable, R^2 de Nagelkerke, cuantifica la capacidad predictiva del modelo en 0,233, cuando lo deseable hubiese sido una proporción de, al menos, próxima a 0,50 (Cea, 2004b).

En regresión logística, las tablas de predicción (Tabla 8) se ajustan al formato estándar, caracterizado por el cruce de las frecuencias de las opciones de respuesta *observadas* () en la muestra con las *pronosticadas* () a partir del modelo estimado. De esta manera, las casillas «a» y «d» incluyen los casos que han sido correctamente clasificados por el modelo predictivo, al coincidir su respuesta observada con la pronosticada. Por el contrario, los valores «b» y «c» se agrupan aquellos casos que no lograron ser correctamente clasificados por el modelo, en función de los valores que presentaban las variables predictivas (Cea, 2004b). En este caso, de manera global y final (último paso 4), el porcentaje de valores correctamente clasificados es de un 69,6%, al coincidir su valor observado en la variable dependiente con el pronosticado por el modelo, siendo estos bastante similares en relación a las dos categorías de la variable dependiente. Siendo el valor de corte aplicado de 0,5, el modelo logra predecir con éxito el 78,2% de los 725 casos originalmente clasificados como «ser de derecha». Por el contrario, la predicción de la probabilidad de «ser de izquierda» solo alcanza a casi dos tercios del total de sujetos clasificados en dicho grupo (62,4%). En conclusión, el modelo predictivo, integrado por las 4 variables predictivas, es de gran utilidad en la predicción de la probabilidad de «ser de derecha» (78,2%) y «ser de izquierda» (62,4%).

Tabla 8: Tabla de clasificación

Escala ideológica (dum.)		Pronosticado ()		
		Izquierda	Derecha	Porc. Correcto
Observado ()	Izquierda	547 (a)	329 (b)	62,4
	Derecha	158 (c)	567 (d)	78,2
				69,6

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

Por último, en relación con la detección de casos atípicos, este puede ser comprobado a través del listado por casos y, además, de manera visual, a través del gráfico de probabilidades estimadas, el cual es útil para identificar los casos erróneamente clasificados, incluyendo las probabilidades pronosticadas y los grupos observados (Cea, 2004b). En este caso, dado el valor de corte

de 0,50, los casos cuyas probabilidades pronosticadas superan el referente, se clasifican en «ser de derecha» (grupo 1), ubicados a la derecha del punto de corte. Por otro lado, aquellos cuya probabilidad pronosticada es inferior a 0,50 quedan pronosticados como «ser de izquierda» (grupo 0), es decir, coincidentemente a la izquierda del punto de corte. En un modelo de elevado poder predictivo, los casos en los que se presente el evento «ser de derecha», deberían todos situarse a la derecha de 0,50 (en el margen derecho del gráfico). Por el contrario, a la izquierda (en este caso, «ser de izquierda» en la escala de autoubicación política). Ahora bien, como puede observarse, esta condición no se cumple en todos los casos, es decir, aquellos ubicados a la izquierda del gráfico corresponden a casos atípicos.

El análisis discriminante puede hacerse de forma directa o secuencialmente. En este caso se ha optado por el análisis secuencial o por pasos, donde las variables predictoras toman parte en la producción de funciones discriminantes dependiendo del nivel discriminatorio que tengan. Dependiendo del poder discriminatorio de las variables, estas entran en un orden u otro al modelo (Cea, 2004b, p. 336). En la estadística de grupos (Tabla 9), es interesante la existencia de diferencias entre las medias de los dos grupos (grupo 0 y grupo 1), es decir, «ser de izquierda» y «ser de derecha», respectivamente. Se observa que la media en variables como la edad no es altamente distinta, pero sí lo es en variables como la religión y la situación laboral, tanto en el caso de trabajadores como estudiantes. Por otro lado, se pone atención a la desviación típica, pues, para cumplir el supuesto de homocedasticidad, esta no debe variar mucho entre grupos. Se confirma la homocedasticidad al ser las cifras de ambos grupos similares en desviación típica.

Tabla 9: Estadística de grupos

Variable	Grupo «0»				Grupo «1»			
	Media	Desv.	No Ponderados	Ponderados	Media	Desv.	No ponderados	Ponderados
Edad	49,73	15,932	876	876,000	50,40	17,071	725	725,000
Sexo	,49	,500	876	876,000	,57	,496	725	725,000
N. Educativo	3,39	,815	876	876,000	3,27	,860	725	725,000
Religión	,38	,485	876	876,000	,78	,412	725	725,000
Estado Civil	,49	,500	876	876,000	,56	,496	725	725,000
Trabaja	,61	,488	876	876,000	,61	,487	725	725,000
Estudia	,04	,185	876	876,000	,05	,220	725	725,000
Capital	,39	,488	876	876,000	,39	,489	725	725,000
Clase social	,06	,236	876	876,000	,10	,301	725	725,000

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

Se comprueba si las diferencias entre los grupos son significativas en la tabla de igualdad de medias de grupos arrojadas por el programa. Esto se hace mediante la revisión de los estadísticos Lambda de Wilks y F de Fischer univariada. Para confirmar esto, se observan que los valores de Lambda que sean lo más cercanos a 0, pues significa que las variables presentan significatividad estadística y ayudan a la diferenciación entre los grupos. Sucede lo mismo con los valores F, que interesan los más elevados posibles. Son destacables las Lambdas de Wilks de las variables, cercanas a la cifra de 1, siendo la más baja la religión con un 0,834. Esta variable consta también de la F más alta (religión 319,259), seguida de la clase social (9,457), estado civil (8,784) y sexo (8,423). En este caso, se confía en el estadístico F de Fischer por ser más esclarecedor que la Lambda de Wilks.

Tabla 10: Prueba de igualdad de medias de grupos

Variable	Tolerancia	F para eliminar	Lambda de Wilks
Religión	0,947	330,865	,988
Sexo	0,989	13,774	,826
Clase social	0,989	5,981	,822
Edad	0,940	5,923	,822

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

En la Tabla 10, las variables van entrando en orden de peso respecto a la Lambda de Wilks. En un primer paso, y de manera congruente con lo visto en las tablas anteriores, la primera variable en entrar es la religión, pues tiene un valor discriminatorio alto para el análisis. Esto último significa que su media difiere entre los grupos. De esta manera, las variables van entrando en orden de acuerdo con la variable que tenga mayor este estadístico, hasta que el análisis se queda con cuatro variables (religión, sexo, clase social y edad). Destaca la escasa variación en las cifras de la tolerancia al ir añadiendo nuevas variables. Esto es un indicador de baja colinealidad entre las variables.

Tabla 11: Autovalores

Función	Autovalor	Porc. de Varianza	Porc. acumulado	Correlación Canónica
1	0,222	100,0	100,0	0,426

FUENTE: Elaboración propia análisis realizado.

La Tabla 11 indica dos valores importantes: el porcentaje de varianza que explican la función discriminante, y el porcentaje de varianza acumulado, siendo en ambos casos del 100%, dado el número de categorías de la variable dependiente menos uno (dando como resultado una única función discrimi-

nante). Por su parte, el valor de la correlación canónica revela la correlación entre los dos grupos del análisis discriminante. Interesa encontrar una correlación canónica alta o cercana a la cifra de 1, pues indicaría que el análisis es capaz de diferenciar entre grupos. La cifra de 0,426, es, en este caso, muy moderada e incluso baja, lo que quiere decir que las diferencias entre los grupos son leves. Respecto a la Tabla 12, el estadístico Lambda de Wilks es de 0,819. Este no es un buen signo para el análisis discriminante, «pues los valores pequeños de Lambda, próximos a 0,0, indican que la función provoca mucha variabilidad entre grupos y poca variabilidad dentro de los grupos» (Cea, 2004b, p. 350). Si la cifra de Lambda de Wilks es transformada a porcentaje, se encuentra que el 81,9% de la varianza de la variable dependiente (diferenciación entre los grupos) no está explicada por la función discriminante. Además, con una cifra de Chi-cuadrado tan alta, se debe aceptar la hipótesis alternativa de igualdad de medias entre los grupos del análisis, cuyas variables clasificadas no tienen poder discriminante significativo.

Tabla 12: Lambda de Wilks

Prueba de funciones	Lambda de Wilks	Chi-cuadrado	gl	Sig.
1	0,819	319,604	4	0,000

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

Pese a estas afirmaciones, se procede a estimar las funciones discriminantes canónicas. Así, a partir de esta ecuación, se obtienen las puntuaciones discriminantes sobre cada variable predictora incluida en la función de acuerdo a su contribución a la separación de los grupos. La Tabla 13 describe los coeficientes de la función discriminante canónica, que permite estimar, finalmente, la forma de la función discriminante canónica (Figura 4).

Tabla 13: Coeficientes de función discriminante canónica

	Función 1
Edad	-0,009
Sexo (1=Hombre/Dummy)	0,438
Religión (1=Creyente/Dummy)	2,205
Clase social (1=Alta/Dummy)	0,539
Constante	-1,062

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

Figura 4: Ecuación de la función discriminante canónica

$$f_{km} = u_0 + u_1 X_{1km} + u_2 X_{2km} + \dots + u_p X_{pkm} \quad f_{km} = -1,062 + (-0,009 \text{ Edad}) + (0,438 \text{ Sexo}) + (2,205 \text{ Religión}) + (0,539 \text{ Clase social})$$

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

Una vez formulada la ecuación con los coeficientes no estandarizados, se pasa a los coeficientes estandarizados, con los que se sabe la importancia de cada variable en esa función:

Tabla 14: Coeficientes de función discriminante canónica estandarizada

Variable	Función 1
Edad	-1,147
Sexo (1=Hombre/Dummy)	0,218
Religión (1=Creyente/Dummy)	1,000
Clase social (1=Alta/Dummy)	0,144

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

La Tabla 14 contiene los coeficientes tipificados para anular los efectos de diferentes escalas entre variables. Así se conoce cómo contribuyen las variables relevantes a la función discriminante. El signo indica si la variación es positiva o negativa. Por lo tanto, las variables con más poder discriminante son la edad de la persona (-1,147) y la religión (1.000), pues cuanto más se aproximen al valor 1, mayor es la contribución de la variable a diferencia de los grupos. El signo de estas variables muestra la dirección de la relación de la variable con la función («ser de derechas»), donde la religión tiene una relación positiva mientras que la edad tiene una relación negativa (Cea, 2004b, p. 404).

Tabla 15: Matriz de estructuras

Variable	Función 1
Religión	0,949
Clase social	0,163
Sexo	0,154
Estado civil*	0,146
Nivel educativo*	-0,132
Edad	0,044
Capital*	-0,029
Trabaja*	-0,005
Estudia*	-0,004

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

La matriz de estructura (Tabla 15) informa de las variables usadas en el análisis independientemente de su capacidad discriminante. Se consideran significativas aquellas con cifras mayores a 0,3, por lo que, como se ha repetido en todo el análisis, la religión se posiciona como la variable con más capacidad discriminatoria. Después, siguen todas las variables, ordenadas de mayor capacidad discriminante a menos. Constan también las variables que no se han introducido en el análisis, las cuales corresponden a estado civil, nivel educativo, capital, situación laboral (trabaja) y situación laboral (estudia).

Tabla 16: Funciones en centroides de grupo

Escala ideológica	Función 1
Izquierda	-0,428
Derecha	0,517

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

Las funciones en centroides de grupo (Tabla 16) revelan que, en la función discriminante, las puntuaciones negativas se ubican en «ideología de izquierdas» o ser de izquierdas, y las positivas, en «ideología de derechas» o ser de derechas.

Tabla 17: Probabilidades previas para grupos

Prueba de funciones	Previa	Casos utilizados en el análisis	
		No ponderados	Ponderados
Izquierda	0,500	876	876,000
Derecha	0,500	725	725,000
Total	1,000	1601	1601,000

FUENTE: Elaboración propia a partir de análisis realizado.

Por su parte, de acuerdo con lo indicado en la Tabla 17 de probabilidad previas para grupos, la división en grupos ideológicos es del 50% y 50% con un total de 876 casos ubicados ideológicamente en la «izquierda» y 725 en la «derecha».

5. Discusión

Una vez realizados los análisis, es posible identificar las limitaciones encontradas y meditar en las proyecciones de sus mejoras o complementos posteriores. En ese sentido, tanto las principales limitaciones como proyecciones de esta investigación se definen en términos metodológicos. Tal y como se indicó al inicio de este escrito, existe un problema metodológico-empírico-histórico con la escala de autoubicación ideológica en la dimensión izquierda-derecha,

ya que la gente suele asociar «5» con el centro y no «hacia la izquierda», como debería ser en términos puramente numéricos. Esto revela no solo un problema desde los encuestados, sino, sobre todo, de quienes diseñan los cuestionarios. En consecuencia, es necesario buscar otra forma de redactar la pregunta o las respuestas. En ese sentido, se sugiere reconsiderar esta variable, ya que la dicotomía izquierda-derecha se puede transformar en una escala del 1 al 10 para solucionar este problema metodológico. Por ejemplo, se podría preguntar «qué tan de izquierda eres» en una escala del 0 al 3 (4 categorías, sin incluir el «centro»), y «qué tan de derecha eres» en una escala del 0 al 3. Luego, combinar ambas variables permitiría conocer la autoubicación real del encuestado. De esta manera, se solucionaría el problema del centro psicológico y se mantendría la utilidad de las variables métricas.

Siguiendo en la línea de la elaboración del instrumento y la forma de construir sus indicadores, es posible comentar algunas cuestiones sobre ciertas variables utilizadas periódicamente por estudios del CIS. En primer lugar, en este estudio no se consideró en el análisis la variable P18 con la pregunta «Actualmente, entre todos los miembros del hogar (incluyendo usted) y por todos los conceptos, ¿de cuántos ingresos al mes disponen en su hogar, después de la deducción de impuestos (es decir, ingresos netos)?». Esto, debido a su relativa naturaleza en relación al número de integrantes del hogar que utilizan ese ingreso, información que no está contenida en el instrumento. Dicho de otra manera, el dato arrojado por esta variable puede perfectamente variar en función del número de integrantes que aportan dinero en el hogar, así también según el número de integrantes que utiliza dicho monto, es decir, el ingreso per cápita puede variar. Por su parte, si bien se utilizó la variable P19, «¿A qué clase social diría usted que pertenece?», es ampliamente conocido que las personas tienden a autclasificarse como clase media. Además, las respuestas espontáneas generadas por los encuestados dificultan el análisis en relación a la reagrupación de respuestas de manera ordinal, como por ejemplo categorías como «clase trabajadora/obrera» o «a la gente común». Por lo tanto, en esta investigación se optó por utilizarla de manera ficticia como «es de clase alta o no lo es», con la agrupación de las respuestas en la categoría «alta». En términos proyectivos en relación a los posibles modelos a realizar en el futuro, se podría abordar este fenómeno a través de un análisis de regresión lineal utilizando la variable dependiente «ideología política» original, es decir, de tipo métrica, con opciones del 1 al 10. Otra opción sería utilizar una técnica de análisis multivariante con la variable «ideología política» dividida en 3 categorías: izquierda (valores del 1 al 4), centro (valor 5) y derecha (valores del 6 al 10). También se puede considerar la inclusión de variables categóricas en rela-

ción a los partidos políticos votados (P12a y P13) o si los encuestados votaron o no en las últimas elecciones generales (P12, con respuesta dicotómica «sí» y «no»). Además, se podría incluir una variable categórica en relación a las comunidades autónomas. Por último, estos modelos podrían ser comparados con la intención de voto hacia partidos de izquierda o derecha.

6. Conclusiones

El estudio de la ideología política y su dimensión o eje izquierda-derecha es un tópico ampliamente estudiado por la ciencia política, y así igualmente debe ser desde la sociología, cuyas posibilidades de análisis de datos son ampliamente útiles para contestar a las interrogantes sobre perfiles sociodemográficos en función de distintas variables como puede ser la autoubicación política. Si bien muchos historiadores y expertos aseveran que esta dicotomía puede llegar a ser, en estos tiempos, obsoleta, se comprueba en lo concreto que es sin duda una forma de uso cotidiano que tienen las personas sobre su ideología política.

En relación con todas las variables planteadas como potencialmente predictivas de la autoubicación política en el eje izquierda-derecha, solo resultaron ser la edad, el sexo, la religión y la clase social. Al realizar la recodificación de la variable dependiente «ideología política», omitiendo el centro y quedándose únicamente con quienes se inclinaban hacia un lado o hacia otro, se obtuvo una mayoría del 54,% de quienes se inclinaban hacia la izquierda de la escala en sus distintos niveles. El análisis de regresión logística y sus distintas pruebas y estadísticos calculados coinciden en afirmar que el ajuste del modelo a la distribución de estos datos es bueno. Ahora bien, en relación a su capacidad predictiva de la probabilidad de «ser de derecha» (o «ser de izquierda»), es bajo, a decir por los distintos estadísticos de R^2 arrojados. Aunque el modelo incluye 4 variables predictoras, su contribución a la predicción de dicha probabilidad es pequeña, al quedar una proporción importante de variabilidad de la probabilidad de Y sin explicar. El estadístico más favorable, R^2 de Nagelkerke, cuantifica la capacidad predictiva del modelo en 0,233, cuando lo deseable hubiese sido una proporción de, al menos, próxima a 0,50. Así también, se encontraron una gran cantidad de casos atípicos que debilitan la capacidad predictiva del modelo y su capacidad de inferencia al resto de la población. Por parte del análisis discriminante no se consigue con este análisis un modelo altamente explicativo o grupos altamente diferenciados. No se llega a una clasificación de la muestra en perfiles diferenciados según datos sociodemográficos y autoubicación política con dimensión izquierda-derecha. No obstante, la creencia religiosa es un factor determinante a la hora de diferenciar los grupos

de autoubicación política. En línea con el marco teórico, esto sería coherente en el contexto social español, en el que la creencia religiosa siempre ha estado asociada -o del lado- de la ideología política de «derechas». La variable «religión» cuenta con la cifra de Lambda de Wilks más baja de todas las variables del modelo, y como hemos visto, esto significa que es la que más fuerza discriminante tiene para diferenciar los grupos. Tomando entonces este modelo de análisis discriminante, poco esclarecedor, no podemos probar la hipótesis de que existe una capacidad de discriminación estadísticamente significativa por parte de la función discriminante según los grupos conformados por su autoubicación política de izquierda (G_1) y derecha (G_2).

Pese a las percepciones de una hegemonía cultural y política de la derecha, tanto a nivel europeo como en otros lugares del mundo, en España sigue rigiendo una mayoría, aunque leve, de personas que se autoidentifican como «de izquierda». Considerando este escenario es que fue necesario y oportuno realizar un análisis sobre la ideología política y la autoubicación desde las personas 40 años después del inicio del periodo democrático a partir de 1983. El resultado de la variable sobre autoubicación política en el eje izquierda-derecha se condice con el análisis longitudinal realizado por Medina (2015), donde ambos análisis, tanto el del promedio de porcentajes de 1983 a 2011, y el presente de 2023, demuestran que existe una mayoría de quienes se inclinan «hacia la izquierda» del eje, mientras que, si bien estable, pero en menor cantidad, de quienes se inclinan «hacia la derecha». Al respecto, Toscano (2021) se hace la pregunta y abre el debate, «¿Pero es esto la polarización? Es una polarización creada para llevar el debate siempre a su terreno, dentro de sus esquemas. Es una idea de que estamos aquí y estamos rodeados de comunistas, feministas, homosexuales, inmigrantes, el Papa. Cada día hay un enemigo diferente. La polarización está ahí. Pero, es una polarización falsa».

Referencias

- Brussino, S., Imhoff, D., Paz-García, A. P., y Dreizik, M. (2017). El análisis psico-político de la ideología política. En Brussino, S. (Coord.), *Políticamente, contribuciones desde la psicología política en Argentina* (pp. 73-104). CONICET.
- Bueno, G. (2008). *El mito de la derecha: ¿Qué significa ser de derechas en la España actual?* Temas de hoy.
- Cea M. A. (2004). *Análisis multivariable. Teoría y práctica en la investigación social*. Síntesis.
- Cea, M. A. (2004b). *Métodos de encuesta: Teoría y práctica, errores y mejora*. Síntesis.
- CIS (2023). *Cuestiones de actualidad (marzo 2023)*. Disponible en: https://www.cis.es/cis/export/sites/default/-Archivos/Marginales/3400_3419/3401/cues3401.pdf
- CIS (2023b). *Ficha Técnica. Estudio CIS N°3401*. Disponible en: https://www.cis.es/cis/export/sites/default/-Archivos/Marginales/3400_3419/3401/FT3401.pdf
- Cordero, G. y Martin, I. (2011). *Quiénes son y cómo votan los españoles de izquierda*. Los Libros de la Catarata-Fundación Alternativas.
- De Andrés, J. (2002). El golpe de estado de la transición, las causas, actores, desarrollo y consecuencias del 23-F. En C. Navajas (Coord.), *Actas del III Simposio de Historia Actual* (pp. 463-482). Instituto de Estudios Riojanos.
- Dogan, M. (2021). La ciencia política y las otras ciencias sociales. En Goodin, R. y Klingemann, Hans-Dieter (Eds.). *Nuevo Manual de Ciencia Política*. Ediciones Istmo.
- Fernandez, A. y Rodriguez, J. (1996). *Fascismo y Neofascismo*. Arco Libros.
- Gil, J., García, E. y Rodriguez, G. (2001). *Análisis discriminante*. La Muralla.
- Glantz, P. (1992). *Die Linke nach dem Sieg des Westens*. Verlags-Anstalt, Stuttgart.
- Gonzalez-Ferrer, L. y Queirolo-Velasco, R. (2013). Izquierda y derecha: formas de definir las, el caso latinoamericano y sus implicaciones. *América Latina Hoy*, 65, 79-105. <https://doi.org/10.14201/alh20136579105>
- Hosmer, D. y Lemeshow (1989). *Applied logistic regression*. John Wiley & Sons.
- Jovell, A. (2006). *Análisis de regresión logística*. Cuadernos Metodológicos N°15. Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Laponce, J. (1981). *Left or right: The typology of Political Perceptions*. University de Toronto Press.
- Lau, R., y Redlawsk, D. P. (2006). *How voters decide: Information processing in election campaigns*. Cambridge University Press.
- Mair, P.(2007). Left—right Orientations: En Dalton, R. y Klingemann, H. (Eds.), *The Oxford Handbook of Political Behavior*. Oxford University.
- McCoy, J., Rahman, T., y Somer, M. (2018). Polarization and the global crisis of democracy: Common patterns, dynamics, and pernicious consequences for democrat-

- ic policies. *American Behavioral Scientist*, 62(1), 16-42. Disponible en: <https://doi.org/10.1177/0002764218759576>
- McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. En Zarembka, P. (Eds.), *Frontiers in econometrics*. Academic Press.
- Medina, L. (2015). *Izquierda y derecha en España: un estudio longitudinal y comparado*. Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Mulaik, S. (1998). Parsimony and Model Evaluation. *The Journal of Experimental Education*, 66(3), 266-273. <https://www.jstor.org/stable/20152565>
- Navas, A. (2014). Izquierda y Derecha: ¿una tipología válida para un mundo globalizado? *Revista de Comunicación*, 13, 163-176. Disponible en: <https://revistadecomunicacion.com/article/view/2724/2233>
- Rey, P. (2004). Nota metodológica sobre los indicadores del barómetro del CIS. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 108(4), 151-178. Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=99717669006>
- Sani, G. y Montero, J. (1986). El espectro político: izquierda, derecha y centro. En J. Linz y J. Montero (Eds.), *Crisis y cambio: Electores y partidos en la España de los años ochenta*. Centro de Estudios Constitucionales.
- Sartori, G. (1976). *Parties and Party Systems: A Framework for Analysis*. Cambridge University Press.
- Silva, L. y Barroso, I. (2004). *Regresión logística*. La Muralla.
- Valera-Ordaz, L. y 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>
- Thurstone, L. (1947). *Multiple factor analysis*. University of Chicago Press.
- Toscano, E. (2021). Fascismo, neofascismo y la crisis de la democracia. *Encrucijadas*, 21(2), e2105. Disponible en: <https://recyt.fecyt.es/index.php/encrucijadas/article/view/92661>
- Zechmeister, E. y Corral, M. (2012) Individual and Contextual Constraints on Ideological Labels in Latin America. *Comparative Political Studies*, 46(6), 675-701. <https://doi.org/10.1177/0010414012463880>

