

¿Una tomadura de pelo? Socialización cultural, práctica artística y adhesión a una creencia deslegitimadora sobre la pintura moderna en España

A Hoax? Cultural Socialization, Artistic Practice and Endorsement of a Delegitimizing Belief about Modern Painting in Spain

Isabel Causadias Domingo  | icausadias@ub.edu
Universitat de Barcelona, España 

10.17502/mrcs.v14i2.987

Recibido: 30-07-2026

Aceptado: 20-10-2026



Resumen

Este artículo analiza la adhesión a la afirmación de que la pintura moderna es una «tomadura de pelo» y que, en muchos casos, podría realizarla un niño. El ítem se conceptualiza como una creencia deslegitimadora compuesta, compatible con juicios sobre habilidad, esfuerzo, intención o autoridad cultural, pero no como una medida inequívoca de negación del estatuto artístico. Se emplean los microdatos del estudio Cultura y estilos de vida del Centro de Investigaciones Sociológicas (Estudio 3476, 2024). La muestra comprende 3.493 personas. Se estiman modelos logísticos ordinales anidados y, al incumplirse parcialmente la proporcionalidad, un modelo de probabilidades proporcionales parciales, contrastado mediante sensibilidades. El 34,8 % de la muestra total ponderada expresa acuerdo con la afirmación. La socialización cultural propia y la práctica de pintar, dibujar o esculpir presentan estimaciones no concluyentes; los resultados parentales y religiosos dependen de la especificación. En cambio, una participación más amplia se asocia con menor adhesión, mientras que las posiciones ideológicas de centro y derecha se asocian con mayor adhesión. La desigualdad educativa se atenúa al incorporar participación e ideología. Los resultados describen asociaciones condicionadas, sin demostrar irrelevancia de la socialización ni identificar mediación causal, y delimitan el alcance explicativo de un único ítem compuesto.

Palabras clave: capital cultural, clasificación cultural, experiencia artística, legitimidad artística, sociología del arte.

Abstract

This article examines endorsement of the statement that modern painting is a "hoax" and, in many cases, could be made by a child. The item is conceptualized as a composite delegitimizing belief compatible with judgments about skill, effort, intention, or cultural authority, rather than as an unequivocal measure of denying artistic status. The study uses microdata from the Spanish Centre for Sociological Research survey Culture and Lifestyles (Study 3476, 2024). The weighted analytical sample comprises 3,493 adult respondents. Nested ordinal logistic models are estimated, followed by a partial proportional odds model because the proportionality assumption is partly violated. The model is assessed through sensitivity analyses. Overall, 34.8 per cent of the full weighted sample agrees with the statement. Respondents' own cultural socialization and experience in painting, drawing, or sculpting show inconclusive estimates; parental and religious findings depend on the model specification. By contrast, broader cultural participation is associated with lower endorsement, whereas centrist and right-wing ideological positions are associated with higher endorsement. The educational gradient weakens after cultural participation and ideology are introduced. The findings describe conditional associations without establishing the irrelevance of socialization or identifying causal mediation, while also establishing the explanatory limits of a single composite survey item.

Keywords: artistic experience, artistic legitimacy, cultural capital, cultural classification, sociology of art.

Sumario

1. Introducción | 1.1. De la preferencia estética a la adhesión a una creencia deslegitimadora | 1.2. Socialización cultural, práctica artística y desigualdad | 1.3. Hipótesis | 2. Datos y metodología | 2.1. Fuente, muestra y ponderación | 2.2. Variable dependiente | 2.3. Variables explicativas y controles | 2.4. Estrategia de estimación | 2.5. Análisis de sensibilidad y criterios de inferencia | 3. Resultados | 3.1. Distribución de la creencia y variables descriptivas | 3.2. Asociaciones bivariadas y modelos ordinales | 3.3. Análisis de sensibilidad | 4. Discusión | 4.1. Conclusiones | Referencias.

Cómo citar este artículo

Causadias Domingo, I. (2026): ¿Una tomadura de pelo? Socialización cultural, práctica artística y adhesión a una creencia deslegitimadora sobre la pintura moderna en España, *methaodos.revista de ciencias sociales*, 14(2), m261402a08. <https://doi.org/10.17502/mrcs.v14i2.987>

1. Introducción

La frase «La pintura moderna es una tomadura de pelo, en muchos casos podría hacerla un niño» (Centro de Investigaciones Sociológicas, 2024b, p. 4) condensa una de las formas más reconocibles de escepticismo cotidiano hacia el arte moderno. Su interés sociológico no reside únicamente en que expresa una preferencia negativa. La afirmación atribuye baja dificultad o escasa habilidad a una práctica reconocida por museos, expertos y mercados, y la presenta mediante un vocabulario de engaño.

La encuesta Cultura y estilos de vida del Centro de Investigaciones Sociológicas, realizada en septiembre de 2024, ofrece una oportunidad excepcional para estudiar la distribución social de esta creencia. La muestra incluye 3.701 personas adultas residentes en España y reúne, en un mismo cuestionario, actitudes hacia la cultura, recuerdos de socialización cultural, prácticas atribuidas a la madre y al padre, participación reciente, experiencia artística propia y variables sociodemográficas, ideológicas y religiosas (Centro de Investigaciones Sociológicas, 2024a, 2024b). Los resultados marginales indican que el 15,6 % está muy de acuerdo y el 19,2 % bastante de acuerdo con la afirmación. La suma, 34,8 %, no demuestra por sí sola una crisis general de legitimidad, pero sí identifica una actitud suficientemente extendida para exigir una explicación sociológica específica.

El mismo conjunto de datos ha sido analizado recientemente en un estudio que reconstruye el espacio general de las actitudes culturales mediante análisis de correspondencias múltiples y conglomerados, e interpreta el ítem sobre pintura moderna como uno de los indicadores de una oposición más amplia entre legitimismo y populismo cultural (Rius-Ulldemolins, 2026). El presente artículo pregunta si la socialización cultural durante la infancia y adolescencia, las prácticas culturales atribuidas a los progenitores, la experiencia de producir imágenes y la participación cultural actual se asocian con una menor adhesión a la creencia deslegitimadora, y si la incorporación de estas dimensiones atenúa las desigualdades educativas e ideológicas ya identificadas. El análisis conserva la ordinalidad del resultado y compara ajustes sucesivos sobre una muestra común. Permite distinguir el capital cultural institucionalizado, aproximado por la educación, de la socialización familiar, la exposición conductual y la experiencia práctica.

1.1. de la preferencia estética a la adhesión a una creencia deslegitimadora

Una parte considerable de la investigación sobre consumo cultural ha estudiado quién asiste a museos, quién manifiesta gusto por determinados estilos o qué repertorios combinan las personas. Estas dimensiones están relacionadas, pero no son equivalentes. La asistencia describe una práctica; la preferencia expresa una valoración; la clasificación decide si un objeto pertenece a una categoría; y la legitimación añade una evaluación sobre la validez de esa pertenencia o sobre la autoridad de quienes la sostienen. A partir de visitas a instituciones y eventos de artes visuales, se han identificado perfiles inactivos, paucívoros y omnívoros (Chan y Goldthorpe, 2007). Este análisis demuestra que educación y estatus estratifican la participación, pero no informa sobre la valoración de la pintura moderna. La presentación de reproducciones de distintos estilos permite, en cambio, separar preferencias clásicas y modernas, aunque no establece si las personas consideran fraudulenta una forma artística (Berghman y van Eijck, 2009; van Eijck, 2012). El estudio de la presencia y los usos del arte en hogares estadounidenses muestra además que la relación con la abstracción depende del contexto de apropiación y no solo de la asistencia institucional (Halle, 1993). También se ha subrayado que la distinción cultural opera tanto a través de qué se prefiere como de cómo se formula y justifica la preferencia (Daenekindt y Roose, 2017). En conjunto, estos aportes aconsejan separar consumo, apreciación y vocabularios de evaluación.

La distinción es decisiva para interpretar el ítem del CIS. Aceptar que una pintura podría realizarla un niño no equivale necesariamente a declarar que no es arte. Una persona puede reconocer un objeto como obra artística, juzgarlo técnicamente simple y, aun así, atribuirle interés, ironía o valor histórico. También puede considerar que pertenece a la categoría “arte” y rechazarlo como malo o inmerecidamente valorado. Se ha comprobado empíricamente que la clasificación artística, la artísticidad atribuida y el gusto están correlacionados, pero no constituyen respuestas idénticas (Pelowski *et al.*, 2017). También se ha argumentado que ciertos conceptos artísticos combinan criterios descriptivos con estándares normativos, de manera que las personas pueden distinguir entre pertenencia categorial y realización auténtica o ejemplar (Liao *et al.*, 2020). El ítem

español mezcla precisamente una atribución de baja exigencia técnica con una fórmula de impostura, sin permitir identificar cuál domina la respuesta. La evidencia comparada confirma, además, que las fronteras ordinarias de lo que cuenta como cultura están socialmente estratificadas (Purhonen *et al.*, 2023). De forma más directa, la clasificación de un objeto como arte depende de combinaciones variables de intención, valor estético y reconocimiento institucional, y no de una condición única (Mikalonytė y Kneer, 2025).

Por esta razón, el artículo utiliza la expresión “adhesión a una creencia deslegitimadora”. El término no presupone que se haya observado una negación explícita del estatuto artístico, una ausencia de confianza institucional o una acusación plenamente elaborada de fraude. Designa el acuerdo con una formulación que rebaja la especificidad del trabajo artístico y presenta como engañosa una práctica cultural legitimada. La unidad analítica es una creencia formulada en lenguaje ordinario, no una escala validada de legitimidad artística. Esta restricción conceptual evita transformar un único ítem en un constructo más amplio de lo que permiten sus propiedades. Aunque procede del estudio de la música, la evidencia indica que la legitimidad percibida se produce relacionamente mediante comparaciones entre géneros, artistas y obras y según la posición de quien clasifica (Airoldi, 2024). El acuerdo con el ítem debe entenderse, por tanto, como una toma de posición situada, no como un atributo esencial del objeto.

Un antecedente poblacional relevante es el estudio de DiMaggio (1996) sobre visitas a museos de arte y actitudes sociales, culturales y políticas en Estados Unidos. El autor encuentra diferencias entre visitantes y no visitantes después de ajustar por características sociodemográficas. Este resultado sitúa la participación artística en sistemas más amplios de valores y fundamenta el interés por estudiar prácticas y actitudes conjuntamente.

Los estudios experimentales ayudan a precisar interpretaciones plausibles. Cuando la calidad es ambigua, atribuir más tiempo y trabajo a una producción puede aumentar su valoración; este patrón se ha denominado heurística del esfuerzo (Kruger *et al.*, 2004). Se ha mostrado, sin embargo, que el efecto depende de las teorías implícitas activadas, porque el esfuerzo puede interpretarse como señal de calidad o como compensación por falta de talento (Cho y Schwarz, 2008). Las réplicas posteriores ofrecen resultados mixtos (Ziano *et al.*, 2023). La evidencia aconseja no convertir “podría hacerla un niño” en una medida directa de esfuerzo, pero sí permite considerarla compatible con una teoría cotidiana que vincula mérito artístico y dificultad visible.

Otra línea se refiere a intencionalidad y estructura. Se ha observado que personas sin formación especializada distinguen, por encima del azar, obras de expresionistas abstractos de producciones infantiles o animales, y atribuyen a las primeras mayor intencionalidad y organización (Hawley-Dolan y Winner, 2011; Snapper *et al.*, 2015). La comparación se ha actualizado mediante producciones humanas y de simios (Straffon *et al.*, 2026). Estos resultados no invalidan que el tópico exista. Indican que la percepción ordinaria puede captar diferencias aun cuando el discurso verbal reduzca la obra a una acción cualquiera. Además, la intención atribuida al artista modifica la evaluación (Jucker *et al.*, 2014), mientras que la falta de significado percibido y la necesidad de estructura se han examinado en un contexto experimental de saliencia de la mortalidad (Landau *et al.*, 2006).

1.2. socialización cultural, práctica artística y desigualdad

El punto de partida clásico de la sociología de la cultura sostiene que la capacidad de relacionarse con obras legítimas depende de recursos adquiridos de manera desigual. El gusto puede entenderse como una disposición incorporada vinculada a la posición social y a la composición de los capitales (Bourdieu, 1984). En el caso de los museos, se ha subrayado que la igualdad formal de acceso no elimina la desigualdad de competencias necesarias para convertir la visita en una experiencia inteligible (Bourdieu *et al.*, 1991). Investigaciones posteriores han matizado la correspondencia estricta entre clase y gusto, pero no han eliminado la importancia de educación, estatus, edad y trayectoria familiar. Las artes visuales siguen funcionando como espacios de distinción, aunque sus formas de apropiación sean plurales (Silva, 2006, 2008). Asimismo, se ha propuesto que el capital cultural contemporáneo integra criterios como eclecticismo, reflexividad o implicación, en lugar de reproducir únicamente una estética moderna de distancia y abstracción (Friedman *et al.*, 2015; Hanquinet *et al.*, 2014).

Esta actualización obliga a no identificar automáticamente educación y aceptación del arte moderno. Se distinguen cuatro patrones de apreciación: modernos, clásicos, versátiles y abstencionistas (Berghman y van Eijck, 2009). Las personas con mayor educación aparecen con más frecuencia entre modernos y versátiles, pero la edad y los repertorios culturales también diferencian los grupos. La educación constituye el predictor

más importante de la apreciación moderna o abstracta, mientras que orientaciones como comunitarismo, aislamiento o individualismo expresivo conservan asociaciones propias (van Eijck, 2012). El análisis de redes sociales añade que la preferencia moderna se relaciona con entornos más heterogéneos y orientaciones de apertura (Cebula, 2020). La evidencia no describe una oposición simple entre clases populares hostiles y élites receptivas. Sugiere que competencia, generación, valores y redes intervienen de manera conjunta.

El análisis propuesto distingue tres modalidades de adquisición cultural. La primera es el capital cultural institucionalizado, aproximado mediante el nivel educativo. La segunda es la socialización cultural retrospectiva, observada a través de las prácticas propias durante la infancia y adolescencia y de las actividades atribuidas a la madre y al padre. La tercera es la experiencia práctica, aproximada mediante haber pintado, dibujado o esculpido alguna vez y durante los últimos doce meses. Estas dimensiones no son sustitutos perfectos del capital cultural incorporado, pero permiten desagregar procesos que una única variable educativa oculta. La transmisión intergeneracional contribuye a explicar repertorios de consumo musical en Andalucía incluso cuando se consideran educación y posición social (Herrera-Usagre, 2013).

La socialización propia puede intervenir mediante familiaridad institucional, exposición repetida y aprendizaje de expectativas sobre cómo enfrentarse a objetos culturalmente difíciles. Haber leído, acudido a museos o monumentos, utilizado bibliotecas, asistido a conciertos, teatro, danza o cine durante la infancia no constituye una medida específica de contacto con pintura moderna. Su relevancia es más general: aproxima un entorno en el que las actividades culturales forman parte de la vida ordinaria. Las prácticas de la madre y del padre captan modelos observados y recursos familiares, aunque el recuerdo adulto pueda reconstruirse desde la posición presente.

La práctica artística propia merece una atención separada. Dibujar, pintar o esculpir no equivale a recibir formación reglada, dominar la abstracción ni conocer la historia del arte. Sin embargo, puede modificar la percepción de la producción visual al hacer visibles elecciones de composición, materiales, corrección, repetición y control. La hipótesis no afirma que quienes practican comprendan mejor toda pintura moderna, sino que su experiencia puede reducir la plausibilidad de una fórmula que borra cualquier diferencia entre acción infantil y producción artística. Esta dimensión es especialmente valiosa porque no se deriva mecánicamente de la educación: puede aparecer entre personas con trayectorias académicas muy distintas.

La participación cultural actual y la importancia subjetiva de la cultura deben mantenerse separadas. Asistir a actividades o leer describe exposición conductual; declarar que la cultura es importante expresa una orientación o autoidentificación. Fusionar ambas dimensiones produciría un indicador difícil de interpretar y podría convertir una asociación actitudinal en aparente efecto de exposición. Además, los ítems conductuales son formativos: cada actividad añade una experiencia distinta y no necesita correlacionar con las demás como si fuera manifestación de un único rasgo latente. Por ello, la especificación principal utiliza un recuento definido a priori de prácticas actuales y mantiene la importancia cultural como variable independiente.

Finalmente, ideología y religiosidad pueden asociarse con la creencia más allá de la trayectoria cultural. La visita a museos se ha relacionado con disposiciones secularizadas, cosmopolitas y tolerantes (DiMaggio, 1996), mientras que las orientaciones tradicionales se vinculan con una menor apreciación moderna (van Eijck, 2012). La hostilidad hacia la cultura legítima también se sitúa en configuraciones sociodemográficas e ideológicas más amplias (Rius-Ulldemolins, 2026). En el presente diseño, estas variables no constituyen el centro del artículo. Funcionan como contraste: permiten comprobar si socialización, práctica y participación aportan asociaciones propias y si la afinidad ideológica persiste al introducir trayectorias culturales.

1.3. Hipótesis

La pregunta principal se traduce en siete hipótesis confirmatorias, formuladas para que cada una corresponda a una dimensión identificable. La dirección prevista es siempre relativa: una asociación menor con la creencia deslegitimadora no se interpreta como comprensión correcta de la pintura moderna, sino como menor acuerdo con la afirmación concreta del cuestionario.

H₁. Educación. Un nivel educativo más elevado se asociará con una menor probabilidad de expresar grados altos de acuerdo con la creencia deslegitimadora.

- H_{2a}. Socialización cultural propia.* Una socialización cultural más intensa durante la infancia y adolescencia se asociará con una menor adhesión, después de controlar educación y posición social.
- H_{2b}. Socialización parental.* Una mayor frecuencia de prácticas culturales atribuidas a la madre y al padre se asociará con una menor adhesión, con asociaciones evaluadas por separado para evitar suponer equivalencia entre ambas trayectorias.
- H₃. Práctica artística.* Las personas que han pintado, dibujado o esculpido presentarán menor adhesión que quienes nunca lo han hecho; la práctica durante los últimos doce meses se asociará con la probabilidad más baja.
- H_{4a}. Participación cultural actual.* Una mayor amplitud de participación cultural conductual se asociará con una menor adhesión, con independencia de la socialización retrospectiva.
- H_{4b}. Importancia subjetiva de la cultura.* Conceder mayor importancia a la cultura se asociará con una menor adhesión, sin confundirse con la participación efectiva.
- H₅. Orientaciones ideológicas y religiosas.* La autoubicación hacia la derecha y la identificación religiosa practicante se asociarán con una mayor adhesión que las posiciones de izquierda y las identificaciones seculares, después de incorporar las variables culturales.

2. Datos y metodología

2.1. Fuente, muestra y ponderación

Los datos proceden del Estudio 3476, Cultura y estilos de vida, del Centro de Investigaciones Sociológicas. El trabajo de campo se realizó mediante entrevistas telefónicas asistidas por ordenador entre el 20 y el 27 de septiembre de 2024. La muestra realizada comprende 3.701 personas de 18 años o más residentes en España. El diseño seleccionó aleatoriamente teléfonos fijos y móviles y aplicó cuotas de sexo y edad; los estratos se definieron mediante el cruce entre comunidad autónoma y tamaño de hábitat. Para el conjunto nacional, el CIS proporciona el coeficiente PESO, ajustado por nivel de estudios (Centro de Investigaciones Sociológicas, 2024b).

El análisis principal utiliza 3.493 casos, el 94,4 % de la muestra original. Se excluyeron secuencialmente 44 respuestas no sabe o no contesta al resultado, 95 casos con información materna insuficiente, 62 adicionales con información paterna insuficiente, cinco casos sin nivel educativo codificable y dos sin respuesta sustantiva sobre la importancia de la cultura. No hubo exclusiones adicionales por socialización propia. Los recuerdos maternos y paternos se consideraron válidos cuando las siete actividades tenían respuesta sustantiva; la ausencia de madre o padre durante la etapa de referencia se conservó mediante indicadores específicos. Los ingresos, la autoubicación ideológica y la religión mantuvieron una categoría de no respuesta para evitar que la comparación entre modelos dependiera de cambios de composición. PESO se normalizó para que su media fuese uno. El fichero no incluye identificadores de conglomerado reproducibles, por lo que se estimaron errores estándar robustos de tipo sándwich.

2.2. Variable dependiente

La variable dependiente es el grado de acuerdo con la afirmación «La pintura moderna es una tomadura de pelo, en muchos casos podría hacerla un niño» (P8_2; Centro de Investigaciones Sociológicas, 2024b, p. 4). Las respuestas originales se recodificaron en orden ascendente: 0, nada de acuerdo; 1, poco de acuerdo; 2, bastante de acuerdo; y 3, muy de acuerdo. Los códigos 8 y 9 se trataron como ausencia de respuesta. De este modo, los coeficientes positivos indican una mayor probabilidad de situarse en categorías de acuerdo más intenso.

La ordinalidad se mantuvo en el modelo principal y se utilizó una dicotomización entre acuerdo y desacuerdo solo como prueba de sensibilidad.

2.3. variables explicativas y controles

La Tabla 1 resume la operacionalización. Los índices se definieron antes de estimar los modelos. La socialización se representa mediante medias de frecuencia, mientras que la participación actual se trata como un recuento formativo de exposiciones culturales distintas. No se evaluó su consistencia mediante alfa de Cronbach porque las actividades no son manifestaciones intercambiables de un único rasgo latente.

Tabla 1. Operacionalización principal de las variables

Dimensión	Ítem	Codificación principal
Educación	ESTUDIOS	Primaria o menos; secundaria; formación profesional; superiores
Socialización propia	P17	Media 0-3 de siete prácticas
Socialización parental	P18 y P19	Dos medias 0-3 separadas: madre y padre
Práctica artística	P12-P13	Nunca; práctica pasada; práctica en los últimos 12 meses
Participación actual	P10-P14	Recuento 0-7 de actividades realizadas
Importancia cultural	P9	0 = nada importante; 3 = muy importante

Fuente. Elaboración propia a partir del cuestionario del Estudio CIS 3476.

La socialización propia se construyó con siete actividades de P17: lectura por ocio, visitas a museos o monumentos, uso de bibliotecas o mediatecas y asistencia a conciertos, teatro, danza y cine. Se excluyó la práctica deportiva. Las categorías se recodificaron de 0, nunca, a 3, a menudo, y se calculó la media cuando existían al menos cinco respuestas válidas. Las medidas materna y paterna aplicaron el mismo procedimiento a P18 y P19, exigiendo respuesta válida en las siete actividades. Cuando la persona indicó que no tenía madre o padre, el índice correspondiente se fijó en cero y se añadió un indicador de ausencia, con el fin de distinguir falta de exposición y baja frecuencia parental.

La práctica artística visual se derivó de P12 y P13. Se distinguieron tres trayectorias mutuamente excluyentes: nunca haber pintado, dibujado o esculpido; haberlo hecho alguna vez, pero no durante los doce meses anteriores; y haberlo practicado durante ese periodo. La variable mide experiencia práctica declarada, no formación artística, competencia técnica ni familiaridad específica con la abstracción.

La participación cultural actual es un recuento de cero a siete comportamientos: cine, teatro, danza, conciertos de música actual, visitas a monumentos históricos, consumo de programas culturales en televisión, radio o podcast, y lectura de libros al menos una vez al trimestre. En P10 se consideró participación cualquier frecuencia superior a nunca; los códigos no sustantivos no se contabilizaron como actividad realizada. La importancia subjetiva de la cultura (P9) se recodificó de 0, nada importante, a 3, muy importante, y se introdujo separadamente para no confundir conducta y autoidentificación cultural.

La selección combina exhibición y espectáculos, patrimonio, lectura y contenidos culturales mediados. El cine corresponde a asistencia a salas; series, videojuegos y deporte quedan fuera de este repertorio, sin atribuirles menor valor cultural. P10 no pregunta separadamente por visitas actuales a museos. Los pesos iguales expresan el número de componentes presentes, sin ponderarlos por frecuencia o prestigio. El umbral trimestral de lectura es la menor frecuencia con periodicidad definida, frente a «casi nunca» y «nunca»; no equivale a asistir una vez durante el año. El índice mide amplitud dentro de esta selección, no intensidad ni participación cultural exhaustiva.

La educación se agrupó en primaria o menos, secundaria, formación profesional y estudios superiores. La edad se introdujo en siete grupos, desde 18-24 hasta 75 años o más. Los ingresos netos mensuales del hogar se organizaron en cuatro tramos (hasta 1.200 euros, 1.201-1.800, 1.801-3.000 y más de 3.000) y una categoría de no respuesta; el tamaño de municipio se redujo a tres categorías (hasta 50.000 habitantes, 50.001-400.000 y más de 400.000). Estos tramos corresponden a los códigos 1-3, 4-5 y 6-7 de TAMUNI,

respectivamente. La ideología se agrupó en izquierda, posiciones 1-4; centro, 5-6; derecha, 7-10; y no respuesta. La religión distinguió posiciones seculares, catolicismo no practicante, catolicismo practicante, otras religiones y no respuesta. El sexo se incorporó conforme a la variable binaria disponible en la encuesta.

2.4. Estrategia de estimación

Se estimaron seis modelos logísticos ordinales ponderados, conservando la información de las cuatro respuestas ordenadas. M1 contiene sexo, edad, educación, ingresos y hábitat; M2 añade socialización propia; M3 incorpora socialización materna y paterna; M4 suma práctica artística; M5 introduce participación actual e importancia cultural; y M6 añade ideología y religión. Todos los modelos se estimaron sobre la misma muestra. Los parámetros se obtuvieron por máxima verosimilitud ponderada en Python 3.12.14 mediante rutinas reproducibles de SciPy 1.17.0, statsmodels 0.14.6 y Patsy 1.0.2. La inferencia utiliza intervalos de confianza del 95 %, pruebas conjuntas de Wald y probabilidades ajustadas calculadas con la matriz robusta de covarianza.

La secuencia distingue recursos educativos y sociodemográficos, experiencias retrospectivas y de práctica, participación presente y orientaciones ideológicas y religiosas. Permite examinar asociaciones condicionales al ampliar el ajuste, sin establecer una secuencia causal. La aportación de cada bloque se contrasta conjuntamente en el modelo que lo incorpora. La ponderación responde al ajuste educativo del CIS, con independencia de la significación; la covarianza sándwich por persona trata los pesos como fijos y no reconstruye toda la varianza del diseño muestral.

El supuesto de probabilidades proporcionales se evaluó comparando tres regresiones binarias acumulativas mediante contrastes de Wald globales, por bloque y por término, con covarianza robusta conjunta por persona (Brant, 1990; Tablas S1a-S1c). El contraste global rechazó la igualdad completa de pendientes, $\chi^2(64) = 101,93$, $p = 0,002$. Entre las variables sustantivas, la autoubicación a la derecha incumplió el supuesto, $\chi^2(2) = 10,78$, $p = 0,005$. Por ello, la especificación final es un modelo de probabilidades proporcionales parciales, que conserva la ordinalidad y permite variar la pendiente de derecha (Williams, 2006): todas las pendientes permanecen constantes salvo la categoría ideológica de derecha, que varía entre los tres puntos de corte. Al excluir las restricciones de derecha, el contraste restante sigue rechazando la proporcionalidad, $\chi^2(62) = 90,39$, $p = 0,011$. Por ello, este modelo se contrasta con otro que libera además el tramo de ingresos de 1.801-3.000 euros y con un multinomial ponderado sobre la misma muestra y covariables (S3.3).

No se aplicó imputación múltiple a los recuerdos parentales, porque el no recuerdo puede contener información sustantiva y no resulta razonable asumir ausencia aleatoria sin evidencia adicional. La especificación principal excluye esos casos y conserva la ausencia de progenitor mediante indicadores. Como sensibilidad se estimó un modelo que calculaba los índices con respuestas parciales e incorporaba indicadores de no recuerdo; las estimaciones sobre socialización, práctica, participación e ideología fueron semejantes (Tabla S5).

Las hipótesis se evaluaron atendiendo a dirección, magnitud e incertidumbre. Para los bloques categóricos se utilizaron pruebas conjuntas, evitando basar la interpretación en una sola categoría de referencia. Además de razones de probabilidades, se calcularon probabilidades ajustadas de estar muy o bastante de acuerdo, promediando las predicciones sobre la distribución ponderada de las demás covariables. Los cambios entre modelos se interpretan como atenuaciones estadísticas, no como mediación causal. La Tabla 2 sintetiza la incorporación secuencial de los bloques de variables.

La comparación educativa entre modelos se acompaña de diferencias de probabilidad estandarizadas (Tabla S2), dadas las limitaciones de escala de las OR con distinto ajuste (Mood, 2010). Su incertidumbre se calcula por el método delta con la covarianza robusta. El pseudo- R^2 de McFadden describe el ajuste y no la proporción de varianza explicada.

Los terciles descriptivos se obtuvieron de los cuantiles no ponderados 1/3 y 2/3 de la muestra analítica, manteniendo juntos los empates e incluyendo cada punto de corte en el grupo inferior. Sus tamaños pueden diferir; los porcentajes de acuerdo se calculan con PESO dentro de cada grupo. Los límites y denominadores se documentan en la Tabla S6.

Tabla 2. Secuencia de modelos definida a priori

Modelo	Bloques incorporados
M1	Sexo, edad, educación, ingresos y hábitat
M2	M1 + socialización propia
M3	M2 + socialización materna y paterna
M4	M3 + práctica artística visual
M5	M4 + participación actual + importancia subjetiva
M6	M5 + ideología + religión

Fuente. Elaboración propia. Todos los modelos anidados se estimaron sobre una muestra analítica común.

2.5. Análisis de sensibilidad y criterios de inferencia

Las comprobaciones de sensibilidad incluyeron: a) una regresión logística binaria que agrupó muy y bastante de acuerdo frente a poco y nada; b) un modelo ordinal de probabilidades proporcionales; c) la separación de las visitas a museos o monumentos del resto de actividades de socialización; d) la incorporación de indicadores de no recuerdo parental; e) una estimación sin ponderación; y f) la interacción exploratoria entre educación y práctica artística. Se evaluaron los bloques mediante pruebas conjuntas y no se seleccionaron especificaciones en función de significaciones aisladas. No se aplica una corrección formal por comparaciones múltiples; las sensibilidades son exploratorias y una estimación no concluyente no demuestra equivalencia.

Como análisis de sensibilidad, se compararon la ideología categórica, la puntuación lineal 1-10 y un spline cúbico restringido con nudos en 1, 5 y 10 (Harrell, 2015), sobre los mismos casos con respuesta válida. Se permitieron pendientes distintas por corte y se contrastaron conjuntamente los términos no lineales. También se excluyeron las no respuestas de los componentes de participación. Las Tablas S3-S5 documentan estas especificaciones, las muestras y las divergencias entre resultados.

3. Resultados

3.1. Distribución de la creencia y variables descriptivas

En el conjunto ponderado de la muestra, el 15,6 % está muy de acuerdo y el 19,2 % bastante de acuerdo con la afirmación; el 33,6 % está poco de acuerdo, el 29,7 % nada de acuerdo y el 1,8 % no responde. Por tanto, el 34,8 % expresa acuerdo alto o moderado. Las diferencias bivariadas son sustantivas, pero no siempre siguen la imagen más simple de una oposición entre personas con mayor y menor capital cultural. En la muestra analítica, el acuerdo alcanza el 38,6 % entre quienes tienen primaria o menos y el 26,6 % entre quienes poseen estudios superiores. La práctica artística, en cambio, apenas diferencia: 33,9 % entre quienes nunca pintaron, dibujaron o esculpieron y 34,4 % entre quienes lo hicieron durante el último año.

Los descriptivos de socialización presentan gradientes que podrían resultar convincentes si se observaran aisladamente. En el tercil alto de socialización propia, el acuerdo alcanza el 28,9 %, frente al 36,5 % del tercil bajo; en la socialización paterna, las cifras son 29,4 % y 36,6 %, respectivamente. La socialización materna muestra una pauta menos ordenada. Estas diferencias anticipan una cuestión central del análisis multivariable: un contraste bivariado puede reflejar también diferencias de educación, edad, participación presente y orientación política, por lo que no permite atribuir a las trayectorias culturales una asociación propia. La edad tampoco sigue una progresión lineal. El acuerdo es elevado entre 18 y 24 años, disminuye en las edades centrales y vuelve a aumentar entre quienes tienen 75 años o más. Esta forma en U cuestiona la expectativa

de que el rechazo de la pintura moderna sea simplemente una actitud propia de edades avanzadas y aconseja controlar la edad mediante categorías flexibles. La Tabla 3 reúne la distribución del resultado y los porcentajes de acuerdo alto en los grupos seleccionados.

Tabla 3. Distribución del resultado y acuerdo alto según características seleccionadas

Indicador	Porcentaje (%)
Muy de acuerdo, muestra completa	15,6
Bastante de acuerdo, muestra completa	19,2
Poco de acuerdo, muestra completa	33,6
Nada de acuerdo, muestra completa	29,7
Primaria o menos	38,6
Estudios superiores	26,6
Nunca practicó pintura, dibujo o escultura	33,9
Práctica durante los últimos 12 meses	34,4
Participación actual: 0-3 actividades	42,9
Participación actual: 6-7 actividades	27,3
Ideología de izquierda	25,3
Ideología de derecha	43,7
Posiciones seculares	29,0
Catolicismo no practicante	38,9

Fuente. Elaboración propia con microdatos ponderados del Estudio CIS 3476. Las cuatro primeras filas muestran la distribución del resultado en la muestra completa ($n = 3.701$); el 1,8 % sin respuesta no se muestra; las restantes informan el porcentaje de acuerdo alto (muy o bastante) en la muestra analítica ($n = 3.493$).

3.2. Asociaciones bivariadas y modelos ordinales

La secuencia de modelos muestra que la educación presenta inicialmente el gradiente esperado, aunque su magnitud se reduce al incorporar las demás dimensiones. En M1, la razón de probabilidades acumuladas de expresar mayor acuerdo entre las personas con estudios superiores es un 35 % inferior a la de quienes tienen primaria o menos ($OR = 0,65$; IC 95 %: 0,43-0,97). La razón pasa a 0,69 al añadir socialización parental, a 0,73 al incorporar participación actual y a 0,79 en M6, con un intervalo que incluye la unidad. La diferencia estandarizada de probabilidad pasa de -9,5 puntos porcentuales en M1 (IC 95 %: -18,7 a -0,2) a -5,1 en M6 (-14,5 a 4,3; Tabla S2). No obstante, el bloque educativo conserva una asociación conjunta en el modelo parcial final, $\chi^2(3) = 11,63$, $p = 0,009$; este contraste no demuestra por sí solo un gradiente ordenado. H_1 recibe, por tanto, apoyo parcial: el bloque educativo mantiene una asociación conjunta, pero la diferencia específica entre estudios superiores y primaria o menos deja de ser concluyente en el modelo completo.

La mejora del ajuste también se concentra en bloques determinados. Los contrastes de incorporación ofrecen $p = 0,489$ para socialización propia en M2, $p = 0,426$ para el bloque parental en M3 y $p = 0,865$ para práctica artística en M4. Participación e importancia cultural presentan $\chi^2(2) = 14,18$, $p < 0,001$ en M5, e ideología y religión, $\chi^2(7) = 39,33$, $p < 0,001$ en M6. Participación e importancia cultural aumentan el pseudo-

R^2 de McFadden de 0,013 a 0,017. La incorporación final de ideología y religión eleva el pseudo- R^2 hasta 0,025. Estas magnitudes describen la contribución estadística de los bloques, sin ordenar su importancia causal.

Las probabilidades ajustadas permiten interpretar la atenuación educativa con mayor cautela que los coeficientes aislados. Manteniendo la distribución observada de las demás variables, la probabilidad de estar muy o bastante de acuerdo se estima en 35,5 % para primaria o menos y en 30,3 % para estudios superiores. La diferencia es menor que la observada en los descriptivos y el intervalo del grupo con menor educación es amplio, debido a su reducido tamaño en la muestra. En cambio, las probabilidades asociadas con la práctica artística son prácticamente idénticas: 34,4 % para quienes nunca practicaron y 33,9 % para la práctica reciente. La hipótesis de menor adhesión entre quienes producen imágenes no encuentra, por tanto, apoyo concluyente en esta especificación.

Las hipótesis centradas en la biografía cultural no reciben apoyo concluyente en el modelo principal. La socialización propia ya es no concluyente en M2 (OR = 0,95; IC 95 %: 0,81-1,11), antes de introducir participación e ideología. La socialización propia (OR = 1,06; IC 95 %: 0,87-1,29), la materna (OR = 1,11; 0,93-1,33) y la paterna (OR = 0,87; 0,72-1,06) no se asocian de manera concluyente con el resultado. Tampoco aparecen diferencias concluyentes entre quienes nunca practicaron artes visuales y quienes lo hicieron en el pasado o durante el último año. En cambio, cada actividad adicional en el recuento de participación actual se asocia con una razón de probabilidades acumuladas de mayor acuerdo un 9,6 % menor (OR = 0,90; 0,84-0,97; $p = 0,004$). La importancia subjetiva de la cultura no añade una asociación concluyente en la estimación ponderada. Por tanto, H4a queda respaldada, mientras que H_{2a} , H_{2b} , H_3 y H_{4b} no encuentran apoyo en esta especificación; las sensibilidades parental y de ponderación se exponen en §3.3.

El bloque ideológico presenta una asociación conjunta en el modelo final, $\chi^2(5) = 29,75$, $p < 0,001$. Las posiciones de centro presentan una razón común de 1,56 respecto de la izquierda. Para la derecha, la falta de proporcionalidad revela una diferencia de intensidad: OR = 1,25 para superar el corte entre nada y algún acuerdo; OR = 1,89 para alcanzar al menos bastante acuerdo; y OR = 1,95 para situarse en muy de acuerdo. El catolicismo no practicante se asocia con mayor adhesión que las posiciones seculares (OR = 1,32; 1,06-1,66), pero el bloque religioso no es significativo de manera conjunta. Las mujeres presentan menores probabilidades de mayor acuerdo que los hombres (OR = 0,79; 0,65-0,95). H_5 recibe apoyo parcial: las diferencias ideológicas son robustas, pero la identificación religiosa practicante no presenta una asociación concluyente. La Tabla 4 presenta las razones de probabilidades del modelo final, mientras que la Tabla 5 traduce sus principales asociaciones a probabilidades ajustadas de acuerdo alto.

Tabla 4. Modelo final de probabilidades proporcionales parciales

Variable	OR	IC 95 %	p
Mujer (ref. hombre)	0,79	0,65-0,95	0,012
Secundaria (ref. primaria o menos)	1,08	0,70-1,65	0,729
Formación profesional	0,84	0,54-1,31	0,440
Estudios superiores	0,78	0,51-1,20	0,260
Socialización propia, por punto	1,06	0,87-1,29	0,564
Socialización materna, por punto	1,11	0,93-1,33	0,245
Socialización paterna, por punto	0,87	0,72-1,06	0,173
Práctica pasada (ref. nunca)	1,01	0,80-1,28	0,904
Práctica reciente	0,98	0,77-1,24	0,844
Participación actual, por actividad	0,90	0,84-0,97	0,004

Continuación Tabla 4

Importancia de la cultura, por punto	0,95	0,80-1,13	0,553
Centro (ref. izquierda)	1,56	1,25-1,95	<0,001
Derecha: al menos poco vs. nada	1,25	0,92-1,70	0,153
Derecha: al menos bastante	1,89	1,42-2,53	<0,001
Derecha: muy de acuerdo	1,95	1,36-2,78	<0,001
Católica no practicante (ref. secular)	1,32	1,06-1,66	0,015
Católica practicante	1,24	0,89-1,72	0,203

Fuente: Elaboración propia con microdatos ponderados del Estudio CIS 3476. Nota: $n = 3.493$. Razones de probabilidades superiores a uno indican mayor adhesión. El modelo controla edad, ingresos, tamaño de hábitat, ausencia de madre o padre, categorías de no respuesta ideológica y religiosa y otras religiones. La categoría derecha varía entre puntos de corte; en las restantes pendientes se impone proporcionalidad, cuyas limitaciones se examinan en §3.3 y la Tabla S1.

Tabla 5. Probabilidad ajustada de estar muy o bastante de acuerdo

Escenario	Probabilidad (%)	IC 95 %
Primaria o menos	35,5	26,7-44,3
Estudios superiores	30,3	27,5-33,0
Nunca practicó artes visuales	34,4	31,7-37,2
Práctica reciente	33,9	29,2-38,7
Participación: 3 actividades	38,3	34,6-42,0
Participación: 5 actividades	33,9	31,4-36,3
Participación: 7 actividades	29,7	25,8-33,6
Izquierda	27,5	24,1-30,9
Centro	36,9	32,7-41,0
Derecha	41,3	36,1-46,6
Posiciones seculares	31,5	28,0-35,1
Católica no practicante	37,6	33,9-41,2
Católica practicante	36,1	30,1-42,1

Nota. Promedios marginales del modelo de probabilidades proporcionales parciales. En cada escenario se fija la variable indicada y se conserva la distribución ponderada observada de las restantes covariables.

Fuente. Elaboración propia con microdatos ponderados del Estudio CIS 3476.

3.3. Análisis de sensibilidad

Los análisis de sensibilidad mantienen las asociaciones de participación e ideología, con divergencias en otros resultados. En el modelo binario, la participación conserva una asociación negativa ($OR = 0,91$; $p = 0,014$), la derecha una asociación positiva ($OR = 1,97$; $p < 0,001$) mientras que el catolicismo no practicante ofrece una estimación no concluyente ($OR = 1,26$; $p = 0,079$). La socialización propia y la práctica artística

continúan sin asociación concluyente. Separar las visitas infantiles a museos o monumentos del resto de la socialización no altera el resultado, y la interacción educación $\times$ práctica no es conjunta, $\chi^2(6) = 7,93$, $p = 0,243$.

La separación de la socialización museística utiliza 3.490 casos y no ofrece un contraste conjunto concluyente de las tres frecuencias ($p = 0,962$). Cuando se incluyen casos con recuerdos parentales parciales mediante indicadores específicos, la muestra alcanza 3.650 casos y los coeficientes focales conservan dirección y magnitud semejantes. En la estimación sin ponderar, la importancia subjetiva de la cultura adquiere una asociación negativa ($OR = 0,81$; IC 95 %: 0,73-0,91). Este contraste documenta dependencia de la ponderación, pero no identifica su causa ni valida por sí mismo los pesos. Excluir las 36 no respuestas de los componentes de participación deja 3.457 casos y mantiene su asociación ($OR = 0,89$; IC 95 %: 0,83-0,96; $p = 0,002$; Tabla S5).

En el multinomial sin proporcionalidad, la diferencia de acuerdo alto entre siete y tres actividades es $-7,8$ puntos porcentuales (IC 95 %: $-14,0$ a $-1,6$) y entre derecha e izquierda, $14,5$ ($8,0$ a $21,0$). Socialización propia y práctica artística siguen sin contrastes concluyentes, pero las frecuencias materna y paterna presentan conjuntamente $\chi^2(6) = 13,63$, $p = 0,034$. Este resultado exploratorio, sin ajuste por multiplicidad, muestra sensibilidad de la conclusión parental, sin establecer un gradiente uniforme (Tabla S3).

La comparación categórica, lineal y flexible de ideología utiliza los mismos 3.252 casos, tras excluir 241 no respuestas. El spline rechaza conjuntamente la linealidad, $\chi^2(3) = 17,20$, $p < 0,001$, y mantiene la asociación ideológica global, $\chi^2(6) = 38,34$, $p < 0,001$. Para acuerdo alto, las probabilidades son 22,9 %, 36,4 % y 39,4 % en las posiciones 1, 5 y 10. El componente no lineal de ese corte no es concluyente por separado ($p = 0,064$), por lo que no se afirma una meseta demostrada ni un incremento constante por punto (Tabla S4).

4. Discusión

En el modelo principal, los recuerdos de socialización cultural y haber practicado pintura, dibujo o escultura no presentan asociaciones independientes concluyentes. Estas variables presentan gradientes descriptivos, sobre todo en los extremos de socialización, pero la socialización propia ya es no concluyente en M2, antes de introducir participación e ideología. La ausencia de asociación no demuestra que la socialización carezca de efectos sobre el gusto o la competencia estética. La socialización familiar podría relacionarse con la actitud a través de educación o participación posterior, sin que estos datos identifiquen tales vías. La conclusión parental, además, depende de la especificación: su contraste conjunto es concluyente en el multinomial exploratorio (§3.3).

La falta de asociaciones concluyentes en el modelo principal obliga a precisar el uso de la noción de capital cultural. La socialización familiar puede ser decisiva para aprender códigos estéticos, sentirse autorizado en un museo o desarrollar prácticas culturales duraderas, pero no toda consecuencia del capital cultural debe aparecer en cualquier juicio sobre arte. La afirmación del CIS tiene una forma retórica específica: no pregunta por comprensión, familiaridad ni preferencia, sino que ofrece una acusación ya formulada y socialmente reconocible. Adherirse a ella puede requerir menos una carencia de competencia que la disponibilidad de un marco discursivo mediante el cual se cuestionan el esfuerzo del artista y la autoridad de quienes legitiman la obra. Las medidas de actividades infantiles no permiten identificar esos marcos discursivos, incluso cuando muestran asociaciones descriptivas con el resultado. Las respuestas de personas mayores ante el arte visual contemporáneo combinan *habitus*, capital cultural, biografía e interacción con el dispositivo expositivo; las clasificaciones negativas no deben reducirse, por ello, a un déficit individual (Newman *et al.*, 2013).

La estimación no concluyente de la práctica artística también matiza la literatura experimental. Los estudios sobre reconocimiento de intencionalidad y organización indican que personas sin formación pueden identificar estas propiedades en obras abstractas (Hawley-Dolan y Winner, 2011; Snapper *et al.*, 2015; Straffon *et al.*, 2026), mientras que otros experimentos examinan cómo el esfuerzo atribuido afecta la valoración (Kruger *et al.*, 2004; Ziano *et al.*, 2023). El CIS no observa esas operaciones perceptivas. Haber pintado o dibujado alguna vez constituye una medida demasiado amplia para inferir que la persona reconoce estructura en el expresionismo abstracto, conoce sus convenciones o atribuye esfuerzo a una obra concreta. La estimación no concluyente no contradice los experimentos y debe interpretarse atendiendo a la distancia entre una experiencia práctica genérica y los mecanismos situacionales que se activan ante estímulos visuales determinados.

La participación cultural actual sí mantiene una relación consistente. La probabilidad ajustada de estar muy o bastante de acuerdo desciende del 38,3 % cuando se fijan tres actividades al 29,7 % con siete. La diferencia es de -8,6 puntos porcentuales (IC 95 %: -14,5 a -2,8). El recuento expresa amplitud del repertorio seleccionado, no intensidad ni contacto específico con pintura moderna. Esta diferencia puede reflejar familiaridad, mayor exposición a repertorios heterogéneos, selección previa de personas receptivas o una combinación de estos procesos. El diseño transversal no permite decidir la dirección causal. Aun así, la separación entre participación e importancia subjetiva aporta un resultado claro: declarar que la cultura es importante no presenta una asociación concluyente una vez consideradas las prácticas efectivas en el modelo ponderado. La sensibilidad a PESO impide generalizar una superioridad explicativa de las conductas sobre las orientaciones declaradas.

La ideología mantiene una asociación con la adhesión. Este patrón coincide con la ubicación del ítem en el espacio de populismo cultural ya descrito (Rius-Ulldemolins, 2026), pero añade que las diferencias persisten después de incorporar varias formas de trayectoria cultural. La creencia parece funcionar también como frontera simbólica: permite oponer un criterio de habilidad visible y sentido común a las clasificaciones producidas por el sistema artístico. Esta lectura es compatible con la evidencia, pero debe mantenerse como interpretación, porque la encuesta no pregunta directamente por expertos, museos, precios ni instituciones. La comparación con la escala completa conserva la asociación, sin convertir las categorías en fronteras naturales ni identificar una forma lineal uniforme (Tabla S4).

La religión ofrece un resultado menos lineal. Las personas católicas no practicantes presentan mayor adhesión que las posiciones seculares (OR = 1,32; 1,06-1,66), mientras que el coeficiente de las católicas practicantes es menor y no concluyente. Por tanto, no aparece una progresión simple entre práctica religiosa y rechazo. La asociación del catolicismo no practicante no es concluyente en las alternativas binaria y multinomial, por lo que depende de la especificación. La categoría puede captar combinaciones de tradición cultural, identificación social y orientación política que el modelo no separa. También destaca que las mujeres muestran menores probabilidades de acuerdo que los hombres (OR = 0,79; 0,65-0,95) y que la edad no produce un gradiente monótonico: los grupos de 45 a 64 años presentan menor adhesión que el grupo de 18 a 24, mientras que los extremos jóvenes y mayores se aproximan en los descriptivos. Estos resultados aconsejan identificar automáticamente conservadurismo estético con edad avanzada.

Las limitaciones centrales permanecen: el ítem combina dos acusaciones, «pintura moderna» es una categoría imprecisa, las prácticas parentales se recuerdan retrospectivamente y la encuesta no mide gusto, clasificación como arte, habilidad, esfuerzo, intención ni confianza institucional por separado. El diseño transversal no identifica mediación ni dirección causal entre actitudes y participación. La inclusión de recuerdos parentales parciales tampoco descarta sesgo de no respuesta. Persisten desviaciones conjuntas de proporcionalidad, por lo que deben considerarse las sensibilidades y sus divergencias.

Las implicaciones para la política cultural son, por ello, más limitadas de lo que permitiría una lectura pedagógica inmediata. La asociación con participación sugiere que el contacto continuado con actividades culturales acompaña una menor adhesión, pero no demuestra que una visita adicional cause una transformación de la actitud. Tampoco respalda la idea de que la mediación deba corregir una supuesta ignorancia del público. Una política cultural atenta a estos resultados debería combinar oportunidades de participación con espacios donde puedan discutirse criterios de trabajo, intención y valor sin convertir el desacuerdo estético en déficit individual. Al mismo tiempo, la asociación ideológica sugiere que las controversias sobre arte no se resuelven únicamente proporcionando información, porque pueden expresar posiciones más amplias sobre autoridad, tradición, mérito y distribución del reconocimiento.

4.1. Conclusiones

La afirmación de que la pintura moderna es una tomadura de pelo y podría realizarla un niño constituye una fórmula socialmente extendida: algo más de un tercio de la población española expresa acuerdo. Su interés no consiste en asumir que todas esas respuestas niegan el estatuto artístico de la pintura moderna, sino en observar quién se adhiere a un discurso que reduce su especificidad y la aproxima al engaño o a la ausencia de destreza. El análisis muestra que esta adhesión no puede reducirse a una sola dimensión del capital cultural.

La educación diferencia inicialmente el resultado, pero su asociación se atenúa cuando se introducen participación e ideología. La socialización propia ya es no concluyente antes de introducir esos bloques y la experiencia de producir imágenes tampoco ofrece una asociación concluyente; los resultados parentales dependen de la especificación. En cambio, la amplitud de participación cultural actual se asocia con una menor adhesión, mientras que las posiciones ideológicas de centro y derecha se asocian con una adhesión mayor. La contribución consiste en distinguir las asociaciones de estas dimensiones con una creencia concreta, sin inferir irrelevancia general de la socialización ni identificar mecanismos de mediación.

Estos resultados aconsejan distinguir cuidadosamente entre acceso, familiaridad, preferencia y legitimación. La investigación futura debería utilizar estímulos visuales y medir separadamente gusto, reconocimiento como arte, esfuerzo e intencionalidad percibidos, autenticidad, confianza en museos y expertos y valor atribuido. Solo así será posible estudiar el tránsito entre desagrado y deslegitimación que un único ítem compuesto no puede reconstruir.

Referencias

- Airolidi, M. (2024). The nested relationality of perceived legitimacy: Mapping taste hierarchies with granular digital traces. *Poetics*, 102, 101864. <https://doi.org/10.1016/j.poetic.2024.101864>
- Berghman, M., y van Eijck, K. (2009). Visual arts appreciation patterns: Crossing horizontal and vertical boundaries within the cultural hierarchy. *Poetics*, 37(4), 348-365. <https://doi.org/10.1016/j.poetic.2009.06.003>
- Bourdieu, P. (1984). *Distinction: A social critique of the judgement of taste*. Harvard University Press.
- Bourdieu, P., Darbel, A., y Schnapper, D. (1991). *The love of art: European art museums and their public*. Polity Press.
- Brant, R. (1990). Assessing proportionality in the proportional odds model for ordinal logistic regression. *Biometrics*, 46(4), 1171-1178. <https://doi.org/10.2307/2532457>
- Cebula, M. (2020). Traditional vs. modern art: The status and network antecedents of visual art preferences. *Polish Sociological Review*, 209(1), 41-63. <https://doi.org/10.26412/psr209.03>
- Centro de Investigaciones Sociológicas. (2024a). *Estudio 3476. Cultura y estilos de vida: resultados marginales*. <https://www.cis.es/es/estudios/cultura-y-estilos-de-vida>
- Centro de Investigaciones Sociológicas. (2024b). *Estudio 3476. Cultura y estilos de vida: cuestionario y ficha técnica*. <https://www.cis.es/es/estudios/cultura-y-estilos-de-vida>
- Chan, T. W., y Goldthorpe, J. H. (2007). Social stratification and cultural consumption: The visual arts in England. *Poetics*, 35(2-3), 168-190. <https://doi.org/10.1016/j.poetic.2007.05.002>
- Cho, H., y Schwarz, N. (2008). Of great art and untalented artists: Effort information and the flexible construction of judgmental heuristics. *Journal of Consumer Psychology*, 18(3), 205-211. <https://doi.org/10.1016/j.jcps.2008.04.009>
- Daenekindt, S., y Roose, H. (2017). Ways of preferring: Distinction through the “what” and the “how” of cultural consumption. *Journal of Consumer Culture*, 17(1), 25-45. <https://doi.org/10.1177/1469540514553715>
- DiMaggio, P. (1996). Are art-museum visitors different from other people? The relationship between attendance and social and political attitudes in the United States. *Poetics*, 24(2-4), 161-180. [https://doi.org/10.1016/S0304-422X\(96\)00008-3](https://doi.org/10.1016/S0304-422X(96)00008-3)
- Friedman, S., Savage, M., Hanquinet, L., y Miles, A. (2015). Cultural sociology and new forms of distinction. *Poetics*, 53, 1-8. <https://doi.org/10.1016/j.poetic.2015.10.002>
- Halle, D. (1993). *Inside culture: Art and class in the American home*. University of Chicago Press.
- Hanquinet, L., Roose, H., y Savage, M. (2014). The eyes of the beholder: Aesthetic preferences and the remaking of cultural capital. *Sociology*, 48(1), 111-132. <https://doi.org/10.1177/0038038513477935>
- Harrell, F. E., Jr. (2015). *Regression modeling strategies: With applications to linear models, logistic and ordinal regression, and survival analysis* (2.ª ed.). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-19425-7>

- Hawley-Dolan, A., y Winner, E. (2011). Seeing the mind behind the art: People can distinguish abstract expressionist paintings from highly similar paintings by children, chimps, monkeys, and elephants. *Psychological Science*, 22(4), 435-441. <https://doi.org/10.1177/0956797611400915>
- Herrera-Usagre, M. (2013). La transmisión intergeneracional de aptitudes y actitudes culturales. Adaptando el paradigma de la omnivoridad cultural para Andalucía. *Revista Internacional de Sociología*, 71(1), 143-167. <https://doi.org/10.3989/ris.2011.11.25>
- Jucker, J.-L., Barrett, J. L., y Włodarski, R. (2014). "I just don't get it": Perceived artists' intentions affect art evaluations. *Empirical Studies of the Arts*, 32(2), 149-182. <https://doi.org/10.2190/EM.32.2.c>
- Kruger, J., Wirtz, D., Van Boven, L., y Altermatt, T. W. (2004). The effort heuristic. *Journal of Experimental Social Psychology*, 40(1), 91-98. [https://doi.org/10.1016/S0022-1031\(03\)00065-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1031(03)00065-9)
- Landau, M. J., Greenberg, J., Solomon, S., Pyszczynski, T., y Martens, A. (2006). Windows into nothingness: Terror management, meaninglessness, and negative reactions to modern art. *Journal of Personality and Social Psychology*, 90(6), 879-892. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.90.6.879>
- Liao, S.-y., Meskin, A., y Knobe, J. (2020). Dual character art concepts. *Pacific Philosophical Quarterly*, 101(1), 102-128. <https://doi.org/10.1111/papq.12301>
- Mikalonytė, E. S., y Kneer, M. (2025). The folk concept of art. *Synthese*, 205(1), Artículo 2. <https://doi.org/10.1007/s11229-024-04812-8>
- Mood, C. (2010). Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it. *European Sociological Review*, 26(1), 67-82. <https://doi.org/10.1093/esr/jcp006>
- Newman, A., Goulding, A., y Whitehead, C. (2013). How cultural capital, habitus and class influence the responses of older adults to the field of contemporary visual art. *Poetics*, 41(5), 456-480. <https://doi.org/10.1016/j.poetic.2013.07.001>
- Pelowski, M., Gerger, G., Chetouani, Y., Markey, P. S., y Leder, H. (2017). But is it really art? The classification of images as "art"/"not art" and correlation with appraisal and viewer interpersonal differences. *Frontiers in Psychology*, 8, Artículo 1729. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01729>
- Purhonen, S., Verboord, M., Sirkka, O., Kristensen, N. N., y Janssen, S. (2023). Definitely (not) belonging to culture: Europeans' evaluations of the contents and limits of culture. *Poetics*, 101, Artículo 101840. <https://doi.org/10.1016/j.poetic.2023.101840>
- Rius-Ulldemolins, J. (2026). Espacio social y actitudes hacia la cultura: Afinidades entre factores sociodemográficos, ideológicos y el debate legitimismo versus populismo cultural. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 195, 79-102. <https://doi.org/10.5477/cis/reis.195.79-102>
- Silva, E. B. (2006). Distinction through visual art. *Cultural Trends*, 15(2-3), 141-158. <https://doi.org/10.1080/09548960600712942>
- Silva, E. B. (2008). Cultural capital and visual art in the contemporary UK. *Cultural Trends*, 17(4), 267-287. <https://doi.org/10.1080/09548960802615414>
- Snapper, L., Oranç, C., Hawley-Dolan, A., Nissel, J., y Winner, E. (2015). Your kid could not have done that: Even untutored observers can discern intentionality and structure in abstract expressionist art. *Cognition*, 137, 154-165. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2014.12.009>
- Straffon, L. M., Perea-García, J. O., den Blaauwen, T., y Kret, M. E. (2026). Traces of intentionality: Balance, complexity, and organization in artworks by humans and apes. *Topics in Cognitive Science*, 18(2), Artículo e70022. <https://doi.org/10.1111/tops.70022>
- van Eijck, K. (2012). The impact of religious identity and social orientations on visual arts appreciation. *European Sociological Review*, 28(3), 394-407. <https://doi.org/10.1093/esr/jcr006>
- Williams, R. (2006). Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables. *The Stata Journal*, 6(1), 58-82. <https://doi.org/10.1177/1536867X0600600104>
- Ziano, I., Yeung, S. K., Lee, C. S., Shi, J., y Feldman, G. (2023). "The effort heuristic" revisited: Mixed results for replications of Kruger et al. (2004)'s experiments 1 and 2. *Collabra: Psychology*, 9(1), Artículo 87489. <https://doi.org/10.1525/collabra.87489>

Breve CV de la autora

Isabel Causadias Domingo es doctora en Bellas Artes por la Universitat de Barcelona y profesora lectora del Departament d'Arts Visuals i Disseny de la Facultat de Belles Arts de la misma universidad. Su investigación se sitúa en la economía y la sociología de la cultura, con especial atención al mercado primario del arte contemporáneo, la construcción social del valor, la confianza y la legitimación. También trabaja sobre políticas culturales, profesionalización artística, propiedad intelectual y transformaciones digitales del sistema artístico. Su docencia aborda las artes visuales, el mercado del arte y las políticas artísticas y culturales.

Disponibilidad de datos depositados

Los microdatos anonimizados y la documentación del Estudio 3476, Cultura y estilos de vida, están disponibles en el Catálogo de Estudios del Centro de Investigaciones Sociológicas: <https://www.cis.es/es/estudios/cultura-y-estilos-de-vida>. Se utilizaron los ficheros 3476_num.csv y 3476_etiq.csv, el cuestionario, la ficha técnica y el código de variables. Su reutilización se rige por las condiciones generales del CIS: <https://www.cis.es/es/condiciones-reutilización-datos-del-cis>. La sintaxis de depuración y estimación y las tablas derivadas están disponibles previa solicitud razonable a la autora. La encuesta incluye la variable sexo en formato binario, lo que permite examinar diferencias entre hombres y mujeres dentro de esa limitación.

Declaración sobre el uso de inteligencia artificial

Se utilizó ChatGPT (OpenAI) para revisar la estructura y redacción de los apartados 1 y 4, editar el resumen y el abstract, y revisar la sintaxis estadística y su correspondencia con los apartados 2 y 3. La autora verificó los contenidos y asume la responsabilidad científica y ética.

Conflicto de intereses

La autora declara no tener posibles conflictos de intereses con respecto a la investigación, autoría y/o publicación de este artículo.

Suplemento analítico: metodología y resultados

Este suplemento documenta las decisiones metodológicas, los análisis de sensibilidad y los resultados complementarios que sustentan las estimaciones presentadas en el artículo. Todas las cifras proceden de la ejecución que aplica los códigos TAMUNI 1-3, 4-5 y 6-7 a los tres tramos municipales declarados. Las tablas siguientes detallan los diagnósticos de proporcionalidad, las especificaciones alternativas, el flujo de muestra y las reglas de reproducción, con el fin de facilitar la trazabilidad y la interpretación de los análisis.

La muestra principal comprende 3.493 personas. Se utiliza PESO normalizado a media uno, covarianza robusta por persona e intervalos del 95 %. Los pesos se tratan como fijos. Las probabilidades de acuerdo alto suman las categorías bastante y muy de acuerdo; sus contrastes se expresan en puntos porcentuales. Los valores p son bilaterales para coeficientes y proceden de contrastes conjuntos de Wald para bloques. No se aplica ajuste por comparaciones múltiples. «No concluyente» no equivale a ausencia demostrada de asociación.

Tabla S1. Diagnóstico de proporcionalidad

Se estiman conjuntamente, a efectos de covarianza, tres logits acumulativos: $Y \geq 1$, $Y \geq 2$ e $Y \geq 3$. El contraste de cada término impone dos igualdades entre pendientes. El contraste de un bloque reúne las igualdades de todos sus términos. Las categorías de referencia son las del manuscrito. La covarianza conjunta incorpora la dependencia de las tres respuestas dicotómicas de cada persona.

S1a. Contrastes globales

Bloque o término	χ^2	gl	p
Todas las pendientes	101,93	64	0,002
Restricciones restantes tras excluir derecha	90,39	62	0,011

S1b. Todos los bloques

Bloque o término	χ^2	gl	p
Sexo (mujer)	0,26	2	0,878
Edad	20,08	12	0,066
Educación	6,97	6	0,324
Ingresos	12,91	8	0,115
Hábitat	1,69	4	0,792
Socialización propia	5,66	2	0,059
Frecuencia materna	1,80	2	0,406
Ausencia de madre	1,78	2	0,411
Frecuencia paterna	4,87	2	0,088
Ausencia de padre	0,93	2	0,629
Práctica artística	3,08	4	0,545
Participación	0,52	2	0,770
Importancia cultural	5,21	2	0,074
Ideología	13,12	6	0,041
Religión	6,37	8	0,605

S1c. Todos los términos

Bloque o término	χ^2	gl	p
Sexo (mujer)	0,26	2	0,878
agegrp:25-34	0,93	2	0,629
agegrp:35-44	1,02	2	0,599
agegrp:45-54	0,28	2	0,869
agegrp:55-64	2,80	2	0,247
agegrp:65-74	0,73	2	0,694
agegrp:75+	3,43	2	0,180
education:secondary	0,96	2	0,620
education:vocational	4,23	2	0,120
education:higher	3,25	2	0,197
income:1201-1800	3,32	2	0,190
income:1801-3000	6,68	2	0,035
income:>3000	3,37	2	0,185
income:nonresponse	2,84	2	0,242
habitat:50001-400000	0,77	2	0,679
habitat:>400000	0,82	2	0,663
Socialización propia	5,66	2	0,059
Frecuencia materna	1,80	2	0,406
Ausencia de madre	1,78	2	0,411
Frecuencia paterna	4,87	2	0,088
Ausencia de padre	0,93	2	0,629
practice:past	2,62	2	0,270
practice:recent	1,14	2	0,567
Participación	0,52	2	0,770
Importancia cultural	5,21	2	0,074
ideology:center	0,14	2	0,931
ideology:right	10,78	2	0,005
ideology:nonresponse	1,21	2	0,546
religion:cath_nonpract	1,00	2	0,608
religion:cath_pract	2,46	2	0,293
religion:other	0,56	2	0,757
religion:nonresponse	1,30	2	0,523

En S1c se conservan los identificadores de las variables del código para permitir la comprobación exacta. nonresponse designa no respuesta; secondary, secundaria; vocational, formación profesional; higher, estudios superiores; past y recent, práctica pasada y reciente; center y right, centro y derecha; cath_nonpract y cath_pract, catolicismo no practicante y practicante. Los tramos de edad, ingresos y hábitat figuran en sus etiquetas.

El contraste de restricciones restantes no es una prueba de que liberar derecha haya resuelto el supuesto: su $p = 0,011$ indica que aún existen desviaciones conjuntas. La especificación que libera además ingresos de 1.801-3.000 euros se presenta como sensibilidad localizada y no como reparación demostrada de todas las restricciones. La comparación multinomial de S3 responde a esta limitación.

S2a. Secuencia ordinal sobre muestra común

M1-M6 imponen proporcionalidad. El modelo parcial, presentado después de la secuencia, no es otra denominación de M6. El contraste de cada bloque corresponde al modelo que lo incorpora, no al modelo parcial final.

Modelo	Bloque incorporado	N	Pseudo-R ²	Wald del bloque incorporado
M1	Controles sociodemográficos	3493	0,0120	$\chi^2(16) = 63,80$; $p < 0,001$
M2	Socialización propia	3493	0,0122	$\chi^2(1) = 0,48$; $p = 0,489$
M3	Frecuencias parentales e indicadores de ausencia	3493	0,0130	$\chi^2(4) = 3,85$; $p = 0,426$
M4	Práctica artística	3493	0,0131	$\chi^2(2) = 0,29$; $p = 0,865$
M5	Participación e importancia cultural	3493	0,0169	$\chi^2(2) = 14,18$; $p < 0,001$
M6	Ideología y religión	3493	0,0251	$\chi^2(7) = 39,33$; $p < 0,001$

Modelo	OR superiores / primaria o menos (IC 95 %)	Diferencia ajustada (puntos; IC 95 %)
M1	0,65 (0,43 a 0,97)	-9,5 (-18,7 a -0,2)
M2	0,67 (0,44 a 1,04)	-8,6 (-18,5 a 1,3)
M3	0,69 (0,45 a 1,05)	-8,1 (-17,7 a 1,5)
M4	0,69 (0,45 a 1,05)	-8,1 (-17,8 a 1,5)
M5	0,73 (0,48 a 1,12)	-6,7 (-16,1 a 2,7)
M6	0,79 (0,51 a 1,21)	-5,1 (-14,5 a 4,3)

Modelo parcial: $N = 3.493$; pseudo-R² = 0,0275. La socialización propia ya presenta 0,95 (0,81 a 1,11); $p = 0,489$ en M2, antes de incorporar participación e ideología. La comparación de coeficientes no identifica mediación y se acompaña por ello de diferencias estandarizadas de probabilidad.

S2b. Contrastes de bloques del modelo parcial

Bloque	χ^2	gl	p
Educación	11,63	3	0,009
Frecuencias parentales y ausencia de progenitores	2,50	4	0,644
Solo frecuencias materna y paterna	2,06	2	0,357
Práctica artística	0,07	2	0,967
Participación e importancia cultural	9,76	2	0,008
Ideología, incluidas no respuestas	29,75	5	<0,001
Religión, incluidas no respuestas	7,24	4	0,124

El contraste parental de dos frecuencias (2 gl) y el bloque que añade los indicadores de ausencia (4 gl) evalúan hipótesis diferentes. Ninguno debe confundirse con la prueba del bloque al incorporarlo en M3.

Tabla S3. Sensibilidad multinomial

Modelo logístico multinomial ponderado sobre los mismos 3.493 casos y covariables. Se conservan las cuatro respuestas y se toma nada de acuerdo como categoría de referencia; cada predictor tiene un coeficiente para cada una de las otras tres categorías. Se emplea covarianza robusta por persona y el método delta para las probabilidades estandarizadas y sus diferencias. Esta especificación permite comparar asociaciones sin imponer proporcionalidad, pero mantiene sus propios supuestos de modelización.

Bloque	χ^2	gl	p
Socialización propia	5,67	3	0,129
Frecuencias materna y paterna	13,63	6	0,034
Práctica artística	3,17	6	0,788
Participación	10,12	3	0,018
Ideología	31,37	9	<0,001

Contraste de acuerdo alto	Diferencia (puntos)	IC 95 %	p
Estudios superiores – primaria o menos	-1,8	-12,7 a 9,2	0,753
Práctica reciente – nunca	1,0	-5,1 a 7,0	0,758
Siete – tres actividades	-7,8	-14,0 a -1,6	0,014
Derecha – izquierda	14,5	8,0 a 21,0	<0,001
Centro – izquierda	10,1	4,3 a 15,9	<0,001
Socialización propia: 2 – 1 puntos	0,2	-4,6 a 4,9	0,947
Católica no practicante – secular	5,1	-0,4 a 10,7	0,070

El contraste parental $p = 0,034$ es exploratorio y no está corregido por multiplicidad. No implica que una frecuencia parental concreta tenga un coeficiente individual significativo, que exista un gradiente uniforme entre categorías o que se haya identificado un mecanismo causal. Este resultado indica que la conclusión sobre las asociaciones parentales depende de la especificación utilizada. Los coeficientes completos figuran en `results/multinomial_coefficients.csv`.

Tabla S4. Forma funcional de ideología

Se comparan tres especificaciones sobre una muestra común de 3.252 personas con autoubicación ideológica válida, excluyendo 241 no respuestas de la muestra principal. Se mantiene el resto del ajuste. La categorización es izquierda 1-4, centro 5-6 y derecha 7-10. Las formas lineal y spline permiten pendientes diferentes en cada corte. El spline cúbico restringido utiliza nudos fijados en 1, 5 y 10 antes de estimar esta sensibilidad; no se eligieron según significaciones. Las probabilidades de las tres especificaciones se promedian sobre la misma distribución ponderada de covariables.

Forma	N	OR de participación (IC 95 %); p
Categorías	3252	0,91 (0,85 a 0,98); p = 0,014
Lineal 1-10	3252	0,92 (0,85 a 0,99); p = 0,020
Spline restringido	3252	0,90 (0,84 a 0,97); p = 0,007

S4a. Pendientes de ideología en la forma lineal

Parámetro	OR por punto	IC 95 %	p
ideology_score@cut1	1,045	0,988 a 1,104	0,122
ideology_score@cut2	1,107	1,050 a 1,167	<0,001
ideology_score@cut3	1,107	1,029 a 1,191	0,006

Contraste global de ideología lineal: $\chi^2(3) = 14,93$; p = 0,002.

S4b. Contrastes de la forma flexible

Asociación ideológica global: $\chi^2(6) = 38,34$; p < 0,001. No linealidad conjunta: $\chi^2(3) = 17,20$; p < 0,001.

Componente no lineal por corte	p individual
ideology_nonlinear@cut1	<0,001
ideology_nonlinear@cut2	0,064
ideology_nonlinear@cut3	0,683

El contraste individual del componente no lineal para acuerdo alto tiene p = 0,064. La no linealidad global no demuestra por sí sola una meseta en este corte concreto.

S4c. Probabilidad de acuerdo alto según el spline

Posición ideológica	Probabilidad (%)	IC 95 %
1	22,9	17,6 a 28,2
2	26,5	22,4 a 30,5
3	30,1	26,9 a 33,4
4	33,6	30,2 a 36,9
5	36,4	32,6 a 40,1
6	38,2	34,5 a 42,0
7	39,3	35,6 a 43,0
8	39,7	35,2 a 44,1
9	39,6	33,4 a 45,9
10	39,4	30,8 a 48,0

Las probabilidades de las tres especificaciones se conservan en las entradas escenarios de ideology_categorical, ideology_linear_PPO, ideology_spline_PPO en results/closed_analysis.json. También se exportan a los tres CSV ideology_categorical_probabilities.csv, ideology_linear_probabilities.csv e ideology_spline_probabilities.csv. Todos corresponden a las mismas 3.252 personas. La incertidumbre es mayor en los extremos de la escala; no se interpreta la diferencia entre dos estimaciones puntuales como prueba de cambio de pendiente.

S4d. Probabilidad de acuerdo alto en el modelo categórico sobre la muestra común

Categoría	Probabilidad (%)	IC 95 %
Izquierda (1-4)	26,9	23,5 a 30,3
Centro (5-6)	36,6	32,4 a 40,8
Derecha (7-10)	41,6	36,3 a 46,9

Estas probabilidades corresponden a la comparación de formas ideológicas y no se sustituyen por las del modelo principal de 3.493 casos de la Tabla 5. Las formas numéricas fijan las puntuaciones 1-10; la categórica fija el grupo correspondiente.

Tabla S5. Otras sensibilidades y reglas de reproducción

Especificación	N	OR de participación (IC 95 %); p
Parcial principal	3493	0,90 (0,84 a 0,97); p = 0,004
Ordinal proporcional completo	3493	0,90 (0,84 a 0,97); p = 0,004
Parcial: derecha e ingresos 1.801-3.000 libras	3493	0,90 (0,84 a 0,97); p = 0,004
Binario: bastante/muy frente a poco/nada	3493	0,91 (0,85 a 0,98); p = 0,014
Museos separados de la socialización	3490	0,90 (0,84 a 0,97); p = 0,004
Recuerdos parentales parciales	3650	0,90 (0,84 a 0,96); p = 0,002
Sin ponderación	3493	0,89 (0,85 a 0,93); p < 0,001
Interacción educación × práctica	3493	0,91 (0,85 a 0,97); p = 0,004
Componentes de participación completos	3457	0,89 (0,83 a 0,96); p = 0,002

—*Dichotomización*. $Y \geq 2$ frente a $Y < 2$; mismas covariables y 3.493 casos. La covarianza sándwich se calcula con la contribución ponderada de cada persona, sin convertir PESO en repeticiones enteras. Para derecha: 1,97 (1,46 a 2,66); p < 0,001. Para catolicismo no practicante: 1,26 (0,97 a 1,63); p = 0,079. La covarianza y los coeficientes se verificaron contra una implementación independiente.

—*Museos o monumentos*. Se separa el ítem 3 de P17, P18 y P19 y se calcula la media de las otras seis actividades, exigiendo al menos cuatro respuestas propias válidas y las seis parentales, con los indicadores de ausencia. Se excluyen tres no respuestas del ítem propio, quedando 3.490 casos; el modelo principal se reestima sobre esos mismos casos como comparación. Contraste conjunto de las tres frecuencias museísticas: $\chi^2(3) = 0,29$; p = 0,962.

—*Recuerdos parentales parciales*. Se calcula, para cada progenitor, la media de los 1-7 ítems sustantivos disponibles. Se añade un indicador de respuesta parcial (1-6 ítems) y otro de falta total (0 ítems, excluida la ausencia del progenitor). En el segundo caso, cero es únicamente un valor de relleno acompañado del indicador. Se mantienen los indicadores originales de ausencia. Se añaden 157 casos, hasta 3.650. Hay 84 respuestas maternas parciales y 11 totalmente ausentes; para padre, 75 y 24. Estas cuentas describen indicadores y pueden coincidir en una misma persona. La sensibilidad no es una imputación múltiple ni demuestra que la selección por no respuesta sea inocua.

—*Sin ponderar*. Se conserva la muestra y la especificación parcial; todos los pesos se fijan en uno. Importancia subjetiva de la cultura: 0,81 (0,73 a 0,91); p < 0,001. La divergencia respecto al análisis ponderado no determina por sí sola qué mecanismo la produce.

—*Interacción*. Se añaden los seis productos entre tres indicadores educativos y dos de práctica, manteniendo el resto del modelo parcial y la muestra principal. Contraste conjunto: $\chi^2(6) = 7,93$; p = 0,243.

—*Componentes completos de participación*. Se excluyen 12 no respuestas de P10 y 24 de P14, sin solapamiento, 36 en total. N = 3.457. Se mantiene el recuento de siete actividades de la especificación principal para los casos restantes. Esta comprobación examina la codificación de no respuestas, sin validar por sí sola la selección de actividades, los pesos iguales ni el umbral de lectura.

Tabla S6. Flujo de muestra y grupos descriptivos de socialización

Las exclusiones se aplican secuencialmente, partiendo de 3.701 personas. Se informa de las exclusiones nuevas en cada paso; no se suman los totales brutos de no respuesta, que se solapan.

Criterio	Exclusiones nuevas	Casos restantes
Resultado sin respuesta sustantiva	44	3657
Información propia insuficiente adicional	0	3657
Información materna insuficiente adicional	95	3562
Información paterna insuficiente adicional	62	3500
Educación no codificable adicional	5	3495
Importancia cultural sin respuesta adicional	2	3493

El resultado son 3.493 casos. Dentro de esta muestra se conservan 22 indicadores de ausencia materna y 140 de ausencia paterna, separados de la información insuficiente. La codificación de TAMUNI en los tramos 1-3, 4-5 y 6-7 determina la clasificación de 765 personas situadas en los códigos limítrofes 4 ($n = 443$) y 6 ($n = 322$); esta codificación no añade ni excluye casos.

Los grupos descriptivos se forman con cuantiles no ponderados de orden 1/3 y 2/3 y el criterio de interpolación lineal de `pandas.qcut`. Se conservan los empates; el grupo inferior incluye cada punto de corte y el primero incluye el mínimo observado. Los límites interiores exactos son 10/7 y 2 para socialización propia, 4/7 y 10/7 para materna y 3/7 y 8/7 para paterna. Las tres variables tienen mínimo 0 y máximo 3. Esta es la regla empleada para construir los grupos descriptivos y queda documentada aquí para garantizar su reproducibilidad.

Medida	Grupo	N sin ponderar	Acuerdo alto ponderado (%)
Propia	bajo	1295	36,5
Propia	medio	1296	34,4
Propia	alto	902	28,9
Materna	bajo	1217	34,0
Materna	medio	1252	36,0
Materna	alto	1024	32,5
Paterna	bajo	1316	36,6
Paterna	medio	1022	34,9
Paterna	alto	1155	29,4

El numerador de cada porcentaje es la suma de PESO de las personas con acuerdo bastante o muy y el denominador es la suma de PESO de todas las personas del mismo grupo. Los numeradores y denominadores completos, los límites, los tamaños de grupo y la identidad de muestra se conservan en `results/descriptive_documentation.json` y `results/tertile_descriptives.csv`; las reglas se ejecutan en `code/descriptive_documentation.py`. Las medias continuas originales se mantienen como predictores en los modelos; la agrupación solo se utiliza para estos descriptivos.

Fuentes y trazabilidad

Datos: CIS, Estudio 3476 (2024), fichero 3476_num.csv; documentación oficial en <https://www.cis.es/es/estudios/cultura-y-estilos-de-vida>. Los tramos de TAMUNI se comprueban en [inputs/codigo3476.pdf](#), página 2 del PDF (página impresa 1). Salidas: [results/closed_analysis.json](#), [results/multinomial_sensitivity.json](#), [results/descriptive_documentation.json](#) y sus tablas CSV. Reproducción: [code/run_all.py](#) ejecuta los programas analíticos y descriptivos; [documentation/protocol.md](#) registra las decisiones metodológicas. El análisis principal se ejecuta mediante [code/revised_analysis.py](#), que aplica la codificación documentada de TAMUNI. Las reglas descriptivas se ejecutan en [code/descriptive_documentation.py](#).

Entorno registrado: Python 3.12.14, NumPy 2.3.5, pandas 2.2.3, SciPy 1.17.0, Patsy 1.0.2 y statsmodels 0.14.6. Las Tablas 4 y 5 se generan a partir de las salidas de la ejecución principal.

Referencias metodológicas citadas: Brant (1990), DOI: <https://doi.org/10.2307/2532457>; Mood (2010), DOI: <https://doi.org/10.1093/esr/jcp006>; Harrell (2015), DOI: <https://doi.org/10.1007/978-3-319-19425-7>; Williams (2006), DOI: <https://doi.org/10.1177/1536867X0600600104>.