

Documentos de trabajo

Análisis de volatilidad y
descomposición de variabilidad del IPC
en Chile

Autores:

Ignacio Agustín Galará
Pablo Hueichapan Oñate
Ronald Lineros González
Marcelo Montes Muñoz

Nº.1, junio de 2018



INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS

Av. Presidente Bulnes 418, Santiago de Chile

Teléfono: 562 2892 4000

Correo: ine@ine.cl

Facebook: [@ChileINE](https://www.facebook.com/ChileINE)

Twitter: [@INE_Chile](https://twitter.com/INE_Chile)

Ignacio Agustín Galará

Pablo Hueichapan Oñate

Ronald Lineros González

Marcelo Montes Muñoz

Subdirección Técnica

Los autores agradecen la colaboración y comentarios de cada uno de los integrantes del Departamento de Estudios de Precios por sus valiosos aportes, observaciones y comentarios.

Los Documentos de Trabajo del INE están dirigidos a investigadores, académicos, estudiantes y público especializado en materias económicas, y tienen como objetivo proporcionar un análisis exhaustivo sobre aspectos conceptuales, analíticos y metodológicos claves de los productos estadísticos que elabora la institución y, de esta forma, contribuir al intercambio de ideas entre los distintos componentes del Sistema Estadístico Nacional.

Las interpretaciones y opiniones que se expresan en los Documentos de Trabajo pertenecen en forma exclusiva a los autores y colaboradores y no reflejan necesariamente el punto de vista oficial del INE ni de la institución a la que pertenecen los colaboradores de los documentos.

El uso de un lenguaje que no discrimine ni marque diferencias entre hombres y mujeres ha sido una preocupación en la elaboración de este documento. Sin embargo, y con el fin de evitar la sobrecarga gráfica que supondría utilizar en castellano “o/a” para marcar la existencia de ambos sexos, se ha optado por utilizar -en la mayor parte de los casos- el masculino genérico, en el entendido de que todas las menciones en tal género representan siempre a hombres y mujeres, abarcando claramente ambos sexos.

Análisis de volatilidad y descomposición de variabilidad del IPC en Chile

Resumen

El presente artículo entrega evidencia estadística con respecto a la existencia de cambios significativos en la volatilidad del IPC, medida a través de las desviaciones estándar de sus variaciones mensuales y anuales durante los últimos años. Los resultados apuntan a que no existió diferencia estadísticamente significativa entre la volatilidad del IPC en 2017 y la de los años previos. Más aún, si bien existen productos dentro de la canasta del IPC que han modificado con fuerza su volatilidad, estos no tienen un impacto suficiente para influir sobre la volatilidad del índice general. Adicionalmente, en el documento se presenta un ejercicio de descomposición de las variaciones del IPC, en el que se concluye que gran proporción de estas se explican por *shocks* agregados más que por *shocks* idiosincráticos, ya sea por efectos macroeconómicos que impactan en la mayoría de las clases del IPC o por la propagación de efectos entre sus clases.

Abstract

This paper provides statistical evidence regarding the existence of significant changes in the CPI volatility during the last years. Its volatility is measured through the standard deviations of its monthly and annual variations. The results suggest that there is no statistically significant difference between the CPI volatility in 2017 and the previous years. Moreover, although there are products within the CPI basket that have notoriously modified their volatility, they do not have enough impact to influence the volatility of the general index. Additionally, an exercise of CPI variations' decomposition is presented, in which the main conclusion is that a large proportion of these variations are explained by aggregate shocks rather than by idiosyncratic shocks, either by macroeconomic effects that have impact on most CPI classes or by the propagation of shocks among its classes.

Palabras clave: Índice de Precios al Consumidor (IPC), inflación, volatilidad, desviación estándar, divisiones, productos.

1. Introducción

Las teorías económicas buscan entender y explicar cómo se comportan ciertos fenómenos de carácter económico. En este sentido, es importante contar con indicadores macroeconómicos robustos que permitan contrastar las distintas teorías. Dentro de los indicadores que son de interés a nivel nacional, tanto para analistas como para el mercado y la academia, destacan el Producto Interno Bruto (PIB), la tasa de desempleo o desocupación y el Índice de Precios al Consumidor (IPC), entre otros. El IPC es, particularmente, de suma relevancia, ya que permite medir la variación de los precios de una canasta de bienes y servicios que es consumida por una muestra de hogares representativa del país, posibilitando calcular la tasa de inflación que enfrenta la economía. Esta última variable macroeconómica es crucial para el correcto funcionamiento de la economía, debido a que el Banco Central de Chile (BCCh) utiliza este indicador como insumo para establecer la política monetaria del país. Además, los planes de consumo y producción de largo plazo, tanto para consumidores como productores, son determinados en base a las expectativas sobre el nivel de precios futuro.

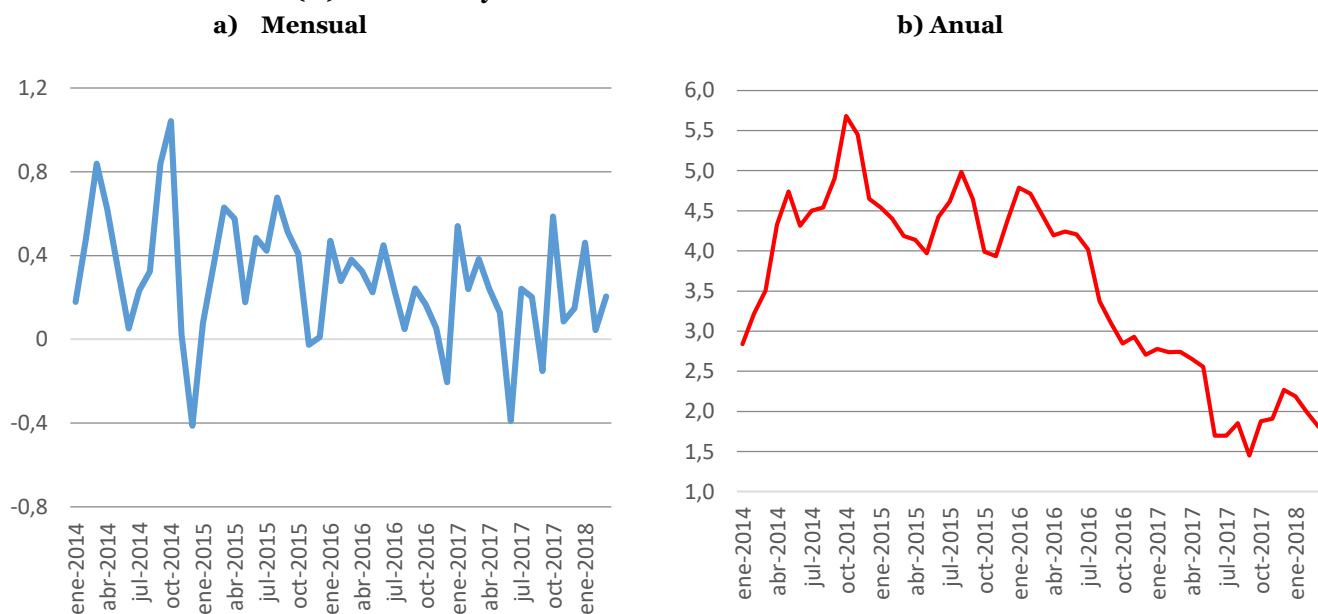
En este contexto, un tema de crucial importancia es la volatilidad de la inflación. La incertidumbre que los movimientos en las tasas de interés pueden introducir en la economía pueden afectar las decisiones de inversión provocando, a su vez, que los agentes económicos dediquen recursos para resguardarse de esta incertidumbre, perjudicando finalmente las actividades productivas. Es así como una creciente volatilidad de la inflación (sostenida en el tiempo) haría a la economía menos eficiente, al introducir fricciones en los mercados, las que crean una brecha entre los precios relativos que prevalecen en la economía y aquellos determinados solo por las fuerzas de mercado en ausencia de la volatilidad de la inflación (Friedman, 1977). De este modo, la volatilidad de la inflación puede tener un fuerte impacto en las economías. Judson y Orphanides (1999) encuentran evidencia, para un panel de 140 países, de que la volatilidad de la inflación contribuye significativamente a disminuir el crecimiento económico. Por otro lado, Emara (2012), calibrando un modelo con micro fundamentos para una economía pequeña y abierta (SOE, por sus siglas en inglés), estima que reducir la volatilidad de la inflación, para una economía como la de México, implicaría un aumento en el bienestar¹ de la economía cercano a 8%. Más aún, cuando la caída en la volatilidad de la inflación está acompañada de una mejora en las instituciones, el bienestar se incrementaría en un rango que va entre

¹ El cambio en el bienestar lo define como la razón entre el nuevo nivel del producto por trabajador del estado estacionario respecto de su nivel inicial.

11% y 19%. Dado lo anterior, es interesante investigar cómo ha sido el comportamiento y la dinámica la inflación en nuestro país.

Chile evidencia un comportamiento de la inflación, tanto en nivel como en volatilidad, que destaca por mantenerse en rangos acotados. Al analizar la tasa de inflación mensual, expuesta en el panel a) del gráfico 1, se puede observar que en 2016 y 2017 las variaciones mensuales del IPC fueron menores que en 2014 y 2015. Del mismo modo, desde finales de 2016 las variaciones anuales o a doce meses del IPC se han mantenido acotadas, entre 1% y 3%.

Gráfico 1: Variaciones (%) mensuales y anuales del IPC



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Al estudiar las estadísticas descriptivas de las variaciones -tanto mensuales como anuales para el IPC- presentadas en la tabla 1, se constata que la inflación en Chile ha evidenciado una disminución en la variación promedio entre los años 2014 y 2017. A su vez, la desviación estándar en el mismo período registró una caída, no obstante haber presentado fluctuaciones interanuales. Sin embargo, la desviación estándar medida entre 2010 y 2013 fue levemente mayor que la experimentada durante el año 2017, siendo más notorio para el caso de las variaciones anuales del IPC. Es importante destacar que la desviación estándar, en el contexto del presente documento, es utilizada como medida de dispersión o volatilidad y, así mismo, esta es ampliamente usada por la academia cuando se estudian distintos grados de variabilidad de la inflación². Lo anterior, junto con los resultados expuestos en la tabla 1, es sugerente de que la inflación en Chile ha experimentado en

² Revisar Detmeister y Hulseman (2017), Bowdler y Malik (2017), Karras (2015, 2017), entre otros.

promedio menores variaciones – tanto mensuales como anuales - en los últimos años. También es posible observar en el período una leve disminución de la desviación estándar, siendo esta más notoria en el caso de la variación anual del IPC.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas de la inflación mensual y anual

	Variación IPC mensual					Variación IPC anual				
	2010-2013	2014	2015	2016	2017	2010-2013	2014	2015	2016	2017
Promedio	0,25	0,37	0,37	0,22	0,17	2,39	4,39	4,34	3,79	2,20
Desv. est.	0,28	0,39	0,24	0,19	0,27	1,15	0,85	0,32	0,77	0,48
Mínimo	-0,5	-0,4	0,0	-0,2	-0,4	-1,3	2,8	3,9	2,7	1,5
Máximo	0,8	1,0	0,7	0,5	0,6	4,4	5,7	5,0	4,8	2,8

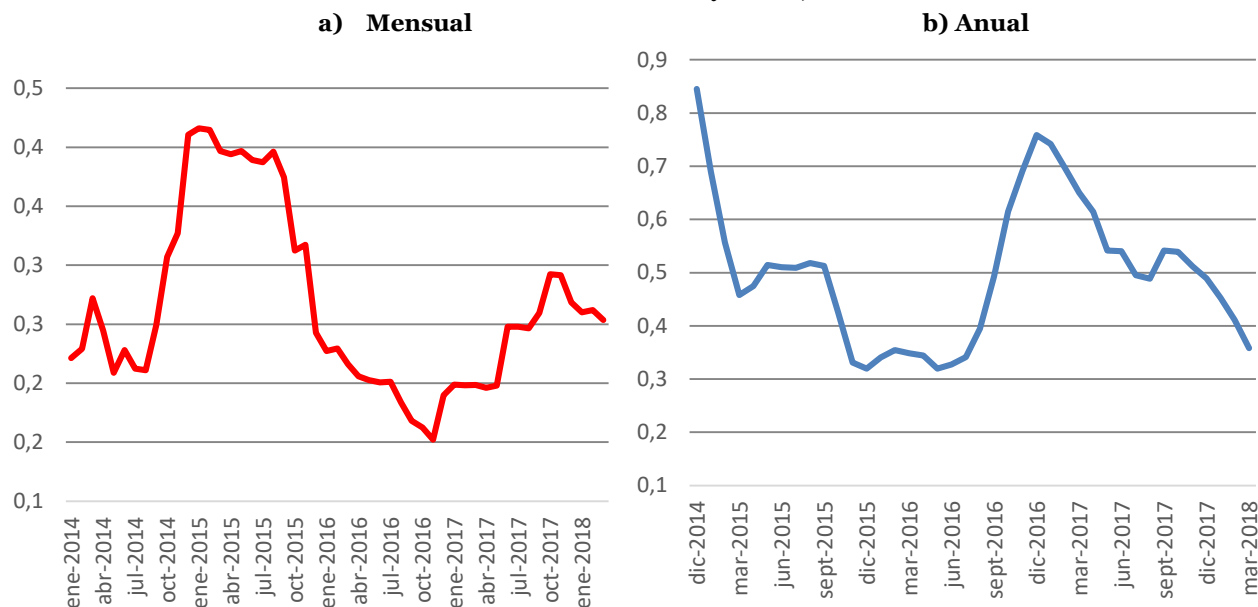
NOTA: Estadísticas descriptivas medidas en términos de puntos porcentuales. La variación anual del año 2014 se construyó con respecto a la base referencial 2013=100.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Con base en esta información, es posible sostener que Chile mantiene niveles de inflación bajos, pero con una volatilidad de la misma que a momentos parece exhibir alzas importantes. En este contexto, existe evidencia en la literatura que indica que inflaciones bajas no implican necesariamente una baja o menor volatilidad de la inflación. Por ejemplo, utilizando datos mensuales para ocho economías en desarrollo con experiencias inflacionarias marcadamente distintas entre sí (Chile, China, India, Indonesia, Corea del Sur, Polonia, Sudáfrica y Turquía), Karras (2017a) muestra que la relación entre la inflación y su volatilidad es no monotónica. En particular, presenta evidencia que sugiere que inflación y volatilidad poseen una correlación positiva cuando la inflación excede un cierto valor, pero negativa cuando esta se encuentra bajo este umbral. También existe evidencia que sugiere que la relación entre la inflación y su volatilidad es no monotónica, tanto en economías desarrolladas como en desarrollo³. Por lo tanto, contrario a lo que podría esperarse, una menor inflación no está siempre acompañada de una mayor estabilidad.

El gráfico 2 presenta las desviaciones estándar a doce meses móviles de las variaciones mensuales y anuales del IPC. En el panel a) se observa que la volatilidad de las variaciones mensuales del IPC (volatilidad a corto plazo) disminuyó hasta alcanzar valores mínimos a mediados de 2016, momento en el que comenzó a vislumbrarse un nuevo aumento que se mantuvo hasta finales de 2017. Sin embargo, esta alza no llegó a alcanzar los niveles presentados previamente en el período 2014-2015, cuando se alcanzan los *peaks* más altos de volatilidad.

³ Ver Karras (2015a , 2015b y 2017b).

Gráfico 2: Desviación estándar de la inflación mensual y anual, 12 meses móvil.

NOTA: Desviación estándar calculada tomando ventanas de tiempo de doce meses sobre la variación mensual y anual del indicador.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Por otro lado, en el panel b) del gráfico 2 se observa que la volatilidad de la inflación anual (volatilidad de mediano plazo) presentó un alza considerable desde mediados de 2016 hasta inicios de 2017, momento en que la volatilidad de la inflación anual comenzó a experimentar un descenso sostenido. Dados los antecedentes entregados, es importante dilucidar qué tan susceptible es la volatilidad del IPC a ciertos componentes específicos de su composición, cuáles son las principales fuentes que alimentan la inflación y su volatilidad y, por último, presentar evidencia estadística sobre si efectivamente existe un cambio significativo, en particular un aumento en la volatilidad de la inflación como el que se aprecia en el panel a) del gráfico 2 para el año 2017.

En lo que sigue, este documento busca indagar en los productos del IPC que representan potenciales fuentes de mayor volatilidad del índice general, presentando evidencia estadística para demostrar si es efectiva la existencia de un aumento en la volatilidad del índice y si esta diferencia es estadísticamente significativa. Posteriormente, se indaga en las fuentes de inflación y variabilidad del IPC, estudiando específicamente si ésta se encuentra influida por *shocks* agregados o si son algunos sectores particulares los que, ya sea por su variabilidad intrínseca o su peso relativo dentro de la canasta del IPC, están introduciendo mayor volatilidad en el comportamiento del índice general.

2. Análisis de la volatilidad de la inflación y revisión de sus fundamentos

El IPC corresponde a la agregación de un conjunto de componentes, cuyo comportamiento es relevante de comprender para, a su vez, entender la evolución de la inflación en la economía nacional. A partir de 2017, y con base en el IPC actualmente vigente (promedio anual 2013), la dinámica de precios de algunos productos del índice ha comenzado a modificar su comportamiento de manera relevante. Lo anterior genera la necesidad de descifrar el potencial impacto de estos productos sobre la volatilidad del IPC general, a la luz de la literatura internacional, de la realidad nacional y de las necesidades del mercado. Lo anterior, se vuelve particularmente importante en un país como Chile, donde la indexación a la inflación es un proceso continuo y generalizado.

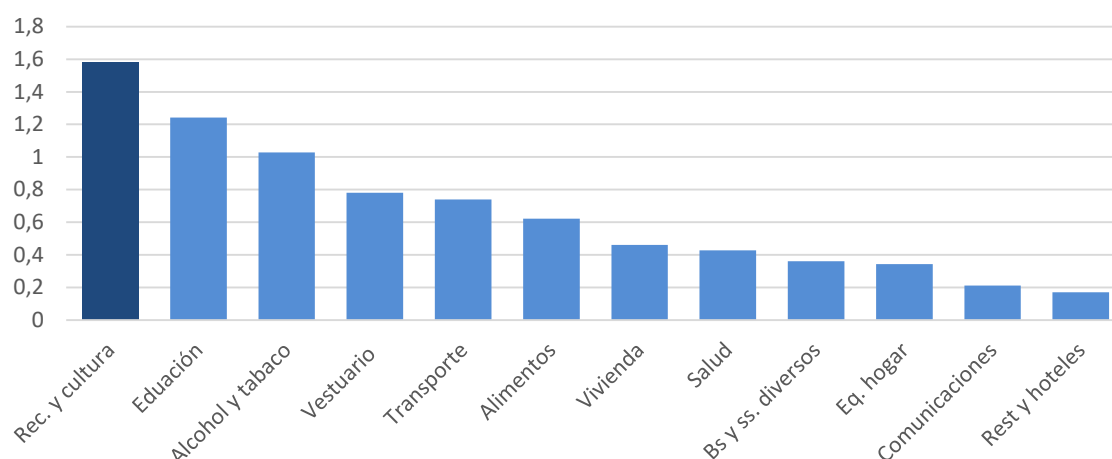
El aumento de la desviación estándar (mensual) que experimentó el IPC general a inicios de 2017 - ver panel a) del gráfico 2 - puede dar la impresión de que, en efecto, existe un aumento en la volatilidad del índice, por lo que es importante comprender si las razones detrás de esta alza son sostenibles en el tiempo. Por esto, es informativo analizar el comportamiento de las divisiones que componen el índice⁴, según la Clasificación de Consumo Individual por Finalidades (CCIF o COICOP⁵), para así determinar si este aumento es generalizado o se debe a alguna división en particular.

El gráfico 3 presenta la desviación estándar de las doce divisiones del IPC para 2017. Como es posible apreciar, la división n° 9 de recreación y cultura destaca por una alta volatilidad en comparación con el resto de las divisiones. Las siguientes dos divisiones más volátiles, con base en esta medición, resultan ser la división n° 10 de educación y la n° 2 de bebidas alcohólicas y tabaco.

No obstante, el resultado que más llama la atención es el de la división de recreación y cultura, no solo por ser la división con mayor desviación estándar, sino porque al contrastar estos resultados con su historia reciente, es posible notar un cambio en el comportamiento de esta (ver tabla 2).

⁴ Para mayor detalle, revisar Documento Metodológico Índice de Precios al Consumidor (IPC), Base Anual 2013, 5.1. Sistema de clasificación CCIF, pág. 10. Instituto Nacional de Estadísticas.

⁵ Por su sigla en inglés, *Classification of Individual Consumption according to Purpose (COICOP)*. Para mayor detalle, revisar: <https://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regcst.asp?Cl=5&Lg=3>.

Gráfico 3: Desviación estándar por divisiones, 2017

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Tabla 2: Desviación estándar anual por divisiones (respecto de las variaciones mensuales)

N°	Divisiones	2014	2015	2016	2017	2014-2017
1	Alimentos y bebidas no alcohólicas	1,13	0,63	0,75	0,62	0,78
2	Bebidas alcohólicas y tabaco	1,11	1,26	0,82	1,02	1,05
3	Vestuario y calzado	1,84	1,52	1,06	0,77	1,30
4	Vivienda y servicios básicos	0,42	0,66	0,50	0,46	0,51
5	Equipamiento y mantención del hogar	0,28	0,26	0,27	0,34	0,29
6	Salud	0,56	0,51	0,56	0,43	0,51
7	Transporte	1,01	0,79	0,95	0,74	0,87
8	Comunicaciones	0,35	0,30	0,14	0,21	0,25
9	Recreación y cultura	0,49	0,56	0,52	1,58	0,79
10	Educación	1,41	1,47	1,35	1,24	1,37
11	Restaurantes y hoteles	0,38	0,35	0,11	0,17	0,25
12	Bienes y servicios diversos	0,45	0,34	1,09	0,36	0,56

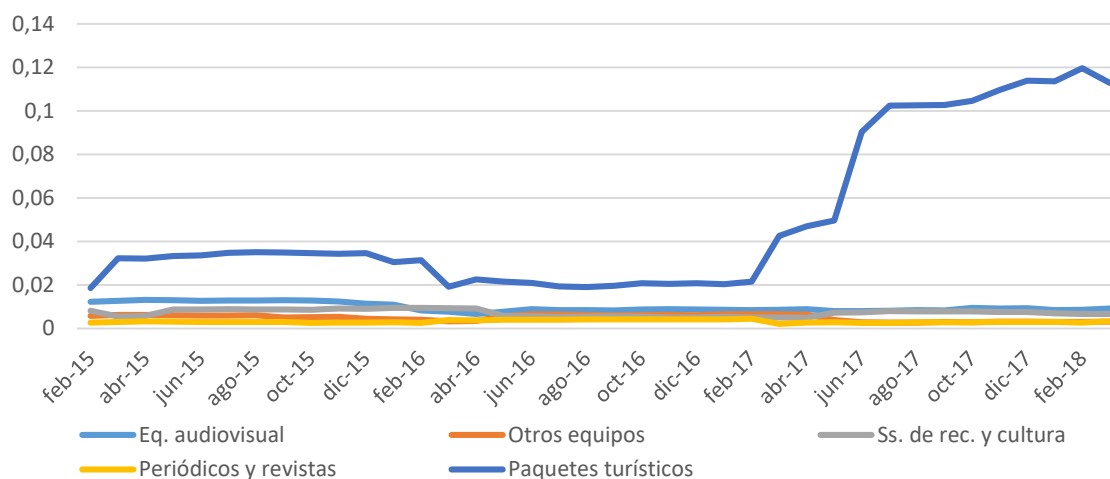
NOTA: La última columna presenta la desviación estándar del período 2014-2017.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

La tabla 2 muestra la desviación estándar por año para las distintas divisiones del IPC, desde 2014 hasta 2017. Los resultados reflejan que, en 2017, la mayoría de las divisiones presentaron igual o menor volatilidad que la que evidenciaron durante los años anteriores, con excepción de la división de recreación y cultura. Al analizar su composición, es posible apreciar en el gráfico 4 -que da cuenta de la desviación estándar móvil a 12 meses de los cinco grupos que componen esta división- que existe un revelador aumento en la

desviación estándar del grupo paquetes turísticos, que se mantiene desde mediados de 2017 en adelante.

Gráfico 4: Desviación estándar división recreación y cultura, 12 meses móvil



FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

El incremento en la volatilidad para este grupo se debe exclusivamente al producto paquete turístico⁶, al que se le implementó un cambio metodológico a inicios de 2017. Dicha actualización fue publicada mediante una separata técnica en el sitio web del INE, denominada “**Cambio metodológico cálculo de producto paquete turístico**”⁷.

Dicho cambio ha significado que la mayor volatilidad que tienen los precios de los paquetes turísticos internacionales se vea reflejada en el índice, algo que no ocurría anteriormente. Lo anterior se hace evidente al revisar el gráfico 5, en el que se exhibe la evolución de las variaciones mensuales que experimentó el índice del producto paquete turístico desde enero de 2016 hasta marzo de 2018.

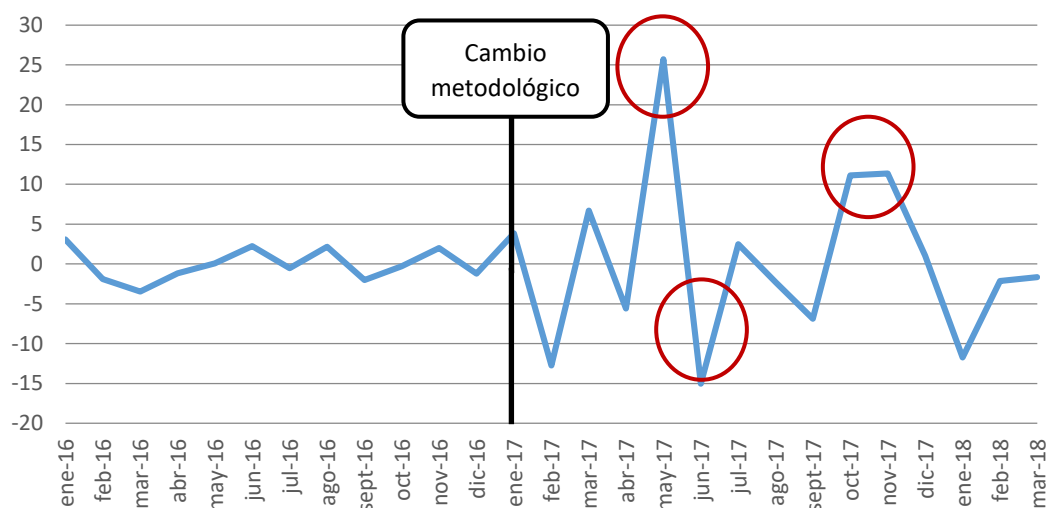
Como podemos observar, las variaciones presentadas previamente al cambio metodológico eran bastante cercanas a cero y fluctuaban en el rango de -5% y 5%. Además, las variaciones registradas por el producto desde febrero de 2017 en adelante muestran incrementos y disminuciones más pronunciadas, siendo las más notorias las ocurridas en mayo y junio, con variaciones mensuales de 25% y -15%, respectivamente. El caso del producto paquete turístico es particular en sí mismo, pero dentro de los otros 320 productos que componen la canasta del IPC actualmente en vigencia (base anual 2013) puede existir más de alguno que presente un comportamiento volátil, pudiendo impactar

⁶ El grupo paquetes turísticos cuenta con solo un producto que lo compone, que lleva el mismo nombre.

⁷ Ver <http://www.ine.cl/estad%C3%ADsticas/precios/ipc?categoria=Base%20anual%202013=100>.

en el IPC. La información analizada sugiere que existe un producto que evidencia un incremento en su volatilidad, sin embargo, no se ha indagado la posibilidad de que esta alza? haya impactado significativamente en la volatilidad del IPC, análisis que se aborda a continuación para todos los productos de la canasta.

Gráfico 5: Variación mensual (%) del índice de precios de paquete turístico



FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

2.1. Identificación de productos con mayor volatilidad

Este apartado, que busca indagar qué productos de la actual canasta presentan mayor probabilidad de introducir volatilidad al IPC, se sustenta en el análisis del tratamiento de productos estacionales y volatilidad en IPC desarrollado por el Banco Central de Turquía (Atuk et al., 2013), además de elementos de la revisión bibliográfica compartida al final de este documento.

Si bien existen muchos productos que pueden tener un impacto en la volatilidad del IPC, los productos identificados como estacionales, dado que requieren diversos supuestos con relación a la determinación de temporadas y tratamiento de precios, presentan una complejidad superior a aquellos productos que poseen presencia continua en el mercado (no estacionales). Cuando dichos supuestos están correctamente definidos⁸, la volatilidad de estos productos y su influencia sobre el índice será más factible de predecir. Sin embargo, estos productos pueden verse afectados a cambios en la temporalidad asociada, fenómeno conocido en la literatura como '*moving seasonality*' (Atuk et al., 2013). Ante la presencia de estos cambios, la volatilidad no predecible de algunos productos genera

⁸ Por ejemplo, los meses en los que ciertos productos estacionales hacen su entrada y salida del mercado.

mayores dificultades para pronosticar correctamente su comportamiento, impactando además sobre la volatilidad (no predecible) del índice general. De este modo, si bien la volatilidad predecible no resulta en una preocupación para la estabilidad de la inflación, el incremento en la volatilidad no predecible debido a fluctuaciones estacionales sí. El impacto de este fenómeno en el índice también depende de la ponderación relativa de los productos bajo análisis. Así, es importante conocer y estudiar el efecto que los productos más volátiles de la canasta del IPC, estacionales o no, pueden tener sobre el comportamiento de la inflación general.

Adicionalmente, con el propósito de comprender el efecto de la volatilidad impredecible sobre la inflación nacional, se debe analizar la contribución que determinados grupos o bienes poseen sobre la inflación general anual (incidencia a doce meses). Esto, porque la incidencia a doce meses⁹ es capaz de reflejar cambios acumulados de precios específicos mensuales sobre la inflación anual. Además, al considerar medidas de incidencias, ello permite ajustar los cambios de precios por el peso relativo de cada producto en la canasta IPC.

A continuación se presentan estadísticas descriptivas respecto de las incidencias anuales de un conjunto de productos de la canasta IPC, que comparten alta volatilidad en la incidencia mensual¹⁰.

La tabla 3, puede arrojar luces sobre la naturaleza de la volatilidad en el IPC. En el panel A se presentan los estadísticos de las incidencias anuales de los productos analizados, mientras que en el panel B y C se muestran aquellos relacionados con las incidencias mensuales y con la primera diferencia de la incidencia anual, respectivamente. La primera diferencia de la incidencia a doce meses puede interpretarse como la contribución mensual neta del producto o agrupación correspondiente sobre la inflación anual. Esta medición es utilizada por Atuk et al. (2013) para identificar aquellos productos más volátiles en el IPC, al contrastar su volatilidad con la de la incidencia anual de los productos. Además, a través del cálculo de test estadísticos (test de varianza), se evalúa la probabilidad asociada a la hipótesis nula (H_0) de igualdad de varianza de las contribuciones anuales sobre contribuciones mensuales netas. Este test estadístico requiere normalidad e independencia

⁹ Las incidencias miden el peso o contribución que tuvo un producto, un grupo o una división en particular, en la explicación de la variación total del IPC. Esta permite conocer qué factores están afectando la evolución del IPC en el mes (incidencia mensual), en lo que va acumulado del año (incidencia acumulada) o interanualmente (incidencia a 12 meses). Para mayor detalle, revisar Apéndice 8: Índice de Precios al Consumidor (IPC) Base Anual 2013, Documento metodológico, Cálculo de incidencias, pág. 90. Instituto Nacional de Estadísticas.

¹⁰ Para determinar los componentes más volátiles de la canasta IPC, se seleccionaron los productos con desviación estándar superior al percentil 95, considerando todos los productos de la canasta IPC 2013=100.

de las series, supuestos que no siempre se cumplen para todos los productos. Sin embargo, se presenta adicionalmente la prueba estadística de igualdad de varianzas de Levene, que prescinde del supuesto de normalidad.

Tabla 3: Estadísticas descriptivas de incidencias en relación al IPC

	Gasto común	Servicio de transporte aéreo	Paquete turístico
A. Incidencia anual en relación al IPC (puntos porcentuales)			
Media	0,053	-0,048	0,029
Max.	0,129	0,096	0,142
Min.	0,009	-0,157	-0,099
Desv. est.	0,023	0,055	0,051
B. Incidencia mensual en relación al IPC (puntos porcentuales)			
Media	0,004	-0,006	0,003
Max.	0,054	0,094	0,191
Min.	-0,045	-0,110	-0,140
Desv. est.	0,022	0,045	0,054
C. Primera diferencia de la Incidencia anual			
Media	0,001	-0,005	-0,001
Max.	0,082	0,119	0,195
Min.	-0,069	-0,139	-0,162
Desv. est.	0,028	0,057	0,057
Test de varianza A vs B			
Prob (Estad. F)*	0,95	0,23	0,66
Prob (Estad. F de Levene)**	0,41	0,30	0,79
Test de varianza A vs C			
Prob (Estad. F)*	0,20	0,63	0,30
Prob (Estad. F de Levene)**	0,45	0,84	0,89

NOTA: los datos corresponden al período entre enero de 2014 y diciembre de 2017.

(*) Prob (Estad. F) se refiere al p-value del test de razón de varianzas bajo la hipótesis nula de igualdad de varianzas.

(**) Prob (Estad. F de Levene) se refiere al p-value del test de igualdad de varianza de Levene ante ausencia de normalidad en las series.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Analizando cada uno de los 321 productos de la actual canasta del IPC base anual 2013, aquellos expuestos en la tabla 3 poseen las medidas de volatilidad más altas en términos de sus incidencias mensuales. Estas a su vez, no son estadísticamente diferentes de aquellas medidas de volatilidad relacionadas con las incidencias anuales de los mismos productos¹¹. Lo anterior es indicativo de que, si un producto posee alta volatilidad respecto de su incidencia mensual sobre el IPC y, a su vez, esta es compartida por la incidencia anual,

¹¹ Tampoco es posible rechazar la igualdad de varianza entre la incidencia anual y su primera diferencia.

entonces es probable que este producto introduzca volatilidad en el IPC. Así, los resultados de la tabla 3 son muestra de que, de todos los productos de la actual canasta, se identifican tres con alta probabilidad de estar influyendo sobre la volatilidad del IPC¹², dentro de los que destaca el producto paquete turístico.

El siguiente análisis se centra en este último, ya que de los tres productos destacados en la tabla 3 solo a paquete turístico se le introdujeron cambios metodológicos. Además, la implementación de estos coincidió con el cambio en el comportamiento de la división n° 9 de recreación y cultura, a raíz de su fuerte influencia al interior de la división -es el segundo producto con mayor ponderación- y con ello posiblemente repercutir en la volatilidad del IPC.

2.2. Paquete turístico y comparación internacional

Una particularidad para el mejor entendimiento del comportamiento del producto paquete turístico, que comparte con el producto servicio de transporte aéreo (perteneciente a la división n° 7 de transportes), es que los precios se recolectan con anticipación respecto al momento de uso e ingresan a cálculo en el mismo mes de compra (esto se conoce como el enfoque de adquisición¹³). Por ende, el fuerte aumento que experimentó el índice del producto durante mayo y octubre de 2017 (ver gráfico 5) reflejó, en gran medida, los precios del servicio internacional para julio y diciembre¹⁴, respectivamente, los que se reconocen como meses de mayor demanda de los servicios debido a la presencia de vacaciones (temporada alta). Sin embargo, el comienzo de las temporadas altas y bajas, además de afectar las variaciones capturadas por el índice, pueden sufrir modificaciones (adelantos o atrasos) por diversas razones comerciales y, por ende, afectar la evolución del índice.

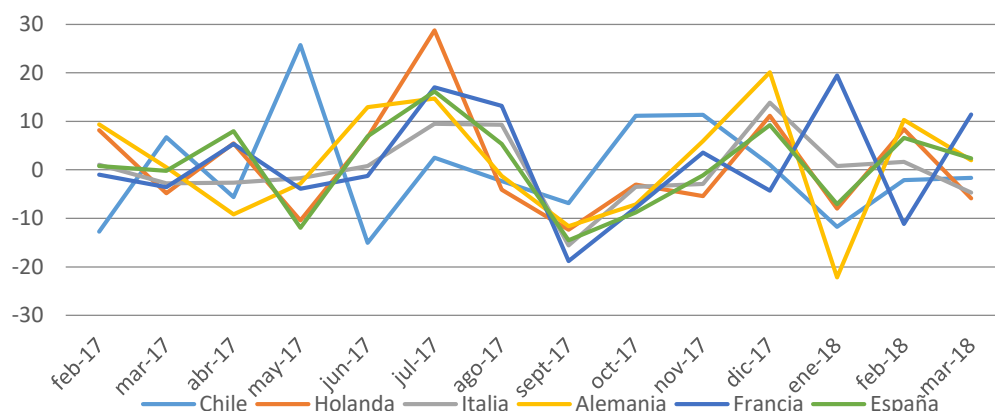
No obstante las fuertes fluctuaciones registradas por el producto, este comportamiento del índice no parece ser exclusivo de Chile. Al revisar la experiencia de otros países, es posible constatar que estos también presentan fluctuaciones importantes (ver gráfico 6).

¹² De los 16 productos que destacan por la alta volatilidad de la incidencia mensual, solo en aquellos descritos en la tabla 3 no es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad de varianza con respecto a la incidencia anual.

¹³ Para mayor detalle, revisar Documento Metodológico Índice de Precios al Consumidor (IPC), Base Anual 2013, 3.1. Definición y propósito del índice, pág. 2. Instituto Nacional de Estadísticas.

¹⁴ Para paquetes turísticos internacionales, que son los que tienen el mayor peso dentro del producto.

Gráfico 6: Variaciones mensuales (%) del índice del producto paquete turístico (comparación internacional)



FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE), DESTATIS (Alemania), INSEE (Francia), ISTAT (Italia) y CBS (Holanda).

A continuación, la tabla 4 presenta estadísticas descriptivas respecto de las variaciones mensuales del índice de paquete turístico para los distintos países analizados. El test de varianza presentado al final de la tabla aporta evidencia cuantitativa de que no existe diferencia estadísticamente significativa entre la volatilidad de las variaciones mensuales del índice de paquete turístico de Chile en comparación con el de los otros países. Lo anterior es indicativo de que los cambios metodológicos introducidos por el INE en el índice del producto reflejan un comportamiento que se encuentra alineado con lo experimentado por otros países¹⁵.

Tabla 4: Estadísticas descriptivas sobre variaciones mensuales de paquetes turísticos, 2017

Estadísticos	Chile	Holanda	Alemania	Francia	Italia	España
Media	0,0002	0,01	-0,02	0,01	-0,01	0,01
Max	0,26	0,29	0,20	0,19	0,14	0,16
Min	-0,15	-0,12	-0,22	-0,19	-0,16	-0,14
Desv. est.	0,11	0,11	0,11	0,11	0,07	0,09
Test de Varianza						
Prob. (Estad. F)	-	0,999	0,855	0,993	0,139	0,423
Prob. (Estad. F de Levene)	-	0,815	0,733	0,825	0,161	0,550

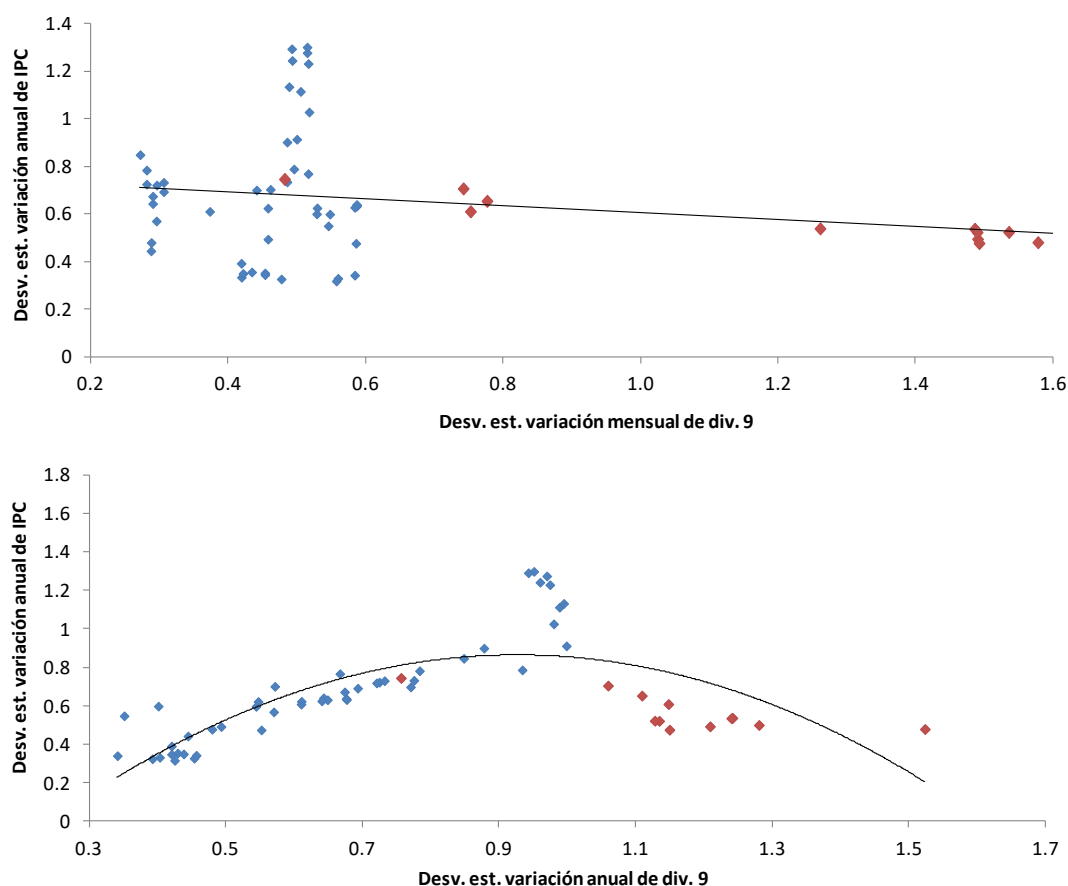
NOTA: test de varianza bajo hipótesis nula de igualdad de varianza.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE), DESTATIS (Alemania), INSEE (Francia), ISTAT (Italia) y CBS (Holanda).

¹⁵ Estos países poseen metodologías comparables entre ellos, ya que las variaciones son calculadas con respecto al mes inmediatamente anterior. Otros países presentan las variaciones con respecto al mismo mes del año anterior, o variaciones a doce meses.

Por lo tanto, si el índice del producto paquete turístico está reflejando actualmente fuertes variaciones de precios, entonces los cambios metodológicos introducidos a principios de 2017 permitieron reflejar de mejor manera el comportamiento de los precios de este sector. Es necesario resaltar que existen diversas variables externas que tienen impacto sobre qué tan volátil es el precio del producto, destacando cambios en temporalidad de los diversos servicios ofertados por las agencias de turismo. Por ejemplo, tanto para destinos turísticos nacionales e internacionales, es posible observar en el mercado por parte de las agencias de turismo diferentes consideraciones sobre la clasificación de períodos de temporada alta y baja, pudiendo los mismos destinos ser considerados de forma distinta. Dado lo anterior, es apresurado sostener que el producto paquete turístico, al evidenciar un comportamiento más volátil que el presentado antes de 2017, introduzca mayor volatilidad al IPC.

De acuerdo con la canasta base anual 2013, el segundo producto con mayor ponderación dentro de la división de recreación y cultura es, precisamente, paquete turístico (0,78711%). Así, la alta volatilidad que ha presentado este producto desde inicios de 2017 se ha traspasado a la volatilidad de la división, como se mostró en la tabla 2. A pesar de la notoria mayor desviación estándar presentada por la división n° 9, no es posible determinar una clara relación respecto a cuál es su impacto sobre la volatilidad de la inflación general. Esto se hace más evidente al ver el gráfico 7, que da cuenta de la desviación estándar derivada de las variaciones del IPC y de la división n° 9. En el panel superior del gráfico se aprecian las desviaciones estándar de las variaciones mensuales de la división de recreación y cultura respecto a las variaciones anuales del IPC. En este, no es posible apreciar una relación directa de la volatilidad de corto plazo de la división sobre la volatilidad del IPC. Esto es más claro para niveles bajos de la volatilidad de la división n° 9 (desviación estándar menor a 0,6). Más aún, existe una leve tendencia negativa, sugiriendo que la mayor volatilidad de la división, provocada en primera instancia por el comportamiento del producto paquete turístico, no conlleva necesariamente a una mayor volatilidad de las variaciones del IPC.

Gráfico 7: Desviaciones estándar del IPC general y división n° 9

NOTA: el panel superior (inferior) presenta un gráfico de dispersión de datos de las desviaciones estándar de las variaciones mensuales (anuales) de la división de recreación y cultura con respecto a las desviaciones estándar de las variaciones anuales correspondientes al IPC. Los puntos en rojo corresponden a la información de 2017.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Considerando que las variaciones mensuales pueden estar influidas por cierto grado de volatilidad estacional propia de este producto, en el panel inferior del gráfico 7 se presenta la relación entre la volatilidad de las variaciones anuales de la división n° 9 y del IPC. Lo anterior busca eliminar el efecto estacional de los resultados. Al situarse en el primer tramo del eje de abscisas (entre 0,3 y 0,8), es posible observar una relación positiva -aunque no lineal- entre la mayor volatilidad de la división y del IPC general. En particular, se observa que para niveles bajos de volatilidad de la división, los aumentos en la desviación estándar de las variaciones anuales de esta implicarán aumentos proporcionalmente menores en la desviación estándar de las variaciones del IPC general. Por lo tanto, la volatilidad de esta división tiene un impacto limitado sobre el comportamiento del IPC. Por otra parte, los datos estadísticos destacados con color rojo en el gráfico 7 corresponden a medidas de dispersión de 2017. Como se puede ver en ambos

paneles (superior e inferior), la mayor volatilidad de la división no repercutió de manera importante en la volatilidad del IPC.

2.3. Cambios en la volatilidad del IPC

Del mismo modo en que se analizó la volatilidad del producto paquete turístico, es interesante a continuación evaluar si existen diferencias en relación con la medida de volatilidad de las variaciones del IPC general, antes y después del ajuste metodológico sobre ese producto. Como se evidenció anteriormente, la desviación estándar de las variaciones mensuales del IPC ha aumentado desde inicios de 2017, sin alcanzar aún los niveles máximos presentados en 2015 (ver gráfico 2).

Según muestra la tabla 5, la volatilidad del IPC con base anual 2013 ha caído sostenidamente desde 2014. Si bien en 2017 aumentó respecto de 2016, es necesario investigar si este cambio es estadísticamente significativo y si ha implicado un cambio permanente en la volatilidad. Para ello, se verifica si existen diferencias en la volatilidad de 2017 (posterior al cambio metodológico en paquete turístico) y el período que comprende los años previos. En el panel inferior de la tabla 5 se aprecia que no es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad de varianzas para las variaciones mensuales del IPC entre el período 2014-2016 y el año 2017, así como tampoco hay evidencia que permita inferir que exista diferencia entre las volatilidades interanuales. Por lo tanto, no existe evidencia estadísticamente significativa para considerar que la volatilidad del IPC en 2017 fue mayor que la volatilidad previa al cambio metodológico del producto paquete turístico. Más aún, se evaluó la posibilidad de que existan diferencias respecto de la volatilidad presentada por los últimos períodos base, a saber, base 2009 y base 2013. Los resultados de estos test indican, nuevamente, que no existe una diferencia estadísticamente significativa entre la volatilidad de cada período.

Los resultados expuestos, apuntan a que si bien la volatilidad del índice aumentó en 2017, ésta no es estadísticamente diferente del período previo. Lo anterior sugiere que la inclusión del cambio metodológico del producto paquete turístico (y la mayor volatilidad de este producto desde entonces) no afectó de forma significativa la evolución del índice general. No obstante lo anterior, aún queda abierta la pregunta sobre qué es lo que gobierna el comportamiento de las variaciones del IPC, interrogante que se aborda a continuación.

Tabla 5: Estadísticas descriptivas de variaciones mensuales del IPC, año base 2013

Estadísticos	Var. IPC 2014-2016	Var. IPC 2014	Var. IPC 2015	Var. IPC 2016	Var. IPC 2017
Media	0,32	0,37	0,37	0,22	0,18
Máximo	1,00	1,00	0,70	0,50	0,60
Mínimo	-0,40	-0,40	0,00	-0,20	-0,40
Desviación estándar	0,29	0,39	0,24	0,19	0,27
Test de varianza					
Prob. (Estad. F)	0,729	0,245	0,654	0,239	-
Prob. (Estad. F de Levene)	0,562	0,162	0,934	0,432	-

NOTA: Test de varianza bajo hipótesis nula de igualdad de varianza.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

3. Fuentes de variabilidad de un número índice (agregado)

En el presente apartado se estudian los diversos mecanismos que pueden incidir sobre la variabilidad de un número índice agregado, entendiendo este último como la construcción resultante de la agregación de micro-índices específicos, con una estructura de ponderadores según la importancia de estos sobre la medición general. Al calcular un índice que busca resumir la dinámica de un fenómeno, en este caso económico (inflación), existen factores técnicos del propio cálculo (algoritmo de agregación, métodos de imputación, ponderaciones, entre otros) que al combinarlos con los *shocks* que sufre la economía y que alteran el fenómeno medido, pueden potenciar o reducir sus efectos afectando la volatilidad del índice agregado.

En términos generales, al construir un índice agregado existirán al menos dos fuentes de variación del mismo. Una son los ***shocks* agregados**, que afectan a todos los sectores o componentes del índice y, dado que son comunes en todos los sectores, afectan el promedio general y se convierten en la fuente dominante de variación del fenómeno económico agregado (ej.: aplicación de una ley destinada a elevar el Impuesto al Valor Agregado (IVA)). La otra fuente son los ***shocks* idiosincráticos** (sector o producto específico), asociados a que puede existir un pequeño grupo de sectores o productos que reciben un gran peso en el índice agregado, por lo que los *shocks* sobre estos pueden mover el promedio general. Se deben tener en cuenta, además, las complementariedades entre los sectores de la economía, lo que genera la posibilidad de propagación de estos *shocks* específicos de un sector al resto, o a una combinatoria de estos, pudiendo, por ende, transformarse con cierta probabilidad en un *shock* agregado.

Es necesario entonces generar un mecanismo técnico que permita observar estas fuentes de variación de manera desagregada. Para ello, se emplea la metodología de desagregación propuesta por Gabaix (2011) e implementada por Foerster, Sarte y Watson (2011), que posibilita diferenciar y aislar estos *shocks* agregados e idiosincráticos. Los autores utilizaron esta desagregación para analizar en forma estructural el Índice de Producción Industrial de EE.UU. (IP), mediante una descomposición matemática del mismo. Para el caso de IPC, esta desagregación se aplica a partir de las N clases¹⁶ que componen el índice, mediante la siguiente suma ponderada:

$$IPC_t = \sum_{i=1}^N ipc_{it} * w_{it} \quad (1)$$

Donde IPC_t corresponde al Índice de Precios al Consumidor en el período t ; ipc_{it} es el micro-índice de la clase i en el período t y w_{it} es la ponderación de clase i en el período t . Por su parte, la variación mensual del índice (inflación mensual) se define como:

$$\Delta IPC_t = \sum_{i=1}^N \frac{ipc_{i,t-1} * \Delta ipc_{i,t}}{IPC_{t-1}} * w_{i,t} \quad (2)$$

En (2), el término dentro de la sumatoria se denomina **incidencia mensual**, y representa la contribución de cada clase en la explicación de la variación mensual del IPC general. Es importante agregar que la suma de la incidencia mensual de cada una de las clases que componen el IPC debe coincidir con la variación mensual publicada del IPC general¹⁷. Es decir, (2) es equivalente a:

$$\Delta IPC_t = \sum_{i=1}^N Incidencia\ mensual_{i,t} \quad (2')$$

De lo anterior, se infiere que la variación mensual del IPC estará explicada por las variaciones en el índice de cada clase, pero también por la variación del nivel relativo del micro-índice respecto al índice agregado¹⁸. Como lo que se desea en este caso es analizar la variabilidad del índice agregado explicando su dinámica a partir de la variabilidad de sus componentes (**clases**), resulta de utilidad reescribir la variación del índice agregado

¹⁶ 88 clases con base en la canasta oficial IPC base anual 2013. Se emplea la desagregación a nivel de clase, por ser la mayor desagregación posible con correspondencia directa entre años base (2009 y 2013), permitiendo realizar un empalme consistente de las series.

¹⁷ Lo mismo se cumple al trabajar con variaciones e incidencias anuales y/o acumuladas.

¹⁸ El índice también variará por los cambios en los pesos relativos $w_{i,t}$, sin embargo, para el IPC nacional, estos ponderadores se actualizan cada 5 años en base a la Encuesta de Presupuestos Familiares, por lo que se mantienen constantes durante la vigencia de cada año base.

(mensual) como la **suma ponderada de las variaciones (mensuales) de cada clase**, donde el ponderador es un factor compuesto entre el peso de las clases (calculado por la importancia relativa de las mismas en el gasto promedio total de los hogares) y la relevancia coyuntural de la clase en el IPC (calculado como el ratio entre el micro-índice de la clase del período anterior y el respectivo IPC de igual período):

$$\Delta IPC_t = \sum_{i=1}^N \Delta ipc_{i,t} * \hat{w}_{i,t} \quad (3)$$

Con

$$\hat{w}_{i,t} = \frac{ipc_{i,t-1}}{IPC_{t-1}} * w_{i,t}$$

Esta simplificación facilita la interpretación de los resultados, considerando a $\hat{w}_{i,t}$ como un factor de relevancia coyuntural relativa de las clases (en adelante ponderación coyuntural). La ecuación (3) es una expresión equivalente a la empleada por Foerster, Sarte y Watson (2011), quienes operan componiendo la variación agregada del Índice de Producción Industrial de EEUU como la suma ponderada de las variaciones de cada industria¹⁹.

Sobre la base de lo anterior, y denominando G_t y g_{it} a la tasa de variación del indicador agregado (IPC) y a la tasa de variación de cada clase “ i ” en el mes o trimestre “ t ”, respectivamente, tenemos que (3) es equivalente a:

$$G_t = \sum_{i=1}^N g_{it} * \hat{w}_{it} \quad (4)$$

Operando matemáticamente la ecuación anterior, es posible obtener lo siguiente:

$$G_t = \sum_{i=1}^N g_{it} * \hat{w}_{it} = \underbrace{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g_{it}}_A + \underbrace{\sum_{i=1}^N \left(\hat{w}_{it} - \frac{1}{N} \right) g_{it}}_B \quad (5)$$

La primera parte de esta expresión muestra, como ya se indicó, la tasa de variación del índice agregado (G_t). Esta tasa se descompone en dos elementos: A ($\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g_{it}$), que corresponde a la variación promedio agregada del índice, para cada período t , en el caso de que cada clase tenga un peso idéntico en el índice (igual a $1/N$) y el componente B

¹⁹ La ecuación (3) simplifica el análisis, sin requerir supuestos adicionales, como el de independencia entre industrias (o en este caso clases) empleado por los autores, ya que se opera con la fórmula exacta para calcular la variación agregada a partir de las variaciones de cada clase.

$\left(\sum_{i=1}^N \left(\hat{w}_{it} - \frac{1}{N}\right) g_{it}\right)$, asociado con los desvíos de las participaciones o ponderaciones coyunturales de cada clase respecto de $1/N$. La varianza de este último término será mayor si la varianza entre clases en relación a sus ponderaciones es elevada para el período t . Este se conoce como el “**residuo granular de Gabaix**”.

Luego, el residuo granular (componente **B**) puede descomponerse permitiendo analizar si la variación de este (en valor absoluto) se debe a que algunas clases presentan altas participaciones promedio en el período estudiado ($\bar{\hat{w}}_i$ es alto para la clase i), o si estas son inestables y en qué medida (en cuyo caso para cada período t , el valor de $\hat{w}_{it} - \bar{\hat{w}}_i$ es distinto de cero para alguna clase i).

Operando matemáticamente la ecuación (5), obtenemos la siguiente relación:

$$G_t = \underbrace{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g_{it}}_A + \underbrace{\sum_{i=1}^N \left(\bar{\hat{w}}_i - \frac{1}{N}\right) g_{it}}_C + \underbrace{\sum_{i=1}^N (\hat{w}_{it} - \bar{\hat{w}}_i) g_{it}}_D \quad (6)$$

Donde el residuo granular (componente **B**) se descompuso en el componente C $\left(\sum_{i=1}^N \left(\bar{\hat{w}}_i - \frac{1}{N}\right) g_{it}\right)$, cuya expresión asigna más importancia a las variaciones surgidas de aquellas clases más importantes en términos de peso relativo o ponderación coyuntural (en promedio) a lo largo del período estudiado, y el componente D $\left(\sum_{i=1}^N (\hat{w}_{it} - \bar{\hat{w}}_i) g_{it}\right)$, en cuyo caso el mayor peso es asignado a las clases más volátiles, en cuanto a su propia participación coyuntural en el tiempo.

De esta manera es posible expresar la tasa de variación del índice agregado (G_t) como:

$$G_t = A_t + C_t + D_t \quad (7)$$

Es interesante notar cómo cada uno de los componentes de esta expresión de G_t permite analizar diferentes fenómenos. El primer componente (**A**) nos da información sobre el efecto de los *shocks* agregados, ya que cualquier variación de las clases tiene igual importancia o peso en la construcción del índice ($1/N$). A su vez, el componente **C** permite observar cuánto de la variabilidad del índice es producto de que existan clases importantes (con alta ponderación coyuntural respecto de $1/N$), tal que cualquier *shock* idiosincrático en ellos (sea de pequeña o gran magnitud) alterará fuertemente la variación del índice bajo estudio.

Por último, el análisis del componente **D** resulta útil cuando el índice es construido sobre la base de clases que varían su importancia relativa constantemente (desvíos respecto a su

peso coyuntural promedio en el período de estudio). Es decir, si existen clases muy volátiles en sí mismas, en función de las variaciones de $\hat{w}_{it}$, el índice estará afectado por estas. Cuanto mayor sea la cantidad de estas clases mayor será también la variabilidad del índice. Para el caso del IPC, como los ponderadores $w_{i,t}$ de cada nivel del índice se construyen a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF), y se actualizan cada 5 años junto con el año base del IPC, el componente volátil de D está en función del ratio entre el índice de la clase y el índice general del período anterior, $\frac{ipc_{i,t-1}}{IPC_{t-1}}$, como un indicador de la importancia relativa de la clase.

En resumen, y a lo largo de esta sección, el interés estará focalizado en estudiar cuánto y cómo aportan a la variación general del índice, medida a partir del desvío estándar de G_t , la variabilidad de los componentes A_t , C_t y D_t , también medidos a partir de su desviación típica o estándar.

3.1. Descomposición del IPC nacional

A continuación, para la realización de la descomposición de la variabilidad del IPC se emplearon datos de este a nivel de clase, entre diciembre de 2009²⁰ y diciembre de 2017²¹. El ejercicio utilizó el empalme de las series IPC base anual 2009 y 2013, por corresponder a aquellas que poseen cobertura nacional²². Para el empalme se emplearon aquellas clases comparables entre ambos períodos y no se tuvieron en cuenta aquellas de la serie base 2009 sin correspondencia con las clases del IPC base 2013²³. Una vez suprimidas estas clases se reponderaron los pesos relativos para cada una de ellas, con el objetivo de que las 88 clases remanentes completaran 100% del índice agregado en ambas bases. Así, se consideró la totalidad de clases de la actual base 2013=100.

Una nota importante para este estudio es que, debido a la metodología de cálculo de los ponderadores de cada componente del IPC que se realiza con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) levantada y procesada cada 5 años²⁴, los pesos relativos

²⁰ El valor de diciembre de 2009 corresponde a la serie de referencia de la base 2009=100.

²¹ Para mayor detalle sobre el empalme de las series con base 2009 y 2013, revisar “Empalme de las series del IPC y factor de reajustabilidad”, publicado en www.inec.cl.

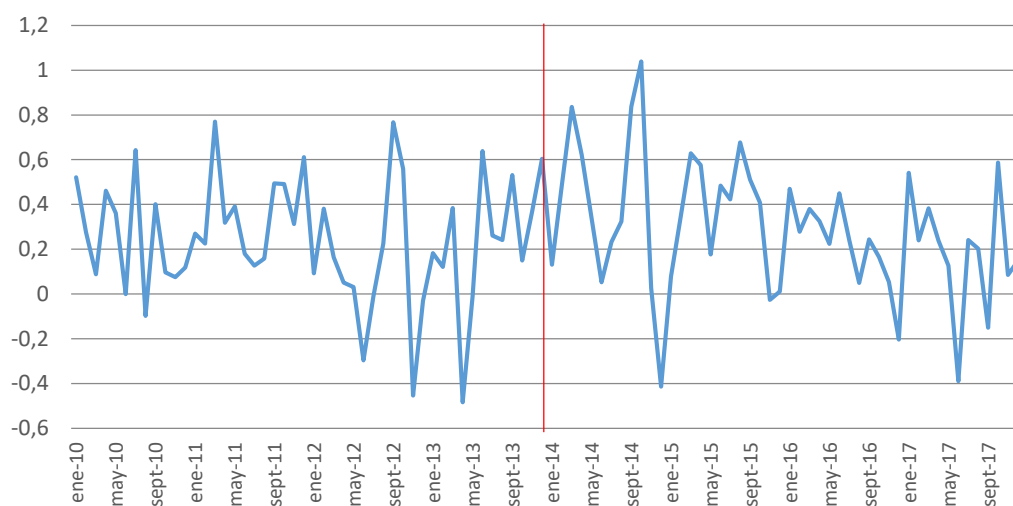
²² Las canastas del IPC con base anterior a 2009 no poseen cobertura geográfica sobre las 15 capitales regionales y sus zonas conurbadas y solo cubren la Región Metropolitana.

²³ Se suprimieron bajo este criterio tres clases de las 91 correspondientes al IPC base 2009, a saber: 32200 “Reparación de calzado”, 73100 “Transporte de pasajeros por vía férrea” y 81100 “Servicios postales”. Estas clases no fueron consideradas para la base promedio anual 2013.

²⁴ Cuando Chile ingresó a la OCDE se comprometió a que el IPC se actualizara con frecuencia quinquenal, lo que significa que previamente se debe aplicar la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF).

($w_{i,t}$) son constantes para cada clase durante la vigencia de cada base. Por otra parte, el estudio se realiza a partir de las variaciones mensuales y trimestrales²⁵ del índice, a fin de comparar sus resultados y observar la volatilidad de este en diferentes lapsos de tiempo. A modo introductorio, los gráficos 8 y 9 presentan la evolución de la variación mensual y trimestral del IPC general.

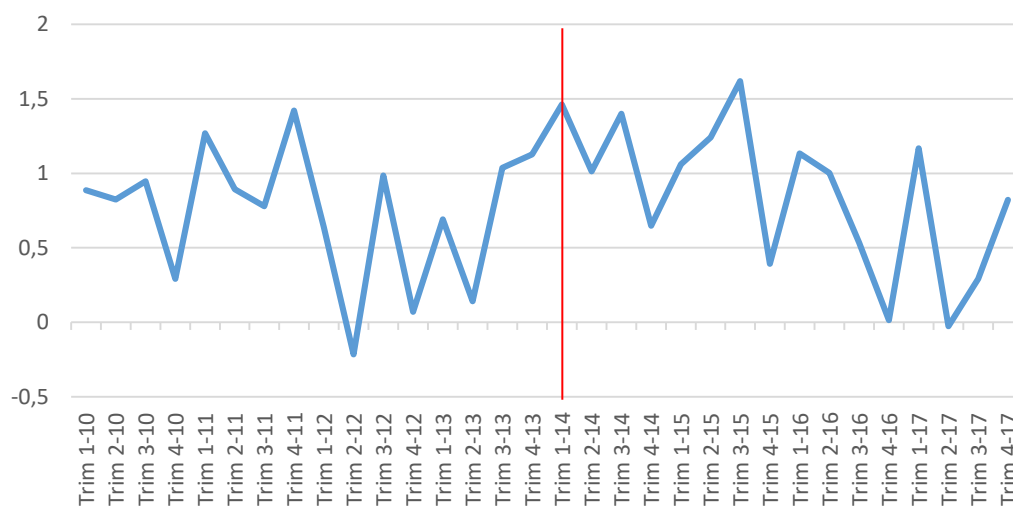
Gráfico 8: Variación mensual (%) – IPC general (ene. 2010 - dic. 2017)



NOTA: los puntos porcentuales están expresados en tasas mensuales. La línea roja indica el cambio de año base.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Gráfico 9: Variación trimestral (%) – IPC general (1er trim. 2010 – 4to trim. 2017)



NOTA: los puntos porcentuales están expresados en tasas trimestrales. La línea roja indica el cambio de año base.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

²⁵ La variación trimestral se calcula a partir de los índices correspondientes a los últimos meses de cada trimestre en consideración. Por ejemplo $\Delta IPC_{I \text{ Trim } 10} = \frac{IPC_{\text{mar}/10} - IPC_{\text{dic}/09}}{IPC_{\text{dic}/09}}$.

A continuación, la tabla 7 presenta las principales estadísticas descriptivas de la variación del IPC general para todo el período de estudio (2010-2017) y, de forma separada, aquellas correspondientes a cada base: 2009 y 2013.

Tabla 7: Medidas de tendencia central, variación IPC general (serie completa y submuestras)

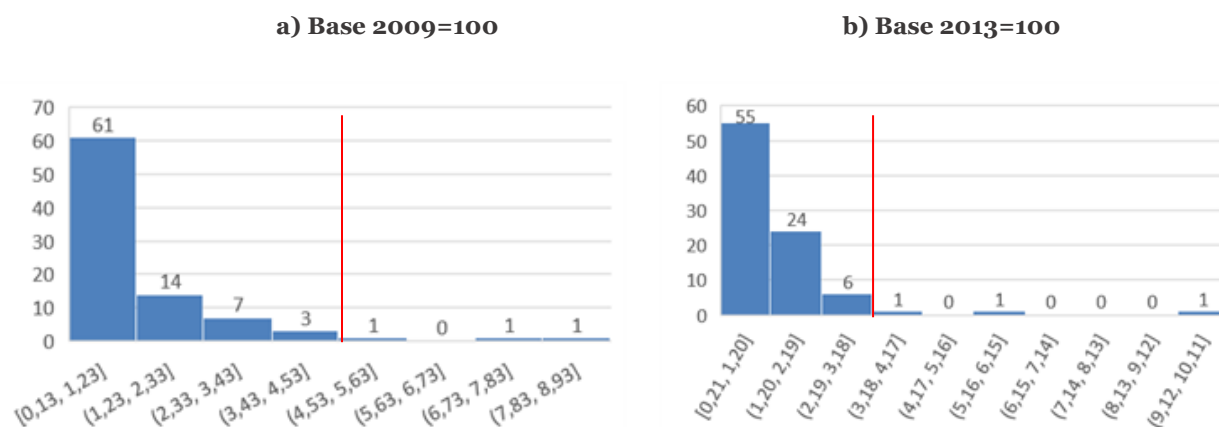
	Variación mensual			Variación trimestral		
	2010-2017	IPC 2009=100	IPC 2013=100	2010-2017	IPC 2009=100	IPC 2013=100
Media	0,266	0,245	0,286	0,799	0,736	0,861
Mediana	0,242	0,233	0,243	0,889	0,855	1,008
Max.	1,039	0,771	1,039	1,618	1,421	1,618
Min.	-0,484	-0,484	-0,414	-0,215	-0,215	-0,026
Desv. est.	0,285	0,278	0,293	0,476	0,452	0,505

NOTA: los valores corresponden a puntos porcentuales expresados en tasas mensuales o trimestrales, según corresponda.

FUENTE: elaboración propia con base en datos INE.

A través de esta tabla podemos observar que el período base 2009 presenta una variación mensual promedio de 0,25%, levemente por debajo del 0,29% de la base 2013. A su vez, la desviación estándar del período completo y de los períodos 2009 y 2013 se encuentran en torno a 0,28 pp. En relación a la variación trimestral de la tabla 7, se observan resultados similares.

Gráfico 10: Distribución de los desvíos estándar de cada clase



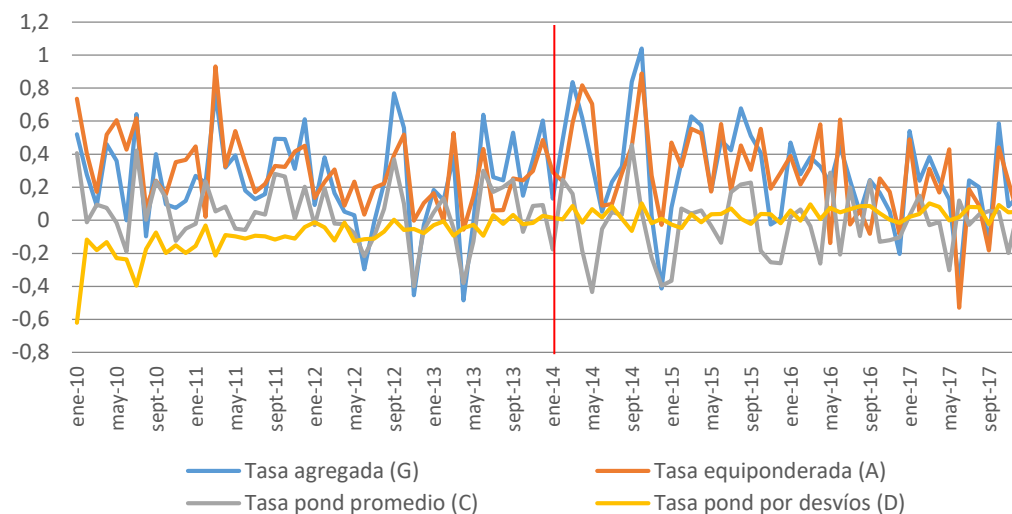
FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

En el gráfico 10 es posible observar que la volatilidad de las clases ha tendido a disminuir. Para el caso de la base 2013, casi la totalidad de las observaciones (96%) se encuentran con una desviación estándar, por debajo de 3,18 puntos porcentuales (pp.), mientras que para la base 2009 aproximadamente 96% de las desviaciones se concentran bajo 4,53 pp. Los valores extremos (superiores al umbral de 96%) se corresponden para la base 2009 con las clases transporte de pasajeros por aire (8.62 pp.), otros servicios financieros (7.61 pp.) y

electricidad (4.96 pp.), y para la base 2013 con transporte de pasajeros por aire (9.72 pp.), paquetes turísticos (6.89 pp.) y hortalizas, legumbres y tubérculos (3.86 pp.).

Para poder evaluar la importancia de los componentes antes descritos sobre la variabilidad del IPC general, se realiza la descomposición de Gabaix (2011) desarrollada anteriormente por las ecuaciones (6) y (7). Los resultados generales se presentan en los gráficos 11 y 12 y en la tabla 8.

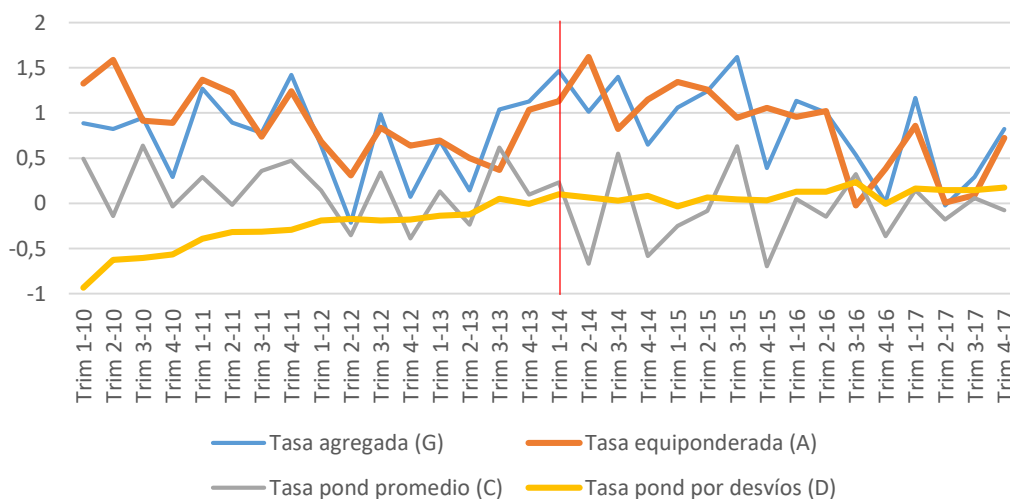
Gráfico 11: Variación mensual (%), descomposición ponderada



NOTA: los puntos porcentuales están expresados en tasas mensuales. La línea roja indica el cambio de año base.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Gráfico 12: Variación trimestral (%), descomposición ponderada



NOTA: Los puntos porcentuales están expresados en tasas trimestrales. La línea roja indica el cambio de año base.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

**Tabla 8: Desviación estándar de cada componente de la tasa de variación del IPC ($G = A + C + D$).
Serie mensual y trimestral**

Series	Variación mensual			Variación trimestral		
	2010-2017	IPC 2009=100	IPC 2013=100	2010-2017	IPC 2009=100	IPC 2013=100
G	0,285	0,278	0,293	0,476	0,452	0,505
A	0,241	0,207	0,272	0,428	0,373	0,486
C	0,187	0,184	0,192	0,374	0,341	0,394
D	0,109	0,089	0,021	0,278	0,228	0,057

NOTA: los resultados corresponden a las desviaciones estándar de la tasa de crecimiento del IPC (G) y sus componentes (A, C, D). Los puntos porcentuales están expresados en tasas mensuales o trimestrales, según corresponda.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

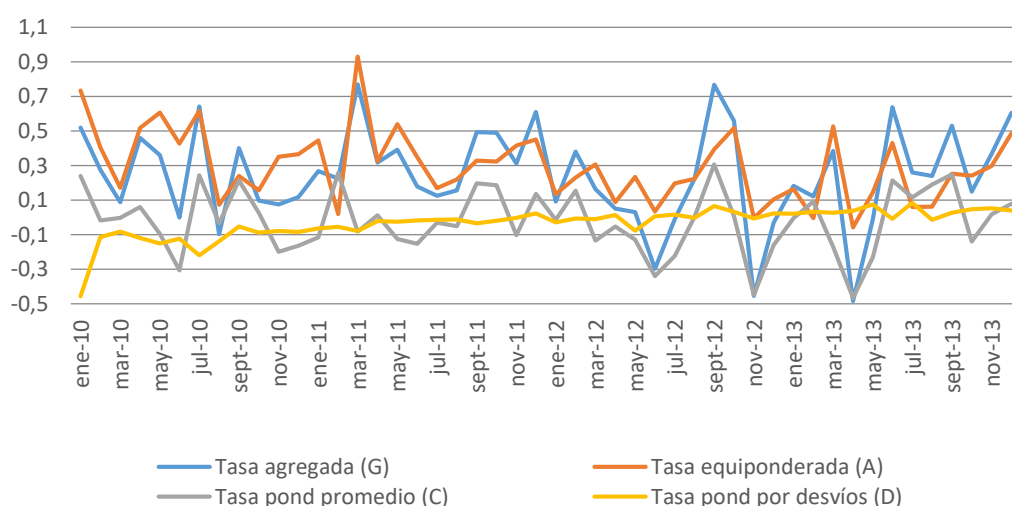
Al analizar la tabla 8, que presenta las desviaciones estándar de las variaciones mensuales y trimestrales, podemos observar que la volatilidad de la serie de inflación se encuentra explicada mayoritariamente por el componente **A**, correspondiente al efecto equiponderado de los *shocks* agregados. A su vez, el componente **C**, asociado a las clases de mayor ponderación coyuntural en el índice, presenta una importancia relativa menor, aunque igualmente alta. En último lugar se aprecia el componente **D**, sin una influencia marcada en la volatilidad total ni tampoco en la que respecta a cada año base, los cuales se analizan a continuación.

Al diferenciar el análisis y centrarnos en cada año base, resulta interesante ver que la volatilidad de la inflación para el IPC base anual 2009 no mantiene una cercanía clara con ninguno de los componentes **A** o **C**, dominando (levemente) el primero al segundo. Lo anterior sugiere que tanto los *shocks* agregados como los idiosincráticos, en diferentes períodos (de forma alternada) han movilizad a la inflación. El efecto de ambos componentes se aprecia de mejor manera en el gráfico 13 a continuación, donde es posible distinguir los períodos para los cuales uno u otro componente se acercan más al comportamiento del agregado. En particular, las fuertes bajas de inflación mensual (identificadas en: jun-12, nov-12 y abr-13) parecen explicarse casi en su totalidad por el comportamiento de las clases más influyentes o componente **C**.

Por su parte, en el caso del IPC base anual 2013, la información compartida sugiere que la mayor parte de la volatilidad se explica por los *shocks* agregados (componente **A**), perdiendo relevancia aquellos *shocks* idiosincráticos de las clases más importantes, como sugiere la tabla 8 y logra observarse en el gráfico 14.

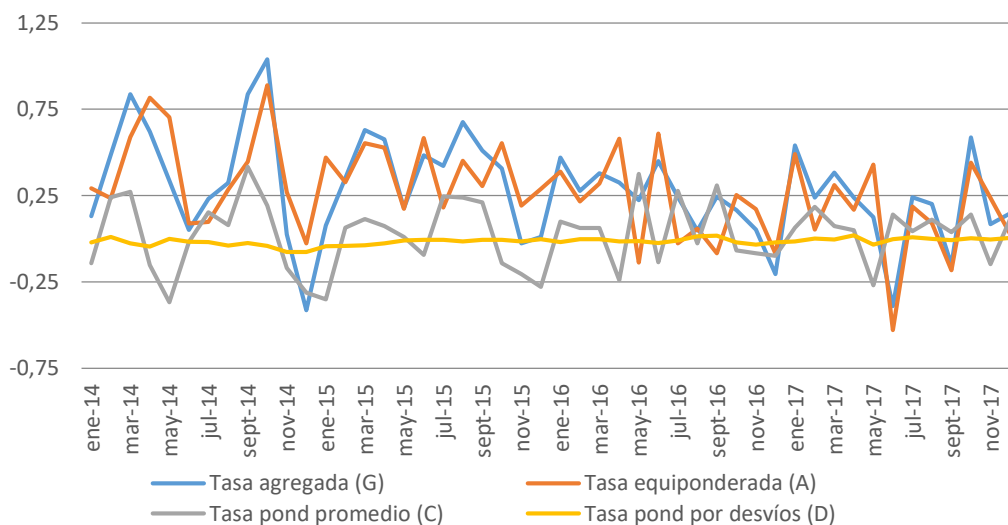
Para el caso de **variación trimestral**, la mayor relevancia del componente **A** respecto a **C** para explicar la variación general (**G**) es menos marcada en el análisis de la base completa (serie empalmada desde enero 2010). Sin embargo, cuando se estudian las series de ambos períodos base por separado, las conclusiones son similares a las descritas para el caso del análisis mensual. El componente **D** presenta una mayor volatilidad que en el caso mensual para el período completo y para el año base 2009. Esta marcada variabilidad (que no se mantiene en el año base 2013) se explica completamente por el tramo de la serie comprendido entre el primer trimestre de 2010 y el primer trimestre de 2012, como puede observarse en el gráfico 12.

Gráfico 13: Variación mensual (%), descomposición ponderada – IPC base 2009



FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Gráfico 14: Variación mensual (%), descomposición ponderada – IPC base 2013



FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Continuando con el análisis anterior, la serie agregada (G) correspondiente al último período base (2013=100) presenta una dinámica emparejada a la de los *shocks* comunes, representada por el componente A, marcando la importancia de estos *shocks* en cuanto a volatilidad para este período. Sin embargo, en relación a este componente, es importante diferenciar aquellos *shocks* que son generales a todas las clases (agregados), de aquellos que son específicos a determinadas clases y terminan propagándose al resto debido a los *links* que existen entre estas (efectos complementarios y sustitutos entre componentes o clases). Para medir esto último, se analiza la matriz de varianzas y covarianzas entre todas las clases, y se calcula un promedio agregado a todo el período de estudio²⁶. Los resultados anteriores se comparten a continuación, en la tabla 9.

Tabla 9: Correlación promedio entre las variaciones mensuales de clases.

Período	2010-2017	IPC 2009=100	IPC 2013=100
Var. mensual	0,0327	0,0153	0,0528
Var. trimestral	0,0433	0,0149	0,0847

NOTA: se calcula la correlación promedio de toda la matriz de varianzas y covarianzas sin considerar la diagonal principal

$$\left(\frac{\text{cov}(x,x)}{\text{var}(x)\text{var}(x)} = 1 \right).$$

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

De la **tabla 9** se destaca que, aunque existe cierto grado de correlación positiva entre clases, la misma no es muy significativa²⁷. Pese a ello, es importante destacar que para el año base actualmente en vigencia (2013), la correlación entre clases es más de dos veces la presentada por la base 2009 en el caso de la variación mensual, y de más de cuatro veces en el caso de la variación trimestral, un comportamiento propio de la evolución de las economías en general, donde cada clase se encuentra asociada de manera cada vez más estrecha.

Otro punto importante de la **tabla 9** es que, al analizar cifras trimestrales, las correlaciones son más altas para el período completo y para la base anual 2013, cayendo levemente para la base 2009. Este resultado es esperable, ya que en la dinámica del proceso de formación de precios la información de mercado se traslada entre clases. Ante *shocks* idiosincráticos en una clase, las otras que se asocian a ella, sea por corresponder a productos sustitutos o

²⁶ Se calcula la correlación de la clase i con el resto de las clases, a excepción de sí misma, para luego obtener un promedio de estos valores a nivel de cada clase i. Lo anterior conforma un vector de correlaciones de cada clase en todo el período. Luego se calcula el promedio de este vector y se obtiene un escalar igual a la correlación del período.

²⁷ Se debe considerar que, por definición, el coeficiente de correlación toma valores entre -1 y 1, por lo que los valores cercanos a 0 pueden interpretarse como una tendencia de baja correlación.

complementarios, verán con el tiempo un efecto sobre sus precios²⁸. Este efecto se captura mejor con variaciones trimestrales, ya que, en el cálculo mensual no se da tiempo suficiente a la propagación del *shock*. Teniendo en cuenta las relaciones de sustitución (no confundir con el concepto de elasticidad cruzada de la demanda) entre variación de precios de las diferentes clases (capturadas por coeficientes de correlación negativos) y de complementariedad (capturadas por coeficientes de correlación positivos), es necesario considerar la posibilidad de que, al promediarse magnitudes negativas y positivas en las correlaciones antes presentadas, el promedio resultante tienda a cero, por lo que los coeficientes mostrados en la **tabla 9** pudieran no ser del todo informativos. Con base en este argumento, y con el propósito de complementar el análisis anterior, se vuelve sobre la matriz de varianzas y covarianzas, de manera de obtener los coeficientes de correlación diferenciados por relaciones negativas y positivas, y la frecuencia de cada caso. Esta información se resume a continuación con la **tabla 10**.

Tabla 10: Correlación promedio, positivas y negativas por período (serie variación IPC mensual)

Coefficiente de correlación	2010-2017	IPC 2009=100	IPC 2013=100
Positivos	0,1183	0,1444	0,1535
Negativos	-0,0874	-0,1251	-0,1078
General	0,0327	0,0153	0,0528
N negativas*	1585	1831	1466
N positivas*	2243	1997	2362

NOTA: la cantidad de correlaciones negativas y positivas corresponde a la mitad del total de correlaciones de la matriz, para evitar duplicidad y teniendo en cuenta que $cov(x,y) = cov(y,x)$. No se considera la diagonal principal.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

En primer lugar, se evidencia que el coeficiente de correlación general se encuentra en niveles muy cercanos a cero para cada período de estudio, producto de la compensación de las relaciones directas e inversas entre clases. A su vez, el alza del coeficiente en la base anual 2013 es producto de un aumento de la correlación positiva promedio y una caída de la negativa, con un aumento de casi 18% en la cantidad de correlaciones positivas (N positivas) y la consecuente baja proporcional de las negativas (N negativas). En adición a la información anterior, la evidencia compartida sugiere que las relaciones de complementariedad entre clases presentadas por la base anual 2013 han crecido respecto a la base anual 2009, en desmedro de las relaciones de sustitución

²⁸ Recordar que los bienes complementarios poseen elasticidad cruzada de la demanda negativa ($e < 0$), mientras que en el caso de los bienes sustitutos esta es positiva ($e > 0$).

Tabla 11: Correlación promedio, positivas y negativas por período (serie variación IPC trimestral)

Coeficientes de correlación	2010-2017	IPC 2009=100	IPC 2013=100
Positivos	0,1971	0,2401	0,2792
Negativos	-0,1627	-0,2293	-0,2131
General	0,0433	0,0149	0,0847
N negativas*	1631	1835	1515
N positivas*	2197	1993	2313

NOTA: la cantidad de correlaciones negativas y positivas corresponde a la mitad del total de correlaciones de la matriz, para evitar duplicidad y teniendo en cuenta que $cov(x,y) = cov(y,x)$. No se considera la diagonal principal.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

En el caso de la serie trimestral (tabla 11), estas correlaciones son más marcadas que en la serie mensual debido, principalmente, a que la ventana de análisis admite una mayor propagación en la formación de precios entre clases relacionadas.

Como hemos observado, las interrelaciones entre clases pueden ser importantes al momento de explicar la propagación de *shocks* idiosincráticos. Por lo tanto, resulta de interés analizar este componente, para lo que se toma como referencia el trabajo de Shea (2002), en el que el autor plantea un método de cálculo que parte de la siguiente premisa: “si G_t es una suma de las variaciones de cada clase, entonces la varianza de G_t será igual a la suma de las varianzas de cada clase más las covarianzas entre estos”²⁹.

La tabla 12 muestra dos paneles. En el Panel A se estudian los desvíos estándar de $G_t = \sum g_{it} * \widehat{w}_{it}$ (ecuación (4)), con los pesos coyunturales correspondientes a cada clase. A su vez, el Panel B analiza la desviación estándar del componente equiponderado (A) de la desagregación de Gabaix $\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g_{it}\right)$. Este último término permite eliminar el efecto de las variaciones específicas de aquellas clases más importantes en cuanto a pesos, al darle igual importancia a las variaciones de todas las clases. Comparando ambos paneles es posible observar la influencia de estas clases sobre la volatilidad en cada período de interés.

Adicionalmente, para ambos casos (paneles A y B) se calculan los resultados con base en dos escenarios: al considerar las covarianzas y al no considerarlas. Esto hace posible analizar la importancia de los *links* o interrelaciones entre clases en lo que respecta a la propagación de los *shocks* idiosincráticos. Para calcular estos desvíos sin tener en cuenta la covariabilidad (σ^*), se utiliza la siguiente fórmula:

²⁹ $Var(X + Y) = Var(X) + Var(Y) + 2Cov(X, Y)$.

$$\sigma^* = \sqrt{T^{-1} \sum_t \sum_i h_{it}^2 (g_{it} - \bar{g}_i)^2} \quad (8)$$

Con $h_{it} = \hat{w}_{it}$ para el panel A, $h_{it} = N^{-1}$ para el panel B, y $\bar{g}_i$ igual a la variación mensual promedio de cada clase en el período estudiado.

Tabla 12: Desviación estándar de variación mensual del IPC, con y sin covarianzas de clases

	2010-2017	IPC 2009=100	IPC 2013=100
Panel A, usando los pesos vigentes ($\hat{w}$)			
Con covarianza entre clases	0,285	0,278	0,293
Sin covarianza entre clases	0,278	0,310	0,239
Panel B, usando los pesos equiponderados (1/N)			
Con covarianza entre clases	0,241	0,207	0,272
Sin covarianza entre clases	0,201	0,207	0,193

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

En el caso del año base 2009 no existe una clara diferencia entre los resultados, considerando o no la covarianza. Esto sostiene la premisa de una menor conectividad entre clases para este período y, al observar la mayor desviación estándar del panel A respecto al B (+34%), se refuerza la hipótesis que sugiere que aquellas clases más importantes en el IPC han tenido mayor influencia durante el período, dejando el mismo más expuesto a la inestabilidad y/o variabilidad propia de estas clases.

La situación inversa se observa en el caso de la serie con base anual 2013. En esta, sí es posible apreciar una clara diferencia a favor de una mayor volatilidad de la inflación al considerar la covarianza entre clases, resaltando el efecto de propagación de la inflación entre clases ante *shocks* idiosincráticos. A su vez, la importancia o ponderación relativa de las clases ha perdido peso a la hora de explicar la volatilidad, ya que no se observan marcadas diferencias entre los paneles A y B, en contraste con el caso de la base 2009. La evidencia anterior sostiene la hipótesis levantada en relación con este período, sugiriendo una mayor interconexión entre clases, y donde el componente A o efecto agregado es el que prima al explicar la volatilidad del índice general.

Con respecto al análisis trimestral de estas cifras (tabla 13) resalta la mayor diferencia en las mediciones para todos los períodos cuando se consideran o no las covarianzas, por lo que es clara la mayor conectividad entre clases al aumentar la ventana de análisis.

Tabla 13: Desviación estándar de variación trimestral del IPC, con y sin covarianzas de clases

	2010-2017	IPC 2009=100	IPC 2013=100
Panel A, usando los pesos vigentes ($\hat{w}$)			
Con covarianza entre clases	0,476	0,452	0,505
Sin covarianza entre clases	0,442	0,444	0,421
Panel B, usando los pesos equiponderados (1/N)			
Con covarianza entre clases	0,428	0,373	0,486
Sin covarianza entre clases	0,335	0,331	0,323

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Para el año base 2009, el panel A muestra una volatilidad marcadamente por encima de aquella presentada en el panel B, nuevamente a favor de la hipótesis de la variabilidad explicada (en gran parte) en base a las variaciones de las clases de mayor ponderación. Para el año base 2013, por el contrario, no pueden observarse diferencias evidentes entre los paneles A y B al considerar el efecto de las covarianzas, sosteniéndose una vez más la hipótesis de que en este período ha disminuido la importancia de las clases de mayor ponderación en la variabilidad del índice general.

Por último, en ambas tablas, el hecho de que las desviaciones estándar del panel B sean menores a las del panel A sugiere que las clases más importantes en términos de ponderación están asociadas a *shocks* mayores al resto; sin embargo, esta mayor variabilidad de las grandes clases no necesariamente implica una mayor volatilidad del índice en general, ya que si las variaciones de estas clases operan en forma contraria a las del resto, compensarán la variabilidad, reduciéndola.

3.2. Análisis de las variaciones interanuales

Este apartado replica los ejercicios anteriores a partir de la descomposición aplicada (fórmulas (6) y (7)), esta vez sobre las variaciones interanuales o a doce meses del IPC. En este caso, la variación interanual se explica como la sumatoria de las incidencias a doce meses de cada una de las clases que componen el índice. Para el ejercicio se emplea la variación interanual de cada micro-índice de las 88 clases consideradas, a partir de diciembre de 2010³⁰. El análisis interanual permite suprimir aquellos efectos de la estacionalidad de las clases (en particular, de los productos que las componen) que afectan

³⁰ Primer dato disponible de variación interanual, según ejercicio desarrollado. Para mayor detalle, revisar apartado 3.1 de este documento.

a las variaciones en períodos más cortos, como meses o trimestres, y de esta manera observar los efectos propios de los *shocks* macroeconómicos e idiosincráticos.

Tabla 14: Desviación estándar de la descomposición de Gabaix en las variaciones interanuales del IPC

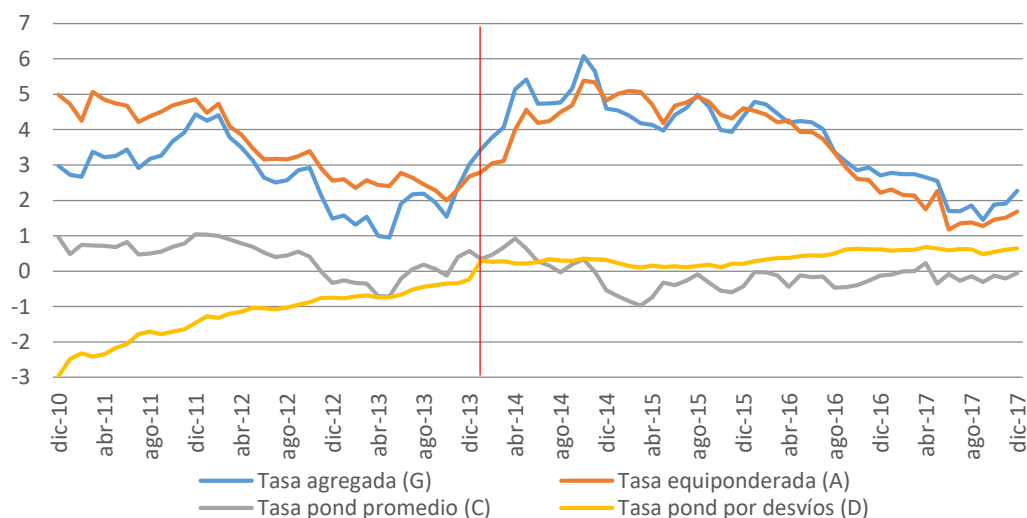
Series	2010-2017	2009=100	2013=100
G	1,183	0,924	1,161
A	1,181	1,007	1,309
C	0,504	0,474	0,425
D	0,942	0,650	0,169
t	85	37	48

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Esta tabla presenta resultados robustos al mostrar que la mayor volatilidad es aportada por los *shocks* agregados, mientras que las grandes clases presentan un menor aporte. Esto mismo se observa en el gráfico 15, donde el componente de *shocks* agregados (A) sigue muy de cerca a la variación general (G). El componente correspondiente a las clases más importantes (C) presenta variaciones bajas, entre -1% y 1% interanual, aportando a reducir la variabilidad general en el último tramo de la serie, gracias a sus variaciones negativas.

Por su parte, desde mediados de 2016 hasta la fecha, las variaciones interanuales han tendido a disminuir; con ello, la variabilidad de todos los componentes se redujo.

Gráfico 15: Variación interanual (%), descomposición ponderada

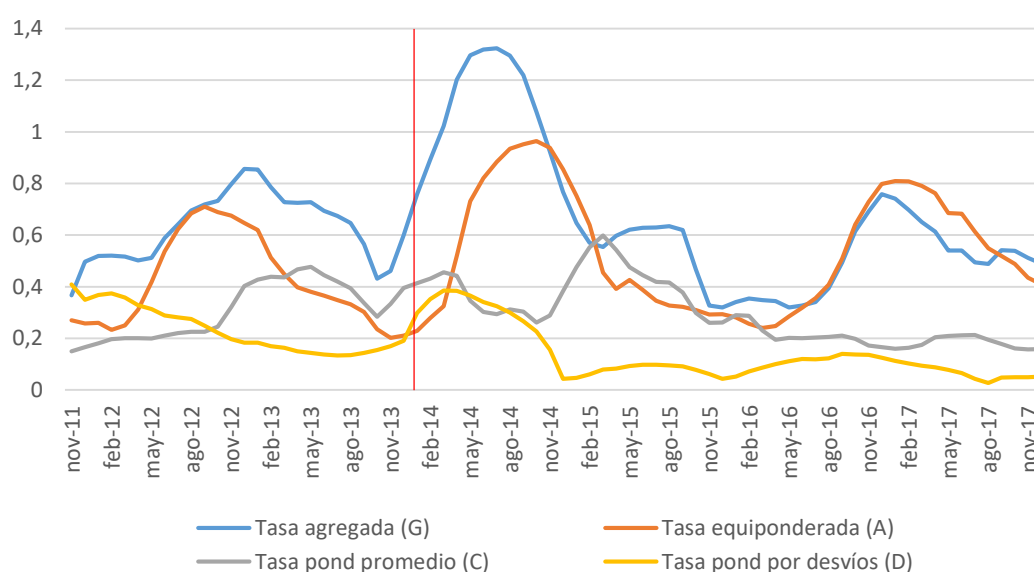


NOTA: Los puntos porcentuales están expresados en tasas interanuales. La línea roja indica el cambio de año base.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Lo anterior se observa con mayor claridad en el gráfico 16, con los desvíos estándar móviles (a 12 meses) de estas variaciones interanuales. En este gráfico, se evidencia la mayor variabilidad del componente **A**, el cual impulsa la volatilidad general. El componente **C** es menos volátil, aunque presenta algunos saltos que deben coincidir con *shocks* idiosincráticos a las clases de mayor importancia, lo que es notorio en el período entre nov-12 y may-14. También se observa cercanía con la serie general durante 2015. Sin embargo, desde 2016 en adelante, las mismas no presentaron sobresaltos marcados, por lo que puede afirmarse que casi la totalidad de la variabilidad del índice es explicada por estos *shocks* agregados (comunes o propagados).

Gráfico 16: Desvío estándar móvil (12 meses) para cada componente - variación interanual (%)



NOTA: La línea roja indica el cambio de año base.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Respecto a las interconexiones entre clases, la variación interanual permite visualizarlas de manera más clara, al eliminar efectos estacionales, confirmando la importancia de estos *links* en la propagación de los *shocks* idiosincráticos. Así, en la tabla 15 se puede observar la preponderancia de las relaciones de complementariedad sobre las de sustitución, diferencia que se profundiza en el último año base.

Tabla 15: Correlación promedio, positivas y negativas por período (serie interanual)

Coefficientes de correlación	2010-2017	IPC 2009=100	IPC 2013=100
Positivos	0,3200	0,3833	0,4118
Negativos	-0,2591	-0,3463	-0,3112
General	0,0936	0,0428	0,1616
N negativas*	1489	1784	1315
N positivas*	2339	2044	2513

NOTA: la cantidad de correlaciones negativas y positivas corresponden a la mitad del total de correlaciones de la matriz, para evitar duplicidad y teniendo en cuenta que $cov(x, y) = cov(y, x)$. No se considera la diagonal principal.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Por último, en la tabla 16 se visualiza la importancia de estos *links* en la volatilidad total donde, tanto para el panel A como el B, y tal como en el caso trimestral, en todos los períodos analizados la volatilidad, al considerar las covarianzas, es aproximadamente el doble que al no considerarlas.

Tabla 16: Desviación estándar de la variación anual del IPC, con y sin covarianza de clases

	2010-2017	2009=100	2013=100
Panel A, usando los pesos vigentes ($\hat{w}$)			
Con covarianza entre clases	1,183	0,924	1,161
Sin covarianza entre clases	0,758	0,676	0,653
Panel B, usando los pesos equiponderados (1/N)			
Con covarianza entre clases	1,181	1,007	1,309
Sin covarianza entre clases	0,503	0,440	0,431

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

3.3. Cambios en la estructura de ponderadores

Para complementar el análisis anterior, se suma la revisión de los ponderadores de ambos períodos, a fin de explicar parte de las discrepancias entre una y otra base respecto de la importancia relativa de la serie o componente “C”, tal como muestra la tabla 8.

El estudio de la distribución de ponderadores³¹ ha permitido observar que, en la estructura de pesos de la base 2009=100, 50% de los mayores pesos se distribuyó entre 13 clases, siendo 4 de estas las que acumulaban 20% de los pesos totales. En la estructura de la base 2013=100, 50% de los mayores pesos se concentra en 14 clases, con 5 que representan el

³¹ Los ponderadores bajo estudio son los mismos empleados para los análisis anteriores en la descomposición de Gabaix. Es decir, se emplean los ponderadores que permiten comparar las series de ambos años base, con 88 clases en cada una.

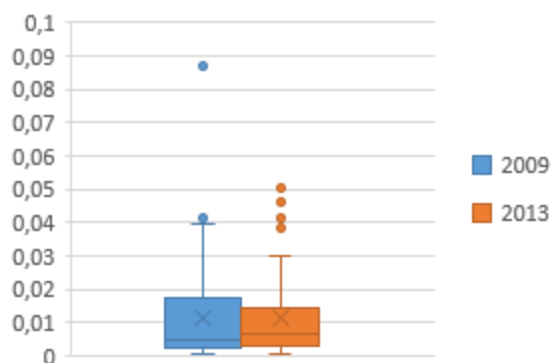
20% más importante. Por ello, la variabilidad del índice agregado puede provenir de *shocks* a un segmento relativamente pequeño de clases, pero con una gran importancia en el gasto de los hogares (capturado por cada peso relativo).

Tabla 27: Medidas de tendencia central – ponderadores

	IPC 2009=100	IPC 2013=100
Media	1,136	1,136
Mediana	0,491	0,689
Max.	8,706	5,011
Min.	0,042	0,041
Desv. est.	1,411	1,234

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Gráfico 17: Distribución de ponderadores por año base - diagrama de caja y sesgos



FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Al revisar la tabla y el gráfico 17, resulta evidente que la estructura de ponderadores se ha tornado más homogénea en la actual base 2013. Esta homogeneidad en la distribución de ponderadores tiene las siguientes implicancias:

- Menor concentración de valores extremos muy bajos respecto a la base 2009 (la mediana es mayor para la base 2013), lo que reduce la importancia relativa de las clases con mayor peso.
- La eliminación del valor extremadamente atípico de casi 9% para vehículo automotor de la base 2009. Con la base 2013, el máximo ponderador apenas supera el 5% y corresponde a la clase enseñanza superior (terciaria).
- Los mayores pesos (4to cuartil) de la base 2013 se concentran por debajo de 3%, cuando en la base 2009 alcanzaban 4%.

- En la base 2013 los ponderadores atípicos oscilan entre 4% y 5%, a diferencia de la base 2009, en la que existía una diferencia de casi un 5% entre la primera y segunda clase más importante.
- El desvío estándar de los pesos ha disminuido de 1,4 pp. a 1,2pp.

Análisis complementarios (anexo 2) muestran que, si la estructura de ponderaciones de la base 2009=100 se hubiese mantenido para el período de enero 2014 a la actualidad, la volatilidad de la serie en esta submuestra hubiese continuado alrededor de un desvío estándar de 0,29³², sin embargo, el desvío estándar del componente **C** de la descomposición de Gabaix hubiese aumentado de 0,192 a 0,212³³. Además, el componente **D** no presenta variaciones significativas (de un desvío de 0,021 pp. en la serie original pasa a 0,022 pp.). Lo anterior permite inferir que la estructura de ponderación de la base 2009 potencia el impacto de los *shocks* de las clases más importantes en la variación general del índice.

Por el contrario, al emplear los ponderadores de la base 2013=100 en el cálculo correspondiente al período enero 2010- diciembre 2013, se observa que la variación del componente **C** cae, pasando de un desvío estándar de 0,184 pp. a 0,178pp., indicando una menor relevancia de las clases importantes, producto de ponderadores más homogéneos. Por su parte, la desviación estándar de la submuestra base 2009 aumenta de 0,278pp. a 0,289pp., indicando que estas clases más importantes, pese a haber evidenciado una mayor variabilidad en el índice, lo hicieron de manera contraria al componente agregado³⁴, suavizando la volatilidad general³⁵. Nuevamente, el aporte del componente **D** a la volatilidad no es significativo ni presenta variaciones a considerar.

³² Con su estructura de pesos original la volatilidad de la serie en el período año base 2013 era de 0.293; al cambiar estos pesos por los correspondientes al año base 2009, la volatilidad aumenta a 0.299.

³³ Como el componente **A** no depende de los ponderadores, su desviación estándar se mantiene sin cambios.

³⁴ Si se revisan los gráficos 13 y 14 puede apreciarse en general que en los períodos de mayo a julio y de noviembre a diciembre de cada año, el componente **C** varía en forma inversa al **A** para la serie base 2009 y 2013, contrarrestando su efecto y reduciendo variabilidad.

³⁵ Lo mismo puede concluirse al considerar que $G = A + C + D$, si asumimos $D = 0$ en la submuestra, entonces, $G = A + C$; por lo tanto, la volatilidad de G , medida a partir de su varianza (o consecuente desvío estándar) será $\text{Var}(G) = \text{Var}(A) + \text{Var}(C) + 2\text{Cov}(A, C)$. Como $\text{Var}(G) \uparrow$, $\text{Var}(A)$ no cambia y $\text{Var}(C) \downarrow$, entonces $2\text{Cov}(A, C)$ debe aumentar por encima de la caída de $\text{Var}(C)$ a fin de contrarrestar su efecto y elevar la volatilidad general. Esto último se condice con un aumento de la volatilidad conjunta entre variaciones producto de *shocks* agregados (**A**) y de *shocks* a las grandes clases (**C**), confirmando que estos últimos habían tendido a contrarrestar la volatilidad general, debido a factores agregados, operando de manera contra-inflacionaria, al reducir la importancia de estas grandes clases por la estructura de ponderación más homogénea. También se reduce su impacto contra-inflacionario.

4. Conclusión

El índice de Precios al Consumidor corresponde a la agregación de un conjunto de componentes, cuyo comportamiento es relevante para comprender la evolución de la inflación en la economía nacional. A partir de 2017, y con base en el IPC actualmente vigente (promedio anual 2013), la dinámica de precios de algunos productos del índice ha comenzado a modificar su comportamiento de manera relevante. Lo anterior genera la necesidad de comprender estos productos y su potencial impacto sobre la volatilidad del IPC general, a la luz de la literatura internacional, de la realidad nacional y de las necesidades del mercado.

Analizando la volatilidad de las distintas divisiones, la n° 9 de recreación y cultura destaca por su aumento en 2017 respecto de los años previos. La principal razón de esto es la introducción del cambio metodológico en el producto paquete turístico, efectuada y comunicada vía separata técnica a principios de ese año. El aumento de volatilidad en las variaciones del producto en cuestión es efectivo, sin embargo, está en línea tanto con la metodología de cálculo como con las variaciones que evidencian otros países para el mismo producto.

Además, se demuestra en términos estadísticos que la volatilidad del IPC general durante 2017 no es significativamente distinta respecto de la volatilidad presentada en el período 2014-2016. Es decir, el incremento en la volatilidad del producto paquete turístico no ha modificado significativamente la serie general del IPC. Sumado a lo anterior, es posible demostrar que la volatilidad de la actual canasta IPC (base anual 2013) no es estadísticamente diferente respecto de la base anual 2009.

No obstante lo anterior, a continuación se busca contestar qué es lo que gobierna el comportamiento de la variabilidad del IPC (mensual, trimestral e interanual), pregunta que es abordada a través de la descomposición de Gabaix (2011). La evidencia de este análisis se encuentra a favor de que una gran proporción de la variabilidad del índice general se explica por *shocks* agregados más que por *shocks* idiosincráticos, ya sea por efectos macroeconómicos que impactan en la mayoría de las clases o por la propagación de efectos entre clases.

5. Bibliografía

Angulo, S. & Gutiérrez, M. A. (2017). Inflación interanual México se acelera inesperadamente a 6.59 pct en primera mitad de noviembre. *Reuters*. Recuperado de <https://mx.reuters.com/article/businessNews/idMXL1N1NT0UL>

Atuk, O. et al. (2013) *Treatment of Seasonal Products and CPI Volatility*. Central Bank of the Republic of Turkey, 13, 51-82.

Baldwin, J. & Macdonald, R. (2013). *Fluctuations des prix à l'échelle internationale selon les indices des prix à la consommation*. Statistique Canada, 11-626-X au catalogue (025).

BCCh (2017). *Informe de Política Monetaria*, diciembre 2017. Banco Central de Chile (BCCh). Recuperado de <http://www.bcentral.cl/web/guest/-/informe-de-politica-monetaria-diciembre-2017>

Bowdler, C., & Malik, A. (2017). Openness and inflation volatility: Panel data evidence. *The North American Journal Of Economics And Finance*, 41, 57-69. doi: 10.1016/j.najef.2017.03.008

Detmeister, A., & Hulseman, E. (2017). Was There a Great Moderation for Inflation Volatility? *FEDS Notes*, 2017 (2011). doi: 10.17016/2380-7172.2011

FAO (2012). *Volatilité des prix à l'échelle mondiale*. Organización de las Naciones Unidas para la alimentación (FAO). Recuperado de http://www.fao.org/fileadmin/templates/est/meetings/price_volatility/ME260F_Technical_Paper_03.pdf

Foerster, A., Sarte, P-D. & Watson, M. (2011). Sectoral versus Aggregate Shocks: A Structural Factor Analysis of Industrial Production. *Journal of Political Economy*, 2011, 119(1). University of Chicago.

Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy*, 85, 451–472.

Gabaix, X. (2011). The Granular Origins of Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 79(3).

Karras, G. (2015). Low Inflation vs. Stable Inflation: Evidence from the UK, 1688–2009. *Scott J Polit Econ*, 62, 505–517.

Karras, G. (2017). Is the relationship between inflation and its volatility asymmetric? US evidence, 1800–2016. *The Journal of Economic Asymmetries*, 16, 79-86. doi 10.1016/j.jeca.2017.08.002

Shea, J. (2002). Complementarities and Comovements. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(2), 412-434.

6. Anexos

Anexo 1: Estudio de correlación clase a clase

Para revisar el fenómeno de los *links* entre clases que pueden favorecer la propagación de *shocks* idiosincráticos, se analizaron los coeficientes de correlación promedio entre clases. Luego, se construyó un *ranking* a modo descriptivo que, para la muestra completa y las submuestras de cada año base, ordena las 15 clases con mayor correlación positiva promedio y las 15 con mayor correlación negativa promedio, a modo de *proxy* para identificar aquellas clases con mayor impacto en la propagación de *shocks* idiosincráticos. Debido a la dinámica propia del proceso de formación de precios, a continuación, se muestra el *ranking* para el análisis de variaciones mensuales y trimestrales a modo comparativo.

Tabla 1.1. *Ranking* de clases con mayores correlaciones (+ y -) por período de interés – variación mensual

Orden	Base completa			
	Correlación promedio positiva		Correlación promedio negativa	
1	Enseñanza superior (terciaria)	0,1872	Artículos escolares y de escritorio	-0,1390
2	Servicios de hospital	0,1872	Transporte de pasajeros por vías urbanas y carreteras	-0,1365
3	Enseñanza preescolar y enseñanza básica (primaria)	0,1766	Frutas	-0,1294
4	Servicios médicos	0,1762	Libros, diccionarios, enciclopedias y otros similares	-0,1260
5	Enseñanza postsecundaria no terciaria	0,1681	Transporte de pasajeros por aire	-0,1251
6	Servicios paramédicos	0,1652	Otros servicios financieros	-0,1250
7	Textiles para el hogar	0,1595	Equipos fotográficos	-0,1232
8	Enseñanza media (secundaria)	0,1593	Servicios de recreación y deportivos	-0,1084
9	Grandes artefactos eléctricos o no para el hogar	0,1571	Zapatos y otros calzados	-0,1063
10	Servicios dentales	0,1553	Enseñanza media (secundaria)	-0,1049
11	Productos lácteos, quesos y huevos	0,1535	Vestuario	-0,1046

Base completa				
Orden	Correlación promedio positiva		Correlación promedio negativa	
12	Salones de peluquería y establecimientos de cuidados personales	0,1507	Equipos para la recepción, grabación y reproducción de sonidos e imágenes	-0,1041
13	Equipos de procesamiento informático	0,1497	Otros productos alimenticios	-0,1036
14	Equipos telefónicos	0,1481	Otros servicios relativos a vehículos de transporte personal	-0,1026
15	Servicio de retiro de basura	0,1465	Pescados y mariscos	-0,0992

Base 2009=100				
Orden	Correlación promedio Positiva		Correlación promedio Negativa	
1	Servicios dentales	0,2058	Otros servicios financieros	-0,1791
2	Enseñanza media (secundaria)	0,2051	Servicios de recreación y deportivos	-0,1773
3	Enseñanza preescolar y enseñanza básica (primaria)	0,2017	Artículos escolares y de escritorio	-0,1740
4	Enseñanza superior (terciaria)	0,1990	Zapatos y otros calzados	-0,1737
5	Equipos telefónicos	0,1916	Bicicletas	-0,1734
6	Otros servicios relativos a vehículos de transporte personal	0,1879	Transporte de pasajeros por vías urbanas y carreteras	-0,1684
7	Servicio de reparación de muebles	0,1835	Servicios dentales	-0,1679
8	Diarios	0,1832	Vestuario	-0,1636
9	Azúcar, mermelada, miel, chocolate y dulces de azúcar	0,1770	Frutas	-0,1578
10	Servicios médicos	0,1754	Libros, diccionarios, enciclopedias y otros similares	-0,1577
11	Otros servicios financieros	0,1752	Otros productos alimenticios	-0,1564
12	Enseñanza postsecundaria no terciaria	0,1744	Electricidad	-0,1541
13	Bienes no durables para el hogar	0,1742	Reparación de artefactos para el hogar	-0,1523
14	Paquetes turísticos	0,1736	Materiales para vestuario	-0,1490
15	Otros servicios	0,1735	Transporte de pasajeros por aire	-0,1466

Base 2013=100				
Orden	Correlación promedio positiva		Correlación promedio negativa	
1	Servicios de hospital	0,2523	Transporte de pasajeros por vías urbanas y carreteras	-0,1773
2	Servicios médicos	0,2400	Frutas	-0,1705
3	Servicios paramédicos	0,2276	Café, té y cacao	-0,1530
4	Grandes artefactos eléctricos o no para el hogar	0,2074	Combustibles y lubricantes para vehículos de transporte personal	-0,1515
5	Enseñanza media (secundaria)	0,2062	Arriendos efectivos	-0,1467
6	Textiles para el hogar	0,2047	Artículos escolares y de escritorio	-0,1460
7	Enseñanza superior (terciaria)	0,2008	Transporte de pasajeros por aire	-0,1419
8	Enseñanza preescolar y enseñanza básica (primaria)	0,2001	Otros servicios relativos a vehículos de transporte personal	-0,1405
9	Bebidas destiladas	0,1975	Otros combustibles de uso doméstico	-0,1364
10	Aguas minerales, refrescos, gaseosas y jugos de fruta	0,1844	Libros, diccionarios, enciclopedias y otros similares	-0,1342
11	Productos lácteos, quesos y huevos	0,1838	Bicicletas	-0,1321
12	Servicios dentales	0,1820	Enseñanza postsecundaria no terciaria	-0,1281
13	Servicio de retiro de basura	0,1813	Equipos deportivos, <i>camping</i> y recreación	-0,1277
14	Productos farmacéuticos	0,1812	Productos lácteos, quesos y huevos	-0,1264
15	Pequeños artefactos para el hogar	0,1794	Jardinería y flores	-0,1244

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Tabla 1.2. Ranking de clases con mayores correlaciones (+ y -) por período de interés – variación trimestral

Base completa				
Orden	Correlación promedio positiva		Correlación promedio negativa	
1	Enseñanza superior (terciaria)	0,3215	Artículos escolares y de escritorio	-0,2792
2	Enseñanza preescolar y enseñanza básica (primaria)	0,3209	Frutas	-0,2589
3	Libros, diccionarios, enciclopedias y otros similares	0,3139	Transporte de pasajeros por vías urbanas y carreteras	-0,2564
4	Enseñanza media (secundaria)	0,2981	Transporte de pasajeros por aire	-0,2432

Base completa				
Orden	Correlación promedio positiva		Correlación promedio negativa	
5	Otros servicios relativos a vehículos de transporte personal	0,2847	Equipos para la recepción, grabación y reproducción de sonidos e imágenes	-0,2252
6	Salones de peluquería y establecimientos de cuidados personales	0,2793	Enseñanza superior (terciaria)	-0,2216
7	Enseñanza postsecundaria no terciaria	0,2713	Otros servicios	-0,2127
8	Enseñanza no atribuible a ningún nivel	0,2619	Enseñanza preescolar y enseñanza básica (primaria)	-0,2125
9	Motocicletas	0,2564	Enseñanza postsecundaria no terciaria	-0,2100
10	Textiles para el hogar	0,2500	Servicios dentales	-0,2079
11	Jardinería y flores	0,2498	Equipos fotográficos	-0,2058
12	Frutas	0,2435	Enseñanza media (secundaria)	-0,2055
13	Arriendos efectivos	0,2378	Otros servicios relacionados con la vivienda	-0,1983
14	Servicios médicos	0,2332	Bicicletas	-0,1919
15	Servicios para la conservación y reparación de la vivienda	0,2313	Bienes no durables para el hogar	-0,1910

Base 2009=100				
Orden	Correlación promedio positiva		Correlación promedio negativa	
1	Enseñanza superior (terciaria)	0,3638	Otros artículos personales	-0,3320
2	Libros, diccionarios, enciclopedias y otros similares	0,3568	Artículos escolares y de escritorio	-0,3274
3	Enseñanza preescolar y enseñanza básica (primaria)	0,3398	Otros servicios	-0,2976
4	Enseñanza media (secundaria)	0,3260	Transporte de pasajeros por aire	-0,2955
5	Otros servicios relativos a vehículos de transporte personal	0,3000	Transporte de pasajeros por vías urbanas y carreteras	-0,2920
6	Motocicletas	0,2997	Equipos para la recepción, grabación y reproducción de sonidos e imágenes	-0,2878
7	Salones de peluquería y establecimientos de cuidados personales	0,2988	Servicios de telecomunicaciones	-0,2868
8	Frutas	0,2935	Equipos deportivos, <i>camping</i> y recreación	-0,2796
9	Artículos escolares y de escritorio	0,2914	Frutas	-0,2778

Base 2009=100				
Orden	Correlación promedio positiva		Correlación promedio negativa	
10	Azúcar, mermelada, miel, chocolate y dulces de azúcar	0,2892	Enseñanza preescolar y enseñanza básica (primaria)	-0,2765
11	Enseñanza no atribuible a ningún nivel	0,2846	Vehículos a motor	-0,2716
12	Combustibles y lubricantes para vehículos de transporte personal	0,2787	Enseñanza superior (terciaria)	-0,2705
13	Pescados y mariscos	0,2738	Servicios médicos	-0,2663
14	Otros servicios	0,2720	Enseñanza media (secundaria)	-0,2659
15	Artículos y accesorios de vestir	0,2720	Productos farmacéuticos	-0,2654

Base 2013=100				
Orden	Correlación promedio positiva		Correlación promedio negativa	
1	Enseñanza preescolar y enseñanza básica (primaria)	0,4171	Frutas	-0,3632
2	Libros, diccionarios, enciclopedias y otros similares	0,4100	Artículos escolares y de escritorio	-0,3385
3	Enseñanza superior (terciaria)	0,4079	Transporte de pasajeros por vías urbanas y carreteras	-0,3160
4	Enseñanza postsecundaria no terciaria	0,3899	Servicios dentales	-0,3070
5	Otros servicios relativos a vehículos de transporte personal	0,3686	Transporte de pasajeros por aire	-0,3031
6	Arriendos efectivos	0,3523	Otros servicios relacionados con la vivienda	-0,2855
7	Enseñanza media (secundaria)	0,3522	Limpieza y reparación de vestuario	-0,2806
8	Aceites y grasas	0,3470	Otros productos alimenticios	-0,2804
9	Tabaco	0,3446	Enseñanza superior (terciaria)	-0,2784
10	Otros productos alimenticios	0,3402	Enseñanza postsecundaria no terciaria	-0,2737
11	Enseñanza no atribuible a ningún nivel	0,3388	Enseñanza preescolar y enseñanza básica (primaria)	-0,2710
12	Otros servicios relacionados con la vivienda	0,3381	Bienes no durables para el hogar	-0,2621
13	Grandes artefactos eléctricos o no para el hogar	0,3348	Pan y cereales	-0,2592
14	Jardinería y flores	0,3339	Aceites y grasas	-0,2565

Base 2013=100				
Orden	Correlación promedio positiva		Correlación promedio negativa	
15	Vehículos a motor	0,3329	Jardinería y flores	-0,2551

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Anexo 2: Cambio de ponderadores en la canasta, estudio contrafactual

En este anexo se replican las tablas 7 y 8, en un escenario contrafactual en el que las ponderaciones de cada clase se mantienen constantes para todo el período de análisis. Se analizan los resultados correspondientes a las variaciones mensuales y trimestrales, que se desprenden al mantener fijos los ponderadores de la base 2009 para toda la base 2013 (cuadro 2.2 y 2.5), y al mantener fijos los ponderadores de la base 2013 en toda la base 2009 (cuadro 2.3 y 2.6). A su vez, se muestran los resultados con los pesos originales a modo de referencia.

2.1 - Variación mensual con pesos originales

Tabla 2.1.A: Estadísticas descriptivas

	IPC completo	IPC 2009=100	IPC 2013=100
Media	0,266	0,245	0,286
Mediana	0,242	0,233	0,243
Max	1,039	0,771	1,039
Min	-0,484	-0,484	-0,414
Desv. est.	0,285	0,278	0,293

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Tabla 2.1.B: Descomposición de las participaciones en el IPC – DE (desviación estándar) agregado en los períodos específicos

Series	Completo	IPC 2009=100	IPC 2013=100
G	0,285	0,278	0,293
A	0,241	0,207	0,272
C	0,187	0,184	0,192
D	0,109	0,089	0,021

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

2.2 - Variaciones mensuales con pesos 2009 en la base 2013

Tabla 2.2.A: Estadísticas descriptivas

	IPC completo	IPC 2009=100	IPC 2013=100
Media	0,250	0,245	0,255
Mediana	0,232	0,233	0,232
Max	1,010	0,771	1,010
Min	-0,484	-0,484	-0,474
Desv. est.	0,287	0,278	0,299

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Tabla 2.2.B: Descomposición de las participaciones en el IPC - DE (desviación estándar) agregado en los períodos específicos

Series	Completo	IPC 2009=100	IPC 2013=100
G	0,287	0,278	0,299
A	0,241	0,207	0,272
C	0,196	0,184	0,212
D	0,086	0,089	0,022

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

2.3 - Variaciones mensuales con pesos 2013 en la base 2009

Tabla 2.3.A: Estadísticas descriptivas

	IPC completo	IPC 2009=100	IPC 2013=100
Media	0,297	0,308	0,286
Mediana	0,281	0,294	0,243
Max	1,039	1,010	1,039
Min	-0,427	-0,427	-0,414
Desv. est.	0,290	0,289	0,293

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Tabla 2.3.B: Descomposición de las participaciones en el IPC - DE (desviación estándar) agregado en los períodos específicos

Series	Completo	IPC 2009=100	IPC 2013=100
G	0,290	0,289	0,293
A	0,241	0,207	0,272
C	0,185	0,178	0,192

	IPC completo	IPC 2009=100	IPC 2013=100
D	0,082	0,092	0,021

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

2.4 - Variación trimestral con pesos originales

Tabla 2.4.A: Estadísticas descriptivas

	IPC completo	IPC 2009=100	IPC 2013=100
Media	0,799	0,736	0,861
Mediana	0,889	0,855	1,008
Max	1,618	1,421	1,618
Min	-0,215	-0,215	-0,026
Desv. est.	0,476	0,452	0,505

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Tabla 2.4.B: Descomposición de las participaciones en el IPC - DE (desviación estándar) agregado en los períodos específicos

Series	Completo	IPC 2009=100	IPC 2013=100
G	0,476	0,452	0,505
A	0,428	0,373	0,486
C	0,374	0,341	0,394
D	0,278	0,228	0,057

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

2.5 - Variaciones trimestrales con pesos 2009 en la base 2013

Tabla 2.5.A: Estadísticas descriptivas

	IPC completo	IPC 2009=100	IPC 2013=100
Media	0,752	0,736	0,767
Mediana	0,868	0,855	0,874
Max	1,700	1,421	1,700
Min	-0,215	-0,215	-0,105
Desv. est.	0,487	0,452	0,534

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Tabla 2.5.B: Descomposición de las participaciones en el IPC - DE (desviación estándar) agregado en los períodos específicos

Series	Completo	IPC 2009=100	IPC 2013=100
G	0,487	0,452	0,534
A	0,428	0,373	0,486
C	0,388	0,341	0,423
D	0,224	0,228	0,059

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

2.6 - Variaciones trimestrales con pesos 2013 en la base 2009

Tabla 2.6.A: Estadísticas descriptivas

	IPC completo	IPC 2009=100	IPC 2013=100
Media	0,893	0,925	0,861
Mediana	1,019	1,032	1,008
Max	1,618	1,560	1,618
Min	-0,032	-0,032	-0,026
Desv. est.	0,466	0,438	0,505

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Tabla 2.6.B: Descomposición de las participaciones en el IPC - DE (desviación estándar) agregado en los períodos específicos

Series	Completo	IPC 2009=100	IPC 2013=100
G	0,466	0,438	0,505
A	0,428	0,373	0,486
C	0,368	0,312	0,394
D	0,205	0,221	0,057

FUENTE: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).