# Brújula 29N: diseño, cálculo y validación

Nota técnica · Carlos B. Crespo · versión del 16 de noviembre de 2026 · brujula29n.org

**Resumen.** Brújula 29N es un cuestionario de orientación electoral para las elecciones generales españolas del 29 de noviembre de 2026. Compara las respuestas de cada usuario a 35 preguntas con las posiciones codificadas de 15 partidos. Esta nota documenta el diseño del cuestionario, la codificación de los partidos y su fiabilidad, el cálculo de la afinidad (pregunta a pregunta, con imputación de las posiciones desconocidas y su incertidumbre), las pruebas de sensibilidad del método y de la selección de preguntas, la validación psicométrica con respuestas reales y el tratamiento de las estadísticas públicas. Termina con las limitaciones y una cronología de las decisiones.

## 1. Objeto y alcance

La herramienta informa al usuario de su posición en cinco dimensiones y de su cercanía a cada partido en cuestiones concretas. No es una recomendación de voto: ignora factores legítimos de decisión, como la valoración de los candidatos, la gestión o el voto estratégico, y se basa en el supuesto de cercanía (el usuario estaría mejor representado por el partido con posiciones más parecidas a las suyas), que es el estándar en estas herramientas pero no el único modelo de voto por temas (Rabinowitz y Macdonald, 1989). Tampoco es una encuesta: los usuarios no forman una muestra representativa.

## 2. Cuestionario

### 2.1. Dimensiones

Cinco ejes de siete preguntas cada uno: económico (más Estado ↔ más mercado), social (progresista ↔ conservador), libertades (más libertades ↔ más autoridad), territorial (descentralizador ↔ centralista) y Europa (más integración ↔ más soberanía nacional). La elección combina la división izquierda-derecha económica y cultural y la territorial, centrales en España, con las dos que la encuesta de expertos de Chapel Hill mide por separado: la integración europea y el eje libertario-autoritario (Hooghe, Marks y Wilson, 2002; Jolly et al., 2022). Un número igual de preguntas por eje y una por tema evitan que un tema pese el doble.

### 2.2. Formato de respuesta

Cada pregunta ofrece cinco opciones con contenido propio, ordenadas de un extremo a otro y valoradas de −2 a +2, en lugar de una escala de acuerdo con una afirmación. Las preguntas con opciones específicas reducen el sesgo de aquiescencia y mejoran la calidad de la medida frente al formato de acuerdo/desacuerdo (Saris et al., 2010). La situación legal vigente ocupa casi siempre el valor 0. Las leyes poco conocidas llevan una nota con su contenido actual. Hay una opción de «No sé».

### 2.3. Selección y orden

Las preguntas se eligieron por relevancia en la campaña y para cubrir las facetas de cada eje; la selección influye en el resultado (Walgrave, Nuytemans y Pepermans, 2009; Lefevere y Walgrave, 2014), y la sección 7.4 cuantifica esa influencia. El eje de libertades incluye restricciones que suele proponer la izquierda (retirada de desinformación, delitos de odio, regulación de hábitos por salud) y otras que suele proponer la derecha. Las 15 primeras preguntas son, en cada eje, las tres con mayor varianza entre partidos; el resto se presenta después. Dentro de cada bloque el orden es aleatorio y el sentido de las opciones se invierte al azar.

### 2.4. Revisión de la redacción

Tres preguntas reúnen más de un elemento: L5 (injurias a la Corona, ofensas religiosas y enaltecimiento del terrorismo), L3 (manifestaciones y cortes de calles) y la opción central de T1 (dos modelos con un nivel de autonomía similar al actual). Se documentan en la metodología. La pregunta E6 también reunía dos impuestos (grandes fortunas y herencias); desde el 21 de octubre pregunta por los impuestos sobre la riqueza con ambos como ejemplos, sin cambiar sus opciones ni las posiciones codificadas. Desde el 19 de octubre se registra por separado la respuesta «No sé» explícita, para vigilar su frecuencia por pregunta.

## 3. Partidos incluidos

Se incluyen los partidos con escaño en el Congreso (2023) o en el Parlamento Europeo (2024) que concurren el 29N; los que entonces formaron parte de una coalición y ahora se presentan solos; y partidos nuevos o regionales con representación autonómica o apoyo relevante y documentado en las encuestas. Las listas conjuntas aparecen como una sola opción, de modo que un partido que concurre dentro de la coalición de otro no figura por separado. Resultado: 15 partidos.

## 4. Codificación de los partidos

### 4.1. Procedimiento

Para cada una de las 525 celdas partido-pregunta se elige la opción que mejor refleja la posición pública del partido. Fuentes, por orden de preferencia: programa electoral o documentos aprobados; votaciones en el Congreso, el Senado o el Parlamento Europeo, o normas aprobadas donde gobierna; declaraciones de sus dirigentes nacionales. Ante fuentes contradictorias prevalece la más reciente, a igual fecha la de mayor rango, y la estatal sobre la autonómica. Cada celda codificada incluye una cita y un enlace, que se publican.

Se distinguen tres casos: prueba directa sobre el tema; prueba indirecta (un voto sobre una norma relacionada, la acción de gobierno, una declaración que marca la dirección sin encajar literalmente), que se codifica en la opción más cercana con la etiqueta «base débil»; y ausencia de prueba, que deja la celda vacía. La ideología general del partido no se considera prueba. A 16 de noviembre de 2026 hay 461 celdas codificadas, de ellas 101 con base débil, y 64 vacías.

### 4.2. Derecho de réplica

El 19 de octubre de 2026 se envió a los 15 partidos su ficha completa, en su lengua cuando era cooficial, con la invitación a corregir o completar posiciones aportando un documento público. Las respuestas y los cambios resultantes se registran en la metodología y en el historial de versiones. Una respuesta solo modifica una posición si aporta una fuente pública; cuando la posición que expone un partido no corresponde a ninguna opción de la pregunta, la celda se mantiene vacía y se explica en su cita.

## 5. Fiabilidad de la codificación

Las directrices sobre estas herramientas recomiendan más de un codificador y medir su acuerdo (Gemenis, 2013; Krouwel, Vitiello y Wall, 2012). Se realizaron dos rondas de codificación independiente, a ciegas, sobre 100 celdas extraídas al azar en cada una, sin repetir celdas entre rondas. El acuerdo se mide con el alfa de Krippendorff (2018), que considera fiables valores de 0,80 o más y aceptables para conclusiones provisionales los comprendidos entre 0,667 y 0,80.

| Medida | Ronda 1 | Ronda 2 |
|---|---|---|
| Instrucciones del segundo codificador | exigían prueba directa | mismo manual que el nuestro |
| Celdas en que ambos codifican | 66 | 80 |
| Alfa de Krippendorff, métrica de intervalo | 0,90 | 0,73 |
| Alfa de Krippendorff, métrica ordinal | 0,81 | 0,65 |
| Coincidencia exacta | 44 (67%) | 41 (51%) |
| Diferencia de como mucho un paso | 64 (97%) | 76 (95%) |
| Celdas vacías: nuestra / independiente | 0 / 34 | 15 / 14 |
| Alfa sobre «codificada o vacía» | −0,20 | 0,56 |

Tabla 1. Acuerdo entre la codificación propia y la independiente. La ronda 1 solo incluía celdas codificadas por nosotros.

En la ronda 1 el segundo codificador dejó vacías 34 de las 100 celdas. La etiqueta «base débil» predijo esos vacíos: quedaron vacías 15 de las 18 celdas con esa etiqueta y 19 de las 82 restantes. Para la ronda 2 se le dio el mismo manual que aplicamos, con niveles de confianza alta y baja, y los vacíos convergieron. El acuerdo en el valor quedó en la franja aceptable. De las 39 discrepancias en valor, 36 fueron de intensidad (±1 frente a ±2) y 3 de signo; en 22 nuestra codificación era más extrema y en 14 lo era la independiente. Todas se revisaron: se corrigieron 11 posiciones (por ejemplo, la E7 de cinco partidos que solo piden subir por encima del IPC las pensiones mínimas, no todas) y el resto se mantuvo con su justificación. Las correcciones cambian el primer partido para menos del 4% de los usuarios simulados.

## 6. Cálculo

### 6.1. Posición del usuario

Cada respuesta toma un valor $u_j \in \{-2, -1, 0, 1, 2\}$. La puntuación en un eje es la media de las respuestas a sus preguntas multiplicada por 5 (escala de −10 a +10), con un intervalo aproximado al 95% basado en la dispersión de las respuestas dentro del eje. «No sé» no cuenta, y un eje con menos de tres respuestas no se calcula. La posición de cada partido en los ejes se calcula igual, solo con sus celdas codificadas.

### 6.2. Afinidad

La afinidad entre un usuario y un partido $p$ se calcula pregunta a pregunta sobre el conjunto $J$ de preguntas respondidas:

$$\text{afinidad}_p = 100 \cdot (1 - d_p / 4), \quad d_p = \sqrt{\left[ (1/|J|) \, \Sigma_{j \in J} \left( (u_j - m_{pj})^2 + v_{pj} \right) \right]}$$

donde $m_{pj}$ es la posición del partido y $v_{pj}$ su varianza: 0 si está codificada, y la varianza de la estimación si está vacía. El término $(u - m)^2 + v$ es la distancia cuadrática esperada bajo la distribución predictiva de la posición desconocida, de modo que una celda vacía nunca cuenta como coincidencia segura. La afinidad va de 0 (extremo opuesto en todo) a 100 (coincidencia total).

### 6.3. Estimación de las posiciones vacías

Para una celda vacía $(p, j)$ del eje $k$, se toma como predictor $x$ la media de las posiciones conocidas del partido en las demás preguntas de ese eje y se ajusta, con los partidos que tienen codificada la pregunta $j$, una regresión de su valor sobre ese mismo predictor. La pendiente se contrae hacia 1 para estabilizarla con pocos partidos, $b = (S_{xy} + 1)/(S_{xx} + 1)$. La estimación es $m = \bar{y} + b(x - \bar{x})$, recortada a $[-2, 2]$, y su varianza es la varianza residual de la regresión. Si el partido no tiene posiciones conocidas en el eje, se usa la media de los demás partidos en esa pregunta, con su varianza más 0,5. Junto a cada partido se indica cuántas de sus 35 posiciones son conocidas.

### 6.4. Representación en los mapas

Los mapas muestran la posición media del partido en cada eje solo con sus celdas codificadas. Si faltan dos o más posiciones en un eje, una sombra degradada indica la posición probable. Su anchura se basa en la desviación típica predictiva de la estimación agregada del eje, con multiplicadores calibrados por validación cruzada: se ocultaron posiciones conocidas de partidos completos y se midió la cobertura empírica. Los multiplicadores son 0,76 para la zona central (50%), 1,67 para la intermedia (80%) y 3,2 para el borde (95%). Los valores mayores que los de una normal reflejan colas más pesadas.

### 6.5. Empate técnico y resultado provisional

Si uno o dos partidos están a 1 punto o menos del primero (diferencia de afinidades redondeadas), el resultado se presenta como empate técnico entre ellos. La sección 7.5 justifica el umbral. Tras 15 preguntas se muestra un resultado provisional; la imagen para compartir solo se ofrece con el cuestionario completo.

## 7. Pruebas de sensibilidad

### 7.1. Diseño

El método se evaluó con usuarios simulados. Se generaron respuestas a partir de una normal multivariante con las medias, desviaciones típicas y correlaciones por pares de las respuestas reales recibidas (matriz corregida a definida positiva), redondeadas y recortadas a [−2, 2]. Solo se usaron estos agregados, nunca respuestas individuales. Se simularon 20.000 usuarios para comparar métodos, 8.000 para el análisis de preguntas y 20.000 que responden al azar. Los usuarios simulados sirven para detectar sesgos del método, no para predecir resultados.

### 7.2. Comparación de métodos

Se compararon tres cálculos: distancia entre las medias de cada eje (el método inicial), distancia pregunta a pregunta ignorando las celdas vacías y distancia pregunta a pregunta con imputación (el actual). Investigaciones previas muestran que la elección del algoritmo cambia la recomendación a una parte sustancial de los usuarios (Mendez, 2012; Louwerse y Rosema, 2014).

| Primer partido, usuarios simulados | Medias de eje | Pregunta a pregunta, sin imputar | Pregunta a pregunta, imputando |
|---|---|---|---|
| Partido 1 | 44% | 12% | 41% |
| Partido 2 | 15% | 14% | 24% |
| Partido 3 | 16% | 4% | 9% |
| Partido 4 | 7% | 2% | 7% |
| Partido 5 | 1% | 2% | 5% |
| Partido 6 | 2% | 9% | 4% |
| Partido 7 | 7% | 45% | 3% |

Tabla 2. Proporción de usuarios simulados con cada partido en primer lugar, antes de las correcciones de la sección 5 (que la alteran en menos de 4 puntos para cualquier partido). Se muestran los siete partidos con más primeros puestos en algún método; los nombres se omiten porque lo relevante es el efecto del método, no qué partido sale beneficiado.

El método de medias y el pregunta a pregunta solo coincidían en el primer partido para un tercio de los usuarios, porque las medias compensan desacuerdos de signo opuesto dentro de un eje. Ignorar las celdas vacías favorece a los partidos con más huecos: el partido 7, con solo 17 de 35 posiciones conocidas, quedaba primero para el 45%. La imputación con su varianza elimina ese efecto. El método actual coincide con el inicial en el primer partido para el 61% de los usuarios simulados.

### 7.3. Ventaja del centro y controles

Con respuestas al azar, los dos partidos más centrados en estas preguntas suman siete de cada diez primeros puestos. Es una propiedad conocida de los modelos de cercanía: las respuestas aleatorias o centrales quedan más cerca de los partidos centrados en las preguntas planteadas (Wagner y Ruusuvirta, 2012; Louwerse y Rosema, 2014). Controles: quien responde exactamente como un partido lo obtiene en primer lugar en los 15 casos. Quien elige siempre la opción más estatista, progresista, garantista, descentralizadora y europeísta obtiene en los primeros puestos a los tres partidos situados en ese extremo; quien elige siempre la contraria, a los tres del extremo opuesto; y quien elige siempre la opción central, a los tres más centrados.

### 7.4. Influencia de la selección de preguntas

Se repitió el cálculo excluyendo cada vez una pregunta (35 réplicas). El mayor cambio en la proporción de primeros puestos de un partido fue de 5,1 puntos; para el resto de partidos, de 4,3 puntos o menos. Las preguntas más influyentes fueron L5, L7, E8, T4, L9 y T7: excluir una de ellas cambia el primer partido para entre el 10% y el 12% de los usuarios. Con 200 réplicas bootstrap de cuestionarios de 35 preguntas extraídas con reemplazo, los intervalos al 90% de la proporción de primeros puestos son amplios, por ejemplo de 24% a 47% para el partido con más primeros puestos y de 9% a 32% para el segundo. La selección de preguntas condiciona el resultado agregado tanto como el método.

### 7.5. Umbral de empate

Para cada usuario simulado se calculó la probabilidad de que el primer partido cambie al excluir una pregunta al azar, según la diferencia entre los dos primeros:

| Diferencia entre el 1.º y el 2.º | Usuarios | Probabilidad de cambio |
|---|---|---|
| Menor de 1 punto | 27% | 21% |
| Menor de 1,5 puntos | 38% | 16,6% |
| 1,5 puntos o más | 62% | 0,7% |

Tabla 3. Estabilidad del primer partido según la diferencia de afinidad.

El cambio es frecuente por debajo de 1,5 puntos y excepcional por encima. Como las afinidades se muestran redondeadas, se adopta como empate técnico una diferencia redondeada de 1 punto o menos.

## 8. Validación con respuestas reales

Con las primeras 105 respuestas se calculó la consistencia interna de cada eje (alfa de Cronbach): económico 0,76; social 0,83; libertades 0,75; territorial 0,86; Europa 0,82, por encima del 0,70 habitual (Nunnally, 1978). Una pregunta del eje de libertades (prisión permanente revisable) no encajaba y se sustituyó. Un análisis paralelo (Horn, 1965) retuvo dos dimensiones: una izquierda-derecha general, que incluye lo territorial, y otra europea. En consecuencia, la división izquierda-derecha pesa en la práctica más que la europea en la afinidad, aunque todas las preguntas pesen lo mismo. Las pruebas se repetirán con más respuestas.

## 9. Estadísticas públicas

Salvo que el usuario lo desmarque, sus respuestas se agregan de forma anónima: sin IP ni datos que identifiquen a la persona, con la fecha pero no la hora, con un identificador aleatorio de cada test (para no contar dos veces el mismo si se completa después) y con su región, edad y sexo si los indica. Solo se publican agregados de un atributo cada vez y de grupos de 20 tests o más. No se publica la proporción de usuarios cercanos a cada partido, para que no se interprete como intención de voto. Las estadísticas no son un sondeo, pero, por prudencia, se ocultan durante la jornada de reflexión y el día de la votación hasta el cierre de las urnas. La ley prohíbe publicar sondeos en los cinco días anteriores a la votación (art. 69.7 de la LOREG).

## 10. Limitaciones

- El acuerdo con la codificación independiente es aceptable, no alto (α = 0,73), y casi una de cada cinco posiciones se apoya en pruebas indirectas. Los programas para el 29N y las respuestas de los partidos deberían reducir esa proporción.
- La selección de preguntas condiciona los resultados agregados (sección 7.4), y el modelo de cercanía favorece a los partidos centrados (sección 7.3).
- La imputación supone que la posición desconocida de un partido sigue el patrón de los partidos que responden como él en el resto del eje; es una hipótesis razonable, pero no verificable celda a celda.
- Las traducciones al catalán, gallego y euskera están en revisión; las justificaciones de las posiciones se publican en castellano.
- Los usuarios no son representativos, y las validaciones con datos reales se basan en una muestra pequeña y autoseleccionada.

## 11. Cronología de decisiones

| Versión o fecha | Decisión | Motivo |
|---|---|---|
| v1–v2 | De 24 preguntas en 4 ejes a 30 en 5, con un nuevo eje de libertades. | Medir por separado la dimensión libertario-autoritaria. |
| v3 | 35 preguntas, siete por eje; la pregunta de empresas públicas de energía se sustituye por la de pensiones. | Igualar el peso de los ejes y cubrir temas de campaña. |
| v4 | Salen tres preguntas de libertades y entran desinformación, delitos de odio y hábitos de salud. | Equilibrar el eje y retirar una pregunta que no encajaba según el análisis de fiabilidad. |
| v5 | Todas las preguntas pasan a cinco opciones, con la situación actual en 0. | Escala homogénea y punto medio explícito. |
| 18 oct. 2026 | Afinidad pregunta a pregunta con imputación. | Las medias de eje ocultaban desacuerdos, e ignorar los vacíos favorecía a los partidos con más huecos (sección 7.2). |
| 19 oct. 2026 | Se retiran de las estadísticas los recuentos de partido más cercano; las estadísticas se ocultan en la jornada de reflexión. | Evitar que se lean como intención de voto. |
| 19 oct. 2026 | Empate técnico con 1 punto o menos; compartir solo con el test completo. | Inestabilidad del primer partido con diferencias pequeñas (sección 7.5). |
| 19 oct. 2026 | Envío de las fichas a los 15 partidos. | Derecho de réplica. |
| 19 oct. 2026 | Corrección de 11 posiciones. | Revisión de discrepancias con la codificación independiente (sección 5). |
| 21 oct. 2026 | E6 pregunta por los impuestos sobre la riqueza, con grandes fortunas y herencias como ejemplos. | Evitar una pregunta doble sin cambiar opciones ni posiciones. |
| Desde el 20 oct. 2026 | Incorporación de las respuestas de los partidos. | Derecho de réplica; solo con fuente pública. |

## Referencias

Gemenis, K. (2013). Estimating parties' policy positions through voting advice applications: Some methodological considerations. *Acta Politica*, 48(3), 268–295. cise.luiss.it/?p=13771

Hooghe, L., Marks, G. y Wilson, C. J. (2002). Does left/right structure party positions on European integration? *Comparative Political Studies*, 35(8), 965–989.

Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179–185. doi.org/10.1007/BF02289447

Jolly, S., Bakker, R., Hooghe, L., Marks, G., Polk, J., Rovny, J., Steenbergen, M. y Vachudova, M. A. (2022). Chapel Hill Expert Survey trend file, 1999–2019. *Electoral Studies*, 75, 102420. doi.org/10.1016/j.electstud.2021.102420

Krippendorff, K. (2018). *Content Analysis: An Introduction to Its Methodology* (4.ª ed.). Thousand Oaks: Sage.

Krouwel, A., Vitiello, T. y Wall, M. (2012). The practicalities of issuing vote advice: A new methodology for profiling and matching. *International Journal of Electronic Governance*, 5(3/4), 223–243.

Lefevere, J. y Walgrave, S. (2014). A perfect match? The impact of statement selection on voting advice applications' ability to match voters and parties. *Electoral Studies*, 36, 252–262. dare.uva.nl/id/c55af723-1679-47c7-8949-61e8828bf5b2

Louwerse, T. y Rosema, M. (2014). The design effects of voting advice applications: Comparing methods of calculating matches. *Acta Politica*, 49(3), 286–312. tomlouwerse.nl/publications/2014-louwerse-rosema-actapolitica

Mendez, F. (2012). Matching voters with political parties and candidates: An empirical test of four algorithms. *International Journal of Electronic Governance*, 5(3/4), 264–278. inderscience.com/offer.php?id=51316

Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory* (2.ª ed.). Nueva York: McGraw-Hill.

Rabinowitz, G. y Macdonald, S. E. (1989). A directional theory of issue voting. *American Political Science Review*, 83(1), 93–121. ideas.repec.org/a/cup/apsrev/v83y1989i01p93-121_08.html

Saris, W. E., Revilla, M., Krosnick, J. A. y Shaeffer, E. M. (2010). Comparing questions with agree/disagree response options to questions with construct-specific response options. *Survey Research Methods*, 4(1), 61–79. repositori.upf.edu/handle/10230/43541

Wagner, M. y Ruusuvirta, O. (2012). Matching voters to parties: Voting advice applications and models of party choice. *Acta Politica*, 47(4), 400–422. doi.org/10.1057/ap.2011.29

Walgrave, S., Nuytemans, M. y Pepermans, K. (2009). Voting aid applications and the effect of statement selection. *West European Politics*, 32(6), 1161–1180. repository.uantwerpen.be/link/irua/80541

Ley Orgánica 5/1985, de 19 de junio, del Régimen Electoral General, artículo 69.7. boe.es/buscar/act.php?id=BOE-A-1985-11672