
Principio de Integridad Universal

PIU— Ψ

¿Estructura o coincidencia?

Evaluación bayesiana de los aciertos numéricos del programa

24 de julio de 2026

Manuel Alberto Celedón Mejía

Ingeniero Mecánico — Medellín, Colombia

La pregunta

PIU- Ψ deriva de un solo Lagrangiano cantidades que la física normalmente mide o ajusta: la constante de Newton, la de Planck, el piso de Heisenberg, la cota de Tsirelson, la razón entre materia oscura y bariónica. Cabe una objeción evidente, y hay que responderla con números: **¿son estos aciertos una regularidad real del mundo, o coincidencias numéricas de una fórmula afortunada?**

Este documento contesta esa pregunta con un factor de Bayes, y declara con precisión hasta dónde llega la respuesta.

Índice

1	Qué se busca al calcular este factor	1
2	El resultado	2
3	Por qué el factor no crece con el número de resultados	2
4	Criterios de admisión	3
5	Las dos clases de evidencia	3
6	La evidencia admitida	4
7	Lo que se examinó y quedó fuera	6
8	Robustez del resultado	6
9	Cómo actualiza esto la creencia del lector	7
10	Límites del análisis	8
11	Conclusión	8
12	Reproducibilidad	9

1. Qué se busca al calcular este factor

La objeción, en su forma fuerte

PIU- Ψ deriva de un solo Lagrangiano cantidades que la física normalmente mide: la constante de Newton, la de Planck, el piso de Heisenberg, la cota de Tsirelson, la razón entre materia oscura y bariónica. Frente a eso, hay una objeción que un evaluador competente plantea de inmediato, y que conviene enunciar en su versión más dura antes de responderla:

La objeción

Con tres parámetros libres y suficiente ingenio algebraico se puede llegar a casi cualquier número. Las combinaciones de ρ_P , c y ℓ_P que tienen las dimensiones correctas son pocas, pero las formas de componerlas con factores geométricos — π , $\sqrt{3}$, $8/9$, $1/40$ — son muchas. Que algunas de esas combinaciones caigan cerca de valores medidos no dice nada sobre la física: dice que quien busca coincidencias numéricas las encuentra. La historia de la ciencia está llena de relaciones numéricas sugerentes que resultaron ser artefactos, de la ley de Titius-Bode a los números grandes de Eddington.

La objeción es legítima y no se responde con más resultados. Un programa que respondiera “pero es que acertamos setenta y dos cosas” estaría confirmando la sospecha: cuantos más números se generan, más probable es que alguno acierte.

Qué tipo de respuesta puede funcionar

Lo que la objeción afirma es una hipótesis concreta, y las hipótesis concretas se pueden evaluar. Llamemos

- H — la estructura F1 captura una regularidad real del mundo;
- $\neg H$ — los aciertos son coincidencia numérica.

La pregunta pasa a ser cuantitativa: *dados los aciertos observados, ¿cuánto más probables son bajo H que bajo $\neg H$?* Esa razón es el factor de Bayes:

$$K = \frac{P(\text{datos} \mid H)}{P(\text{datos} \mid \neg H)}$$

Su virtud aquí es que **no exige creer nada de antemano**. No es una probabilidad de que la teoría sea cierta —eso dependería de la creencia previa de cada lector—, sino el factor por el que cada lector debe multiplicar su propia razón de apuestas. Un escéptico y un simpatizante que partan de creencias opuestas actualizarán ambos en la misma dirección y por el mismo factor, aunque lleguen a conclusiones distintas.

Qué hay que calcular, y dónde está la dificultad

Bajo $\neg H$, la probabilidad de reproducir un resultado concreto es la probabilidad de que un marco arbitrario acierte ese blanco por casualidad. La llamamos p_i . Si los resultados fueran independientes, la probabilidad conjunta sería $\prod p_i$ y el factor de Bayes su inverso.

Ahí están las dos dificultades del cálculo, y de cómo se resuelvan depende que el resultado valga algo.

Primera: los p_i no se miden, se estiman. No hay experimento que diga con qué probabilidad una teoría cualquiera acierta la cota de Tsirelson. Estimar ese número exige acotar el espacio de valores que un marco alternativo podría haber producido, y eso es un juicio. La respuesta de este documento es justificar cada uno por escrito, con el conteo que lo sostiene, y medir después cuánto cambia el resultado si todos estuvieran mal en la misma dirección.

Segunda: los resultados no son independientes. Todos cuelgan del mismo Lagrangiano; ese es precisamente el argumento del programa. Multiplicar probabilidades como si fueran hechos

separados sería contradecir la tesis mientras se la defiende. La respuesta es una corrección explícita de dependencia cuyo valor no se elige sino que se recorre entero, mostrando el resultado desde el supuesto más favorable hasta el más adverso.

Qué se decide y qué no

Un factor de Bayes compara dos hipótesis. Puede desfavorecer la coincidencia sin establecer que la teoría sea correcta, porque la comparación relevante —contra otras teorías que expliquen los mismos hechos por otro mecanismo— es una tercera cosa que este análisis no aborda.

Lo que sí puede establecer, y es lo que se persigue aquí, es si la lectura de los aciertos como casualidad se sostiene o no. Si el factor resultara del orden de la unidad, la objeción quedaría en pie y el programa tendría que responderla de otro modo. Si resulta grande, quien sostenga la coincidencia adquiere una carga: tiene que explicar por qué tantos aparatos distintos, sin relación entre sí, coinciden en dar la razón a la misma estructura.

2. El resultado

El cálculo se detalla en las secciones siguientes; su desenlace es este.

Catorce resultados del programa superan los criterios de admisión definidos en la sección 4, repartidos en dos clases. Ocho son **predicciones**: números que ninguna teoría establecida produce. Seis son **reconstrucciones**: estructuras cuyo blanco ya estaba clavado por la ciencia —Maxwell, Einstein, Dirac, Born, Yang-Mills, la exclusión de Pauli— y que un marco erróneo no habría reproducido.

Bajo la hipótesis de que la estructura no captura nada real, la probabilidad conjunta de reproducirlos es $\prod p_i = 1.40 \times 10^{-9}$. Ese producto supone independencia, y no la hay: todos cuelgan del mismo Lagrangiano. Corrigiendo esa dependencia con un exponente λ :

λ	Dependencia supuesta	Predicciones	Reconstr.	Conjunto
1.00	independencia total	7.4×10^6	9.6×10^1	7.1×10^8
0.80	débil	3.1×10^5	3.9×10^1	1.2×10^7
0.60	moderada	1.3×10^4	1.6×10^1	2.1×10^5
0.50	fuerte	2.7×10^3	9.8	2.7×10^4
0.35	muy fuerte	2.5×10^2	4.9	1.3×10^3
0.20	un solo hecho	2.4×10^1	2.5	5.9×10^1

El programa adopta $\lambda = 0.5$ —dependencia fuerte, la lectura más adversa compatible con que los catorce items midan cosas distintas— y reporta **BF** $\approx 2.7 \times 10^4$. La cifra se mantiene por encima de 10^3 incluso bajo dependencia muy fuerte.

Qué significa y qué no

Un factor de Bayes de 2.7×10^4 significa que los datos son unas veintisiete mil veces más probables bajo la hipótesis de que la estructura captura una regularidad real que bajo la hipótesis de coincidencia. **No** significa que la teoría sea correcta: un factor de Bayes compara dos hipótesis, y la comparación con otras teorías rivales —que explicaran los mismos hechos por otro mecanismo— queda pendiente.

3. Por qué el factor no crece con el número de resultados

El programa deriva setenta y dos resultados, de los cuales treinta y cinco se recalculan numéricamente en un script reproducible. La tentación de multiplicar probabilidades sobre esos treinta y cinco produciría un factor de Bayes astronómico. Sería un error, y de un tipo que invalida el argumento entero.

El factor de Bayes crece legítimamente con evidencia *independiente*. El argumento central del programa es que todo cuelga de un tronco común: un solo enunciado, un solo Lagrangiano. Invocar ese mismo tronco para multiplicar probabilidades como si los resultados fueran hechos separados es contradecir la tesis mientras se la defiende. Un factor que creciera de 10^3 a 10^{30} porque el script pasó de treinta y una filas a noventa y siete estaría midiendo el tamaño del script, no la fuerza de la teoría.

De ahí la arquitectura de este análisis: una **selección estricta** de catorce items en dos clases con calibración distinta, doce items **examinados y rechazados** con el criterio que incumplen, y una corrección de dependencia cuyo valor *no se elige* sino que se reporta en todo su rango.

4. Criterios de admisión

Un resultado entra en el cómputo solo si cumple los cuatro:

A — Discriminante.

El resultado debe distinguir una hipótesis de la otra. Un test cuyo desenlace es idéntico bajo ambas no aporta información a un factor de Bayes, por construcción.

B — Sin libertad.

Ningún parámetro se ajustó para producirlo. Una cantidad anclada a dato entra como consistencia, no como evidencia.

C — Blanco establecido.

Existe un valor o una forma de contraste fijados por la experiencia con independencia del programa.

D — Canal propio.

Su verificación experimental no comparte mecanismo de medición con otro item admitido. Cuando dos items comparten *derivación* pero no *medición*, se penaliza subiendo su p_i , no excluyéndolo.

5. Las dos clases de evidencia

Los resultados admitidos se reparten en dos clases que se calibran de forma distinta. La distinción no es de valor científico sino de *poder discriminante*: un resultado puede ser central para el programa y aportar poco al factor de Bayes, porque son dos medidas diferentes.

Clase B — predicciones

Números que ninguna teoría establecida produce. La clase de marcos alternativos que los reproducirían es estrecha, luego p_i es baja y el aporte por item es alto. La razón $\sqrt{3}\pi$ es el caso puro: no hay una familia de teorías que prediga ese valor, de modo que acertarlo a 0.86σ discrimina con fuerza.

Clase A — reconstrucciones

Estructuras cuyo blanco ya estaba clavado por la ciencia: Maxwell, la forma de Einstein con su coeficiente, la ecuación de Dirac, la regla de Born, Yang-Mills, la exclusión de Pauli.

Estas entran como evidencia por dos razones. La primera es que **constituyen tests reales**: un marco que no las reprodujera quedaría refutado de inmediato, y por tanto reproducirlas es un lugar donde el programa se arriesga y podría haber fallado. La segunda es la **herencia de validez**: el estatus experimental de un resultado no depende del camino por el que se llegó a él, de

modo que un marco que produce la ecuación de Dirac hereda el respaldo experimental acumulado de la ecuación de Dirac.

Lo que las distingue de la clase B es la amplitud de la clase de marcos que también aciertan. Cualquier teoría con un campo $U(1)$ y acción de segundo orden contiene a Maxwell; los conos de Dirac emergen en muchas redes, y el grafeno es el caso canónico. Eso no hace triviales estos aciertos —hay infinitos lagrangianos que no los producen— pero sí eleva la probabilidad de acertar bajo la hipótesis nula. De ahí que sus p_i estén entre 0.35 y 0.60, frente a 0.05–0.30 de las predicciones.

El caso límite

Dos resultados quedan fuera precisamente por este criterio: la conservación del momento vía Noether y $F = ma$ en el límite de baja energía. Toda teoría con invariancia traslacional produce la primera; toda teoría con un Lagrangiano produce la segunda. Su p_i sería prácticamente 1 y su aporte nulo. Se documentan para que el conteo no se infle con estructura heredada del formalismo variacional, que es común a toda la física de campos y no propia de este marco.

6. La evidencia admitida

Cada p_i responde a una pregunta precisa: *si la estructura no capturara nada real, ¿con qué probabilidad un marco arbitrario reproduciría este hecho?* En la clase B el valor se estima por conteo del espacio de valores posibles; en la clase A, por la amplitud de la familia de formalismos que producen la misma estructura.

Id	Resultado	p_i	Canal de medición
Clase B — predicciones			
B1	$G = c^2/(\rho_P \ell_P^2)$, acuerdo < 0.1 %	0.30	Torsión, dinámica orbital
B2	$\hbar = \rho_P c \ell_P^4$, forzada tras fijar G	0.20	Espectroscopía, interferometría
B3	Piso $\hbar/2$ exacto	0.15	Metrología cuántica
B4	Cota de Tsirelson $2\sqrt{2}$ exacta	0.10	Óptica cuántica (tests de Bell)
B5	$\Omega_{MO}/\Omega_M = \sqrt{3}\pi$ a 0.86σ	0.10	Picos acústicos del fondo cósmico
B6	Chandrasekhar $1.456 M_\odot$, coeficiente completo	0.20	Astrofísica estelar
B7	Neutralidad $q_e + q_p = 0$ exacta (10^{-21})	0.05	Neutralidad de la materia
B8	Stefan-Boltzmann $2\pi^2/45$ por conteo, 13 cifras	0.15	Radiometría, termodinámica
Clase A — reconstrucciones			
A1	Ecuaciones de Maxwell desde circulación de fase	0.60	Electrodinámica de precisión
A2	Einstein con coeficiente $c^4/16\pi G$	0.35	Precesión, deflexión, ondas gravitacionales
A3	Dirac y álgebra de Clifford desde la red	0.40	Espectroscopía fina, momento anómalo
A4	Born como fracción de carga de Noether	0.50	Estadística de medidas cuánticas
A5	Yang-Mills no abeliano	0.55	Física de colisionadores
A6	Fermi-Dirac desde topología (Pauli)	0.45	Estructura atómica, materia degenerada

Catorce canales distintos para catorce items. Ninguno se repite. Un gravímetro de torsión, un interferómetro, un test de Bell, un radiotelescopio de fondo cósmico, un colisionador y un experimento de neutralidad de la materia no comparten sistemáticos, ni tradición instrumental, ni comunidad experimental.

Justificación de las p_i de la clase B

B1 — la constante de Newton, $p = 0.30$. De los monomios $\rho^a c^b \ell^d$ con exponentes enteros pequeños, la matriz dimensional deja una sola combinación con dimensión de G : la forma no es libre. Lo que no garantiza la dimensionalidad es que el *número* caiga a menos del 0.1 % del valor medido habiendo anclado un solo punto de calibración.

B2 — la constante de Planck, $p = 0.20$. Fijado el punto de calibración por la identidad de G , la densidad ρ_P queda determinada y $\hbar$ se evalúa sin volver a tocar ningún dato. La estructura podía haber dado cualquier valor; da el medido a quince cifras.

B3 — el piso de Heisenberg, $p = 0.15$. Un marco que produzca una relación de incertidumbre puede dar el piso con cualquier coeficiente $O(1)$. Que salga exactamente $1/2$ discrimina entre media docena de valores naturales, con el requisito añadido de que el límite sea exacto y no asintótico.

B4 — la cota de Tsirelson, $p = 0.10$. La cota clásica es 2 y la algebraica 4. Caer exactamente en $2\sqrt{2}$ selecciona un punto de un continuo; discretizando a una décima, aproximadamente uno de veinte valores.

B5 — la razón del sector oscuro, $p = 0.10$. La razón medida es 5.375 ± 0.077 . Una predicción geométrica arbitraria cae en un rango de 1 a 20; la banda de $\pm 1\sigma$ cubre un 0.8 % de ese rango. Se asigna 0.10, más de diez veces más laxo que el conteo directo.

B6 — Chandrasekhar, $p = 0.20$. La escala $m_P^3/(\mu_e m_u)^2$ la fija el análisis dimensional, de modo que el orden de magnitud no es evidencia. Lo que se evalúa es el coeficiente numérico completo, con acuerdo al 1 %.

B7 — la neutralidad de la materia, $p = 0.05$. La cuantización topológica fuerza la cancelación exacta; sin esa estructura exigiría un ajuste fino de veintiún órdenes. Se asigna 0.05 y no menos porque la cancelación de anomalías del Modelo Estándar también la produce.

B8 — Stefan-Boltzmann, $p = 0.15$. El conteo de configuraciones de fase reproduce el coeficiente $2\pi^2/45$ sin importarlo. Un esquema de conteo incorrecto daría el orden de magnitud pero no el coeficiente; el acuerdo a trece cifras excluye la aproximación.

Justificación de las p_i de la clase A

A1 — Maxwell, $p = 0.60$. La clase de marcos que producen Maxwell es amplia. Lo específico aquí es que el campo gauge no se postula: emerge de la circulación de fase sobre la red, y el coeficiente $8/9$ sale con él.

A2 — Einstein, $p = 0.35$. Que una acción elástica efectiva de Sakharov dé la *forma* de Einstein es conocido; que dé el *coeficiente* completo con G ya derivada, y no un factor libre, es más estrecho. El valor incorpora la penalización por dependencia derivacional con B1, del que G procede.

A3 — Dirac, $p = 0.40$. Los conos de Dirac emergen en muchas redes. Lo que estrecha el blanco es que el álgebra de Clifford completa salga de la geometría de enlaces del diamante sin postular espinores.

A4 — Born, $p = 0.50$. Derivar la regla de Born se ha intentado desde varios programas —Gleason, decoherencia, Deutsch-Wallace—, luego la clase de marcos que lo logran no es vacía. Lo específico es que aquí la probabilidad *es* una corriente conservada ya presente en el Lagrangiano.

A5 — Yang-Mills, $p = 0.55$. La estructura no abeliana emerge en teorías gauge en red de forma estándar. Se asigna un valor algo más informativo que Maxwell porque el término de conmutador exige que el grupo interno no conmute, lo que no todo marco produce.

A6 — exclusión de Pauli, $p = 0.45$. El criterio de Finkelstein-Rubinstein liga B impar a fermiones en cualquier teoría de solitones, de modo que la clase es la de los modelos tipo Skyrme. Lo que aporta es que la exclusión no se postule sino que se siga de la topología del mismo campo que produce la gravedad.

7. Lo que se examinó y quedó fuera

Doce items fueron considerados y rechazados. Publicarlos con el criterio que incumplen deja visible el denominador de la selección: veintiséis candidatos examinados, catorce admitidos.

Crit.	Item	Motivo del rechazo
A	$H(z)$ BAO, $\chi^2 = 6.54$	Estadísticamente idéntico a Λ CDM. Un test cuyo desenlace es el mismo bajo ambas hipótesis no aporta información. Que iguale a Λ CDM con parámetros derivados es un mérito del programa, pero no discrimina.
B	$f_c = 0.6869$ (Ω_{EO})	Contiene $S_{\text{máx,eff}}^2$, cantidad posicional anclada a dato. Entra como consistencia.
D	$\Omega_m, \Omega_{MO}, \Omega_M$	Se obtienen de f_c y $\sqrt{3}\pi$, ya contados, y comparten el canal del fondo cósmico con B5.
B	$\Theta_0 = 1.66 \times 10^{-123}$, N_{tic}	Reformulación de H_0 observado: reinterpretación, no predicción.
C	Flexural 1/40, GUP 3/80, polo de Lee-Wick	Sin blanco experimental establecido: la dispersión UV no se ha medido a esa escala. Son predicciones pendientes, y pertenecen al registro de falsabilidad.
A	Split Δ - N (90 %)	No cierra. Computar un acuerdo parcial como acierto convertiría el análisis en un ajuste.
A	Dilatación SN Ia, $b = 1$	Lo predice cualquier marco con estiramiento métrico, incluido Λ CDM.
A	$\mu = 0$ del cuerpo negro	Cota superior observacional, no medida con valor central: no es un blanco binario.
B	$\ell_P = \sqrt{\hbar G/c^3}$	Identidad algebraica entre B1 y B2 una vez fijado el punto de calibración.
D	Potencial newtoniano $1/r$	Mismo canal y misma derivación que B1: es el paso intermedio del que sale la identidad de G .
A	Conservación del momento (Noether)	Toda teoría con invariancia traslacional la produce: $p_i \approx 1$, aporte nulo.
A	$F = ma$ en baja energía	Consecuencia de tener un Lagrangiano. Reproducirlo no discrimina entre marcos.

8. Robustez del resultado

Frente a la elección de las p_i

La objeción obvia es que las p_i se hayan elegido generosamente. La tabla recalcula el factor penalizándolas todas por un multiplicador común:

p_i multiplicadas por	$\lambda = 0.60$	$\lambda = 0.50$	$\lambda = 0.35$
1.0 (valores base)	2.1×10^5	2.7×10^4	1.3×10^3
1.5	6.8×10^3	1.6×10^3	1.7×10^2
2.0	7.2×10^2	2.4×10^2	4.6×10^1
3.0	6.8×10^1	3.4×10^1	1.2×10^1

Aun triplicando todas las p_i —suponiendo que cada juicio fue tres veces demasiado favorable— y asumiendo dependencia muy fuerte, el factor se mantiene por encima de diez.

Frente a la omisión de cualquier item

Omitido	Resultado retirado	BF restante	Caída
B1	Constante de Newton	1.5×10^4	$1.8\times$
B2	Constante de Planck	1.2×10^4	$2.2\times$
B3	Piso de Heisenberg	1.0×10^4	$2.6\times$
B4	Cota de Tsirelson	8.4×10^3	$3.2\times$
B5	Razón del sector oscuro	8.4×10^3	$3.2\times$
B6	Límite de Chandrasekhar	1.2×10^4	$2.2\times$
B7	Neutralidad de la materia	6.0×10^3	$4.5\times$
B8	Stefan-Boltzmann	1.0×10^4	$2.6\times$
A1	Maxwell	2.1×10^4	$1.3\times$
A2	Einstein	1.6×10^4	$1.7\times$
A3	Dirac	1.7×10^4	$1.6\times$
A4	Born	1.9×10^4	$1.4\times$
A5	Yang-Mills	2.0×10^4	$1.3\times$
A6	Exclusión de Pauli	1.8×10^4	$1.5\times$

Ninguna omisión hace caer el factor más de un factor cinco. El argumento no depende de ningún resultado en particular: descansa en la concurrencia de los catorce. Las reconstrucciones muestran caídas menores —entre 1.3 y 1.7— justamente porque su p_i es alta: sostienen el resultado en conjunto, no individualmente.

Qué haría falta para anular el resultado

Tres cosas, y ninguna es sutil. Que las p_i estuvieran subestimadas en un factor mayor que tres de forma sistemática. Que los catorce canales de medición compartieran un sistemático común no identificado. O que existiera un marco alternativo con tres parámetros y sin ajuste que reprodujera los mismos catorce hechos; ese marco no se conoce, pero su ausencia es un hecho sobre el estado actual del conocimiento y no una imposibilidad.

9. Cómo actualiza esto la creencia del lector

Un factor de Bayes no es una probabilidad: es el factor por el que un lector debe multiplicar su razón de apuestas previa. Con $\lambda = 0.5$ y $BF = 2.7 \times 10^4$:

Probabilidad previa	Posterior	Postura del lector
0.5	0.99996	Neutro
10^{-2}	0.9963	Escéptico
10^{-3}	0.9640	Muy escéptico
10^{-6}	0.0260	Extremadamente escéptico
10^{-9}	2.7×10^{-5}	Hostil

La fila que importa es la última, no la primera. Un lector que asigne a un programa de física fundamental de autor independiente una probabilidad previa de una en mil millones no queda persuadido por este análisis, y no debería. Lo que el factor establece es más modesto y más defendible: **la lectura de los aciertos como coincidencia numérica deja de ser la explicación cómoda**. Quien la sostenga tiene que explicar la concurrencia de catorce aciertos en catorce canales de medida sin relación entre sí.

10. Límites del análisis

Cinco límites, declarados

1. **Las p_i son juicios informados, no frecuencias medidas.** Cada una lleva su justificación escrita, pero ninguna se deriva de un experimento repetible. El análisis de robustez acota cuánto importa.
- 1-bis. **Las p_i de la clase A son el eslabón más débil.** Estimarlas exige juzgar la *amplitud* de la familia de formalismos que reproducen cada estructura, y esa amplitud no es medible: se estima por familiaridad con la literatura. Por eso las reconstrucciones llevan valores altos, entre 0.35 y 0.60, y por eso su omisión individual apenas mueve el resultado.
2. **Las escalas verbales no aplican estrictamente.** Las escalas de Jeffreys y de Kass-Raftery se calibraron para comparar modelos mediante verosimilitudes marginales. Aquí no hay verosimilitud marginal. Sus etiquetas —“sustancial”, “decisiva”— se citan como referencia de orden de magnitud, no como veredicto, y este documento evita apoyarse en ellas.
3. **Un factor de Bayes compara dos hipótesis; no valida ninguna.** Que la coincidencia quede desfavorecida no establece que el programa sea la descripción correcta del mundo.
4. **La corrección por tronco compartido es un modelo grueso.** Un tratamiento riguroso exigiría la estructura de correlación completa entre los items, que no está disponible. Por eso se reporta el rango de λ en vez de un valor.
5. **El espacio de hipótesis alternativas no está poblado.** El análisis compara la estructura contra la coincidencia, no contra otras teorías que pudieran explicar los mismos hechos por otro mecanismo. Esa comparación queda pendiente y sería el siguiente paso natural.

11. Conclusión

Lo que arroja el cálculo

Catorce resultados del programa superan los cuatro criterios de admisión, medidos por catorce aparatos experimentales sin relación entre sí. Bajo la hipótesis de coincidencia, la probabilidad conjunta de reproducirlos es 1.40×10^{-9} ; corrigiendo por la dependencia que introduce el tronco común, el factor de Bayes queda en 2.7×10^4 bajo el supuesto adverso adoptado ($\lambda = 0.5$), y no baja de 10^3 ni siquiera bajo dependencia muy fuerte.

Las dos dificultades anunciadas en la introducción se resolvieron así. Los p_i llevan su justificación escrita, y el análisis de robustez muestra que triplicar todos a la vez —suponer que cada juicio fue tres veces demasiado favorable— deja el factor por encima de diez. La dependencia no se fijó en un valor sino que se recorrió entera, desde la independencia total hasta tratar los catorce resultados como un solo hecho; solo en ese último extremo, que la disparidad de los canales de medida desmiente, el factor se acerca a la unidad.

Lo que eso significa

La objeción de la coincidencia, en la forma en que se enunció al principio, no se sostiene. Quien la mantenga tiene que explicar por qué un gravímetro de torsión, un interferómetro, un test de Bell, un radiotelescopio de fondo cósmico, un colisionador y un experimento de neutralidad de la materia —que no comparten sistemáticos, ni tradición instrumental, ni comunidad experimental— coinciden en dar la razón a la misma estructura de tres parámetros.

Esa carga es concreta y no retórica. La objeción original tenía la ventaja de ser la explicación cómoda: no exigía comprometerse con nada. Después de este cálculo sí exige comprometerse, o bien con que los catorce juicios de probabilidad están sistemáticamente equivocados por más de un factor tres, o bien con que existe un sistemático común no identificado que afecta a catorce técnicas experimentales independientes.

Lo que no queda establecido

Tres cosas, y conviene enumerarlas con la misma precisión.

Que la teoría sea correcta. Un factor de Bayes compara dos hipótesis. Lo que este cálculo desfavorece es la lectura de los aciertos como casualidad, no la existencia de una explicación mejor.

Que no exista un marco rival. El espacio de hipótesis alternativas está vacío en este análisis. Si mañana apareciera otra estructura de tres parámetros sin ajuste que reprodujera los mismos catorce hechos, la comparación relevante pasaría a ser con ella, y este factor dejaría de ser el número pertinente. Su ausencia hoy es un hecho sobre el estado del conocimiento, no una imposibilidad.

Que las predicciones pendientes vayan a cumplirse. Los aciertos computados son pasados. El programa hace además predicciones aún no confrontadas —la dispersión ultravioleta común al fotón y al modo tensorial, la disolución de la tensión de Hubble en observables crudos, la supresión de $f\sigma_8$ — que este análisis excluye deliberadamente por no tener blanco establecido. Ahí es donde el programa puede ser refutado, y donde el factor de Bayes no dice nada todavía.

Cómo se evalúa este análisis

No aceptando sus números. Las catorce asignaciones están en un script de doscientas líneas donde cada una lleva el razonamiento que la sostiene; cambiar una y volver a ejecutar toma segundos. Un evaluador que crea que la cota de Tsirelson merece 0.30 en vez de 0.10, o que Maxwell merece 0.90 en vez de 0.60, puede comprobar por sí mismo cuánto se mueve la conclusión.

La estructura del análisis está diseñada para soportar ese escrutinio: doce items rechazados con el criterio que incumplen, para que el denominador de la selección sea visible; el desglose por clase, para que se vea que las reconstrucciones aportan sin dominar; el análisis de omisión, para que se compruebe que ningún resultado sostiene el argumento por sí solo.

12. Reproducibilidad

Todos los números de este documento los produce el script `analisis_bayesiano.py`, que acompaña al material del programa. El script contiene las ocho asignaciones con su justificación, los doce rechazos con su criterio, el barrido completo de λ , el análisis de robustez y el de omisión. Ejecutarlo reproduce cada tabla.

Quien discrepe de una asignación puede cambiarla en el script y ver el efecto. Esa es la forma en que este análisis pide ser evaluado: no aceptando las p_i , sino sustituyéndolas por las propias y comprobando si la conclusión cambia.

El desarrollo completo está en el corpus PIU- Ψ y el Compendio matemático; la síntesis de resultados enumera los setenta y dos resultados del programa con su clasificación epistémica. Todo el material, junto con los scripts de verificación, está disponible en piuniversal.com y en Zenodo (DOI [10.5281/zenodo.21205881](https://doi.org/10.5281/zenodo.21205881)).