



DIVISIÓN DE POLÍTICA MONETARIA
GERENCIA DE ANÁLISIS MACROECONÓMICO

MARCO METODOLÓGICO PARA LA CONSTRUCCIÓN DE INDICADORES DE INFLACIÓN SUBYACENTE

Autor: Guillermo Carlomagno
Andrés Sansone

I. INTRODUCCIÓN

La política monetaria del Banco Central de Chile se orienta a que la inflación proyectada, medida por el Índice de Precios al Consumidor (IPC) se ubique en 3% anual en el horizonte de dos años. Sin embargo, en el corto plazo la variación mensual del IPC es una medida demasiado volátil para ser usada como único indicador de referencia de la evolución de la inflación para la toma de decisiones de política monetaria.

Es por ello que los bancos centrales usualmente consideran la evolución de medidas alternativas que intentan identificar las tendencias inflacionarias más estables; las que están asociadas al ciclo económico y respecto de las cuales la política monetaria puede actuar con mayor éxito. Estas medidas son conocidas en la literatura como inflación *core* o *subyacente*.

Siguiendo esa práctica, el Banco Central de Chile cuenta con varias medidas de inflación subyacente que monitorea y actualiza periódicamente (para un análisis detallado de algunas de las medidas utilizadas por el Banco Central de Chile véase Bertinatto et. al., 2015). El objetivo de esta minuta es actualizar el marco metodológico para la construcción de indicadores de inflación subyacente y evaluar las nuevas medidas que surjan de dicha actualización. La principal contribución respecto del marco metodológico consiste en introducir una función de pérdida genérica que permite determinar los parámetros de las medidas alternativas que así lo requirieren, y evaluar las propiedades de todas las medidas bajo un criterio objetivo y común.

Sin considerar los factores estacionales, los movimientos de la inflación del IPC tienden a ser ruidosos producto de factores tales como shocks de oferta transitorios en sectores



específicos (imprevistos climáticos, accidentes, eventos geopolíticos que afectan transitoriamente el precio del petróleo, etc.) y errores de medida. Dado que estos factores son independientes de la política monetaria, constituyen “ruido” que ensucia la señal de inflación relevante para los bancos centrales.

Resulta entonces necesario contar con medidas de inflación que eliminen dicho ruido, y la construcción de indicadores de inflación *subyacente* es la estrategia más habitual en los bancos centrales. Clark (2001) brinda una descripción general de las medidas *core*, y Hogan et.al., (2001), Roger (1997), Shiratsuka (1997) y Cutler (2001) argumentan que la inflación *core* es el objeto de interés para la toma de decisiones de política monetaria).

Lamentablemente, no es posible identificar con certeza el componente de ruido, lo que ha llevado a que los bancos centrales cuenten un conjunto de indicadores que intentan eliminar el ruido indeseado de formas alternativas. En la literatura pueden distinguirse dos grandes alternativas metodológicas al problema de separar la señal estable del ruido. La primera consiste en re-ponderar los componentes del IPC en función de la ‘cantidad de ruido’ contenida en sus variaciones, asignando menores (mayores) ponderaciones a los componentes más (menos) ruidosos. La segunda utiliza métodos estadísticos de suavización de series temporales para extraer una señal estable de la inflación.

En esta minuta nos focalizaremos en la primera alternativa porque entrega medidas de mayor facilidad comunicacional y que, por tanto, el mercado puede adoptar con mayor facilidad para formar sus expectativas. De hecho, esta es la práctica de los bancos centrales a nivel mundial.

La minuta procede de la siguiente manera. En la sección II se presenta las medidas *core* analizadas. En la sección III se presenta la metodología utilizada para estimar las distintas medidas de tendencia inflacionaria aquí utilizadas. La sección IV muestra los resultados. Por último, la sección V concluye.



II. LAS MEDIDAS DE INFLACIÓN *CORE*

En esta sección se describen las medidas *core* que consideraremos para el análisis. Previamente se presenta la fórmula general de agregación de las variaciones de precios que se utiliza a lo largo de todo el artículo:

$\pi_t = \sum_{i=1}^N w_{i,t}^* \pi_{i,t} ,$	(1)
--	------

donde π_t es la inflación mensual del período t , $\pi_{i,t}$ es la variación del precio del componente i entre el mes t y $t - 1$, y $w_{i,t}^* = w_i \frac{P_{i,t-1}}{IPC_{t-1}}$, siendo w_i la participación del componente i en el gasto total de los consumidores en el período base de construcción del IPC y P_i el índice de precio del componente i . Denominaremos a los $w_{i,t}^*$ como ponderadores *implícitos de la inflación*.

Un primer conjunto de medidas de inflación subyacente la constituyen las *medidas de exclusión*, en las que los componentes más ruidosos directamente se excluyen del cálculo (reciben ponderación cero) y se re-pondera entre las no excluidas. Los componentes excluidos pueden ser siempre los mismos (*exclusión fija*) o ir cambiando cada mes (*exclusión variable*).

Por sus ventajas comunicacionales, las medidas de exclusión fija han recibido particular interés por parte de los bancos centrales a nivel mundial. Dentro de ellas, una de las más extendidas es la que asigna ponderaciones cero a los precios de energía y alimentos (ver Gordon, 1975). El Banco Central de Chile construye y monitorea regularmente esta mediada y la denomina IPC SAE (IPC sin alimentos ni energía). Actualmente los componentes que reciben ponderación cero representan el 16,8% del IPC.

Bryan y Pike (1991) proponen un procedimiento alternativo que consiste simplemente en utilizar la *mediana* de la variación de los componentes como indicador de inflación *core*. Esta propuesta se basa en la observación de que la distribución de las variaciones de precios de



los componentes es habitualmente muy asimétrica. Para construir este indicador, en cada momento del tiempo se ordenan los componentes según su variación mensual y se selecciona el primero que acumule una ponderación implícita de, al menos, 50%. El componente ubicado de la mediana no necesariamente es el mismo en cada mes.

Como lo argumentan Bryan y Cecchetti (1994), la mediana es un caso particular dentro de una clase de estimadores de tendencia central más general. Los autores proponen la construcción de una *media podada* (*trimmed mean*). Para cada período de la muestra se construye una distribución empírica de las variaciones de precios de los componentes y aquellos que se sitúen en las colas de dicha distribución reciben ponderación cero, los componentes podados variarán mes a mes. La mediana sería entonces un caso extremo en el que se podan todos los componentes a excepción del ubicado en la mediana. Llamando α_0 y α_1 a los porcentajes de poda de las colas izquierda y derecha respectivamente, Bryan y Cecchetti (1994) elijen $\alpha_0 = \alpha_1 = 7.5\%$.¹

Llamando π_t^* a la media podada y N^* a la cantidad de componentes que sobreviven luego de la poda, tenemos que:

$\pi_t^* = \sum_{i=1}^{N^*} w_{i,t}^{mp} \pi_{i,t},$	(2)
--	-----

donde $w_{i,t}^{mp} = \frac{w_{i,t}^*}{\sum_{i=1}^{N^*} w_{i,t}^*}$.

Una variante de la media podada consiste en podar los componentes que se ubiquen la cola derecha de la distribución de las varianzas de los componentes (Pedersen, 2006). Para su cómputo, se ordenan las subclases según las varianzas de las variaciones de los h meses anteriores y se retiran una proporción α de aquellos componentes más volátiles. El método de cálculo es equivalente al de la ecuación (2) Denominaremos a esta estrategia como *media podada por varianza*.

Una segunda variante de la media podada consiste en no asignar ponderación cero a ningún componente sino corregir los ponderadores en función de la volatilidad reciente de sus

¹ En Córdova et al. (2008), se presenta este indicador para Chile.



cambios de precio, a mayor volatilidad mayor corrección a la baja (ver Khan et.al, 2015). Bajo esta estrategia la inflación *core* (π_t^*) se construye como:

$\pi_t^* = \sum_{i=1}^N w_{i,t}^{mpv} \pi_{i,t},$	(3)
---	-----

donde $w_i^{mpv} = \frac{\lambda_i}{\sum_{i=1}^N \lambda_i}$, $\lambda_i = \frac{w_{i,t}^*}{\sigma_{it,h}^2}$, $\sigma_{it,h}^2 = \frac{1}{h-1} \sum_{j=t-h+1}^t (\pi_{i,j} - \mu_{i,h})$, con $\mu_{i,h} = \frac{1}{h} \sum_{j=t-h+1}^t \pi_{i,j}$.

Denominaremos a esta estrategia como *media ajustada por varianza*.

Finalmente, una estrategia natural para estimar el componente común de las variaciones de los precios de los componentes consiste en la estimación de un factor dinámico para las variaciones anuales de los componentes². Bajo algunos supuestos generales sobre la estructura de las variaciones anuales de los componentes (ver Bai, 2003), los modelos de factores dinámicos permiten escribir dichas variaciones como la suma de un componente común más uno idiosincrático. El componente común será la estimación de la inflación *core*.

La tabla 1 resume las seis medidas consideradas en este artículo. Como allí se destaca, mientras las medias podadas requieren de la elección de parámetros para su construcción (el porcentaje de poda y la ventana de estimación de la volatilidad, si es el caso), el resto de las medidas no. En la sección que sigue se discute el método de elección de parámetros.

² Para una revisión de la literatura de factores dinámicos ver Stock y Watson, 2011 y Doz et.al., 2012, y las referencias que allí se citan.



Tabla 1. Resumen de medidas *core*

Medida	Abreviación	Elección de parámetros
IPC sin alimentos ni energía	<i>IPCSAE</i>	---
Mediana	<i>Mediana</i>	---
Media Podada	<i>MP</i>	α_0, α_1
Media Podada por Varianza	<i>MPV</i>	α, h
Media Ajustada por Varianza	<i>MAV</i>	h
Factor dinámico	<i>FD</i>	---

III. ELECCIÓN DE PARÁMETROS PARA MEDIAS PODADAS Y AJUSTADAS

Para la determinación de los porcentajes de poda y/o las ventanas de estimación de la volatilidad, la práctica habitual en la literatura consiste en utilizar criterios ad-hoc o considerar los parámetros utilizados por otros autores. Bryan et.al., (1997), Vega y Wynne (2003) y Córdova et.al., (2008) constituyen excepciones a esta regla.

Bryan et.al., (1997) consideran podas simétricas ($\alpha_0 = \alpha_1$) y eligen el nivel que arroja la serie más similar al promedio móvil centrado de 36 meses de la inflación. Como medida de similitud utilizan el error cuadrático medio. Esta estrategia presenta al menos dos debilidades. Primero, que la poda sea simétrica sería una restricción adecuada solamente si la distribución de las variaciones de precios de los componentes es simétrica en todos los puntos de la muestra. Segundo, bajo este método se asume que el promedio móvil centrado de la inflación es el objeto de interés, por lo que cabría cuestionarse cuál sería la necesidad de construir medidas podadas que se le aproximen. Una respuesta a ese cuestionamiento sería que el promedio móvil centrado no está disponible al final de la muestra. No obstante, para la elección del nivel de poda, se estaría descartando el tramo final de la muestra (últimos 18 meses), que son los de mayor interés para la toma de decisiones de política monetaria.

Vega y Wynne (2003) y Córdova et.al., (2008) en lugar de utilizar un promedio móvil, utilizan un filtro estadístico como medida de referencia. Esta estrategia mitiga el problema del final de la muestra, aunque no lo soluciona dada la volatilidad de las series suavizadas



sobre el final de la muestra. En segundo lugar, en estos dos artículos se fija la ventana de estimación de la varianza (h) en un valor arbitrario. Por último, el problema lógico se mantiene: si el filtro estadístico representa adecuadamente a la inflación *core* ¿por qué buscar otro indicador que se le asemeje lo más posible?

En esta minuta se propone una estrategia diferente. En lugar de utilizar un benchmark para la selección de los parámetros, éstos se eligen en función de las propiedades estadísticas de las medidas *core* que entregan.

Las propiedades deseables de un indicador de inflación *core* son³:

- i. Alta persistencia
- ii. Baja volatilidad
- iii. Bajo sesgo respecto de la inflación total
- iv. Alta relación con la brecha del PIB (*output gap*)
- v. Alto poder predictivo sobre la inflación total

Como argumentaremos en la sección III.6 nuestra propuesta de elección de parámetros admite la construcción tanto de indicadores de exclusión fija, como variable.

La capacidad para predecir a la inflación total y la relación con la brecha del PIB se consideran solamente en la etapa de evaluación. Dos razones fundamentan esta decisión. En primer lugar, el objetivo de esta minuta es construir indicadores para *medir* el nivel de la inflación no para predecirla. Segundo, el ciclo del PIB es una variable no observable para el que no existe un único método de estimación generalmente aceptado. Dado que evaluar las bondades de indicadores alternativos del ciclo está fuera de los objetivos de este trabajo, este criterio no se considera para la elección de los parámetros.

De todas formas, conocer la capacidad predictiva y la correlación con el ciclo de los indicadores *core* continúa siendo de interés, ello se aborda en la sección III.6.

³ Ver Khan et al (2015) y Côté (2014).



III.1. Persistencia

Llamando π_t^* al indicador de inflación *core* en frecuencia mensual desnacionalizado, la persistencia (ρ) la mediremos como el valor de la mayor raíz del polinomio autoregresivo ($\Phi(L)$) de la siguiente ecuación:

$\Phi(L) \pi_t^* = c + \epsilon_t,$	(4)
-------------------------------------	-----

donde $\Phi(L) = (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)$, y p se elige en base al criterio de información de Akaike⁴.

III.2. Volatilidad

La varianza de π_t^* depende positivamente de su persistencia. Para aislar el efecto de la persistencia sobre la varianza, utilizaremos la el desvío estándar de ϵ_t (ver ecuación (4)) como indicador de volatilidad (σ).

III.3. Sesgo

El sesgo se define como: $b = 1200 \times (\mu - \mu_0)$,⁵ donde μ y μ_0 son las medias muestrales de la inflación mensual del indicador *core* y del IPC total, respectivamente.

III.4. Relación con la brecha del PIB

Llamando π_t^{*q} a la variación a la inflación *core* del trimestre t respecto del trimestre anterior, el cálculo de la relación con la brecha del PIB se basa en la siguiente ecuación:

$\Phi(L)\pi_t^{*q} = c + \Theta(L)gap_t + \epsilon_t,$	(5)
--	-----

donde c es una constante, gap_t es la brecha del PIB, ϵ_t es un residuo de media cero sin correlación serial, $\Phi(L) = (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)$, y $\Theta(L) = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_m L^m)$.

⁴ Los contrastes de Osborn et.al, (1988) rechazan la existencia de raíces unitarias estacionales en el IPC y en sus componentes. Por tanto, aunque el objetivo es tener un indicador *core* cuya variación anual muestre alta persistencia, la ecuación (4) se estima sobre la diferencia mensual para evitar la presencia de medias móviles no invertibles y los problemas de agregación temporal (para un análisis de los problemas de agregación temporal Granger y Siklos (1995) y para una justificación de la estrategia descrita Marcellino (1999)).

⁵ Se multiplica por 1200 para tener la inflación anual.



Definiendo F como el estadístico del contraste F para la hipótesis nula $H_0: \theta_1 = \dots = \theta_m = 0$ y $probF$ como el p-valor asociado, el indicador de relación con la brecha (ω) se define como:

$$\omega = \begin{cases} probF, & \text{si } \sum_{i=1}^m \theta_i > 0 \\ 1, & \text{si } \sum_{i=1}^m \theta_i \leq 0 \end{cases}$$

De esta forma, tenemos que $0 \leq \omega \leq 1$ y que cuanto menor ω , mayor es la relación con la brecha.

El indicador de la brecha (gap_t) se construye siguiendo a Aldunate et.al., (2019).

III.5. Poder predictivo

Para analizar el poder predictivo de cada indicador *core*, se realiza un ejercicio de predicción fuera de muestra en el que se utiliza el indicador *core* para predecir la inflación total y la tendencia inflacionaria ex-post⁶, utilizando la siguiente expresión

$\widehat{\pi}_{t+h} = c + \Theta_h(L)\pi_t^* + \Phi_h(L)\pi_t + \epsilon_t,$	(6)
---	-----

donde es la predicción para el período $t + h$ con información hasta t , $\Phi_h(L) = (\phi_{h,0} - \phi_{h,1}L - \phi_{h,2}L^2 - \dots - \phi_{h,p}L^p)$, $\Theta_h(L) = (\theta_{h,0} - \theta_{h,1}L - \theta_{h,2}L^2 - \dots - \theta_{h,m}L^m)$ y los parámetros se eligen con al AIC. El período de predicción es 2012.1 - 2019.10, en cada punto de este período se realizan predicciones de uno hasta 6 meses adelante ($h = 1, \dots, 6$). Luego se define la raíz del error cuadrático medio (RECM) de la predicción acumulada a seis meses como:

$$\sqrt{\frac{1}{T-6-t^*} \sum_{t=t^*}^{T-6} (\widehat{\pi}_{t+6}^6 - \pi_{t+6}^6)^2},$$

⁶ La tendencia inflacionaria ex-post se calcula como la media móvil centrada de 36 meses de la inflación observada.



donde t es el último dato del período de estimación y π_{t+6}^6 y $\widehat{\pi_{t+6}^6}$ son la tendencia ex-post acumulada en seis meses observada y predicha, respectivamente.

III.6. Función de pérdida

Las cinco propiedades deseables se combinan en la función de pérdida de la ecuación (7). El proceso de selección de parámetros consiste en construir un número amplio de indicadores π_t^* con diferentes combinaciones de parámetros y elegir la combinación que minimice la función de pérdida.

La función de pérdida para el indicador i se define como:

$L_i = V_i \times W \times V_i'$,	(7)
------------------------------------	------

donde el vector V_i recoge las distancias de cada dimensión a un óptimo pre-definido, y la matriz W contiene la ponderación de cada dimensión en la función de pérdida. El vector V_i se define como:

$V_i = [(\rho_i - \rho_0), 100(\sigma_i - \sigma_0), 1200(\mu_i - \mu_0), (RECM_i - RECM_0), (\omega_i - \omega_0)]$	(8)
--	------

En esta expresión, los sub-índices 0 indican el valor óptimo de cada dimensión. Asumiendo que tenemos Q indicadores *core* alternativos, los valores óptimos se definen como:

- $\rho_0 = \min(\rho_i), i = 1, \dots, Q,$
- $\sigma_0 = \min(\sigma_i), i = 1, \dots, Q,$
- μ_0 es la media muestral de la inflación observada,
- $RECM_0 = \min(RECM_i), i = 1, \dots, Q,$
- $\omega_0 = 0$

Como se indicó al principio de esta sección, mientras que en la etapa de selección de parámetros la capacidad predictiva y la correlación con la brecha del PIB no se consideran, en la etapa de evaluación se utilizan las cinco dimensiones mencionadas antes. Así, tendremos una matriz de pesos para la etapa de selección de parámetros (W_{sel}) y otra para la evaluación (W_{eval}):



$$W_{sel} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix},$$

$$W_{eval} = I_5,$$

donde I_5 es la identidad de dimensión 5. Para seleccionar α_0 y α_1 se consideran las 1681 combinaciones que surgen admitir los 41 valores posibles en el rango $[0.05 : 0.45]$ con saltos discretos de 0.01 para cada parámetro (1681). Para α se consideran los 81 valores en el rango $[0.05 : 0.45]$ con saltos discretos de 0.01, y para h se consideran los valores $[6, 12, 18, 24]$ (lo que implica 324 posibilidades para la combinación (α, h) y $Q = 324$).

Para obtener indicadores de exclusión fija el ordenamiento de las series debe realizarse en base a criterios que consideren la muestra completa, en lugar únicamente el último, o los últimos h datos. Los criterios posibles son diversos: volatilidad, persistencia, sesgo, correlación con la brecha, valor de la función de pérdida, etc.

El indicador de exclusión fija que analizaremos en la sección IV es el que ordena los componentes según su volatilidad en la muestra completa. Denominaremos a este indicador como *IPC sin volátiles*.

IV. RESULTADOS

Para el análisis empírico se utilizarán las 144 subclases disponibles del IPC para el período 2002.01-2019.10⁷.

Además de los seis indicadores *core* incluidos en la tabla 1, evaluaremos:

- El *IPC sin volátiles* descrito al final de la sección III.6.
- El promedio de las medidas de exclusión variable MPV, MAV, MP y FD.
- Tres modificaciones ad-hoc del IPC SAE:

⁷ Este período incluye las subclases de cinco canastas: base diciembre 1998, base diciembre 2008, base promedio 2009, base promedio 2013 y base promedio 2018. El empalme es mensual y para los años 2009, 2013 y 2018 se utilizan las variaciones mensuales de las canastas de referencia. Se utilizan series desestacionalizadas mediante X-12 ARIMA.



- Denominaremos *SAEcorr* al indicador que, además de excluir alimentos y energía, excluye vestuario, gasto financiero, telecomunicaciones y autos usados.
- Asimismo, el indicador *SAEcorr1* excluye, además de alimentos y energía, vestuario, gasto financiero, Buses, Paquete turístico, gasto común, aéreo y otros bienes de transporte.
- Finalmente, *SAEcorr2*, excluye todos los componentes excluidos en *SAEcorr1* más servicios de transporte.

De este modo, tendremos un total de 12 medidas *core*.

La tabla 2 incluye los indicadores de volatilidad, persistencia, sesgo, relación con la brecha del PIB (recordar que valores menores indican mayor relación) y poder predictivo, utilizados para el cálculo de la función de pérdida. Cada fila de la tabla representa una medida *core* y están ordenadas de menor a mayor según el valor de la función de pérdida.

De estos resultados se destacan cinco conclusiones principales: (i)

- i. La mejor alternativa es el promedio de las cuatro medidas de exclusión variable.
- ii. Nuestra medida óptima de exclusión fija (*IPC sin volátiles*) está cerca de la ganadora en todas las dimensiones consideradas.
- iii. El IPC SAE es la medida peor evaluada. En relación a las mejores alternativas, el IPC SAE es más volátil, menos persistente, sesgado, tiene menor relación con la brecha y no aporta mayor poder predictivo.
- iv. Las modificaciones *ad-hoc* (*SAEcorr* y *SAEcorr1*) mitigan solo parcialmente las debilidades del IPC SAE



Tabla 2. Comparación de medidas *core* (resultados ordenados de menor a mayor según el valor de la función de pérdida)

	volat.	persist.	sesgo	Bercha	predic.	Func. perd
1 Prom excl var	0.07	0.84	0.06	0.04	0.27	0.01
2 FD	0.06	0.88	0.08	0.03	0.27	0.01
3 TMVC	0.08	0.74	0.02	0.05	0.30	0.02
4 MPV	0.10	0.73	0.00	0.02	0.29	0.02
5 MAV	0.09	0.76	0.13	0.09	0.29	0.04
6 IPC_sVolat	0.14	0.69	0.01	0.02	0.30	0.04
7 Med	0.11	0.68	0.02	0.02	0.29	0.04
8 SAEcorr2	0.16	0.46	0.09	0.02	0.35	0.20
9 IPC	0.30	0.46	0.08	0.09	0.41	0.27
10 SAEcorr1	0.19	0.35	0.19	0.01	0.37	0.35
11 SAEcorr	0.21	0.27	0.25	0.03	0.36	0.47
12 SAE	0.27	0.23	-0.59	0.13	0.37	0.85

El listado completo de las que componen el IPC sin volátiles puede se incluye en el anexo.

V. CONCLUSIONES

En esta minuta propusimos un procedimiento general para la construcción de indicadores de inflación *core* de exclusión que optimicen que resulten óptimos según el criterio establecido. Este criterio considera la volatilidad, la persistencia, el sesgo, la relación con la brecha del PIB y el poder predictivo para la inflación total. El procedimiento admite la construcción tanto de indicadores de exclusión fija como variable.

Los resultados indican que los indicadores construidos en base al procedimiento propuesto resultan superiores a otras alternativas comúnmente utilizadas para el análisis de la coyuntura. En particular, el indicador de exclusión fija propuesto en esta minuta (*IPC sin volátiles*) supera al IPC SAE en todas las dimensiones relevantes. No obstante, dado que IPC sin volátiles continúa presentando las debilidades asociados a una medida de exclusión fija, es necesario revisitar su cálculo cada cierto tiempo.



ANEXO

Tabla A.1: Subclases incluidas en el IPC sin volátiles

		Ponderador	Categoría
1	'ARRIENDO EFECTIVO'	5.53	Servicios
2	'SERVICIOS DE TELECOMUNICACIONES'	4.84	Servicios
3	'SERVICIOS DE EDUCACIÓN SUPERIOR'	3.53	Servicios
4	'SERVICIOS DOMÉSTICOS'	2.65	Servicios
5	SERVICIOS DE TRANSPORTE DE PASAJEROS POR VÍAS URBANAS'	1.81	Servicios
6	SERVICIOS DE EDUCACIÓN PRE - ESCOLAR Y ENSEÑANZA BÁSICA	1.72	Servicios
7	'SERVICIOS MÉDICOS'	1.69	Servicios
8	'SERVICIOS DENTALES'	1.26	Servicios
9	'SERVICIOS DE HOSPITALIZACIÓN'	0.97	Servicios
10	'OTROS SERVICIOS'	0.9	Servicios
11	'SERVICIOS PARA LA CONSERVACIÓN Y REPARACIÓN DELA VIVIENDA'	0.89	Servicios
12	'SERVICIOS DE MANTENCIÓN Y REPARACIÓN DEL AUTOMÓVIL'	0.89	Servicios
13	'SERVICIOS PRESTADOS POR RECINTOS DE RECREACIÓN Y DEPORTIVOS'	0.85	Servicios
14	'SERVICIOS RELACIONADOS A LA CIRCULACIÓN DEL VEHÍCULO'	0.82	Servicios
15	'SERVICIOS DE EDUCACIÓN DE LA ENSEÑANZA MEDIA'	0.64	Servicios
16	'SERVICIOS DE LABORATORIOS DE ANÁLISIS MÉDICOS, DE DIAGNOSTICO Y RADIOLÓGICOS'	0.6	Servicios
17	'SERVICIOS DE ALOJAMIENTO'	0.51	Servicios
18	'SERVICIOS DE PELUQUERÍA Y CUIDADO PERSONAL'	0.4	Servicios
19	'SERVICIOS DE TELEVISIÓN'	0.37	Servicios
20	'SERVICIOS DE OTROS PROFESIONALES DE LA SALUD'	0.34	Servicios
21	'CLASES DEPORTIVAS Y RECREATIVAS'	0.31	Servicios
22	'SERVICIOS DE ESTACIONAMIENTO'	0.28	Servicios
23	'SERVICIOS VETERINARIOS'	0.25	Servicios
24	'SERVICIOS DE PRE UNIVERSITARIO'	0.17	Servicios
25	'SERVICIO DE RETIRO DE BASURA'	0.09	Servicios
26	'OTROS SERVICIOS RELACIONADOS CON LA VIVIENDA'	0.08	Servicios
27	'SERVICIOS DE LIMPIEZA Y REPARACIÓN DE VESTUARIO'	0.06	Servicios
28	'SERVICIOS DE REPARACIÓN DE LÍNEA BLANCA Y ELECTRODOMÉSTICOS'	0.04	Servicios
29	'SERVICIOS FOTOGRÁFICOS'	0.03	Servicios
30	'SERVICIO DE REPARACIÓN DE MUEBLES'	0.02	Servicios
31	'AUTOMÓVIL NUEVO'	2.86	Bienes
32	'MATERIALES PARA LA CONSERVACIÓN Y REPARACIÓN DE LA VIVIENDA'	0.82	Bienes
33	'MUEBLES PARA EL HOGAR'	0.81	Bienes
34	'VESTUARIO PARA HOMBRE'	0.65	Bienes
35	'LÍNEA BLANCA'	0.61	Bienes
36	'COMPUTADORES E IMPRESORAS'	0.47	Bienes



37	'JUGUETES Y CONSOLAS DE VIDEOJUEGO'	0.45	Bienes
38	'VESTUARIO ESCOLAR'	0.4	Bienes
39	'ARTEFACTOS Y ARTÍCULOS TERAPÉUTICOS'	0.4	Bienes
40	'REPUESTOS Y ACCESORIOS PARA EL AUTOMÓVIL'	0.4	Bienes
41	'OTROS ARTÍCULOS PERSONALES'	0.38	Bienes
42	'ARTÍCULOS ESCOLARES'	0.31	Bienes
43	'EQUIPO DE DEPORTES, CAMPING Y RECREACIÓN'	0.3	Bienes
44	'ARTÍCULOS Y UTENSILIOS PARA EL HOGAR'	0.28	Bienes
45	'AUTOMÓVIL USADO'	0.27	Bienes
46	'TEXTILES PARA EL HOGAR'	0.26	Bienes
47	'JOYERÍA Y RELOJES'	0.24	Bienes
48	'LIBROS'	0.23	Bienes
49	'ELECTRODOMÉSTICOS'	0.22	Bienes
50	'ACCESORIOS PARA EL HOGAR'	0.21	Bienes
51	'TEXTOS ESCOLARES'	0.17	Bienes
52	'ARTÍCULOS Y ACCESORIOS DE VESTIR'	0.12	Bienes
53	'HERRAMIENTAS'	0.11	Bienes
54	'EQUIPOS DE AUDIO'	0.08	Bienes
55	'BICICLETA'	0.07	Bienes
56	'MOTOCICLETA'	0.06	Bienes
57	'ARTÍCULOS DE ESCRITORIO'	0.04	Bienes
58	'TELAS PARA CONFECCIÓN DE VESTUARIO'	0.03	Bienes
59	'PRODUCTOS DE HIGIENE PERSONAL'	1.4	Bienes
60	'PRODUCTOS DE LIMPIEZA PARA EL HOGAR'	0.85	Bienes
61	'ALIMENTOS Y ACCESORIOS PARA MASCOTAS'	0.75	Bienes
62	'PRODUCTOS PARA EL CUIDADO PERSONAL'	0.53	Bienes
63	'PRODUCTOS DE BELLEZA'	0.45	Bienes
64	'ARTÍCULOS DE LIMPIEZA PARA EL HOGAR'	0.3	Bienes
65	'DIARIOS'	0.07	Bienes
66	'ALIMENTOS Y BEBESTIBLES CONSUMIDOS FUERA DEL HOGAR'	4.27	Servicios
67	'PAN Y OTROS PRODUCTOS DE PANADERÍA'	3.27	Bienes
68	'ALIMENTOS PREPARADOS PARA LLEVAR'	1.6	Servicios
69	'CERVEZAS'	1.39	Bienes
70	'BEBIDAS DE FANTASÍA'	1.14	Bienes
71	'DESTILADOS'	0.51	Bienes
72	'YOGHURT Y POSTRES LÁCTEOS'	0.45	Bienes
73	'JUGOS LÍQUIDOS Y EN POLVO'	0.43	Bienes
74	'CAMELOS, CHOCOLATES Y OTROS PRODUCTOS DE CONFITERÍA'	0.35	Bienes
75	'SALSAS Y ADEREZOS'	0.3	Bienes
76	'SOPAS Y CREMAS, ALIMENTOS PARA BEBÉ Y POSTRESNO LÁCTEOS'	0.28	Bienes
77	'HELADOS'	0.25	Bienes



78	'MANTEQUILLA Y MARGARINA'	0.24	Bienes
79	'PESCADOS Y MARISCOS EN CONSERVA'	0.23	Bienes
80	'FRUTOS SECOS Y FRUTAS EN CONSERVA'	0.18	Bienes
81	'AZÚCAR Y ENDULZANTES'	0.17	Bienes
82	'MERMELADA, MANJAR Y OTROS DULCES UNTABLES'	0.15	Bienes
83	'LUBRICANTES Y ACEITES PARA EL AUTOMÓVIL'	0.04	Bienes
84	'LECHES'	0.72	Bienes
85	'HARINAS Y CEREALES'	0.32	Bienes
86	'AGUA MINERAL Y PURIFICADA'	0.21	Bienes
87	'TÉ'	0.18	Bienes
88	'CAFÉ Y SUCEDÁNEOS'	0.16	Bienes
89	'SAL, HIERBAS, ESPECIAS Y CONDIMENTOS CULINARIOS'	0.12	Bienes
90	'CACAO Y FORTIFICANTE EN POLVO'	0.05	Bienes



REFERENCIAS

- Aldunate, R. Bullano, F. Canales, M. Contreras, G. Fernández, A. Fornero, J. García, M. García, B. Peña, J. Tapia, M. y Zuñiga, T. (2019). Estimación de parámetros estructurales de la economía chilena. Mimeo Banco Central de Chile. Junio.
- Bai, J. (2003). Inferential theory for factor models of large dimensions. *Econometrica* 71 (1), 135-171.
- Bertinatto, L., W. Gonzalez, I. Meneses y A. Sansone. 2015. Análisis de Distintas Medidas de Inflación Subyacente. Mimeo Banco Central de Chile. Marzo.
- Bryan, M. F. and S. G. Cecchetti (1994). Measuring *core* inflation. In *Monetary policy*, pp. 195-219. The University of Chicago Press.
- Bryan, M. F., S. G. Cecchetti, and R. L. W. II (1997). Efficient inflation estimation. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Bryan, M. F., C. J. Pike, et al. (1991). Median price changes: an alternative approach to measuring current monetary inflation. Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary 1.
- Clark, T. E. (2001). Comparing measures of *core* inflation. *Economic Review (Kansas City)* 86 (2), 5-5.
- Córdova, J. F., M. C. Grünwald, and M. Pedersen (2008). Medidas alternativas de inflación subyacente para Chile. Documentos de Trabajo (Banco Central de Chile) (471), 1.
- Côté, A. 2014. "Inflation Targeting in the Post-Crisis Era." Remarks to the Calgary Chartered Financial Analyst (CFA) Society, Calgary, Alberta, 18 November.
- Cutler, J. (2001). *Core* inflation in the UK. Technical report, Monetary Policy Committee Unit, Bank of England.
- Doz, C., D. Giannone, and L. Reichlin (2012). A quasi-maximum likelihood approach for large, approximate dynamic factor models. *Review of economics and statistics* 94 (4), 1014-1024.
- Granger, C. W. J. and P. L. Siklos (1995). Systematic sampling, temporal aggregation, seasonal adjustment, and cointegration theory and evidence. *Journal of Econometrics* 66 (1- 2), 357-369.
- Gordon, R., W.D. Nordhaus y C.L. Schultze (1975) "The Impact of Aggregate Demand on Prices" XXX Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1975, No. 3 (1975), pp. 613-670
- Hogan, S., M. Johnson, T. Lafleche, et al. (2001). *Core* inflation. *Technical report, Bank of Canada, technical report no. 89*.
- Instituto Nacional de Estadísticas (2019). Manual Metodológico del Índice de Precios al Consumidor (IPC) base anual 2018.
- Khan, M., L. Morel, and P. Sabourin (2015). A comprehensive evaluation of measures of *core* inflation for Canada. Technical report, Bank of Canada Discussion Paper.
- Marcellino, M. (1999). Some consequences of temporal aggregation in empirical analysis. *Journal of Business & Economic Statistics* 17 (1), 129-136.
- Osborn, D. R., A. P. Chui, J. P. Smith, and C. R. Birchenhall (1988). Seasonality and the order of integration for consumption. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 50 (4), 361-377.
- Pedersen, M. (2006). An alternative measure of *core* inflation. Documentos de Trabajo (Banco Central de Chile) (366), 1.



- Roger, S. (1997). A robust measure of *core* inflation in New Zealand, 1949-96. *Reserve Bank of New Zealand Working Paper (G97/7)*.
- Shiratsuka, S. (1997). Inflation measures for monetary policy: Measuring the underlying inflation trend and implication for monetary policy implementation. Institute for Monetary and Economic Studies.
- Stock, J. H. and M. Watson (2011). Dynamic factor models. Oxford handbook on economic forecasting.
- Vega, J.-L. and M. A. Wynne (2003). A first assessment of some measures of *core* inflation for the euro area. *German Economic Review* 4 (3), 269-306.
- Wynne, M. A. (2008). *Core* inflation: A review of some conceptual issues. *Review-Federal Reserve Bank of St. Louis* 90 (3), 205.