



Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
ICADE

¿Cuáles son los factores que determinan el grado de simpatía hacia la población ucraniana al inicio del conflicto entre la Federación Rusa y Ucrania?

Autor: Pedro Montiel
Director: Francisco Borrás

MADRID | mayo 2026

1. Resumen

Este trabajo analiza los factores individuales que determinaron el grado de simpatía de la población española hacia la población ucraniana al inicio de la invasión rusa a gran escala de Ucrania, que comenzó el 24 de febrero de 2022. El conflicto entre Rusia y Ucrania constituye el mayor enfrentamiento armado en suelo europeo desde la Segunda Guerra Mundial y, en el momento de recogida de los datos, dominaba la agenda de política exterior de la mayoría de los países occidentales, generando al mismo tiempo un impacto económico tangible a través del encarecimiento de la energía y la inflación.

A partir de los microdatos del Barómetro de marzo de 2022 del Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS), identificado como Estudio n.º 3355, se aplicó una metodología cuantitativa basada en un modelo de regresión logística binaria. La variable dependiente se construyó a partir de la pregunta P15_6, que mide el grado de simpatía hacia los ucranianos en una escala de 0 a 10, binarizada en alta simpatía (puntuación ≥ 7) frente a simpatía baja o moderada (puntuación < 7). La muestra efectiva utilizada en la estimación es de 3.055 observaciones válidas.

El modelo incluyó como variables explicativas principales la auto ubicación ideológica en el eje izquierda-derecha, la edad y el género, junto con variables de control como la religiosidad, la clase social subjetiva y el nivel educativo. Los resultados muestran que el género es el determinante más robusto. Las mujeres presentan una probabilidad significativamente más alta de tener una alta simpatía hacia Ucrania que los hombres (OR = 1.382, $p < .001$). La edad también resultó estadísticamente significativa (OR = 1.014 por año, $p < .001$), aunque en sentido contrario al anticipado. Los ciudadanos de mayor edad mostraron mayor simpatía, no menor, lo que sugiere que las experiencias históricas generacionales y los patrones de consumo mediático pueden pesar más que las preocupaciones económicas en la formación de actitudes humanitarias. La ideología política, por su parte, no alcanzó la significación estadística convencional del 5% ($p = .074$) cuando la variable dependiente es la simpatía hacia la población civil, lo que contrasta con la evidencia disponible sobre el efecto ideológico en el apoyo a medidas concretas como el envío de armas.

Estos resultados contribuyen a comprender los determinantes micro de la solidaridad internacional en contextos de crisis geopolítica y ofrecen evidencia relevante para el análisis académico de la formación de actitudes públicas ante conflictos armados, tomando el caso español como ejemplo.

Palabras clave: *opinión pública; guerra de Ucrania; simpatía; regresión logística; CIS; ideología; género; edad.*

2. Abstracto:

This paper analyses the individual-level determinants of sympathy toward the Ukrainian population among Spanish citizens at the onset of Russia's full-scale invasion of Ukraine on 24 February 2022. The conflict between Russia and Ukraine represents the largest armed confrontation on European soil since the Second World War and, at the time of data collection, was dominating the foreign policy agenda of most Western countries while simultaneously generating a tangible economic impact through rising energy prices and inflation.

Using microdata from the March 2022 Barometer of the Spanish Centre for Sociological Research (CIS), identified as Study No. 3355, a quantitative methodology based on a binary logistic regression model was applied. The dependent variable was constructed from question P15_6, which measures the degree of sympathy toward Ukrainians on a scale from 0 to 10, binarised into high sympathy (score ≥ 7) versus low or moderate sympathy (score < 7). The effective sample used in the estimation comprises 3,055 valid observations.

The model included as its main explanatory variables self-placement on the left-right ideological scale, age, and gender, alongside control variables such as religiosity, subjective social class, and educational level. The results show that gender is the most robust determinant: women present a significantly higher probability of showing high sympathy toward Ukraine than men (OR = 1.382, $p < .001$). Age also proved statistically significant (OR = 1.014 per year, $p < .001$), albeit in the opposite direction to what was anticipated: older citizens showed greater sympathy rather than less, suggesting that generational historical experiences and predominantly television-based media consumption patterns may carry more weight than economic concerns in shaping humanitarian attitudes. Political ideology, for its part, did not reach conventional statistical significance at the 5% level ($p = .074$) when the dependent variable is sympathy toward the civilian population, which contrasts with available evidence on the ideological effect in support for concrete measures such as arms supplies.

These findings contribute to understanding the micro-level determinants of international solidarity in geopolitical crisis contexts and provide relevant evidence for the academic analysis of how public attitudes toward armed conflicts are formed, using the Spanish case as an example.

Keywords: *public opinion; war in Ukraine; sympathy; logistic regression; CIS; ideology; gender; age.*

INDICE:

1. RESUMEN

2.ABSTRACT

3.ÍNDICE DE FIGURAS.

4.ÍNDICE DE TABLAS

5.GRAPHICAL ABSTRACT

6. INTRODUCCIÓN

7. PREGUNTA DE INVESTIGACIÓN

8.REVISIÓN DE LA LITERATURA

8.1La edad

8.2.El género

8.3.Religión

8.4. ideología

8.5. Nivel económico

8.7. Confianza institucional

9. HIPÓTESIS DE INVESTIGACIÓN Y DEFINICIÓN DEL MODELO

10. MATERIAL Y MÉTODOS

10.1. Obtención de datos

11. RESULTADOS

11.1. Resultados obtenidos

11.2. Análisis econométrico

11.3. Análisis de las variables relevantes 31

12. DISCUSIÓN

13. CONCLUSIÓN

14. DECLARACIÓN DE USO DE HERRAMIENTAS DE IA

15. BIBLIOGRAFÍA

16. Anexo I

17. Anexo II

18. Anexo III

3.ÍNDICE DE FIGURAS.

Figura 1 (gráfico de género); Pagina 23

Figura 2 (curva ROC) Pagina 21

4.ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1. Descripción de las variables del modelo p. 17

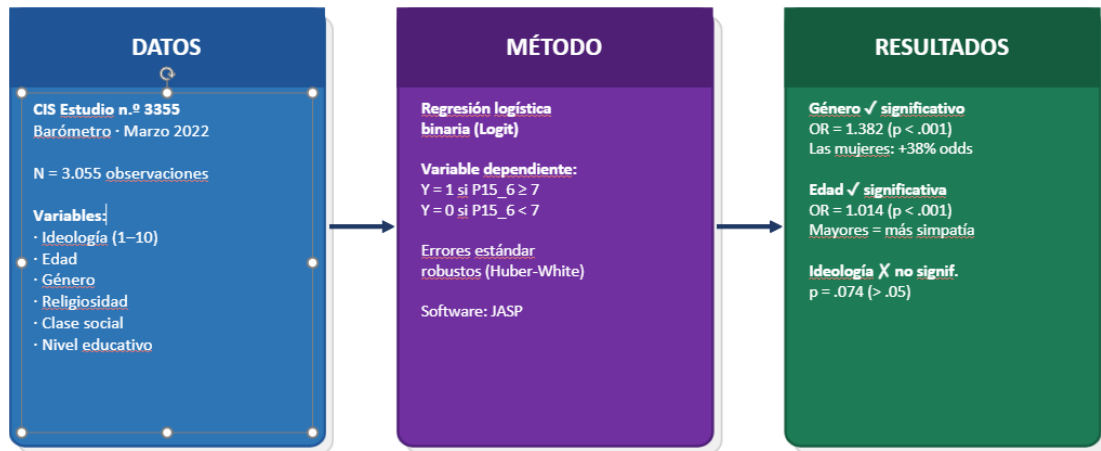
Tabla 2. Estadística descriptiva de las variables del modelo p.19

Tabla 3. Resultados del modelo logístico binario. Variable dependiente: alta simpatía hacia la población ucraniana ($Y = 1$ si $P15_6 \geq 7$) p. 21 y 21

5.GRAPHICAL ABSTRACT

¿Qué determina la simpatía de los españoles hacia la población ucraniana?

Opinión pública española · Invasión rusa · Barómetro CIS 3355 · Marzo 2022



6. INTRODUCCIÓN

La invasión rusa a gran escala de Ucrania comenzó en la madrugada del 24 de febrero de 2022. Pero, el origen del conflicto armado entre Rusia y Ucrania se remonta a febrero de 2014, con la anexión de la península de Crimea y el inicio de las hostilidades en la región del Donbás (Amnistía Internacional, s. f.).

En la actualidad, el conflicto permanece activo y no existen indicios claros de una resolución en el corto plazo. Las causas son múltiples y complejas, con raíces económicas, religiosas (la separación de la Iglesia Ortodoxa ucraniana respecto del Patriarcado de Moscú) así como factores históricos y geopolíticos. En este contexto, la guerra entre la Federación Rusa y Ucrania se encuentra ya en su quinto año, sin perspectivas inmediatas de finalización.

Este conflicto ha reintroducido en Europa un escenario de guerra convencional, con consecuencias humanitarias, económicas y geopolíticas de gran magnitud. Desde su inicio, la reacción social en España ha sido de diversas dimensiones: una normativa y moral. Reflejada en la condena de la agresión, la empatía hacia la población civil y el apoyo a la acogida de refugiados y una dimensión material que está vinculada a la preocupación por el impacto en los precios de la energía. La inflación y el coste de vida y una dimensión política, relacionada con diferencias ideológicas, niveles de confianza institucional y percepciones de amenazas internacionales (Gobierno de España, 2022).

En este contexto, el estudio de la opinión pública española resulta especialmente relevante por dos razones. En primer lugar, porque la

opinión pública condiciona directa o indirectamente el margen de actuación de los gobiernos en ámbitos como la imposición de sanciones, el gasto en defensa, la cooperación internacional o la política de acogida (Cantó-Gómez, 2025). En segundo lugar, porque el conflicto ha generado efectos tangibles en la vida cotidiana, especialmente a través del encarecimiento de la energía y la inflación, lo que permite analizar si el apoyo solidario inicial se ha mantenido o, si se ha visto tensionado por los costes percibidos.

Si se analizan las encuestas oficiales realizadas durante los primeros momentos del conflicto, en el caso de España destacan los datos del Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS). Estos demuestran que, en marzo de 2022, existía un elevado nivel de apoyo social a medidas favorables a Ucrania. Una amplia mayoría de la población respaldaba el envío de ayuda humanitaria y consideraba que España y la Unión Europea debían acoger a los refugiados ucranianos. Sin embargo, se observa una mayor división en relación con el envío de equipamiento militar (Cantó-Gómez, 2025). A nivel europeo, también se registró un fuerte respaldo a la acogida de personas desplazadas y al apoyo general a Ucrania (Comisión Europea, s. f.).

A partir de este punto de partida, este trabajo plantea un análisis cuantitativo de carácter econométrico con el objetivo de identificar qué variables individuales determinan el grado de simpatía hacia la población ucraniana en el caso de España. En concreto, se analiza el efecto de la ideología política, la edad y el género como factores explicativos principales, junto con variables de control como la religiosidad, el nivel educativo y la clase social subjetiva.

7. Pregunta de investigación:

Este trabajo se articula en torno a una pregunta de investigación derivada del conflicto en Ucrania. La persistencia de esta guerra y su impacto en la opinión pública hacen necesario analizar las reacciones sociales durante sus primeras fases. Comprender qué factores explican las diferencias en las actitudes de los ciudadanos españoles resulta fundamental, especialmente en un contexto internacional caracterizado por una creciente inestabilidad geopolítica.

En este sentido, la pregunta de investigación es la siguiente: ¿Cuáles son los factores que determinan el grado de simpatía hacia la población ucraniana al inicio del conflicto entre la Federación Rusa y Ucrania?

El objetivo principal del trabajo consiste en identificar y analizar en profundidad los factores más relevantes que influyen en dicho grado de simpatía en la población española durante la primera etapa del conflicto.

Para hacer esto, se llevará a cabo un análisis cuantitativo mediante un modelo econométrico, basado en datos procedentes del CIS.

8.Literatura Actual sobre las opiniones de la guerra.

8.1 Edad

Comenzando por la variable de la edad del ciudadano, la literatura sobre opinión pública y política internacional señala que las diferencias generacionales influyen significativamente en la forma en que la población percibe conflictos armados y amenazas externas.

La edad no solo refleja una etapa del ciclo vital, sino también experiencias distintas vividas por cada generación y distintas formas de relacionarse con las instituciones del gobierno y el orden internacional.

En el caso de la población española, el estudio de Villaplana Jiménez y Megías Collado (2022) analiza la percepción de inseguridad de la sociedad española ante situaciones excepcionales como la pandemia de COVID-19 y la guerra en Ucrania, utilizando datos de barómetros del CIS de 2022. Sus resultados demuestran que la edad constituye una variable estadísticamente significativa en la explicación de la percepción de inseguridad asociada al conflicto ucraniano. Con diferencias considerables entre grupos de edad. Esto refuerza la importancia de incorporar esta variable en modelos explicativos de actitudes hacia el conflicto, aunque también hay que destacar que existen otros factores relevantes como el voto político (Cantó-Gómez, 2025).

El Barómetro de marzo de 2022 (Estudio 3355) del CIS que fue realizado inmediatamente después del inicio de la invasión a gran escala. Nos permite observar variaciones por edad en cuestiones como el nivel de preocupación por la guerra, el apoyo al envío de ayuda humanitaria, la acogida de refugiados o el respaldo al suministro de equipamiento militar. Estas diferencias sugieren que distintas generaciones no reaccionan de la misma forma ante un conflicto.

A nivel europeo, los datos del Flash Eurobarometer de la European Commission (2022) también muestran variaciones por edad en el apoyo a sanciones económicas, la ayuda financiera y la recepción de refugiados. Esto indica que el factor generacional es consistente en distintos contextos nacionales. Estos patrones europeos son relevantes para el caso español

dado que los cambios sociales en Europa tienden a repercutir a nivel nacional. En parte porque los países comparten economías interconectadas y un entorno mediático e informativo similar.

Estas diferencias pueden interpretarse en términos de ciclo vital y prioridades materiales. Los ciudadanos de mayor edad pueden mostrar mayor sensibilidad ante el impacto económico del conflicto, con una tendencia histórica a preferir la estabilidad interna, especialmente en contextos de inflación y crisis energética (Dohmen et al., 2011). Por su parte, las generaciones más jóvenes, nacidas y criadas en un entorno más globalizado y digitalizado, presentan actitudes más orientadas hacia valores humanitarios. Sin embargo, la evidencia empírica no nos permite asumir esto de antemano, lo que justifica su contrastación econométrica.

En consecuencia, la edad es una variable sociodemográfica clave en la explicación del grado de simpatía hacia la población ucraniana al inicio del conflicto. La literatura y la evidencia empírica disponible sugieren que su efecto será estadísticamente significativo, aunque la magnitud y dirección deberán determinarse a través del modelo estimado.

8.2 Género

Junto con la edad, el género constituye una variable sociodemográfica central en el análisis de la opinión pública. La literatura ha documentado de manera consistente diferencias sistemáticas entre hombres y mujeres en relación con la percepción del riesgo, el uso de la fuerza y las actitudes hacia conflictos internacionales.

Numerosos estudios demuestran que las mujeres presentan, una mayor aversión al riesgo que los hombres. Dohmen et al. (2011), en un análisis basado en datos representativos de la población alemana, demostraron que el género es un determinante estadísticamente significativo de la disposición a asumir riesgos. Siendo las mujeres significativamente más adversas al riesgo incluso contando con otras variables como la edad, la educación y los ingresos. Esta mayor aversión al riesgo puede trasladarse al ámbito de la política exterior, donde los conflictos armados implican escenarios de alta incertidumbre y costes humanos y económicos.

Resulta especialmente relevante analizar esta variable desde la perspectiva de las relaciones internacionales. Donde se ha documentado el denominado "*gender gap in foreign policy attitudes*". Este patrón muestra que las mujeres tienden a manifestar menos apoyo al uso de la fuerza militar que los hombres y que tienden a presentar una mayor sensibilidad hacia las consecuencias humanitarias de los conflictos armados.

Eichenberg (2003), en un estudio clásico sobre opinión pública en Estados Unidos, documenta que las mujeres son sistemáticamente menos favorables a intervenciones militares que los hombres, y que esta brecha se amplía cuando los costes humanos son elevados.

En el contexto europeo, los barómetros del Centro de Investigaciones Sociológicas realizados en los primeros meses tras la invasión rusa permitieron observar variaciones entre hombres y mujeres en el apoyo a medidas como el envío de material militar o la acogida de refugiados, lo que confirma la relevancia de esta variable en el caso español.

Asimismo, Gilligan (1982), en su obra *In a Different Voice*, argumenta que el razonamiento moral femenino se articula en torno a una ética del cuidado centrada en la responsabilidad relacional y la atención a las consecuencias interpersonales de las decisiones.

Desde una perspectiva económica, Croson y Gneezy (2009) documentan diferencias robustas en preferencias de riesgo, tanto preferencias sociales como preferencias competitivas entre hombres y mujeres. En conjunto, estos patrones pueden traducirse en una mayor cautela ante escaladas militares y en una mayor sensibilidad hacia las consecuencias humanitarias del conflicto.

En consecuencia, el género se configura como una variable explicativa clave en el análisis del grado de simpatía hacia la población ucraniana al inicio del conflicto. Es razonable esperar que hombres y mujeres difieran no solo en la intensidad de su simpatía y apoyo, sino también en sus motivaciones, ya sean de naturaleza humanitaria, estratégica o económica.

8.3 Religión

Además de las variables sociodemográficas analizadas anteriormente, la religión es un factor muy relevante en la formación de actitudes políticas y morales. Por lo que resulta importante incorporarla si se quiere analizar el grado de simpatía hacia la población ucraniana. La literatura sobre religión y destaca que la religiosidad ejerce una influencia significativa sobre la percepción de conflictos internacionales, tanto a través de valores como la solidaridad, la compasión y la justicia, como mediante las orientaciones de los individuos hacia el orden, la autoridad y la seguridad.

Desde la perspectiva de la teoría del capital social, Putnam y Campbell (2010) argumentan que la participación en una organización religiosa se asocia con un mayor nivel de compromiso cívico y con actitudes más orientadas al apoyo de la comunidad. Asimismo, documentan que los individuos religiosos muestran una mayor predisposición a contribuir a

causas solidarias y humanitarias. Aplicado al contexto del conflicto en Ucrania, este argumento sugiere que la población más religiosa y activamente practicante podría mostrar una mayor simpatía hacia medidas humanitarias y una mayor predisposición a apoyar la acogida de refugiados.

Aun así, debemos de destacar que la religiosidad también ha estado históricamente vinculada con actitudes más conservadoras en materia de orden social y autoridad. Norris e Inglehart (2011) argumentan que la religiosidad tiende a persistir con más fuerza entre poblaciones en situaciones de mayor vulnerabilidad e incertidumbre. Lo que podemos asociar con una mayor preferencia por la estabilidad social y las estructuras normativas tradicionales. En situaciones de crisis geopolítica, esta orientación puede manifestarse en una mayor preocupación por la seguridad interna o por las consecuencias económicas del conflicto. Lo que podría moderar el apoyo a Ucrania entre los segmentos más religiosos de la población.

En el ámbito europeo, los datos del European Values Study (EVS, 2017-2020) demuestran que la práctica religiosa se asocia con diferencias en las actitudes hacia la inmigración, la solidaridad internacional y las políticas de seguridad. El Pew Research Center (2018), en su estudio sobre el cristianismo en Europa occidental, también indica que la religiosidad influye sobre las actitudes políticas, los valores de orden y tradición en los países europeos.

En el caso específico español, el Barómetro del CIS permite observar diferencias en las actitudes hacia refugiados y conflictos internacionales según el grado de religiosidad del encuestado (católico practicante, no practicante, otras religiones, no creyente), lo que justifica la inclusión de la religión como variable de control en el modelo econométrico.

En consecuencia, la religión puede actuar como una variable relevante en la formación de actitudes hacia la guerra de Ucrania, operando tanto a través de valores humanitarios como de orientaciones hacia el orden y la estabilidad.

8.4 Ideología:

La ideología y la identificación partidista son variables relacionadas, pero conceptualmente distintas, y ambas resultan relevantes para explicar la opinión pública en contextos de alta complejidad política como los conflictos internacionales. La literatura sobre comportamiento político indica que, ante cuestiones técnicas o alejadas de la experiencia habitual

de los ciudadanos, estos tienden a recurrir a atajos cognitivos para formarse una opinión, entre los cuales destacamos la orientación proporcionada por los partidos y referentes políticos (Zaller, 1992).

Zaller (1992) argumenta que la opinión de un individuo se forma a partir de los mensajes políticos que recibe dada su predisposición ideológica. Bajo este marco, la ideología actúa como un filtro que condiciona qué mensajes de las élites políticas acepta cada ciudadano. En un conflicto internacional como la guerra de Ucrania, donde se debaten sanciones económicas, envío de armas, apoyo financiero o riesgo de escalada, la complejidad técnica y geopolítica favorece que los ciudadanos alineen su postura con la de sus referentes políticos.

En lo relativo a la polarización política, Berinsky (2009) demuestra que el apoyo ciudadano a intervenciones militares depende en gran medida del grado de consenso o división entre las élites políticas: cuando las élites están divididas, la opinión pública tiende a polarizarse en la misma dirección. Esto es especialmente relevante en el caso español, donde no existe un consenso entre partidos sobre el apoyo a Ucrania. De manera similar, Druckman, Peterson y Slothuus (2013) evidencian que, en entornos de alta polarización, las señales partidistas intensifican su impacto sobre las opiniones ciudadanas, reduciendo el peso de la información sustantiva.

En el contexto español, Cantó-Gómez (2025), utilizando datos del Barómetro de marzo de 2022 del CIS (Estudio n.º 3355), aplica un análisis log-lineal para medir el efecto de la cercanía partidista en las opiniones sobre el envío de armas a Ucrania. Sus resultados muestran que la afinidad política influye de manera estadísticamente significativa sobre la posición que adopta la población respecto a esta medida. El autor señala además que el debate sobre política exterior tiende a personalizarse en torno a líderes políticos concretos, lo que refuerza el mecanismo de alineamiento partidista.

Este fenómeno resulta especialmente relevante en España dado el contexto multipartidista del Congreso y el Senado, donde incluso los partidos más pequeños pueden bloquear al gobierno. A diferencia del bipartidismo que gobernó con mayorías casi absolutas durante décadas, el actual gobierno de coalición registró divergencias internas en relación con el envío de armas a Ucrania, lo que se reflejó en las posiciones de los simpatizantes de los distintos partidos, generando una polarización interpartidaria observable en los datos del CIS (Centro de Investigaciones Sociológicas, 2022).

Desde un punto de vista conceptual, conviene distinguir entre la autoubicación ideológica en el eje izquierda-derecha y la identificación partidista concreta. La ideología captura orientaciones normativas más estables, como el internacionalismo, el cosmopolitismo o las actitudes hacia la autoridad, mientras que la identificación partidista canaliza lealtades afectivas y disciplina de opinión hacia las posiciones comunicadas por el partido (Zaller, 1992). En determinados contextos, la variable partidista puede explicar variación adicional que no queda completamente capturada por la ideología, especialmente cuando los partidos adoptan posiciones diferenciadas ante una política concreta.

La literatura comparada sobre política exterior ha mostrado que las señales de los líderes políticos pueden trasladar la polarización que hay en los partidos a la ciudadanía incluso en asuntos tradicionalmente considerados de consenso, lo que sugiere que el apoyo a Ucrania podría no depender exclusivamente de valores humanitarios o de percepciones económicas. Sino de las opiniones e intereses partidistas del conflicto (Gadarian et al., 2021). Asimismo, estudios sobre integración europea han encontrado que la ideología estructura las actitudes hacia políticas multilaterales y de cooperación supranacional (Hooghe & Marks, 2005). Dado que el apoyo europeo a Ucrania se articuló en gran medida a través de la UE y la OTAN, es plausible que las posiciones ideológicas influyan en la evaluación de estas respuestas institucionales.

En consecuencia, la ideología y la identificación partidista constituyen variables centrales en el análisis de la simpatía hacia la población ucraniana, actuando tanto como determinantes directos del apoyo como moderadores que condicionan la como entienden los ciudadanos los costes económicos, los riesgos de escalada y las dimensiones normativas del conflicto. La magnitud y dirección de estos efectos deberán contrastarse empíricamente en el modelo estimado.

8.5 Nivel económico y actitudes hacia la guerra de Ucrania

El nivel económico constituye una variable central en la explicación de las actitudes políticas, especialmente en contextos de crisis internacional con consecuencias económicas directas. La literatura en economía política documenta de manera consistente que la posición socioeconómica influye en la percepción de riesgos macroeconómicos, en la sensibilidad ante la inflación y en la evaluación de políticas públicas con costes distributivos.

Desde un punto de vista teórico, la tradición del *economic voting* sostiene que los individuos evalúan los acontecimientos políticos en función de su impacto percibido sobre su situación económica personal o nacional (Lewis-

Beck & Stegmaier, 2000). Aplicando este marco al contexto de un conflicto internacional, se debe esperar que los ciudadanos con un menor nivel de ingresos sean más sensibles a los costes económicos derivados de sanciones, interrupciones comerciales o encarecimiento de la energía generados por la invasión rusa de Ucrania.

En el ámbito empírico europeo, el Banco Central Europeo (2022) ha documentado que la inflación no tiene los mismos efectos según el nivel de renta. Afectando proporcionalmente más a los hogares con menores ingresos debido al mayor peso de la energía y los alimentos en su cesta de consumo. Esto sugiere que los ciudadanos con menor capacidad económica experimentan con mayor intensidad los efectos indirectos del conflicto, como el incremento en el precio de la energía, lo que podría influir en su evaluación del apoyo a Ucrania si perciben que este conlleva costes internos.

En el caso específico español, el Barómetro de marzo de 2022 del CIS (Estudio n.º 3355) incluye preguntas sobre preocupación por la guerra, impacto económico y valoración de medidas adoptadas, lo que permite examinar si los individuos con peor autopercepción económica muestran patrones diferenciados de simpatía o apoyo (Centro de Investigaciones Sociológicas, 2022).

Desde un punto de vista más amplio, Margalit (2019) muestra que las condiciones materiales influyen sobre las actitudes políticas especialmente cuando se perciben conectadas con el bienestar individual, pudiendo orientar a los ciudadanos hacia posiciones más críticas con las políticas que implican sacrificios económicos. En consecuencia, el nivel económico puede actuar como moderador entre valores normativos como podrían ser la solidaridad, la defensa de la democracia y las preocupaciones materiales como podrían ser la inflación, empleo, coste energético.

En consecuencia, el nivel económico constituye una variable estructural clave en el análisis de la simpatía hacia la población ucraniana. Es razonable esperar que los ciudadanos con menor nivel de ingresos o que estén en una peor situación económica tengan una mayor sensibilidad ante los costes internos del conflicto, lo que podría condicionar negativamente su grado de apoyo.

8.6 Confianza institucional y actitudes hacia la guerra de Ucrania

La confianza institucional se considera una variable central en la explicación de la legitimidad política y del grado de apoyo ciudadano a las decisiones gubernamentales en contextos de crisis. En este sentido, resulta

clave para comprender en qué medida los ciudadanos respaldan las acciones adoptadas por el gobierno en relación con el conflicto en Ucrania, ya sea a favor o en contra.

La evidencia ha demostrado de forma consistente que la confianza en el gobierno y en las instituciones democráticas influye en el grado en que los ciudadanos están dispuestos a aceptar políticas públicas que implican costes económicos o incertidumbre. Esto se puede ver reflejado en como los individuos más afines al gobierno tienden a apoyar más sus políticas.

Desde una perspectiva clásica, Margaret Levi y Laura Stoker (2000) definen la confianza política como la expectativa de que las instituciones actuarán de manera competente, justa y conforme a los intereses colectivos. En este marco, cuando dicha confianza es elevada, los ciudadanos tienden a conceder un mayor margen de maniobra a sus gobiernos y muestran una mayor disposición a respaldar decisiones complejas.

La confianza institucional se considera una variable central en la explicación de la legitimidad política y del grado de apoyo ciudadano a las decisiones gubernamentales en contextos de crisis. En este sentido, resulta clave para comprender en qué medida los ciudadanos respaldan las acciones adoptadas por el gobierno en relación con el conflicto en Ucrania.

La evidencia empírica ha demostrado de forma consistente que la confianza en el gobierno y en las instituciones democráticas influye en el grado en que los ciudadanos están dispuestos a aceptar políticas públicas que implican costes económicos, incertidumbre o riesgos estratégicos.

Desde una perspectiva más clásica, Margaret Levi y Laura Stoker (2000) definen la confianza política como la expectativa de que las instituciones actúen de manera competente, justa y conforme a los intereses colectivos. En este marco, cuando dicha confianza es elevada, los ciudadanos tienden a conceder un mayor margen de maniobra a sus gobiernos y muestran una mayor disposición a respaldar decisiones complejas.

La literatura sobre crisis recientes refuerza esta misma interpretación. En el contexto de la pandemia de COVID-19, diversos estudios sugieren que la confianza institucional puede moderar el efecto del partidismo en la evaluación de las políticas sanitarias. Incluso en entornos caracterizados por elevados niveles de polarización (por ejemplo, Marc Hetherington, 2005; Paul M. Kellstedt et al., 2020).

En este contexto, la confianza en las instituciones ha actuado como un mecanismo amortiguador, reduciendo la dependencia de los ciudadanos

ante los mensajes más partidistas y facilitando que haya una mayor aceptación de las decisiones públicas que hace el gobierno.

Este mecanismo resulta conceptualmente trasladable al caso del conflicto en Ucrania, donde la confianza institucional puede contribuir a minimizar la polarización en torno a la política exterior.

Además, la confianza institucional no se limita al ámbito nacional. Dado que la respuesta al conflicto se ha hecho principalmente a través de mecanismos de coordinación europea y transatlántica, como la OTAN. Por lo que resulta necesario considerar también la confianza en instituciones supranacionales.

En este sentido, Liesbet Hooghe y Gary Marks (2005) muestran que la confianza en la Unión Europea es un factor muy relevante para el grado de apoyo a la integración europea y a las políticas multilaterales.

Esto es muy importante ya que la ayuda financiera, las sanciones económicas y en las negociaciones diplomáticas se gestionaron en buena medida desde Bruselas, es plausible que la confianza en estas instituciones afecte la evaluación de la política exterior con respecto a Ucrania.

Se puede mencionar que la literatura sobre legitimidad democrática sugiere que la confianza institucional facilita la aceptación de decisiones que implican sacrificios colectivos, especialmente cuando los beneficios son difusos o se materializan en el largo plazo (Margaret Levi & Laura Stoker, 2000).

En el caso del conflicto en Ucrania, los beneficios asociados a apoyarles son la defensa del orden internacional, la estabilidad europea y la protección de los principios democráticos. Estos pueden percibirse como abstractos o indirectos.

Por el contrario, los costes que son la inflación y el encarecimiento energético son inmediatos y tangibles. Especialmente para los ciudadanos con un menor nivel adquisitivo. En este contexto, la confianza institucional debe actuar como un mecanismo que permite sostener el apoyo a dichas políticas a pesar de los costes.

Asimismo, la literatura sobre opinión pública ha señalado que la confianza institucional puede interactuar con el partidismo. En contextos donde el gobierno adopta una posición clara sobre política exterior, los ciudadanos con alta confianza podrían apoyar la medida independientemente de su ideología.

Pero para los ciudadanos que tienen una visión negativa del gobierno podrían rechazarla incluso si comparten afinidad partidista con la medida (Hetherington, 1998). Este posible efecto moderador es la razón para tener en cuenta la inclusión de la confianza institucional no solo como variable independiente directa, sino también como variable de interacción en el modelo econométrico.

Por lo tanto, podemos asumir que la confianza institucional puede influir en la simpatía hacia la población ucraniana y en la evaluación de las medidas adoptadas a través de varios mecanismos.

9. Hipótesis de investigación

La revisión de la literatura realizada en el apartado anterior permite identificar los factores más relevantes en el a determinación de las actitudes de los españoles hacia la población ucraniana al inicio del conflicto. A partir de dicha revisión, se han formulado las siguientes tres hipótesis de investigación que serán contrarrestadas empíricamente mediante un modelo econométrico que será descrito posteriormente.

Hipótesis I: La ideología política influye significativamente en la simpatía hacia la población ucraniana.

$H_0: \beta_1 = 0$ (la ideología no tiene efecto sobre la probabilidad de alta simpatía)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (la autoubicación ideológica tiene un efecto estadísticamente significativo sobre la probabilidad de alta simpatía)

La literatura que hemos visto antes sobre cómo la gente es partidista y polarización política indica que, ante cuestiones de política exterior y por lo tanto de alta complejidad técnica, los ciudadanos recurren a la ideología y a las posiciones de sus partidos, para formar sus opiniones (Zaller, 1992).

En el caso de España la invasión rusa generó divisiones evidentes dentro del propio gobierno de coalición. Especialmente entorno al envío de material militar, lo que favoreció la polarización del debate ante los ciudadanos. Cantó-Gómez (2025), utilizando los mismos microdatos del CIS que se emplean en el presente trabajo, constata que la cercanía partidista influye de manera estadísticamente significativa sobre el apoyo a medidas favorables a Ucrania.

Hipótesis II: La edad influye significativamente en el grado de simpatía hacia la población ucraniana.

H₀: $\beta_2 = 0$ (la edad no tiene efecto sobre la probabilidad de alta simpatía)

H₁: $\beta_2 \neq 0$ (la edad tiene un efecto estadísticamente significativo sobre la probabilidad de alta simpatía)

La literatura mencionada anteriormente documenta las diferencias generacionales sistemáticas en la percepción de riesgos y en las actitudes ante conflictos internacionales.

Los ciudadanos más mayores presentan una mayor sensibilidad ante los costes económicos del conflicto. Mientras que las generaciones más jóvenes, socializadas en un entorno más globalizado, tienden a presentar unos valores más humanitarios (Dohmen et al., 2011). Si destacamos el estudio de Villaplana Jiménez y Megías Collado (2022), basado precisamente en el Barómetro CIS de marzo de 2022, confirma que la edad es estadísticamente significativa en la explicación de las actitudes hacia la guerra de Ucrania en la población española.

Hipótesis III: Existen diferencias significativas por género en el grado de simpatía hacia la población ucraniana.

H₀: $\beta_3 = 0$ (el género no tiene efecto sobre la probabilidad de alta simpatía)

H₁: $\beta_3 > 0$ (las mujeres presentan mayor probabilidad de alta simpatía que los hombres)

La literatura sobre diferencias de género en actitudes de política exterior documenta de manera consistente la existencia de una división por género ante el apoyo al uso de la fuerza militar y en la sensibilidad hacia las consecuencias humanitarias de los conflictos armados (Eichenberg, 2003). Gilligan (1982) argumenta que el razonamiento moral femenino puede traducirse en una mayor empatía hacia poblaciones civiles en un conflicto. Asimismo, Croson y Gneezy (2009) documentan mayores niveles de aversión al riesgo entre las mujeres.

Otras variables como la religiosidad, la clase social subjetiva y nivel educativo se incluyen en el modelo como variables de control con el fin de obtener estimaciones consistentes de los efectos parciales de las tres hipótesis formuladas.

9.2 Variable dependiente

La variable dependiente de este estudio se construye a partir de la pregunta P15_6 del Barómetro CIS 3355, en la que se solicita al encuestado que valore su grado de simpatía hacia los ucranianos en una escala numérica de 0 (ninguna simpatía) a 10 (mucho simpatía).

Con el fin de aplicar un modelo de regresión logística binaria, se define la siguiente variable dicotómica: se asigna el valor $Y = 1$ a los encuestados que otorgan una puntuación de 7 o superior —lo que representa una simpatía claramente favorable hacia la población ucraniana— y el valor $Y = 0$ a los que puntúan 6 o menos. El umbral de 7 corresponde aproximadamente al percentil 43 de la distribución muestral, de modo que la variable resultante presenta una distribución equilibrada (57% con $Y = 1$). Las observaciones con respuesta «No sabe» o «No contesta» se excluyen de la estimación. La interpretación de $P(Y_i = 1)$ es, por tanto, la probabilidad de que el individuo i muestre un alto grado de simpatía hacia la población ucraniana.

Tabla 1. Descripción de las variables del modelo

Variable	Nombre CIS	Descripción y codificación
Simpatía hacia ucranianos (dep.)	P15_6	Escala 0–10. Binarizada: $Y = 1$ si ≥ 7 (alta simpatía), $Y = 0$ si ≤ 6 .
Ideología (H1)	ESCIDEOL	Escala 1 (izquierda) – 10 (derecha). Variable continua.
Edad (H2)	EDAD	Edad en años. Variable continua (rango: 18–98).
Género (H3)	SEXO	Variable dummy: 1 = mujer, 0 = hombre (categoría de referencia).
Religiosidad (control)	RELIGION	Seis categorías: católico practicante, católico no practicante (ref.), creyente de otra religión, agnóstico, indiferente/no creyente, ateo.
Clase social (control)	CLASESOCI AL	Clase social subjetiva del encuestado. Variable ordinal recodificada en escala 1 (baja) – 5 (alta).
Nivel educativo (control)	ESTUDIOS	5 niveles: primaria o inferior, secundaria obligatoria, FP, bachillerato, universitario o superior.

Nota: Las categorías de referencia son católico no practicante para la religiosidad y hombre para el género. Las variables dummy toman el valor 1 si se cumple la característica indicada. Fuente: CIS, Estudio n.º 3355 (marzo de 2022). Elaboración propia. Con JASP

9.3 Modelo econométrico

Dado que la variable dependiente es binaria, la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) no es adecuada, ya que produciría predicciones fuera del intervalo $[0, 1]$ e intervalos de confianza incorrectos. Por ello, se emplea un modelo Logit, que permite modelizar directamente la probabilidad de ocurrencia del evento de interés en función de un conjunto

de variables explicativas. El modelo Logit se basa en la función de distribución logística y se estima mediante el método de máxima verosimilitud, que bajo los supuestos habituales proporciona estimadores consistentes y asintóticamente eficientes.

El modelo se expresa mediante la siguiente función de probabilidad:

$$P(Y = 1) = e^z / (1 + e^z) = \Lambda(z)$$

donde el término z representa el índice lineal definido como:

$$z = \beta_0 + \beta_1 \text{ESCIDEOL} + \beta_2 \text{EDAD} + \beta_3 \text{MUJER} + \beta_4 \text{CATPRAC} + \beta_5 \text{ATEO} + \beta_6 \text{AGNOSTICO} + \beta_7 \text{INDIFERENTE} + \beta_8 \text{OTRARELIG} + \beta_9 \text{CLASESOCIAL} + \beta_{10} \text{ESTUDIOS} + \varepsilon$$

Las categorías de referencia son: católico no practicante para la religiosidad, y hombre para en el caso del género. Los coeficientes estimados en el modelo Logit no representan cambios directos en la probabilidad, sino variaciones en los log-odds. Un coeficiente positivo indica un aumento en los log-odds y, por tanto, un incremento en la probabilidad de que $Y = 1$, mientras que un coeficiente negativo implica una reducción. Para facilitar la interpretación económica de los resultados, se reportan los Odds Ratios (OR) y sus intervalos de confianza al 95%. La estimación del modelo se realiza con el software JASP.

10. Material y Métodos

10.1 Obtención y descripción de los datos

Los datos utilizados en este trabajo vienen del Barómetro de marzo de 2022 del Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS), identificado como Estudio n.º 3355. Este barómetro fue realizado mediante entrevista telefónica asistida por ordenador (CATI) entre el 1 y el 13 de marzo de 2022, es decir. El trabajo de campo fue ejecutado por el CIS. La muestra se diseñó con el objetivo de ser representativa de la población española mayor de 18 años residente en territorio nacional, utilizando un muestreo estratificado por comunidad autónoma y tamaño de municipio, con cuotas de sexo y edad dentro de cada estrato.

La muestra original contiene 3.922 observaciones. Tras eliminar ciertas observaciones con respuesta «No sabe» o «No contesta» en alguna de las variables del modelo, la muestra efectiva utilizada en la estimación queda en 3.055 observaciones válidas.

Lo que sigue siendo un tamaño muestral ampliamente suficiente para garantizar la fiabilidad estadística de las estimaciones. Las encuestas del CIS incluyen un factor de ponderación (variable PESO) que corrige posibles

desequilibrios de cobertura en función de la comunidad autónoma, el tamaño del municipio, el sexo y la edad del encuestado. Este factor de ponderación ha sido aplicado en todas las estimaciones con el fin de mejorar la representatividad de los resultados.

10.2 Variables del modelo

La variable dependiente se construye a partir de la pregunta P15_6 del cuestionario, que solicita al encuestado que valore su grado de simpatía hacia los ucranianos en una escala de 0 a 10. Esta variable se binariza asignando $Y = 1$ si la puntuación es 7 o superior, e $Y = 0$ en caso contrario, tal como se describe en la sección 9.2.

Las variables explicativas principales del modelo son tres. La ideología política se mide a través de la variable ESCIDEOL, que recoge la auto ubicación del encuestado en una escala de 1 (extrema izquierda) a 10 (extrema derecha), tratada como variable continua.

La edad del encuestado se incorpora directamente como variable continua en años. El género se recoge mediante la variable SEXO, recodificada como variable “dummy” con valor 1 para las mujeres y 0 para los hombres.

Tabla 2. Estadística descriptiva de las variables del modelo

Variable	Mín.	Máx.	Media	Mediana	D.T.	C.V.	Asimetría
Alta simpatía ($Y = 1$)	0	1	0,57	1	0,50	0,88	-0,28
Simpatía ucranianos (0-10)	0	10	6,62	7	2,18	0,33	-0,71
Edad	18	98	53,4	54	17,6	0,33	-0,09
Género (mujer = 1)	-	-	0,50	-	0,50	-	-
Ideología (1-10)	1	10	4,68	5	2,02	0,43	0,51
Cat. practicante	-	-	0,19	-	0,39	-	-
<i>Cat. no practicante (ref.)</i>	-	-	0,38	-	0,49	-	-
Ateo/a	-	-	0,16	-	0,37	-	-
Clase media-media	-	-	0,54	-	0,50	-	-

Nota: Las estadísticas se calculan sobre la muestra ponderada con las observaciones válidas (N = 3.055). Las variables dummy no tienen mínimo, máximo, C.V. ni asimetría definidos de forma informativa. La categoría de referencia para la religiosidad es católico no practicante. D.T. = desviación típica; C.V. = coeficiente de variación. Fuente: CIS, Estudio n.º 3355 (marzo de 2022). Elaboración propia.

Las variables de control incluyen la religiosidad del encuestado (variable RELIGION, con seis categorías y católico no practicante como referencia), la situación económica subjetiva (variable CLASESOCIAL) y el nivel educativo (variable NIVELESTENTREV, recodificada en cinco niveles agregados: primaria o inferior, secundaria obligatoria, formación profesional, bachillerato, y universitario o superior).

10.3 Estrategia de estimación

El modelo se estima mediante máxima verosimilitud. Se calculan los Odds Ratios (OR) para cada variable explicativa, que expresan el cambio relativo en las probabilidades de alta simpatía ante una variación unitaria en la variable correspondiente.

La significación estadística de los coeficientes se evalúa mediante el estadístico de Wald, con errores estándar robustos (tipo Huber-White) que corrigen posibles problemas de heteroscedasticidad. El nivel de significación adoptado es del 5%, aunque también se reportan los resultados al 10% para las variables con efectos más débiles. La bondad de ajuste del modelo se evalúa mediante el pseudo-R² de McFadden, el criterio de información de Akaike (AIC), el área bajo la curva ROC (AUC) y la tasa de clasificación correcta. Toda la estimación se realiza con el software JASP.

Como análisis de robustez, comprobamos si los datos son consistentes con la literatura previa sobre el conflicto, en particular con Cantó-Gómez (2025), que utiliza los mismos microdatos del CIS para analizar el apoyo al envío de material militar una dimensión del apoyo a Ucrania.

11. Resultados

11.1 Resultados obtenidos

En este apartado se presentan los resultados del modelo de regresión logística binaria estimado con los datos del Barómetro CIS 3355 (marzo de 2022). El objetivo del análisis es identificar qué variables individuales determinan la probabilidad de que un ciudadano español muestre un alto grado de simpatía hacia la población ucraniana al inicio del conflicto, definida como una puntuación de 7 o superior en la escala P15_6 (0-10).

El modelo completo (M₁) incluye como variables explicativas la ideología política (ESCIDEOL), la edad, el género, la religiosidad, la clase social

subjetiva y el nivel educativo. Las estimaciones se realizan con errores estándar robustos y se aplica el factor de ponderación del CIS para mejorar la representatividad de los resultados.

Tabla 3: Resultados del modelo logístico binario. Variable dependiente: alta simpatía hacia la población ucraniana (Y = 1 si P15_6 ≥ 7)

Variable	<i>b</i>	OR	IC inf.	IC sup.	<i>p</i>
Constante	-0.83 9	0.432	0.263	0.709	< .001
Ideología (1=izq. - 10=der.)	0.036	1.036	0.997	1.078	.074
Edad	0.014	1.014* **	1.009	1.019	< .001
Clase social subjetiva	0.066	1.069	0.966	1.182	.197
Nivel educativo	0.050	1.052	0.987	1.120	.119
Mujer (ref.: Hombre)	0.324	1.382* **	1.185	1.613	< .001
Ateo/a (ref.: cat. no prac.)	-0.06 6	0.937	0.708	1.238	.646
<i>Cat. no practicante (ref</i>	—	—	—	—	—
<i>Cat. practicante (ref.: cat. no prac.)</i>	0.159	1.173	0.875	1.572	.287
Indiferente (ref.: cat. no prac.)	0.040	1.041	0.771	1.406	.792
Otra religión (ref.: cat. no prac.)	-0.07 8	0.925	0.531	1.613	.784
McFadden R²	0.021	AIC	3864. 2	AUC	0.595
N observaciones	3.055	Accuracy	66.2%	ΔX²	81.50* **

*Nota: b = coeficiente logístico; OR = Odds Ratio; IC = intervalo de confianza al 95% en escala de OR. Errores estándar robustos (Huber-White). *** p < .001; ** p < .01; * p < .05. Categoría de referencia para religión: católico no practicante; para género: hombre. N = 3.055 observaciones válidas ponderadas. Fuente: CIS, Estudio n.º 3355 (marzo de 2022). Elaboración propia con JASP.*

11.2 Análisis econométrico

El modelo en su conjunto resulta estadísticamente significativo, lo que indica que las variables incluidas mejoran de forma conjunta la capacidad explicativa respecto al modelo nulo. El pseudo R² de McFadden es de 0.021, un valor bajo en términos absolutos pero habitual en modelos de opinión pública basados en datos de encuesta. El AUC = 0.595 confirma que el modelo discrimina por encima del azar, y la tasa de clasificación correcta global es del 66.2%.

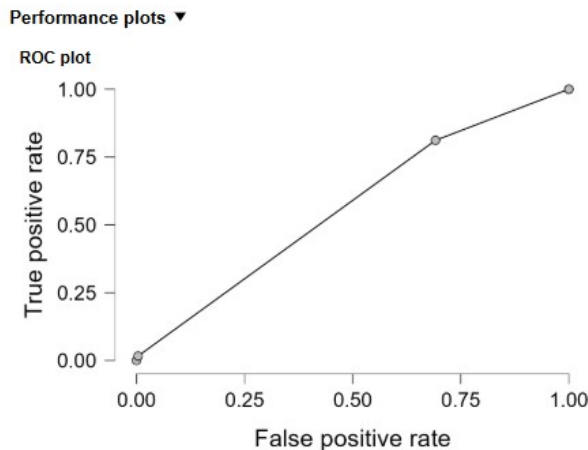


Figura 2. Curva ROC del modelo de regresión logística binaria. Nota: El área bajo la curva (AUC = 0.595) indica una capacidad discriminante del modelo por encima del azar (AUC = 0.5), resultado habitual en modelos de opinión pública basados en variables sociodemográficas. Fuente: CIS, Estudio n.º 3355 (marzo de 2022). Elaboración propia con JASP.

11.3 Análisis de las variables relevantes

A continuación, se examinan los resultados para cada una de las tres hipótesis formuladas, así como el comportamiento de las variables de control.

En relación con la Hipótesis I sobre el efecto de la ideología política, el coeficiente estimado es positivo ($b = 0.036$, $OR = 1.036$) pero no alcanza la significación estadística convencional del 5% ($p = .074$). El intervalo de confianza al 95% del Odds Ratio [0.997, 1.078] incluye el valor 1, lo que impide descartar la hipótesis nula de ausencia de efecto.

En consecuencia, H1 no se confirma al nivel de significación del 5%, aunque la tendencia observada sugiere que posiciones más a la derecha del espectro se asocian ligeramente con una mayor probabilidad de alta simpatía. Este resultado es contrario a lo planteado en la hipótesis, ya que la literatura anticipaba que posiciones de izquierda estarían más asociadas con la solidaridad hacia Ucrania. Una posible explicación es que la polarización ideológica en torno al conflicto. Haya creado patrones más complejos.

Respecto a la Hipótesis II sobre el efecto de la edad, el coeficiente es positivo y significativo ($b = 0.014$, $OR = 1.014$, $p < .001$), con un intervalo de confianza [1.009, 1.019] que excluye el valor 1.

H2 se confirma estadísticamente. La edad es una variable determinante de la simpatía hacia la población ucraniana. Sin embargo, la dirección del

efecto es contraria a la planteada en la hipótesis, que anticipaba que los ciudadanos de mayor edad mostrarían menor simpatía por su mayor sensibilidad a los costes económicos del conflicto. Los resultados indican lo opuesto: por cada año adicional de edad, las probabilidades de mostrar alta simpatía aumentan un 1.4%, un efecto pequeño pero muy robusto dada la amplitud muestral.

En cuanto a la Hipótesis III sobre el efecto del género, el coeficiente es positivo y altamente significativo ($b = 0.324$, $OR = 1.382$, $p < .001$), con un intervalo de confianza $[1.185, 1.613]$ que no incluye el valor 1. H3 se confirma. Las mujeres presentan una probabilidad significativamente mayor de mostrar alta simpatía hacia la población ucraniana en comparación con los hombres. Concretamente, ser mujer multiplica por 1.382 las probabilidades de pertenecer a la categoría de alta simpatía, lo que equivale a un incremento del 38.2% en los odds. Este resultado es consistente con la literatura sobre el gender gap en política exterior (Eichenberg, 2003) y con las teorías sobre la ética del cuidado (Gilligan, 1982).

En lo que respecta a las variables de control, ninguna de las categorías de religiosidad alcanza la significación estadística al 5%, lo que indica que, controlando por el resto de las variables del modelo, el grado de religiosidad no tiene un efecto independiente y diferenciado sobre la simpatía hacia Ucrania.

De forma similar, la clase social subjetiva ($p = .197$) y el nivel educativo ($p = .119$) no muestran efectos significativos en el modelo estimado.

Frequency Plots

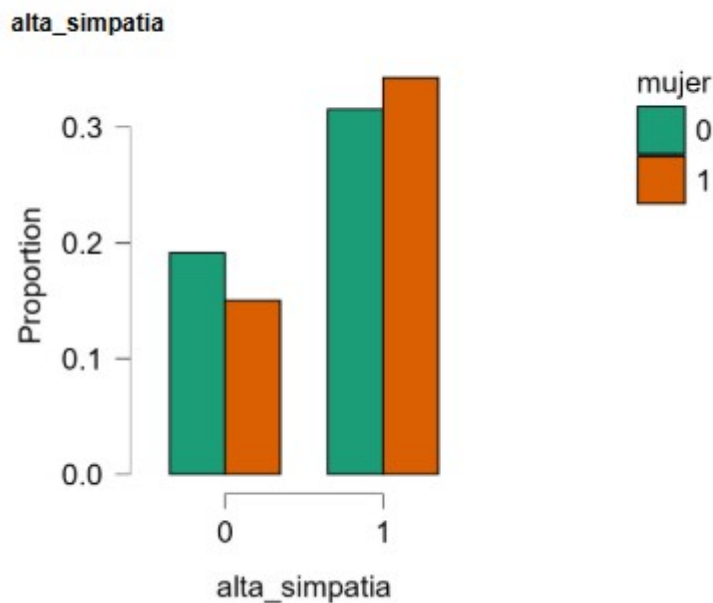


Figura 1. Proporción de alta simpatía hacia la población ucraniana según género. Nota: 0 = baja simpatía ($P15_6 < 7$), 1 = alta simpatía ($P15_6 \geq 7$). Verde = hombres, naranja = mujeres. Fuente: CIS, Estudio n.º 3355 (marzo de 2022). Elaboración propia con JASP.

12. Discusión

Los resultados obtenidos ofrecen una imagen matizada de los determinantes de la simpatía hacia la población ucraniana en la sociedad española durante los primeros días del conflicto. De las tres hipótesis formuladas, dos se confirman (H2 y H3) y una no alcanza la significación estadística convencional (H1), aunque presenta una tendencia marginalmente significativa.

A continuación, discutimos los principales hallazgos en relación con la literatura revisada.

El resultado más robusto del modelo es la confirmación de H3 (Hipótesis 3): las mujeres muestran significativamente mayor simpatía hacia la población ucraniana que los hombres ($OR = 1.382$, $p < .001$).

Estos resultados tienen sentido dada la literatura sobre cómo se comportan los distintos géneros ante conflictos armados. Eichenberg (2003) indica que las mujeres manifiestan menos apoyo al uso de la fuerza militar y mayor sensibilidad hacia los costes humanitarios de los conflictos.

En el caso de la guerra de Ucrania, la dimensión más visible en los primeros días fue precisamente la visión humanitaria. Esto podría haber activado los

valores de cuidado y empatía que Gilligan (1982) asocia con el razonamiento moral femenino. El resultado obtenido es además consistente con los datos del Flash Eurobarometer (Comisión Europea, 2022).

El segundo resultado relevante que observamos es la confirmación de H2, pero con una dirección opuesta a que se esperaba. La hipótesis planteaba que los ciudadanos de mayor edad mostrarían menor simpatía, por su mayor sensibilidad a los costes económicos del conflicto (Dohmen et al., 2011). Los datos indican lo contrario, la edad tiene un efecto positivo y muy significativo (OR = 1.014 por año, $p < .001$).

Este hallazgo puede interpretarse desde varios ángulos. La generación española de mayor edad vivió la etapa del franquismo, la transición democrática y las guerras de la antigua Yugoslavia de los años noventa, lo que puede haber generado una mayor conciencia sobre las consecuencias de los conflictos armados en Europa y una mayor identificación con poblaciones que defienden su soberanía.

La no confirmación de H1 al nivel del 5% es igualmente informativa. El efecto de la ideología sobre la simpatía humanitaria resulta más débil y menos preciso de lo anticipado ($p = .074$).

Una explicación plausible es que la simpatía hacia la población civil ucraniana, a diferencia del apoyo al envío de armas donde Cantó-Gómez (2025) sí documenta un claro efecto partidista no está politizada. El sufrimiento de la población civil moviliza respuestas afectivas que trascienden el eje izquierda-derecha, mientras que las políticas concretas de respuesta al conflicto (sanciones, gasto militar, acogida de refugiados) son más susceptibles de polarización partidista.

En cuanto a las variables de control, la ausencia de efectos significativos de la religiosidad resulta llamativa a la vista de la literatura revisada. Putnam y Campbell (2010) argumentaban que la práctica religiosa activa debería asociarse con una mayor predisposición a actitudes solidarias.

Una posible explicación es que, en el contexto específico de la guerra de Ucrania, el eje religioso esté contaminado por la dimensión geopolítica del conflicto entre la Iglesia Ortodoxa ucraniana y el Patriarcado de Moscú, que podría generar respuestas heterogéneas dentro de la población religiosa española que anulan el efecto agregado en el modelo.

Finalmente, es necesario señalar algunas limitaciones del estudio. En primer lugar, los datos proceden de los primeros días del conflicto, cuando

la cobertura mediática era máxima y las actitudes podían estar especialmente movilizadas. La estabilidad de los patrones identificados a lo largo del conflicto requeriría series temporales de barómetros que escapan al alcance de este trabajo.

A pesar de estas limitaciones, el presente trabajo ofrece evidencia empírica rigurosa sobre los determinantes micro de la solidaridad hacia ucrania en la población española, con resultados que contribuyen tanto al debate académico sobre opinión pública y conflictos internacionales como a la comprensión de las bases sociales de apoyo a Ucrania en el contexto europeo.

13. Conclusión

Este Trabajo de Fin de Grado ha analizado los factores individuales que determinan el grado de simpatía de la población española hacia los ucranianos al inicio de la invasión rusa a gran escala, utilizando datos del Barómetro de marzo de 2022 del Centro de Investigaciones Sociológicas (Estudio n.º 3355) y un modelo de regresión logística binaria.

Los resultados obtenidos permiten extraer tres conclusiones principales. En primer lugar, el género es el determinante más robusto de la simpatía hacia Ucrania. En segundo lugar, la edad tiene un efecto positivo y altamente significativo por año, aunque en una dirección contraria a la anticipada. Los ciudadanos de mayor edad muestran más simpatía, no menos. Este hallazgo, que constituye el resultado más novedoso del trabajo, sugiere que las experiencias históricas de las generaciones más mayores y sus hábitos de consumo mediático pueden pesar más que las preocupaciones económicas a la hora de formarse una actitud de solidaridad humanitaria.

En tercer lugar, la ideología política, aunque apunta en la dirección esperada, no alcanza la significación estadística convencional del 5% ($p = .074$) cuando la variable dependiente es la simpatía humanitaria hacia la población civil. Lo que no sigue la evidencia disponible sobre el efecto ideológico en el apoyo a medidas concretas como el envío de armas (Cantó-Gómez, 2025).

Estos resultados tienen implicaciones relevantes para el análisis de la opinión pública en contextos de crisis geopolítica. Los resultados sugieren que la simpatía hacia una población civil durante un conflicto está menos condicionada por el eje ideológico de lo que esperábamos anteriormente, y responden en mayor medida a variables sociodemográficas como el género y la edad. Lo que implica que el apoyo inicial a Ucrania en España fue

amplio y transversal desde el punto de vista ideológico, aunque no homogéneo desde el punto de vista sociodemográfico.

En cuanto a las limitaciones y líneas de investigación futura, el presente trabajo se centra en los primeros días del conflicto y en una única dimensión del apoyo a Ucrania la simpatía humanitaria.

En definitiva, este trabajo contribuye a la comprensión de los mecanismos micro de formación de la solidaridad internacional en la población española, y ofrece una base empírica para futuras investigaciones sobre opinión pública y política exterior en contextos de conflicto armado en Europa.

14. Declaración de uso de IA

Declaración de Uso de Herramientas de Inteligencia Artificial Generativa en Trabajos Fin de Grado

ADVERTENCIA: Desde la Universidad consideramos que ChatGPT u otras herramientas similares son herramientas muy útiles en la vida académica, aunque su uso queda siempre bajo la responsabilidad del alumno, puesto que las respuestas que proporciona pueden no ser veraces. En este sentido, NO está permitido su uso en la elaboración del Trabajo fin de Grado para generar código porque estas herramientas no son fiables en esa tarea. Aunque el código funcione, no hay garantías de que metodológicamente sea correcto, y es altamente probable que no lo sea.

Por la presente, yo, Pedro Montiel, estudiante de E4 de la Universidad Pontificia Comillas al presentar mi Trabajo Fin de Grado titulado ¿Cuáles son los factores que determinan el grado de simpatía hacia la población ucraniana al inicio del conflicto entre la Federación Rusa y Ucrania?

, declaro que he utilizado la herramienta de Inteligencia Artificial Generativa ChatGPT u otras similares de IAG de código sólo en el contexto de las actividades descritas a continuación [el alumno debe mantener solo aquellas en las que se ha usado ChatGPT o similares y borrar el resto. Si no se ha usado ninguna, borrar todas y escribir “no he usado ninguna”]:

1. **Metodólogo:** Para descubrir métodos aplicables a problemas específicos de investigación.
2. **Interpretador de código:** Para realizar análisis de datos preliminares.
3. **Constructor de plantillas:** Para diseñar formatos específicos para secciones del trabajo.
4. **Corrector de estilo literario y de lenguaje:** Para mejorar la calidad lingüística y estilística del texto.

5. **Generador previo de diagramas de flujo y contenido:** Para esbozar diagramas iniciales.
6. **Revisor:** Para recibir sugerencias sobre cómo mejorar y perfeccionar el trabajo con diferentes niveles de exigencia.
7. **Traductor:** Para traducir textos de un lenguaje a otro.

Afirmo que toda la información y contenido presentados en este trabajo son producto de mi investigación y esfuerzo individual, excepto donde se ha indicado lo contrario y se han dado los créditos correspondientes (he incluido las referencias adecuadas en el TFG y he explicitado para que se ha usado ChatGPT u otras herramientas similares). Soy consciente de las implicaciones académicas y éticas de presentar un trabajo no original y acepto las consecuencias de cualquier violación a esta declaración.

Fecha: [01/05/2026]

Firma: Pedro Montiel

Fuentes:

- Amnistía Internacional. (s. f.). *La agresión de Rusia contra Ucrania*. Recuperado de <https://www.amnesty.org/es/projects/russias-aggression-in-ukraine/>
- Banco Central Europeo. (2022). *The impact of the war in Ukraine on euro area inflation*. European Central Bank Economic Bulletin. https://www.ecb.europa.eu/press/economic-bulletin/focus/2022/html/ecb.ebbox202204_01~68ef3c3dc6.en.html
- Berinsky, A. J. (2009). *In time of war: Understanding American public opinion from World War II to Iraq*. University of Chicago Press.
- Cantó-Gómez, A. (2025). El apoyo militar de España a Ucrania: Opinión pública, partidismo y personificación del debate en X/Twitter. *Revista Española de Sociología*, 34(3), a271. <https://doi.org/10.22325/fes/res.2025.271>
- Centro de Investigaciones Sociológicas. (s. f.). *Estudio 3355. Barómetro de marzo*. Recuperado de https://www.cis.es/documents/d/guest/es3355mar_a
- Centro de Investigaciones Sociológicas. (s. f.). *Serie "Grado de preocupación por la invasión de Rusia a Ucrania (III)"*. Recuperado de <https://www.cis.es/es/series/grado-de-preocupacion-por-la-invasion-de-rusia-a-ucrania-iii->
- Comisión Europea. (s. f.). *Eurobarómetro: Survey 2772*. Recuperado de <https://europa.eu/eurobarometer/surveys/detail/2772>
- Crosen, R., & Gneezy, U. (2009). Gender differences in preferences. *Journal of Economic Literature*, 47(2), 448-474. <https://doi.org/10.1257/jel.47.2.448>

- Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., Sunde, U., Schupp, J., & Wagner, G. G. (2011). Individual risk attitudes: Measurement, determinants, and behavioral consequences. *Journal of the European Economic Association*, 9(3), 522–550. <https://doi.org/10.1111/j.1542-4774.2011.01015.x>
- Druckman, J. N., Peterson, E., & Slothuus, R. (2013). How elite partisan polarization affects public opinion formation. *American Political Science Review*, 107(1), 57–79. <https://doi.org/10.1017/S0003055412000500>
- Eichenberg, R. C. (2003). Gender differences in public attitudes toward the use of force by the United States, 1990–2003. *International Security*, 28(1), 110–141. <https://doi.org/10.1162/016228803322427992>
- European Commission. (2022). *Flash Eurobarometer 506: EU's response to the war in Ukraine*. Directorate-General for Communication.
- European Values Study. (2020). *European Values Study 2017–2020: Integrated dataset*. EVS.
- Gadarian, S. K., Goodman, S. W., & Pepinsky, T. B. (2021). Partisanship, health behavior, and policy attitudes in the early stages of the COVID-19 pandemic. *PLOS ONE*, 16(4), e0249596. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0249596>
- Genschel, P. (2022). Bellicist integration? The war in Ukraine, the European Union and core state powers. *Journal of European Public Policy*, 29(12), 1885–1900.
- Genschel, P., & Jachtenfuchs, M. (2021). Postfunctionalism reversed: Solidarity and rebordering during the COVID-19 pandemic. *Journal of European Public Policy*, 28(3), 350–369.
- Gilligan, C. (1982). *In a different voice: Psychological theory and women's development*. Harvard University Press.
- Gobierno de España - La Moncloa. (2022, 30 de marzo). *Comparecencia del presidente del Gobierno, Pedro Sánchez*. Recuperado de <https://www.lamoncloa.gob.es/presidente/actividades/Paginas/2022/300322-sanchezcomparecencia.aspx>
- Hainmueller, J., & Hiscox, M. J. (2007). Educated preferences: Explaining attitudes toward immigration in Europe. *International Organization*, 61(2), 399–442. <https://doi.org/10.1017/S0020818307070142>
- Hakhverdian, A., van Elsas, E., van der Brug, W., & Kuhn, T. (2013). Euroscepticism and education: A longitudinal study of 12 EU member states, 1973–2010. *European Union Politics*, 14(4), 522–541.

- Hetherington, M. J. (1998). The political relevance of political trust. *American Political Science Review*, 92(4), 791-808.
- Hetherington, M. J. (2005). *Why trust matters: Declining political trust and the demise of American liberalism*. Princeton University Press.
- Hooghe, L., & Marks, G. (2005). Calculation, community and cues: Public opinion on European integration. *European Union Politics*, 6(4), 419-443. <https://doi.org/10.1177/1465116505057816>
- Inglehart, R., & Norris, P. (2019). *Cultural backlash: Trump, Brexit, and authoritarian populism*. Cambridge University Press.
- Levi, M., & Stoker, L. (2000). Political trust and trustworthiness. *Annual Review of Political Science*, 3, 475-507.
- Lewis-Beck, M. S., & Stegmaier, M. (2000). Economic determinants of electoral outcomes. *Annual Review of Political Science*, 3, 183-219.
- Long, J. S. (1997). *Regression models for categorical and limited dependent variables*. Sage Publications.
- Margalit, Y. (2019). Political responses to economic shocks. *Annual Review of Political Science*, 22, 277-295.
- Norris, P., & Inglehart, R. (2011). *Sacred and secular: Religion and politics worldwide* (2.^a ed.). Cambridge University Press.
- Pew Research Center. (2018). *Being Christian in Western Europe*. Pew Research Center.
- Pew Research Center. (2022). *Younger Americans stand out in views of the Russia-Ukraine war*. Pew Research Center.
- Putnam, R. D., & Campbell, D. E. (2010). *American grace: How religion divides and unites us*. Simon & Schuster.
- Villaplana Jiménez, F. R., & Megías Collado, A. (2022). La percepción de inseguridad en la sociedad española ante situaciones excepcionales: el COVID-19 y la guerra en Ucrania. *Methaodos: Revista de Ciencias Sociales*, 10(2), 259-282.
- Zaller, J. (1992). *The nature and origins of mass opinion*. Cambridge University Press.

16. Anexo I Estadística descriptiva completa de las variables del modelo

Este anexo presenta la estadística descriptiva completa de todas las variables incluidas en el modelo de regresión logística binaria, calculada sobre la muestra ponderada de 3.055 observaciones válidas. Las

estadísticas se basan en los microdatos del Barómetro de marzo de 2022 del Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS), Estudio n.º 3355.

I.1. Variables continuas y dicotómicas

Alta simpatía Y (0/1)	3.055	0	1	0,57	1	0,50	-0,28
Simpatía ucranianos P15_6 (0–10)	3.055	0	10	6,62	7	2,18	-0,71
Edad (años)	3.055	18	98	53,4	54	17,6	-0,09
Ideología (1–10)	3.055	1	10	4,81	5	2,24	0,51

Nota: N = 3.055 observaciones válidas ponderadas. D.T. = desviación típica. La variable dependiente Alta simpatía Y corresponde a la binarización de P15_6 con umbral ≥ 7 . Las estadísticas de ideología proceden de la pregunta P21 del cuestionario (escala 1–10). Fuente: CIS, Estudio n.º 3355 (marzo de 2022). Elaboración propia con JASP.

I.2. Variables categóricas — distribución de frecuencias

Variable	Categoría	N muestra ef.	% muestra ef.	% CIS (N=3.922)
Género (MUJER)	Hombre (ref.)	1.549	50,7%	49,7%
	Mujer	1.506	49,3%	50,3%
Religiosidad (RELIGION)	Católico/a practicante	581	19,0%	19,6%
	Católico/a no practicante (ref.)	1.171	38,3%	37,0%
	Agnóstico/a	374	12,2%	11,3%
	Indiferente / no creyente	366	12,0%	12,6%
	Ateo/a	499	16,3%	15,3%
	Creyente de otra religión	64	2,1%	2,6%
Clase social (CLASESOCIAL)	Clase alta	—	—	0,4%
	Clase media-alta	—	—	6,1%

	Clase media-media	—	—	53,4%
	Clase media-baja	—	—	14,2%
	Clase trabajadora/baja/pobre	—	—	16,9%

Nota: Para la clase social, los porcentajes de la muestra efectiva no se desglosan por categoría individual dado que la variable se incorpora al modelo como escala ordinal agregada. Los porcentajes del CIS corresponden a la muestra original (N = 3.922). Los datos de género del CIS proceden de la distribución marginal de la variable P0a del Estudio 3355. Fuente: CIS, Estudio n.º 3355 (marzo de 2022). Elaboración propia.

I.3. Distribución de la variable dependiente (P15_6) antes de binarizar

La tabla siguiente muestra la distribución valor a valor de la variable P15_6 (simpatía hacia los ucranianos, escala 0–10) con los porcentajes reales publicados en las distribuciones marginales oficiales del CIS, y el umbral de corte utilizado para construir la variable dependiente del modelo.

Valor	Etiqueta	% (N=3.922) Datos CIS	N aprox. (muestra ef.)	Y binarizada
0	Ninguna simpatía	1,1%	~34	Y = 0
1		0,8%	~24	Y = 0
2		1,4%	~43	Y = 0
3		2,4%	~73	Y = 0
4		14,2%	~434	Y = 0
5	Punto medio	13,8%	~422	Y = 0
6		19,3%	~590	Y = 0
7	← Umbral	19,6%	~599	Y = 1
8		8,4%	~257	Y = 1
9		15,7%	~480	Y = 1
10	Mucha simpatía	2,3%	~70	Y = 1
Y = 0	Baja simpatía (P15_6 ≤ 6)	53,0%	~1.311	Y = 0
Y = 1	Alta simpatía (P15_6 ≥ 7)	46,0%	~1.744	Y = 1

Nota: Los porcentajes corresponden exactamente a los datos publicados por el CIS en las distribuciones marginales del Estudio n.º 3355 para la pregunta P15_6, subitem ucranianos/as (N = 3.922). Las N de la muestra efectiva son aproximadas, calculadas aplicando los porcentajes CIS a N = 3.055. El 57,1% de Y = 1 corresponde a la muestra efectiva ponderada tras excluir NS/NC. Los porcentajes brutos sobre N=3.922 (46% Y=1) difieren porque incluyen NS/NC. Fuente: CIS, Estudio n.º 3355 (marzo de 2022). Elaboración propia.

17. Anexo II Preguntas del cuestionario CIS utilizadas en el modelo

Este anexo recoge el enunciado literal de las preguntas del Barómetro de marzo de 2022 del Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS), Estudio n.º 3355, correspondientes a cada variable incluida en el modelo econométrico, junto con la distribución de respuestas publicada en las distribuciones marginales oficiales del CIS.

II.1. Preguntas y variables del modelo

Código	Variable en el modelo	Enunciado literal del cuestionario CIS 3355
P15_6	Alta simpatía (Y — var. dependiente)	Pregunta 15: Es habitual sentir una mayor o menor simpatía hacia diferentes países. Podría decirnos, en una escala de 1 a 10, siendo 1 ninguna simpatía y 10 mucha simpatía, la simpatía que tiene hacia los/as ucranianos/as. Distribución real CIS (N=3.922): 0=1,1%; 1=0,8%; 2=1,4%; 3=2,4%; 4=14,2%; 5=13,8%; 6=19,3%; 7=19,6%; 8=8,4%; 9=15,7%; NS=2,3%; NC=0,9%. Binarizada: Y=1 si >= 7, Y=0 si <= 6.
P21	ESCIDEOL Ideología (H1)	Pregunta 21: Cuando se habla de política se utilizan normalmente las expresiones izquierda y derecha. Situándonos en una escala que va del 1 al 10, en la que 1 significa lo más a la izquierda y 10 lo más a la derecha, en que casilla se colocaría Ud.? Media=4,81; D.T.=2,24 (N=3.695 válidos sobre 3.922).
P0b	EDAD Edad (H2)	Pregunta 0b: ¿Qué edad tiene Ud.? Variable continua en años. Distribución por grupos: 18-24=6,4%; 25-34=12,0%; 35-44=18,3%; 45-54=21,1%; 55-64=18,3%; 65 y más=23,9% (N=3.922).
P0a	MUJER Género (H3)	Pregunta 0a (registrada por entrevistador): Sexo del entrevistado. Hombre=49,7%; Mujer=50,3% (N=3.922). Recodificada como dummy: MUJER=1 si mujer, MUJER=0 si hombre (referencia).
P26	RELIGION Religiosidad (control)	Pregunta 26: ¿Cómo se define Ud. en materia religiosa: católico/a practicante, católico/a no practicante, creyente de otra religión, agnóstico/a, indiferente o no creyente, o ateo/a? Distribución: Cat. practicante=19,6%; Cat. no practicante=37,0% (ref.); Otra religión=2,6%; Agnóstico/a=11,3%; Indiferente=12,6%; Ateo/a=15,3%; NC=1,6% (N=3.922).
P29	CLASESOCIAL Clase social (control)	Pregunta 29: ¿A qué clase social diría Ud. que pertenece? (RESPUESTA ESPONTÁNEA). Distribución: Alta=0,4%; Media-alta=6,1%; Media-media=53,4%; Media-baja=14,2%; Trabajadora/obrero=8,3%; Baja=7,3%; Pobre=1,3%; Otras/NS/NC=9,0% (N=3.922).

P25a	ESTUDIOS Nivel educativo (control)	Pregunta 25a: Cuales son los estudios de mas alto nivel oficial que Ud. ha cursado? Recodificada en cinco niveles: Primaria o inferior=8,1%; Educacion Secundaria (ESO/EGB)=14,1%; FP Grado Medio=7,4%; Bachillerato=15,2%; FP Superior/universitarios=13,0% mas categorias superiores (N=3.882).
-------------	------------------------------------	---

Nota: Los codigos de pregunta corresponden a la numeracion del cuestionario original del Estudio n.o 3355. Los porcentajes de distribucion proceden de las distribuciones marginales oficiales publicadas por el CIS (N = 3.922 entrevistas). Fuente: Centro de Investigaciones Sociologicas (s. f.). Estudio 3355. Barometro de marzo. Recuperado de https://www.cis.es/documents/d/guest/es3355mar_a

II.2. Distribución completa de la variable dependiente P15_6

La tabla siguiente muestra la distribución valor a valor de la pregunta P15_6 (simpatía hacia los ucranianos, escala 0–10) con los porcentajes reales del CIS y el umbral de binarización.

Valor	Etiqueta	% (N=3.922)	N aprox. (muestra ef.)	Y binarizada
0	Ninguna simpatia	1,1%	~34	Y = 0
1		0,8%	~24	Y = 0
2		1,4%	~43	Y = 0
3		2,4%	~73	Y = 0
4		14,2%	~434	Y = 0
5	Punto medio	13,8%	~422	Y = 0
6		19,3%	~590	Y = 0
7	<- Umbral	19,6%	~599	Y = 1
8		8,4%	~257	Y = 1
9		15,7%	~480	Y = 1
10	Mucha simpatia	2,3%	~70	Y = 1
Y = 0	Baja simpatia (<=6) — NS/NC excluidos	53,0%	~1.311	Y = 0
Y = 1	Alta simpatia (>=7)	46,0%	~1.744	Y = 1

	b
	u
	s
	t
	S
	t
	a
	n
	d
	a
	r
	d
	E
	r
	r
	o
	r
(Int	0
erc	.
ept	0
)	3
	8
(Int	0
erc	.
ept	2
)	5
	3
	0
ide	.
olo	0
gia	2
	0
	0
	.
ed	0
ad	0
	0
	3
cla	0
se	.
_s	0
oci	5
al	1
	0
est	.
udi	0
os	3
	2
mu	0
jer	.

	0
(1)	7
	9
religion (Ateo)	0 . 1 4 2
religion (Cateo)	0 . 1 2 8
religion (Cateo practicante)	0 . 1 4 9
religion (Indiferente)	0 . 1 5 3
religion (Otra religion)	0 . 2 8 3

Note. alta_simpatia level '1' coded as class 1.

Factor Descriptives

mujer	religion	N
0	Agnostico	2 1 7
	Ateo	2

		8
		5
	Cat_no_practicante	5
		8
		2
	Cat_practicante	2
		3
		9
	Indiferente	2
		0
		4
	Otra_religion	2
		2
1	Agnostico	1
		5
		7
	Ateo	2
		1
		4
	Cat_no_practicante	5
		8
		9
	Cat_practicante	3
		4
		2
	Indiferente	1
		6
		2
	Otra_religion	4
		2

Performance Diagnostics

Confusion matrix

Observed	Predicted		% Correct
	0	1	
0	49	995	4.693
1	37	1974	98.16
Overall % Correct			66.22

Note. The cut-off value is set to 0.5

Performance metrics

Val

	ue
Accura cy	0.6 62
AUC	0.5 95
