

# Ensayos Económicos | 84

Noviembre de 2024

**La medición de las expectativas de inflación en Argentina:  
consultoras económicas versus mercados financieros**

Patricio J. Temperley



BANCO CENTRAL  
DE LA REPÚBLICA ARGENTINA

# La medición de las expectativas de inflación en Argentina: consultoras económicas versus mercados financieros

**Patricio J. Temperley\***

Banco Central de la República Argentina

## Resumen

La inflación de los últimos años en Argentina ha sido elevada y volátil, lo que torna cada vez más importante pronosticarla correctamente en el corto plazo. Este trabajo compara el poder predictivo de las proyecciones de inflación mensual realizadas por consultores económicos encuestados por el Banco Central mediante el Relevamiento de Expectativas de Mercado (REM) y la inflación implícita (*break-even*) en los mercados financieros, obtenida ajustando modelos de Nelson-Siegel-Svensson sobre curvas cupón cero. Los resultados sugieren que las expectativas del REM fueron una mejor referencia para pronosticar la evolución de la inflación en Argentina en el corto plazo durante 2020-2023.

*Clasificación JEL:* E31, E44, E47.

*Palabras clave:* curvas cupón cero, encuestas de mercado, expectativas de inflación, inflación implícita.

---

\* Las opiniones de este trabajo son del autor y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades.  
Email: patricio.temperley@bcra.gob.ar.

# Measuring Inflation Expectations in Argentina: Economic Analysts versus Financial Markets

**Patricio J. Temperley**

Central Bank of Argentina

## **Abstract**

Inflation in Argentina over the past few years has been high and volatile, making it increasingly important to forecast it accurately in the short term. This paper compares the predictive power of monthly inflation projections made by economic consultants surveyed by the Central Bank through the Market Expectations Survey (REM) and implicit inflation (break-even) in financial markets, derived from Nelson-Siegel-Svensson models on zero-coupon curves. The results suggest that REM expectations were a better reference for forecasting the evolution of inflation in Argentina in the short term during 2020-2023.

*JEL Classification:* E31, E44, E47.

*Keywords:* inflation expectations, implicit inflation, market surveys, zero-coupon curves.

## 1. Introducción

Un postulado clásico de la banca central moderna es aquel que afirma que la evolución de la tasa de inflación en el corto plazo encuentra uno de sus principales factores determinantes en las propias expectativas. Consecuentemente, es clave el manejo de esas expectativas manteniéndolas ancladas en torno al objetivo inflacionario de la política monetaria (Woodford, 2003, citado en Bonatti, Fracasso y Tamborini, 2022).

La inflación de los últimos años en Argentina ha sido elevada, creciente y volátil, lo que torna cada vez más importante pronosticarla correctamente en el corto plazo para facilitar la toma de decisiones. A tal efecto, obtener pronósticos precisos y confiables es crucial para múltiples actores de la sociedad: para los hacedores de política monetaria y fiscal; para los inversores que cubren el riesgo de sus activos nominales; para las empresas que toman decisiones de inversión y fijan precios; y para los trabajadores y directivos que negocian contratos salariales.

Existen, a grandes rasgos, dos herramientas para conocer la posible evolución futura de los precios. Por un lado, están las encuestas de expectativas de mercado, realizadas usualmente por bancos centrales a profesionales y de las que se puede obtener una medida directa de expectativa de inflación, puesto que es explícitamente declarada por los encuestados. Por otro lado, existe una medida indirecta, que surge del cálculo de las expectativas de inflación derivadas de la información de los precios de diferentes instrumentos en los mercados financieros. Las dos medidas presentan debilidades y no existe un consenso sobre cuál herramienta provee estimaciones más precisas: las conclusiones de la literatura usualmente dependen de las condiciones macrofinancieras del país, el momento escogido para el análisis y la metodología empleada.

Por una parte, las encuestas se realizan a un conjunto limitado de agentes y horizontes temporales predefinidos, son menos oportunas, pueden tener sesgos vinculados a la metodología de recolección y presentan costos asociados al diseño, recolección, procesamiento y análisis. Por otro lado, la inflación implícita en los bonos nominales e indexados (inflación *break-even*), como se explicará en la sección 2.2., puede incluir a múltiples elementos como las expectativas de inflación *per se*, pero también a primas por riesgo inflacionario, por liquidez, etc., que hacen más difícil su interpretación como medida pura de expectativas de inflación (Espinosa-Torres, Melo-Velandia y Moreno-Gutiérrez, 2017).

En ocasiones se considera que las tasas implícitas de inflación en Argentina pueden no reflejar la verdadera expectativa de inflación del mercado por la presencia de estrictas regulaciones cambiarias y restricciones a la operatoria habitual, hechos que llevan a que el mercado opere en un entorno de represión financiera y no se garantice el cumplimiento de la condición de no arbitraje entre títulos. Por otro lado, el Banco Central de la República Argentina (2021) publicó un documento de trabajo en donde describe la subestimación de la inflación entre 2018 y 2019 en el caso de las expectativas de las consultoras relevadas por el REM. En cualquier caso, la falta de estudios que comparen la utilidad y operatividad de estas medidas para Argentina en los últimos años conlleva que no exista un consenso sobre cuál es más apropiada. Además, la creciente incertidumbre

respecto a la evolución de la inflación hace que conocer esto sea de gran importancia para todos los agentes económicos.

En este sentido, este trabajo se propone comparar el poder predictivo de las proyecciones de inflación mensual realizadas por consultores económicos relevados por el Banco Central de la República Argentina (BCRA) mediante el Relevamiento de Expectativas de Mercado (REM) y la inflación implícita (o *break-even*) obtenida mediante una estructura temporal de tasas de interés cupón cero nominal y una real siguiendo el ajuste de Nelson-Siegel-Svensson, que surge de la información de los mercados financieros para el período 2020-2023. Para esta última medida se aplicó además el método de *bootstrapping* con el fin de ampliar las observaciones en cada momento de la muestra.

Los antecedentes más cercanos son los trabajos de Corso y Matarrelli (2019) y de Roman, Carlevaro y Dutto (2023), que mediante la estimación de una estructura temporal de tasas de interés nominal y real derivan un indicador de expectativas de inflación para Argentina con datos de 2017 y 2018. A pesar de la fundamental importancia de estos aportes, su objetivo no es el mismo que el de este artículo, puesto que buscan construir un indicador diario de expectativas de inflación con buen ajuste al REM, que tiene una frecuencia mensual. Además, estudian las expectativas de inflación a 12 meses, del año en curso y para años futuros en el primer caso, y a 24 meses en el segundo. Sin embargo, en el trabajo de Román *et al.* (2023) se incorpora por primera vez un análisis de regresión que contrasta al desempeño de las dos medidas con respecto a la evolución del dato oficial de inflación, hallando evidencia a favor de la medida *break-even*. Argumentan que esto se explica principalmente por la sistemática subestimación de la expectativa de inflación en el REM durante la muestra considerada.

Este trabajo es el primero que se propone contrastar el desenvolvimiento de las dos medidas de expectativas de inflación en el corto plazo, particularmente a un mes. La elección de este marco temporal obedece fundamentalmente a dos razones. En primer lugar, la inflación argentina fue tornándose cada vez más elevada y volátil conforme avanza el período de la muestra, con cambios de régimen inflacionario –primero inflación moderada y luego inflación alta–, lo que ha impactado en que las expectativas de mediano y largo plazo sean desacertadas para cualquier medida.

En segundo lugar, la ausencia de una amplia variedad de instrumentos financieros a diferentes plazos –tanto nominales como reales– ha tornado imposible construir curvas de rendimientos cupón cero nominales y reales para todos los plazos en cada momento de la muestra. Incluso si esto fuese posible, gran parte de la brecha entre ellas a plazos largos sería explicada eminentemente por la prima por riesgo de inflación, debido a la elevada volatilidad de la inflación observada.

El artículo se estructura de la siguiente manera. La sección 2 introduce a las medidas de expectativas de inflación relevadas por encuestas de mercado y las obtenidas a través de los mercados financieros. En la sección 3 se realiza una revisión de la literatura y del estado del arte haciendo énfasis en los mercados latinoamericanos. La sección 4 describe la metodología que se

utilizará y los datos empleados. La sección 5 examina los resultados empíricos hallados. Por último, en la sección 6 se presentan las conclusiones del trabajo.

## 2. Expectativas de inflación

### 2.1. Medición a través de encuestas

Una de las maneras existentes para conocer cuáles son las expectativas de inflación en una economía es a través de la realización de encuestas a diferentes actores de la sociedad. Estas encuestas suelen relevar no sólo la evolución esperada de los precios, sino también otras variables de interés como el nivel de actividad económica, la desocupación, las tasas de interés, el resultado fiscal del sector público, los saldos de la balanza comercial, etc., para diferentes horizontes temporales.

Las encuestas pueden ser realizadas por los bancos centrales de cada país o por otro tipo de instituciones, siendo más frecuente lo primero. Usualmente recaban información sobre las expectativas inflacionarias de instituciones financieras o consultoras económicas respecto a índices de precios de interés para el seguimiento de la política monetaria fijada por el banco central. En Estados Unidos y en la Unión Europea, por ejemplo, se realiza la *Survey of Professional Forecasters* (SPF) trimestralmente por los respectivos bancos centrales.

El Banco Central Europeo (ECB) releva desde 1999 a 60 participantes en promedio sobre sus expectativas de inflación en base al nivel general y a la medición núcleo de un Índice Armonizado de Precios al Consumidor (HICP) hasta 5 años hacia adelante, con preguntas vinculadas a la inflación esperada a 12 y 24 meses, como también al año calendario vigente y al posterior. En Estados Unidos la encuesta es realizada por la Reserva Federal de Filadelfia y mide expectativas inflacionarias trimestrales de hasta 36 meses hacia adelante e incorpora la expectativa anual de largo plazo a 5 años y 10 años (Grothe y Meyler, 2015).<sup>1</sup> En ella se encuesta a un promedio de 40 profesionales sobre el Índice de Precios al Consumidor (CPI) y el Índice de Precios de Consumo Personal (PCE), tanto en su nivel general como en su medición núcleo.

A nivel regional, el Banco Central de Brasil (BCB) realiza desde 1999 la encuesta *Focus* con hasta 160 participantes para medir la inflación esperada mensual hasta 24 meses hacia adelante, trimestral hasta 8 trimestres hacia adelante y anual hasta 4 años hacia adelante sobre el Índice Nacional de Precios al Consumidor Ampliado (IPCA) y sus rubros.

El Banco Central de Chile (BCCh), por su parte, elabora mensualmente desde 2007 la Encuesta de Expectativas Económicas (EEE) donde releva a alrededor de 50 participantes sobre sus proyecciones de inflación respecto únicamente al nivel general del Índice de Precios al Consumidor (IPC) para el mes en curso, el mes entrante, mediciones anuales hacia 3 años adelante y la inflación del año calendario vigente y el posterior.

---

<sup>1</sup> La *Survey of Professional Forecasters* (SPF) de Estados Unidos se realiza desde 1968 pero recién desde 1990 es conducida por la Reserva Federal de Filadelfia, siendo antes elaborada por instituciones privadas.

En Argentina, el Banco Central de la República Argentina (BCRA) mide las expectativas de inflación mediante el Relevamiento de Expectativas de Mercado (REM) de manera mensual. En una primera etapa –desde el año 2004 hasta 2012– lo hizo semanalmente hasta que lo discontinuó. Desde 2016 a la actualidad, en conjunto con el relanzamiento de un Índice de Precios al Consumidor (IPC), se retomó el REM y con él la medición de expectativas de inflación para el nivel general y núcleo del mes en curso y los 6 meses siguientes, para los próximos 12 meses y para el año calendario en cuestión a un promedio de 43 participantes.<sup>2</sup>

Existen además otros tipos de encuestas, que no necesariamente son realizadas por los bancos centrales a consultoras o instituciones del mercado. Ejemplos de ello son las encuestas que relevan las expectativas de los consumidores, como lo es la *Survey of Consumers* de la Universidad de Michigan en Estados Unidos o la Encuesta de Expectativas de Inflación (EI) que realiza la Universidad Torcuato Di Tella en Argentina también a consumidores.<sup>3</sup> Además, existen encuestas que miden las expectativas inflacionarias de las empresas, como por ejemplo la encuesta *Business Inflation Expectations* (BIE) de la Reserva Federal de Atlanta en Estados Unidos o la Encuesta de Determinantes y Expectativas de Precios (EDEP) que realiza el Banco Central de Chile.

## 2.2. Tasas implícitas en instrumentos financieros

Las expectativas de inflación también pueden calcularse a través de la información proveniente de los precios en el mercado de renta fija. Estas se construyen contrastando los rendimientos de bonos o letras a tasa fija con los rendimientos de bonos o letras indexados que ofrecen una compensación por inflación, ambos a una misma madurez. A esta medida de inflación implícita se la conoce como tasa de inflación *break-even* (BEIR, por sus siglas en inglés).

En mercados financieros altamente desarrollados también puede derivarse esta medida a partir de *swaps* de inflación, es decir, utilizando contratos derivados en donde una contraparte posee el derecho a recibir un pago igual al valor nominal multiplicado por la tasa de inflación realizada durante un período acordado de duración del contrato a cambio del valor nominal multiplicado por una tasa fija de inflación determinada. Esta tasa fija del *swap* de inflación, consensuada al inicio del contrato, refleja la tasa de inflación esperada durante el horizonte del contrato. Posteriormente, los *swaps* suelen ajustarse siguiendo tasas de mercado, especialmente si se trata de instrumentos OTC (*over the counter*).

La teoría que subyace a la estimación de las expectativas de inflación mediante instrumentos financieros es una síntesis de la teoría de los mercados eficientes sistematizada por Fama (1970), que postula que los precios de los activos financieros reflejan toda la información disponible, y del supuesto de expectativas racionales formulado por Muth (1961) y complementado por Lucas y

---

<sup>2</sup> Hasta agosto de 2017 se relevó sólo la expectativa sobre la evolución del IPC realizado por INDEC para el Gran Buenos Aires y, tras la divulgación de la primera nota técnica, se lo reemplazó por el IPC Nacional.

<sup>3</sup> No se considerará en este estudio a la Encuesta de Expectativas de Inflación (EI) de la Universidad Torcuato Di Tella por realizar un seguimiento de la inflación esperada anual, cuando en este estudio se pretende estudiar a una expectativa de corto plazo como lo es la proyección mensual.

Prescott (1971), que difiere del de expectativas adaptativas en que los agentes forman sus expectativas de manera óptima (sin incurrir en errores sistemáticos) utilizando toda la información disponible en el momento.

Siguiendo a Scholtes (2002), asumiendo que existen condiciones de no arbitraje, esto es que los mercados a tasa fija e indexados por inflación son eficientes y agotaron las oportunidades para arbitrar, entonces ambos mercados poseen la misma información sobre las tasas de interés nominales y reales y su diferencia de rendimiento se explica por las expectativas de los individuos sobre la inflación futura. Si estos mercados tienen previsión perfecta y no existen primas por riesgos de liquidez, entonces la diferencia entre las tasas de interés nominales y reales debería ser igual a la tasa de inflación para un período determinado. En otras palabras, con condición de no arbitraje ni primas de riesgo se cumple la ecuación de Fisher (1911), que postula que los retornos nominales son iguales a los retornos reales ajustados por las expectativas inflacionarias:

$$(1 + i_{t,T}) = (1 + r_{t,T})(1 + E_t[\pi_{t,T}]) \quad (1)$$

donde  $i_{t,T}$  es la tasa de interés nominal,  $r_{t,T}$  es la tasa de interés real y  $E_t[\pi_{t,T}]$  es la expectativa de inflación en  $t$  que abarca desde  $t$  hasta  $T$ , o inflación *break-even*.

A pesar de la simplicidad teórica que se desprende de la ecuación (1), en la práctica aparecen numerosas dificultades técnicas para medir la inflación *break-even*, relacionadas a que no es observable de manera directa. En primer lugar, debe darse que los supuestos se cumplan: no deben existir primas por riesgos para garantizar que se cumpla la condición de no arbitraje entre títulos.

Existen eminentemente dos tipos de primas por riesgos que pueden alterar el cumplimiento de este supuesto. La prima por riesgo de inflación es la compensación adicional que requieren los inversores sobre el instrumento a tasa fija por la incertidumbre respecto a la evolución futura de la inflación dado que no están protegidos al posicionarse en este título. Mientras más incierto el futuro mayor es la importancia de esta prima. En segundo lugar, la prima por riesgo de liquidez se da en mercados poco líquidos donde existe la probabilidad de afrontar una pérdida por la presión bajista sobre el precio al decidir vender el título. Mientras menor sea la liquidez del mercado mayor será esta compensación que demandarán los inversores para invertir en estos activos financieros.<sup>4</sup> Si bien existen numerosas alternativas para modelar la presencia de la prima por riesgo de inflación, una manera ilustrativa de incorporarla puede implementarse ajustando la ecuación (1) de la siguiente manera (García-Cicco, 2024):

$$(1 + i_{t,T}) = (1 + r_{t,T})(1 + E_t[\pi_{t,T}])(1 + pri_{t,T}) \quad (2)$$

Donde  $pri_{t,T} \propto -COV_t\{E_t[\Delta c_{t,T}], E_t[\pi_{t,T}]\}$ , es decir la prima por riesgo de inflación es proporcional a la covarianza entre la expectativa de crecimiento del consumo y de la inflación futura para  $T$ , condicionales al momento de recolectar la información en  $t$ .

---

<sup>4</sup> Christensen, Dion y Reid (2004) detallan otro tipo de primas más específicas como el descalce de flujos en títulos que no sean cupón cero, la sensibilidad de las expectativas a diferentes temporalidades o la segmentación de inversores entre el mercado nominal y el real. Scholtes (2002) menciona también al tratamiento fiscal de los títulos.

Por ejemplo, si la dinámica esperada es una de caída de la inflación con recesión económica, entonces existirá una prima negativa y la inflación *break-even* siguiendo la ecuación (1), al ignorar esta prima, subestimaría la verdadera expectativa de inflación. Alternativamente, si las expectativas sobre la evolución del consumo y la inflación estuvieran contrapuestas, habría una prima por riesgo de inflación positiva y la inflación *break-even* calculada mediante la ecuación (1) sobreestimaría a la expectativa pura de inflación.<sup>5</sup>

Una complicación adicional en mercados financieros poco desarrollados es que no existan suficientes instrumentos cupón cero nominales e indexados. Ante esto, previo a la construcción del indicador de expectativas de inflación deben calcularse las tasas *spot* teóricas de instrumentos con cupones, ya que para que las tasas de interés nominales y reales sean comparables se deben considerar títulos que posean un mismo flujo en el tiempo.<sup>6</sup>

Asumiendo que la prima por riesgo de inflación es insignificante, la ecuación (1) se debe expresar más concretamente en función de tasas *spot*:

$$(1 + S_{t,T}^i) = (1 + S_{t,T}^r)(1 + E_t[\pi_{t,T}]) \quad (3)$$

donde  $S_{t,T}^i$  es la tasa de interés cupón cero (*spot*) nominal y  $S_{t,T}^r$  es la tasa *spot* real.

La ecuación (3) puede reexpresarse como:

$$E_t[\pi_{t,T}] = \frac{(1 + S_{t,T}^i)}{(1 + S_{t,T}^r)} - 1 \quad (4)$$

Por la dificultad para arribar a una medida de expectativas de inflación *break-even* la literatura ha abordado diferentes métodos para estimarlas. Las dos grandes ramas se asientan sobre los trabajos de Deacon y Derry (1994), que propone la construcción de una estructura temporal de tasas de interés (ETTI) –o curva cero cupón– nominal y otra real utilizando un modelo paramétrico para su ajuste, y de Sack (2000), que elabora un indicador alternativo llamado “medida de compensación por inflación”, el cual tiene en cuenta la estructura de pagos de los bonos pero no requiere el ajuste de una curva de rendimientos real. Adicionalmente, otros trabajos han incorporado la presencia de una prima por riesgo inflacionario independientemente de la metodología utilizada, descomponiendo la medida *break-even* entre la expectativa pura de inflación y dicha prima por riesgo.

---

<sup>5</sup> Existe una variada literatura para diferentes países del mundo que descomponen la inflación *break-even* en expectativa pura de inflación y prima por riesgo de inflación. En general encuentran que, incluso en países de baja inflación, esta prima puede no ser despreciable y varía según las condiciones macroeconómicas.

<sup>6</sup> Cabe destacar que la tasa cero cupón no es comparable a la tasa interna de retorno (TIR) en instrumentos con cupones. A pesar de la amplia utilización de la TIR como factor de descuento, esto es incorrecto ya que asume que los agentes pueden realizar sus inversiones a dicha tasa cuando esto no sucede. Lo correcto es descontar cada flujo por un factor de descuento distinto, que es lo que se realiza al calcular las tasas *spot*.

Para estimar curvas de tasas *spot* como las utilizadas en (4) la metodología que más popularidad ha ganado es la utilización de modelos paramétricos del tipo Nelson-Siegel-Svensson (NSS), que fue elaborado por Nelson y Siegel (1987) y posteriormente extendido por Svensson (1994). Siguiendo a Delfau (2017), en países desarrollados estos modelos no son territorio propio de la academia sino también de la aplicación financiera. El Banco Central Europeo publica curvas *spot* diarias siguiendo un modelo NSS y la Reserva Federal publica la *US treasury yield curve* bajo la misma metodología. En países emergentes la estimación de curvas cupón cero suele no estar disponible y la derivación de las expectativas de inflación se trata en trabajos académicos ocasionales.

### 2.3. Ventajas y desventajas

Deacon y Derry (1994) critican al uso de encuestas sobre expectativas alegando que no han sido confiables en el tiempo, posiblemente por los escasos incentivos de los pronosticadores para brindar proyecciones precisas. Además, apuntan a otro tipo de inconvenientes como el tiempo que insume la compilación y que proveen información exclusiva sobre el corto plazo.

Por otro lado, Sousa y Yetman (2016) reconocen limitaciones de las encuestas como los horizontes fijos de proyección, los incentivos a proveer pronósticos extremos para maximizar su valor publicitario y la falta de compensación directa a los pronosticadores según su rendimiento. Espinosa-Torres *et al.* (2017) sintetizan que las encuestas se realizan a un conjunto limitado de agentes, se valen de horizontes temporales predefinidos, pueden tener sesgos metodológicos y presentan costos de diseño y realización.

Algunas de las críticas han sido parcialmente tratadas por los bancos centrales tras años de experiencia conduciendo las encuestas. Un ejemplo de ello es la creación de *rankings* de encuestadoras para resolver el problema de la mala fijación de incentivos. Otro punto a favor es la estandarización de los indicadores resultantes. A pesar de esto, otras críticas como la falta de un monitoreo de las expectativas en tiempo real siguen siendo un punto pendiente.

La información instantánea provista por los mercados financieros, por otro lado, se constituye como el gran pilar de la defensa de este tipo de indicadores. Incluso se puede vislumbrar a futuro una ventaja adicional conforme se desarrollen aún más los mercados de *swaps* de inflación, ya que a diferencia de las medidas de inflación *break-even* en base a mercados de renta fija, los efectos de liquidez son limitados porque solo se intercambian los flujos residuales a la fecha de madurez (y no todo el valor del contrato).

Los puntos en contra de este tipo de mediciones son la sofisticación técnica necesaria para arribar a un indicador, la sensibilidad de éste según el marco metodológico empleado y la posible existencia de primas de riesgo que distorsionen la medida. Además, en el caso de mercados emergentes, la escasa liquidez y profundidad de los instrumentos financieros llevan a que los precios no terminen de reflejar correctamente las expectativas inflacionarias.

### 3. Revisión literaria

Uno de los primeros trabajos que describe cómo, al comparar los rendimientos de bonos convencionales y de bonos indexados a la inflación, se puede obtener una medida de las expectativas de inflación fue el de Deacon y Derry (1994). Se trató de una investigación de dos años propiciada por el Banco de Inglaterra sobre las formas en que se podía inferir sobre las expectativas de tasas de interés y de inflación a partir de los precios de mercado de los bonos del gobierno británico. En líneas generales, estableciendo supuestos sobre la prima por riesgo de inflación y liquidez de los bonos, derivaron una curva de tasas *forward* y concluyeron que estas primas por riesgo sobreestimaban la inflación en el mercado.

Paralelamente, por la creciente necesidad de indicadores de referencia de política monetaria en el marco de nuevos regímenes de flotación cambiaria, Svensson (1994) construyó una curva de tasas de interés *forward* aplicando una versión extendida de la forma funcional de Nelson y Siegel (1987) con datos de Suecia para 1992-1994 cuya metodología se popularizó.

Por otro lado, Romer y Romer (2000) evaluaron la capacidad predictiva de diferentes actores de la sociedad respecto a la evolución de la inflación. Los autores probaron que la Reserva Federal de Estados Unidos posee una ventaja informativa acerca de la evolución de la inflación con respecto a los participantes del mercado que realizan sus pronósticos de inflación.<sup>7</sup> Esta asimetría de información llevó a los autores a sugerir que, si los actores del mercado hubiesen tenido acceso a los pronósticos de la Reserva Federal (*Greenbook*) a su debido momento, entonces habrían encontrado óptimo desechar sus proyecciones y utilizar las oficiales.

A inicios de los 2000, en una serie de trabajos ideados para economías avanzadas, comenzaron a derivarse con mayor dinamismo diversas medidas de expectativas de inflación a través de instrumentos financieros. Con diferencias metodológicas, numerosos artículos comienzan a hallar *proxies* de las expectativas de inflación, usualmente asumiendo que la primas por riesgo de inflación y liquidez sean pequeñas o buscando identificar su descomposición.

Las conclusiones de estos trabajos son diversas. Para Estados Unidos se encontró que la medida derivada de la información financiera a largo plazo es más reactiva que la que se observa a partir de encuestas, arrojando resultados satisfactorios siempre que la prima por riesgo no sea grande y hallando que las variaciones de esta medida podrían predecir la política monetaria americana entre 1999 y 2001 (Sack, 2000; Sack, 2002). Sin embargo, otros trabajos más reticentes sostuvieron que la presencia de una elevada y volátil prima de liquidez lleva a que la inflación *break-even* no sea una buena medida (Corning y Shen, 2001; Craig, 2003).

A partir de la información de bonos de Francia a 10 años, Alonso, Blanco y del Río (2001) construyeron una medida que identifica como marginales a este tipo de riesgos y que difiere

---

<sup>7</sup> El trabajo citado se suma a otros modelos macroeconómicos que sugieren la existencia de cierta ventaja informativa de las autoridades monetarias incluso en contextos de expectativas racionales (Sargent y Wallace, 1975; Barro y Gordon, 1983; Cukierman y Meltzer, 1986).

sustancialmente a la expectativa de inflación de encuestas o modelos univariados, siendo una medición más estable. Los autores sostienen que esto se debe a que los inversores revisan sus estimaciones más cautelosamente por el riesgo de pérdida inherente a su proyección.

Scholtes (2002) utilizó instrumentos financieros a 2 años del Reino Unido e incorporó además *swaps* de inflación para estimar curvas cupón cero y tasas de inflación *break-even*. El autor destacó la importancia de la frecuencia diaria con la que se cuentan los datos para poder realizar un seguimiento continuo de las expectativas de inflación y valoró a esta medida de inflación como un complemento relevante a lo informado por encuestas. En otro trabajo para el Reino Unido, Joyce, Lildholdt y Sorensen (2009) estudiaron un modelo sin restricciones de arbitraje con el que derivaron una estructura temporal a 15 años, hallando al modelo relativamente incapaz de ajustarse a períodos largos durante gran parte de la muestra, posiblemente por reflejar una mayor demanda de fondos de pensiones por bonos indexados.

En base a los precios de bonos canadienses entre 1992 y 2003, Christensen *et al.* (2004) identificaron que las primas por riesgo y otras distorsiones presentes en estos activos fueron una importante razón para el elevado nivel y variabilidad de la tasa implícita de inflación con respecto a encuestas de expectativas. Los autores concluyeron que sería prematuro tomar esta medida como una fuente creíble para calibrar la política monetaria, además de que tampoco sería útil como alternativa a otras herramientas de pronóstico de la inflación de corto y mediano plazo en un mercado poco profundo como el canadiense.

En una segunda ronda de trabajos que estudiaron la estructura temporal de tasas de interés para Estados Unidos se sugiere que las expectativas de inflación a largo plazo han estado ancladas durante los últimos años de los 2000 y que la prima por riesgo de inflación ha estado cerca de cero en promedio, aunque con períodos de mayor o menor volatilidad (Christensen, Lopez y Rudebusch, 2010; Grishchenko y Huang, 2007). A pesar de esta auspiciosa evidencia, otros artículos encontraron pruebas que sugieren que las encuestas de mercado suelen proveer predicciones más precisas que las tasas implícitas de inflación u otros modelos econométricos (Ang, Bekaert y Wei, 2007; Verbrugge y Zaman, 2021).

En un artículo del Banco Central Europeo, Grothe y Meyler (2015) compararon la eficacia en la estimación de la inflación según si la fuente de información se basa en datos de los mercados financieros (exclusivamente *swaps*) o encuestas a profesionales con respecto a otros modelos estadísticos. Concluyen que las dos medidas superan a los enfoques estadísticos para pronosticar la inflación a 1 y 2 años y sugieren que estas medidas deben usarse como variables informativas complementarias para evaluar posibles escenarios futuros de la inflación.

A nivel regional, los estudios en esta materia son más escasos y recientes, producto fundamentalmente de la tardía manifestación de mercados profundos en moneda doméstica y de instrumentos financieros indexados a la inflación que permitieran obtener medidas confiables de inflación implícita. No obstante, en materia de encuestas de mercado la mayor parte de los bancos

centrales latinoamericanos elabora desde inicios de la década de los 2000 encuestas de expectativas económicas con regularidad.<sup>8</sup>

Arias, Hernández y Zea (2006) contrastan dos medidas de expectativas de inflación a partir de bonos de Colombia para compararlos contra los resultados de la encuesta de expectativas económicas mensual realizada por el Banco de la República de Colombia destacando que, a pesar de las dificultades técnicas para obtener un indicador de inflación *break-even*, la facultad de proveer información diaria y a distintos plazos las convierte de gran importancia para evaluar si la autoridad monetaria está anclando las expectativas inflacionarias. En otro trabajo para Colombia, Espinosa-Torres *et al.* (2017) descomponen la inflación *break-even* en expectativas de inflación, prima por riesgo inflacionario y prima por liquidez a partir de un modelo *affine* para 2004 a 2015, encontrando que la inflación implícita es un buen indicador para la inflación a dos años y que la prima por riesgo de inflación disminuye en el tiempo.

Larraín (2007) encuentra para el caso de Chile, con datos de entre 2002 y 2006, que las variaciones en las primas de riesgo son una fuente importante de variación de la inflación *break-even* y que, como el nivel de la prima por riesgo de inflación es cercano a cero, entonces la prima por riesgo de liquidez puede ser un factor importante detrás del movimiento de la inflación implícita. Acevedo (2010), por su parte, encuentra que la mejor estimación de la inflación *break-even* se encuentra al utilizar los bonos del Banco Central de Chile a 3 meses, asociando este resultado a la elevada liquidez de estos títulos y a la sensibilidad de los bonos de corta madurez para capturar rápidamente las expectativas en los precios.

En Brasil, un primer trabajo de Val, Barbedo y Maia (2011) utiliza datos desde 2003 hasta 2009 del mercado de deuda pública brasilero y compara a diferentes métodos para extraer la inflación implícita y al resultado de la encuesta realizada por el Banco Central de Brasil contra la evolución del índice de precios al consumidor. Los autores encuentran que la inflación implícita se acerca más a la inflación efectiva y argumentan que esto puede deberse a la relativamente baja prima por inflación existente. Trabajos posteriores que abordaron la descomposición entre prima de riesgo e inflación implícita, sea ajustando un modelo de la familia de Nelson-Siegel (Mariani y Laurini, 2017) o corrigiendo por estacionalidad de la inflación implícita (Silva Araujo y Machado Vicente, 2017), encontraron que los modelos arrojan mejores predicciones que la encuesta *Focus* para plazos inferiores a un año.

Para el caso de Argentina los estudios de Corso y Matarrelli (2019), y de Román *et al.* (2023) posteriormente, elaboran un indicador de inflación *break-even* de frecuencia diaria mediante un ajuste de Nelson-Siegel-Svensson (NSS) con datos del mercado de renta fija de 2017 y 2018, observando las expectativas a 12 meses, del año en curso y para años futuros en el primer trabajo, y a 24 meses en el segundo. Su búsqueda era la de contar con un indicador que exhiba un buen ajuste al REM pero que pueda obtenerse de manera diaria.

---

<sup>8</sup> Sousa y Yetman (2016) desglosan las diferentes encuestas existentes de bancos centrales emergentes, su año de inicio y la eficacia y sesgos que presentan respecto a los resultados.

## 4. Metodología

### 4.1. Estrategia

En este trabajo se abordarán tres etapas para poder contrastar correctamente las expectativas inflacionarias del mercado con las provistas por las consultoras económicas. Los dos primeros pasos se realizan con el objetivo de obtener una medida técnicamente correcta de expectativas de inflación *break-even*, dado que no es directamente observable en el mercado.<sup>9</sup> En primer lugar, se obtendrán las tasas *spot* tanto nominales como reales, aplicando la metodología de *bootstrapping* para los títulos con cupones. Posteriormente, con el fin de derivar las expectativas de inflación para los plazos de interés, se ajustará el modelo paramétrico de Nelson-Siegel-Svensson (NSS), el cual arrojará una estructura temporal de tasas de interés cupón cero nominal y real para cada período de la muestra. Por último, en un tercer paso se examinará la capacidad predictiva del REM y de la inflación implícita en los mercados financieros siguiendo una adaptación a la especificación de Verbrugge y Zaman (2021).

#### 4.1.1. Tasas *spot* y *bootstrapping*

Para poder contar con una estructura temporal de tasas de interés (ETTI) primero se debe contar con las tasas de descuento, o tasas *spot*. Cuando se consideran títulos que son cupón cero, es decir que no pagan cupones, la tasa interna de retorno es igual a la tasa *spot*. Siguiendo la terminología de Corso y Matarrelli (2019), el precio en  $t = 0$  de un bono cupón cero con valor nominal 100 que vence en  $t_1$ :

$$P_{0,t_1} = 100 \cdot Z_{0,t_1} \quad (5)$$

$$Z_{0,t_1} = \frac{P_{0,t_1}}{100} \quad (6)$$

El factor de descuento  $Z_{0,t_1}$  para  $t_1$  queda definido como:

$$Z_{0,t_1} = \frac{1}{1 + S_{0,t_1}} \quad (7)$$

Reemplazando (7) en (5) se puede obtener la tasa *spot* teórica, que está implícita en el título cupón cero:

$$S_{0,t_1} = \frac{100 - P_{0,t_1}}{P_{0,t_1}} \quad (8)$$

---

<sup>9</sup> El énfasis en crear una medida *técnicamente* correcta no es trivial. En la práctica, diversos analistas obtienen la inflación *break-even* usualmente a partir del cociente de rendimientos de un título a tasa fija y uno indexado a un plazo determinado *ad hoc*, sin considerar la información de toda la curva de rendimientos y obviando el efecto de los cupones sobre los rendimientos.

Cuando un mercado financiero no posee una amplia variedad de instrumentos cupón cero con diferentes plazos que permitan ajustar una curva de rendimientos fiable, se puede ampliar el conjunto de tasas aplicando el método de *bootstrapping*. Éste es un procedimiento recursivo realizado sobre títulos con cupones y permite derivar las tasas *spot* específicas para cada plazo en el que madure un flujo del bono (sean cupones de renta o amortización). En cada iteración, el proceso utiliza las tasas *spot* previamente calculadas para descontar los flujos ya conocidos, dejando como única incógnita la tasa *spot* del flujo en cuestión. Esta tasa es la que asegura que el precio del bono, dado por el mercado, sea consistente con el valor presente del flujo descontado.

De esta manera, cuando se quiera calcular el factor de descuento  $Z_{0,t_2}$  para  $t_2$  de un título con valor nominal 100 que paga un cupón fijo ( $C$ ) en  $t_1$  y amortiza y paga otro cupón en  $t_2$  se utilizará como insumo lo obtenido en (6):

$$P_{0,t_2} = C \cdot Z_{0,t_1} + (100 + C) \cdot Z_{0,t_2} \quad (9)$$

$$Z_{0,t_2} = \frac{P_{0,t_2} - C \cdot Z_{0,t_1}}{100 + C} \quad (10)$$

Reemplazando (6) en (10), obtenemos lo siguiente:

$$Z_{0,t_2} = \frac{P_{0,t_2} - \frac{C \cdot P_{0,t_1}}{100}}{100 + C} \quad (11)$$

Iterando este procedimiento para  $n$  periodos, los factores de descuento a hallar se determinan de la siguiente manera:

$$Z_{0,t_n} = \frac{P_{0,t_n} - C \cdot \sum_{i=1}^{n-1} Z_{0,t_i}}{100 + C} \quad (12)$$

Con el procedimiento utilizado se pueden extraer tantas tasas *spot* como flujos haya para descontar del título escogido. Tras implementar esto, se amplían las observaciones disponibles en la estructura temporal y se puede estimar una curva de rendimientos que complete los rendimientos para todos los plazos.

#### 4.1.2. Ajuste de Nelson-Siegel-Svensson (NSS)

El modelo paramétrico propuesto por Nelson y Siegel (1987) y ampliado por Svensson (1994) propone una función parsimoniosa para estimar las propiedades de la curva de rendimiento: nivel, pendiente y curvatura. En particular, la tasa cupón cero  $S_{0,t_n}^{NSS}$  que surge en cada momento es:

$$S_{0,t_n}^{NSS} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \left( \frac{1 - e^{-\frac{t_n}{\tau_1}}}{\frac{t_n}{\tau_1}} \right) + \beta_2 \cdot \left( \frac{1 - e^{-\frac{t_n}{\tau_1}}}{\frac{t_n}{\tau_1}} - e^{-\frac{t_n}{\tau_1}} \right) + \beta_3 \cdot \left( \frac{1 - e^{-\frac{t_n}{\tau_2}}}{\frac{t_n}{\tau_2}} - e^{-\frac{t_n}{\tau_2}} \right) \quad (13)$$

Donde hay seis parámetros a estimar, que son  $\{\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \tau_1, \tau_2\}$ .  $\beta_0$  determina el nivel de la curva,  $\beta_1$  determina el grado de convergencia con el que la curva se aproxima a su valor de largo plazo,  $\beta_2$  determina el tamaño y la forma de la “joroba” y  $\beta_3$  es la segunda “joroba” incorporada por Svensson (1994), que capta la curvatura en horizontes más largos. Por último, los parámetros  $\tau_1$  y  $\tau_2$  determinarán el momento en que se produce la “joroba”.

Esta especificación cuenta con la ventaja de utilizar toda la información disponible del mercado financiero (al no utilizar la información de un único título) a la vez que, con pocos parámetros, tiene la flexibilidad necesaria para adaptarse a la forma cambiante de la curva de rendimientos. Además, como señalan Román *et al.* (2023), que el modelo NSS haya sido empleado en otros trabajos para estimar la estructura temporal de tasas de interés en Argentina es una ventaja en sí misma, debido a que facilita la comparación de resultados.

Una vez aplicado este procedimiento para cada tipo de título (a tasa fija e indexado a la inflación) y para cada día de la muestra, se obtiene una curva de rendimientos nominal (utilizando la información de los títulos a tasa fija) y otra real (a través de la información de títulos indexados al CER). De la brecha entre estas curvas en cada momento del tiempo se puede derivar la expectativa de inflación implícita para un plazo determinado.

#### 4.1.3. Capacidad predictiva de cada medida

Al obtener el indicador de expectativas implícitas de inflación mediante los pasos anteriores, se puede contrastar la capacidad predictiva de esta medida *break-even* y de la provista por los consultores económicos a través del REM con respecto al dato observado de inflación, medido a través del IPC que publica INDEC.

Para ello, se seguirá una adaptación de la especificación utilizada por Verbrugge y Zaman (2021), quienes examinan la capacidad predictiva de estas medidas a través de un modelo autorregresivo de primer orden con la expectativa de inflación como variable exógena. En este caso, la adaptación se realiza para ajustar el modelo (i) a predicciones mensuales en lugar de anuales y (ii) de mejor manera a los datos locales, que responden también a un proceso de medias móviles. La especificación a utilizar será un modelo autorregresivo de medias móviles con la expectativa de inflación incorporada como variable exógena (ARMAX):

$$\pi_{t,T} = c + \alpha E_t[\pi_{t,T}] + \sum_{i=1}^p \delta_i \pi_{t-i,t} + \sum_{j=0}^q \gamma_j \epsilon_{t-j} \quad (14)$$

Donde  $\pi_{t,T}$  es la tasa de inflación mensual que ocurre entre el mes  $t$  y  $T$ ,  $c$  es una constante,  $E_t[\pi_{t,T}]$  es la expectativa de inflación mensual observada en el último día hábil del mes  $t$ , sea medida a

través del REM o de la inflación implícita en los mercados financieros, para la inflación ocurrida entre  $t$  y  $T$ . El modelo contempla un proceso autorregresivo de orden  $p$  y de medias móviles de orden  $q$ , donde  $(p, q)$  se determina según el criterio de información de Akaike (AIC).

La justificación detrás de la inclusión de un componente adaptativo (autorregresivo) en la especificación utilizada se funda tanto conceptualmente como econométricamente. Desde el plano conceptual porque, si bien las expectativas racionales son un marco metodológico importante –e incluido en la ecuación (14)–, en entornos de alta inflación autores encuentran razones para considerar a la inflación de corto plazo como un proceso que también es intrínsecamente inercial (Werning, 2024).

Una primera forma de inercia puede surgir si las expectativas son en sí mismas inerciales: es el caso de baja credibilidad política, problemas de información, agentes que no sean completamente *forward-looking* o indexación de contratos. Pero, además, hay otra forma de inercia, que se da incluso con expectativas racionales y anuncios de política económica creíbles y ocurre, por ejemplo, cuando se desordenan precios relativos con diferentes grados de rigidez y su corrección crea una forma de inercia (Werning, 2022).

Por otro lado, al estudiar preliminarmente los datos se identificó la presencia de un proceso autorregresivo y de medias móviles sobre la variación mensual del IPC. Específicamente, se halló evidencia de autocorrelación positiva al calcular el estadístico de Durbin-Watson y el estudio de los correlogramas sugirió la existencia de un proceso AR(1) y MA(1). La caída en el error cuadrático medio producto de la inclusión de estos procesos respalda cuantitativamente la decisión de su incorporación.

Más allá de lo mencionado hasta aquí, lo verdaderamente relevante de la ecuación (14) para este estudio es, en definitiva, la significancia estadística y el valor numérico del coeficiente  $\alpha$ . Si la expectativa de inflación (según cada modelo, REM o *break-even*) representa una buena predicción de la inflación observada, entonces el  $\alpha$  de ese modelo debería ser significativo y cercano a 1. Al estudiar dos modelos idénticos en donde lo único que cambia es la variable exógena, aquel que exhiba un menor error cuadrático medio será el que mejor ajuste a la realidad.

## 4.2. Datos

Se utilizan tres fuentes de datos, que son el Banco Central de la República Argentina (BCRA), Bloomberg y el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

De la información provista por el BCRA en el REM se utiliza la mediana de la proyección realizada por los consultores para la variación mensual del nivel general del IPC Nacional (INDEC) y los valores diarios del Coeficiente de Estabilización de Referencia (CER). Los datos de Bloomberg sirven a los fines de contar con los precios para calcular los rendimientos de las letras y bonos que se utilizan en este estudio. Finalmente, se utiliza la variación mensual del nivel general del IPC Nacional publicado por INDEC mensualmente.

Los instrumentos de renta fija utilizados son, para la parte corta de la curva, las letras a descuento (LEDES) y letras indexadas al CER (LECER).<sup>10</sup> Cabe destacar que estos dos tipos de letras son cupón cero y por lo tanto sus rendimientos ya se constituyen como tasas *spot*. Por otro lado, para el procedimiento de *bootstrapping* se utiliza una selección de bonos a tasa fija (BONTES) y bonos indexados al CER (BONCER) tal que permitan ampliar los nodos de las curvas cupón cero en por lo menos 1.000 días de plazo para cada curva. En el Anexo se pueden encontrar los títulos utilizados para cada período de la muestra.

En el caso de los títulos indexados a la inflación (CER), sin importar si son cupón cero (LECER) o con cupones (BONCER), debe realizarse el ajuste del capital considerando que tienen un *lag* de indexación usual de 10 días hábiles previos a la fecha de liquidación del título. Así, a la hora de calcular los rendimientos en cada momento de la muestra, al valor nominal de cada título se le realizó el ajuste de capital según la acumulación del valor del CER desde los 10 días hábiles previos a la liquidación del título hasta los 10 días hábiles previos a la fecha de cotización en la que se calculó el rendimiento.

Para el *bootstrapping* se utilizó como primera tasa *spot* para comenzar a descontar los flujos de los bonos a una interpolación logarítmica de los rendimientos de las letras (LEDES o LECER, según corresponda) más cercanas en vencimiento al plazo del primer flujo a descontar. Para el caso de los cupones en los tramos de la curva donde exista más de un flujo a descontar se realizaron interpolaciones logarítmicas utilizando todas las tasas *spot* disponibles hasta el momento. Si para un bono determinado ocurriera lo anterior, entonces la tasa *spot* del último cupón será aquella que permita que se iguale el precio de mercado del bono a la suma de los flujos descontados aplicando la interpolación mencionada más el valor del último cupón descontado.

A los fines de garantizar homogeneidad entre las expectativas reflejadas por el REM y por el mercado financiero, se necesita definir un criterio respecto al día que se considera para el cálculo de la medida de inflación *break-even*, la cual puede ser obtenida diariamente. Ante esto se definió que, para cada mes de la muestra, se considera la información del último día hábil del mes anterior. Esto responde a que este día coincide con el último día que tienen las consultoras para poder reportar sus proyecciones al BCRA en el REM. Así, se aísla el potencial efecto que tenga la difusión del REM sobre los precios de los activos financieros y, consecuentemente, en las tasas implícitas de inflación.<sup>11</sup>

El período estudiado es el comprendido entre julio de 2020 y julio de 2023. La elección responde a que, como se puede observar en el panel (a) del Gráfico 1, si bien comenzó a funcionar un mercado de renta fija en pesos de corto plazo con mayor volumen y cantidad de títulos a partir de 2018, el

---

<sup>10</sup> En Argentina los títulos indexados ajustan su capital según la evolución del CER. Este índice es elaborado por el BCRA y consiste en una medida diaria de la inflación mensual según el nivel general del IPC Nacional de INDEC.

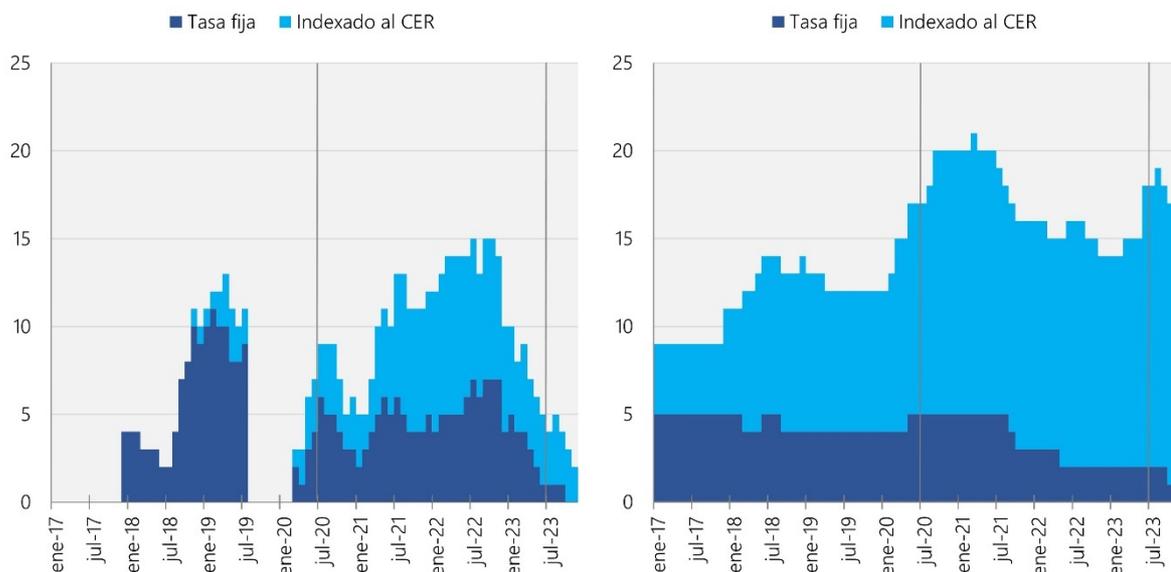
<sup>11</sup> Esta decisión surge de resolver un *trade-off*. Hay que escoger entre (a) comparar las dos medidas en un mismo día, con la desventaja de que exista un *lag* de indexación de 10 días en la medida *break-even*, o (b) adelantar 10 días hábiles la construcción de la medida *break-even*, con lo cual se soluciona el problema del *lag* de indexación, pero no se aísla el posible efecto que tenga la publicación del REM sobre la valuación de los activos financieros.

reperfilamiento de la deuda pública de corto plazo en pesos ocurrido en agosto de 2019 alteró el normal funcionamiento del mercado.

**Gráfico 1: Densidad de instrumentos al último día hábil de cada mes**

**a. Letras<sup>12</sup>**

**b. Bonos**



Fuente: elaboración propia en base al Ministerio de Economía.

Recién en febrero de 2020 comenzó a rearmarse el mercado de renta fija mientras terminaban de cancelarse los títulos reperfilados. El mercado de deuda en pesos comenzó a funcionar con relativa normalidad entre mediados de 2020 y mediados de 2023, cuando ante la escalada inflacionaria dejaron de licitarse letras a tasa fija que permitan contar con un buen ajuste de la curva en el corto plazo, tramo que es de especial relevancia para este trabajo.

## 5. Evidencia empírica

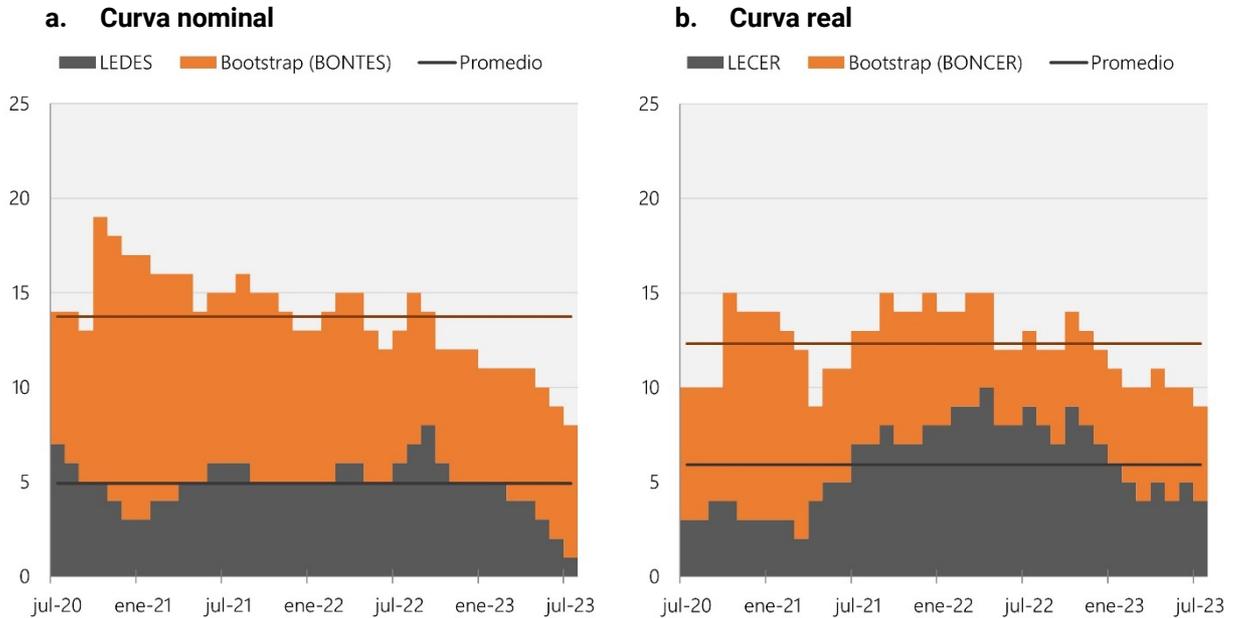
Tal como se describió en la sección 4, en primer lugar, se comenzó por obtener un indicador de expectativas de inflación implícitas en las curvas de rendimientos de los títulos de renta fija. En los paneles (a) y (b) del Gráfico 2 se exhibe cómo se logró ampliar la cantidad de observaciones en la curva nominal y real, respectivamente, tras aplicar la metodología de *bootstrapping*. Específicamente, se lograron ampliar los nodos de las curvas desde un promedio de 5 nodos en cada curva a 14 nodos en la curva nominal y 12 nodos en la curva real.

Tras esto, se corrió el ajuste de Nelson-Siegel-Svensson (NSS) para cada curva cupón cero en los 37 períodos de la muestra considerada y se calculó el indicador de expectativas de inflación *break-even*. El panel (a) del Gráfico 3 exhibe la estructura temporal de tasas de interés nominal y el panel (b) la estructura real al 31/12/2020. A partir de estas curvas de rendimientos se calculó la inflación

<sup>12</sup> Tras ocurrido el reperfilamiento de letras durante agosto de 2019, estos instrumentos no estuvieron más *performing*. Esto explica que la densidad se reduzca a cero hasta que se reiniciaran las licitaciones en 2020.

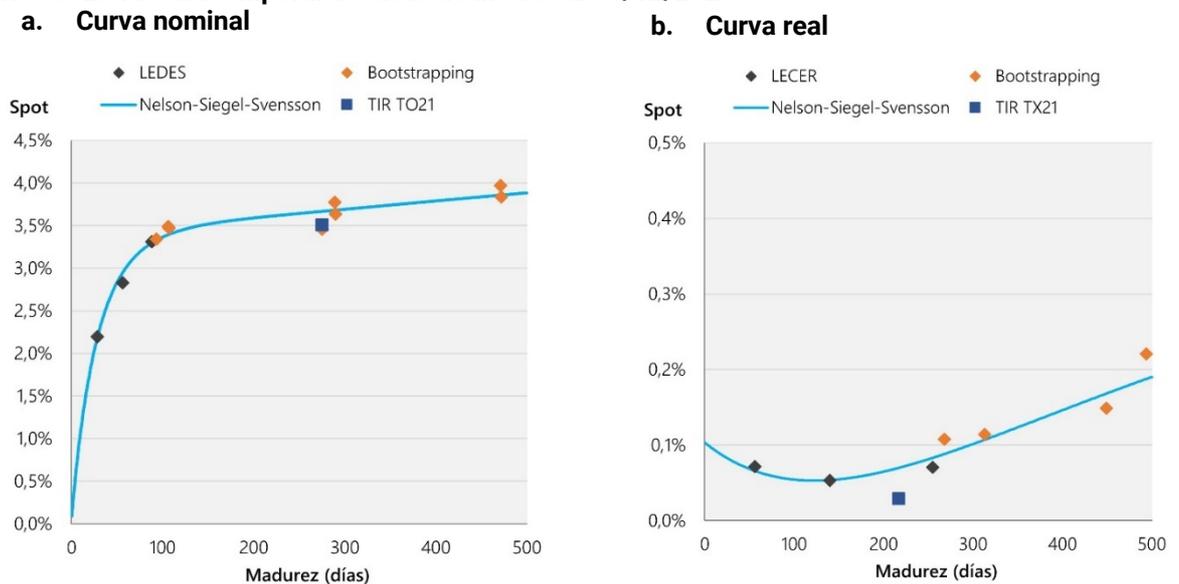
*break-even* esperada para enero de 2021. El Gráfico 4 exhibe las estructuras temporales de tasas de interés al 31/12/2022, utilizadas para obtener la inflación esperada a enero de 2023.<sup>13</sup>

**Gráfico 2: Nodos en cada curva al último día hábil de cada mes**



Fuente: elaboración propia en base a Bloomberg.

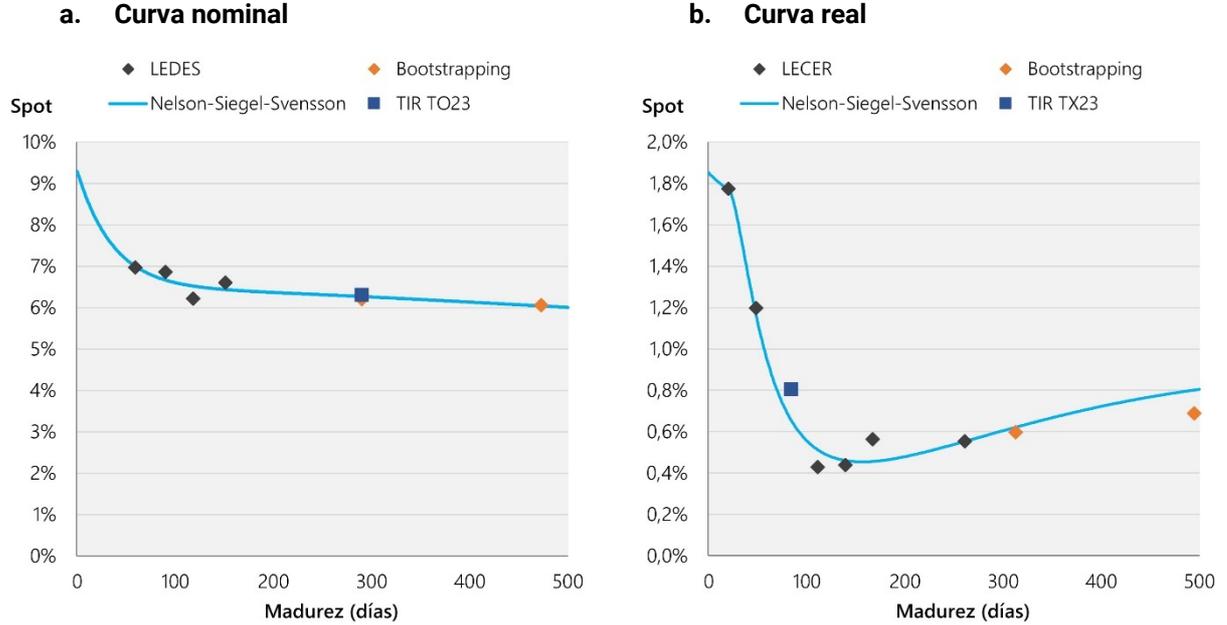
**Gráfico 3: Estructura temporal de tasas de interés al 31/12/2020**



Fuente: elaboración propia en base a Bloomberg.

<sup>13</sup> Si bien se calcularon curvas a por lo menos 1.000 días de plazo, en los Gráficos 3 y 4 se exhibe un *zoom* a 500 días para poder captar mejor visualmente la curvatura de corto plazo.

**Gráfico 4: Estructura temporal de tasas de interés al 31/12/2022**



Fuente: elaboración propia en base a Bloomberg.

La elección de estos períodos no es arbitraria: a los fines de obtener la inflación esperada lo que interesa la relación existente entre las curvas, más allá de que estén invertidas o no.

Una vez que se cuenta con la muestra completa de expectativas de inflación *break-even*, se puede estudiar la evolución de este indicador y de la mediana del REM con respecto a la evolución de la inflación mensual observada, tal cual lo expuesto en el Gráfico 5.

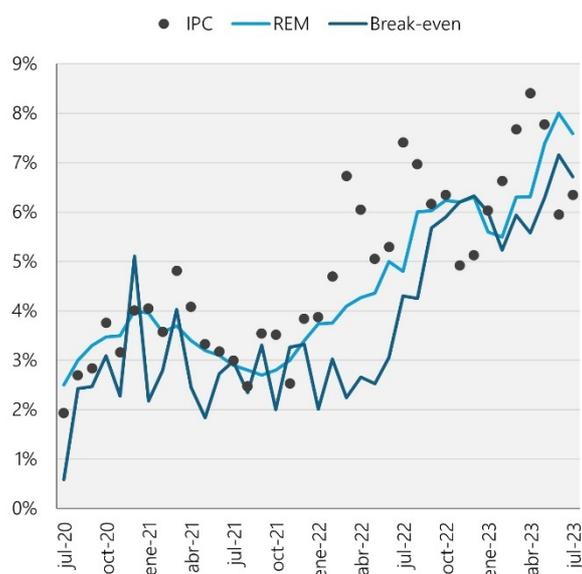
En el panel (a) del Gráfico 5 se observa la inflación mensual anticipada por el REM y por el mercado con respecto al dato oficial de inflación (IPC). Puede notarse que entre julio de 2020 y julio de 2023 la inflación mensual fue ascendiendo, sobre todo desde mediados de 2022. Las expectativas de inflación –medidas de cualquiera de las dos maneras planteadas– tardaron en comenzar a reflejar correctamente el nuevo régimen de inflación comenzado desde mediados de 2022, más cercano a tasas del 5-8% mensual que a tasas del 2-4% como regían hasta principios de 2022.

El panel (b) permite dilucidar más claramente la calidad de cada medida de expectativa de inflación, ya que exhibe los desvíos de ellas con respecto a la evolución mensual del IPC. Lo primero a notar es que, en general, hasta fines de 2021 las medidas podían divergir en sentidos contrarios al IPC (usualmente REM sobreestimando y *break-even* subestimando), mientras que desde 2022 exhiben un comovimiento en la dirección del desvío (generalmente ambas subestiman o sobreestiman a la vez).

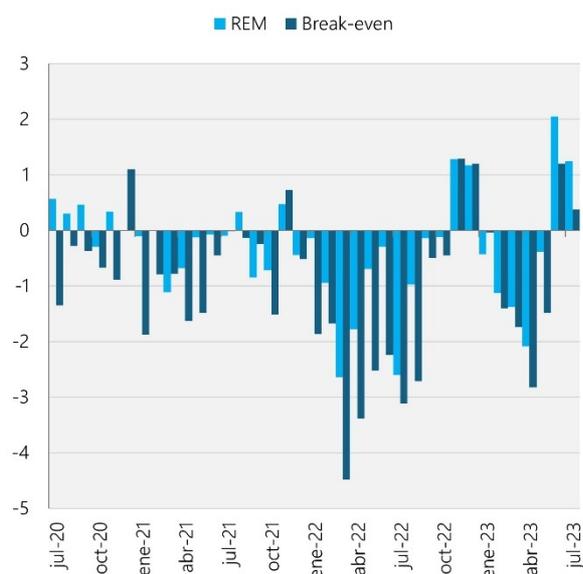
En segundo lugar, el panel (b) es útil para detectar que en el segundo y tercer trimestre de 2022 la expectativa de inflación *break-even* subestimó ampliamente al IPC (e incluso al REM). Esta dinámica puede estar explicada por dos factores: por un lado, el sostenimiento de las curvas de deuda en pesos por parte de organismos oficiales tras la corrida desatada entre mayo y junio de 2022 y la existencia de restricciones cambiarias existentes durante toda la muestra. Esto podría

sugerir que la medida de expectativas de inflación vía mercado esté siendo afectada por ruido asociado a la represión financiera, dificultando a los inversores *pricear* eficientemente sus títulos y violándose, en consecuencia, las condiciones de no arbitraje.

**Gráfico 5: Relación entre IPC, REM y *break-even***  
**a. Variación mensual (en %)**



**b. Desvíos respecto al IPC (en p.p.)**



Fuente: elaboración propia en base a INDEC, BCRA y Bloomberg.

Por otro lado, como surge de la ecuación (2) puede haber existido una fuerte prima negativa por riesgo inflacionario durante este periodo, explicada por la covarianza positiva entre la expectativa de crecimiento del consumo de la economía (que durante 2022 continuaba recuperándose respecto a los niveles de 2020 y 2021 asociados a la pandemia COVID-19) y la expectativa de inflación futura (en el marco de un régimen político sin plan de estabilización). Resulta imposible conocer cuál de los dos efectos nombrados fue más importante sin cuantificar debidamente la prima por riesgo, desafío todavía pendiente en la literatura argentina sobre el estudio de expectativas de inflación.<sup>14</sup>

Una vez explorada la dinámica de las expectativas de inflación visualmente, se puede proceder a la etapa de análisis econométrico. A diferencia del trabajo realizado por Verbrugge y Zaman (2021), en donde primero examinan la capacidad predictiva dentro de la muestra (*in-sample*) y luego realizan ejercicios de pronóstico fuera de la muestra (*out-of-sample*), en este trabajo sólo se realizó un ejercicio *in-sample* dado que el tamaño de la muestra construida es pequeño para implementar este tipo de pronósticos.<sup>15</sup> En este ejercicio, las predicciones basadas en la estimación dentro de

<sup>14</sup> Al descomponer la expectativa *break-even* en la expectativa pura de inflación y la prima por riesgo de inflación, se podría argumentar que la brecha existente entre la expectativa pura y la expectativa provista por el REM (en caso de que sean estadísticamente diferentes) se deba a la represión financiera.

<sup>15</sup> Para tomar dimensión de las diferencias muestrales, en Verbrugge y Zaman (2021), artículo que es metodológicamente relevante para éste, cuentan con observaciones mensuales que cubren desde enero de 1986 hasta mayo de 2021 ( $n = 424$ ), mientras que en este trabajo se logró construir una muestra que cubre desde julio de 2020 hasta julio de 2023 ( $n = 37$ ).

la muestra utilizan la muestra completa para estimar los parámetros con el objetivo de predecir mejor las observaciones.<sup>16</sup>

En el Cuadro 1 pueden hallarse los resultados de los dos modelos ARMAX(1,1) estimados para la muestra completa, que contempla desde julio de 2020 hasta julio de 2023, en donde la variable dependiente es la variación mensual del IPC y la única diferencia entre los modelos es la expectativa de inflación considerada:

**Cuadro 1: Estimaciones de los modelos**

Modelo	REM		<i>Break-even</i>	
Variable	Coficiente	<i>p-value</i>	Coficiente	<i>p-value</i>
Constante	0,0096	0,157	0,0380	0,000
Expectativa	0,8530	0,000	0,2414	0,105
AR(1)	-0,0100	0,971	0,7462	0,000
MA(1)	0,7172	0,001	0,1690	0,554
RMSE	0,0081	-	0,0086	-
AIC	-241,07	-	-235,85	-
Durbin-Watson	1,9762	-	1,9942	-
Observaciones	37	-	37	-

Fuente: elaboración propia.

Como se puede observar en el Cuadro 1, la expectativa de inflación provista por el REM es estadísticamente significativa a un nivel de significancia del 1% y su coeficiente estimado es de 0,853. El modelo que incorpora a dicha expectativa tiene una raíz del error cuadrático medio (RMSE) de 0,0081.

Mientras tanto, en el modelo que incorpora la expectativa de inflación *break-even* esta variable no es estadísticamente significativa bajo ningún criterio tradicional, aunque está cerca de ser significativa a un nivel de confianza del 90%. El RMSE del modelo es de 0,0086, por encima del RMSE del modelo que incorpora a la expectativa del REM.

Los resultados hallados en el Cuadro 1 sugieren que la medida de expectativas de inflación provista por las consultoras económicas a través del REM es una mejor referencia para pronosticar la evolución de la inflación en Argentina en el corto plazo, en comparación a la medida de expectativas de inflación *break-even* derivada en este trabajo. Este resultado debe entenderse en

<sup>16</sup> Para obtener resultados más robustos lo óptimo hubiese sido contar con una muestra de datos lo suficientemente extensa como para poder realizar ejercicios de pronóstico *out-of-sample* y evaluar la capacidad predictiva de cada medida a través de un test formal de comparación como el de Giacomini y White (2006).

el marco de la comparación propuesta y no significa que las expectativas reflejadas por el REM sean perfectas respecto a la evolución de la inflación mensual.

Más allá de la evidencia provista por el contraste econométrico, debe volver a destacarse que las dos medidas de expectativas de inflación han subestimado la inflación efectivamente ocurrida durante un período sustancial de la muestra, tal como se puede visualizar en el Gráfico 5. Esto podría ser evidencia de la relevancia que tienen los *shocks* inflacionarios a la hora de formar expectativas incluso de corto plazo, particularmente desde 2022.

Aunque este trabajo es un punto de partida para la comparación del desempeño de las medidas estudiadas, para lograr un mejor entendimiento de la verdadera expectativa de inflación implícita en los mercados financieros resulta indispensable descomponer la inflación *break-even* entre expectativas puras de inflación y prima por riesgo inflacionario. Esta línea de investigación es un punto pendiente en la literatura y debe ser abordada en futuros trabajos sabiendo que se trata de una tarea compleja para un país como Argentina debido a los sucesivos controles de capitales que, incluso tras realizar la descomposición de la inflación *break-even*, pueden seguir impactando en las valuaciones de los instrumentos y derivando en una medida sesgada de la expectativa pura de inflación.<sup>17</sup>

Tras la estimación de los modelos exhibidos en el Cuadro 1 se procedió a realizar la verificación del cumplimiento de los supuestos sobre el buen comportamiento de los residuos, esto es: (i) linealidad, (ii) normalidad de la distribución, (iii) homocedasticidad y (iv) ausencia de autocorrelación serial.

Para verificar el cumplimiento de (i) se corroboró que la media de los residuos tienda a cero y se analizó gráficamente la serie de residuos. Para corroborar el cumplimiento de (ii) se realizó el test de Shapiro-Wilks, se estudió el *QQ plot* y el histograma de los residuos. En el caso de la comprobación del supuesto (iii) se implementó el test de White y se estudió el clásico gráfico que compara residuos estandarizados versus valores ajustados por el modelo. Por último, el chequeo del cumplimiento del supuesto de independencia se realizó mediante el test de Durbin-Watson y se estudiaron los diagramas de autocorrelación y autocorrelación parcial. Adicionalmente, al tratarse de un estudio de series temporales, se corroboró la estabilidad dinámica del modelo mediante la realización del test CUSUM sobre los residuos recursivos.

En todas y cada una de las pruebas realizadas sobre los residuos del modelo se cumplieron los resultados esperados, garantizando el cumplimiento de los supuestos necesarios para poder obtener una estimación consistente de los parámetros.

---

<sup>17</sup> Como con el cepo cambiario se obstaculiza el cumplimiento de la paridad de tasas de interés, el cumplimiento de la condición de no arbitraje de títulos locales pasa a depender enteramente de un mercado local que es pequeño, poco profundo y con limitado acceso al mercado de cambios. Así, los agentes del mercado no pueden optimizar libremente sus decisiones de cartera y se genera un entorno de demanda cautiva en los mercados denominados en pesos, con efectos no necesariamente simétricos entre los mercados a tasa fija o indexados a la inflación.

## 6. Conclusiones

Motivado por la falta de evidencia sobre la mejor forma de aproximar la inflación de corto plazo en Argentina, este estudio comparó la capacidad predictiva de las expectativas de inflación mensual proporcionadas por consultores económicos a través del REM y la inflación implícita (*break-even*) en los mercados financieros, derivada mediante modelos de Nelson-Siegel-Svensson (NSS) sobre curvas cupón cero para el periodo 2020-2023.

Luego de explorar de qué tratan las encuestas de expectativas de mercado y el trasfondo teórico que justifica la existencia de una tasa de inflación implícita en los precios de los instrumentos de renta fija, se revisó la literatura existente sobre estas medidas, que en ocasiones estudiaron el mismo contraste que este trabajo, pero aplicado a otros países –y en ocasiones trataron el tema, pero abordándolo desde otro enfoque (*e.g.* descomponiendo las primas)–.

La mayor dificultad que encontró la elaboración de este artículo fue el tratamiento necesario para derivar una medida correcta de expectativas de inflación implícita. Los desafíos que se enfrentaron abarcan desde cuestiones decisorias básicas como la elección de los instrumentos según el volumen operado o el marco temporal apropiado para poder extrapolar curvas de rendimientos fiables, hasta elementos técnicos como el cálculo de los retornos de bonos indexados, considerando que poseen un *lag* de indexación del capital, o las interpolaciones necesarias para obtener tasas *spot* cuando hubiera más de un flujo a descontar durante el *bootstrapping*. Si bien se abordaron estas complejidades con granularidad, el principal reto en Argentina reside en la propia naturaleza de los datos: escasos instrumentos, poca liquidez, distorsiones de rendimientos y discontinuidad de instrumentos en diferentes tramos de las curvas.

Los resultados obtenidos a través del análisis econométrico sugieren que, durante el período 2020-23, las expectativas de inflación del REM fueron una mejor referencia –aunque imperfecta– para pronosticar la evolución de la inflación en Argentina en el corto plazo, en comparación con las expectativas derivadas de la medida *break-even* en los mercados financieros.

Este hallazgo debe entenderse en el marco específico de las condiciones financieras y el régimen de política económica reinantes en el período estudiado, y no debe extrapolarse a otros períodos ni interpretarse como una generalidad, dada la sensibilidad de la medida *break-even* a las aparentes distorsiones que existen para los inversores a la hora de *pricear* los instrumentos.

Por otro lado, las conclusiones expuestas en el presente trabajo no necesariamente mantendrían su robustez frente a la potencial mejora que pudiera proveer una medida con la capacidad de extraer la expectativa pura de inflación de la medición *break-even*. En este sentido, un desafío aún pendiente de la literatura es abordar la descomposición de esta medida entre la expectativa pura de inflación y las diferentes primas por riesgo que puedan distorsionar las condiciones de mercado.

## Referencias

Acevedo, A. S. (2010); "Inflación Forward versus Inflación Real: Eficiencia en la Estimación de Inflación en el Mercado Chileno de Tasas de Interés", Universidad de Chile, Facultad de Economía y Negocios.

Alonso, F., Blanco, R. y Del Río, A. (2001); "Estimating Inflation Expectations using French Government Inflation-Indexed Bonds", Working Papers, N° 0111, Banco de España.

Ang, A., Bekaert, G. y Wei, M. (2007); "Do macro variables, asset markets, or surveys forecast inflation better?", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, pp. 1163-1212.

Arias, M., Hernández, C. y Zea, C. (2006); "Expectativas de inflación en el mercado de deuda pública colombiano", *Borradores de Economía*, N° 2695.

Banco Central de la República Argentina (2021); "Errores de pronóstico del Relevamiento de Expectativas de Mercado (REM)".

Barro, R. J. y Gordon, D. B. (1983); "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model", *Journal of Political Economy*, Vol. 91, N° 4, pp. 589-610.

Bonatti, L., Fracasso, A. y Tamborini, R. (2022); "What to Expect from Inflation Expectations: Theory, Empirics and Policy Issues", *Monetary Dialogue Papers*.

Christensen, I., Dion, F. y Reid, C. (2004); "Real Return Bonds, Inflation Expectations, and the Break-Even Inflation Rate", Working Papers, N° 43, Bank of Canada.

Christensen, J. H. E., Lopez, J. A. y Rudebusch, G. D. (2010); "Inflation Expectations and Risk Premiums in an Arbitrage-Free Model of Nominal and Real Bond Yields", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 42, N° 6, pp. 143-178.

Corning, J. y Shen, P. (2001); "Can TIPS Help Identify Long-term Inflation Expectations?", *Economic Review*, Vol. 86, pp. 61-87, Federal Reserve Bank of Kansas City.

Corso, E. A. y Matarrelli, C. (2019); "Expectativas de Inflación Implícitas en la Curva de Rendimientos. Argentina 2017-2018", Nota Técnica, N° 3, BCRA.

Craig, B. (2003); "Why Are TIPS Yields So High? The Case of the Missing Inflation-Risk Premium", *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland.

Cukierman, A. y Meltzer, A. H. (1986); "A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Assymmetric Information", *Econometrica*, Vol. 54, N° 5, pp. 1099-1128.

Deacon, M. y Derry, A. (1994); "Estimating Market Interest Rate and Inflation Expectations from the Prices of UK Government Bonds", Working Papers, N° 24, Bank of England.

Delfau, E. (2017); "Métodos de Estimación de Curvas de Rendimiento Cupón Cero en Argentina", Documentos de Trabajo, N° 623, Universidad del CEMA.

Espinosa-Torres, J. A., Melo-Velandia, L. y Moreno-Gutiérrez, J. F. (2017); "Expectativas de inflación, prima de riesgo inflacionario y prima de liquidez: una descomposición del break-even inflation para los bonos del gobierno colombiano", *Revista Desarrollo y Sociedad*, N° 78, pp. 315-365.

Fama, E. F. (1970); "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *The Journal of Finance*, Vol. 25, N° 2, pp. 383-417.

Fisher, I. (1911); *The Purchasing Power of Money: Its Determination and Relation to Credit, Interest and Crises*. The MacMillan Company, New York.

García-Cicco, J. (2024); "¿Es "el mercado" más optimista que el REM?".

Giacomini, R. y White, H. (2006); "Tests of Conditional Predictive Ability", *Econometrica*, Vol. 74, N° 6, pp. 1545-1578.

Grishchenko, O. V. y Huang, J. (2007); "Inflation Risk Premium: Evidence from the TIPS Market", *The Journal of Fixed Income*, Vol. 22, Issue 4, pp. 5-30.

Grothe, M. y Meyler, A. (2015); "Inflation forecasts: Are market-based and survey-based measures informative?", Working Papers, N° 1865, European Central Bank.

Joyce, M., Lildholdt, P. y Sorensen, S. (2009); "Extracting inflation expectations and inflation risk premia from the term structure: a joint model of the UK nominal and real yield curves", Working Papers, N° 360, Bank of England.

Larraín, M. (2007); "Inflation Compensation and Inflation Expectations in Chile", Documentos de Trabajo, N° 421, Banco Central de Chile.

Lucas, R. E. y Prescott, E. C. (1971); "Investment Under Uncertainty", *Econometrica*, Vol. 39, N° 5, pp. 659-681.

Mariani, L. A. y Laurini, M. P. (2017); "Implicit Inflation and Risk Premiums in the Brazilian Fixed Income Market", *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 53, Issue 8, pp. 1836-1853.

Muth, J. F. (1961); "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica*, Vol. 29, N° 3, pp. 315-335.

Nelson, C. R. y Siegel, A. F. (1987); "Parsimonious Modeling of Yield Curves", *The Journal of Business*, Vol. 60, N° 4, pp. 473-489.

Román, S., Carlevaro, E. y Dutto, M. (2023); "Entre Rendimientos y Expectativas: Compensación por Inflación en Bonos Soberanos Argentinos", 43° Jornadas Nacionales de Administración Financiera.

Romer, C. D. y Romer, D. H. (2000); "Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates", *The American Economic Review*, Vol. 90, N° 3, pp. 429-457.

Sack, B. (2000); "Deriving Inflation Expectations from Nominal and Inflation-Indexed Treasury Yields", *Finance and Economics Discussion Series (FEDS)*, N° 33.

Sack, B. (2002); "A Monetary Policy Rule Based on Nominal and Inflation-Indexed Treasury Yields", Division of Monetary Affairs, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Sargent, T. J. y Wallace, N. (1975); "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, Vol. 83, N° 2, pp. 241-254.

Scholtes, C. (2002); "On Market-based Measures of Inflation Expectations", *Quarterly Bulletin*, Vol. 42, Issue 1, pp. 67-77, Bank of England.

Silva Araujo, G. y Machado Vicente, J. V. (2017); "Estimação da Inflação Implícita de Curto Prazo", *Revista Brasileira de Finanças*, Vol. 15, N° 2, pp. 227-250.

Sousa, R. y Yetman, J. (2016); "Inflation Expectations and Monetary Policy", en Bank for International Settlements (BIS), *Inflation Mechanisms, Expectations and Monetary Policy*, Vol. 89, pp. 41-67.

Svensson, L. E. O. (1994); "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994", *NBER Working Papers*, N° 4871, National Bureau of Economic Research.

Val, F. de F., Barbedo, C. H. da S. y Maia, M. V. (2011); Inflation expectation and implicit inflation: does market research provide accurate measures? *Brazilian Business Review*, Vol. 8, No. 3, pp. 83-100.

Verbrugge, R. y Zaman, S. (2021); "Whose Inflation Expectations Best Predict Inflation?", *Economic Commentary*, N° 2021-19, Federal Reserve Bank of Cleveland.

Werning, I. (2022); "Expectations and the Rate of Inflation", NBER Working Papers, N° 30260.

Werning, I. (2024); "A Short Note on Inflation Inertia and Disinflation".

Woodford, M. (2003); *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton.

## Anexo:

### Cuadro A.1. Instrumentos de renta fija considerados

Expectativa	Fecha de cotización	Letras a tasa fija (LEDES)
jul-20	30/6/2020	S31J0 / S13G0 / S11S0 / S2900
ago-20	31/7/2020	S13G0 / S11S0 / S2900 / S30N0 / S30D0 / S29E1
sep-20	31/8/2020	S11S0 / S2900 / S30N0 / S30D0 / S29E1
oct-20	30/9/2020	S2900 / S30N0 / S30D0 / S29E1 / S26F1
nov-20	30/10/2020	S30N0 / S30D0 / S29E1 / S26F1
dic-20	30/11/2020	S30D0 / S29E1 / S26F1
ene-21	30/12/2020	S29E1 / S26F1 / SM311
feb-21	29/1/2021	S26F1 / SM311
mar-21	26/2/2021	SM311 / S30A1 / S30J1
abr-21	31/3/2021	S30A1 / S30J1 / S30L1 / S31G1
may-21	30/4/2021	S30J1 / S30L1 / S31G1 / S30S1 / S2901
jun-21	31/5/2021	S30J1 / S30L1 / S31G1 / S30S1 / S2901 / S30N1
jul-21	30/6/2021	S30L1 / S31G1 / S30S1 / S2901 / S30N1
ago-21	30/7/2021	S31G1 / S30S1 / S2901 / S30N1 / S31D1 / S31E2
sep-21	31/8/2021	S30S1 / S2901 / S30N1 / S31D1 / S31E2
oct-21	30/9/2021	S2901 / S30N1 / S31D1 / S31E2
nov-21	29/10/2021	S30N1 / S31D1 / S31E2 / S28F2
dic-21	30/11/2021	S31D1 / S31E2 / S28F2 / S31M2
ene-22	30/12/2021	S31E2 / S28F2 / S31M2 / S29A2 / S31Y2
feb-22	31/1/2022	S28F2 / S31M2 / S29A2 / S31Y2
mar-22	25/2/2022	S31M2 / S29A2 / S31Y2 / S30J2 / S29L2
abr-22	31/3/2022	S29A2 / S31Y2 / S30J2 / S29L2 / S31G2
may-22	29/4/2022	S31Y2 / S30J2 / S29L2 / S31G2 / S30S2
jun-22	31/5/2022	S30J2 / S29L2 / S31G2 / S30S2 / S31O2
jul-22	30/6/2022	S29L2 / S31G2 / S30S2 / S31O2 / S30N2 / S30D2
ago-22	29/7/2022	S31G2 / S30S2 / S31O2 / S30N2 / S30D2 / S28F3 / S28A3
sep-22	31/8/2022	S30S2 / S31O2 / S30N2 / S30D2 / S28F3 / S28A3
oct-22	30/9/2022	S31O2 / S30N2 / S16D2 / S30D2 / S31E3 / S28F3
nov-22	31/10/2022	S30N2 / S16D2 / S30D2 / S31E3 / S28F3
dic-22	30/11/2022	S16D2 / S30D2 / S31E3 / S28F3 / S31M3
ene-23	30/12/2022	S31E3 / S28F3 / S31M3 / S28A3
feb-23	31/1/2023	S28F3 / S31M3 / S28A3 / S31Y3 / S30J3
mar-23	28/2/2023	S31M3 / S28A3 / S31Y3 / S30J3
abr-23	31/3/2023	S28A3 / S31Y3 / S30J3 / S31L3
may-23	28/4/2023	S31Y3 / S30J3 / S31L3
jun-23	31/5/2023	S30J3 / S31L3
jul-23	30/6/2023	S31L3

Expectativa	Letras ajustadas por inflación (LE CER)
jul-20	X1300 / X13N0 / X04D0
ago-20	X1300 / X13N0 / X04D0
sep-20	X1300 / X13N0 / X04D0 / X26F1
oct-20	X1300 / X13N0 / X04D0 / X26F1
nov-20	X13N0 / X04D0 / X26F1
dic-20	X04D0 / X26F1 / X21Y1
ene-21	X26F1 / X21Y1 / X13S1
feb-21	X26F1 / X21Y1 / X13S1
mar-21	X21Y1 / X13S1
abr-21	X21Y1 / X13S1 / X28F2
may-21	X21Y1 / X13S1 / X28F2 / X31M2 / X18A2
jun-21	X13S1 / X28F2 / X31M2 / X18A2 / X23Y2
jul-21	X13S1 / X28F2 / X31M2 / X18A2 / X23Y2
ago-21	X13S1 / X31D1 / X28F2 / X31M2 / X18A2 / X23Y2 / X30J2
sep-21	X13S1 / X31D1 / X28F2 / X31M2 / X18A2 / X23Y2 / X30J2 / X29L2
oct-21	X31D1 / X28F2 / X31M2 / X18A2 / X23Y2 / X30J2 / X29L2
nov-21	X31D1 / X28F2 / X31M2 / X18A2 / X23Y2 / X30J2 / X29L2
dic-21	X31D1 / X28F2 / X31M2 / X18A2 / X23Y2 / X30J2 / X29L2
ene-22	X28F2 / X31M2 / X18A2 / X23Y2 / X30J2 / X29L2 / X16G2
feb-22	X28F2 / X31M2 / X18A2 / X23Y2 / X30J2 / X29L2 / X16G2 / X21O2
mar-22	X31M2 / X18A2 / X23Y2 / X30J2 / X29L2 / X16G2 / X21O2 / X20E3
abr-22	X18A2 / X23Y2 / X30J2 / X29L2 / X16G2 / X21O2 / X16D2 / X20E3 / X17F3
may-22	X23Y2 / X16G2 / X21O2 / X16D2 / X20E3 / X17F3 / X21A3
jun-22	X29L2 / X16G2 / X21O2 / X16D2 / X20E3 / X17F3 / X21A3 / X19Y3
jul-22	X29L2 / X16G2 / X21O2 / X16D2 / X20E3 / X17F3 / X21A3 / X19Y3
ago-22	X16G2 / X21O2 / X23N2 / X16D2 / X20E3 / X17F3 / X21A3 / X19Y3
sep-22	X23N2 / X16D2 / X20E3 / X17F3 / X21A3 / X19Y3
oct-22	X21O2 / X23N2 / X16D2 / X20E3 / X17F3 / X21A3 / X19Y3 / X16J3
nov-22	X23N2 / X16D2 / X20E3 / X17F3 / X21A3 / X19Y3 / X16J3 / X18S3
dic-22	X16D2 / X20E3 / X17F3 / X21A3 / X19Y3 / X16J3 / X18S3
ene-23	X20E3 / X17F3 / X21A3 / X19Y3 / X16J3 / X18S3
feb-23	X17F3 / X21A3 / X19Y3 / X16J3 / X18S3
mar-23	X21A3 / X19Y3 / X16J3 / X18S3
abr-23	X21A3 / X19Y3 / X16J3 / X18L3 / X18S3
may-23	X19Y3 / X16J3 / X18L3 / X18S3
jun-23	X16J3 / X18L3 / X18S3 / X18O3
jul-23	X18L3 / X18S3 / X18O3 / X23N3

Expectativa	Bonos a tasa fija (BONTES)	Bonos ajustados por inflación (BONCER)
jul-20	T021 / T023	TX21 / TX23
ago-20	T021 / T023	TX21 / TX23
sep-20	T021 / T023	TX21 / TX23
oct-20	T021 / T023 / T026	TX21 / TX23 / TX26
nov-20	T021 / T023 / T026	TX21 / TX23 / TX26
dic-20	T021 / T023 / T026	TX21 / TX23 / TX26
ene-21	T021 / T023 / T026	TX21 / TX23 / TX26
feb-21	T021 / T023 / T026	TX21 / TX23 / TX26
mar-21	T021 / T023 / T026	TX21 / TX23 / TX26
abr-21	T021 / T023 / T026	TX21 / TX23 / TX26
may-21	T023 / T026	TX21 / TX23 / TX26
jun-21	T023 / T026	TX21 / TX23 / TX26
jul-21	T023 / T026	TX21 / TX23 / TX26
ago-21	T023 / T026	TX21 / TX23 / TX26
sep-21	T023 / T026	TX23 / TX26
oct-21	T023 / T026	TX23 / TX26
nov-21	T023 / T026	TX23 / TX26
dic-21	T023 / T026	TX23 / TX26
ene-22	T023 / T026	TX23 / TX26
feb-22	T023 / T026	TX23 / TX26
mar-22	T023 / T026	TX23 / TX26
abr-22	T023 / T026	TX23 / TX26
may-22	T023 / T026	TX23 / TX26
jun-22	T023 / T026	TX23 / TX26
jul-22	T023 / T026	TX23 / TX26
ago-22	T023 / T026	TX23 / TX26
sep-22	T023 / T026	TX23 / TX26
oct-22	T023 / T026	TX23 / TX26
nov-22	T023 / T026	TX23 / TX26
dic-22	T023 / T026	TX23 / TX26
ene-23	T023 / T026	TX23 / TX26
feb-23	T023 / T026	TX23 / TX26
mar-23	T023 / T026	TX23 / TX26
abr-23	T023 / T026	TX23 / TX26
may-23	T023 / T026	TX23 / TX26
jun-23	T023 / T026	TX23 / TX26
jul-23	T023 / T026	TX23 / TX26