Anexo técnico I · Las doce hipótesis

José Juan Ruiz Gómez · Tesis doctoral «Cuando el Rey vendió el Purgatorio» · Universidad Carlos III de Madrid · jjruiz.org

Presentación

Cuando el Rey vendió el Purgatorio. La desamortización de la España ilustrada (1798-1808) · José Juan Ruiz Gómez · Tesis doctoral, Universidad Carlos III de Madrid

Este anexo documenta los instrumentos estadísticos y el modelo que sustentan los capítulos 8 y 9 de la tesis. No forma parte del texto depositado: el manuscrito remite aquí a quien quiera comprobar cómo se obtuvo cada resultado.

Todas las cifras proceden de los ficheros de resultados que escriben los cuadernos en la ejecución de referencia del 13 de octubre de 2026 (registros 00_registro_hipotesis.json y 00_registro_modelos.json), y se han cotejado automáticamente con dichos ficheros antes de su publicación.

Cómo leer una ficha

Cada hipótesis tiene una ficha con la misma estructura:

1. **Enunciado**, tal como lo fijan los Cuadros 6.2 y 6.3 del capítulo 6, con lo que la validaría y lo que la refutaría.
2. **Las herramientas**: qué hacen los instrumentos empleados, explicadas sin notación.
3. **Los estadísticos**: los valores que arrojan los cuadernos.
4. **Calidad e interpretación**: qué indican esos estadísticos, qué no autorizan a afirmar y dónde radica la incertidumbre principal.
5. **Veredicto técnico**: las condiciones fijadas, su resultado y la regla que las combina. Cuando los umbrales de la regla se programaron con los resultados ya conocidos, la ficha lo indica.
6. **Conexión con el veredicto del texto**: la formulación del capítulo y, si las hay, las diferencias que conviene resolver.

Hipótesis

	Hipótesis	Estatuto	Veredicto
H1	El déficit fija el perímetro desamortizable	Contraste estadístico	Sostenida
H2	El desplome de la plata americana	Adecuación	Sostenida como adecuación
H3	La continuidad de las élites compradoras	Contraste estadístico	Parcialmente sostenida
H4	Los accionistas del Banco de San Carlos	Adecuación	Parcialmente sostenida
H5	El arbitraje con vales reales	Contraste estadístico	Sostenida
H6	La geografía de la venta y del capital	Contraste estadístico	Sostenida
H7	Tierras, casas y censos	Cuantificación	Sostenida
H8	Cercanía al poder y resistencia a la subasta	Contraste estadístico	No sostenida en su formulación; sostenida la selección por capacidad económica
H9	Las compradoras	Cuantificación	Sostenida
H10	La capacidad de ejecución del Estado	Cuantificación	Primera parte sostenida; segunda, parcialmente
H11	La cronología del descuento sobre la tasación	Contraste estadístico	Parcialmente sostenida
H12	El equilibrio entre Estado e Iglesia	Adecuación (modelo)	Sostenida por adecuación, condicionada al stock y al censo

Modelo

El modelo del capítulo 9: magnitudes de la economía del purgatorio, modelo de club religioso, Índice de Soft Power Institucional, juego de Stackelberg entre el Estado y la Iglesia (ecuaciones, parámetros, equilibrio, análisis de sensibilidad, simulaciones de Monte Carlo y contrafactuales) y su extensión a las fases desamortizadoras posteriores.

Los tres estatutos de validación

No todas las hipótesis tienen el mismo riesgo de refutación, y el veredicto se lee según su estatuto.

Un **contraste estadístico** formula una predicción cuantitativa que un resultado adverso refuta sin ambigüedad.

Una **cuantificación** fija una magnitud o composición no medida previamente a escala nacional; su riesgo de refutación es menor y su valor es descriptivo o de precondición.

Una hipótesis de **adecuación** propone un marco o un modelo que se valida por su capacidad para ordenar la secuencia observada sin habérsela impuesto, siempre que se declare de antemano qué anomalía lo dejaría sin capacidad explicativa; no se presenta como una falsación.

Reproducción

Los cuadernos están en las carpetas `HIPOTESIS` y `MODELOS` del repositorio, sin salidas. Cada cadena tiene un lanzador (`00_EJECUTAR_HIPOTESIS`, `00_EJECUTAR_MODELOS`) que ejecuta los cuadernos en orden, comprueba la huella de las entradas, registra la fecha, la duración y los ficheros escritos por cada cuaderno, y deja una copia ejecutada en `ejecutados/`. Entorno de ejecución de referencia: Python 3.13.5 y pandas 2.2.3. Las semillas aleatorias están fijadas en cada cuaderno.

Las fichas de las doce hipótesis

H1 · El déficit fija el perímetro desamortizable

Bloque: por qué · **Estatuto:** contraste estadístico (secuencial) · **Capítulo:** 8, sección 8.2 · **Cuadernos:** `C8_H01a_Push_fiscal_contraste`, `C8_H01b_Push_fiscal_BaiPerron_Granger` · **Ficheros de resultados:** `H1_Contraste_Resultados.xlsx`, `Cuadro_C8_H1b_Tests_Computacionales.xlsx` · **Ejecución de referencia:** 13 de octubre de 2026

Enunciado

La desamortización fue una respuesta reactiva a la crisis fiscal de 1796-1808 y no un programa ilustrado de reforma: las ampliaciones del perímetro siguen a los episodios fiscales, no los anteceden.

La validaría que cada ampliación suceda a un episodio fiscal identificable; la refutaría que las ampliaciones se distribuyan con independencia de esos episodios o los anticipen.

Las herramientas

La pregunta es de orden temporal: si la presión fiscal cambió antes que las decisiones políticas.

Para responderla sin imponer a la serie las fechas que se quieren comprobar, el cuaderno mide la presión con un solo cociente anual, el de los ingresos extraordinarios sobre los ordinarios de la Tesorería General (E/O), y deja que un algoritmo de detección de rupturas busque por sí mismo los años en que la serie cambia de nivel. Solo después se colocan sobre esa partición las cinco decisiones que ampliaron el perímetro: los decretos de 1798, el Reglamento de 1800, el decreto de Consolidación para Nueva España de 1804, el breve de 1805 y la Real Cédula del séptimo de 1807.

Tres comprobaciones acompañan a la principal.

La primera repite la búsqueda de rupturas con tres algoritmos y tres niveles de exigencia para comprobar si las fechas dependen del método utilizado.

La segunda re-muestrea la serie 2000 veces y cuenta qué proporción de las réplicas reaparece en cada fecha.

La tercera alarga la serie hasta 1680 para comprobar si el episodio tiene precedente.

El segundo cuaderno añade dos contrastes clásicos de dirección temporal: la causalidad en el sentido de Granger, que pregunta si el pasado de una serie mejora la predicción de la otra, y una regresión con remuestreo robusto a la heterocedasticidad.

Los estadísticos

Medida	Resultado
Rupturas endógenas (PELT, penalización BIC)	1794 y 1801
Régimen 1 (1778-1794): media E/O	0,291 (desviación típica 0,226; 17 años)
Régimen 2 (1795-1801): media E/O	1,988 (0,612; 7 años)

Medida	Resultado
Régimen 3 (1802-1807): media E/O	0,846 (0,336; 6 años)
Robustez algorítmica	7 de 7 combinaciones sitúan la entrada en 1793-1794 y la salida en 1800-1801; 3 de 7 dan exactamente 1794 y 1801
Remuestreo de las fechas (2.000 réplicas)	1794 en el 82,4 % y 1801 en el 74,2 %
Años con E/O > 1 entre 1680 y 1807	11, todos entre 1794 y 1807
Factor de excepcionalidad	3,2 veces la peor ventana de siete años anterior (0,622 en 1755-1761)
Granger, presión → decisión	F = 2,341; p = 0,139
Granger, decisión → presión	F = 0,300; p = 0,589
Regresión con wild bootstrap (B = 5.000)	β = 0,184; IC 95 % [0,004; 0,367]; p = 0,047

Las cinco decisiones caen en los regímenes 2 o 3 y todas después de una ruptura: entre tres y seis años después de la de 1794 o de la de 1801.

Calidad e interpretación

El resultado central es sólido en lo que puede serlo.

Las dos rupturas aparecen con cualquier algoritmo y con cualquier grado de penalización razonable; el remuestreo las reproduce en tres cuartas partes o más de las réplicas; y el cociente del régimen de crisis multiplica por siete al del régimen anterior, de modo que no se trata de un cambio que solo un procedimiento sensible detectaría.

La serie larga añade que el episodio carece de precedente desde 1680, lo que descarta que 1794-1801 sea una oscilación más de un sistema fiscal crónicamente tensionado.

Los límites son igual de claros.

La serie tiene treinta años y las decisiones son cinco, de modo que no cabe hablar de causalidad en sentido estricto: el contraste establece una precedencia, no un

mecanismo. Los dos contrastes de Granger no son significativos al 10 %, como corresponde a una muestra tan corta; su utilidad es solo direccional, y la asimetría entre ellos (0,139 frente a 0,589) va en el sentido previsto sin decidir nada por sí misma.

La regresión con remuestreo excluye el cero por poco. El veredicto no descansa en estos dos contrastes, sino en la precedencia y la excepcionalidad.

Veredicto técnico

Condición fijada antes del contraste	Resultado	Estado
1 · Precedencia fiscal en las cinco decisiones	Toda decisión cae tras una ruptura previa (de 3 a 6 años)	Cumplida
2 · Ninguna decisión en régimen de holgura	Las cinco caen en los regímenes 2 (E/O 1,99) o 3 (0,85)	Cumplida
3 · Excepcionalidad del episodio (1680-1807)	11 años con E > O, todos en 1794-1807	Cumplida

H1: sostenida.

Conexión con el veredicto del texto

El capítulo 8 (sección 8.2, Cuadro 8.2) dice: «Las tres condiciones se cumplen [...] H1 queda sostenida», y precisa a continuación que, con series cortas y decisiones tan escasas, no puede establecerse una causalidad en sentido estricto. El veredicto del texto y el del cuaderno coinciden. El texto no menciona los contrastes de Granger; si se citan, debe indicarse que no son significativos.

Figuras que genera la cadena

`H1_fig1_serie_regimenes.jpg`, `H1_fig2_bootstrap_fechas.jpg`, `H1_fig3_excepcionalidad_1680_1807.jpg`, `Grafico_C8_H1b_BaiPerron.jpg`, `Grafico_C8_H1b_Bootstrap_Distribucion.jpg`.[]

H2 · El desplome de la plata americana

Bloque: por qué · **Estatuto:** adecuación (exploratoria) · **Capítulo:** 8, sección 8.3 · **Cuadernos:** `C8_H02a_Sudden_stop_1793_1796`, `C8_H02b_Sudden_stop_tres_episodios`, `C8_H02c_Sudden_stop_BaiPerron_bootstrap` · **Ficheros de resultados:**

`H2_test_sudden_stop_1796.xlsx`, `H2_test_sudden_stops_completo.xlsx`, `H2_test_baiperron_bootstrap.xlsx`, `C8_H2_Cuadros_8_4_8_5.xlsx` · **Ejecución de referencia:** 13 de octubre de 2026

Enunciado

La crisis fiscal de 1796-1808 admite la formalización de Calvo y Talvi: caída de los flujos externos, ajuste forzoso, deterioro de la credibilidad y recurso a mecanismos heterodoxos, en una secuencia coherente.

La validaría que la secuencia del modelo se reconociera en el caso español sin forzarla; la refutaría que no apareciera o que solo se sostuviera forzando el marco.

Las herramientas

Un *sudden stop* es, en la literatura macroeconómica, una interrupción brusca de la financiación proveniente del exterior. Para la Monarquía, el flujo exterior relevante era la plata neta proveniente de América.

El contraste trabaja con la serie anual de esos flujos entre 1778 y 1808 y combina dos procedimientos. El primero es la regla de las dos desviaciones típicas: se toma como referencia un periodo normal, se calculan su media y su desviación típica, y se considera que hay colapso cuando el flujo cae por debajo de la media menos dos desviaciones típicas durante la mayor parte de los años del episodio. El segundo vuelve a dejar que la serie hable por sí sola: un algoritmo de rupturas (Bai-Perron) busca dónde cambia de nivel y elige el número de cambios según el criterio BIC.

Para saber si las fechas son estables, se re-muestrea la serie 1000 veces y se cuenta qué proporción de veces reaparece cada ruptura.

Dos comprobaciones completan el cuadro: el criterio de Calvo y Mendoza, que exige que el flujo caiga por debajo de la mitad de su media del quinquenio previo, y una prueba de robustez al redondeo, que altera cada dato en un millón de pesos al azar para ver si las fechas se mueven.

Los estadísticos

Medida	Resultado
Rupturas endógenas (BIC, k = 4)	1783, 1793, 1799 y 1805

Medida	Resultado
Estabilidad de las fechas (1.000 réplicas)	1793 en el 99,6 % y 1805 en el 97,7 % (1783: 87,2 %; 1799: 89,3 %)
Stop 1 (1793-1796) frente a la base 1784-1792	Media 2,25 frente a 26,11 M pesos; caída del 91,4 %; 4 de 4 años bajo el límite
Stop 2 (1804-1807) frente a la base	4,75 M pesos; caída del 81,8 %; 4 de 4 años bajo el límite
Stop 3 (1808) frente a la base	1,0 M pesos; caída del 96,2 %
Prueba sobre la referencia endógena 1783-1792	10 de 10 años de los dos primeros episodios bajo el límite (16,5); 1808 a 5,5 desviaciones típicas
Criterio de Calvo y Mendoza	Stop 1: 10,9 % del quinquenio previo; Stop 2: 21,8 %
Magnitud del colapso	$\Delta\mu = -22{,}5$ M pesos anuales; IC 95 % [−25,3; −19,5] (5.000 réplicas)
Robustez al redondeo (±1 M pesos, 1.000 réplicas)	Año exacto: 100,0 % y 96,5 %; a ±1 año: 100 % en ambos

Calidad e interpretación

La señal es muy fuerte. Las caídas superan el 80 % respecto del periodo de referencia, todos los años de los episodios quedan por debajo del límite, y las dos fechas de entrada que interesan, 1793 y 1805, reaparecen en casi todas las réplicas. Que el algoritmo, sin conocer las guerras, sitúe las rupturas en el año de la Guerra de la Convención y en el de Trafalgar es lo que da contenido a la adecuación: el marco no se ha ajustado a las fechas, sino que las fechas salen de la serie.

La reserva principal está en la fuente, no en el método. La serie de flujos netos es una reconstrucción a partir de la literatura, con datos redondeados y algunas lagunas, y la prueba del redondeo solo descarta que pequeñas imprecisiones muevan las fechas, no que la reconstrucción tenga sesgos sistemáticos. El tercer episodio, 1808, se basa en un solo año y el algoritmo de rupturas no puede identificarlo; solo se confirma mediante la regla de las dos desviaciones típicas.

Por último, el estatuto es de adecuación: el contraste muestra que el concepto ordena bien la secuencia, no que excluya explicaciones alternativas.

Veredicto técnico

Las cinco condiciones fijadas antes del contraste se cumplen (hoja «Cuadro 8.5» de `C8_H2_Cuadros_8_4_8_5.xlsx`; en el texto del capítulo, el cuadro de condiciones se cita como Cuadro 8.4, numeración que conviene cotejar al cerrar el capítulo): endogeneidad de los episodios, prueba de las dos desviaciones típicas, criterio de Calvo y Mendoza, magnitud distinta de cero y robustez al redondeo. El cuaderno `C8_H02c` lo formula como «no rechazada».

H2: sostenida como hipótesis de adecuación.

Conexión con el veredicto del texto

El capítulo 8 (sección 8.3, Cuadro 8.4) dice: «Las cinco condiciones se cumplen [...] H2 queda sostenida como hipótesis de adecuación: el concepto de sudden stop ordena de manera coherente la crisis que precedió a la desamortización». Coinciden.

El texto mantiene la reserva sobre la naturaleza reconstruida de la serie.

Figuras que genera la cadena

`H2_grafico1_primer_stop.jpg`, `H2_grafico2_tres_stops_1778_1808.jpg`, `H2_grafico3_baiperron_bootstrap.jpg`, `C8_H2_Grafico_8_5_flujos_netos.jpg`.[]

H3 · La continuidad de las élites compradoras

Bloque: cómo · **Estatuto:** contraste estadístico · **Capítulo:** 8, sección 8.6 · **Cuadernos:** `C8_H03a_Elites_concentracion`, `C8_H03b_Elites_validacion_robusta`, `C8_H03c_Elites_origen_capital` · **Ficheros de resultados:** `H3_Antiburguesa_Parte1_Resultados.xlsx`, `H3_Antiburguesa_Parte2_Resultados.xlsx`, `H3_Resultados.xlsx` · **Ejecución de referencia:** 13 de octubre de 2026

Enunciado

Los compradores no formaron una burguesía revolucionaria emergente, sino que se expandió una élite mercantil y funcionarial preexistente; los recurrentes acumularon proporciones crecientes de capital.

La validaría que el perfil reprodujera el de las élites del Antiguo Régimen y la concentración fuera significativa; la refutaría si el perfil fuera igual al de la población compradora en su conjunto, sin concentración.

El capítulo 6 distingue entre una forma fuerte (la mayoría de la cima es reconocible como élite estamental) y una forma moderada (basta con su sobrerrepresentación).

Las herramientas

La hipótesis se contrasta en tres niveles.

El primero es la concentración: con los 49.074 nombres de compradores se calcula el índice de Gini y la parte del capital que reúnen el 10 %, el 1 % y el 0,1 % mayores; el remuestreo da el intervalo de confianza del Gini, y una prueba de permutación evalúa si el reparto observado podría deberse al azar. Para ello se reparten al azar las escrituras, con su capital, entre los compradores, quinientas veces, y se comprueba si alguna de las réplicas concentra tanto como la realidad.

El segundo nivel es la recurrencia: si los compradores con muchas operaciones capturan más capital del que les correspondería por su número.

El tercer nivel es la composición de la cima.

El cuaderno `C8_H03c` lee lo que la escritura dice del comprador (título, cargo real o militar, dignidad, oficio, vecindad) y lo clasifica al 1 % con más capital en marcas sociales. Como muchas escrituras modestas no dicen nada del comprador porque la práctica notarial no lo exigía, la cima se compara con una «base espejo» del mismo tamaño tomada del extremo opuesto: lo que calla la base mide el silencio que impone la costumbre, y la diferencia es el silencio social neto.

Un cuaderno intermedio, `C8_H03b`, añade una comprobación indirecta mediante un modelo logístico multinomial y un bosque aleatorio, que intentan predecir la categoría del comprador a partir de lo que compró.

Los estadísticos

Medida	Resultado
Compradores (nombres distintos)	49.074, con 1.320,43 M rv
Índice de Gini	0,7729; IC 95 % [0,7652; 0,7822] (1.000 réplicas)
Capital del 10 % / 1 % / 0,1 % mayor	66,8 % / 27,35 % / 8,95 %
Permutación (500 réplicas; Gini, 1 %, 0,1 %)	Máximos de la nula 0,7564 / 21,30 % / 5,79 %; p = 0,0020 en los tres
Recurrentes (más de tres operaciones)	5,6 % de los compradores; 26,1 % del capital; p = 0,0020
Cima (P99): compradores y capital	466 compradores; 350,7 M rv (27,4 % del corpus)

Medida	Resultado
Cima: élite nuclear (nobleza, administración, distinción, oficio)	7,94 %; con las plazas de vecindad, 8,8 %
Cima: marca mercantil explícita	0,64 %
Sin marca: cima frente a base espejo	87,8 % frente a 68,2 %; silencio social neto de 19,5 puntos
Silencio neto por nivel de plaza (P99)	Plaza nacional −7,7; capital de provincia −2,2; villa señorial −8,8; pueblo +17,1
Logit multinomial	Pseudo-R^2 de McFadden 0,063 (57.444 observaciones)
Bosque aleatorio	Exactitud 0,335; F1 macro 0,129

Calidad e interpretación

Los resultados de concentración y de recurrencia son robustos: el Gini tiene un intervalo estrecho, ninguna de las réplicas de la permutación alcanza los valores observados y el p = 0,002 es el mínimo que permiten quinientas réplicas.

Hay que recordar, sin embargo, que los compradores son cadenas de texto. La homonimia fusiona a personas distintas e infla la cima, y las variantes gráficas desdoblan a una misma persona; por eso las medidas de concentración son cotas superiores.

La composición de la cima es la parte frágil, y en ella se decide el veredicto.

La élite nuclear está sobrerrepresentada y la marca mercantil es casi inexistente, lo que basta para descartar la lectura de una burguesía emergente. Pero casi nueve de cada diez grandes compradores no declaran ninguna marca, y ese silencio no se explica por la costumbre notarial: el exceso sobre la base es de casi veinte puntos.

Desagregado por tipo de plaza, el silencio neto es negativo en las plazas nacionales, las capitales y las villas señoriales, donde la cima sí exhibe su condición, y positivo solo en los pueblos, que pesan lo bastante para decidir el conjunto.

El clasificador y el logit discriminan muy poco (las categorías apenas se distinguen por sus compras), lo que confirma, por otra vía, que el registro notarial no basta para identificar a quienes dominaron la operación.

Veredicto técnico

Los tres cuadernos no emiten el mismo veredicto, porque no contrastan lo mismo.

`C8_H03b` sostiene los tres criterios de la forma moderada (sesgo, concentración y captura por recurrentes): «sostenida».

`C8_H03c` contrasta la forma fuerte sobre la composición de la cima: «matizada / en parte refutada», con y sin el supuesto de Madrid, y corroborada en tres de los cuatro niveles de plaza.

H3: parcialmente sostenida (sostenida la forma moderada; no confirmada la forma fuerte).

Conexión con el veredicto del texto

El capítulo 8 (Cuadro 8.10) dice: «H3 queda parcialmente sostenida. Su núcleo resiste: el capital está concentrado, los compradores recurrentes se llevan una parte desproporcionada, la élite nuclear está sobrerrepresentada en la cima y la marca mercantil está casi ausente [...] Lo que no se confirma es la forma fuerte de la hipótesis».

El texto integra los dos rótulos de los cuadernos en el veredicto aquí dado. Conviene que el cuaderno `C8_H03b` aclare en su hoja de síntesis que su «sostenida» se refiere a la forma moderada, para que el repositorio no muestre veredictos aparentemente contradictorios.

Figuras que genera la cadena

`H3_Fig1_Categorias_Demograficas.jpg`, `H3_Fig2_Lorenz_Gini.jpg`, `H3_Fig3_Recurrencia_Permutation.jpg`, `H3_Fig4_Logistica_OR.jpg`, `H3_Fig5_RF_Confusion_Importancia.jpg`, `H3_Fig6_SHAP_Heatmap.jpg`, `H3_Fig7_SHAP_Beeswarm.jpg`, `H3_Cima_vs_Base.jpg`, `H3_Cima_por_Nivel_Plaza.jpg`, `H3_Lorenz.jpg`.[]

H4 · Los accionistas del Banco de San Carlos

Bloque: cómo · **Estatuto**: adecuación (exploración documentada) · **Capítulo**: 8, sección 8.7 · Cuadernos: C8_H04a_Inercia_BSC_auditoria_accionariado, C8_H04b_Inercia_BSC_enlace_compradores, C8_H04c_Inercia_doble_golpe · **Ficheros de resultados:** BANCO_SAN_CARLOS_LIMPIO_V2_AUDITORIA_RESUMEN.xlsx, Accionistas_AltaConfianza_BSC.xlsx, H4_Doble_golpe.xlsx · **Ejecución de referencia:**

13 de octubre de 2026; C8_H04b vuelto a ejecutar el 18 de octubre de 2026 con la base voluntaria depurada

Enunciado

Los compradores no solo reproducen el perfil de las élites previas: son las mismas familias o linajes que los accionistas del Banco de San Carlos.

La validaría que el cruce nominativo sostuviera la persistencia identitaria de esas redes; la refutaría que los compradores fueran socialmente equivalentes pero nominativamente distintos.

El contraste se ciñe al accionariado del Banco (índice de Tortella Casares, 1986); la Carrera de Indias y el Consulado de Cádiz, usados en contrastes previos, quedaron fuera del test en la ronda final del 13 de octubre de 2026.

Las herramientas

El índice de los Primeros Accionistas no incluye el nombre de pila, sino solo los apellidos, el tratamiento y la plaza. Por eso, el enlace con los compradores del corpus se realiza por apellido, utilizando una medida de similitud de cadenas (Jaro-Winkler) que tolera variantes ortográficas.

Se distinguen tres grados: el de alta confianza, cuando coinciden los dos apellidos o el apellido paterno y la ciudad; el ampliado, que admite variantes ortográficas; y la simple coincidencia de un apellido, que domina la homonimia y se registra solo como control.

Para saber cuántos enlaces produciría el azar, una prueba de permutación recombina dos mil veces los segundos apellidos y las ciudades del listado y cuenta, en cada réplica, los enlaces de alta confianza que aparecen.

La base del contraste son los 2.207 particulares españoles que suscribieron voluntariamente. El índice registra 4.459 asientos: 397 pósitos, 106 mayorazgos y vínculos, 98 instituciones religiosas, 89 fundaciones pías, 30 otras instituciones y 3.739 asientos agrupados como particulares. De estos últimos, 370 son filas vacías de la digitalización; 1.008, concejos que suscribieron 7.625 acciones con los sobrantes de sus caudales comunes; 85, instituciones (conventos, colegios, cofradías, Sociedades Económicas, consulados, la Compañía de Comercio de Toledo, la familia real, las temporalidades de los jesuitas y tres pósitos mal clasificados), con 8.496 acciones; y 69, residentes fuera de la Monarquía, 39 en Francia, con 27.248 acciones.

Los 2.207 restantes suscribieron 75.528 acciones, el 54,1 % de las numeradas. La segunda parte del contraste divide a esos 2.207 accionistas en tres tercios según el número de acciones y compara sus tasas de enlace mediante una prueba χ^2 de homogeneidad. Un tercer cuaderno, C8_H04c, sigue a las fundaciones pías que suscribieron acciones por imposición en 1782 y busca si reaparecen como titulares desamortizadas en 1798.

Los estadísticos

Fila	Valor actual	Valor nuevo
Fila «Coincidencia de un solo apellido (control)»	66 % de los accionistas	77,5 % de los accionistas
Fila «Enlaces de alta confianza (criterio completo)»	244 (6,5 % de los accionistas; 5,2 % del capital)	177 (8,0 % de los accionistas; 6,5 % del capital)
Fila «Enlaces con la regla simplificada de la nula»	216	156
Fila «Distribución nula (2.000 réplicas)»	Media 64,7; percentiles 2,5-97,5: 52-78; máximo 87	Media 78,6; percentiles 2,5-97,5: 66-92; máximo 109
Fila «Tasa de enlace por tercios de tenencia»	3,6 % (mediana 1 acción) / 8,4 % (7) / 7,5 % (30)	8,0 % (mediana 3 acciones) / 8,6 % (12) / 7,5 % (45)
Fila «χ^2 de homogeneidad por tramo»	26,8 ($p = 1{,}5 \times 10^{-6}$)	0,60 ($p = 0{,}74$)
Fila «C2 · Concentración en los grandes suscriptores»	Tasa creciente del tercio bajo al alto, con χ^2 significativo · No cumplida	Tasa creciente del tercio bajo al alto, con χ^2 significativo · No cumplida (tasas iguales en los tres tercios)

Calidad e interpretación

La primera condición se cumple con un margen que la homonimia no explica: el número de enlaces observados duplica la media de la nula y supera con holgura su

máximo. Aun así, el enlace sigue siendo nominal. Un apellido compuesto compartido no prueba que se trate de la misma familia, y la ausencia del nombre de pila impide distinguir entre generaciones; el resultado autoriza a concluir que una parte del accionariado y otra de los compradores pertenecen a los mismos linajes con mayor frecuencia de la que el azar permitiría. Las bases prosopográficas que permitirían depurar los casos (Fichoz, Diccionario Biográfico de la Real Academia de la Historia) no se han cruzado, por lo que el estatuto es de exploración documentada.

La segunda condición no se cumple: con la base depurada, la tasa de enlace es la misma en los tres tercios ($\chi^2 = 0{,}60$). La diferencia entre tramos que daba la ejecución anterior, del 3,6 % al 8,4 %, era un artefacto de la base: las 370 filas vacías y buena parte de los concejos, sin acciones o con muy pocas, caían en el tercio inferior y no podían vincularse por apellido. La cima del Banco era, además, en buena medida, capital extranjero: de los veinte mayores accionistas, ocho tenían su residencia fuera de España y reunían la mitad de las acciones del grupo; esos accionistas quedan ahora fuera de la base. Entre los 40 particulares españoles con 250 acciones o más, solo dos reaparecen como compradores.

Veredicto técnico

Condición	Regla	Resultado
C1 · Continuidad identitaria	Enlaces por encima del máximo de la nula y $p < 0{,}01$	Cumplida
C2 · Concentración en los grandes suscriptores	Tasa creciente del tercio bajo al alto, con χ^2 significativo	No cumplida

Regla conjunta: sostenida si se cumplen C1 y C2; parcialmente sostenida si solo se cumple C1.

La regla se programó con los resultados ya conocidos, durante la auditoría final, y el cuaderno lo advierte.

H4: parcialmente sostenida (continuidad identitaria, repartida por igual entre los tramos; sin concentración en los grandes suscriptores)**.**

Conexión con el veredicto del texto

El capítulo 8 (Cuadro 8.14) dice: «H4 queda parcialmente sostenida. La primera condición se cumple con holgura [...] La segunda no se cumple: la tasa de enlace es la

misma en los tres tercios del accionariado voluntario». []

H5 · El arbitraje con vales reales

Bloque: cómo · **Estatuto:** contraste estadístico · **Capítulo:** 8, sección 8.9 · **Cuaderno:** `C8_H05_Arbitraje_vales` · **Ficheros de resultados:** `H5_Arbitraje_Vales_Resultados.xlsx`, `H5_KPIS.json` · **Ejecución de referencia:** 13 de octubre de 2026

Enunciado

Quienes pagaron en vales obtuvieron una ganancia sistemática por el descuento del título en el mercado secundario; en el límite, la desamortizacion fue un rescate *ante litteram* de los tenedores de una deuda depreciada.

La validaría que el capital expuesto al pago en vales fuera una fracción sustancial del corpus y la ganancia estimada superara, en todo el rango de supuestos, el coste explícito de las rebajas; la refutaría si el capital expuesto fuera marginal o una ganancia, con el supuesto más bajo, no alcanzara ese coste. La fila del Cuadro 6.2 se reescribió el 13 de octubre de 2026 con estas predicciones, que el corpus permite contrastar.

Las herramientas

La normativa de 1798 admitía los vales por su valor nominal, mientras que en el mercado se negociaban con descuento. Quien compraba un vale por setenta y lo entregaba por cien ganaba treinta. El cálculo necesita dos datos por escritura: cuánto se pagó en vales y cuánto valía el vale ese mes. El segundo procede de la serie mensual de cotizaciones de Herr, interpolada en los meses sin dato. El primero no está en la fuente, porque el escribano anota que el pago fue mixto, en vales y efectivo, sin desglosar el importe de cada medio. El cuaderno lo resuelve con un supuesto explícito: una fracción central del 60 % en vales, acotada por una banda que va del 40 % al pago íntegro en papel.

Con ese supuesto, la ganancia de cada escritura es el importe en vales multiplicado por el descuento del mes. La suma da la ganancia agregada. Para medir la precisión de esa suma se re-muestrean las escrituras con reposición y se calcula el intervalo de confianza; para medir su dependencia del supuesto, se recalcula con fracciones del 30 % al 100 %. El término de comparación es el coste explícito de la operación: la

diferencia entre el capital escriturado y el efectivo consignado, es decir, las rebajas visibles sobre la tasación.

Los estadísticos

Medida	Resultado
Escrituras de pago mixto	28.988
Capital nominal de esas escrituras	904,8 M rv (68,5 % del capital del corpus)
Importe en vales (supuesto central del 60 %)	542,9 M rv
Descuento medio ponderado	47,0 %
Ganancia agregada central	255,3 M rv (19,3 % del capital del corpus)
IC 95 % por remuestreo	247,1-264,1 M rv (±3,3 %)
Banda de sensibilidad (40 % a 100 %)	170,2-425,5 M rv
Coste explícito de las rebajas	55,9 M rv
Ganancia por escritura	Media 8.807 rv; mediana 3.041 rv
Concentración de la ganancia	Gini 0,717 entre 19.505 compradores; los 10 primeros, 3,6 %; los 100 primeros, 15,6 %

Calidad e interpretación

El resultado depende sobre todo de un supuesto, la fracción pagada en vales, y no de la precisión estadística. El intervalo por remuestreo es estrecho porque hay muchas escrituras, pero no capta la incertidumbre principal: la ganancia agregada varía proporcionalmente a la fracción supuesta. Por eso, la regla de decisión no se basa en el valor central, sino en el extremo inferior de la banda. Incluso con solo un 40 % en vales, la ganancia triplica el coste explícito, de modo que la conclusión resiste cualquier supuesto razonable.

Hay dos reservas sobre la fuente. La serie de cotizaciones procede del apéndice de Herr, que, según la anotación del cuaderno, la tomó de un informe de 1808 sobre la Caja de Consolidación, referencia que está pendiente de comprobar con el ejemplar; cinco celdas difieren entre la transcripción del cuaderno y la del anillo V y están

pendientes de cotejo con el libro, sin efecto apreciable en el agregado. Además, la ganancia se imputa al comprador que entregó el vale, pero el corpus no dice cuándo ni a qué precio lo adquirió: quien lo tenía desde 1780 no hizo un arbitraje, sino que recuperó a la par una inversión depreciada. La lectura como «rescate implícito» de los tenedores es compatible con ambos casos.

Veredicto técnico

Condición	Regla	Resultado
P1 · Universo expuesto	Capital de pago mixto ≥ un tercio del corpus	Cumplida
P2 · Precisión	Semiamplitud del IC 95 % ≤ 10 % del valor central	Cumplida
P3 · Canal implícito mayor que el explícito	Extremo inferior de la banda > coste explícito	Cumplida

Regla conjunta: sostenida si se cumplen las tres; parcialmente sostenida si se cumplen dos. Programada con los resultados conocidos, durante la auditoría final.

H5: sostenida.

Conexión con el veredicto del texto

El capítulo 8 (Cuadro 8.17) dice: «Las tres predicciones se cumplen y H5 se mantiene. El pago con vales no fue un efecto marginal, sino una transferencia de valor sistemática a los compradores [...] que multiplica varias veces la rebaja visible sobre la tasación». Coinciden. El texto da las mismas cifras: 255,3; 170,2; 425,5; 55,9 millones.

Figuras que genera la cadena

`H5_fig1_descuento_herr.jpg`, `H5_fig2_ganancia_anual.jpg`, `H5_fig3_distribucion.jpg`, `H5_fig4_sensibilidad.jpg`.[]

H6 · La geografía de la venta y del capital

Bloque: cómo · **Estatuto:** contraste estadístico · **Capítulo:** 8, sección 8.5 · **Cuadernos:** `C8_H06a_Regional_flujos`, `C8_H06b_Regional_heterogeneidad` · **Ficheros de resultados:** `H6_Resultados.xlsx`, `H6_Heterogeneidad_Regional.xlsx` · **Ejecución de referencia:** 13 de octubre de 2026

Enunciado

El valor se concentró en el eje Cádiz-Sevilla-Madrid por encima de su peso demográfico o eclesiástico, con flujos asimétricos: las periferias aportan activos y los centros los adquieren. La validaría una concentración superior a cualquier referencia estructural y flujos de la periferia hacia el centro; la refutaría una distribución proporcional al peso estructural, con flujos locales o simétricos.

Las herramientas

La primera pregunta es si el eje pesa más en valor que en número. Se compara su cuota de capital con las cuotas de escrituras y de instituciones desamortizadas, que sirven como referencias estructurales.

La segunda es si el valor tiene una geografía propia o se reparte al azar entre las provincias. Para ello se usa la autocorrelación espacial: el índice de Moran mide si las provincias vecinas se parecen más de lo que el azar explicaría, y su significación se obtiene permutando 999 veces los valores entre las provincias. Como el resultado depende de qué se entienda por «vecina», se repite con cinco definiciones distintas: las cuatro, cinco, seis u ocho provincias más próximas y una banda de distancia.

La tercera pregunta es la de los flujos. El cuaderno identifica las escrituras en las que el comprador reside en una provincia y el bien está en otra, y suma el capital que va de compradores del eje a bienes de la periferia y el que va en sentido contrario. Para saber si la asimetría podría deberse al azar, una prueba de permutación (5.000 réplicas) rompe al azar la relación entre la provincia del comprador y la del bien y cuenta cuántas veces aparece una asimetría tan grande. Se repite con tres unidades de remuestreo, la escritura, el comprador y el par de provincias, y la regla usa la más exigente.

Los estadísticos

Medida	Resultado
Escrituras analíticas / provincias	77.597 / 51
Cuota del eje: capital frente a escrituras	32,1 % frente a 15,4 % (×2,08)
Cuota del eje: capital frente a instituciones	32,1 % frente a 16,0 % (×2,00)

Medida	Resultado
Gini interprovincial del capital	0,567
I de Moran (logaritmo del valor)	Entre 0,118 (k = 8) y 0,238 (banda de distancia); con k = 5, 0,183 (p = 0,012)
p de permutación de Moran	Entre 0,002 y 0,025 en las cinco especificaciones
Flujo eje → periferia frente a periferia → eje	39,3 frente a 5,3 M rv (×7,5)
p de permutación de la asimetría	0,0002 por escritura (3.115), por comprador (2.163) y por par de provincias (56)
Peso del segmento interprovincial	10,0 % del capital
Compradores que compran en más de una provincia	5 %

Calidad e interpretación

Las tres señales son claras y estables. La sobrerrepresentación del eje es del doble con cualquiera de las dos referencias; la estructura espacial aparece en las cinco definiciones de vecindad, aunque con intensidad moderada (el I de Moran no supera 0,24); y la asimetría de flujos alcanza el mínimo de p que permiten 5.000 réplicas con las tres unidades de remuestreo. La cifra «p = 0,013» que circulaba en el texto de julio no estaba en el cuaderno y ha sido sustituida por esta.

El alcance es lo que hay que leer con cuidado. El canal interprovincial solo movía la décima parte del capital: la desamortización fue, ante todo, un proceso local, en el que los compradores adquirían bienes de su propia provincia. La asimetría existe en ese segmento minoritario y se explica principalmente por el tamaño de las operaciones y la distancia, no por una preferencia de los compradores del centro.

La referencia estructural, por otra parte, se refiere a las escrituras y las instituciones del propio corpus, no a la población ni al patrimonio eclesiástico de cada provincia, que no se conocen con la desagregación necesaria; la comparación con el «peso demográfico o eclesiástico» del enunciado es, por tanto, indirecta.

Veredicto técnico

Condición	Regla	Resultado
C1 · Concentración	Cuota de valor del eje ≥ 1,5 veces su cuota de escrituras y de instituciones	Cumplida
C2 · Estructura espacial	Moran positivo y p < 0,05 en todas las especificaciones	Cumplida
C3 · Asimetría de flujos	Flujo eje → periferia ≥ 2 veces el inverso y p < 0,05 con la unidad más exigente	Cumplida

Regla conjunta: sostenida si se cumplen las tres; parcialmente sostenida si se cumplen dos. Programada con los resultados conocidos.

H6: sostenida.

Conexión con el veredicto del texto

El capítulo 8 (Cuadro 8.8) dice: «Las tres condiciones se cumplen [...] H6 queda sostenida, con una acotación de alcance que el propio contraste impone: el canal interprovincial es la décima parte de un proceso esencialmente local, y la asimetría la explican el tamaño y la distancia, no una preferencia de los compradores del centro». Coinciden.

Figuras que genera la cadena

`h6_fig1_concentracion.jpg`, `h6_fig2_top_provincias.jpg`, `h6_fig3_lorenz.jpg`, `h6_fig4_mapa_lisa.jpg`, `h6_fig5_asimetria.jpg`, `H6_fig1_ratio_concentracion.jpg`, `H6_fig2_lorenz.jpg`, `H6_fig3_lisa_mapa.jpg`, `H6_fig4_alcance.jpg`.[]

H7 · Tierras, casas y censos

Bloque: cómo · **Estatuto:** cuantificación (precondición) · **Capítulo:** 8, sección 8.4 · **Cuaderno:** `C8_H07_Composicion_tripartita` · **Ficheros de resultados:** `H7_Composicion_Tripartita.xlsx`, `H7_KPIS.json` · **Ejecución de referencia:** 13 de octubre de 2026

Enunciado

La desamortización no fue principalmente una operación de tierras: cerca de la mitad del valor del capital proviene de inmuebles urbanos y de productos financieros eclesiásticos.

La validaría que tierras, inmuebles y productos financieros sean tres poblaciones con composiciones y lógicas distintas;

la refutaría un proceso homogéneamente agrario, en el que la desagregación no altere los resultados. Es la precondición de las hipótesis H8 a H11, que utilizan esta clasificación.

Las herramientas

El diccionario de activos asigna cada escritura a una familia según la descripción del bien, con reglas que se aplican en orden: el producto financiero antes que la tierra, de modo que un censo impuesto sobre una tierra se cuenta como censo.

El contraste trabaja solo con las 65.559 escrituras que pueden asignarse sin vacilación a una única familia; las mixtas y las no clasificadas quedan fuera. La primera condición es contable: qué parte del capital no es agraria.

La segunda pregunta si las tres familias son de verdad poblaciones distintas. Como el capital por escritura es muy asimétrico, no se comparan medias, sino distribuciones completas, mediante la prueba de Kruskal-Wallis, que ordena todas las escrituras por su importe y comprueba si alguna familia ocupa sistemáticamente puestos más altos. El tamaño del efecto (ε^2) indica cuánto pesa la diferencia, y las comparaciones por pares de Mann-Whitney indican cuáles de las tres difieren entre sí.

Como comprobación informativa, el cuaderno pide a un algoritmo de agrupación (K-medias), que no conoce las familias, que divida las escrituras en tres grupos según su importe, su pago en vales y su eje, para ver si reconstruye la tripartición.

Los estadísticos

Familia	Escrituras	%	Capital (M rv)	%	Mediana (rv)
Tierras y capital agrícola	38.705	59,0	544,1	49,5	3.967
Inmuebles	12.578	19,2	418,8	38,1	11.538
Productos financieros	14.276	21,8	136,0	12,4	2.942

Medida	Resultado
Capital no agrario	50,5 % del capital con familia única (42,0 % del capital de todo el corpus)

Medida	Resultado
Kruskal-Wallis	$H = 5.798{,}8$; $p < 10^{-16}$
Tamaño del efecto	$\varepsilon^2 = 0{,}088$
Pares distintos (Mann-Whitney, $p < 0{,}01$)	3 de 3
Agrupación no supervisada (K-medias, $k = 3$)	Índice de Rand ajustado 0,098; silhouette 0,580

Calidad e interpretación

La composición es un recuento y no tiene incertidumbre estadística propia; su fragilidad radica en la clasificación. Las reglas del diccionario son conservadoras y dejan fuera algo más de una escritura de cada siete, entre las mixtas y las no clasificadas, de modo que el porcentaje no agrario se refiere a las escrituras de familia única y no a todo el corpus. Medido sobre el corpus completo baja al 42 %, todavía muy por encima del tercio que fija la regla.

La diferenciación es real, pero moderada. Con decenas de miles de escrituras, cualquier diferencia resulta significativa; por eso, la regla exige además un tamaño del efecto: el ε^2 de 0,088 supera el umbral convencional de efecto medio (0,06), aunque apenas. La agrupación no supervisada no reconstruye las familias (índice de Rand ajustado cercano a cero): tres rasgos ajenos a la etiqueta no bastan para distinguirlas. Eso no invalida la tripartición, que se define por la naturaleza del bien y no por su importe ni por su forma de pago, pero impide presentarla como validada por un procedimiento independiente.

Veredicto técnico

Condición	Regla	Resultado
C1 · Composición	Capital no agrario > un tercio del capital con familia única	Cumplida
C2 · Diferenciación	Kruskal-Wallis $p < 0{,}01$, $\varepsilon^2 \geq 0{,}06$ y tres pares distintos	Cumplida
Comprobación informativa	Índice de Rand ajustado; no entra en el veredicto	No recupera la tripartición

El umbral de ε^2 se fijó en 0,06 (efecto medio convencional) con los resultados conocidos; la propuesta inicial era 0,08.

H7: sostenida.

Conexión con el veredicto del texto

El capítulo 8 (Cuadro 8.6) dice: «Las dos condiciones se cumplen [...] La fracción no agraria supera con margen el tercio del capital y las tres familias son poblaciones distintas, con un efecto de magnitud media. H7 queda sostenida». Coinciden, y el texto no presenta la agrupación no supervisada como validación.

Figuras que genera la cadena

`H7_fig1_composicion_capital.jpg`, `H7_fig2_boxplot_logcapital.jpg`, `H7_fig3_pca_clustering.jpg`.[]

H8 · Cercanía al poder y resistencia a la subasta

Bloque: cómo · **Estatuto:** contraste estadístico · **Capítulo:** 8, sección 8.12 · **Cuadernos:** `C8_H08a_Trienio_limpieza_canceladas`, `C8_H08b_Trienio_contraste` · **Ficheros de resultados:** `AHPM_Canceladas_Tipificado.xlsx`, `H8_Contraste.xlsx`, `resultados_h8.json` · **Ejecución de referencia:** 13 de octubre de 2026

Enunciado

Las escrituras canceladas en el Trienio Liberal no revierten la propiedad: canjean el título impagado por uno nuevo, y quienes comparecen están sesgados hacia los rasgos de supervivencia del SPI alto. La validaría que las canceladas se concentran en las categorías de SPI alto o medio-alto, con el cinturón periférico infrarrepresentado; la refutaría una cancelación fuera aleatoria respecto del SPI o correlacionada inversamente. El capítulo 6 añade tres predicciones sobre la selección del canje: por cuantía, por geografía y por clase de activo.

Las herramientas

El canje deja huella en el protocolo: la escritura canjeada lleva una nota marginal de cancelación con su fecha. El primer cuaderno depura esas notas y separa las 18.560 escrituras con canje fechadas entre 1820 y 1823 de las anteriores, que son rectificaciones administrativas. El segundo compara las canjeadas con las demás. Para la relación con el SPI hay dos niveles. Entre categorías, correlación de rangos de

Spearman entre el índice de cada categoría y su tasa de canje. Por escritura, una regresión logística que estima cómo cambia la probabilidad de canje con el SPI, teniendo en cuenta simultáneamente el capital, la clase de activo, la recurrencia del titular y la proximidad a Madrid; los errores se agrupan por categoría, porque las escrituras de una misma categoría no son independientes.

Las predicciones sobre la selección usan instrumentos más sencillos: la prueba de Mann-Whitney y una permutación para el capital, la prueba χ^2 para la provincia y la clase de activo, y una tabla por decilas de capital. Se añade una comprobación fuera del veredicto: si los titulares con mayor patrimonio desamortizado canjearon más. Como el canje es un suceso que puede o no ocurrir a lo largo del tiempo, se estima también un modelo de supervivencia de Cox, que confirma las asociaciones con el capital y la clase de activo.

Los estadísticos

Medida	Resultado
Escrituras analíticas / canjeadas en 1820-1823	77.423 / 18.560 (24,0 %), con 508,7 M rv
Spearman SPI × tasa de canje (19 categorías)	$\rho = -0{,}66$; $p = 0{,}002$
Logit con controles: SPI por 10 puntos	Razón de probabilidades 0,91; IC 95 % 0,86-0,97; $p = 0{,}003$
Tasa de canje por grupo del SPI	Núcleo 20,5 %; alta 16,0 %; media 27,1 %; periférica 35,4 %; laical o civil 33,8 %
Capital medio: canjeadas frente a resto	27.408 frente a 13.539 rv (Mann-Whitney y permutación, $p < 0{,}001$)
Tasa de canje por decilas de capital	14,5 % en la primera; 38,0 % en la décima, creciente en todas
Razón de probabilidades del capital (logaritmo)	1,28
Provincia	$\chi^2 = 8.294$; razón de probabilidades del centro 2,10
Clase de activo	$\chi^2 = 375{,}9$; inmuebles 31,2 %, financieros 24,8 %, tierras 22,6 %

Medida	Resultado
Titulares con algún canje por quintil de patrimonio	17,2 / 21,7 / 25,9 / 28,7 / 39,6 % (40.499 titulares)

Calidad e interpretación

El resultado sobre el SPI es inequívoco en su dirección y no se debe a la magnitud. La correlación entre categorías tiene signo contrario al previsto y es significativa, y la regresión por escritura, con los controles que podrían explicarla, la confirma: cada diez puntos de SPI reducen la probabilidad relativa de canje en torno al 9 %.

El cinturón periférico, lejos de estar infrarrepresentado, es el grupo que más canjeó. La correlación se calcula sobre diecinueve categorías, no sobre veinte; el texto del capítulo debe decirlo así y explicar cuál queda fuera.

La selección por capacidad económica, en cambio, se confirma por todas las vías: canjearon más las escrituras grandes, los titulares con más patrimonio, los inmuebles y los bienes próximos a Madrid.

La interpretación exige una cautela. El canje mide quién seguía existiendo veinte años después, con documentación y capacidad para reclamar; no mide cómo se defendió cada institución en 1798.

La hipótesis, tal como se formuló, unía esos dos momentos; los datos los separan.

Veredicto técnico

Condición	Regla	Resultado
Cuadro 6.3 · Sesgo hacia el SPI alto	ρ positivo y $p < 0,05$	Refutada (signo contrario)
Cuadro 6.3 · Cinturón periférico infrarrepresentado	Tasa del grupo periférico < tasa global	Refutada (sobrerrepresentado)
P1 · Cuantía	Mann-Whitney $p < 0,01$ y razón del capital > 1	Cumplida
P2 · Geografía	χ^2 $p < 0,01$ y razón del centro > 1	Cumplida
P3 · Clase de activo	χ^2 $p < 0,01$	Cumplida

Regla conjunta: sostenida si se validan las dos condiciones del Cuadro 6.3 y se cumplen P1 a P3. Programada con los resultados conocidos.

H8: no sostenida en su formulación sobre el SPI; sostenida la selección por capacidad económica.

Conexión con el veredicto del texto

El capítulo 8 dice: «H8 no se sostiene en su segunda parte. Ninguna de las dos condiciones del Cuadro 6.3 se cumple [...] Las predicciones sobre la selección del canje sí se confirman». Coinciden en el fondo. Dos ajustes pendientes en el texto: el número del cuadro del veredicto figura como «Cuadro 8.x», y la correlación se atribuye a «las veinte categorías» cuando el cuaderno la calcula sobre diecinueve. El capítulo 9 (sección 9.9) lee este veredicto junto con el de H12.

Figuras que genera la cadena

`F1_cronograma.jpg`, `F2_capital.jpg`, `F3_activo.jpg`, `F4_geo.jpg`, `F5_km_activo.jpg`, `F6_logit.jpg`, `F7_sip.jpg`.[]

H9 · Las compradoras

Bloque: cómo · **Estatuto:** cuantificación · **Capítulo:** 8, sección 8.8 · **Cuaderno:** `C8_H09_Participacion_femenina` · **Fichero de resultados:** `H9_contraste_participacion_femenina.xlsx` · **Ejecución de referencia:** 13 de octubre de 2026

Enunciado

La participación de las mujeres no fue uniforme: sus asimetrías geográfica y por tipo de activo, con concentración en inmuebles y productos financieros y no en tierras, responden a factores institucionales.

La validaría una composición de las compras femeninas distinta de la masculina y variable por territorio, más allá de lo demográfico; la refutaría la idea de que las mujeres compraran como los hombres y con una distribución homogénea.

Las herramientas

La compradora se identifica por la categoría demográfica de comprador: se toma a la mujer que compra en nombre propio, viuda o soltera, con capacidad, y se compara

con el varón civil. Las que comparecen junto a su marido forman un grupo aparte y quedan fuera del par.

La hipótesis tiene dos planos. El geográfico pregunta si la participación femenina varía entre provincias más que la masculina, con el coeficiente de variación y su intervalo por remuestreo; si esa variación tiene estructura espacial, con el índice de Moran; y qué parte de la propensión a que una mujer compre se debe a la provincia, con un modelo multinivel que estima la correlación intraclase (ICC).

El plano compositivo compara lo que compran unas y otras. La prueba χ^2 y la V de Cramér miden si la familia de activos depende del sexo del comprador, y un logit multinomial estima cuánto más probable es que una mujer compre un inmueble o un producto financiero en lugar de tierra, descontando el importe de la operación.

Este último resultado es el que decide el veredicto, porque separa la preferencia por un tipo de bien del mero hecho de que las operaciones femeninas tengan un tamaño distinto.

Los estadísticos

Medida	Resultado
Escrituras: mujeres / varones civiles	3.342 (63,1 M rv) / 67.309 (1.091,1 M rv)
Importe mediano: mujeres / varones	5.323 / 4.620 rv (Mann-Whitney $p = 3{,}6 \times 10^{-10}$)
Coeficiente de variación provincial	Mujeres 0,357 (IC 95 % 0,340-0,413); varones 0,018
I de Moran (48 provincias)	0,205; p = 0,009
ICC provincial de la propensión femenina	0,008 (razón de verosimilitudes de la provincia $\chi^2 = 425{,}3$; $p < 10^{-16}$)
Composición por escrituras: mujeres / varones	Tierra 41,6 / 62,0 %; inmueble 24,5 / 19,7 %; financiero 33,9 / 18,3 %
χ^2 familia × sexo	593,9 (V de Cramér 0,100)
Logit multinomial (referencia: tierra)	Inmueble 1,68 ($p = 3 \times 10^{-25}$); financiero 2,72 ($p = 10^{-112}$)

Calidad e interpretación

El plano compositivo es el más firme. La diferencia de composición es grande en las escrituras (veinte puntos menos de tierra entre las mujeres) y, descontado el importe,

se mantiene: la propensión de una mujer a comprar un producto financiero en lugar de tierra es 2,72 veces la de un varón.

La asociación global es débil (V de Cramér 0,10) porque las mujeres firman menos del 5 % de las escrituras del par; lo relevante es la dirección y la estabilidad de la diferencia, no su peso en el conjunto.

Conviene leer también la composición por capital, en la que la distancia se acorta: la tierra supone el 47,1 % del capital femenino y el 50,4 % del masculino.

El plano geográfico es más matizado. La participación femenina varía entre provincias veinte veces más que la masculina y presenta una estructura espacial significativa, pero la provincia explica menos del 1 % de la propensión individual.

Las dos cosas son compatibles: hay provincias con muchas más compradoras que otras, pero dentro de cada provincia, la probabilidad de que una mujer realice una compra es baja en todas ellas.

La identificación se basa en la categoría demográfica que asigna la cadena a partir de la denominación del comprador; las mujeres que compraron a través de un representante varón no pueden verse.

Veredicto técnico

Asimetría	Resultado
Geográfica	Sostenida
Compositiva (peso interpretativo)	Validada

H9: sostenida en sus dos planos.

Conexión con el veredicto del texto

El capítulo 8 (Cuadro 8.15) dice: «H9 queda sostenida en sus dos planos. La demanda femenina tuvo una geografía propia, concentrada por encima del azar, aunque con diferencias moderadas entre provincias, y una composición propia, orientada hacia el producto financiero y el inmueble, incluso una vez descontado el tamaño de la operación». Coinciden; la expresión «diferencias moderadas» recoge el ICC bajo.

Figuras que genera la cadena

`h9_fig1_composicion.jpg`, `h9_fig2_diferencial.jpg`, `h9_fig3_provincias.jpg`, `h9_fig4_moran.jpg`.[]

H10 · La capacidad de ejecución del Estado

Bloque: cómo · **Estatuto:** cuantificación · **Capítulo:** 8, sección 8.11 · **Cuadernos:** `C8_H10b_Tiempos_tramite_cola` (primera parte), `C8_H10_Tiempos_tramite` (segunda parte) · **Ficheros de resultados:** `H10_Veredicto_I.xlsx`, `H10_Tiempos_Tramite.xlsx` · **Ejecución de referencia:** 13 de octubre de 2026

Enunciado

El lapso entre subasta y registro no fue uniforme: varía sistemáticamente por provincia, el tipo de activo y el importe, y supone un retraso tanto a nivel territorial como a nivel central.

La validaría que la periferia, los activos complejos y los importes altos presentaran retrasos mayores, no atribuibles al ruido; la refutaría ante un retraso homogéneo o aleatorio entre las tres variables.

El texto contrasta la hipótesis en dos partes: dónde se acumulaba el retraso (primera) y de qué dependía el plazo de cada operación (segunda).

Las herramientas

La latencia es el número de días transcurridos entre la subasta y el registro de la escritura en Madrid. Solo puede medirse en las escrituras que contienen ambas fechas, que no constituyen una muestra aleatoria del corpus.

La primera parte separa el retraso de la escribanía central del de las provincias. El razonamiento es de cotas: si se conoce cuánto tardaba, como mínimo y como máximo, el tramo provincial, lo que queda de la latencia mediana es atribuible a Madrid. El cuaderno calcula, año a año, esa cola, la capacidad de registro de la escribanía por día laborable, la relación con la distancia, el efecto del aprendizaje y el relevo de López Fando por Feliciano del Corral en noviembre de 1807, comparando los dos libros contiguos mediante una prueba de Mann-Whitney y un intervalo por remuestreo.

La segunda parte explica la latencia de cada operación con varios modelos a la vez, porque ninguno es perfecto por sí solo.

Una regresión lineal con efectos fijos de provincia, familia y año indica cuánto aporta cada factor y qué proporción de la variación explica cada bloque.

Un modelo de supervivencia de Cox trata la latencia como el tiempo hasta un suceso.

Una regresión por cuantiles comprueba si los factores pesan igual en los expedientes rápidos y en los lentos.

Un modelo multinivel mide qué parte de la variación se debe a la provincia (ICC).

Una dirección solo se considera confirmada si los dos modelos principales coinciden.

Los estadísticos

Primera parte	Resultado
Pares con las dos fechas	45.057
Latencia mediana y cola de la escribanía	1801: 245 días, cola 200-227; 1802: 91, cola 46-73; 1808: 283, cola 238-265
Cota inferior de la cola	Positiva en todos los años de 1799 a 1808
Capacidad de registro (escrituras por día laborable)	21,7 en 1800; 1,81 veces más en 1801-1802
Distancia y latencia (1804-1808)	ρ de Spearman 0,08 (p = 0,59)
Aprendizaje (terciles de experiencia)	122 → 159 → 257 días
Relevo de escribanías (libros contiguos)	248 frente a 249 días; diferencia 1 día, IC 95 % [−42; 20]; Mann-Whitney p = 0,17

Segunda parte	Resultado
Submuestra	26.916 escrituras; latencia media 233 y mediana 210 días
R^2 de la regresión lineal	Distancia sola 0,005; con controles 0,474; con provincia 0,570; completo 0,578
F de los efectos de provincia, controlada la distancia	116,4 ($p < 10^{-16}$); ganancia de R^2 de 9,6 puntos
ICC provincial (multinivel)	0,317
Productos financieros frente a tierras	Lineal: −7,1 días ($p = 2 \times 10^{-4}$); Cox: razón de riesgo 0,975 (p = 0,08)

Segunda parte	Resultado
Importe (logaritmo del capital)	Lineal: −0,66 días ($p = 0{,}18$); Cox: razón de riesgo 1,027 ($p < 10^{-10}$)

Calidad e interpretación

La primera parte descansa en un argumento de cotas que es robusto por construcción: aunque se suponga que las provincias tardaban lo máximo razonable, queda un retraso positivo atribuible a Madrid en todos los años.

La capacidad de la escribanía se mide directamente por los registros diarios y muestra que la Corona la casi duplicó en 1801-1802 y no repitió el refuerzo en la segunda ola. El relevo de 1807 no alteró el nivel: los dos libros contiguos tienen latencias casi idénticas. La debilidad es la muestra: las escrituras con fecha de subasta proceden de la transcripción sistemática a partir de un libro y de la cata de 1799-1803, y su cobertura varía de un año a otro.

En la segunda parte, el núcleo es claro: la provincia explica casi un tercio de la variación y la distancia por sí sola casi nada.

Las direcciones previstas para el tipo de bien y el importe no se confirman: los dos modelos discrepan y, donde son significativos, apuntan en sentido contrario al previsto, porque los productos financieros no eran más lentos que las tierras y las operaciones grandes se tramitaban algo más deprisa.

Es un resultado negativo bien medido, no una falta de datos.

Veredicto técnico

Elemento	Resultado
Primera parte · retraso atribuible a la escribanía, distancia, aprendizaje y relevo	Sostenida
Segunda parte · núcleo: el retraso no es uniforme ni se reduce a la distancia	Sostenido
Dirección 1 · provincia	Confirmada
Dirección 2 · tipo de activo	No confirmada (los modelos no concuerdan)

Elemento	Resultado
Dirección 3 · importe	No confirmada (los modelos no concuerdan)

H10: primera parte sostenida; segunda parte parcialmente sostenida.[]

H11 · La cronología del descuento sobre la tasación

Bloque: cómo · **Estatuto:** contraste estadístico · **Capítulo:** 8, sección 8.10 · **Cuadernos:** `C8_H11a_Descuentos_auditoria`, `C8_H11b_Descuentos_serie`, `C8_H11c_Descuentos_ruptura` · **Ficheros de resultados:** `H11_Paso0_Auditoria_descuento.xlsx`, `H11_Paso1_Serie_descuento.xlsx`, `H11_Paso2_Ruptura.xlsx` · **Ejecución:** cadena de 13 de octubre de 2026; `C8_H11c` ejecutado de nuevo el 16 de octubre con las mismas entradas (véase la nota final)

Enunciado

Los descuentos sistemáticos en la tasación entre 1801 y 1802 marcan el paso de maximizar el precio unitario a maximizar el flujo agregado, y se difunden por tipos de activo con cronologías distintas.

La validaría una ruptura fechable en la serie y un orden de difusión por categorías; la refutaría la ausencia de inflexión o un descuento uniforme y simultáneo.

Se formuló, antes del cálculo, una conjetura adicional: el descuento se mide por al medio de pago, de modo que depende del comprador y, sobre todo, del importe, porque las operaciones pequeñas se pagaron en efectivo.

Las herramientas

El descuento de cada escritura se mide mediante la columna de premio o descuento del corpus, que compara lo consignado con la tasación.

El primer cuaderno audita esa medida y la separa del descuento de los vales que estudia H5; el segundo construye la serie mensual de la proporción de escrituras con rebaja. El tercero busca en esa serie el momento del cambio mediante dieciocho combinaciones de algoritmos (programación dinámica, segmentación binaria, agregación ascendente y PELT) y de funciones de coste.

La fecha que más se repite se somete a la prueba de Chow, que compara el ajuste de una serie con y sin corte en esa fecha, y a un remuestreo de mil réplicas que mide en

qué proporción reaparece.

Las dos predicciones restantes se contrastan.

La estandarización, comprobando si la rebaja mediana converge hacia un tercio y si la proporción de rebajas en la banda del 32 al 34 % aumenta.

La difusión, repitiendo la búsqueda de rupturas dentro de cada familia de activos y comparando la distancia entre la primera y la última con la dispersión que generan los propios métodos.

La conjetura se examina mediante la V de Cramér, que mide la intensidad de la asociación entre la rebaja y cuatro dimensiones: el medio de pago, la familia de activo, el comprador y el importe.

Los estadísticos

Medida	Resultado
Ruptura principal	Marzo de 1802, en 13 de 18 combinaciones; todas entre febrero y junio de 1802
Prueba de Chow	F = 284,1
Remuestreo (1.000 réplicas)	Misma fecha en el 88,6 %; a ±1 mes en el 98,9 %
Escrituras con rebaja	0,6 % en los 36 meses anteriores; 34,5 % después
Rebaja mediana por régimen	−20,0 % → −30,9 % → −32,6 %
Rebajas en la banda del 32-34 %	22 % → 45 % → 54 %
Rupturas por familia de activo	Tierras y otros: marzo de 1802; inmuebles y mixtos: mayo de 1802; productos financieros sin régimen de rebaja (0,1 %)
Distancia entre familias / dispersión entre métodos	2 meses / 4 meses
Escrituras con rebaja desde marzo de 1802, por medio de pago	Efectivo 73,4 %; vales y efectivo 2,7 %; sin indicación 1,4 %
V de Cramér de la rebaja con cada dimensión	Medio de pago 0,74; activo 0,38; comprador 0,13; importe 0,11

Medida	Resultado
Pago en vales por quintil de importe	Del 0,4 % en el inferior al 62,2 % en el superior

Calidad e interpretación

La ruptura es nítida y está bien fechada: la proporción de escrituras con rebaja pasa de casi cero a un tercio, la prueba de Chow es abrumadora y el remuestreo sitúa la fecha en un máximo como mes en casi todas las réplicas.

La estandarización también se observa: la rebaja converge hacia el tercio, que es exactamente la diferencia entre pagar la tasación íntegra en vales y pagar dos tercios en efectivo, que permitía la Instrucción de 1799. Con más de cien meses de serie, la potencia es alta y el riesgo de falsos positivos, bajo.

No se observa difusión por tipos de activo: las rupturas de las familias distan dos meses, menos que la imprecisión de los propios métodos.

Lo que sí se observa es que la rebaja depende del medio de pago con una intensidad que duplica la de cualquier otra dimensión: casi tres de cada cuatro escrituras pagadas en efectivo llevan rebaja y casi ninguna de las pagadas con vales.

El importe se gestiona a través del medio de pago, porque las operaciones pequeñas se pagaban en efectivo y las grandes, con vales.

La conjetura del autor se confirma, pero no entra en el veredicto porque no figuraba en el Cuadro 6.3.

Veredicto técnico

Condición	Regla	Resultado
P1 · Ruptura nítida	Chow con $p < 0{,}01$ en la fecha más frecuente	Cumplida
P2 · Datación	Todas las combinaciones en 1801-1802 y ≥ 95 % de las réplicas a un mes	Cumplida
P3 · Estandarización	Mediana final entre −34 % y −32 % y proporción en la banda creciente	Cumplida
P4 · Difusión por tipos de activo	Distancia entre familias > dispersión entre métodos	No cumplida

Condición	Regla	Resultado
Conjetura del autor · medio de pago	V de Cramér del medio de pago mayor que las demás; fuera del veredicto	Confirmada

Regla conjunta: sostenida si se cumplen P1 a P4; parcialmente sostenida si se cumplen P1 a P3. Programada con los resultados conocidos.

H11: parcialmente sostenida (ruptura fechada y estandarización; sin orden de difusión por tipos de activo).

Conexión con el veredicto del texto

El capítulo 8 (Cuadro 8.18) dice: «H11 queda parcialmente sostenida. Se cumplen las tres primeras predicciones [...] No se cumple la cuarta: no hubo difusión por tipos de bien, porque el descuento dependió del medio de pago y no del bien».

Coinciden, y el texto lee H11 junto con H5 como las dos vías, visible e invisible, de una misma política de descuento.

Figuras que genera la cadena

`H11_Paso1_serie_descuento.jpg`, `H11_paso2_ruptura.jpg`, `H11_paso2_medio_pago.jpg`.[]

12 · El equilibrio entre Estado e Iglesia

Bloque: modelización · **Estatuto:** adecuación (modelo) · **Capítulo:** 9, secciones 9.4 a 9.9 · **Cuadernos:** `09_00_Base_KPIs`, `09_01_SPI`, `09_03_Stackelberg` · **Ficheros de resultados:** `SPI_Resultados.xlsx`, `SPI_KPIS.json`, `Stackelberg_Resultados.xlsx`, `MODELO_STACKELBERG_KPIS.json` · **Ejecución de referencia:** 13 de octubre de 2026 · **Descripción completa del modelo:** El modelo del capítulo 9

Enunciado

El reparto del capital desamortizado entre las categorías eclesiásticas responde a un juego de Stackelberg con poder asimétrico: la Corona empezó por el cinturón de menor coste estratégico y avanzó hacia el núcleo al ritmo de la crisis fiscal y de las autorizaciones pontificias.

Tres predicciones: el capital vendido procede mayoritariamente de fuera del núcleo; el peso del núcleo en lo vendido crece con el tiempo; y el equilibrio calibrado queda dentro de la zona de viabilidad con el umbral de seis séptimos.

La refutarían una serie del peso del núcleo plana o decreciente, o un equilibrio fuera de la zona.

Las herramientas

Las dos primeras predicciones se contrastan con el corpus. Cada categoría institucional tiene un Índice de Soft Power Institucional (SPI) que combina el control canónico de la jerarquía y la centralidad en la economía de la salvación; las tres categorías con SPI igual o superior a 80 constituyen el núcleo.

La primera predicción es un recuento del capital vendido por grupo. La segunda es una tendencia: el peso del núcleo en el capital vendido, año a año, y su significación con la τ de Kendall, que mide si una serie tiende a crecer sin suponer que lo haga en línea recta.

La tercera predicción se contrasta con el modelo. El juego se resuelve numéricamente sobre una rejilla de velocidades y grados de cooperación, con parámetros documentados o calibrados, y se comprueba si el equilibrio cumple a la vez tres condiciones: solvencia, riesgo de revolución acotado y conservación del núcleo.

La robustez se examina variando el umbral del núcleo, el tamaño del patrimonio eclesiástico y los doce parámetros de comportamiento (hipercubo latino de 500 puntos y correlación parcial de rangos), además de un muestreo de Monte Carlo con mil trayectorias.

Los estadísticos

Medida	Resultado
Capital vendido por el núcleo (SPI ≥ 80)	12,1 %
Capital vendido por los grupos de influencia media y periférica	68,3 %
Correlación de rangos SPI × capital vendido	ρ = 0,057 (p = 0,81); nula también dentro de cada clase de activo
Peso del núcleo en lo vendido	9,9 % en 1799-1804; 15,0 % en 1805-1808
Tendencia anual (τ de Kendall)	0,809; p = 0,0012
Equilibrio (v, *c*)	(0,07; 0,43); velocidad efectiva 0,050

Medida	Resultado
Zona de viabilidad	19,9 % del espacio de estrategias; el equilibrio está dentro
Núcleo conservado al final del decenio	95,6 % de su valor
Equilibrio dentro de la zona con umbral 0,80 / 0,85 / 6/7 / 0,90	Sí en los cuatro casos
Stock eclesiástico de 6.000 / 7.500 / 9.000 / 10.000 M rv	Deuda final 3.864 / 3.851 / 3.503 / 3.408 M rv, frente a un umbral de 3.600

Calidad e interpretación

La primera predicción se cumple con holgura, pero no discrimina: el corpus registra lo vendido y no el patrimonio previo de cada categoría, de modo que una venta proporcional al patrimonio produciría la misma composición.

La correlación nula entre el SPI y el capital lo confirma: el capital se concentra en unas pocas bolsas de influencia media (obras pías, memorias y dotes, patronatos).

La predicción que de verdad arriesga es la segunda, y resiste: el peso del núcleo crece de forma significativa, de acuerdo con las autorizaciones pontificias de 1805 y 1806.

La fecha es la de registro, que va con retraso respecto de la subasta, y 1808 es un año incompleto; el resultado no depende de ese año.

La tercera predicción depende de decisiones de calibración tomadas con los resultados a la vista: el umbral de seis séptimos y el ajuste del coste administrativo a las ventas documentadas por Herr.

La primera no decide el veredicto porque el equilibrio queda dentro de la zona con cualquier umbral entre el 80 % y el 90 %.

La segunda sí condiciona la escala. Más importante aún, la viabilidad depende del tamaño del patrimonio eclesiástico, que es conjetural: con 7.500 millones o menos, la deuda final supera el umbral crítico y el equilibrio sale de la zona. La condición de solvencia depende también de la contabilidad de la deuda: la dinámica del modelo no carga a la Hacienda el censo del 3 % reconocido a las instituciones, y un cálculo de diagnóstico posterior a la ejecución de referencia indica que, con ese censo, la deuda final del equilibrio supera el umbral también con el stock de 9.000 millones (véase el apartado 8 del modelo).

Veredicto técnico

Predicción o condición de rechazo	Resultado
Capital vendido mayoritariamente de fuera del núcleo	Se cumple (no discrimina frente a la venta proporcional)
Peso del núcleo creciente en el tiempo	Se cumple; la serie no es plana ni decreciente
Equilibrio calibrado dentro de la zona con el umbral de 6/7	Se cumple con el stock de referencia de 9.000 M rv, sin cargar el censo a la deuda; no con 7.500 o menos

H12: sostenida por adecuación, con la condición de que el patrimonio eclesiástico se sitúe en la mitad alta del intervalo estimado y de que el censo del 3 % no se cargue a la deuda.