

**SHOCKS DE PRECIOS RELATIVOS E INFLACION:
LA MEDIANA PONDERADA COMO MEDIDA DE
INFLACION SUBYACENTE EN CHILE**

Fernando Lefort

DOCUMENTOS DE TRABAJO DEL BANCO CENTRAL

SHOCKS DE PRECIOS RELATIVOS E INFLACION: LA MEDIANA PONDERADA COMO MEDIDA DE INFLACION SUBYACENTE EN CHILE

Fernando Lefort

Economista Senior
Gerencia de Investigación Económica
del Banco Central de Chile

Resumen

Shocks de precios relativos con media cero pueden afectar la tasa de inflación medida en presencia de costos de ajuste de precios no convexos (fijos), si la inflación de tendencia es distinta de cero o la distribución del shock de precios relativos es asimétrica. En ese contexto, medidas de tendencia central de la distribución del shock entregan una medida más adecuada de la inflación subyacente o de origen monetario. El propósito de este trabajo es justificar, calcular y evaluar las propiedades de la mediana ponderada como un indicador de la inflación subyacente en Chile. En el artículo se analiza la distribución de corte transversal de las variaciones de precios en Chile. Se muestra que esta distribución es fuertemente asimétrica, y que el grado de asimetría es una importante variable explicativa de la tasa de inflación medida. En comparación con el IPC y las medidas tradicionales de inflación subyacente, la mediana ponderada se encuentra más correlacionada con innovaciones pasadas en la cantidad de dinero y es mejor predictor de la inflación futura.

Abstract

Relative price shocks with zero mean can affect measured inflation in the presence of non-convex adjustment costs, if core inflation is different from zero or the distribution of the shock is asymmetric. In such cases, central tendency measures of the shock's distribution are a better measure of core inflation. The purpose of this paper is to calculate and evaluate the properties of the weighted median as an indicator of core inflation in Chile. This paper analyzes the cross sectional distribution of price changes in Chile. It is shown that this distribution is very asymmetric, and that the degree of asymmetry is an important explanatory variable of actual inflation. In comparison to CPI and more traditional measures of core inflation, the weighted median is more correlated to past innovations in monetary aggregates, and constitutes a better predictor of future inflation.

1. Introducción

La búsqueda de un adecuado indicador de la inflación subyacente ha sido intensa y extensa tanto en Chile como en el exterior. Se entiende por inflación subyacente a aquel componente de la inflación medida debida fundamentalmente a presiones de demanda agregada (usualmente de origen monetario). La utilidad de un buen indicador de inflación subyacente es evidente, especialmente para un Banco Central. En su lucha contra la inflación, el Banco Central puede afectar la demanda agregada mediante el uso de su política monetaria. La intensidad y duración de una política monetaria de ajuste se decide en función de diversos indicadores, siendo uno de los más importantes la diferencia entre la inflación objetivo y la inflación efectiva. El problema es que la inflación medida mediante el tradicional Índice de Precios al Consumidor se ve afectada por numerosos shocks transitorios de precios relativos. Estos shocks pueden desviar en el corto y mediano plazo a la inflación medida de su tendencia subyacente de origen monetario confundiendo a los agentes económicos.

Debido a lo anterior, los indicadores de inflación subyacente generalmente propuestos buscan "suavizar" las fluctuaciones estacionales o transitorias del IPC. La idea por supuesto es rescatar la tendencia o inflación de largo plazo que se esconde detrás de la inflación medida. A esta familia de indicadores pertenecen los tradicionales IPC desestacionalizado del Instituto Nacional de Estadísticas, todas las medias de precios "podadas", y cualquier otro índice que simplemente elimine aquellos bienes de la canasta base que presenten mayor volatilidad. Con estos procedimientos más o menos ad-hoc se pretende eliminar fluctuaciones idiosincráticas de corto plazo que se asume no están correlacionadas con las fluctuaciones de demanda agregada o monetarias.¹

El propósito de este trabajo es justificar, calcular y evaluar las propiedades para el caso chileno de la mediana ponderada como un indicador de la inflación subyacente. Este trabajo sigue la línea de Bryan y Cecchetti (1993), artículo pionero en este área de investigación. El uso de la mediana como indicador de inflación subyacente se justifica

¹Un segundo concepto, cercano en espíritu al primero, se basa directamente en la existencia de una curva de Phillips vertical en el largo plazo. La inflación subyacente sería aquella que no se encuentra correlacionada con innovaciones en la actividad real. Quah y Vahey (1995) estiman VARs entre inflación y crecimiento real. La inflación subyacente es obtenida a partir de dichas estimaciones.

sobre la base de un modelo de inflación en que los agentes enfrentan costos de ajuste no convexos. En este contexto, shocks de precios relativos con media cero afectarán la tasa de inflación medida aún en el caso en que la inflación de origen monetario sea cero. Este resultado contrasta con el resultado tradicional para una economía clásica en donde los precios se ajustan libre e inmediatamente hacia arriba y hacia abajo.

El resto de este trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se describen brevemente algunas de las características de la inflación en Chile, así como de los indicadores más tradicionalmente usados de inflación subyacente. La sección 3 describe muy simplemente el modelo teórico que permite justificar el uso de la mediana como indicador de inflación subyacente. En la sección 4 se analiza la distribución de corte transversal de las variaciones de precios en Chile. Se muestra que esta distribución es fuertemente asimétrica, y que el grado de asimetría es una importante variable explicativa de la tasa de inflación medida. En la sección 5 se calcula la mediana ponderada de la distribución de las variaciones de precio y se discuten sus propiedades más importantes. En comparación con el IPC y las medidas tradicionales de inflación subyacente, la mediana ponderada se encuentra más correlacionada con innovaciones pasadas en la cantidad de dinero y es mejor predictor de la inflación futura. La sección 6 concluye.

2. El Comportamiento de la Inflación en Chile.

El enfoque que tradicionalmente se ha utilizado en Chile para estudiar la variabilidad de la tasa de inflación, ha sido el analizar las propiedades de las series de tiempo de medidas alternativas de inflación. El razonamiento detrás de esta práctica puede resumirse de la siguiente forma. La inflación medida mediante el Índice de Precios al Consumidor está sujeta a fluctuaciones transitorias debidas a estacionalidad, shocks de oferta y de precios internacionales. Este exceso de volatilidad esconde el verdadero comportamiento de la inflación subyacente confundiendo a los agentes y a la autoridad. Por lo tanto, lo que se busca es generar series alternativas de inflación que tengan una media similar en el mediano plazo a la entregada por el IPC pero que muestren menor volatilidad.

Series suavizadas del IPC han sido construidas de variadas formas. El Instituto Nacional de Estadísticas construye una serie de IPC desestacionalizado en que las variaciones de 11

precios de bienes considerados "fatídicos" se substituyen por promedios móviles construidos mediante el procedimiento conocido como X-11 ARIMA.²³ Series de inflación subyacente se han construido eliminando los bienes transables y los 11 fatídicos del IPC, o en algunos casos mediante el uso de medias podadas. El Banco Central ha usado una serie de inflación subyacente que se construye eliminando de la canasta base los 85 productos que mostraron mayor variabilidad durante el período 1989-1994.⁴

Los gráficos 1a y 1b ilustran el resultado de dos de estos procedimientos. La figura 1a presenta la inflación mensual medida usando el índice general de precios, el IPC desestacionalizado del INE, y la serie de inflación subyacente del Banco Central. La figura 1b muestra las mismas series en variaciones a 12 meses.

El cuadro 1 muestra la media y desviación estándar para la inflación total, de transables y de no-transables, y para las medidas de inflación subyacente presentadas anteriormente. Las figuras y el cuadro ilustran claramente dos aspectos del proceso inflacionario en Chile. En primer lugar, la inflación mensual es bastante volátil presentando, en el período mayo 1989-marzo 1996, una desviación estándar del mismo orden de magnitud que la inflación media. En segundo lugar, los índices de inflación suavizados presentan una reducción relativamente modesta de la variación de series de tiempo. Los indicadores de inflación subyacente y desestacionalizada presentan entre un 60 y un 70 por ciento de la desviación estándar en variaciones mensuales del índice general, y pueden ser igual o más volátiles que el IPC cuando se toman variaciones en 12 meses.

²Los precios de estos bienes, de origen agrícola, presentan importantes fluctuaciones estacionales.

³Ver Marshall y Perez (1993) para una excelente presentación metodológica.

⁴Ver Orellana y Rojas (1995)

Gráfico 1a
Inflación Mensual

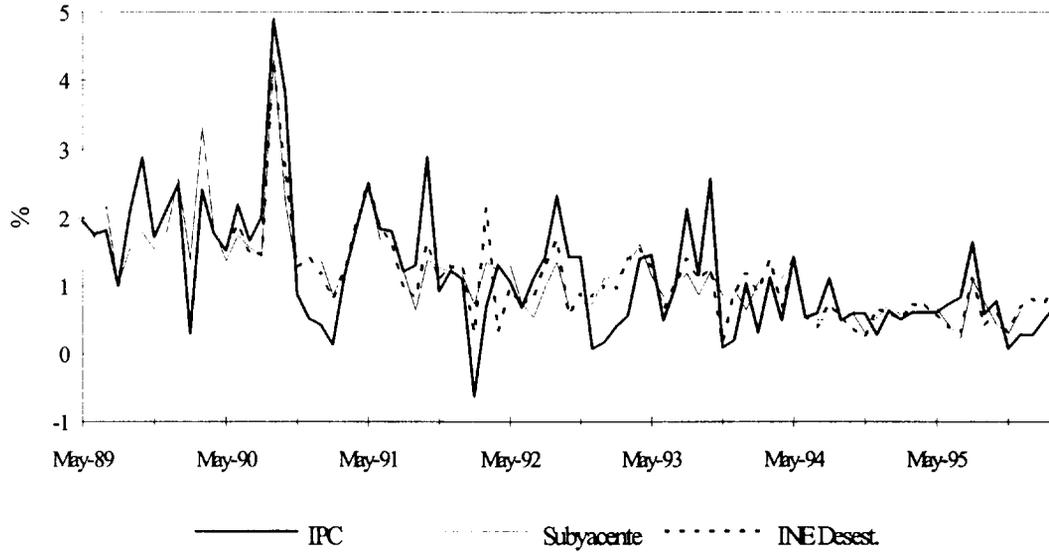
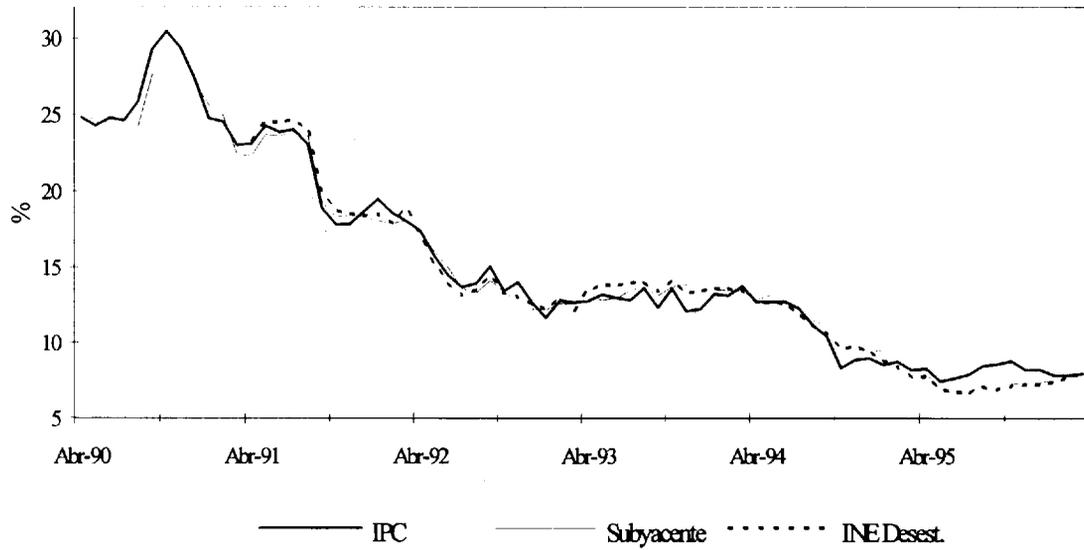


Gráfico 1b
Inflación en 12 meses



Cuadro 1a
Indices de Precios: Media y Desviación Estándar

	Total	Subyacente	Transables	No Transab.	Deses. INE
Variación mensual (may 1989 - mar 1996)					
Media	1.19	1.19	1.03	1.32	-
Desviación Std.	0.90	0.66	1.15	0.94	-
Variación en 12 meses (abr 1990 - mar 1996)					
Media	15.34	15.22	13.45	16.84	-
Desviación Std.	6.46	6.28	8.11	5.69	-
Variación mensual (may 1990 - mar 1996)					
Media	1.08	1.07	0.93	1.19	1.08
Desviación Std.	0.88	0.59	1.19	0.86	0.65
Variación en 12 meses (abr 1991 - mar 1996)					
Media	13.19	13.17	11.02	14.88	13.20
Desviación Std.	4.58	4.60	6.31	3.75	4.88

Cuadro 1b
Matriz de Correlaciones Simples

	Total	Trans.	No Trans.	Subyacente	Deses. INE
Total	1.0000	0.8958	0.8682	0.7660	0.8101
Transables		1.0000	0.5585	0.7201	0.7534
No Transables			1.0000	0.6295	0.6756
Subyacente				1.0000	0.9273
Deses. INE					1.0000

Finalmente, el cuadro 1b presenta la matriz de correlaciones simples para los cinco indicadores anteriores de inflación, calculada en base a las variaciones mensuales desde

Mayo de 1990 hasta Marzo de 1996. Se observa que los indicadores tradicionales de inflación de tendencia tienen coeficientes de correlación de alrededor de 80 por ciento.

3. Marco Teórico.

En esta sección se introducen los conceptos de política (s,S) y de rango de inacción, en economías con costos de ajuste no convexos.⁵ En el marco de un modelo muy simple se justifican dos mecanismos que implican que shocks de precios relativos con media cero afectan la tasa de inflación en el corto y mediano plazo. Finalmente se justifica el uso de la mediana como un indicador de inflación subyacente, en la medida que es capaz de aislar el efecto inflacionario de shocks de precios relativos.

Costos de Menú y Políticas (s,S)

Supongamos que la economía está formada por un gran número de industrias compuestas por un continuo de firmas. Todas las firmas al interior de una misma industria son idénticas. Sea p_{it}^* el precio óptimo en ausencia de fricciones para la industria i en el periodo t . Shocks agregados e idiosincráticos afectan uno-a-uno el precio deseado de cada firma. Si p_{it} es el precio fijado por las empresas en la industria i en el periodo t , el ajuste deseado de precios, z_{it} , para dicha industria es la diferencia entre su precio actual y el precio óptimo.

$$(1) \quad z_{it} = p_{it}^* - p_{it}$$

En presencia de costos de ajuste no convexos, las firmas elegirán no ajustar sus precios cuando la desviación del precio actual respecto al precio óptimo sea pequeña. La razón para ello es que para desajustes pequeños, el costo de ajustarse es mayor que el costo de encontrarse fuera del equilibrio. En otras palabras, costos de ajuste no convexos implican la existencia de zonas de inacción en la distribución de corte transversal de ajustes de precios. A la anterior práctica se la conoce como política (s,S) debido a que las firmas no

⁵Importantes contribuciones a la literatura macroeconómica basada en agregación de políticas (s,S) son Blinder (1981), Caballero y Engel (1991) y Caplin y Leahy (1991).

ajustan precios mientras la desviación respecto a su precio óptimo se encuentre entre los rangos $s \leq z_{it} \leq S$. Cada vez que la desviación alcanza los límites de la banda s o S , el precio efectivo es ajustado en u o U según sea el caso. La banda (s,S) se encuentra determinada por los costos de ajuste, los costos de encontrarse fuera del equilibrio, y la naturaleza del proceso que determina el precio óptimo de la firma.

Veamos ahora el efecto de un shock de precios relativos sobre esta economía. Por simplicidad, supongamos que la inflación subyacente es cero y que no hay asimetrías en el proceso de ajuste de precios. Lo anterior implica que las bandas son simétricas, $s = -S$. Supongamos, igualmente, que inicialmente todas las firmas se encuentran en su precio óptimo, $z_{i0} = 0$ para toda industria i . Supongamos ahora que la economía es golpeada por un shock de precios relativos con media cero. Si el shock es simétrico, es decir, existe una fracción similar de firmas que desearían incrementar precios y firmas que desearían disminuir precios, el efecto final sobre inflación agregada va a ser cero. La figura 2a ilustra este caso. La figura muestra la distribución de corte transversal de las desviaciones de precios. Debido a la política (s,S) , únicamente industrias recibiendo shocks en las áreas sombreadas ajustan precios efectivamente. Sin embargo, dado que las bandas y el shock son simétricos, el efecto sobre la inflación de aquéllos que aumentan precios se cancela perfectamente con el efecto de los que disminuyen sus precios. La inflación medida es cero al igual que la subyacente.⁶

La relajación de dos de los supuestos anteriores afecta este resultado. En particular, si las bandas o la distribución del shock de precios relativos son asimétricas, la inflación medida diferirá de la inflación subyacente en el corto plazo. Las siguientes dos subsecciones analizan estos dos efectos.

⁶Nótese que en general la distribución inicial de desviaciones de precios no estará concentrada en cero, sino que dependerá del ajuste realizado en el periodo anterior. Caballero y Engel (1992) muestran que la anterior intuición se mantiene cuando uno considera la compleja dinámica de los modelos (s,S) .

Figura 2a

Caso 1:

Shock Simétrico, Inflación Cero

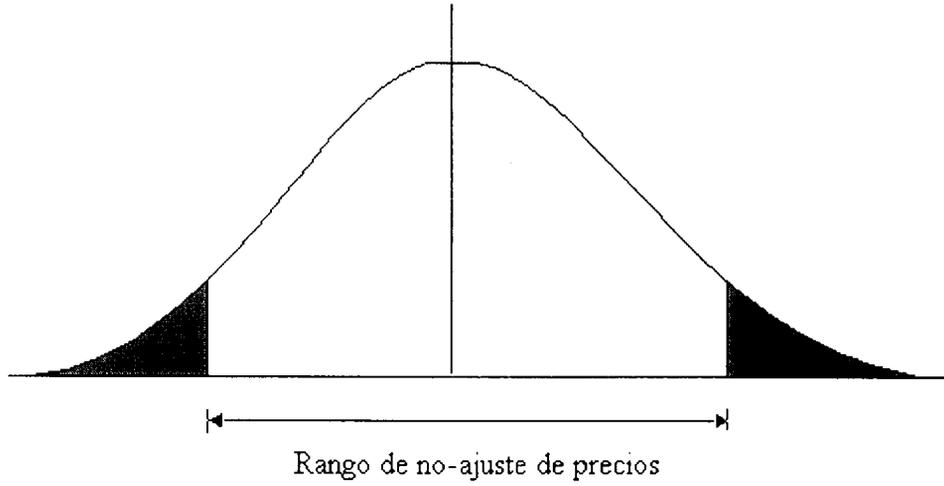


Figura 2b

Caso 2:

Shock Simétrico, Inflación Positiva

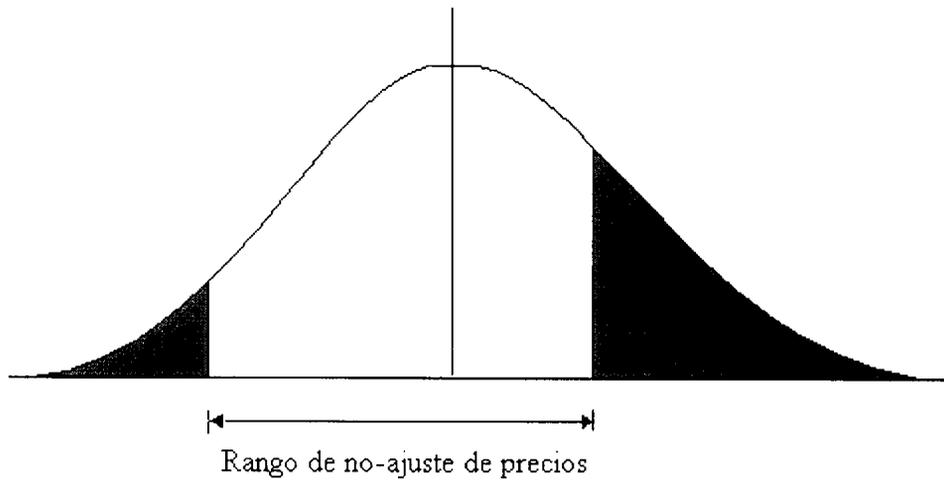


Figura 2c

Caso 3:

Shock Asimétrico, Inflación Cero

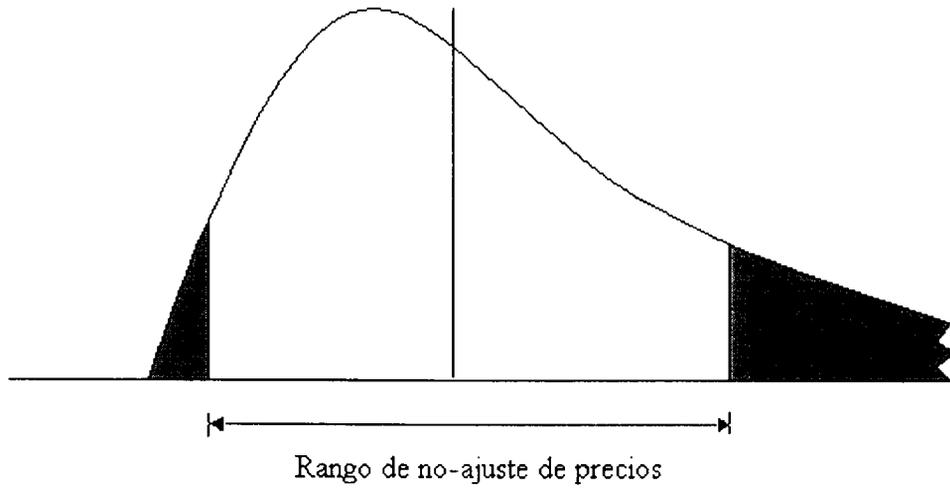
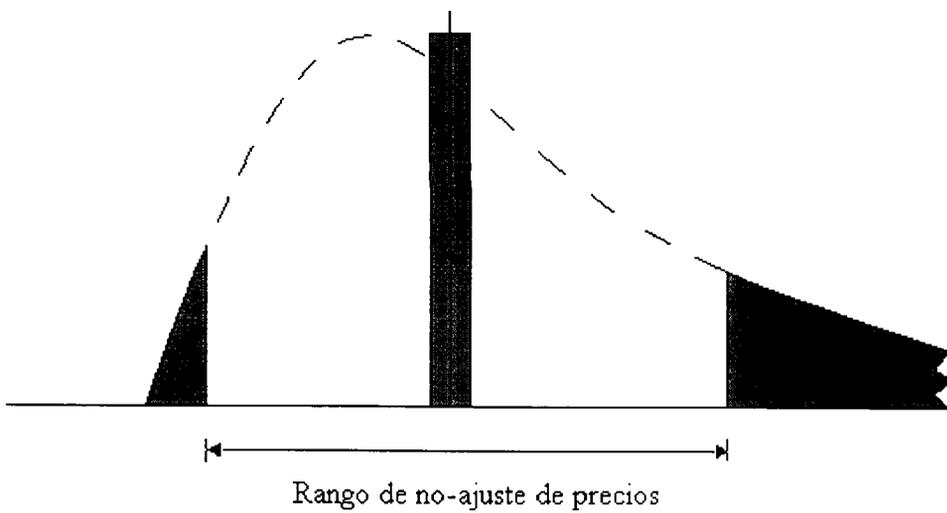


Figura 2d

Distribución de las Variaciones Observadas
de Precios



Inflación de Tendencia Positiva

Supongamos ahora, que además de shocks de precios relativos, la economía se encuentra sujeta a inflación subyacente positiva de origen monetario. Veamos como eso cambia el efecto de un shock simétrico de precios relativos utilizando un modelo sencillo de dos períodos. Supongamos que las firmas pueden ajustar precios sin costo alguno en el período cero. En el período uno, cada empresa puede ajustar nuevamente su precio pero esta vez pagando un costo fijo c . Si la inflación subyacente por período es π^s , y las firmas no esperan que ocurra ningún shock en el periodo uno, ellas aumentarán sus precios en el periodo cero en π^s . Supongamos ahora, que llegado el periodo uno, un shock simétrico de precios relativos golpea a la economía. Aquellas firmas que ven incrementado su precio óptimo por el shock saben que la inflación subyacente del periodo aumentará su desequilibrio, incrementando su deseo por un ajuste. En cambio, las firmas que reciban un shock negativo a su precio deseado saben que la inflación compensará en los próximos días su actual desajuste. A no ser que el shock negativo sea muy grande ellas preferirán esperar y dejar que la inflación haga el trabajo sin incurrir en costos de ajuste. Inflación positiva de tendencia implica, entonces, bandas asimétricas de no acción. Por lo tanto shocks simétricos con media cero tienen efectos inflacionarios en el corto plazo.⁷

La figura 2b muestra el efecto de un shock de precios relativos simétrico sobre los ajustes efectivos de precio cuando las bandas son asimétricas debido a la existencia de inflación subyacente positiva. Solamente ajustan precios las empresas con desviaciones en las áreas sombreadas. Es claro que aunque el shock tenga media cero y sea simétrico, más firmas ajustarán sus precios hacia arriba que hacia abajo. El resultado es un aumento en la inflación medida en el corto plazo. Este efecto será mayor cuando la varianza del shock de precios relativos sea mayor.

⁷Es necesario hacer dos precisiones a la anterior explicación. En primer lugar, no es necesario que el shock de precios relativos sea inesperado. Ball y Mankiw (1992) muestran que cuando el shock es esperado el ajuste de precios ex-post es más asimétrico. La intuición es que al momento de elegir el precio a fijar en el periodo cero, la firma sabe que dicho precio puede no persistir en el periodo uno y por lo tanto le da más peso al precio óptimo en cero. Como, además, el precio fijado en el periodo cero es más probable que se mantenga durante el período uno cuando el shock a la firma es negativo, el precio fijado es menor que cuando el shock era totalmente inesperado. Como el precio inicialmente fijado es menor, se incrementa la tendencia de la inflación durante el periodo uno a ampliar la brecha entre el precio actual y el precio óptimo. En segundo lugar, Caballero y Engel (1992) muestran que bajo ciertas condiciones este resultado se mantiene cuando uno considera la dinámica de la distribución de corte transversal de ajustes deseados.

Shocks Asimétricos de Precios Relativos

En el contexto de firmas que enfrentan costos fijos para ajustar precios existe otro mecanismo a través del cual shocks de precios relativos con media cero tienen efectos sobre la inflación medida en el corto y mediano plazo. Supongamos que la inflación subyacente es cero, y por lo tanto las firmas tienen bandas simétricas de no acción. Aun así, la inflación del periodo puede diferir de cero dependiendo de la distribución del shock de precios relativos. En particular, si la distribución es asimétrica presentando skewness positiva tenderán a haber más firmas en la zona de ajuste de precios hacia arriba que hacia abajo. El efecto final será inflación positiva en el periodo.⁸ La figura 2c muestra el efecto de un shock de precios relativos con skewness positiva en el ajuste efectivo de precios. Para bandas simétricas se producirán mayores ajustes en aquel lado de la distribución que presente la cola más larga. El efecto de la asimetría del shock sobre la inflación del periodo será mayor cuando la varianza del shock también lo sea.

Finalmente, los dos efectos anteriormente descritos interactúan en una forma clara. Cuando la inflación de tendencia es positiva y las bandas están cargadas hacia la izquierda, un shock de precios relativos que presente asimetría hacia la derecha tendrá un mayor impacto que en el caso anterior sobre la inflación del periodo.

Justificación Teórica de la Mediana como Indicador de Inflación Subyacente

Supongamos que la inflación subyacente ^s de origen monetario está dada por:

$$\pi^s = \dot{m}$$

La variación deseada de precio para el bien i en el período t , π_{it}^* , estará dada, entonces, por la suma de la inflación subyacente más el shock de precios relativos para dicho periodo

⁸Este argumento de Ball y Mankiw (1992) no está claro que sobreviva cuando el análisis se hace en el contexto de un modelo dinámico. La razón es que el proceso mediante el cual las firmas se agrupan y separan (en términos de sus desviaciones respecto al precio óptimo) es complejo y no es claro que la distribución de corte transversal de desviaciones se estabilice en algún momento. Bryan y Cecchetti (1993) indican que un modelo simple dinámico muestra que el sesgo en la inflación medida depende del cambio en la skewness en lugar de en su nivel.

$$\pi_{it}^* = \dot{m} + z_{it}$$

En presencia de costos de ajuste no convexos, solamente aquellos sectores que reciban shocks de precios relativos en que $z_{it} \geq \bar{z}$ o $z_{it} \leq \underline{z}$ ajustarán sus precios en forma distinta al ajuste indicado por la inflación de origen monetario. La figura 2d ilustra este fenómeno con un ejemplo en el que las bandas son simétricas pero la distribución del shock de precios relativos es asimétrica. La figura muestra la distribución de los ajustes de precio. Una fracción importante de sectores ajustarán sus precios únicamente en base a la inflación subyacente. El resto ajustará más o menos dependiendo del shock de precios relativos que esté enfrentando. Dado la asimetría del shock de precios relativos nada garantiza que la media de los ajustes efectivos coincida con la inflación subyacente \dot{m} .

Esta línea de argumentación ha hecho proponer a Bryan y Cecchetti (1993) una medida de inflación subyacente que sólo considere la parte central de la distribución de las variaciones de precios. Las medias podadas consisten precisamente en promedios de la parte central de la distribución. En particular, estos autores proponen utilizar la mediana como medida de la inflación subyacente.

4. La Distribución de las Variaciones de Precios en Chile

Descripción

El modelo de inflación anteriormente descrito implica que la estructura de corte transversal de los ajustes deseados de precios tiene consecuencias para la inflación medida. En esta subsección se presenta una descripción de la distribución de corte transversal de las variaciones de precios efectivas utilizadas por el INE para el cálculo del Índice de Precios al Consumidor en Chile. Para ello se consideraron todos los bienes incluidos en la canasta del IPC durante el período que va desde Mayo 1989 hasta Abril 1996. Para cada bien se calcula la inflación para k meses, con $k = 1, 3, 6, 9, 12, 15, 18, 24$ y 36 . Usando la información disponible para todo el período se calculan momentos muestrales ponderados de la distribución de corte transversal de dichas tasas de inflación. Los resultados se resumen en el cuadro 2a. Las primeras dos columnas presentan la media y el coeficiente de

variación para el índice general de precios, y los subíndices de bienes transables y no transables. Los resultados presentados en el cuadro indican, como era de esperar, que las variaciones de precios relativos disminuyen al incrementarse el periodo de referencia. Es decir, al concentrarse en unos pocos meses las tasas de inflación experimentadas por los distintos bienes difieren substancialmente. Sin embargo, cuando se consideran inflaciones acumuladas durante un año y más, se observa que los precios de los diferentes ítems tienden a moverse en forma conjunta.

La tercera y cuarta columnas presentan el coeficiente de skewness y kurtosis respectivamente. Dichos coeficientes se construyen dividiendo el tercer y cuarto momento muestral respecto a la media por la tercera y la cuarta potencia de la desviación estándar respectivamente. El coeficiente de skewness indica el grado de asimetría de una distribución. En el caso de una distribución normal este coeficiente es cero. El cuadro muestra que, en promedio, este coeficiente es positivo indicando una distribución de ajustes de precio asimétrica con colas más largas hacia los incrementos de precios relativos. El máximo de asimetría se observa para variaciones a seis meses. Al considerar períodos más largos, el grado de asimetría tiende a disminuir. La columna 4 del cuadro 2a reporta el coeficiente de kurtosis que indica el grado de concentración de la distribución. El coeficiente de kurtosis es 3 para la distribución normal estándar. Valores mayores como los observados en el caso de la distribución de las variaciones de precios indican colas más gruesas o menor concentración de la distribución. Al igual que en el caso del coeficiente de skewness, el coeficiente de kurtosis alcanza su máximo valor en períodos de seis meses.

El cuadro también muestra que la inflación de no transables ha sido mayor que la de transables. Sin embargo, la variación, skewness y kurtosis de la distribución de las variaciones de precios observadas de bienes transables son mayores para todos los plazos, que las respectivas medidas para el caso de los no transables.

Cuadro 2a
Estadígrafos Promedio de la Distribución de Corte Transversal de las
Variaciones de Precios
(Obtendidos sobre observaciones traslapadas para k meses)

	Media	Coef. de Variación	Coef. de Skewness	Coef. de Kurtosis
	(1)	(2)	(3)	(4)
Indice General				
k=1	0.0121	9.1353	1.2985	37.4047
k=3	0.0368	4.1699	2.3599	46.3780
k=6	0.0755	2.3513	3.8220	63.5161
k=9	0.1148	1.5007	3.3746	50.6669
k=12	0.1555	1.0386	2.2556	28.8729
k=15	0.1980	1.1025	2.7005	35.6547
k=18	0.2415	1.0578	2.9570	38.7417
k=24	0.3295	0.7254	1.5048	15.2265
k=36	0.5214	0.6087	1.1475	9.0505
Indice Transables				
k=1	0.0105	9.6037	0.3473	27.9100
k=3	0.0320	3.1149	1.3639	35.1344
k=6	0.0661	3.5878	3.6794	61.4248
k=9	0.1007	1.9770	3.2955	44.6554
k=12	0.1366	1.3728	2.3714	28.6577
k=15	0.1743	1.3870	2.7132	36.9626
k=18	0.2128	1.3052	3.0927	44.2790
k=24	0.2858	0.9058	1.5431	13.9690
k=36	0.4356	0.6743	1.0140	7.8643

Cuadro 2a
(continuación)

	Media	Coef. de Variación	Coef. de Skewness	Coef. de Kurtosis
	(1)	(2)	(3)	(4)
Indice No Transables				
k=1	0.0133	5.0538	1.6458	33.9318
k=3	0.0405	4.5973	2.3566	38.9012
k=6	0.0830	1.9908	2.5309	40.6554
k=9	0.1259	1.2324	2.2278	37.1743
k=12	0.1704	0.8411	1.7341	23.0251
k=15	0.2169	0.9374	2.2974	29.0535
k=18	0.2644	0.9065	2.3424	29.3508
k=24	0.3649	0.5901	1.0595	12.5514
k=36	0.5923	0.5240	1.1424	9.6177

El cuadro 2b establece la significancia estadística del grado de skewness que tiene la distribución de las tasas de inflación para los diferentes horizontes. Con este propósito se estiman la distribución empírica para cada k de las tasas de inflación mediante ejercicios de Monte Carlo basadas en 5000 muestras aleatorias obtenidas a partir de distribuciones Normales con media cero y desviación estándar igual a la obtenida a partir de la serie de tiempo de cada ítem en el IPC. El cuadro 2b reporta el porcentaje de rechazos de la hipótesis nula de ausencia de asimetría obtenido, al 1 y 5 por ciento, al comparar el coeficiente de skewness para cada distribución de corte transversal con los valores críticos de la distribución empírica previamente descrita. El cuadro indica que la skewness de la distribución de corte transversal es significativa incluso al considerar inflaciones acumuladas por más de dos y hasta tres años. Este resultado contrasta con el obtenido por Bryan y Cecchetti (1993). Utilizando datos para la economía norteamericana, estos autores encuentran que la skewness deja de ser significativa en un horizonte de un año.

Cuadro 2b
Frecuencias de la Distribución
del Coef. de Skewness

	1%	5%
k=1	0.0370	0.2469
k=3	0.0560	0.2025
k=6	0.0526	0.2500
k=9	0.0685	0.2192
k=12	0.0143	0.1714
k=15	0.0299	0.1045
k=18	0.0000	0.1563
k=24	0.0517	0.1034
k=36	0.0000	0.0652

Efecto de la Distribución de las Variaciones de Precios sobre la Inflación Agregada

En la subsección anterior se estableció la existencia de asimetría en la distribución de corte transversal de las variaciones de precios de los bienes que forman la canasta del IPC. Sabemos, a su vez, que los modelos de inflación basados en la existencia de costos fijos para ajustar precios, predicen que shocks asimétricos de precios relativos tendrán un efecto transitorio sobre la inflación agregada medida. Este efecto será mayor como mayor sea el grado de asimetría de la distribución del shock de precios relativos, y como mayor sea la varianza de dicho shock.

Gráfico 3a
Var. Mensual IPC: Media v/s Desviación Estandar.

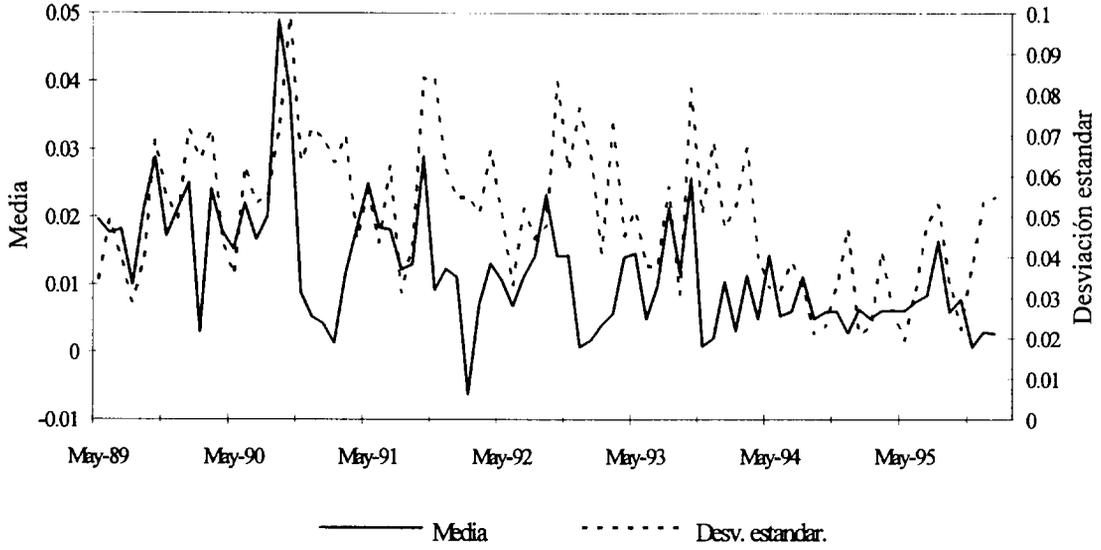
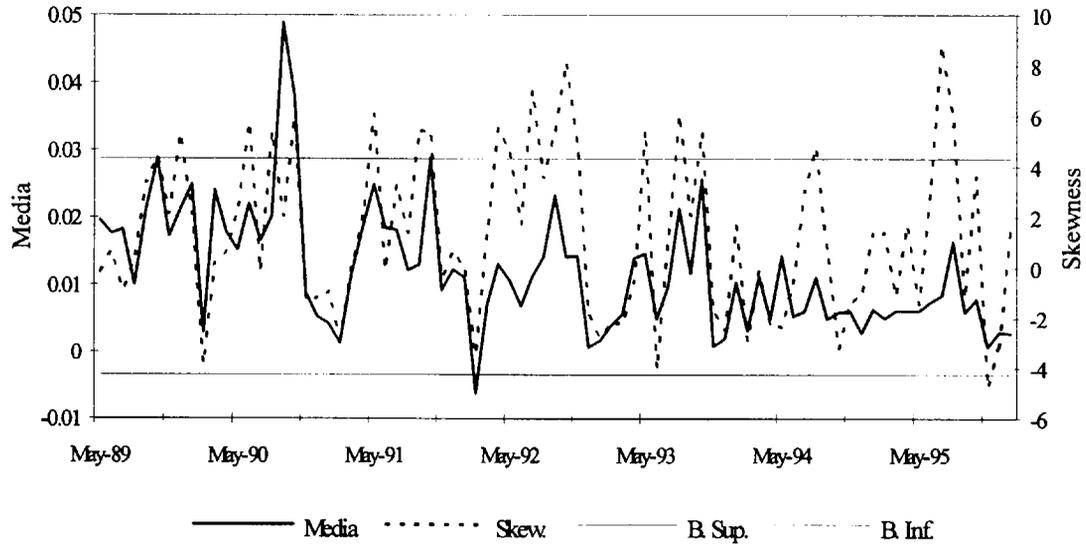


Gráfico 3b
Var. Mensual IPC: Media v/s Skewness.



En esta subsección se presenta evidencia de que este efecto está presente en la economía chilena. Las figuras 3a y 3b ilustran este fenómeno. La figura 3a muestra, en forma superpuesta, la media y desviación estándar de la distribución de las variaciones de los precios individuales. La figura 3b presenta la media y el coeficiente de skewness junto a las bandas de confianza al 95% para la hipótesis de simetría de la distribución de las variaciones de precios.⁹ En ambos casos es posible apreciar la correlación existente.¹⁰

Para mostrar esta relación más claramente se sigue la metodología empleada por Ball y Mankiw (1992b) al implementar estimaciones econométricas en que la tasa de inflación se regresa contra la inflación pasada, la desviación estándar y el coeficiente de skewness. Las estimaciones se realizan usando datos mensuales desde Abril 1989 hasta Marzo de 1996. El cuadro 3 presenta los resultados de las estimaciones usando el índice general, de transables y de no-transables. El cuadro muestra los coeficientes estimados, junto a los errores estándar y el R^2 de cada regresión.

El primer panel del cuadro 3 muestra los resultados de las regresiones para el índice general. Se observa que tanto la desviación estándar como la skewness de la distribución de corte transversal afectan positivamente a la tasa de inflación. Ambas variables son significativas. Sin embargo, el R^2 ajustado de las regresiones indica que la asimetría de la distribución de las variaciones de precio contribuye mucho más a explicar las variaciones mensuales en la tasa de inflación, que la dispersión de dicha distribución. La regresión presentada en la columna (5) muestra que la dispersión y asimetría de la distribución de las variaciones de precios se potencian mutuamente.

Resultados similares se observan para los índices de precios de transables y no-transables. El grado de asimetría contribuye substancialmente a explicar la tasa de variación mensual de ambos subíndices. Es interesante notar, que si bien los coeficientes para la desviación estándar y skewness son similares en los tres sets de regresiones, la persistencia presente en la inflación de transables es claramente mayor, contrario a lo que podría pensarse.

⁹Los valores críticos se obtuvieron a partir de la distribución empírica generada mediante el ejercicio de Montecarlo descrito anteriormente.

¹⁰No existe una clara teoría que relacione la media de la distribución de corte transversal de las variaciones observadas en los precios con la kurtosis de dicha distribución. Por lo tanto, no parece necesario presentar evidencia en esa dirección para el caso chileno.

Cuadro 3
Inflación y la Distribución de Precios

(Índice General)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
c	0.0065 (0.0015)	0.0006 (0.0028)	0.0057 (0.0013)	0.0013 (0.0023)	0.0035 (0.0026)
INF(-1)	0.4521 (0.1013)	0.3738 (0.1030)	0.3555 (0.0854)	0.3002 (0.0868)	0.2601 (0.0878)
SDEV		0.1348 (0.0541)		0.1027 (0.0455)	0.0663 (0.0485)
SKEW			0.0015 (0.0002)	0.0014 (0.0002)	-0.0001 (0.0008)
SDEV*SKEW					0.0273 (0.0142)
Adj. R2	0.1932	0.2437	0.446	0.4741	0.4921
(Índice Transables)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
c	0.0048 (0.0015)	-0.001 (0.0031)	0.0053 (0.0014)	0.001 (0.0029)	0.0021 (0.0029)
INF(-1)	0.5298 (0.0961)	0.4671 (0.0986)	0.4294 (0.0911)	0.389 (0.0931)	0.3243 (0.0958)
SDEV		0.1376 (0.0652)		0.1023 (0.0608)	0.0853 (0.0599)
SKEW			0.0014 (0.0003)	0.0013 (0.0003)	-0.0008 (0.0010)
SDEV*SKEW					0.0398 (0.0185)
Adj. R2	0.2713	0.3021	0.3932	0.4072	0.4343

Cuadro 3
(continuación)

(Índice No Transables)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
c	0.0094 (0.0018)	0.004 (0.0028)	0.0081 (0.0015)	0.0035 (0.0023)	0.0075 (0.0025)
INF(-1)	0.2788 (0.1092)	0.2431 (0.1065)	0.1949 (0.0908)	0.167 (0.0881)	0.1254 (0.0842)
SDEV		0.1151 (0.0455)		0.0981 (0.0374)	0.0303 (0.0411)
SKEW			0.0015 (0.0002)	0.0015 (0.0002)	-0.0004 (0.0006)
SDEV*SKEW					0.0342 (0.0106)
Adj. R2	0.0654	0.1259	0.3679	0.4128	0.4768

5. La Mediana Ponderada como Medida de Inflación Subyacente en Chile

Cálculo de la Mediana

La mediana y de la distribución de una variable aleatoria Y es un indicador de la tendencia central de la distribución para el que se cumple que $P(Y < y) = P(Y > y)$. En este caso, se necesita calcular la mediana ponderada de la distribución de corte transversal de las variaciones de precios. El procedimiento es sencillo. Se calculan las variaciones de precio de todos los bienes para cada periodo. Estas variaciones, ponderadas por el ponderador correspondiente, se ordenan de menor a mayor para después tomarse el valor del medio como indicador de la inflación del periodo. El gráfico 4a muestra la inflación mensual calculada usando la mediana ponderada junto a la tradicional variación del IPC desde Mayo 1989 hasta Enero de 1996. Se aprecia que ambas series se mueven relativamente juntas, la mediana es en general menor a la media, y presenta una menor variación mes a mes.

Gráfico 4a
Variación Mensual del IPC: Media vs. Mediana

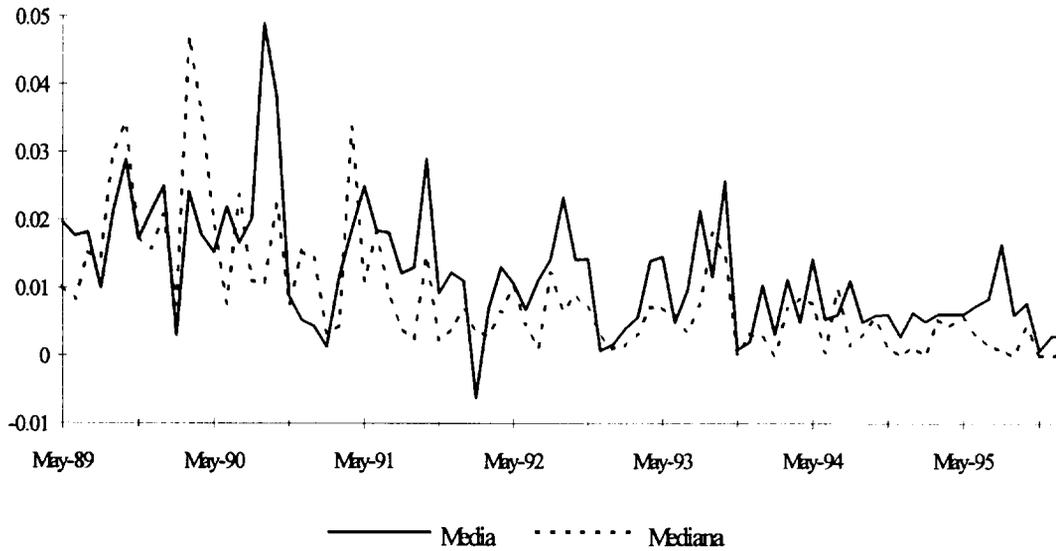
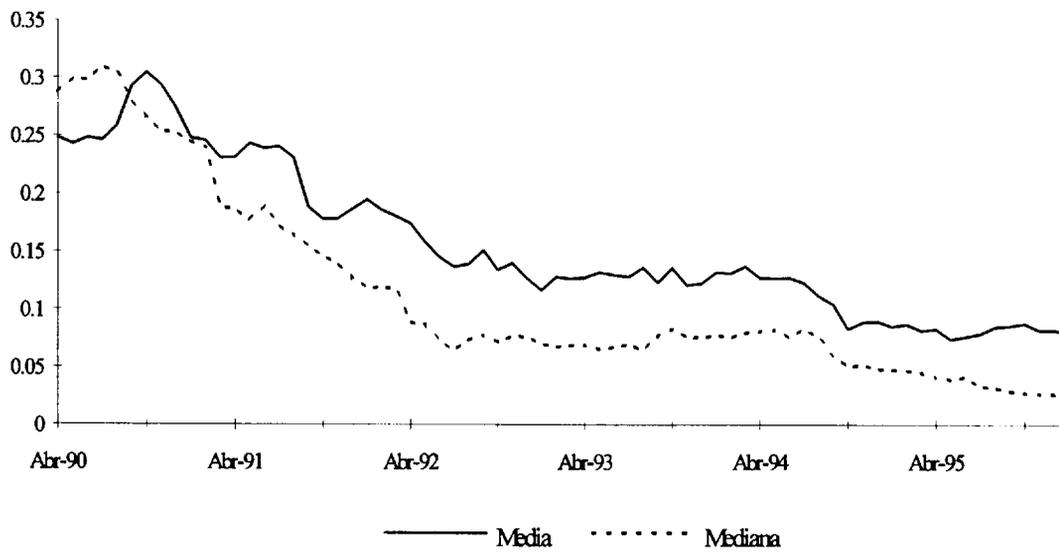


Gráfico 4b
Variación 12 Meses IPC: Media vs. Mediana



El gráfico 4b muestra las mismas series, media y mediana, ahora en variaciones a 12 meses. Se aprecian claramente las mismas características que se observaban en el anterior gráfico. En particular, al acumular las variaciones de precios sobre periodos más largos se hace evidente el sesgo hacia abajo de la mediana. En la próxima sección me referiré a este punto.

Sesgo de la Mediana

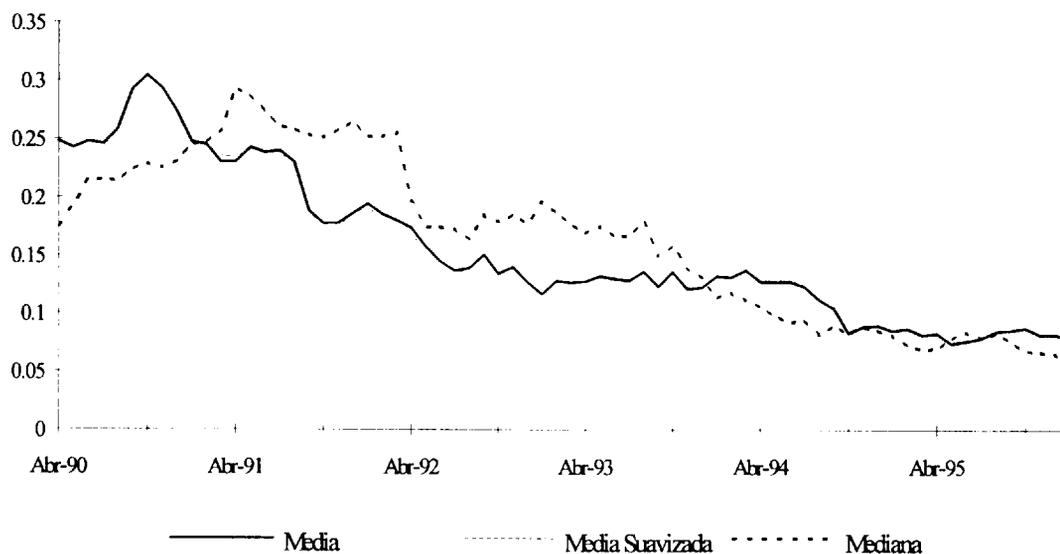
Hay que tener en cuenta, que tanto la media como la mediana son medidas estadísticas de tendencia central que consideran todas las variaciones de precios de la distribución de corte transversal para cada período. Por lo tanto, no puede decirse que una de las medidas esté sesgada respecto a la otra, y en esta sección me referiré al sesgo de la mediana simplemente por conveniencia.

En el caso del ejercicio presentado en este trabajo, el sesgo hacia abajo de la mediana respecto a la media está explicado por el hecho de que la skewness es, en promedio, positiva, tal como lo indica el gráfico 3b. Skewness positiva significa que son más comunes los aumentos grandes de precios que las disminuciones grandes. Como la mediana pondera en menor grado a las variaciones extremas, se tiene que la mediana es menor que la media simplemente debido a que aumentos grandes de precio son más comunes que disminuciones grandes. Obviamente, mayor skewness implica una mayor diferencia entre la inflación medida usando la media y la medida usando la mediana. El alto valor que en promedio muestra la skewness de la distribución de corte transversal de precios relativos en el caso chileno explica porqué el sesgo que se obtiene es tan alto.

Una posible razón para este fenómeno es que en la confección del IPC existe un cierto número de bienes cuyos precios no son obtenidos todos los meses. Para dichos bienes, la variación acumulada para el período completo entre encuestas se reporta como la variación del mes en que se realiza la encuesta. Aquellos meses en que no se encuestan precios la variación es cero. Como la mediana no considera las variaciones extremas en precios el efecto acumulado se pierde.

Para corregir este problema se propone el siguiente ejercicio. Para aquellos bienes cuyos precios no son obtenidos todos los meses, se calcula la inflación anual y se imputa la tasa equivalente mensual a todos los meses del año. Utilizando estas nuevas tasas de inflación mensual se calcula nuevamente la media y la mediana de las distribuciones de corte transversal para cada período. Estos resultados se muestran en tasas a 12 meses en la figura 4c. Interesantemente, se observa que mientras que el IPC suavizado es prácticamente idéntico al IPC estándar, la mediana así obtenida difiere substancialmente de la presentada previamente. En particular, el sesgo respecto a la media hacia abajo desaparece.

Gráfico 4c
Variación 12 Meses IPC: Media vs. Mediana



Finalmente, el cuadro 4 presenta algunos estadísticos de las series de tiempo de las anteriores series. Es interesante notar la reducción en el sesgo previamente mencionada, así como la ausencia de reducción en la variabilidad en el tiempo de las medianas respecto a las medias. En este sentido, queda claro que la mediana no corresponde a un IPC suavizado.

Cuadro 4
Indices de Precios: Media y Desviación Estándar

	IPC	Mediana	IPC Suav.	Mediana S.
Variación mensual (may 1989 - ene 1996)				
Medi	1.20	0.88	1.20	1.20
Desvi	0.90	0.92	0.90	0.99
Variación en 12 meses (abr 1990 - ene 1996)				
Medi	15.54	11.25	15.50	16.51
Desvi	6.43	8.20	6.33	6.99

Poder Predictivo de los Agregados Monetarios

Independientemente del sesgo respecto a la media que presenta la mediana, es la tendencia de la medida de inflación subyacente lo que provee de información acerca del comportamiento de la inflación de origen monetario. En ese sentido, una característica deseable de cualquier medida de inflación subyacente es que se encuentre correlacionada con innovaciones pasadas en la cantidad de dinero, aunque esta correlación no signifique necesariamente la existencia de una causalidad directa de dinero hacia inflación.

En esta subsección se estudia el poder predictivo que los agregados monetarios M1A y M2A tienen respecto a la inflación actual y subyacente. Esta última se calcula usando la mediana ponderada. El cuadro 5 resume los principales resultados. El cuadro presenta los R^2 obtenidos en regresiones en que la variación mensual promedio en los próximos 12 meses del índice respectivo se regresa contra las variaciones mensuales en la cantidad de dinero de los últimos 24 meses.

Cuadro 5
Poder Predictivo de Agregados Monetarios (R²)

M1A							
Indice General		Indice Suavizado		Indice Transables		Indice No Trans.	
Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana
0.0597	0.1401	0.0672	0.0510	0.0742	0.0568	0.154	0.5337
M2A							
Indice General		Indice Suavizado		Indice Transables		Indice No Trans.	
Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana
0.1262	0.1579	0.1301	0.3268	0.064	0.0845	0.2425	0.3662

En general, se observa que innovaciones en la cantidad de dinero tienen un mayor poder explicativo sobre futuras variaciones en la mediana ponderada de la inflación que sobre la tradicional media.

Poder Predictivo de los Índices de Precios

El último ejercicio que se propone para evaluar la utilidad de la mediana como indicador de la inflación subyacente, es examinar el poder predictivo que la inflación subyacente pasada tiene respecto a la inflación futura. Para ello se regresiona la variación mensual del IPC en función de un número arbitrario de rezagos ($k=6, 9$ y 12) de las variaciones mensuales de los diferentes indicadores de inflación subyacente. El cuadro 6 presenta el R^2 ajustado obtenido en cada una de estas regresiones.

El cuadro 6 muestra claramente que la mediana ponderada es capaz de predecir inflación futura mejor que el propio IPC y que otras medidas más tradicionales de inflación subyacente. El poder explicativo de la regresión pasa de menos del 30 por ciento al 50 por

ciento cuando comparamos la medida de inflación subyacente que se obtiene eliminando los precios más volátiles con la mediana ponderada obtenida en este trabajo.

Cuadro 6
Poder Predictivo de Índices de Precios
 (R² ajustado)

	IPC	Subyacente	Mediana
k=6	0.2176	0.3041	0.3787
k=9	0.1968	0.2615	0.3691
k=12	0.3010	0.2733	0.5039

6. Conclusiones

Este trabajo muestra que la mediana ponderada puede ser un muy útil indicador de inflación subyacente en el caso chileno. En este sentido, la mediana de la distribución de las variaciones de precios provee de información adicional a la que el tradicional Índice de Precios al Consumidor entrega y no debe ser considerada como un reemplazante de este último.

Algunas de sus ventajas por sobre otros indicadores alternativos de inflación subyacente son: (1) la mediana es un estadígrafo de tendencia central que utiliza toda la información existente en la distribución de corte transversal de las variaciones de precio, y es por tanto menos arbitrario en su construcción que medidas alternativas; (2) el uso de la mediana como indicador de inflación subyacente puede ser justificado mediante modelos teóricos de determinación de precios; (3) en particular, en el caso chileno, la distribución de corte transversal de las variaciones de precio es muy asimétrica favoreciendo el uso de medidas de inflación que como la mediana se focalizan en la parte central de la distribución de precios; (4) las variaciones en la mediana son más fácilmente predichas por innovaciones

en los agregados monetarios; (5) finalmente, la mediana ponderada es mejor predictor de la inflación futura que indicadores alternativos incluyendo la inflación pasada.

Referencias Bibliográficas

- Ball, Laurence y N. Gregory Mankiw (1992a), "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations", NBER Working Paper No. 4089, June.
- Ball, Laurence y N. Gregory Mankiw (1992b), "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks", NBER Working Paper No. 4168, September.
- Blinder, Alan (1981), "Retail Inventory Behavior and Business Fluctuations", *Brookings Papers on Economic Activity*, (2).
- Bryan, Michael F. y Stephen G. Cecchetti (1993), "Measuring Core Inflation", NBER Working Paper No. 4303, March.
- Caballero, Ricardo J. y Eduardo M.R.A. Engel (1991), "Dynamic (S,s) Economies", *Econometrica*, 51.
- Caballero, Ricardo J. y Eduardo M.R.A. Engel (1992), "Price Rigidities, Asymmetries, and Output Fluctuations", NBER Working Paper No. 4091.
- Caplin, Andrew and John Leahy (1991), "State-Dependent Pricing and the Dynamics of Money and Output", *Quarterly Journal of Economics*, 106.
- Marshall, Pablo y Ernestina Pérez (1990), "Ajuste Estacional de Series de Tiempo", *Revista Estadística y Economía* 3, INE.
- Roger, Scott (1995), "Measures of Underlying Inflation in New Zealand, 1981-95", Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper, September.
- Quah, Danny y Shaun P. Vahey (1995), "Measuring Core Inflation", *The Economic Journal* 105, September.
- Rojas, Patricio y Enrique Orellana (1994), "Cálculo de un Indicador de Inflación Subyacente", mimeo BCCh.