

Lo que solo el hogar sabe · Documentos de trabajo · Documento DT-01
Borrador para comentarios. No citar sin contrastar.

La fórmula que no llega

Medicamentos formulados y no entregados en Colombia, 2012–2025: el deterioro más grande de la serie, y lo que la encuesta no puede decir sobre a quién golpea

Daniel A. Garavito Jiménez

Economista de la salud. Ex asesor de Innovación y Analítica, ADRES.
Procesamiento propio de los microdatos anonimizados de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida (DANE).
Septiembre de 2026

Versión 2026.5 · 26 de septiembre de 2026 · Cítese la versión. Las correcciones posteriores a la publicación quedan con fecha en la fe de erratas: datos.sinergistica.com/termometro/erratas

Resumen

En 2025 el 46,9% de las personas a quienes un médico les formuló medicamentos no recibió todo lo formulado (IC 95%: 43,6–50,2). Entre 2012 y 2024 el indicador nunca había superado el 38,4%. El salto frente al nivel prepandémico, promedio de 2018 y 2019, es de +12,2 puntos porcentuales. Con el error estándar del muestreo, 1,80 puntos, $z = 6,74$ y $p < 0,0001$. Añadiendo la variabilidad entre rondas, que es lo que este trabajo y el tablero reportan, el error estándar sube a 4,02 puntos, $z = 3,02$ y $p = 0,0025$: el salto se sostiene con la prueba exigente. Frente a 2024 la diferencia es de +11,9 puntos ($p < 0,0001$).

El segundo resultado es sobre su distribución, y hay que enunciarlo con cuidado. Ninguno de los cuatro contrastes de equidad disponibles (quintil de ingreso, clase, sexo y pertenencia étnica) alcanza el nivel convencional del 5%: la brecha entre el quintil más pobre y el más rico es de –1,5 puntos con error estándar 5,36 ($p = 0,7810$). Pero un intervalo que va de –12,0 a +9,0 puntos no permite afirmar que no hay gradiente: permite afirmar que este estudio no tiene potencia para detectarlo. La brecha mínima detectable con 80% de potencia ronda los 24 puntos, más que cualquier brecha observada en el sistema.

Una falla que no discrimina no se corrige focalizando. Este documento entrega la línea de base poblacional que la Circular Externa 017 de 2026 fijó sin tener, distingue la cifra poblacional de las cifras de quejas y tutelas, que miden un universo autoseleccionado, y propone tres ítems concretos para el módulo de salud de la ENCV que convertirían el indicador en una medida de cumplimiento de la norma vigente.

Palabras clave

acceso a medicamentos; sistema de salud colombiano; encuestas de hogares; diseño muestral complejo; índice de concentración; ENCV; SGSSS

1. El problema

El 11 de mayo de 2026 el Ministerio de Salud expidió la Circular Externa 017, que obliga a las EPS a entregar en un plazo máximo de cuarenta y ocho horas, en el domicilio o el lugar de trabajo del afiliado, los medicamentos que no pudieron entregarse completos en el punto de dispensación, y ordena reactivar automáticamente la fórmula del paciente crónico cuando el medicamento no se entrega en treinta días.

Conviene notar que **ninguna de esas obligaciones es nueva**. El artículo 131 del Decreto Ley 019 de 2012 ya ordenaba la entrega «de manera completa e inmediata» y, cuando eso no fuera posible, en un plazo no mayor a cuarenta y ocho horas y en el lugar de residencia o trabajo del afiliado si este lo autoriza; la Resolución 1604 de 2013 lo reglamentó con ese mismo detalle. La circular de 2026 no fija un estándar: reitera uno de hace catorce años. Ese hecho no debilita el argumento de este documento: lo refuerza, y desplaza la pregunta de cuál es la norma a cuánto se incumple.

Una norma de ese tipo fija un estándar. No fija una línea de base. La pregunta que la circular no responde (y que ninguna fuente administrativa colombiana puede responder sin conflicto de interés) es cuántas veces falla hoy la entrega. Las cifras disponibles vienen de dos canales autoseleccionados: las quejas ante la Superintendencia Nacional de Salud y las tutelas acompañadas por la Defensoría del Pueblo. El informe *Medicamentos inaccesibles, derechos vulnerados*, de noviembre de 2025, encontró que una de cada cuatro tutelas acompañadas se relacionaba directamente con negación de medicamentos, y que entre el 36% y el 37% de las acciones se referían a entrega tardía o incompleta. Son cifras sobre quien se quejó, no sobre quien recibió una fórmula.

Este documento estima la magnitud poblacional. La Encuesta Nacional de Calidad de Vida pregunta a los hogares, en cada ronda, si el médico les formuló medicamentos y si se los entregaron completos, solo algunos o ninguno. El indicador que resulta (**proporción de personas con fórmula médica a quienes no les entregaron todo lo formulado**) es una medición desde el lado que recibe, no desde el que dispensa, y existe de forma comparable desde 2012.

El hallazgo. En 2025 el indicador llegó a **46,9%** (IC 95%: 43,6–50,2). Entre 2012 y 2024 nunca había superado el 38,4% de 2021. El salto frente a 2024 es de +11,9 puntos porcentuales ($p < 0,0001$) y frente al nivel prepandémico de +12,2 puntos ($p = 0,0025$). Es el **único de los trece indicadores comparables cuyo deterioro sobrevive a la vez a la corrección por comparaciones múltiples y a la incorporación de la variabilidad entre rondas**, las dos pruebas de robustez que la sección 5.1 desarrolla. Sobre a quién golpea, en cambio, la encuesta no alcanza: ninguno de los cuatro contrastes de equidad llega al 5%, pero sus intervalos son demasiado anchos para concluir que no hay gradiente.

2. Por qué importa que sea un hogar quien lo diga

El sistema de información en salud colombiano depende, en su tramo decisivo, del autorreporte de agentes con incentivo financiero directo sobre lo que reportan. El Registro Individual de Prestación de Servicios lo diligencia quien factura; la información de dispensación la reporta el mismo actor al que se le exige dispensar. Y no es una hipótesis: es la estructura del sistema de información. El Registro Individual de Prestación de Servicios lo diligencia quien factura, y la información de dispensación la reporta el mismo actor al que se le exige dispensar. Cuando el regulador y el regulado discrepan sobre esos registros, y discrepan públicamente, no hay dentro del sistema ninguna fuente que pueda arbitrar, porque todas las que existen las alimenta una de las dos partes. No hay un tercero.

Una encuesta de hogares es ese tercero, y en el caso concreto de los medicamentos tiene una ventaja estructural que conviene enunciar con precisión. La entrega incompleta produce un registro administrativo *parcial*, no ausente: el sistema anota lo que sí entregó. La diferencia entre lo formulado y lo dispensado solo aparece si se cruzan dos bases que hoy no se cruzan de forma rutinaria y pública. El hogar, en cambio, sabe exactamente qué le faltó, porque tuvo que volver, o comprarlo, o quedarse sin él.

Esto no convierte al autorreporte en superior. Lo hace *independiente*, que es una propiedad distinta y, para una discusión regulatoria, más útil. La sección 7 discute los sesgos propios de la encuesta.

3. Marco: la disponibilidad como obligación exigible

Que un medicamento formulado se entregue no es una aspiración de gestión. Es una obligación con contenido jurídico definido. El artículo 6 de la Ley Estatutaria 1751 de 2015 enumera los elementos

esenciales del derecho fundamental a la salud, y el primero de ellos es la **disponibilidad**: el Estado debe garantizar la existencia de servicios y tecnologías suficientes. El literal siguiente, la **accesibilidad**, se descompone a su vez en no discriminación, accesibilidad física, asequibilidad económica y acceso a la información. La estructura no es original de la ley colombiana: reproduce el esquema *disponibilidad-accesibilidad-aceptabilidad-calidad* que el Comité de Derechos Económicos, Sociales y Culturales fijó en su Observación General 14 de 2000, y que es hoy el andamiaje internacional para evaluar sistemas de salud como obligaciones y no solo como servicios.

La distinción entre disponibilidad y accesibilidad importa aquí más de lo que parece, porque predice dónde debería aparecer el gradiente. Las barreras de *accesibilidad* (el costo, la distancia, el trámite) actúan sobre la capacidad del hogar para llegar al servicio, y esa capacidad está distribuida de forma desigual: quien tiene dinero paga el transporte, quien tiene tiempo insiste con la autorización, quien tiene información sabe a quién reclamar. Por eso los indicadores de accesibilidad tienen, en toda la literatura y en todos los países, un gradiente socioeconómico marcado. Las fallas de *disponibilidad*, en cambio, ocurren antes de que el usuario entre en escena: si el medicamento no está en la bodega, no está para nadie. La predicción teórica es que un indicador de disponibilidad pura debería mostrar un gradiente mucho más plano. La sección 5 muestra que eso es exactamente lo que ocurre, y qué se sigue de ello para el diseño de la política.

El segundo marco es el de mejora del desempeño. La Quíntuple Meta (el Triple Aim de Berwick, Nolan y Whittington (2008), ampliado al bienestar del equipo de salud por Bodenheimer y Sinsky (2014) y a la equidad por Nundy, Cooper y Mate (2022)) organiza la evaluación de un sistema en torno a salud poblacional, experiencia de atención, costo per cápita, bienestar del equipo y equidad. La entrega de medicamentos pertenece a la experiencia de atención, pero tiene un efecto directo sobre las otras dos dimensiones medibles con una encuesta de hogares: sobre la salud poblacional, a través de la interrupción del tratamiento, y sobre el costo per cápita, a través del gasto de bolsillo en que incurre quien compra lo que no le entregaron. Un indicador de entrega es, por eso, un indicador bisagra.

El tercer antecedente es metodológico. La medición de acceso desde encuestas de hogares tiene un estándar consolidado en el indicador de *necesidad de atención no satisfecha* de EU-SILC, que en su revisión de 2015 adoptó la lógica condicional en dos etapas (primero se pregunta si hubo necesidad, luego si se atendió) precisamente para no confundir morbilidad con falla de acceso. El indicador de entrega de medicamentos de la ENCV comparte esa lógica: se pregunta a quien recibió una fórmula, no a la población entera. Pero tiene una ventaja que el instrumento europeo no ofrece, porque EU-SILC no pregunta por medicamentos: aquí la falla se localiza en un punto único y verificable de la cadena, el mostrador de dispensación, en lugar de quedar diluida en una razón de no consulta autodeclarada.

4. Datos y método

4.1 Fuente y universo

Se procesaron trece rondas de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida entre 2012 y 2025 desde el microdato anonimizado del DANE. El indicador se construye sobre las variables P6147, si el médico le formuló medicamentos, y P6148 (si se los entregaron todos, solo algunos o ninguno). El denominador es **el conjunto de personas a quienes el médico les formuló medicamentos**; el numerador, las que recibieron entrega parcial o nula. En 2025 el denominador tiene 3.621 observaciones sin ponderar.

Se excluye la ronda de 2017 en todo el trabajo. El DANE advirtió, en el boletín de la ECV 2018, que por las razones expuestas en el anexo técnico de la ECV 2017 «la información de ese año sólo es comparable para ese dominio geográfico», el de cabeceras; y el archivo de microdatos que circula contiene, en efecto, únicamente registros de cabecera, cosa que verificamos. La serie se presenta partida en 2018, año del rediseño muestral que llevó la encuesta de 22.893 a 89.522 hogares, le dio representatividad departamental por primera vez, terminó el semipanel y amplió el universo a la zona rural de la Orinoquía-Amazonía. Ninguna tendencia cruza esa fecha.

4.2 Estimación

Cada cifra es una proporción estimada por el estimador de razón con los factores de expansión de la encuesta. La ENCV tiene diseño bietápico, estratificado y por conglomerados: la fórmula binomial no aplica. El error estándar se obtiene por **linealización de Taylor** con el estimador de último conglomerado,

$$z_i = w_i (y_i - \hat{p}) ; \quad V(\hat{p}) = (1/W^2) \cdot \sum_h [n_h / (n_h - 1) \cdot \sum_{i \in h} (z_{hi} - \bar{z}_h)^2]$$

donde h recorre los estratos y las unidades i son los conglomerados. El DANE publica variables de diseño, estrato y segmento, en los archivos de microdato de 2022, 2024 y 2025, que son los que este trabajo pudo usar; en esos años se usa el diseño real. En los diez restantes se usa el hogar como conglomerado y departamento $\times$ clase como estrato, y el resultado se corrige por un factor estimado por indicador comparando ambos estimadores en los tres años con diseño publicado. Para este indicador el efecto de diseño estimado en 2025 es de **4,08**, de modo que las 3.621 observaciones equivalen a **888** bajo muestreo aleatorio simple.

Los intervalos de confianza se construyen en escala logit sobre el error estándar del diseño, lo que evita los límites imposibles del intervalo simétrico de Wald y respeta la asimetría real de la incertidumbre de una proporción. Los contrastes entre dominios comparan cada dominio contra el resto del país (no contra el total, que lo contiene) despejando el complemento de la identidad de la razón. El nivel del 5% se usa para resaltar y se declara como convención: el valor p exacto se imprime en todos los cuadros.

4.3 Gradiente

El gradiente socioeconómico se mide de dos maneras complementarias. La primera es el contraste directo entre el quintil de ingreso per cápita más pobre y el más rico, con su error estándar y su valor p . La segunda es el **índice de concentración de Erreygers**, que corrige el índice de concentración estándar para variables binarias acotadas y es invariante a la cardinalización (Erreygers, 2009). Un valor negativo indica que el fenómeno se concentra en los pobres. El índice se reporta como estimación puntual: la estimación no trae error estándar, así que la comparación entre indicadores es descriptiva y el contraste formal es el del quintil.

5. Resultados

5.1 Trece años planos y un salto

Entre 2012 y 2024 el indicador osciló en una banda estrecha, entre 32,0% y 38,4%, sin tendencia. La regresión del tramo muestral vigente (2018 en adelante, excluyendo los años de pandemia) arroja una pendiente de +0,91 puntos porcentuales por año con un error estándar de 0,831, que no se distingue de cero ($p = 0,3370$, $R^2 = 0,229$). Lo de 2025 no es la continuación de una deriva: es un escalón.

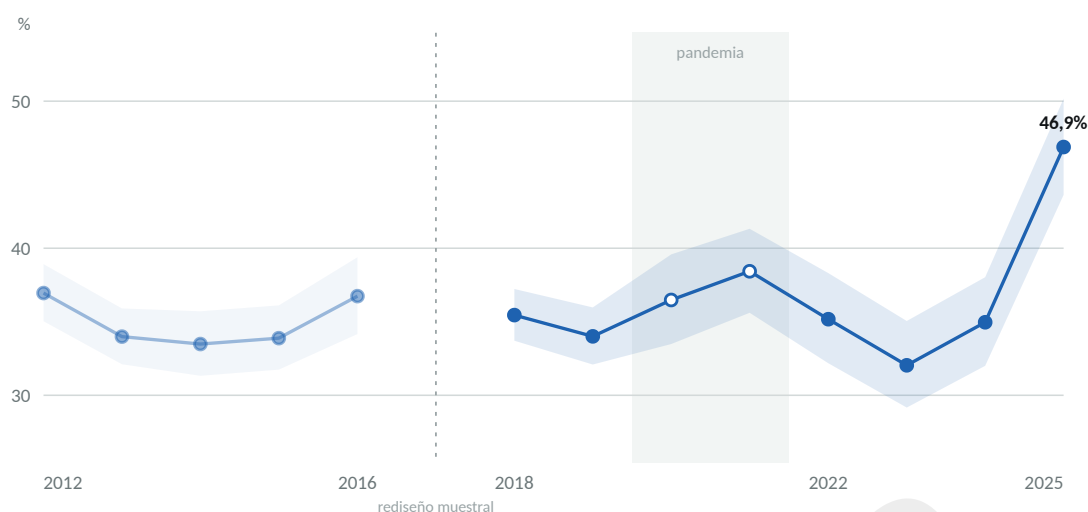


Figura 1. Medicamentos formulados no entregados completos, 2012–2025. La banda es el intervalo de confianza del 95% en escala logit. El tramo atenuado corresponde al diseño muestral anterior a 2018 y no es directamente comparable con el vigente; la franja gris marca las rondas de 2020 y 2021. La recta punteada es la regresión del tramo vigente sin años de pandemia: su pendiente no se distingue de cero. 2017 está excluido por decisión del DANE.
Fuente: cálculos del autor sobre microdatos ENCV–DANE.

Ronda	$\hat{p}$ (%)	EE (pp)	IC 95%	CV	n	deff	n_{ef}
2012	36,95	0,99	35,0–38,9	0,027	5.174	2,18	2.377
2013	33,98	0,97	32,1–35,9	0,029	5.267	2,20	2.389
2014	33,48	1,12	31,3–35,7	0,033	3.967	2,22	1.785
2015	33,89	1,12	31,7–36,1	0,033	4.233	2,35	1.802
2016	36,73	1,34	34,1–39,4	0,036	3.172	2,44	1.300
2018	35,45	0,90	33,7–37,2	0,025	9.772	3,43	2.850
2019	34,01	0,99	32,1–36,0	0,029	8.440	3,71	2.276
2020	36,47	1,56	33,5–39,6	0,043	3.386	3,55	953
2021	38,42	1,46	35,6–41,3	0,038	4.160	3,76	1.107
2022	35,17	1,57	32,2–38,3	0,045	4.027	4,33	931
2023	32,03	1,50	29,2–35,0	0,047	3.670	3,81	962
2024	34,95	1,54	32,0–38,0	0,044	3.848	4,00	962
2025	46,88	1,68	43,6–50,2	0,036	3.621	4,08	888

Cuadro 1. Serie nacional con su incertidumbre. CV es el coeficiente de variación ($EE \div \hat{p}$); deff, el efecto de diseño; n_{ef} , el tamaño efectivo de muestra. La fila de 2025 está resaltada. Nótese que el deff crece de 2,2 a 4,1 con el rediseño muestral de 2018: la muestra es mucho mayor, pero está más conglomerada. Fuente: cálculos del autor sobre microdatos ENCV–DANE.

El contraste que importa no es contra 2024 sino contra el nivel prepandémico, definido como el promedio de 2018 y 2019 (los dos únicos años anteriores a la pandemia que comparten el diseño muestral vigente, y la misma convención que usa el DANE al anclar sus pruebas en «2019, año previo a la pandemia»). Frente a esa base de 34,7%, 2025 está +12,2 puntos por encima, con un error estándar de la diferencia de 1,80 puntos: $z = 6,74$, $p < 0,0001$. Frente a 2023, el piso de la serie, la distancia es de +14,8 puntos ($p < 0,0001$).

Ese error estándar supone que las tres rondas solo traen error de muestreo, y un indicador se mueve de un año a otro más de lo que su muestreo explica. La dispersión de las seis rondas del tramo

vigente por encima de su propia varianza muestral da una varianza de proceso de $\tau^2 = 25,880$ en puntos al cuadrado; como el ancla promedia dos rondas, entra como $\tau^2/2$. Con ese componente el error estándar de la diferencia sube de 1,80 a 4,02 puntos, z baja de 6,74 a 3,02 y el valor p queda en $p = 0,0025$. **Esta es la cifra que el tablero publica y la que este documento sostiene**; la anterior es la que saldría de tratar la serie como si cada ronda midiera el mismo parámetro fijo. Sometido además a la corrección de Holm-Bonferroni sobre los trece indicadores comparables, el contraste sigue en pie: es uno de los tres que la superan.

5.2 El gradiente que no aparece, y lo que eso permite concluir

La regularidad más sólida de la literatura de acceso a la salud es el gradiente socioeconómico, y en esta misma encuesta se observa con nitidez en su indicador central. La necesidad de atención no satisfecha llega a 46,7% en el quintil más pobre y a 21,5% en el más rico (una brecha de 25,2 puntos, $p < 0,0001$) y a 49,1% en centro poblado y rural disperso frente a 32,6% en cabecera (16,5 puntos, $p < 0,0001$). Es el patrón esperado y es el que organiza casi toda la política de focalización.

La entrega de medicamentos no muestra nada de eso. Y aquí conviene ser más estricto que la costumbre, porque convertir «no encontramos diferencia» en «no hay diferencia» es exactamente el error que esta serie le reprocha a otros. El cuadro 2 recoge los cuatro contrastes de equidad disponibles en 2025: ninguno se distingue de cero.

Contraste	Grupo A (%)	Grupo B (%)	Dif. (pp)	EE (pp)	z	p
Quintil más pobre frente al más rico	47,4	48,9	-1,5	5,36	-0,28	0,7810
Centro poblado y rural frente a cabecera	46,1	47,0	-0,9	3,38	-0,27	0,7907
Mujeres frente a hombres	47,0	46,7	+0,4	3,39	0,10	0,9177
Se reconoce en un grupo étnico frente a quien no	46,9	46,9	+0,0	4,21	0,00	0,9981

Cuadro 2. Contrastes de equidad del indicador en 2025. Ninguno alcanza el nivel convencional del 5%, y ninguno tiene un intervalo lo bastante estrecho para descartar un gradiente de la magnitud habitual en el sistema. Todos son aproximados: la varianza de la diferencia omite el término de covarianza entre el dominio y su complemento, que no es nulo en ningún corte. Los valores p son los de cada contraste por separado; el control de tasa de falso descubrimiento dentro de este cuadro no cambia ninguna conclusión, porque ninguno la alcanzaba. Fuente: cálculos del autor sobre microdatos ENCV-DANE.

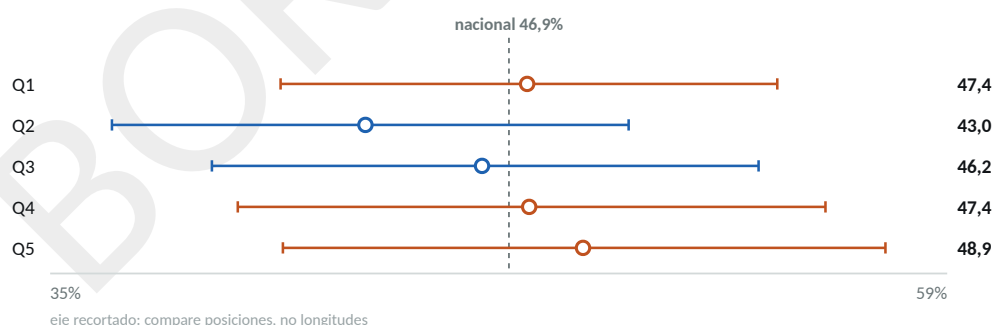


Figura 2. Medicamentos no entregados por quintil nacional de ingreso per cápita, 2025. Punto lleno indica que el contraste contra el resto del país alcanza $p < 0,05$; ninguno lo hace. Las barras son intervalos de confianza del 95% y se superponen entre todos los quintiles. Fuente: cálculos del autor sobre microdatos ENCV-DANE.

El índice de concentración de Erreygers apunta en la misma dirección, con la misma cautela. En 2025 vale **0,038** para este indicador, prácticamente cero, frente a -0,190 para la necesidad de atención no satisfecha. La figura 3 pone los quince indicadores en la misma escala. Dos advertencias sobre ella: el índice se publica sin error estándar, y una reconstrucción aproximada desde los quintiles indica que **ningún par adyacente del ranking se distingue del siguiente** (tampoco la distancia entre medicamentos y necesidad no satisfecha, que da $p \approx 0,12$). La figura ordena; no prueba.

Y hay algo que la comparación fácil oculta: **la entrega de medicamentos no es el único indicador sin gradiente detectable**. En 2025 tampoco lo tienen la barrera de trámite, la barrera de oferta, el uso del asegurador ni la resolución por fuera del asegurador. La afirmación de que «todo indicador de acceso tiene gradiente» es cómoda y es falsa.

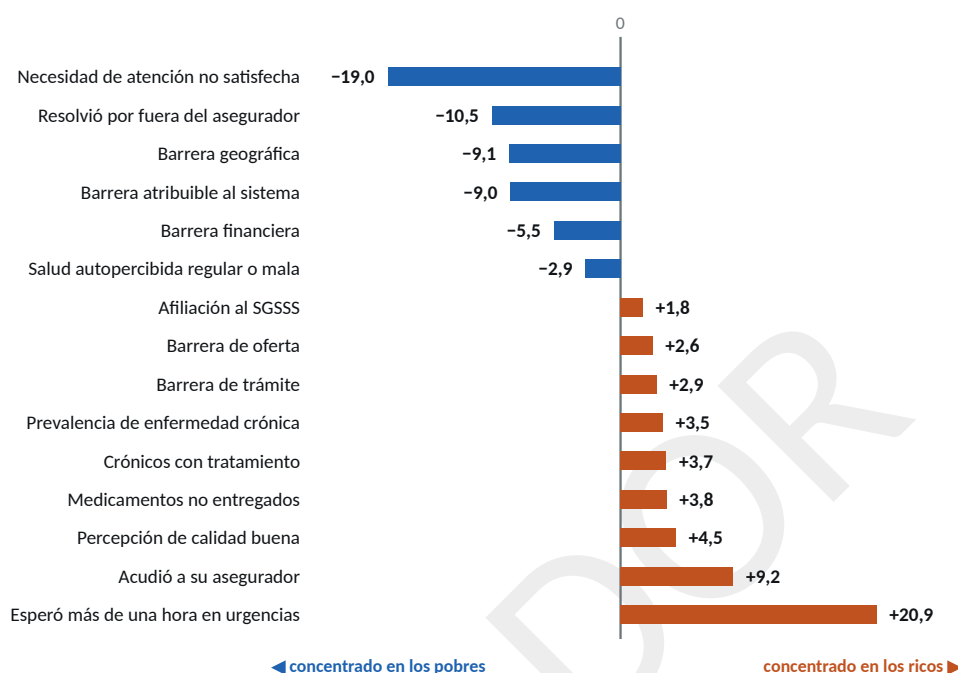


Figura 3. Índice de concentración de Erreygers, 2025, por indicador. A la izquierda, los fenómenos concentrados en los hogares pobres; a la derecha, los concentrados en los ricos. Medicamentos no entregados queda en el centro. El relleno de la barra no codifica significancia: el índice se reporta como estimación puntual, sin error estándar, de modo que la comparación es descriptiva y el contraste formal es el del cuadro 2. La posición de «esperó más de una hora en urgencias» a la derecha se discute en el documento DT-05: es un efecto de selección, no una ventaja de los pobres. Fuente: cálculos del autor sobre microdatos ENCV-DANE.

5.3 Territorio

Por regiones aparecen dos diferencias que alcanzan el nivel convencional: Orinoquía-Amazonía queda 10,0 puntos por encima del resto del país ($p = 0,0340$) y Caribe 8,8 puntos por debajo ($p = 0,0229$). Conviene leerlas con cautela: son dos de siete comparaciones simultáneas, y con siete pruebas al 5% la probabilidad de encontrar al menos un falso positivo supera el 30%. Ninguno de los 16 departamentos con muestra suficiente alcanza $p < 0,05$ en el contraste contra el resto del país.

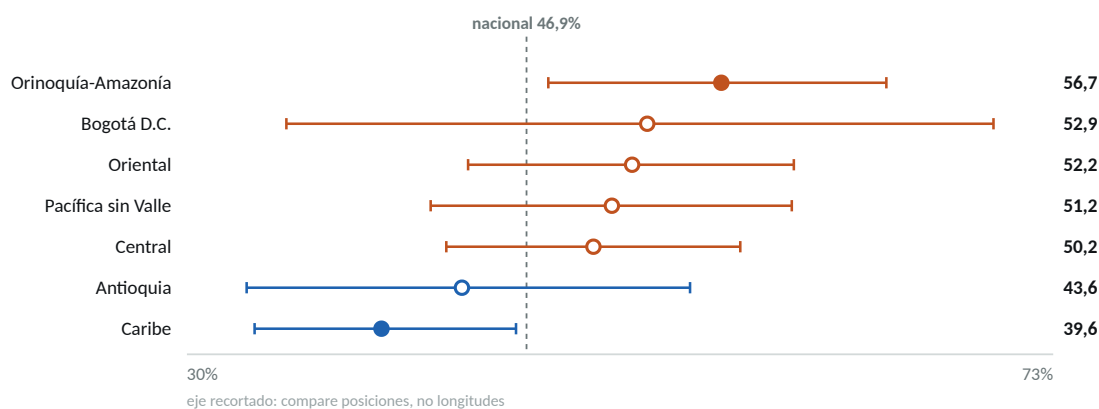


Figura 4. Medicamentos no entregados por región, 2025. La línea vertical punteada es el valor nacional. Punto lleno: el contraste contra el resto del país alcanza $p < 0,05$. El eje está recortado. Fuente: cálculos del autor sobre microdatos ENCV-DANE.

6. Interpretación

Un indicador de acceso sin gradiente socioeconómico es raro y dice algo preciso sobre el mecanismo. Las barreras que se concentran en los pobres (el costo, la distancia, el desánimo) operan del lado de la demanda y de la capacidad del hogar para sortearlas: quien tiene recursos los usa y sale del problema. Que la entrega incompleta afecte por igual al quintil más rico y al más pobre, a la cabecera y al campo, al régimen que sea, indica que el hogar *no puede sortearla* con recursos propios en el momento del mostrador. La falla está aguas arriba del usuario: en la cadena de compra, contratación y pago entre asegurador, gestor farmacéutico y dispensador.

Esto es coherente con lo que ocurrió en el sistema entre 2024 y 2025 (el crecimiento de la cartera hospitalaria, la ampliación de las medidas especiales sobre aseguradores que concentran casi la mitad de los afiliados, el deterioro del flujo de recursos) pero **la encuesta no permite afirmar esa cadena causal**. La ENCV son cortes transversales repetidos, no un panel: muestra cuándo cambió el nivel, nunca por qué. La coincidencia temporal es una hipótesis a contrastar con otras fuentes, no un resultado de este documento.

Hay además una consecuencia distributiva que sí puede afirmarse. Si la falla no discrimina pero la capacidad de compensarla sí, comprar el medicamento faltante en la droguería, entonces un indicador plano en el acceso se convierte en un indicador con gradiente en el *gasto de bolsillo*. La entrega incompleta traslada al hogar un costo que el aseguramiento debía absorber, y ese traslado pesa más donde el presupuesto es menor. Medir ese traslado es la continuación natural de este trabajo y requiere el módulo de gasto de la ENCV, disponible desde 2020, o el cruce con la Encuesta Nacional de Presupuestos de los Hogares.

7. Referencia internacional: no la hay

La pregunta obligada es contra qué se compara el 46,9 %. La respuesta, documentada en detalle en el documento DT-07 de esta serie, es que **no existe un indicador internacional estandarizado, medido en hogares, de no obtener el medicamento prescrito por falla de entrega del sistema**. Lo que existe mide otra cosa, y conviene no confundirlo.

El ODS 3.b.3 («proporción de establecimientos de salud que disponen de un conjunto básico de medicamentos esenciales asequibles con carácter sostenible») tiene como unidad de observación el *establecimiento*, no la persona. Su metadato clasifica un establecimiento como que «cuenta» cuando al menos el 80 % de los medicamentos encuestados están simultáneamente disponibles y son asequibles. Es un censo de anaques: mide si el medicamento está el día de la encuesta, no si el paciente salió con él. Disponibilidad en anaquel y entrega efectiva pueden divergir en cualquiera de las dos direcciones.

La meta del 80 % que suele citarse en este contexto no viene del ODS sino de la meta voluntaria número 9 del Plan de Acción Mundial de la OMS sobre enfermedades no transmisibles 2013-2020, con horizonte 2025. Un análisis secundario de 71 encuestas en 54 países de ingreso bajo y medio, publicado en *The Lancet Global Health* en 2025, encontró que ninguna región de la OMS la alcanza: la disponibilidad de genéricos en el sector público va de 37,8 % a 68,3 % según la región.

La encuesta internacional del Commonwealth Fund pregunta si la persona dejó de surtir una receta o saltó dosis *por el costo*. En su ronda de 2024, con adultos mayores de diez países, la renuncia por costo va de cerca del 1 % en el Reino Unido a alrededor del 12 % en Estados Unidos (cifras que aquí se citan como orden de magnitud, porque no logré verificarlas dígito a dígito contra el cuadro publicado). Es, en todo caso, un fenómeno distinto: atribuye la causa al bolsillo del paciente. Un sistema con 97,2 % de afiliación y dispensación sin cobro puede tener 0 % en ese ítem y una falla de entrega elevada. **No debe usarse el 12 % estadounidense como vara del 46,9 % colombiano.**

El único comparador defendible que encontré es **la Pesquisa Nacional de Saúde de Brasil**, que en 2019 estimó que el 81,8 % de los usuarios del sistema público con receta obtuvo todos los medicamentos recetados por cualquier vía (es decir, cerca del 18 % no obtuvo todo). Aun así, la ventana brasileña es de dos semanas y su denominador se restringe a usuarios del SUS.

7.1 El indicador oficial colombiano dice otra cosa

Colombia sí tiene un indicador oficial del mismo fenómeno, y forma parte de la batería de goce efectivo del derecho que el artículo 7 de la Ley Estatutaria 1751 de 2015 ordena evaluar cada año. El *Informe sobre Goce Efectivo del Derecho a la Salud 2024* del Ministerio de Salud reporta que el **72,03 %** de los usuarios recibió todos los medicamentos en la entrega inicial, esto es, un 27,97 % con faltantes, frente al 46,9 % de este trabajo.

Diecinueve puntos de distancia entre dos cifras oficiales del mismo país. No hace falta suponer que alguna esté equivocada: miden cosas distintas, por tres razones. El **marco muestral** (la Encuesta Nacional de Satisfacción interroga a usuarios de servicios de salud; la ENCV alcanza también a quien no llegó al servicio). El **momento medido** (el indicador oficial pregunta por la primera solicitud; este pregunta si recibió o no todo lo formulado). Y el **tamaño y diseño** (15.377 encuestados frente a 235.350 personas en muestra probabilística con errores estándar publicados).

Conviene además una advertencia sobre esa serie oficial: el informe de 2023 reporta 86,06 % y el de 2024, 72,03 %, con metodología distinta. **No son comparables entre sí.** En septiembre de 2025 la Corte Constitucional calificó el cumplimiento de este componente como bajo y la falta de continuidad metodológica de la batería como un «retroceso sustantivo».

7.2 Qué se puede afirmar sin referente

Ninguna afirmación de la forma «el 46,9 % viola el derecho a la salud» tiene respaldo internacional, porque no existe umbral que lo defina. La Observación General 14 del Comité DESC es deliberadamente no numérica: establece que la aplicación precisa de los elementos esenciales dependerá de las condiciones de cada Estado, e invita a cada Estado a fijar sus propias referencias. Lo que sí es no derogable es la obligación básica de facilitar medicamentos esenciales (párrafo 43, literal d), y el criterio de violación no es porcentual sino de esfuerzo: distinguir la incapacidad de la falta de voluntad, con la carga de la prueba en el Estado.

Lo que sí se puede afirmar es lo que este documento sostiene, y no necesita permiso de nadie: que el nivel de 2025 está +12,2 puntos por encima del propio nivel prepandémico de Colombia, con una diferencia que se distingue de cero. **La comparación más sólida disponible no es internacional: es la de Colombia consigo misma.**

8. Límites

Es autorreporte. El indicador mide lo que la persona recuerda y declara, no un registro de dispensación. Recordar una entrega incompleta es más probable que recordar una completa, y ese sesgo de saliencia empuja el nivel hacia arriba. Nada indica, sin embargo, que la saliencia haya

cambiado entre 2024 y 2025: para explicar un salto de doce puntos haría falta un cambio en la forma de recordar, no solo un sesgo constante.

No distingue entrega parcial de entrega nula. La variable agrupa «solo algunos» y «ninguno». Una fórmula de cinco medicamentos con cuatro entregados cuenta igual que una con cero. El indicador mide la *frecuencia* de la falla, no su severidad.

No dice si el medicamento se consiguió después. La pregunta no indaga si la persona volvió, si se lo entregaron días más tarde o si lo compró. Precisamente por eso la Circular 017 de 2026, que regula la entrega diferida, no puede evaluarse con este indicador tal como está: se necesitaría una pregunta de seguimiento que la encuesta hoy no tiene. Es una recomendación concreta al DANE.

El error estándar solo recoge el error de muestreo. No mide el error de cobertura, el sesgo de no respuesta ni el error de medición del autorreporte. Un intervalo estrecho es una afirmación sobre la muestra, no un certificado de verdad.

El contraste de quintil es aproximado. La varianza de la diferencia omite el término de covarianza entre el dominio y su complemento. En cortes geográficos el supuesto está respaldado por el diseño; en quintil, sexo y etnia los grupos comparten conglomerados y el error estándar de la diferencia puede quedar algo subestimado. Eso hace el contraste del cuadro 2 *conservador respecto de la conclusión*: si el error estándar verdadero es mayor, la diferencia se distingue aún menos de cero.

9. Implicaciones de política

Primero: existe línea de base y es esta. La Circular Externa 017 de 2026 fija un estándar de cuarenta y ocho horas sin decir desde qué nivel se parte. La cifra poblacional para 2025 es 46,9%, con intervalo de 43,6–50,2. Cualquier evaluación de la circular necesita ese punto de partida, y la ronda de 2026 de la ENCV, levantada después de su expedición, dará la primera medición posterior comparable.

Segundo: el indicador poblacional y el de quejas no se contradicen. Que la Defensoría encuentre proporciones mucho más altas entre quienes acuden a ella no refuta el 46,9% de este documento: son universos distintos. Quien tutela es quien no logró resolver por otra vía. La distancia entre ambas cifras es una medida del filtro, no un desacuerdo.

Tercero: focalizar por pobreza no va a funcionar aquí. Si la falla no tiene gradiente, un programa dirigido a los quintiles bajos deja fuera a la mitad del problema. La intervención pertinente es sobre la cadena de abastecimiento y el flujo de recursos, no sobre la identificación del beneficiario.

Cuarto: falta una pregunta. Para que la encuesta pueda evaluar la norma vigente hace falta añadir al módulo de salud si el medicamento faltante se entregó después, en cuánto tiempo, y si la persona terminó comprándolo. Son tres ítems y convertirían un indicador de diagnóstico en un indicador de cumplimiento.

Quinto: publicar las variables de diseño de todos los años, y en el mismo lugar. El estrato y el segmento vienen en el microdato de 2022, 2024 y 2025; para 2023 el DANE publica un diccionario de variables de diseño entre los materiales relacionados, en un archivo aparte que es fácil no ver (de hecho esta serie no lo vio, y lo declara en la sección 4.2). Para el resto de la serie no hay nada. Publicarlas para todos los años, y siempre junto al microdato, es una decisión de transparencia de costo nulo y efecto grande sobre la calidad del debate.

·. Referencias

- Congreso de Colombia. (2015). *Ley Estatutaria 1751 de 2015*, por medio de la cual se regula el derecho fundamental a la salud. Diario Oficial 49.427.
- Berwick, D. M., Nolan, T. W., y Whittington, J. (2008). The Triple Aim: Care, health, and cost. *Health Affairs*, 27(3), 759–769.
- Bodenheimer, T., y Sinsky, C. (2014). From Triple to Quadruple Aim: Care of the patient requires care of the provider. *Annals of Family Medicine*, 12(6), 573–576.
- Comité de Derechos Económicos, Sociales y Culturales. (2000). *Observación General 14: el derecho al disfrute del más alto nivel posible de salud* (E/C.12/2000/4). Naciones Unidas.
- Eurostat. (2018). *Methodological guidelines and description of EU-SILC target variables: unmet need for medical examination*. Luxemburgo.
- Nundy, S., Cooper, L. A., y Mate, K. S. (2022). The Quintuple Aim for health care improvement. *JAMA*, 327(6), 521–522.
- Defensoría del Pueblo. (2025, 5 de noviembre). *Medicamentos inaccesibles, derechos vulnerados*. Bogotá.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2026). *Boletín técnico: Encuesta Nacional de Calidad de Vida 2025*. Bogotá: DANE.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2018). *Anexo técnico ECV 2017: comparabilidad de las cifras*. Bogotá: DANE.
- Erreygers, G. (2009). Correcting the concentration index. *Journal of Health Economics*, 28(2), 504–515.
- Kish, L. (1965). *Survey sampling*. Nueva York: Wiley.
- Lumley, T. (2010). *Complex Surveys: A Guide to Analysis Using R*. Wiley. El intervalo empleado aquí es el logit del paquete survey (svyccprop, método logit). No es el de Korn y Graubard (1998), que es un Clopper-Pearson con tamaño efectivo de muestra.
- Lumley, T. (2010). *Complex surveys: A guide to analysis using R*. Hoboken: Wiley.
- Ministerio de Salud y Protección Social. (2026, 11 de mayo). *Circular Externa 017 de 2026, sobre entrega de medicamentos pendientes*. Bogotá.
- Ministerio de Salud y Protección Social. (2025, 12 de diciembre). *Circular Externa 038 de 2025, Modelo de Gestión de Tiempos de Espera*. Bogotá.
- Presidencia de la República. (2012). *Decreto Ley 019 de 2012*, artículo 131. Diario Oficial 48.308.
- Wagstaff, A., van Doorslaer, E., y Watanabe, N. (2003). On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam. *Journal of Econometrics*, 112(1), 207–223.
- Commonwealth Fund. (2024). *2024 International Health Policy Survey of Older Adults*. Nueva York.
- Corte Constitucional de Colombia, Sala Especial de Seguimiento a la Sentencia T-760 de 2008. (2025, 3 de septiembre). *Auto 1280 de 2025*. M. S. José Fernando Reyes Cuartas.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2020). *Pesquisa Nacional de Saúde 2019: acesso e utilização dos serviços de saúde*. Río de Janeiro: IBGE.
- Naciones Unidas, División de Estadística. (2019). *SDG indicator metadata 3.b.3*. Nueva York.
- Oldfield, L., Penm, J., Mirzaei, A., y Moles, R. (2025). Prices, availability, and affordability of adult medicines in 54 low-income and middle-income countries. *The Lancet Global Health*, 13(1), e50–e58.
- Organización Mundial de la Salud. (2013). *Global action plan for the prevention and control of noncommunicable diseases 2013–2020, meta voluntaria mundial 9*. Ginebra: OMS.

Descargo. Las opiniones, análisis y propuestas de este documento son exclusivamente del autor, a título personal. No comprometen a la Administradora de los Recursos del Sistema General de

Seguridad Social en Salud (ADRES), al Ministerio de Salud y Protección Social, ni a ninguna otra entidad del sector. El trabajo se elabora íntegramente a partir de fuentes de acceso público: microdatos anonimizados del DANE, normatividad publicada, informes oficiales y bases de datos internacionales abiertas. No emplea información reservada, datos personales de beneficiarios ni información de operación contractual. Las propuestas son hipótesis de discusión, no compromisos institucionales.

Serie «Lo que solo el hogar sabe · Documentos de trabajo». Cada estimación se publica en el tablero con su error estándar, su intervalo, su efecto de diseño y su marca de calidad, contrastada contra los boletines oficiales donde hay contraparte publicada. La base completa de resultados y el código de estimación no se publican; para ampliar la información, escriba por WhatsApp al +57 316 614 9797. Cualquier error es responsabilidad del autor.

Conflicto de interés. El autor fue Asesor de Innovación y Analítica de la ADRES hasta agosto de 2026 y hoy presta servicios pagados de analítica a actores del sector que analiza, a través de Sinergística S.A.S. Ningún cliente ha financiado, encargado ni revisado este documento.

Cómo se produjo este documento. Las estimaciones salen de código propio sobre los microdatos públicos del DANE, y el trabajo se apoyó en herramientas computacionales de análisis y de edición. Qué se afirma, qué se descarta, la verificación de cada cita contra su fuente primaria y la interpretación de los resultados son decisiones del autor, que responde por el documento. El detalle del método está en la nota metodológica: datos.sinergistica.com/termometro/validacion

Licencia. Las estimaciones y este documento se publican bajo CC BY 4.0. Los microdatos de origen son del DANE y se rigen por sus términos.