EL TONO DE LA PRENSA Y LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN UN ÍNDICE DE PERCEPCIÓN MEDIÁTICA DE PRECIOS PARA LA REPÚBLICA DOMINICANA

JEAN CARLO DE LEÓN

Resumen ejecutivo

La presente investigación construye el primer Índice de Percepción Mediática de Precios (IPMP) de la República Dominicana y evalúa si el tono con que la prensa cubre el costo de vida mueve las expectativas de inflación de los analistas profesionales. Los datos se recolectan sobre un corpus propio de 20,691 ediciones de nueve diarios nacionales (2013–2026), del cual se clasifican 55,960 artículos de precios con la metodología estándar de la literatura internacional, validada contra codificadores humanos al nivel del acuerdo entre humanos. Se documentan cinco resultados: El índice no es redundante: el 53% de su varianza es señal autónoma del dato oficial. Una desviación estándar de alarmismo acumulado se asocia con una expectativa a doce meses 0.074 puntos porcentuales mayor al impacto y 0.172 en el largo plazo ($p = 0.002$), controlando por inflación, inercia y precios internacionales, y superando placebos temporales. La prensa precede a los analistas, y no a la inversa. El efecto no desancla las expectativas a veinticuatro meses. Y el canal opera por acumulación, no por shock: la prensa publicada durante la ventana de la encuesta no tiene efecto detectable. La implicación de política: las expectativas no se disputan el día del dato, sino en el tono sostenido de la cobertura.

Palabras clave: expectativas de inflación, medios de comunicación, economía narrativa.

Índice de contenido

1. Introducción 4
2. Revisión de literatura 6
2.1 Índices económicos construidos desde la prensa 6
2.2 Medios, expectativas y economía narrativa 6
2.3 Antecedentes nacionales 7
3. Datos 9
3.1 El corpus de prensa 9
3.2 Canal de procesamiento 10
3.3 Validación 12
3.4 Variables macroeconómicas 13
4. Construcción del Índice de Percepción Mediática de Precios 14
4.1 Definición 14
4.2 Robustez del índice ante la disponibilidad desigual de diarios 16
5. Estrategia empírica 18
5.1 Autonomía del índice 18
5.2 Especificación central 18
5.3 Exceso de alarmismo 19
5.4 Identificación: qué se afirma y qué no 20
5.5 Diseño de evento 20
6. Resultados 21
6.1 El índice no es redundante con el dato oficial 21
6.2 Resultado central 22
6.3 Paneles balanceados 24
6.4 El mecanismo: acumulación, no shock 25
6.5 Heterogeneidad editorial y temática 27
6.6 Resultados no confirmados 30
7. Robustez y limitaciones 31
7.1 Placebos temporales y tendencia 31
7.2 Sensibilidad de la estimación 32
7.3 La dirección del tiempo: ¿la prensa precede o sigue a los analistas? 34
7.4 Limitaciones 36
8. Conclusiones y recomendaciones de política 36
Referencias 39

Índice de cuadros

Cuadro 1. Cobertura del corpus por diario 9
Cuadro 2. Construcción del índice, marzo 2022 15
Cuadro 3. Descomposición de la varianza del IPMP 21
Cuadro 4. Efecto del alarmismo mediático sobre la expectativa de inflación a 12 meses 22
Cuadro 5. Resultado bajo distintas construcciones del índice 24
Cuadro 6. Diseño de evento sobre la ventana de la EEM 25
Cuadro 7. Tono negativo por diario, 2020–2026 27
Cuadro 8. Familias temáticas y su tono 29
Cuadro 9. Resumen de hipótesis y resultados 30
Cuadro 10. Pruebas de falsación 31
Cuadro 11. Robustez de la ventana de acumulación 32
Cuadro 12. Pruebas de dirección temporal 34
Cuadro B.1. Léxico completo del prefiltro (169 términos) 43
Cuadro C.1. Pruebas de raíz unitaria (ADF, rezago por criterio de Akaike) 44
Cuadro C.2. Diagnósticos de los residuos de la especificación central 45

Índice de gráficos

Gráfico 1. Índice de Percepción Mediática de Precios, 2013–2026 17
Gráfico 2. Escalera de robustez 23
Gráfico 3. Cobertura de inflación alrededor del día de difusión del IPC 26
Gráfico 4. Heterogeneidad editorial 28
Gráfico 5. Familias temáticas 29

Índice de anexos

Anexo A. Reconstrucción del calendario de difusión del IPC 40
Anexo B. Léxico del prefiltro 42
Anexo C. Diagnósticos econométricos 44
Anexo D. Ejemplos de artículos por familia temática 45

1. Introducción

Los bancos centrales con metas de inflación operan sobre una variable que no controlan directamente: lo que el público y los analistas creen que va a pasar con los precios. La literatura ha establecido que esas creencias no se forman leyendo boletines estadísticos, sino a través de intermediarios, y el intermediario dominante es la prensa. Carroll (2003) formalizó esta intuición con un modelo epidemiológico en el que los pronósticos de los expertos se difunden hacia el público mediante las noticias, y trabajos posteriores han mostrado que tanto el volumen como el tono de la cobertura tienen poder explicativo sobre las expectativas de los hogares (Lamla y Lein, 2014; Larsen, Thorsrud y Zhulanova, 2021).

El Banco Central de la República Dominicana conduce su política bajo un esquema de metas de inflación desde 2012 y dispone de un instrumento de medición de expectativas, la Encuesta de Expectativas Macroeconómicas (EEM), la cual ha sido examinadas en la propia Colección de Ensayos de la institución. Sin embargo, no existe una medida sistemática de lo que la prensa dominicana comunica sobre precios, ni evidencia sobre si esa comunicación tiene consecuencias macroeconómicas.

El presente estudio busca cubrir ese vacío en dos planos. En el plano de medición, construye un índice mensual de tono mediático sobre precios a partir de un corpus que abarca trece años y nueve diarios nacionales. En el plano empírico, estima si ese índice contiene información autónoma respecto del dato oficial de inflación y si predice las expectativas de los analistas profesionales, controlando por los determinantes fundamentales que un pronosticador razonable observaría.

La pregunta se separa deliberadamente de la que aborda el primer premio de 2020 de este mismo concurso, que analizó el contenido semántico de los comunicados del Banco Central y su efecto

sobre las expectativas. Aquel trabajo estudia la voz de la autoridad mientras este estudia la voz de la prensa. Son canales complementarios y con dinámicas distintas, como se muestra más adelante.

Una aclaración conceptual debe hacerse desde el inicio. A diferencia del modelo canónico de Carroll (2003), que postula una cadena de transmisión que va de los expertos a los medios y de los medios a los hogares, esta investigación examina si esa transmisión puede operar en sentido inverso, desde la cobertura mediática hacia los analistas profesionales que responden la EEM para formar sus expectativas. Ese cambio en la dirección del modelo es la contribución más novedosa de la investigación la Sección 7.3 la somete a prueba directa, examinando con datos la transmisión en ambas direcciones.

El presente documento se compone de 8 secciones. La Sección 1 introduce la investigación. Sección 2 revisa la literatura. Sección 3 describe el corpus y el canal de procesamiento. Sección 4 presenta la construcción del índice. Sección 5 desarrolla la estrategia empírica. Sección 6 expone los resultados y la Sección 7 las pruebas de robustez y las limitaciones. La Sección 8 concluye con recomendaciones de política extraídas del documento.

2. Revisión de literatura

2.1 Índices económicos construidos desde la prensa

La plantilla metodológica de este trabajo proviene de Baker, Bloom y Davis (2016), quienes construyen el índice de Incertidumbre de Política Económica (EPU) contando artículos que satisfacen criterios léxicos simultáneos en diez diarios estadounidenses. Su procedimiento de agregación (normalizar por volumen, estandarizar por diario y promediar) es el que se adopta en la Sección 4. Caldara e Iacoviello (2022) aplican una lógica análoga para medir riesgo geopolítico, y Alexopoulos y Cohen (2015) para incertidumbre a partir del *New York Times*. Shapiro, Sudhof y Wilson (2022), en la Reserva Federal de San Francisco, construyen un índice diario de sentimiento noticioso con diccionarios de tono.

Para el mundo hispanohablante, la referencia directa es Ghirelli, Pérez y Urtasun (2020), del Banco de España, quienes replican el procedimiento de Baker *et al.* sobre siete diarios españoles, cuatro generalistas y tres económicos, para construir índices EPU de siete países latinoamericanos. Su implementación resulta especialmente pertinente porque enfrenta las mismas particularidades del español y porque combina diarios de distinta naturaleza editorial con peso igual, tal como se hace en este trabajo con el periódico *El Dinero*.

2.2 Medios, expectativas y economía narrativa

El marco teórico es Carroll (2003), quien modela la difusión de pronósticos desde los expertos hacia el público como un proceso epidemiológico mediado por las noticias. La implicación central, que la actualización de expectativas es lenta y depende de la intensidad de la cobertura, genera una rigidez informativa observable.

La evidencia empírica con prensa es sustancial. Lamla y Lein (2014) muestran que tanto el volumen como el tono de las noticias sobre inflación afectan las expectativas de los consumidores alemanes. Larsen, Thorsrud y Zhulanova (2021) usan modelos de tópicos sobre prensa noruega para explicar rigideces y sesgos en la formación de expectativas. Coibion, Gorodnichenko, Kumar y Pedemonte (2020) sintetizan la evidencia sobre expectativas y comunicación de bancos centrales. D'Acunto, Malmendier, Ospina y Weber (2021) documentan que las percepciones de inflación se anclan en precios visibles y frecuentes, lo que da fundamento a que la cobertura de combustibles y canasta básica, las dos familias temáticas más grandes del corpus, tenga un peso desproporcionado.

Soroka (2006) aporta un elemento necesario para interpretar el tono: la cobertura periodística exhibe un sesgo de negatividad sistemático, de modo que el nivel absoluto del índice no es informativo y sí lo son sus variaciones.

Shiller (2017) propone que las narrativas económicas se propagan como epidemias y tienen efectos macroeconómicos reales, y que la prensa es el vehículo natural para medirlas. Este trabajo puede leerse como una aplicación de ese programa al caso dominicano.

2.3 Antecedentes nacionales

La literatura dominicana sobre expectativas de inflación se ha desarrollado alrededor de la propia EEM, y este trabajo se apoya en ella en tres frentes.

Sobre las propiedades de las expectativas, Jiménez Polanco y López Hawa (2014) examinan la racionalidad de los pronósticos de la EEM con datos desagregados por tipo de agente (académicos, banqueros, consultores, organismos internacionales y empresas) y encuentran heterogeneidad significativa entre grupos, dinámica de aprendizaje y rechazo de las pruebas de racionalidad: los

agentes utilizan solo parcialmente la información disponible y exhiben sesgos sistemáticos. Ramírez (2021), en la Colección de Ensayos *Oeconomia* del Banco Central, documenta que las expectativas de la EEM presentan un sesgo de sobreestimación de la inflación. Ambos hallazgos abren la puerta natural a este trabajo: si las expectativas no son plenamente racionales y usan la información de forma incompleta, existe espacio para que un intermediario informativo como la prensa influya en ellas. Abad y Burgos (2023) sitúan la EEM dominicana en el contexto de las encuestas de expectativas de doce bancos centrales latinoamericanos; la mecánica de levantamiento y los horizontes provienen de la ficha técnica oficial de la propia encuesta.

Sobre el canal de comunicación, Cruz Quezada (2020), aplica Análisis de Semántica Latente a los comunicados de política monetaria del Banco Central y estima mediante un VAR estructural que los cambios semánticos de los comunicados afectan las expectativas. La diferencia con el presente trabajo es no se mide lo que el Banco dice sino lo que el público efectivamente lee.

El presente documento dialoga con todos ellos: usa la misma variable dependiente que Cruz Quezada con una fuente de información distinta, aporta el eslabón mediático que la evidencia de racionalidad limitada hace posible, y examina, sin llegar a confirmarla, la hipótesis de que el alarmismo mediático explique el sesgo de sobreestimación documentado por Ramírez (Sección 6.6).

3. Datos

3.1 El corpus de prensa

Esta investigación utiliza diarios nacionales como fuente de información porque estos constituyen el registro mas completo de la producción periodística del país. Aunque las noticias circulas posteriormente por televisión, radio y medios digitales, en la práctica la cobertura económica se origina o se consolida en la prensa.

El corpus está compuesto por 20,688 ediciones completas de nueve diarios dominicanos, en formato PDF, correspondientes al período enero 2013 a junio 2026. Los diarios son *El Caribe*, *Diario Libre*, *El Nuevo Diario*, *Listín Diario*, *Hoy*, *El Día*, *El Nacional*, *La Información* y *El Dinero*. En total suman aproximadamente 647,000 páginas.

La cobertura es desigual por razones de disponibilidad de archivo digital, no de diseño. El Cuadro 1 la documenta.

Cuadro 1. Cobertura del corpus por diario

Diario	Desde	Hasta	Meses	Artículos de precios	Art./mes	Tono negativo
El Nuevo Diario	2013-07	2026-06	142	5,599	39	0.359
El Caribe	2013-08	2026-06	155	8,465	55	0.514
Diario Libre	2013-12	2026-06	150	6,033	40	0.387
El Dinero	2015-02	2026-06	129	2,217	17	0.423
Listín Diario	2016-08	2026-06	76	3,895	51	0.574
El Día	2020-02	2026-06	77	2,960	38	0.496
El Nacional	2020-02	2026-06	77	3,448	45	0.550
Hoy	2020-02	2026-06	77	4,902	64	0.575
La Información	2020-09	2026-02	66	4,082	62	0.413

Fuente: elaboración propia. Se cuentan los artículos periodísticos de las celdas diario-mes que alcanzan el mínimo de cinco artículos por celda (Sección 4.1): 41,601 de los 41,659 artículos del corpus; los 58 restantes caen en celdas por debajo del mínimo.

Tres diarios (El Caribe, El Nuevo Diario y Diario Libre) ofrecen cobertura continua desde 2013 y constituyen el panel largo del análisis. Los nueve están disponibles de forma simultánea desde septiembre de 2020 y conforman el panel corto, más denso en diarios. *El Dinero* es un semanario económico, con la menor densidad de artículos por mes; la Sección 4 explica por qué se conserva y cómo se neutraliza su distinta frecuencia.

3.2 Canal de procesamiento

La extracción de artículos individuales desde ediciones completas en PDF se realiza en cuatro etapas:

1. **Segmentación por reconocimiento óptico:** Cada página se procesa con docTR a 150 puntos por pulgada, con análisis de disposición que separa columnas y detecta titulares por altura tipográfica. La salida es un conjunto de bloques con texto, coordenadas y métricas de prominencia.

2. **Prefiltro léxico:** Se conserva todo bloque que contenga al menos un término de un léxico de 169 entradas sobre precios y costo de vida, con el titular ponderado al doble. La selección por conteo de términos es la técnica estándar de los índices construidos desde prensa (Baker, Bloom y Davis, 2016; Ghirelli, Pérez y Urtasun, 2020, para el español), con dos decisiones de diseño propias. Por un lado, el filtro es deliberadamente de alta cobertura (umbral de un solo término): se limita a descartar lo obviamente irrelevante, porque el árbitro final del contenido es la etapa 4. Un error del prefiltro cuesta cómputo, no medición. Por otro, el léxico es único y se aplica por igual a los nueve diarios, sin listas por diario, de modo que las diferencias de tono entre ellos no pueden provenir del instrumento. Incluye vocabulario dominicano de precios (colmado, concho, bombona), en línea con la evidencia

de que las percepciones se anclan en los precios visibles y cotidianos (D'Acunto *et al.*, 2021). El léxico completo, organizado por categorías, se reproduce en el Anexo B.

3. **Filtro de contenido no periodístico:** Reglas de expresión regular eliminan clasificados, avisos legales, licitaciones y esquelas.

4. **Clasificación por visión, calibrada contra una muestra dorada:** Las páginas con al menos un artículo sobreviviente se renderizan a imagen y se clasifican mediante un modelo de lenguaje multimodal, que identifica los artículos cuyo tema principal es el precio al consumidor y asigna a cada uno tema, prominencia, tono del titular y tono del texto, además de una marca de aviso oficial. El instrumento no se diseñó a ciegas: antes del despliegue sobre el corpus completo se construyó una muestra dorada etiquetada por codificadores humanos, contra la cual se calibraron tres decisiones. Primera, la escala de tono, que se colapsó de cinco niveles a tres $\{-1, 0, +1\}$ porque la escala fina degradaba el acuerdo entre los propios humanos; el tono es subjetivo y menos niveles producen una medida más fiable. Segunda, el protocolo de clasificación (la definición operativa de "artículo de precios" y los criterios de exclusión), que se iteró hasta que el clasificador alcanzó una concordancia con los codificadores equiparable a la de los codificadores entre sí (Sección 3.3). Tercera, la versión del modelo, que se fijó de forma explícita (`gemini-3.1-flash-lite`, temperatura cero) tras verificar sobre 200 páginas ya etiquetadas que reproduce las clasificaciones de la validación en 136 de 136 artículos, con el mismo tono en todos los casos. Esto garantiza que el corpus completo fue clasificado con un criterio único.

Este procedimiento produjo 147,581 páginas clasificadas y 55,952 artículos de precios. Restringido el análisis a los meses completos (enero 2013 – junio 2026), quedan 55,767 artículos;

de estos se excluyen del índice 14,108 avisos oficiales (comunicados textuales del Banco Central, del Ministerio de Industria y Comercio, de ProConsumidor, del INESPRE y decretos del Ejecutivo), por corresponder a voz oficial y no a percepción mediática. El índice se construye sobre los 41,659 artículos periodísticos restantes.

3.3 Validación

La validación de clasificadores automáticos contra una muestra codificada por humanos es la práctica establecida en esta literatura: Baker, Bloom y Davis (2016) auditan su índice con 12,000 artículos codificados a mano, y Shapiro, Sudhof y Wilson (2022) calibran su medida de sentimiento noticioso contra calificaciones humanas. Aquí la clasificación se validó contra una muestra dorada etiquetada por diez codificadores humanos, cinco economistas y cinco no economistas, con balance de género. La inclusión deliberada de no economistas responde al objeto principal de medición debido a que el índice captura la percepción que recibe un lector general, no una lectura técnica. Cada codificador etiquetó 40 artículos en las mismas tres dimensiones que el clasificador (tono del titular, tono del texto y condición de aviso oficial): un bloque común de 30 artículos codificado por los diez, que permite medir el acuerdo entre humanos, y diez artículos individuales por codificador que amplían la cobertura. En total, 130 artículos únicos y 400 codificaciones humanas, sobre artículos de los nueve diarios del período 2020–2026.

La concordancia del clasificador con los codificadores fue de 86% en el tono binario del titular y de 90% en la identificación de artículos de precios. La vara de comparación relevante es el acuerdo de los humanos entre sí: en el bloque común, dos codificadores coinciden en promedio en el 78% del tono binario y en el 89% de la identificación. El clasificador discrepa de un humano no más de lo que un humano discrepa de otro, que es el límite práctico de una tarea subjetiva. Dado el tamaño

de la validación (400 codificaciones), estas tasas se estiman con un margen aproximado de ±4 puntos porcentuales al 95% de confianza, sin ajustar por el agrupamiento de codificaciones por artículo, que lo ampliaría algo; incluso en el extremo inferior, el acuerdo del clasificador no queda por debajo del acuerdo entre humanos. La matriz de confusión estimada (tasa de verdaderos positivos 0.85, tasa de falsos positivos 0.22) se utiliza en la Sección 7 para analizar el efecto del error de clasificación.

3.4 Variables macroeconómicas

La estimación requiere, además del índice, las series contra las que se contrasta y con las que se controla. Todas provienen de fuentes oficiales y se emplean en frecuencia mensual:

- **Expectativas de inflación.** Mediana, promedio y desviación estándar entre analistas de la expectativa a 12 y 24 meses, de la EEM del Banco Central (2013–2026).
- **Inflación observada.** Variación interanual del IPC, Banco Central.
- **Precio internacional del petróleo.** WTI mensual (FRED).
- **Precio internacional de los alimentos.** Índice *Food* del *Pink Sheet* del Banco Mundial.
- **Fecha de difusión del IPC.** Reconstruida para los 162 meses del período a partir de las notas de prensa y de los informes mensuales del Banco Central; ver Anexo A.

4. Construcción del Índice de Percepción Mediática de Precios (IPMP)

4.1 Definición

Sea A_{dt} el conjunto de artículos periodísticos de precios publicados por el diario d en el mes t, con cardinalidad n_{dt}, y sea $\tau_i \in \{-1,0,+1\}$ el tono del titular del artículo i. Se define la proporción de tono negativo del diario d en el mes t:

$$s_{dt} = \frac{1}{n_{dt}} \sum_{i \in A_{dt}} \mathbb{1}\{\tau_i = -1\} \qquad (1)$$

La expresión (1) cumple la primera exigencia de Baker *et al.* (2016): al ser una proporción calculada dentro del diario-mes, es invariante al volumen de publicación, de modo que un diario que imprime más páginas no obtiene por ello mayor peso.

En segundo lugar, cada serie se estandariza respecto de su propia historia:

$$z_{dt} = \frac{s_{dt} - \bar{s}_d}{\sigma_d} \qquad (2)$$

donde $\bar{s}_d$ y σ_d son la media y la desviación estándar de s_{dt} sobre el período disponible del diario d. Este paso es el que neutraliza el sesgo de composición. Como se aprecia en el Cuadro 1, el nivel base de tono negativo varía entre 0.359 y 0.575 según el diario, una diferencia de 60%, de modo que la entrada de un diario nuevo en 2020 desplazaría de forma mecánica cualquier índice construido sobre niveles. Tras (2), cada diario se compara únicamente consigo mismo.

Finalmente, el índice del mes t es el promedio simple entre los diarios disponibles:

$$\text{IPMP}_t = \frac{1}{|D_t|} \sum_{d \in D_t} z_{dt} \qquad (3)$$

donde D_t es el conjunto de diarios con al menos cinco artículos de precios en el mes t. El promedio es deliberadamente no ponderado: el índice mide percepción, no volumen de cobertura, y un lector de *El Dinero* recibe el tono de *El Dinero* sin diluir. Esta es la misma decisión de Ghirelli *et al.* (2020), quienes promedian cuatro diarios generalistas y tres económicos con peso igual.

Para la estimación se emplea la media móvil de seis meses del índice,

$$A_t = \frac{1}{6}\sum_{j=0}^{5} \text{IPMP}_{t-j} \qquad (4)$$

por razones que la Sección 6.4 documenta: el efecto sobre expectativas opera por acumulación y no es detectable a frecuencias más altas.

El Cuadro 2 ilustra las tres etapas para marzo de 2022, mes del pico de cobertura asociado a la invasión de Ucrania.

Cuadro 2. Construcción del índice, marzo 2022

Diario	Artículos	Negativos	s_{dt} (ec. 1)	$\bar{s}_d$	σ_d	z_{dt} (ec. 2)
El Caribe	159	90	0.566	0.507	0.099	+0.60
Hoy	151	85	0.563	0.565	0.084	−0.02
El Nacional	130	69	0.531	0.545	0.090	−0.16
Listín Diario	126	73	0.579	0.552	0.119	+0.23
La Información	113	64	0.566	0.397	0.110	+1.54
El Día	101	65	0.644	0.482	0.129	+1.25
Diario Libre	87	34	0.391	0.323	0.203	+0.33
El Nuevo Diario	81	49	0.605	0.347	0.108	+2.38
El Dinero	47	26	0.553	0.408	0.154	+0.94
IPMP (ec. 3)						**+0.788**

Fuente: elaboración propia.

El Cuadro 2 permite ver la razón de la estandarización. En niveles brutos, El Caribe (0.566) y El Nuevo Diario (0.605) parecen similares; en desviaciones de su propia norma, el segundo está

cuatro veces más alterado que el primero. Un índice construido sobre niveles atribuiría a El Nuevo Diario un alarmismo moderado cuando en realidad atravesaba su mes más atípico del período.

4.2 Robustez del índice ante la disponibilidad desigual de diarios

Como documenta el Cuadro 1, los nueve diarios no cubren los mismos meses: cinco se incorporan después de 2016, *La Información* no registra ediciones después de febrero de 2026, y *El Dinero*, por su frecuencia semanal, no alcanza el mínimo de cinco artículos en todos los meses. Hay que dejar establecido por qué esta irregularidad no compromete el índice, pues es una consecuencia directa de su construcción.

La ecuación (3) promedia únicamente los diarios disponibles en cada mes (D_t), de modo que un mes sin *La Información* es simplemente un promedio sobre ocho diarios en lugar de nueve. Lo que impide que esa variación de composición contamine el nivel del índice es la estandarización previa de la ecuación (2): cada z_{dt} tiene, por construcción, media cero sobre la historia de su propio diario. En consecuencia, la entrada o salida de un diario no desplaza sistemáticamente el promedio, pues se agrega o se retira una variable centrada en cero. Con niveles brutos ocurriría lo contrario: la incorporación en 2020 de diarios con un tono base hasta 60% más alto habría generado un salto espurio del índice. El único efecto de la composición variable recae sobre la precisión: un mes con más diarios promedia más señales independientes y mide el clima mediático con menor error, lo cual explica, como se verá en el Cuadro 5, que el efecto estimado sea mayor y más preciso en el período con nueve diarios.

Esta propiedad se verifica empíricamente de dos maneras. Primero, la Sección 6.3 muestra que el resultado se sostiene en paneles balanceados, donde la composición no varía en absoluto:

- **Panel largo:** los tres diarios de historia continua, diciembre 2013 – junio 2026 (151 meses).
- **Panel corto:** los nueve diarios, septiembre 2020 – febrero 2026, excluyendo noviembre 2020 y abril 2021, meses en que *El Dinero* no alcanza el mínimo de cinco artículos (64 meses).

Segundo, la última fila del Cuadro 5 documenta el contrafactual: un índice construido sin estandarizar, agregando artículos por volumen, produce un efecto atenuado y, en el subperíodo 2020–2026, indetectable. La corrección de composición no es un refinamiento de presentación; es una condición de validez de la medida.

El Gráfico 1 presenta la serie resultante. Sus episodios principales (la pandemia, la invasión de Ucrania, los episodios de combustibles y apagones de 2025-2026) son legibles directamente.

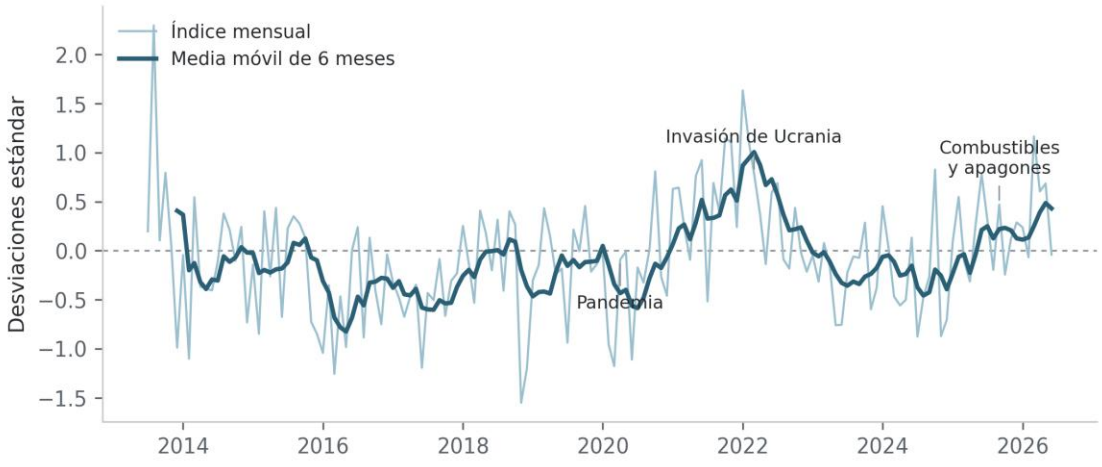

Gráfico 1. Índice de Percepción Mediática de Precios, 2013–2026

Gráfico 1. El IPMP mensual (línea clara) y su media móvil de seis meses (línea oscura), en desviaciones estándar. Fuente: elaboración propia.

5. Estrategia empírica

5.1 Autonomía del índice

La primera pregunta es si el IPMP aporta información que el dato oficial no contiene. Si la cobertura mediática fuese un reflejo mecánico del IPC, el índice sería redundante. Se estima:

$$s_t = \alpha + \sum_{j=0}^{6} \beta_j \, \pi_{t-j} + u_t \qquad (5)$$

donde s_t es la proporción agregada de tono negativo y π_t la inflación interanual observada. Interesa el R^2 y, sobre todo, la descomposición del residuo. Dado que s_t es una proporción estimada sobre n_t artículos, una fracción de su varianza es error de muestreo puro, cuantificable como $\mathbb{E}[s_t(1 - s_t)/n_t]$. La varianza restante es señal genuina.

5.2 Especificación central

La ecuación de transmisión es un modelo autorregresivo con rezagos distribuidos:

$$\mathbb{E}_t[\pi_{t+12}] = \alpha + \beta A_t + \gamma \pi_t + \rho \, \mathbb{E}_{t-1}[\pi_{t+11}] + \delta \, \text{oil}_t + \phi \, \text{food}_t + \varepsilon_t \qquad (6)$$

Todos los regresores continuos se estandarizan, de modo que β se interpreta como el efecto en puntos porcentuales de un aumento de una desviación estándar del alarmismo. Los errores estándar son consistentes ante heterocedasticidad y autocorrelación (Newey y West, 1987) con doce rezagos.

La inclusión de $\mathbb{E}_{t-1}[\pi_{t+11}]$ es exigente y necesaria: la expectativa de inflación exhibe una autocorrelación de primer orden de 0.92, y omitirla infla el coeficiente del alarmismo. Su presencia permite además distinguir el efecto de impacto β del efecto acumulado de largo plazo:

$$\beta^{LP} = \frac{\beta}{1-\rho} \qquad (7)$$

La inclusión de los precios internacionales del petróleo y de los alimentos tiene una justificación precisa. Ambos son determinantes de la inflación futura que un pronosticador profesional observa directamente. Si se omitieran, el coeficiente del alarmismo podría estar recogiendo simplemente que la prensa y los analistas reaccionan a los mismos fundamentos. Al controlarlos, β mide el efecto del tono mediático por encima de la información de mercado disponible. Se emplean los precios internacionales y no los locales por una razón de identificación: los precios locales son resultados, no fundamentos. Forman parte del propio IPC que ya se controla y, en el caso de los combustibles, se fijan cada semana por resolución administrativa, de modo que incorporan decisiones de política que pueden responder al propio clima mediático. Los precios internacionales, en cambio, son un dato externo para una economía pequeña y abierta que los toma como vienen. Por razones análogas, la inflación entra en su medida interanual y no en la variación mensual: la interanual es el objeto que la encuesta pregunta y la meta del Banco define, y elimina por construcción la estacionalidad que domina el dato mensual. Añadir el cambio mensual de la inflación como control adicional no altera el resultado (el coeficiente del alarmismo pasa de 0.069 a 0.065, significativo al 5% en la muestra común). Los diagnósticos de la especificación se reportan en el Anexo C.

5.3 Exceso de alarmismo

Como especificación más exigente se construye la componente del índice ortogonal a los fundamentos. Sean $\hat{u}_t$ los residuos de

$$A_t = a + b\,\pi_t + c\,\mathrm{oil}_t + e\,\mathrm{food}_t + u_t \qquad (8)$$

El exceso de alarmismo $\tilde{A}_t = \hat{u}_t/\sigma_{\hat{u}}$ recoge exclusivamente la variación del tono mediático que no explican la inflación observada ni los precios internacionales, y conserva el 48% de la varianza del índice. Sustituirlo por A_t en (6) constituye la prueba más estricta del canal mediático.

5.4 Identificación: qué se afirma y qué no

Se exploró una estrategia de variables instrumentales usando los precios internacionales como instrumentos del alarmismo. La primera etapa es sólida: el índice mundial de alimentos instrumenta la familia temática de alimentos con un estadístico F de 42.0. La restricción de exclusión, en cambio, no se sostiene: al incluir el precio internacional directamente en la ecuación estructural, este resulta significativo aun controlando por el alarmismo (p entre 0.000 y 0.078 según la familia). Los analistas observan el petróleo y los alimentos sin mediación de la prensa. En consecuencia, la estrategia instrumental se descarta y los precios internacionales se emplean como controles, no como instrumentos.

El trabajo no reclama, por tanto, identificación causal. Reclama una asociación condicional robusta a los confusores observables relevantes y a un conjunto de pruebas de falsación que la Sección 7 detalla, incluida una prueba de dirección temporal (Sección 7.3) que examina de manera explícita la explicación rival de la causalidad inversa.

5.5 Diseño de evento

Se emplea aquí un estudio de eventos en el sentido estándar del término: medir el comportamiento de una variable en ventanas definidas alrededor de una fecha identificable que se repite (el "evento", en este caso la difusión mensual del dato de inflación). La ficha técnica de la EEM establece que la encuesta "inicia luego de publicado el dato de inflación" y que los encuestados

disponen de tres días para responder más uno de prórroga. Esto define una ventana de formación de expectativas de cuatro días y permite un contraste limpio: la prensa publicada durante la ventana debería importar más que la publicada antes del dato, si el canal es informativo y de alta frecuencia.

Sea $f_0(t)$ la fecha de difusión del IPC del mes t. Se definen tres ventanas:

$$A_t^{\text{enc}} = \bar{s}[f_0 + 1,\ f_0 + 4], \qquad B_t^{\text{plac}} = \bar{s}[f_0 - 7,\ f_0 - 1], \qquad C_t^{\text{fondo}} = \bar{s}[f_0 - 30,\ f_0 - 8] \qquad (9)$$

La ventana B es un placebo: la prensa anterior a la publicación del dato no puede haber informado una respuesta que aún no se solicitaba.

6. Resultados

6.1 El índice no es redundante con el dato oficial

La primera pregunta empírica es si el índice mide algo distinto del dato que ya publica el Banco Central. El Cuadro 3 responde descomponiendo la varianza del tono agregado en las tres fuentes de la ecuación (5): lo que explica la inflación observada, lo que explica el azar de conteo y lo que queda.

Cuadro 3. Descomposición de la varianza del IPMP

Componente	% de la varianza
Explicado por la inflación observada (IPC y seis rezagos)	27.2
Ruido de muestreo (binomial, dado n_t)	19.5
Señal autónoma del IPC	**53.3**

Fuente: elaboración propia, ecuación (5).

La inflación observada explica poco más de una cuarta parte de la variación del tono mediático. Del residuo, solo un 27% es atribuible a azar de muestreo dado el número de artículos disponibles cada mes; el resto es señal. El residuo tampoco es ruido blanco: la prueba de Ljung-Box con doce rezagos lo rechaza con p = 0.0001, y su autocorrelación de primer orden es 0.24, lo que indica una estructura temporal genuina.

El contenido de esa señal es interpretable. Los meses de mayor alarmismo no explicado por el IPC corresponden a febrero y marzo de 2022 (la invasión de Ucrania, con 54 y 62 artículos de petróleo y 26 y 34 de guerra, respectivamente) y a los episodios de combustibles y apagones de 2025 y 2026. Los meses de menor residuo, en 2016 y 2017, carecen de narrativa dominante. La prensa se alarma ante eventos, no ante el índice de precios.

6.2 Resultado central

El Cuadro 4 presenta la estimación de la ecuación (6). Los controles se añaden de forma secuencial para hacer visible cómo se depura el coeficiente de interés: cada fila descuenta una fuente adicional de confusión, y lo que importa es dónde se estabiliza el coeficiente cuando todas están descontadas.

Cuadro 4. Efecto del alarmismo mediático sobre la expectativa de inflación a 12 meses

Especificación	β	E.E.	p	IC 95%	β^{LP}	R^2
(1) IPMP + inflación observada	+0.245***	0.061	0.000	[+0.125, +0.364]	—	0.755
(2) + expectativa rezagada	+0.099***	0.025	0.000	[+0.051, +0.147]	+0.276	0.890
(3) + petróleo	+0.074***	0.021	0.001	[+0.032, +0.116]	+0.173	0.896
(4) + alimentos	**+0.074*** **	0.023	**0.001**	[+0.029, +0.120]	**+0.173**	0.896
(5) Exceso de alarmismo	+0.052***	0.016	0.001	[+0.020, +0.083]	+0.120	0.896

*N = 149 meses (2013-08 a 2025-12). La muestra de estimación termina en diciembre de 2025 porque el índice mundial de alimentos se publica con rezago; sin ese control la muestra se extiende a mayo de 2026 (N = 154) con resultado idéntico (β = +0.072, p = 0.001). Errores estándar Newey-West con 12 rezagos. *** p<0.01. Fuente: elaboración propia, ecuación (6).*

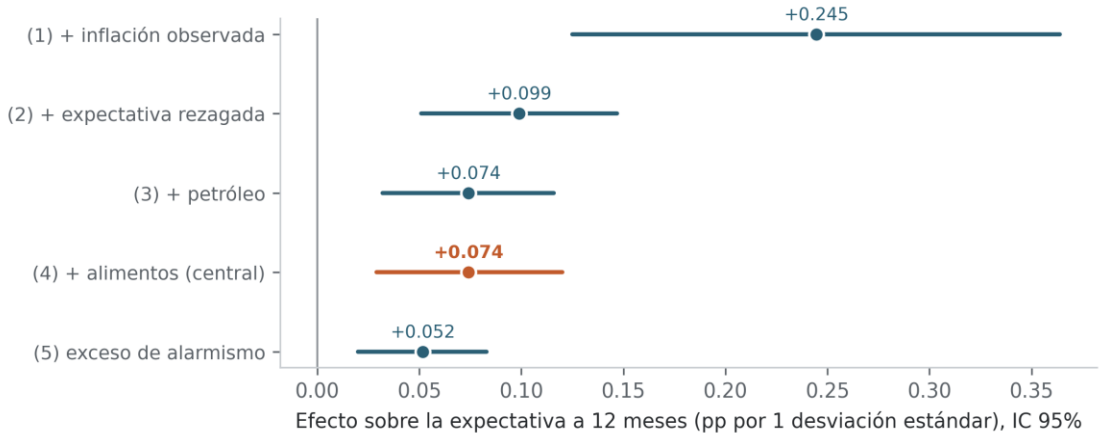

Gráfico 2. Escalera de robustez

Gráfico 2. Efecto del alarmismo bajo especificaciones progresivamente más exigentes, con intervalos de confianza al 95%.

La fila (4) es la especificación central. Un aumento de una desviación estándar en el alarmismo mediático eleva la expectativa de inflación a doce meses en 0.074 puntos porcentuales en el mes de impacto. Dado que el coeficiente de la expectativa rezagada es 0.57, el efecto acumulado de largo plazo asciende a 0.173 puntos porcentuales por la ecuación (7).

La progresión de las filas (1) a (4) es informativa: el coeficiente cae de 0.245 a 0.074 al añadir controles, lo que confirma que buena parte de la asociación bruta refleja fundamentos comunes. Lo relevante es que no cae a cero. La fila (5) somete el resultado a la prueba más dura, usando solo la porción del índice ortogonal a inflación, petróleo y alimentos, y el efecto persiste con la misma significancia.

Para dimensionar la magnitud conviene distinguir el efecto por unidad del efecto realizado. Por unidad, el coeficiente es modesto: la desviación estándar de la expectativa a doce meses es de aproximadamente 0.9 puntos porcentuales, así que el efecto acumulado de una desviación estándar de alarmismo equivale a un quinto de la variabilidad normal de la variable dependiente. Pero el

clima mediático realizado oscila mucho más que una desviación estándar: entre su valle (2016) y su pico (marzo de 2022) el alarmismo acumulado recorrió 5.5 desviaciones estándar, lo que implica una contribución de largo plazo cercana a 0.9 puntos porcentuales de expectativa entre ambos extremos. Durante el episodio de 2021–2022, el alarmismo se mantuvo en promedio 1.4 desviaciones sobre su media histórica, una contribución sostenida del orden de 0.24 puntos porcentuales a la expectativa de inflación. Como referencia, el rango de tolerancia de la meta de inflación del Banco Central es de ±1 punto porcentual: en los episodios que importan, el canal mediático mueve una fracción material de esa banda.

Estimando la ecuación (6) con la expectativa a veinticuatro meses como variable dependiente, el coeficiente del alarmismo es +0.013 con p = 0.415 (N = 112): estadísticamente indistinguible de cero. La lectura de política es favorable: el alarmismo mueve las expectativas de corto plazo, pero no desancla las de largo plazo; la credibilidad del régimen de metas a veinticuatro meses resiste la presión de la cobertura.

6.3 Paneles balanceados

Como el corpus incorpora diarios en fechas distintas, conviene verificar que el resultado no depende de la composición cambiante del panel. El Cuadro 5 reestima la especificación central sobre paneles balanceados y construcciones alternativas del índice.

Cuadro 5. Resultado bajo distintas construcciones del índice

Serie	N	β	p	β^{LP}	Placebo t+3 (p)
IPMP nueve diarios (principal)	149	+0.074***	0.001	+0.173	0.411
IPMP sin *El Dinero*	149	+0.071***	0.001	—	—
Panel largo: tres diarios (2013–2026)	144	+0.049**	0.035	+0.117	0.254
Panel corto balanceado: nueve diarios (2020–2026)	61	+0.133***	0.004	+0.304	0.157

Serie	N	β	p	β^{LP}	Placebo t+3 (p)
Agregación por volumen (sin estandarizar)	150	+0.043**	0.030	+0.103	—

Fuente: elaboración propia.

El efecto aparece en ambos paneles balanceados y ambos superan el placebo. Su magnitud es mayor en el panel corto, donde nueve diarios aportan información transversal y el índice se mide con menor error.

La última fila documenta la importancia de la agregación. Con una media ponderada por volumen y sin estandarizar por diario, el coeficiente cae a 0.043 y, en el subperíodo 2020–2026, el efecto deja de ser detectable por completo. La diferencia no proviene de los datos, sino de la construcción: mezclar niveles de nueve diarios cuyo tono base difiere en 72% inyecta una variación de composición que oscurece la señal.

6.4 El mecanismo: acumulación, no shock

Si la prensa mueve expectativas, ¿lo hace por la noticia puntual o por el clima sostenido? El diseño de evento de la ecuación (9) responde comparando la prensa que el analista pudo leer mientras contestaba la encuesta con la publicada antes del dato.

Cuadro 6. Diseño de evento sobre la ventana de la EEM

Ventana	β	p
A — encuesta abierta (días +1 a +4)	+0.008	0.753
B — placebo, previa al dato (días −7 a −1)	+0.042	0.112
C — clima de fondo (días −30 a −8)	+0.034**	0.047

*N = 154: de los 162 meses con fecha de difusión verificada (Anexo A) se pierden 8 en el empalme con la EEM y los controles. ** p<0.05. Fuente: elaboración propia, ecuación (9).*

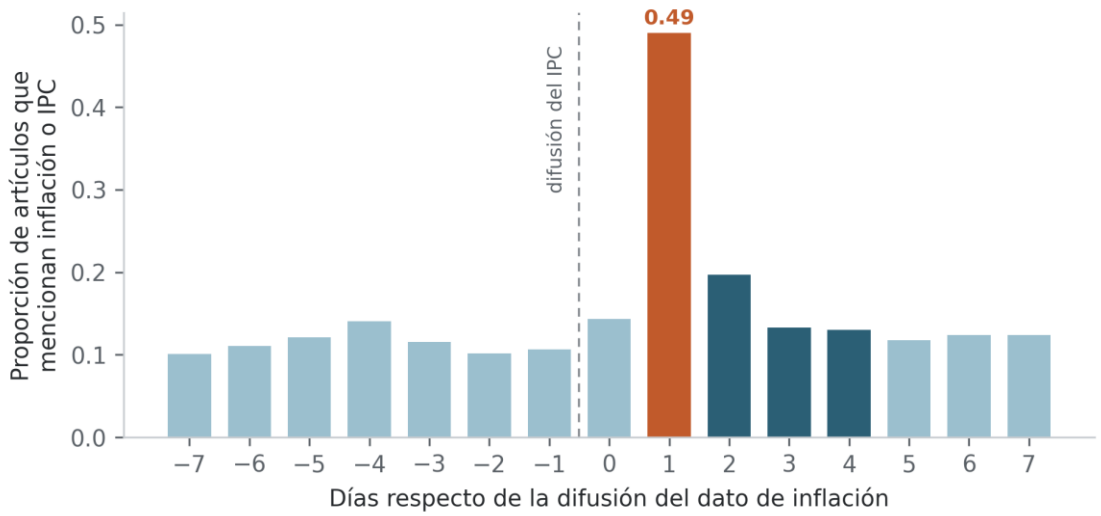

Gráfico 3. Cobertura de inflación alrededor del día de difusión del IPC

Gráfico 3. Proporción de artículos de precios que mencionan inflación o IPC, por día relativo a la difusión del dato (162 meses). En color se destacan los días +1 a +4, la ventana de respuesta de la encuesta (ecuación 9). El salto del día siguiente, cuando los diarios imprimen la noticia, valida la reconstrucción del calendario del Anexo A: con el calendario ampliado el pico se concentra aún más en el día +1 (0.490 frente a 0.414 con la versión anterior). Ese pico informativo, sin embargo, no se traduce en efecto sobre las expectativas: es la ilustración visual del contraste entre el Cuadro 6 y el Cuadro 4.

El resultado ordena las tres ventanas de una forma que es en sí misma informativa. La ventana de la encuesta, que es la única que una historia de shock informativo predice, no muestra efecto alguno; tampoco lo muestra el placebo previo al dato. La única ventana que resulta significativa es la del clima de fondo, que es también la más larga: los veintitrés días de cobertura que preceden a la difusión. Dos precisiones acotan la lectura del nulo en la ventana de la encuesta. La primera es estadística: una ventana de cuatro días contiene muchos menos artículos que un semestre, de modo que su tono se mide con más ruido de muestreo y cualquier coeficiente a esa frecuencia sufre una atenuación mayor. La segunda es de alcance: las muestras del Cuadro 6 y del Cuadro 4 no son idénticas (154 y 149 meses), por lo que la evidencia del mecanismo no descansa en comparar dos regresiones aisladas, sino en el patrón conjunto que una historia de shock informativo no puede

generar: nada en la ventana de la encuesta, nada en ventanas cortas, un efecto que ya aparece dentro del propio diseño de evento cuando la ventana se alarga a veintitrés días, y que a los seis meses crece de forma monótona con la ventana de acumulación (Cuadro 11).

El hallazgo se confirma en tres frecuencias distintas: el alarmismo del mes aislado no es significativo, la media móvil de seis meses sí lo es, y la ventana de cuatro días no. Dentro del propio diseño de evento la gradación se repite: la ventana de cuatro días no resulta significativa, la de siete tampoco, y la de veintitrés días sí. El canal mediático no opera mediante un shock informativo puntual, sino por acumulación de clima. Los analistas no responden a lo que leyeron mientras contestaban la encuesta, sino al tono sostenido de los meses previos.

Este resultado es consistente con la rigidez informativa que predice el modelo de Carroll (2003) y con la evidencia de Larsen, Thorsrud y Zhulanova (2021), y responde de antemano a la objeción más obvia contra el trabajo: no se está afirmando que un analista profesional lea un titular y ajuste su pronóstico.

6.5 Heterogeneidad editorial y temática

El índice agrega nueve voces editoriales y siete familias temáticas principales; esta sección las desagrega (el Anexo D reproduce titulares de ejemplo de cada familia). El Cuadro 7 ordena los diarios por su tono negativo medio en el período común de cobertura.

Cuadro 7. Tono negativo por diario, 2020–2026

Diario	Artículos	Proporción negativa
Listín Diario	3,858	0.576
Hoy	4,902	0.575
El Nacional	3,448	0.550
El Caribe	4,326	0.518
El Día	2,960	0.496

Diario	Artículos	Proporción negativa
El Dinero	1,306	0.470
Diario Libre	3,737	0.444
La Información	4,082	0.413
El Nuevo Diario	3,045	0.335

Fuente: elaboración propia.

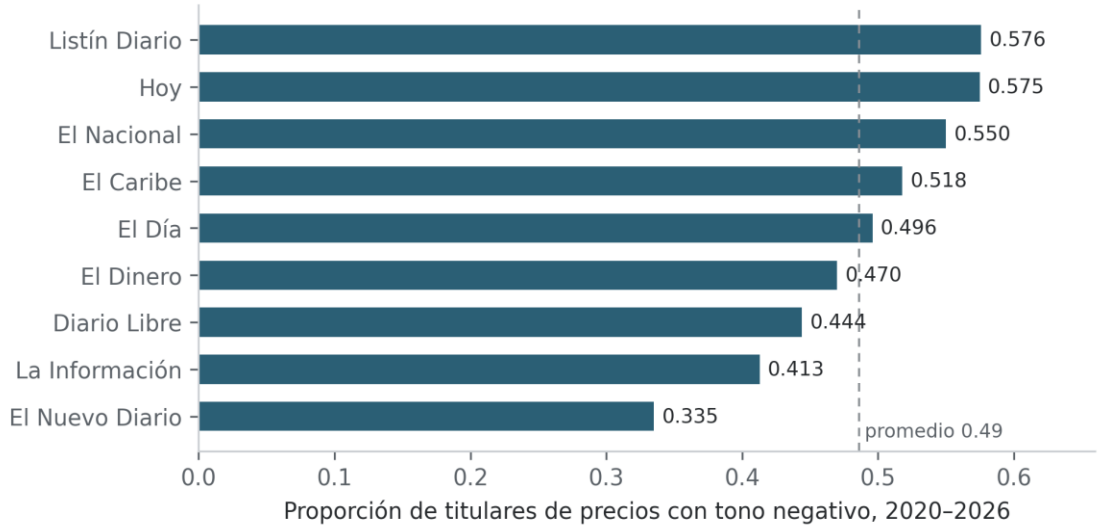

Gráfico 4. Heterogeneidad editorial

Gráfico 4. Proporción de titulares de precios con tono negativo por diario, 2020–2026.

El diario con mayor proporción de titulares negativos supera en 72% al de menor proporción, sobre el mismo período, con el mismo léxico y el mismo clasificador. La diferencia es editorial, no instrumental. Este resultado tiene interés por sí mismo y justifica que el índice se construya con estandarización intra-diario.

Corresponde precisar el alcance de esta medida. La proporción de tono negativo es una estadística descriptiva del contenido publicado, calculada con un método uniforme; no constituye un juicio sobre la calidad periodística de ningún medio. Un tono más negativo puede reflejar línea editorial, pero también composición temática (mayor cobertura de temas cuyo tono es estructuralmente negativo, como salarios) o público objetivo. El análisis de contenido publicado con identificación de los medios es la práctica establecida en esta literatura: Baker *et al.* (2016) nombran sus diez

diarios, Ghirelli *et al.* (2020) los siete españoles, y Gentzkow y Shapiro (2010) publican el ranking de sesgo político de cientos de periódicos estadounidenses.

El Cuadro 8 muestra qué temas concentran la cobertura de precios y con qué tono.

Cuadro 8. Familias temáticas y su tono

Familia	Artículos	Proporción negativa
Inflación y costo de vida en general	8,894	0.535
Combustibles	8,476	0.394
Alimentos y canasta básica	8,390	0.475
Tarifas y transporte	5,261	0.550
Salario y poder adquisitivo	3,439	0.582
Vivienda y alquiler	2,066	0.346
Política de precios y subsidios	1,502	0.310
Otras familias y sin asignación	3,631	0.435

Fuente: elaboración propia. La última fila agrupa las familias menores (medicamentos y educación) y los artículos sin familia asignada; con ella el cuadro cubre los 41,659 artículos periodísticos del corpus.

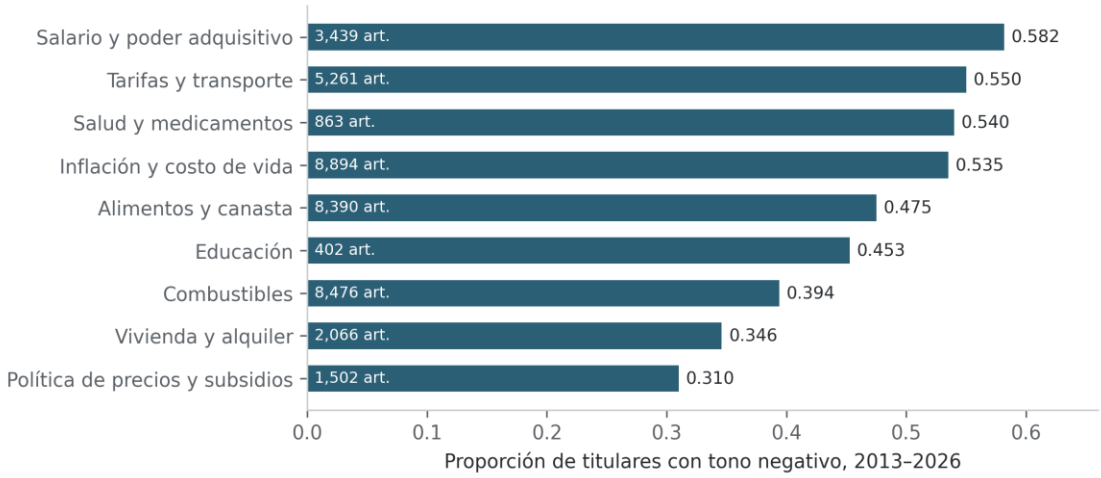

Gráfico 5. Familias temáticas

Gráfico 5. Tono negativo por familia temática, con el número de artículos de cada una.

La cobertura sobre salarios y poder adquisitivo es la más negativa, y la de política de precios la menos, lo cual es consistente con que esta última recoge anuncios de subsidios y medidas de alivio. Resulta notable que la cobertura de combustibles sea de las menos alarmistas; la explicación es que los precios de los combustibles también bajan de forma visible y frecuente.

6.6 Resultados no confirmados

Se reportan por completitud y porque delimitan el alcance del hallazgo.

Cuadro 9. Resumen de hipótesis y resultados

Hipótesis	Efecto	p	N	Resultado
Autonomía frente al IPC	53.3% de señal	—	151	Se sostiene
Alarmismo → expectativa 12m	+0.074	0.001	149	Se sostiene
Alarmismo → expectativa 12m (panel corto)	+0.133	0.004	61	Se sostiene
Alarmismo → dispersión entre analistas	+0.165	0.056	149	Evidencia débil
Alarmismo → error de pronóstico	−0.211	0.582	137	Nula
Alarmismo → expectativa 24m	+0.013	0.415	112	Nula
Alarmismo → brecha promedio−mediana	+0.001	0.967	149	Nula

Fuente: elaboración propia.

El resultado nulo sobre el error de pronóstico amerita un comentario porque contradice una hipótesis inicial plausible: que el alarmismo mediático explicara la sobreestimación sistemática documentada por Ramírez (2021). No lo hace, y la razón es identificable: el alarmismo correlaciona con la inflación efectivamente realizada además de con las expectativas, de modo que ambos efectos se cancelan en el error. La prensa no induce un engaño sistemático en los analistas; acompaña a la inflación que efectivamente llega.

7. Robustez y limitaciones

7.1 Placebos temporales y tendencia

La primera batería de falsación ataca la explicación más dañina: que la relación sea una coincidencia de tendencias compartidas. Si lo fuera, el alarmismo del futuro «explicaría» las expectativas de hoy tan bien como el del presente, porque una tendencia común no distingue direcciones del tiempo. El Cuadro 10 presenta las pruebas.

Cuadro 10. Pruebas de falsación

Prueba	β	p
IPMP contemporáneo (especificación central)	+0.074***	0.001
+ tendencia lineal	+0.070***	0.000
Placebo: IPMP de $t + 3$	+0.024	0.411
Placebo: IPMP de $t + 6$	−0.013	0.613
Contemporáneo y futuro juntos: contemporáneo	+0.094***	0.004
Contemporáneo y futuro juntos: futuro	−0.031	0.424

Fuente: elaboración propia.

El alarmismo futuro no predice las expectativas presentes, y cuando ambos se incluyen de forma simultánea el contemporáneo domina. El resultado sobrevive además al control de tendencia lineal.

Estas pruebas tienen un poder demostrado dentro del propio trabajo. Durante el desarrollo se examinó una variable candidata alternativa, el peso de la voz oficial en la cobertura de precios, que inicialmente presentaba un coeficiente de −0.100 con p = 0.002, el más significativo de todo el ejercicio. La misma batería la eliminó: su valor futuro predecía las expectativas presentes con p = 0.011, lo que reveló una correlación espuria de tendencias (su correlación con el tiempo es 0.39). Que el resultado central atraviese sin dificultad las pruebas que descartaron a otra variable prometedora es la mejor defensa disponible frente a la objeción de regresión espuria.

7.2 Sensibilidad de la estimación

Esta sección somete el resultado central a cuatro variaciones: la ventana de acumulación, el período muestral, la composición del panel de diarios y el error del clasificador.

La ventana de acumulación. La especificación central usa la media móvil de seis meses del índice (ecuación 4). El Cuadro 11 muestra que esa elección no es determinante, sino conservadora: el efecto crece de forma monótona con la ventana.

Cuadro 11. Robustez de la ventana de acumulación

Ventana (meses)	β	p	IC 95%
1	+0.018	0.329	[−0.018, +0.055]
3	+0.030	0.142	[−0.010, +0.070]
6	**+0.074*** **	**0.002**	[+0.028, +0.119]
9	+0.096***	0.000	[+0.043, +0.149]
12	+0.119***	0.002	[+0.044, +0.194]

N = 149 en todas las filas: en los primeros meses de la muestra la media móvil se computa sobre los meses disponibles (ventana parcial). La convención no es determinante: con la ventana de seis meses estricta, excluyendo esos meses iniciales, β = +0.071, p = 0.005 (N = 145). Fuente: elaboración propia.

El patrón es en sí mismo evidencia del mecanismo: el alarmismo de un solo mes no mueve las expectativas; el acumulado de seis lo hace, y el de doce más aún. Es la misma conclusión del diseño de evento (Sección 6.4), medida por una tercera vía independiente. Cualquier ventana de seis meses o más produce el resultado; la de seis se reporta por ser la más corta que lo hace.

Una asimetría potencial de la especificación debe descartarse de forma explícita: el alarmismo entra como media móvil de seis meses mientras la inflación entra como dato del mes, de modo que el acumulado podría estar actuando como sustituto de rezagos de inflación no controlados. Cuatro variantes lo descartan: con la inflación también en media móvil de seis meses, $\beta = 0.088$ (p =

0.008); con los tres controles macro en la misma ventana de seis meses, $\beta = 0.094$ (p = 0.009); añadiendo seis rezagos de la inflación a la especificación original, $\beta = 0.071$ (p = 0.009); y con ambas correcciones a la vez, $\beta = 0.072$ (p = 0.018). Emparejar las ventanas fortalece el resultado en lugar de debilitarlo, y los rezagos de inflación apenas lo mueven. Cabe notar, además, que la inflación interanual es por construcción una medida acumulada de doce meses, de modo que la asimetría de partida era menor de lo que aparenta.

Un desfase de calendario recibe el mismo tratamiento. El dato de inflación del mes t se publica en $t + 1$, por lo que al responder la encuesta el analista solo conocía π_{t-1}; controlar con π_t le concede a los fundamentos información que el encuestado no tenía, lo cual es conservador para el alarmismo. Reestimando con π_{t-1} (el conjunto de información real del analista) se obtiene $\beta = 0.070$ (p = 0.009), y con ambas inflaciones a la vez, $\beta = 0.069$ (p = 0.007). La elección del control temporal no afecta la conclusión.

Estabilidad entre subperíodos. Una objeción natural es que el efecto refleje únicamente el episodio inflacionario de 2021–2022, el más intenso de la muestra. No es el caso. Reestimando la especificación central por subperíodos: excluyendo 2021–2022 completo, $\beta = 0.053$ (p = 0.007, N = 125); solo con el período previo a la pandemia (2013–2019), $\beta = 0.070$ (p = 0.002, N = 77); y excluyendo pandemia y guerra en conjunto (2020-03 a 2022-12), $\beta = 0.045$ (p = 0.016, N = 115). El efecto estaba presente, con magnitud casi idéntica a la de la muestra completa, en los años de inflación baja y estable anteriores a la pandemia. El único subperíodo donde no se detecta es 2023–2025 aislado (N = 36), una ventana demasiado corta para la potencia requerida.

Exclusión de diarios. Reestimando la especificación central con exclusión de un diario a la vez, el efecto se mantiene significativo al 1% en siete de los nueve casos, con coeficientes entre 0.067

y 0.081. Las dos excepciones son la exclusión de *Diario Libre* (+0.039, p = 0.135) y la de *El Nuevo Diario* (+0.047, p = 0.058). Ambos pertenecen al panel largo, de modo que su exclusión no solo retira un diario, sino que degrada sustancialmente la cobertura del período 2013–2019. La reducción es esperable, pero debe reportarse: el resultado no es indiferente a la composición del panel largo.

Error de clasificación del instrumento. El clasificador coincide con los codificadores humanos en el 86% de los casos, lo que introduce error de medición en s_{dt}. Importa precisar cómo afecta al índice. Bajo tasas de error estables (TVP = 0.85, TFP = 0.22), la proporción observada es una transformación afín de la verdadera: $s^{obs} = TFP + (TVP - TFP)\, s^{true}$. Toda transformación afín es absorbida por la estandarización de la ecuación (2), de modo que el componente sistemático del error de clasificación desaparece del índice por construcción. Lo que sobrevive es el componente aleatorio del error, que actúa como ruido clásico de medición y atenúa β hacia cero. Las tasas de error se estimaron sobre artículos de 2020–2026 y su estabilidad en las maquetas más antiguas del corpus no se valida de forma directa, aunque el componente sistemático se absorbe sea cual sea su nivel. Bajo ese supuesto de estabilidad, los coeficientes reportados deben leerse como estimaciones conservadoras del efecto medido.

7.3 La dirección del tiempo: ¿la prensa precede o sigue a los analistas?

La Introducción dejó planteado el flanco: en el modelo canónico de Carroll (2003) la cadena va de los expertos a los medios, de modo que la asociación central de este trabajo podría ser causalidad inversa —la prensa como eco de lo que los analistas ya pensaban—. Esa hipótesis rival tiene implicaciones temporales comprobables, y aquí se comprueban.

Cuadro 12. Pruebas de dirección temporal

Prueba	Estadístico	p
Granger: prensa → expectativa (Wald, 6 rezagos, con controles)	19.56	0.003***
Granger: expectativa → prensa (Wald, 6 rezagos, con controles)	8.35	0.214
La expectativa rezagada explica el tono: sin controles	+0.268***	0.004
La expectativa rezagada explica el tono: con fundamentos	−0.181	0.238

Nota: las dos primeras filas son pruebas de Wald (errores HAC de 12 rezagos) sobre el bloque de seis rezagos de la variable causante, controlando por inflación, petróleo y alimentos. Las dos últimas regresan el tono mensual sobre la expectativa mediana rezagada, la inercia del propio tono y, en la última fila, los fundamentos. Fuente: elaboración propia.

Tres hechos emergen. Primero, los rezagos del tono de la prensa ayudan a predecir las expectativas aun conociendo la historia de las expectativas y los fundamentos ($p = 0.003$); los rezagos de las expectativas no ayudan a predecir el tono ($p = 0.214$). Segundo, las correlaciones cruzadas muestran la misma asimetría: el tono de un mes correlaciona 0.49 con la expectativa de cinco meses después, pero solo 0.20 con la de seis meses antes; si la prensa fuera el eco de los analistas, el patrón sería el espejo. Tercero, la regresión directa de la cadena inversa es instructiva: la expectativa rezagada sí "explica" el tono en la correlación cruda (+0.268, $p = 0.004$), pero el coeficiente desaparece al controlar por los fundamentos comunes (−0.181, $p = 0.238$). En términos económicos, la prensa y los analistas miran las mismas cosas —la inflación, el petróleo, los alimentos—, y esa mirada compartida genera la correlación cruda; una vez descontada, no queda transmisión de los analistas hacia la prensa, mientras que la transmisión de la prensa hacia los analistas sobrevive al mismo descuento con $p = 0.001$.

El alcance de estas pruebas debe delimitarse con cuidado. La precedencia de Granger es predictiva, no estructural: un tercer factor que moviera primero a la prensa y después a los analistas, exactamente en ese orden, produciría el mismo patrón, y los controles descartan a los candidatos observables pero no a todos los imaginables. Lo que estas pruebas establecen es más modesto y aun así valioso: de las dos direcciones posibles, los datos respaldan la que este trabajo postula y

rechazan la contraria. La asimetría temporal es la huella que la hipótesis causal predice y que la causalidad inversa no puede dejar.

7.4 Limitaciones

1. **No hay identificación causal.** La estrategia instrumental se descartó por violación de la restricción de exclusión (Sección 5.4). Lo que se reporta es una asociación condicional cuya dirección temporal, no obstante, se verifica en la Sección 7.3.
2. **Cobertura desigual del corpus.** Cinco diarios comienzan después de 2016. Los paneles balanceados mitigan esta limitación, pero no la eliminan.
3. **La estandarización de la ecuación (2)** utiliza la media y la desviación de todo el período disponible de cada diario, lo que incorpora información futura. Baker *et al.* (2016) emplean una ventana de referencia fija; aquí no existe una ventana común a los nueve diarios. Una versión con ventana expansiva queda como extensión.

8. Conclusiones y recomendaciones de política

Este trabajo construye el primer Índice de Percepción Mediática de Precios para la República Dominicana, sobre 20,688 ediciones de nueve diarios y trece años, y documenta que el tono con que la prensa cubre el costo de vida contiene información autónoma respecto del dato oficial y predice las expectativas de inflación de los analistas profesionales. La naturaleza de la contribución debe subrayarse: antes que un resultado econométrico, este trabajo entrega un dato que el país no tenía. La serie se construyó al pie de la metodología estándar internacional con proporción, estandarización intradiaria, promedio simple, en la tradición de Baker, Bloom y Davis (2016) y del Banco de España (Ghirelli *et al.*, 2020), se validó contra codificadores humanos al nivel del

acuerdo entre humanos, y queda documentada hasta el punto de que cualquier tercero puede regenerar cada cifra de este documento. El corpus resultante es infraestructura de investigación reutilizable, independiente de las conclusiones que aquí se extraen de él.

Los hallazgos se resumen en cinco resultados. Más de la mitad de la varianza del índice (53%) no es atribuible ni a la inflación observada ni al azar de conteo: la prensa aporta señal propia. Una desviación estándar de alarmismo acumulado se asocia con una expectativa a doce meses 0.074 puntos porcentuales más alta —0.173 en el largo plazo—, descontados los fundamentos y superadas las pruebas de falsación; en los episodios relevantes, ese canal recorre entre un cuarto y la casi totalidad de media banda de tolerancia de la meta de inflación (±1 punto porcentual). La asimetría temporal favorece la dirección postulada: el tono precede a los analistas y lo contrario no ocurre. A veinticuatro meses no se detecta nada, de modo que el ancla de largo plazo del esquema de metas resiste. Y el canal es de sedimentación lenta: la prensa de la semana de la encuesta no muestra efecto alguno, mientras que el clima de seis meses concentra toda la señal.

De aquí se derivan tres recomendaciones:

La comunicación reactiva de un solo día no es eficaz: El diseño de evento muestra que la prensa publicada durante la ventana de levantamiento de la encuesta no tiene un efecto detectable sobre las respuestas. Una nota aclaratoria emitida el día de publicación del IPC no alcanza el canal por el que la prensa influye. Lo que importa es el tono acumulado de meses.

Conviene monitorear el tono mediático como variable de seguimiento: El IPMP es replicable mensualmente con el canal de procesamiento documentado, a un costo marginal cercano a cero una vez montado. Un tablero de seguimiento del tono por diario y por familia temática permitiría al Departamento de Programación Monetaria anticipar presiones sobre las expectativas antes de

que aparezcan en la encuesta. Los insumos ya están construidos —el conteo mensual de artículos por diario y familia, el clasificador validado y el calendario de difusión—, la actualización es mensual, y las alertas pueden definirse como cruces del acumulado sobre umbrales en desviaciones estándar, el lenguaje en que este trabajo documentó el episodio 2021–2022.

La heterogeneidad editorial es accionable: Que la proporción de titulares negativos difiera en 72% entre diarios que cubren los mismos hechos sugiere que las estrategias de comunicación del Banco pueden beneficiarse de la segmentación, y que los esfuerzos de educación económica dirigidos a las redacciones tienen margen de impacto.

Sugerencias y extensiones: El corpus construido, con 147,581 páginas renderizadas y clasificadas, constituye infraestructura reutilizable. Cambiando únicamente el criterio de clasificación pueden derivarse de él un índice de incertidumbre de política económica dominicano en la tradición de Baker *et al.* (2016) y un índice de sentimiento noticioso para *nowcasting* del IMAE en la línea de Thorsrud (2020). Ambos son estimables sin recolección adicional de datos. A ello se suma un subproducto de uso inmediato: el calendario de fechas de difusión del IPC reconstruido en el Anexo A no existía en formato estructurado, y publicarlo de manera oficial costaría poco y serviría a cualquier investigador de la coyuntura dominicana.

Referencias

Abad, M. y Burgos, J. A. (2023). *Las encuestas de expectativas: literatura y evidencia en países de América Latina*. Documento de Trabajo 2023-06, Banco Central de la República Dominicana.

Alexopoulos, M. y Cohen, J. (2015). The power of print: Uncertainty shocks, markets, and the economy. *International Review of Economics and Finance*, 40, 8–28.

Baker, S. R., Bloom, N. y Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636.

Caldara, D. e Iacoviello, M. (2022). Measuring Geopolitical Risk. *American Economic Review*, 112(4), 1194–1225.

Carroll, C. D. (2003). Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 269–298.

Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kumar, S. y Pedemonte, M. (2020). Inflation expectations as a policy tool? *Journal of International Economics*, 124, 103297.

Cruz Quezada, L. E. (2020). *Comunicados de política monetaria del Banco Central como instrumentos complementarios de política: un análisis semántico para el caso dominicano*. Primer premio, Concurso Anual de Economía Biblioteca «Juan Pablo Duarte», Banco Central de la República Dominicana.

D'Acunto, F., Malmendier, U., Ospina, J. y Weber, M. (2021). Exposure to Grocery Prices and Inflation Expectations. *Journal of Political Economy*, 129(5), 1615–1639.

Gentzkow, M. y Shapiro, J. M. (2010). What Drives Media Slant? Evidence from U.S. Daily Newspapers. *Econometrica*, 78(1), 35–71.

Ghirelli, C., Pérez, J. J. y Urtasun, A. (2020). *Economic policy uncertainty in Latin America: Measurement using Spanish newspapers and economic spillovers*. Documento de Trabajo 2024, Banco de España.

Jiménez Polanco, M. A. y López Hawa, N. (2014). *Heterogeneidad y racionalidad en las expectativas de inflación: evidencia desagregada para República Dominicana*. MPRA Paper 75912, Banco Central de la República Dominicana.

Lamla, M. J. y Lein, S. M. (2014). The role of media for consumers' inflation expectation formation. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 106, 62–77.

Larsen, V. H., Thorsrud, L. A. y Zhulanova, J. (2021). News-driven inflation expectations and information rigidities. *Journal of Monetary Economics*, 117, 507–520.

Newey, W. K. y West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703–708.

Ramírez, N. F. (2021). Racionalidad y precisión de pronóstico de las expectativas de inflación. En *Oeconomia, ensayos sobre economía y finanzas*, Vol. XV, No. 1, p. 21. Banco Central de la República Dominicana.

Shapiro, A. H., Sudhof, M. y Wilson, D. J. (2022). Measuring news sentiment. *Journal of Econometrics*, 228(2), 221–243.

Shiller, R. J. (2017). Narrative Economics. *American Economic Review*, 107(4), 967–1004.

Soroka, S. N. (2006). Good News and Bad News: Asymmetric Responses to Economic Information. *The Journal of Politics*, 68(2), 372–385.

Thorsrud, L. A. (2020). Words are the New Numbers: A Newsy Coincident Index of the Business Cycle. *Journal of Business & Economic Statistics*, 38(2), 393–409.

Anexo A. Reconstrucción del calendario de difusión del IPC

El diseño de evento de la Sección 5.5 requiere la fecha exacta en que el Banco Central publica cada dato mensual de inflación. Esa información no se difunde en formato estructurado ni existe

un calendario histórico consolidado, por lo que fue necesario reconstruirla mediante una revisión documental de las comunicaciones del propio Banco Central.

La reconstrucción se apoyó en dos fuentes documentales independientes. La primera, y principal, son las notas de prensa con que el Banco Central anuncia cada dato: la fecha de publicación de la nota es la fecha de difusión, y aporta 141 de los 162 meses (137 de las notas mensuales ordinarias y 4 de las notas de cierre de año, que difunden el dato de diciembre junto con el acumulado anual). La segunda son los metadatos de creación de los informes mensuales del IPC que publica el Departamento de Cuentas Nacionales y Estadísticas Económicas, que cubren 19 meses en los que no se localizó la nota correspondiente; para el período 2019–2026 los informes se obtuvieron del portal institucional vigente y para 2013–2018, cuyos informes ya no figuran en el portal actual, se recurrió a las copias del portal anterior preservadas por el Internet Archive. Como salvaguarda, se descartó todo informe cuya fecha de creación no correspondiera al mes inmediatamente posterior al del dato, por tratarse de documentos regenerados con posterioridad. Los dos meses restantes (mayo de 2017 y febrero de 2018) no aparecen en ninguna de las dos fuentes y su fecha se estimó a partir del propio corpus de prensa, por el día en que la cobertura del dato se dispara; se identifican como estimados en el archivo publicado. El resultado es un calendario completo de los 162 meses comprendidos entre enero de 2013 y junio de 2026, sin huecos.

Validación. La fecha reconstruida se contrastó contra el propio corpus de prensa (Gráfico 3). La proporción de artículos que mencionan «inflación», «IPC» o «índice de precios al consumidor» pasa de un nivel base de 0.10–0.15 en la semana previa a 0.143 el día de difusión y 0.490 el día siguiente, decayendo al nivel base en una semana. Este perfil confirma que la fecha reconstruida corresponde a la difusión efectiva y que los diarios publican la noticia en la mañana posterior.

La mediana de publicación es el día 10 del mes siguiente, con un rango del día 3 al 28. La fecha varía casi cuatro semanas entre meses, lo que invalida cualquier diseño basado en ventanas de calendario fijas.

Anexo B. Léxico del prefiltro

El prefiltro de la Sección 3.2 emplea un léxico único de 169 términos, aplicado de forma idéntica a los nueve diarios. Su diseño responde a tres principios:

1. **Alta cobertura, no precisión.** El umbral es de un solo término y la lista incluye deliberadamente entradas amplias. El prefiltro no clasifica: descarta lo obviamente ajeno al tema para acotar el costo de la clasificación por visión, que es el árbitro final. Un falso positivo del léxico cuesta cómputo y nunca entra al índice sin pasar por la etapa 4. Esta arquitectura de dos etapas, selección léxica amplia seguida de clasificación fina, es la misma de Baker, Bloom y Davis (2016), que seleccionan por términos y refinan mediante una auditoría humana de 12,000 artículos, y la de Ghirelli, Pérez y Urtasun (2020) en su adaptación al español.

2. **Uniformidad entre diarios.** No existen listas por diario. Cualquier diferencia de tono medida entre periódicos proviene de su contenido, no del instrumento. La heterogeneidad de estilo editorial se absorbe en la estandarización intra-diario de la ecuación (2).

3. **Vocabulario dominicano.** El léxico incorpora los términos con que la prensa local nombra los precios cotidianos (*colmado*, *concho*, *motoconcho*, *bombona de gas*, *funda de*), en línea con la evidencia de D'Acunto *et al.* (2021) de que las percepciones de inflación se forman

sobre los precios visibles y frecuentes. Los coloquialismos de carestía se mantienen en una sección separada para poder auditar su aporte.

La normalización previa al cotejo elimina acentos y mayúsculas; el emparejamiento es por subcadena, con exigencia de palabra completa para los términos de cuatro caracteres o menos (evita que «ipc» dispare dentro de otras palabras sobre texto de OCR ruidoso).

Cuadro B.1. Léxico completo del prefiltro (169 términos)

Categoría	N	Términos
Inflación, IPC y costo de vida (núcleo)	28	inflacion, inflacionari, inflacionario, ipc, indice de precios, indice de precios al consumidor, costo de vida, costo de la vida, carestia, canasta basica, canasta familiar, poder adquisitivo, el peso no alcanza, alza de precios, subida de precios, aumento de precios, precios al consumidor, deflacion, desaceleracion de precios, escalada de precios, inflacion interanual, inflacion acumulada, inflacion mensual, tasa de inflacion, variacion de precios, nucleo inflacionario, inflacion subyacente, costo de la canasta
Alimentos y lugares de compra	31	precio del arroz, precio de la habichuela, precio del pollo, precio de los huevos, precio del aceite, precio de la leche, precio del platano, precio del guineo, precio de los viveres, alimentos basicos, productos de la canasta, viveres, gondola, supermercado precios, libra de, quintal de, colmado, precio en el colmado, la compra del mes, plaza del mercado, mercado nuevo, precio de la yuca, precio de la yautia, precio del salami, precio de la sardina, precio del bacalao, precio del azucar, precio de la carne, precio del queso, precio de los platanos, funda de
Combustibles	16	combustible, combustibles, gasolina, gasoil, gas licuado, glp, precio del gas, galon de, tanque de gas, subsidio a los combustibles, precio de los combustibles, gas de cocina, bombona de gas, cilindro de gas, precio de la gasolina, precio del gasoil
Transporte	16	pasaje, tarifa del transporte, precio del pasaje, boleto, peaje, costo del transporte, omsa, concho, motoconcho, carrito publico, pasaje del concho, sube el pasaje, choferes, fenatrano, conatra, guagua
Servicios (electricidad, agua, gas, telecomunicaciones)	13	tarifa electrica, tarifa de la luz, factura de la luz, recibo de la luz, precio de la electricidad, tarifa del agua, factura del agua, tarifa de internet, recibo telefonico, cuota de la luz, subsidio electrico, tarifa del gas, recibo del agua
Vivienda	7	alquiler, precio del alquiler, costo de la vivienda, renta de vivienda, precio de la renta, subio el alquiler, mensualidad del alquiler
Salud	9	precio de las medicinas, costo de los medicamentos, precio de medicamentos, farmacia precios, consulta medica, precio de las consultas, seguro medico, afiliacion ars, precio del seguro
Educación	7	utiles escolares, precio de los utiles, costo de la matricula, mensualidad del colegio, precio de los libros, costo de la educacion, inscripcion escolar
Verbos y marcos de carestía en titulares	20	encarece, encarecimiento, encarecio, se dispara, disparados, por las nubes, sube el precio, suben los precios, bajan los precios, baja de precios, abarata, mas caro,

Categoría	N	Términos
		mas barato, golpea el bolsillo, asfixia, no se puede vivir, se disparo, imparable, por el suelo, subieron los precios
Instituciones de precios	9	banco central inflacion, precios mic, ministerio de industria y comercio precios, pro consumidor, proconsumidor, inespre, instituto de estabilizacion de precios, comedores economicos, bienestar precios
Coloquialismos dominicanos de carestía (sección auditada aparte)	13	un dineral, un ojo de la cara, no rinde el dinero, no alcanza el dinero, todo esta caro, todo subio, la cosa esta dura, aprieta el bolsillo, carisimo, cuesta un mundo, esta por las nubes, no da el bolsillo, esta la cosa dura

Fuente: elaboración propia. La supervivencia del prefiltro sobre el corpus es de 6.6% de los bloques segmentados.

Anexo C. Diagnósticos econométricos

Cuadro C.1. Pruebas de raíz unitaria (ADF, rezago por criterio de Akaike)

Serie	Estadístico (nivel)	p (nivel)	p (primera diferencia)	Orden
IPMP (índice mensual)	−4.30	0.0004	0.000	I(0)
Expectativa a 12 meses	−2.55	0.104	0.000	I(1)
Inflación interanual	−1.92	0.321	0.042	I(1)
Petróleo (WTI)	−2.82	0.056	0.000	I(1)
Alimentos (Banco Mundial)	−1.54	0.515	0.000	I(1)

Fuente: elaboración propia.

Dos implicaciones. Primera, el índice construido es estacionario, lo cual es deseable en una medida de tono, que no debería tener deriva. Segunda, la variable dependiente y los controles macro son altamente persistentes; la especificación central lo trata de dos formas. La dependiente rezagada en la ecuación (6) absorbe la tendencia estocástica de la expectativa, y el regresor de interés es I(0), de modo que la combinación no genera la mecánica clásica de regresión espuria entre series integradas. Los placebos temporales del Cuadro 10, que una variable espuria no supera, como se documentó con el contraejemplo de la voz oficial, completan la protección. Como verificación directa, la relación de largo plazo entre la expectativa y los fundamentos arroja residuos

estacionarios (estadístico de Engle-Granger de −6.2, que rechaza la ausencia de cointegración incluso frente a los valores críticos exigentes de esa prueba), lo que respalda tanto la estimación en niveles como el multiplicador de largo plazo de la ecuación (7).

Cuadro C.2. Diagnósticos de los residuos de la especificación central

Prueba	Estadístico	p
Ljung-Box (6 rezagos)	8.79	0.186
Ljung-Box (12 rezagos)	18.02	0.115
Jarque-Bera (normalidad)	38.73	0.000
Breusch-Pagan (heterocedasticidad)	20.75	0.001

Fuente: elaboración propia.

Los residuos no presentan autocorrelación remanente, señal de que la estructura dinámica está bien capturada por la dependiente rezagada. Sí presentan no-normalidad y heterocedasticidad, lo que justifica el uso de errores estándar HAC (Newey-West) en todas las estimaciones del documento.

Anexo D. Ejemplos de artículos por familia temática

Titulares reales del corpus, transcritos por el clasificador, con su tono asignado. Se muestra por familia un titular negativo y uno positivo (en tarifas y transporte, dos negativos: en esa familia el tono positivo proviene casi exclusivamente de publicidad, que el índice excluye del lado periodístico; su proporción negativa, 0.550, es la segunda más alta del Cuadro 8).

Familia	Diario y fecha	Titular	Tono
Inflación y costo de vida	Diario Libre, 11-05-2018	«Inflación se acelera y acumula incremento de 4 % en últimos 12 meses»	−1
Inflación y costo de vida	Diario Libre, 07-08-2023	«La inflación sigue a la baja»	+1
Combustibles	Diario Libre, 26-08-2017	«Suben GLP y el gasoil; y gasolinas no cambian»	−1
Combustibles	Diario Libre, 07-04-2018	«Combustibles bajan 1 y 2 pesos»	+1
Alimentos y canasta	Diario Libre, 16-04-2018	«La canasta familiar sube más de un 4% para las familias más pobres»	−1

Familia	Diario y fecha	Titular	Tono
Alimentos y canasta	Diario Libre, 13-09-2022	«Bajaron de precio el aceite, la leche y los huevos»	+1
Tarifas y transporte	Diario Libre, 04-11-2017	«Alza combustibles amenaza subida precios transporte»	−1
Tarifas y transporte	Diario Libre, 25-04-2018	«Fenatrado amenaza aumentar tarifa carga»	−1
Salario y poder adquisitivo	Diario Libre, 06-08-2015	«Presidente advierte país debe superar reto de bajos salarios»	−1
Salario y poder adquisitivo	Hoy, 15-08-2022	«La fortaleza del peso reduce efectos de la inflación importada»	+1
Vivienda y alquiler	Diario Libre, 14-06-2018	«Dominicana es el segundo país latino con mayor tasa de alquiler»	−1
Vivienda y alquiler	El Caribe, 07-03-2022	«Precio de cemento en RD es el más estable de región»	+1
Política de precios	Diario Libre, 02-06-2020	«Subsidios e intereses disparan el gasto»	−1
Política de precios	El Día, 15-07-2022	«Los subsidios mantienen controlada la inflación»	+1

Fuente: corpus de prensa del estudio. Los titulares se citan textualmente con fines de análisis, con atribución a su medio.