

INFLACIÓN E INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA EN CHILE

Igal Magendzo*

INTRODUCCIÓN

Una parte importante de la literatura sobre costos de la inflación sugiere que el mayor efecto negativo de ésta sobre la actividad económica proviene de la limitada capacidad que tienen los agentes para predecirla. En principio, una elevada tasa de inflación no generaría demasiados problemas a la economía si los agentes pudieran predecirla con exactitud y a bajo costo. Sin embargo, en general se suele asociar alta volatilidad y altos niveles de inflación a altos niveles de incertidumbre inflacionaria. Si ello fuera así, uno de los principales beneficios de la política anti-inflacionaria sería la reducción de la volatilidad de la inflación. El objetivo de este trabajo es evaluar empíricamente si ello se cumple para el caso chileno, para lo cual es necesario obtener una estimación de la incertidumbre inflacionaria.

Este trabajo utiliza técnicas de series de tiempo para construir un indicador de incertidumbre inflacionaria e investigar su relación con el nivel de inflación. Se verifica que mayores niveles de inflación efectivamente han sido acompañados de mayor incertidumbre inflacionaria y que la inflación precede temporalmente a la incertidumbre. Se encuentra, además, que desde 1993, la incertidumbre inflacionaria ha disminuido persistentemente, llegando a los niveles más bajos observados en la historia reciente de Chile.

El trabajo se ha organizado de la siguiente forma: en la segunda sección se revisan brevemente los principales costos que tiene la inflación y la incertidumbre inflacionaria, identificando sus efectos sobre la eficiencia, el crecimiento económico y el empleo, a la luz de la literatura teórica y empírica. En la tercera sección se revisa la evidencia acerca de la relación empírica entre inflación e incertidumbre inflacionaria. A continuación, se analiza la serie histórica de inflación chilena, se discute la metodología usada en este trabajo para llegar a una estimación de la in-

certidumbre inflacionaria y se presentan los resultados econométricos. En la quinta sección se analiza la evolución de la medida de incertidumbre inflacionaria y se realizan ejercicios de correlación y precedencia temporal con el nivel de inflación. La sección final presenta algunas conclusiones.

COSTOS DE LA INFLACIÓN

Tradicionalmente se ha considerado que la principal ineficiencia que genera la inflación proviene del uso de recursos con el objeto de economizar dinero, debido a que la inflación reduce el retorno de tener dinero de alto poder.¹ A dichos costos se les suele denominar "*costos de suela de zapato*" en referencia a los constantes viajes de los agentes hacia y desde el banco en presencia de alta inflación. Desde una perspectiva más general, ante un mayor nivel de inflación los ahorrantes sustituirán activos nominales, no protegidos contra la inflación, por activos reales, que sí están protegidos. En la medida que esta sustitución tenga costos (v.g., por diferencias de retorno esperado y/o liquidez), la inflación impondrá una pérdida de eficiencia a los agentes por una composición sub-óptima de su cartera de activos monetarios y financieros (Fischer, 1981, 1996 y Fischer y Modigliani, 1978).

Una mayor inflación también impone costos directos asociados a la frecuente remarcación de precios, los llamados *costos de menú*, y potencialmente genera distorsiones debido a la no neutralidad del sistema impositivo frente a la inflación. En este sentido, Feldstein (1996) estima que, para EE.UU., el costo anual en bienestar asociado a la existencia de impuestos no indizados al capital asciende al 1% del PIB, para un nivel de inflación de 2%. Este efecto se debe a la distorsión en las decisiones de con-

* Gerencia de Programación Macroeconómica, Banco Central de Chile. Esta versión del trabajo fue posible gracias a la colaboración de Oscar Landerretche y Claudio Soto. Agradezco sus comentarios y sugerencias, así como los de los editores y los recibidos durante un seminario interno del Banco Central.

¹ La literatura sobre costos de la inflación se resume en Fischer (1981), (1994) y (1996).

sumo provocada por la reducción en la tasa de retorno real al ahorro.

Además de los costos mencionados, relacionados con el nivel de la tasa de inflación, existe la noción de que la variabilidad de la tasa de inflación es perjudicial para el funcionamiento del sistema económico. En palabras de Friedman:

*“Una función fundamental del sistema de precios(...) es transmitir en forma compacta, eficiente y a bajo costo la información que los agentes económicos necesitan para decidir qué producir y cómo producirlo(...). Si el nivel de precios es en promedio estable o bien cambia a una tasa estacionaria, es relativamente fácil extraer la señal sobre precios relativos de los precios absolutos observados. Mientras más volátil es la tasa de la inflación general, más difícil se hace extraer las señales sobre precios relativos a partir del precio absoluto.”*² (Friedman, 1977; p. 467)

Adicionalmente al efecto negativo de la volatilidad inflacionaria sobre la información contenida en los precios, la variabilidad inflacionaria trae aumentos en la tasa de interés real en virtud del riesgo inflacionario, transferencias inesperadas y no intencionales de ingreso entre agentes que celebran contratos nominales y un mayor uso de recursos para la estimación y cobertura inflacionaria (Golob, 1994). En definitiva, existen razones para pensar que una mayor volatilidad de la inflación distorsiona y dificulta la distinción que hacen los agentes sobre cuánto de los cambios en precios que ellos observan corresponde a cambios de precios relativos y cuánto corresponde a variaciones en el nivel general de precios.

Los costos directos que genera la inflación, e indirectos por exceso de variabilidad, se evitarían si existieran mecanismos de indización adecuados. Una inflación predecible, sin importar su nivel, no tendría efecto alguno sobre las variables reales de la economía. Los contratos podrían tomar en cuenta el nivel esperado de la inflación y ninguna variable real debiera desviarse de su equilibrio no inflacionario. De hecho, se

ha argumentado que la existencia de mecanismos de indización aislaría completamente las variables reales de la economía de *shocks* inesperados en la tasa de inflación, sirviendo como mecanismo de transmisión de la información sobre innovaciones en la tasa de inflación a los contratos indizados.³

Sin embargo, existen varias razones por las cuales no es posible ni conveniente usar la indización como un mecanismo de aislamiento completo de la economía real ante *shocks* de inflación. En primer lugar, no todos los precios de una economía pueden ser indizados. En particular, existen precios que son tomados del exterior y precios vinculados al valor del capital que son no indizables. En dichos casos, la indización no elimina el riesgo, sino que sólo lo traslada de un agente a otro en virtud de los determinantes de cada negociación contractual. En segundo lugar, no siempre es óptimo eliminar los efectos reales de sorpresas inflacionarias mediante mecanismos de indización. En particular, en presencia de *shocks* de origen real como, por ejemplo, *shocks* de términos de intercambio, existirá un nivel óptimo de indización menor al completo. Demasiada indización puede, de hecho, convertirse en un impedimento para el ajuste real de los precios que requiere una economía al enfrentar *shocks* reales. Tercero, no es factible implementar un sistema de indización contemporánea de los precios, conocido como indización perfecta, que garantice niveles reales independientes de la inflación, debido al elevado costo que significa conocer la inflación en forma contemporánea —o simplemente debido a la imposibilidad de conocer la inflación en tiempo real. Esta restricción deriva en la existencia de mecanismos de indización rezagada que no eliminan completamente el efecto de la inflación sobre las variables reales de la economía y, por tanto, no eliminan la posibilidad de transferencias inesperadas de recursos entre agentes, causadas por desviaciones de la inflación desde los niveles esperados. Finalmente, los índices de precios usados para indizar una economía pueden no reflejar de manera fiel el verdadero aumento del costo de la vida. Esto implica que la inflación termina generando efectos reales donde supuestamente no debían provocar ningún efecto. Un ejemplo de este tipo de problema es el sesgo en la medición de la inflación que genera un cambio en precio relativos.⁴

Los costos de eficiencia y crecimiento de la inflación se verifican en la amplia evidencia entregada por la literatura sobre crecimiento internacional. En efecto,

² Traducción del autor.

³ Para una revisión de la literatura sobre los orígenes y consecuencias de la indización ver Landerretche, Lefort y Valdés (1998).

⁴ Para una revisión y mayores referencias sobre los principales sesgos de medición de la inflación a través del IPC ver Lefort (1998) y Landerretche (1998).

gran parte de esta literatura muestra una relación negativa y significativa entre inflación y crecimiento económico.⁵ No obstante, esta relación no es completamente robusta a cambios en la muestra de países y/o períodos bajo estudio. Por ejemplo, cuando se usan paneles que incluyen la dimensión temporal de cada uno de los países, la relación se fortalece, lo que significa que al interior de cada país la relación es negativa y fuerte. Sin embargo, esta relación se debilita al efectuar comparaciones de corte transversal entre países. Adicionalmente, existe evidencia sobre la presencia de relaciones no lineales entre inflación y crecimiento. A niveles de inflación alta, la relación parece ser claramente negativa, mientras que a menores niveles la relación parece ser levemente positiva. Algunos estudios muestran que una tasa de inflación anual superior a 8% inequívocamente reduce la tasa de crecimiento. No ocurre lo mismo con inflaciones bajo ese umbral.

Los costos de la inflación también pueden verificarse en el funcionamiento del mercado laboral, aunque en este caso existe la presunción de que una baja tasa de inflación podría ser beneficiosa para el funcionamiento del mercado del trabajo. Por un lado, la inflación produce desviaciones no previstas del salario real respecto de su nivel deseado, generando costos para los participantes del mercado. Por otro lado, la inflación facilita ajustes de salarios y precios relativos en un ambiente en que existen rigideces nominales a la baja.⁶ Estos dos efectos contrapuestos de la inflación sobre el mercado laboral se denominan *efecto arena* y *efecto grasa*, respectivamente (Groshen y Schweitzer, 1997). A niveles de inflación inferiores a 5%, estos dos efectos se neutralizan, con lo cual la influencia de la inflación sobre el empleo es indistinguible de cero. A mayores niveles de inflación, el efecto neto de la inflación sobre el empleo es negativo, debido a la dominación del efecto arena sobre el efecto grasa.

INFLACIÓN E INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA: EVIDENCIA INTERNACIONAL

Lo central de esta investigación es verificar si existe una relación positiva entre el nivel de inflación y el de incertidumbre inflacionaria. Okun (1971), Logue y Willett (1976) y Foster (1978) muestran evidencia a favor de relaciones positivas entre la desviación estándar y el nivel de inflación para paneles de países, o

bien, en el caso de Foster, entre desviaciones absolutas entre la inflación y su tendencia y el nivel de la tasa de inflación. Parece ser claro que la variabilidad y el nivel de la inflación están positivamente correlacionados. Según Ball (1992), esto se debería a que con tasas de inflación elevadas, la autoridad monetaria enfrenta un dilema entre el objetivo de reducción de la inflación y la necesidad de mantener bajo el desempleo. La presencia de dicho dilema genera incertidumbre en los agentes económicos sobre la evolución futura de la política monetaria. Ello se refuerza si, una vez que las expectativas inflacionarias han sido fijadas por el público, la autoridad económica tiene incentivos para seguir una política expansiva.

Algunos autores se han referido indistintamente a la variabilidad de la inflación y a la incertidumbre inflacionaria, tal vez porque la primera es usualmente tomada como una *proxy* de la última. No obstante, conviene establecer una distinción entre estos dos conceptos.⁷

La variabilidad inflacionaria es un concepto *ex post*, que se refiere a la desviación de los valores de la inflación en cada período respecto a un valor medio. La variabilidad de la inflación puede asociarse a la varianza de la serie en un período de tiempo. Ahora bien, que dicha varianza sea muy alta, no significa necesariamente que la tasa de inflación sea impredecible. En efecto, si los agentes elaboran racionalmente sus expectativas sobre la base del conocimiento del modelo subyacente, no hay motivo para que no pudiera coexistir una alta variabilidad de la inflación con una baja incertidumbre inflacionaria. En otras palabras, la incertidumbre es un concepto *ex ante* y subjetivo, que depende intrínsecamente del proceso generador de expectativas.

Con todo, la variabilidad de la inflación ha sido ampliamente utilizada como una medida de la incertidumbre. A falta de mejores aproximaciones o tecnología más avanzada, trabajos pioneros sobre la incertidumbre inflacionaria asumían que ésta estaba directamente correlacionada con la variabilidad de la inflación. Destacan los trabajos de Klein (1977) y Khan (1977), los que indagan sobre el impacto de la

⁵ Fischer (1996) presenta una breve revisión de la literatura sobre inflación y crecimiento.

⁶ Ver Akerlof et al. (1996), Card y Hyslop (1996) y Tobin (1972).

⁷ Ver la discusión de Fischer (1981).

incertidumbre inflacionaria en la demanda por dinero y utilizan diferentes medidas de la variabilidad como indicadores de la incertidumbre inflacionaria.

En los trabajos más avanzados sobre incertidumbre inflacionaria se ha recurrido a dos metodologías principales para enfrentar el problema. En primer lugar están aquellos trabajos que han buscado obtener alguna medida directa y explícita de las expectativas inflacionarias que manejan los agentes económicos. Para ello es necesario realizar encuestas entre los principales operadores o asesores económicos acerca de sus expectativas de evolución futura de los precios. Cukierman y Wachtel (1982), toman el error cuadrático medio que cometen los encuestados como medida de incertidumbre y verifican si esta medida guarda alguna relación con el nivel de la inflación. Desafortunadamente este tipo de estudios solamente se puede realizar en países donde existen encuestas como la mencionada y que se efectúen con la frecuencia requerida, como es el caso de la encuesta de Lyvingston Survey, organizada por el Banco de la Reserva Federal del Estado de Philadelphia.

Una segunda manera de aproximarse al tema de la incertidumbre inflacionaria consiste en estimar una *proxy* de ella a partir de la varianza de los errores de pronóstico que genera algún modelo econométrico de la inflación. Estos errores son los cambios impredecibles que tiene la tasa de inflación y son la manifestación empírica de la incertidumbre inflacionaria. Una mayor varianza o dispersión de estos errores mostraría un mayor nivel de incertidumbre. Entre los estudios que usan esta metodología destacan los modelos de series temporales. En ellos se identifica la ecuación que gobierna los movimientos de la tasa de inflación a partir de información que contiene la misma serie temporal. Dichos modelos son genéricamente denominados procesos ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*) o modelos de promedio móvil autorregresivo integrado. Estas ecuaciones, que son estándar en el análisis de series de tiempo, habitualmente suponen que el error de pronóstico tiene una varianza constante o, equivalentemente, que la incertidumbre no varía en el tiempo. El recuadro 1 presenta una breve introducción a los modelos ARIMA.

⁸ Este modelo se utiliza comúnmente en finanzas empíricas donde la estimación de la volatilidad es fundamental para determinar precios de activos.

Con el propósito de medir la evolución temporal de la incertidumbre inflacionaria, es posible postular que la varianza del error de pronóstico de un modelo evoluciona en el tiempo, precisamente reflejando cambios en los niveles de incertidumbre. Si dicha varianza evoluciona a través de un proceso autorregresivo, se obtiene un proceso GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) o modelo autorregresivo generalizado de heteroscedasticidad condicional. Este modelo, originalmente introducido por Bollerslev (1986), y que constituye una extensión de los trabajos realizados por Engle (1982) y (1983), se revisa brevemente en el recuadro 2.⁸ La ventaja del modelo GARCH es que permite una estimación de la varianza en todo momento t basada en la información acumulada hasta entonces. Esta varianza constituye la medida de incertidumbre inflacionaria.

Algunos de los resultados empíricos más importantes son los siguientes. Por un lado, Wachtel (1977), Cukierman y Wachtel (1979) y Carlson (1977) han encontrado una relación positiva entre nivel de inflación e incertidumbre inflacionaria medida a través de encuestas. Por otro lado, entre aquellos autores que se han aproximado al tema mediante el estudio econométrico de series de tiempo, los resultados son más heterogéneos. En el trabajo que introdujo la utilización de modelos ARCH, Engle (1983) no encuentra evidencia que permita apoyar la hipótesis de que existe un mayor grado de incertidumbre cuando existe una mayor tasa de inflación para el caso de EE.UU. entre las décadas de los cuarenta y de los ochenta. Resultados similares se encuentran en el trabajo de Cosimano y Jansen (1988). El trabajo más reciente de Baillie, Chung y Tieslau (1996) encuentra que de diez países analizados, sólo tres (aquellos con las mayores tasas de inflación) muestran evidencia que apoya la hipótesis de correlación positiva entre inflación e incertidumbre. En el caso de Latinoamérica, el estudio de Della Mea y Peña (1996) encuentra que en Uruguay, entre los años 1973 y 1995, una mayor inflación precede temporalmente a mayores niveles de incertidumbre sobre la inflación.

De acuerdo con Holland (1993), los trabajos que se basan en modelos econométricos que imponen la restricción de parámetros constantes en el tiempo, han encontrado una relación poco significativa entre el nivel de la inflación y la incertidumbre inflacionaria. Un segundo grupo de trabajos, que usan modelos que no imponen dicha restricción, identifican una fuerte

correlación entre ambas variables. Dentro de este último grupo, Holland destaca el trabajo de Evans (1991), quien utiliza un modelo de predicción univariado con parámetros que varían en el tiempo, combinado con residuos ARCH. Este tipo de modelos permite sortear cambios estructurales en el proceso de inflación, aislando de mejor manera la incertidumbre.

DATOS Y MODELO EMPÍRICO DE INFLACIÓN E INCERTIDUMBRE

La tasa de inflación en Chile ha mostrado una trayectoria errática a lo largo de la historia, pasando de valores negativos, tras la crisis de 1929, hasta niveles ampliamente superiores a 100%, a principios de

RECUADRO 1

Modelos ARIMA

Los modelos ARIMA son parte de la metodología habitual de series de tiempo y permiten estudiar el comportamiento de una variable aleatoria a través del tiempo, utilizando sólo la información contenida en la serie histórica de la propia variable. La forma genérica de un modelo ARIMA para una variable X se escribe en la terminología habitual de Box y Jenkins (Ver Hamilton, 1994) como:

$$d^I X_t = \phi(L) d^I X_t + \delta(L) \varepsilon_t$$

donde $d^I X_t$ representa la diferenciación I -ésima de X_t (por ejemplo, para el caso de $I = 2$, $d^2 X_t = (X_t - X_{t-1}) - (X_{t-1} - X_{t-2})$), L es el operador rezagos ($L^I X_t = X_{t-I}$), $\phi(L)$ y $\delta(L)$ son polinomios (funciones) de este operador, ε_t es un *shock* aleatorio distribuido idéntica e independientemente (ruido blanco) y el sub-índice t indica el período correspondiente.

Componente I

El paso inicial en la modelación ARIMA es determinar el orden de integración de la serie —el parámetro I . Una serie es integrada de orden I cuando ésta requiere de I diferenciaciones para llegar a ser una serie estacionaria, esto es de momentos finitos y bien definidos.

Una vez que se dispone de una serie estacionaria se procede a modelar su evolución a través de una combinación de un proceso autorregresivo AR (definido por $\phi(L)$) y uno de medias móviles MA (definido por $\delta(L)$).

Componente AR

En este caso la evolución de la variable está explicada por los valores de un determinado número de rezagos de la misma variable. Considerando explícitamente la estructura de $\phi(L)$ y suponiendo que la variable X es $I(0)$, se tiene:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_n X_{t-n} + \delta(L) \varepsilon_t$$

Componente MA

En este caso la evolución de la variable está explicada por los valores que han tomado en el pasado un deter-

minado número de términos rezagados del *shock* aleatorio que mueve el sistema. Bajo los mismos supuestos anteriores, se tiene:

$$X_t = \phi(L) X_t + \varepsilon_t + \delta_{t-1} \varepsilon_{t-1} + \delta_{t-2} \varepsilon_{t-2} + \dots + \delta_q \varepsilon_{t-q}$$

Para indicar la estructura completa del modelo se suele escribir ARIMA (p, d, q), donde p indica el número de rezagos del componente AR, d el orden de integración y q el número de rezagos del componente MA.

Parámetros y Estimación:

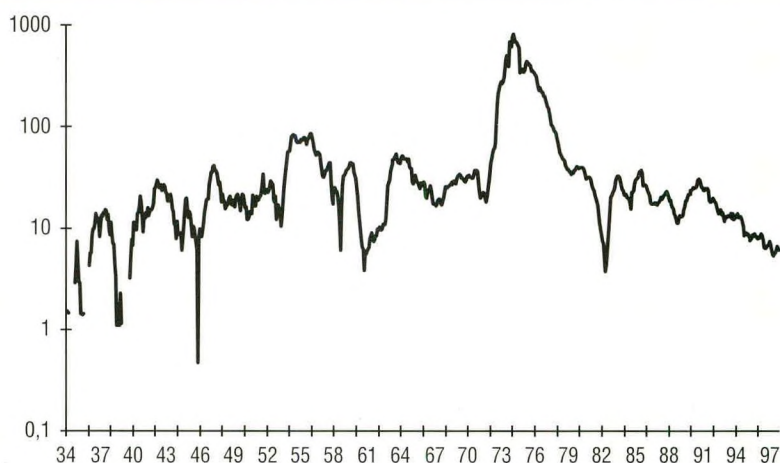
1. Para identificar el grado de integración de una serie se usa habitualmente el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que consiste en regresionar la I -ésima diferencia de la variable respecto de la $I-1$ -ésima diferencia de la variable rezagada y varios rezagos de la I -ésima diferencia, evaluando si el parámetro de la $I-1$ -ésima diferencia de la variable rezagada es diferente de cero. Si la serie es integrada de orden $I-1$, este parámetro será negativo y estadísticamente significativo. Por ejemplo, para el caso $I(1)$ vs. $I(0)$ se estima:

$$dX_t = c + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_{21} dX_{t-1} + \alpha_{22} dX_{t-2} + \alpha_{23} dX_{t-3}$$

y se evalúa si el parámetro α_1 es estadísticamente diferente de cero. Si no es cero, la serie es $I(0)$. Debido a que la supuesta no estacionariedad de X cambia la distribución de los parámetros α , se debe utilizar una distribución diferente a la habitual t -student. Un test similar al ADF es el de Phillips y Perron.

2. Para determinar los órdenes del proceso ARIMA, es decir, el número de rezagos a usarse en $\phi(L)$ y $\delta(L)$, se interpretan las funciones de correlación y correlación parcial de la variable en forma estacionaria respecto de sus rezagos.
3. La estimación final del modelo ARIMA se efectúa mediante un procedimiento de máxima verosimilitud suponiendo que los *shocks* ε_t tienen una distribución normal. Para una presentación pormenorizada ver Hamilton (1994).

Niveles de Inflación en Chile



Nota: (1) Inflación en doce meses y escala logarítmica en base 10.
(2) Se omiten episodios de inflación negativa.

la década de los setenta. El gráfico 1 presenta la serie de inflación en doce meses en escala logarítmica.⁹ La varianza de la inflación refleja, en parte, la multiplicidad y variedad de esfuerzos por reducirla, realizados a lo largo de la historia económica de Chile. Los programas de estabilización han abarcado controles sobre la masa monetaria, el tipo de cambio, las tasas de interés, el crédito e incluso los precios mismos. Históricamente los programas antiinflacionarios han tenido éxito moderado y transitorio, por lo que Chile ha mostrado niveles relativamente elevados y volátiles de inflación en comparación con el resto del mundo. Una excepción es el período 1990-1997, en que la inflación ha disminuido persistentemente, acercándose a niveles internacionales de inflación, en forma duradera y sin generar desequilibrios macroeconómicos. Si bien existen otras experiencias de baja inflación en el pasado, éstas nunca duraron más allá de uno o dos años.

El promedio histórico de la inflación en doce meses para Chile, entre diciembre de 1934 y diciembre de 1997, es de 50.2%. Si exceptuamos en el cálculo los meses de inflaciones mayores a 100% este promedio se reduce a 23.2%. La dispersión en torno al promedio de la inflación anual ha sido bastante elevada, siendo el máximo de 745% en abril de 1974 y el mínimo de -3% en agosto y octubre de 1934.

Puesto que el modelo para la tasa de inflación propuesto en el presente trabajo se basa exclusivamente en técnicas de series de tiempo univariadas, no se requiere de otra información que la serie histórica correspondiente al nivel de precios. La serie que se utilizará corresponde al Índice de Precios al Consumidor (IPC) publicado por el Instituto Nacional de Estadísticas, corregido para los años 1970 a 1978 por Schmidt-Hebbel y Marshall (1980). El IPC se

calcula, en diferentes versiones y frecuencias, a partir de 1928. Sin embargo, se dispone de una serie mensual continua empalmada que data desde 1934, por lo que el estudio se centra en el período comprendido entre esa fecha y diciembre de 1997. Además, con el objeto de verificar si las conclusiones no dependen del período de hiperinflación, se utilizan dos submuestras alternativas. La primera incluye el período enero de 1934 a diciembre de 1977 y la segunda incluye el período julio de 1977 a diciembre de 1997. De paso, estas dos submuestras permiten atacar eventuales problemas de quiebres estructurales que pudieran existir en el total de la muestra.

Se debe destacar, como es común en estudios de este tipo, que es probable que existan problemas de construcción en los datos utilizados. En primer lugar, la serie contiene empalmes de índices con diferentes canastas, metodologías y definiciones. Los empalmes se han hecho sólo a modo de hacer coincidir las variaciones. Por otro lado, no es posible conocer cualitativamente los datos para entender la magnitud y extensión de posibles errores de medición, cálculo o posibles manipulaciones de las cuales hayan sido objeto. En todo caso, la serie utilizada constituye la mejor medida de inflación disponible.

La metodología que se utiliza en este trabajo para estimar la incertidumbre inflacionaria se basa en la estimación de un modelo econométrico simple de la tasa de inflación que permite predecir valores futuros de ésta a partir de información existente en cada período. De esta manera se obtiene una serie de errores de

⁹ Utilizamos la inflación en doce meses solamente por motivos expositivos. Todas las estimaciones se realizan con inflación mensual.

pronóstico del modelo elegido. Esta serie, a su vez, permite calcular una serie de varianzas o volatilidades que constituye nuestra medida de incertidumbre inflacionaria. Esta metodología supone que los agentes económicos utilizan el modelo aplicado para predecir la inflación y que, por lo tanto, la volatilidad de los errores en esa predicción indica y mide la magnitud de incertidumbre inflacionaria enfrentada por los agentes.

Una limitación evidente de este tipo de metodología para estimar incertidumbre es que sus resultados dependen del modelo de predicción escogido, ya que no existe una forma única de descomponer una serie en sus componentes predecibles e impredecibles. Adicionalmente se presenta la posibilidad de que existan quiebres estructurales en la serie original, dada la gran

cantidad de años que abarca la muestra y la alta probabilidad de que los determinantes fundamentales de la inflación hayan cambiado en el tiempo. Un ejemplo de este cambio estructural es la evolución que ha sufrido el grado de indización de la economía.¹⁰ De existir estos quiebres, los parámetros obtenidos podrían no ser los correctos, ya que corresponderían a promedios de períodos estructuralmente diferentes.

Para el presente estudio se utilizan conjuntamente las metodologías ARIMA y GARCH que se describieron anteriormente. El modelo ARIMA para la tasa de inflación permite predecir la inflación en cada pe-

¹⁰ Ver Landerretche y Valdés (1997) para una revisión de la historia de la indización en Chile.

RECUADRO 2

Modelos GARCH

Los modelos GARCH corresponden a la metodología más sofisticada de series de tiempo y permiten modelar el comportamiento de la varianza del error de un modelo particular. En el caso del modelo ARIMA del recuadro 1, se trata de modelar el error ε_t . El comportamiento de la varianza se modela, en forma análoga al modelo ARIMA, usando la información contenida en la propia serie de errores. La forma genérica de un modelo GARCH para la varianza σ_t^2 de un error ε_t se escribe como:

$$\sigma_t^2 = \omega + \gamma(L)\varepsilon_t^2 + \lambda(L)\sigma_t^2$$

Los componentes del polinomio $\gamma(L)$ se denominan componentes ARCH y generan una dependencia de la varianza respecto de los cuadrados de los errores de predicción anteriores. Los componentes del polinomio $\lambda(L)$ se denominan componentes GARCH y hacen que la varianza dependa del valor que ha tomado la varianza en períodos anteriores. El objetivo principal de un modelo GARCH es obtener una serie de varianzas en base a la ecuación estimada (varianzas condicionales).

Una variante del modelo anterior permite que el parámetro ARCH del primer rezago del error cambie, dependiendo de si el error rezagado excede cierto umbral (normalmente cero). En este caso la varianza condicional depende de la magnitud y signo de los errores anteriores. Conceptualmente equivale a considerar una variable muda (*dummy*) para dar cuenta del comportamiento diferente de la varianza condicional ante errores negativos y positivos del modelo. Esta variante se conoce como TGARCH (*Threshold* GARCH o GARCH con umbral). Formalmente se tiene que la

varianza del error de pronóstico evoluciona según la siguiente ecuación:

$$\sigma_t^2 = \omega + \gamma(L)\varepsilon_t^2 + \lambda(L)\sigma_t^2 + \tau\varepsilon_{t-1}^2 d_t,$$

con $d_t = 1$ si $\varepsilon_{t-1} < 0$ y $d_t = 0$ si $\varepsilon_{t-1} \geq 0$.

Para indicar la estructura completa del modelo se suele escribir GARCH (a, b), donde a indica el número de rezagos ARCH y b el número de rezagos GARCH del modelo.

Parámetros y Estimación:

1. Para identificar la existencia de heteroscedasticidad o, más específicamente, un comportamiento tipo ARCH para los errores de una ecuación cualquiera, se utiliza el test ARCH propuesto por Engle (1982). Este se basa en una regresión de mínimos cuadrados ordinarios del error sobre su(s) rezago(s):

$$\varepsilon_t^2 = c + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2\varepsilon_{t-2}^2 + \alpha_3\varepsilon_{t-3}^2 + \dots + \alpha_n\varepsilon_{t-n}^2$$

y se evalúa si los coeficientes de los errores al cuadrado rezagados son conjuntamente iguales a cero. Si no lo son, el error presenta un proceso ARCH.

2. Para determinar los parámetros a y b del proceso GARCH se pueden interpretar las funciones de correlación y correlación parcial de los residuos al cuadrado respecto de sus rezagos.
3. La estimación final del modelo se realiza para el modelo ARIMA y GARCH en forma conjunta a través de una estimación de máxima verosimilitud, suponiendo que los *shocks* ε_t tienen una distribución normal. Para una presentación pormenorizada ver Hamilton (1994).

riodo, basándose en la información contenida en la serie en los períodos anteriores y así obtener la serie de errores de pronóstico. La utilización de un modelo GARCH, por su parte, permite obtener una serie temporal de la varianza de los errores que sirve como aproximación a la incertidumbre. Existe la presunción de que un *shock* positivo en la tasa de inflación genera un grado mayor de incertidumbre futura que el que produce un *shock* negativo. Para capturar este fenómeno se incorpora en la estimación un modelo TGARCH o GARCH con umbral¹¹.

Orden de Integración del IPC

El primer paso para determinar el modelo empírico que se utilizará para el índice de precios es asegurar que la serie que se modela sea estacionaria, es decir, integrada de orden cero o $I(0)$ (ver recuadro 1). Variables con un orden de integración mayor tienen asociadas una varianza explosiva (infinita), por lo que no tiene sentido considerar estas varianzas como medidas de incertidumbre. Por el contrario, cuando una serie es estacionaria, su varianza está bien definida, es finita y tiene sentido como medida de incertidumbre.

La tabla 1 presenta los habituales tests ADF y de Phillips-Perron para la serie de IPC. Esta variable en niveles, el nivel de precios agregado, resulta ser no estacionaria para el período bajo análisis y las dos submuestras consideradas. La primera diferencia, en cambio, sí es estacionaria para el período completo y para ambas submuestras, con una significancia del 1%. Estas conclusiones se refuerzan con los resultados del test de Phillips-Perron. En adelante, por lo tanto, se utiliza la tasa de inflación mensual como la variable que se busca predecir.

Proceso ARIMA

Una vez verificada la estacionariedad de la primera diferencia del IPC, la inflación, se procede a identificar el proceso ARMA más adecuado. A través de un análisis de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial, se concluyó que el proceso más adecuado para el período bajo análisis, es uno

autorregresivo de primer y cuarto orden. Para las dos submuestras se considera un proceso autorregresivo de primer orden. Adicionalmente, para los tres períodos bajo análisis, se considera un componente es-

TABLA 1

Tests de Raíz Unitaria

	ADF	Phillips-Perron
1934-1997		
LIPC	-1.84	-1.74
$\Delta\%$ IPC	-4.67	-14.23
1934-1971		
LIPC	-2.65	-2.76
$\Delta\%$ IPC	-7.82	-14.27
1977-1997		
LIPC	-1.52	-1.79
$\Delta\%$ IPC	-5.51	-10.11
Valor Crítico al 10%	-3.97	-3.97
Valor Crítico al 5%	-3.42	-3.42
Valor Crítico al 1%	-3.13	-3.13

Notas: (1) Tests de Dickey y Fuller aumentado y de Phillips-Perron.
(2) Logaritmo del IPC y tasa de inflación mensual
(3) Los tests incluyen constante y tendencia.

TABLA 2

Inflación: Estimación del Modelo ARIMA

$$\text{Modelo 1934-1997: } \pi_t = c + \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_4 \pi_{t-4} + \phi_{12} \pi_{t-12} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 1977-1997: } \pi_t = c + \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_{12} \pi_{t-12} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 1934-1971: } \pi_t = c + \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_{12} \pi_{t-12} + \varepsilon_t$$

	1934-1997	1934-1971	1977-1997
Constante	0.03 (0.008)	0.01 (0.002)	0.02 (0.002)
ϕ	0.31 (0.032)	0.43 (0.052)	0.34 (0.044)
ϕ_4	0.27 (0.033)		
ϕ_{12}	0.25 (0.032)	0.24 (0.036)	0.26 (0.043)
R ² Ajustado	0.44	0.43	0.24
Nº de Observaciones	756	246	444
Test ARCH(1)	18.86	20.90	16.83
Probabilidad Test ARCH	0.00%	0.00%	0.00%

Nota: Los errores estándar se indican entre paréntesis.

¹¹ Ver recuadro 2 para una breve introducción a este tipo de modelos.

tacional, reflejado en el término rezagado en 12 meses. Por lo tanto, para la muestra completa, la ecuación que explica la evolución de la inflación mensual está dada por:

$$p_t = c + \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_4 \pi_{t-4} + \phi_{12} \pi_{t-12} + \varepsilon_t$$

donde π_t es la tasa de inflación del período t y ε_t es un término aleatorio. Para el caso de las dos submuestras separadas la ecuación a estimar es:

$$\pi_t = c + \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_{12} \pi_{t-12} + \varepsilon_t$$

Los resultados de la estimación se reportan en la tabla 2, junto con los estadísticos de un test que evalúa si la varianza de ε_t es constante (test ARCH(1)). El test muestra que es posible rechazar la hipótesis nula

de no existencia de un proceso con varianza constante con un alto nivel de significancia, para todas las muestras, por lo que corresponde modelar el proceso de varianza condicional.

Modelo TGARCH

En base a los correlogramas y correlogramas parciales de los residuos al cuadrado de los modelos ARIMA estimados, se concluyó que el modelo GARCH más adecuado para la serie en cuestión es uno del tipo GARCH(1,1) para ambas submuestras, a lo cual se añade la posibilidad de asimetrías en el efecto de los errores en el cálculo del proceso de la varianza (TGARCH). La ecuación que describe la evolución de la varianza del error ε_t está dada por:

$$\sigma_t^2 = \omega + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda \sigma_{t-1}^2 + \tau \varepsilon_{t-1}^2 d_t,$$

con $d_t = 1$ si $\varepsilon_{t-1} < 0$ y $d_t = 0$ si $\varepsilon_{t-1} \geq 0$.

Los resultados de la estimación conjunta de ambas ecuaciones para los tres períodos considerados, se reporta en la tabla 3. En este caso no se puede rechazar la hipótesis nula de varianza constante para los residuos del modelo completo, normalizados por la varianza condicional. Esto indica que se ha identificado un modelo adecuado para capturar los movimientos de la varianza del error de pronóstico. Los parámetros obtenidos permiten construir y graficar la desviación estándar condicional de los errores de pronóstico de la inflación mensual. Esta desviación condicional es una aproximación, a partir del modelo planteado, de la incertidumbre inflacionaria. Esta incertidumbre sobre la variación de la inflación es, a su vez, un estimador de la incertidumbre sobre el nivel de los precios del siguiente período.

Cabe destacar, por último, que el parámetro correspondiente al componente de umbral resulta significativamente menor que cero en los tres casos y similar en magnitud al parámetro del componente ARCH en la muestra completa y la submuestra 1977-1997. Esto indica que en Chile las caídas inesperadas de la inflación tienen menor impacto sobre la incertidumbre que las alzas inesperadas. Por lo

TABLA 3

Inflación: Estimación del Modelo ARIMA-TGARCH

Modelo Inflación: $\pi_t = c + \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_4 \pi_{t-4} + \phi_{12} \pi_{t-12} + \varepsilon_t$,
para la muestra completa.

$\pi_t = c + \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_{12} \pi_{t-12} + \varepsilon_t$,
para cada submuestra.

Modelo Varianza: $\sigma_t^2 = \omega + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda \sigma_{t-1}^2 + \tau \varepsilon_{t-1}^2 d_t$, con
 $d_t = 1$ si $\varepsilon_{t-1} < 0$ y $d_t = 0$ si $\varepsilon_{t-1} \geq 0$

	1934-1997	1934-1971	1977-1997
Constante	0.010 (0.002)	0.009 (0.002)	0.018 (0.002)
ϕ	0.362 (0.024)	0.499 (0.053)	0.286 (0.042)
ϕ_4	0.126 (0.038)		
ϕ_{12}	0.301 (0.024)	0.254 (0.032)	0.263 (0.041)
ω	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
χ	0.363 (0.027)	0.471 (0.094)	0.186 (0.058)
λ	0.833 (0.008)	0.666 (0.064)	0.552 (0.131)
τ	-0.287 (0.031)	-0.287 (0.112)	-0.164 (0.058)
Nº de Observaciones	756	246	444
Test ARCH(1)	0.404	0.537	2.251
Probabilidad Test ARCH	52.5%	46.4%	13.4%

Nota: Los errores estándar se indican entre paréntesis.

tanto, la inflación impone un costo adicional al de elevar la incertidumbre: aun cuando la economía viva un proceso de inflación transitoria, a la vuelta a niveles bajos de inflación, la incertidumbre continúa siendo por algún tiempo más elevada que inicialmente.

INFLACIÓN E INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA EN CHILE

Evolución de la Incertidumbre Inflacionaria

La incertidumbre inflacionaria en Chile, de acuerdo con la aproximación propuesta, ha variado en forma considerable durante el período en estudio (ver gráfico 2). Desde la segunda mitad de la década de los treinta hasta fines de los años cincuenta, la incertidumbre tiende a subir en términos promedio desde niveles de 1.5 puntos porcentuales (p.p.) anuales hasta niveles de 3.5 p.p. Durante los primeros años de la década de los sesenta, junto al primer plan de estabilización basado en la fijación del tipo de cambio, la incertidumbre cae considerablemente, registrando un mínimo de 0.8 p.p. durante 1962. Sin embargo, esta situación tiene una corta duración y la incertidumbre se vuelve a incrementar lentamente hacia mediados de la década. A principios de los setenta, junto con un incremento sustantivo en la tasa de inflación, la incertidumbre aumenta explosivamente, alcanzando un valor máximo histórico de casi 80 p.p. a fines de 1974. Ello sugiere que la crisis hiperinfla-

cionaria fue intensificada por una crisis de incertidumbre. Luego, coincidiendo con la implementación de un tipo de cambio nominal fijo, la incertidumbre disminuyó persistentemente junto con el nivel de la inflación, acercándose a 1 p.p. durante 1978 y manteniéndose en torno a esa cifra hasta finales de 1982.

En el período comprendido entre mediados de la década de los ochenta hasta el presente, se observa que la incertidumbre inflacionaria ha mostrado un nivel relativamente bajo y estable en torno a 1 p.p. Mayo-

GRÁFICO 2

Inflación e Incertidumbre, Muestra 1934-1997

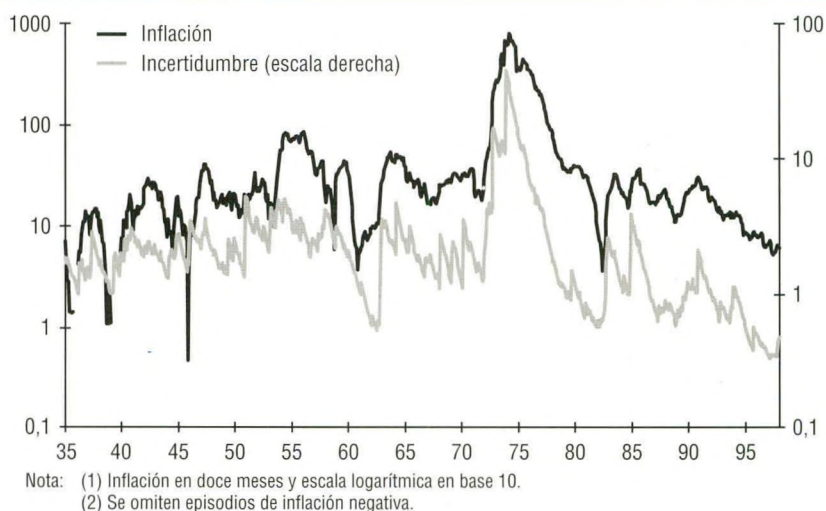
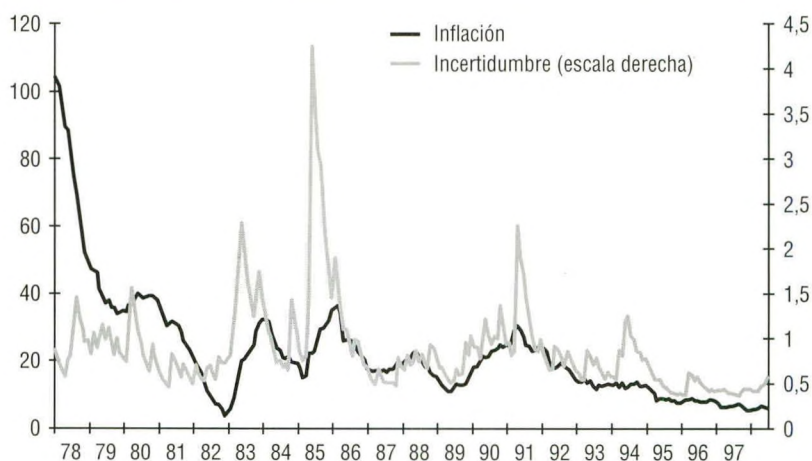


GRÁFICO 3

Inflación e Incertidumbre, Submuestra 1977-1997



res niveles de incertidumbre se observan para fines de 1984, principios de 1985 y para el año 1991. Desde fines del año 1993, se aprecia una caída persistente de la incertidumbre, alcanzando hacia finales del período observado un mínimo para la muestra, levemente inferior a 0.8 p.p. El promedio de la desviación estándar condicional para la muestra completa es de 2.5 p.p. y de 1.7 p.p. si exceptuamos los años 1972 a 1976.

El gráfico 3 presenta los resultados de la estimación de incertidumbre para la submuestra 1977-1997. Se aprecia que los resultados son cualitativamente similares a los de la muestra completa, aunque los valores de la desviación estándar condicional son sistemáticamente menores. Según estos resultados, la incertidumbre se encuentra por debajo de 1 p.p. durante el período, a excepción de un pequeño rebrote a fines de 1982, en que se superan los 2 p.p.; un rebrote mayor a fines de 1984 y principios de 1985, alcanzando 4 p.p., y otro incremento hasta 2 p.p. a fines de 1990. A partir de 1994 la incertidumbre cae persistentemente, alcanzando niveles estables, en torno a 0.5 p.p. a partir de 1995.

Finalmente, el gráfico 4 presenta los resultados de la estimación de incertidumbre para la submuestra histórica 1934-1971. Se aprecia que en este período la

incertidumbre inflacionaria es mayor en nivel y volatilidad que para la submuestra anterior. La incertidumbre tiene un piso de alrededor de 1.7 p.p. y tiene diversos períodos de alza que coinciden temporalmente con los aumentos en el nivel de inflación.

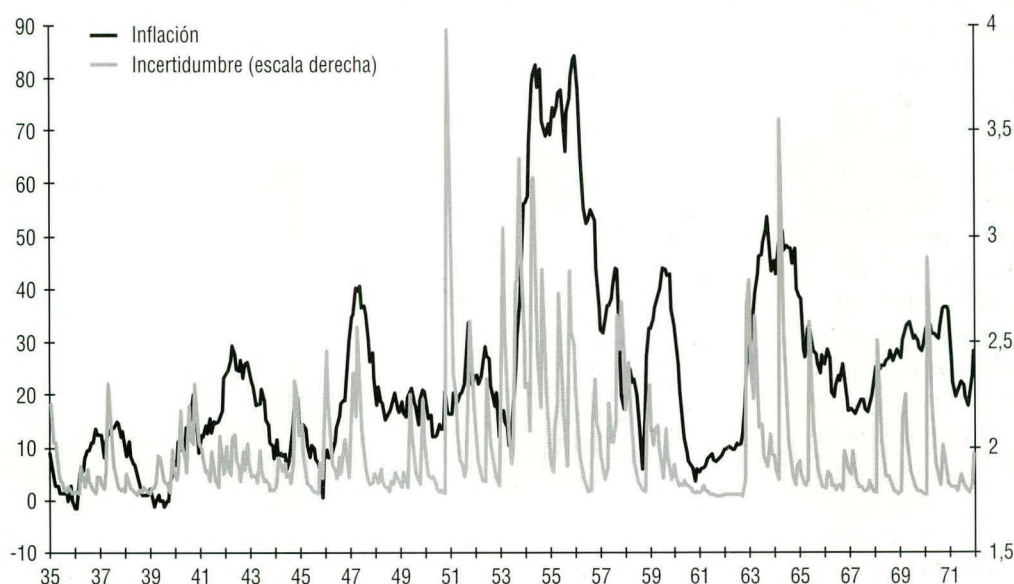
Correlación y Precedencia Temporal

¿Está la incertidumbre inflacionaria relacionada con el nivel de la tasa de inflación? En los gráficos 2, 3 y 4 se puede apreciar que el nivel de inflación y nuestra medida de incertidumbre inflacionaria guardan una estrecha relación entre sí. El gráfico 5 complementa esta apreciación mostrando las observaciones de inflación e incertidumbre para los tres períodos bajo análisis. El gráfico incluye, además, la recta de la estimación de una regresión lineal entre ambas variables. Se observa que para el período completo existe una clara relación positiva entre ambas variables. Aun excluyendo aquellos años en los cuales la inflación en doce meses fue superior al 100%, como se hace en las submuestras 1977-1997 y 1934-1971, se mantiene una relación positiva.

Una evaluación más formal de esta relación se presenta en la tabla 4 con los resultados de estimaciones del ajuste global de una regresión lineal entre ambas

GRÁFICO 4

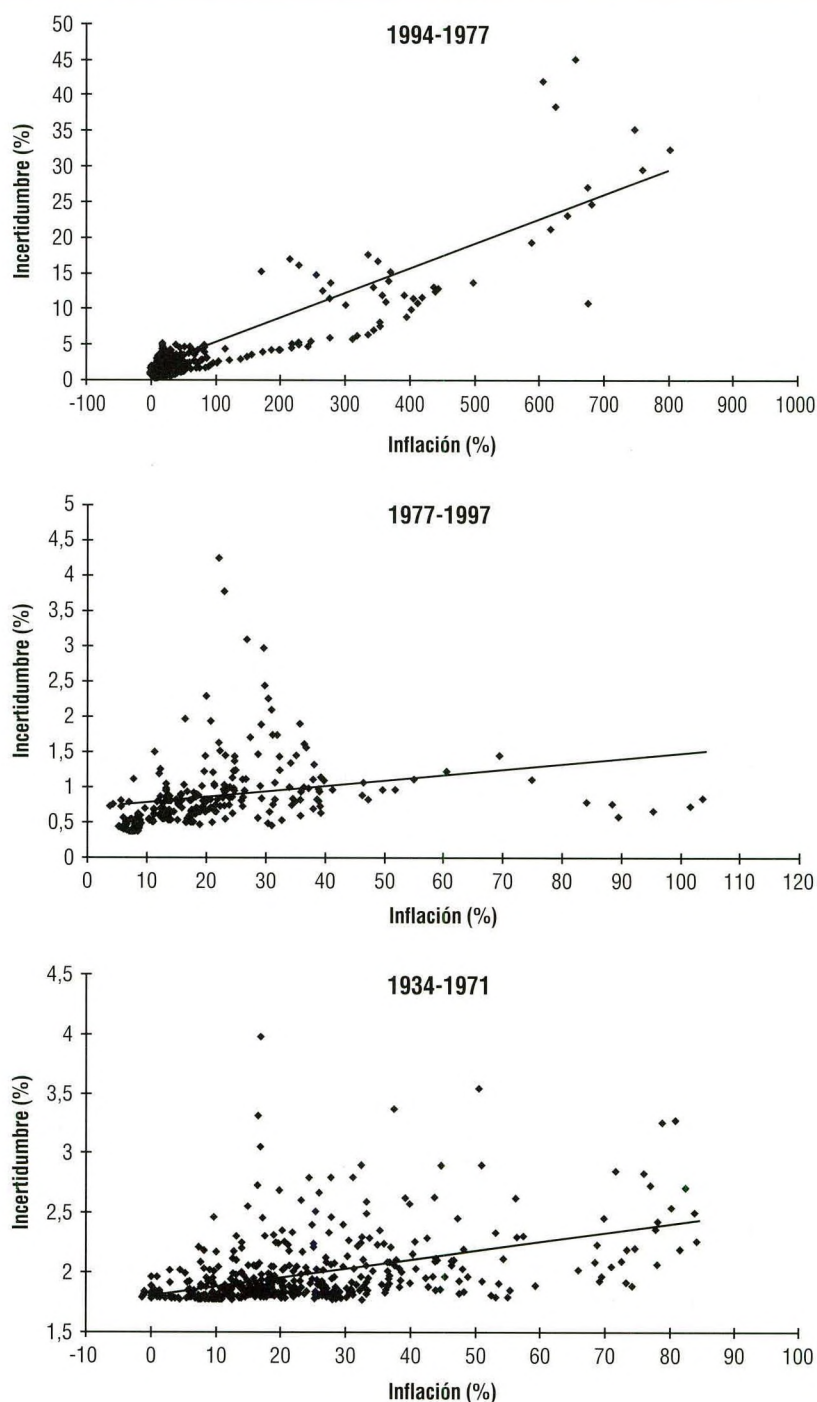
Inflación e Incertidumbre, Submuestra 1934-1971



Inflación e Incertidumbre

variables. Se puede apreciar que el parámetro de la pendiente (β), que indica precisamente si existe una correlación entre ambas variables, es altamente significativo tanto para la muestra como para cada submuestra. Cabe destacar además que el ajuste global (medido por el R^2 ajustado) es relativamente bajo en las muestras de inflación moderada y bastante elevado en la muestra completa. Esto indica que a tasas de inflación moderada los niveles de dicha variable no explican una alta proporción del comportamiento de la incertidumbre inflacionaria, aunque sí existe una relación estadística entre ambas variables. En cambio, a niveles de inflación elevada, una parte importante de la evolución de la incertidumbre se explica por el nivel de la tasa de inflación.¹²

En suma, los resultados sugieren que, para el caso chileno, una mayor inflación se acompaña de una mayor incertidumbre inflacionaria. En este sentido, la experiencia histórica indica que un esfuerzo por reducir el nivel de la inflación conlleva una reducción significativa en la incertidumbre inflacionaria. La disminución en la tasa de inflación, así como en la incertidumbre inflacionaria



¹² Se estimaron adicionalmente especificaciones no lineales para la relación entre inflación e incertidumbre pero no se encontraron resultados que difieran significativamente de la versión lineal.

observada en los noventa son prueba de ello.

Una última interrogante se refiere a si cambios en la tasa de inflación preceden temporalmente a los cambios en la incertidumbre inflacionaria. Ello puede

TABLA 4

Relación entre Incertidumbre Inflacionaria y Nivel de Inflación

$$\text{Modelo: } \sigma^2 = \alpha + \beta \pi_t$$

	1934-1997	1934-1971	1977-1997
α	0.922 (0.077)	0.708 (0.054)	1.823 (0.021)
β	0.036 (0.001)	0.008 (0.002)	0.007 (0.001)
R^2 Ajustado	0.80	0.06	0.18

Nota: (1) Estimación basada en mínimos cuadrados ordinarios.
(2) Los errores estándar se indican entre paréntesis.

TABLA 5

Incetidumbre Inflacionaria y Nivel de Inflación: Test de Causalidad a la Granger

	Estadístico- F	Probabilidad
1934-1997	307.36	0.0000
1977-1997	20.69	0.0000
1934-1971	52.48	0.0000

Nota: La hipótesis nula es que la incertidumbre no es causada a la Granger por la inflación

verificarse fácilmente utilizando un test de causalidad a la Granger, que, en términos estrictos, examina si la evolución pasada de una variable entrega información sobre la evolución futura de otra. La tabla 5 presenta los resultados de dicho test para las tres muestras en estudio, y se aprecia que se rechaza con alta significancia estadística la hipótesis nula de no causalidad (a la Granger) desde la inflación hacia la medida de incertidumbre (el test en el sentido contrario no es relevante para el tema en estudio). Es decir, existe evidencia de que una mayor inflación precede temporalmente una mayor incertidumbre inflacionaria, corroborándose así, para el caso chileno, la hipótesis sostenida por Friedman, entre otros.

CONCLUSIONES

Aplicando técnicas de series de tiempo, este trabajo presentó una estimación de la incertidumbre inflacionaria en Chile que permite estudiar su evolución y relación con el nivel de inflación. La aproximación

de incertidumbre obtenida muestra que ésta ha sido altamente variable a través del período analizado. Dos de estos períodos son destacables: por un lado, la crisis inflacionaria de principios de la década de los setenta fue acompañada de una gran incertidumbre inflacionaria, según la medida obtenida. A principios de 1974, mientras la inflación en doce meses llegaba a más de 800%, la desviación estándar de los errores de predicción eran de más de 30 p.p. Esto significa que en ese tiempo un intervalo de 95% de confianza para la predicción de la inflación a un año plazo tenía un ancho de 120%. Por otra parte, durante los últimos años, se observa la menor tasa de inflación de las últimas décadas y la incertidumbre inflacionaria alcanza valores históricamente bajos. Entre 1993 y 1997, la tasa de inflación en doce meses disminuyó desde 12 a 6%, y la incertidumbre inflacionaria promedio fue algo mayor que 0.5 p.p. Un intervalo de confianza de este período habría tenido un ancho de sólo 2%.

Por lo tanto, la reducción de la tasa de inflación trae un beneficio nítido de menor incertidumbre inflacionaria, cuantificado en este trabajo para el caso chileno. Este resultado corrobora los beneficios de una conducción de la política monetaria principalmente orientada a reducir la inflación.

REFERENCIAS

- Akerlof, G. A., W. Dickens y G. L. Perry (1996). "The Macroeconomics of Low Inflation." *Brookings Papers on Economic Activity* 0(1): 1-59.
- Baillie, R. T., C. Ching-Fan y M. Tieslau (1996). "Analysing Inflation by the Fractionally Integrated ARIMA-GARCH Model." *Journal of Applied Econometrics* 11(1): 23-40.
- Ball, L. (1992). "Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?" *Journal of Monetary Economics* 29(3): 371-88.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity." *Journal of Econometrics* 31: 307-27.
- Carlson, J. A. (1977). "A Study of Price Forecasts." *Annals of Economics and Social Measurement* 6(1): 27-56.

- Card, D. y D. Hyslop (1996). "Does Inflation 'Grease the Wheels of the Labor Market'?" NBER Working Paper N° 5538, abril.
- Cosimano, T. F. y D. W. Jansen (1988). "Estimates of the Variance of US Inflation Based upon the ARCH Model: A Comment." *Journal of Money, Credit, and Banking* 20(3): 409-42.
- Cukierman, A. y P. Wachtel (1979). "Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation." *American Economic Review* 69(4): 595-609.
- Cukierman, A. y P. Wachtel (1982). "Inflationary Expectations and Further Thoughts on Inflation Uncertainty." *American Economic Review* 72(3): 355-67.
- Della Mea, H. y A. Peña, (1996). "Explorando la Incertidumbre Inflacionaria: 1973-1985." *Revista de Economía del Banco Central de Uruguay* 3(2): 19-40.
- Engle, R. F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation." *Econometrica* 50(4): 987-1007.
- Engle, R. F. (1983). "Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model." *Journal of Money, Credit, and Banking* 15(3): 286-301.
- Evans, M. (1991). "Discovering the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty." *Journal of Money, Credit, and Banking* 23(2): 169-84.
- Feldstein, M. (1996). "The Costs and Benefits of Going from Low Inflation to Price Stability." Mimeo, NBER, diciembre.
- Fischer, S. (1996). "Why Are Central Banks Pursuing Long-Run Price Stability?" en *Achieving Price Stability*. Federal Reserve Bank of Dallas Symposium. Wyoming, EE.UU.: Jackson Hole.
- Fischer, S. (1995). "Modern Approaches to Central Banking." NBER Working Paper N° 5064, marzo.
- Fischer, S. (1981). "Towards an Understanding of the Costs of Inflation: II." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 15: 5-42.
- Fischer, S. y F. Modigliani (1978). "Towards an Understanding of the Real Effects and Costs of Inflation." *Weltwirtschaftliches Archiv* 114(4): 810-32.
- Foster, E. (1978). "The Variability of Inflation." *Review of Economics and Statistics* 6(3): 346-50.
- Friedman M. (1977). "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment." *Journal of Political Economy* 85(3): 451-72.
- Golob, J. E. (1994). "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?" *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* (3rd Quarter): 27-38.
- Groshen, E. y M. Schweitzer (1997). "Identifying Inflation's Grease and Sand Effects in the Labor Market." NBER Working Paper N° 6061.
- Hamilton, J. D. (1994). *Times Series Analysis*. Princeton, EE.UU.: Princeton University Press.
- Holland, A. S. (1993). "Inflation Regimes and the Source of Inflation Uncertainty: A Comment." *Journal of Money, Credit, and Banking* 25(3): 514-20.
- Khan, M. S. (1977). "The Variability of Expectations in Hyperinflations." *Journal of Political Economy* 85(4): 817-27.
- Klein, B. (1977). "The Demand for Quality-Adjusted Cash Balances: Price Uncertainty in the U.S. Demand for Money Function." *Journal of Political Economy* 85(4): 697-715.
- Landerretche, O., F. Lefort y R. Valdés (1998). "Causas y Consecuencias de la Indización: Una Revisión de la Literatura" Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile N° 30, abril.
- Landerretche, O. y R. Valdés (1997). "Indización: Historia Chilena y Experiencia Internacional" Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile N° 21, octubre.
- Landerretche O. (1998). "Principales Innovaciones en el IPC Base 1998." Mimeo, Banco Central de Chile, marzo.
- Lefort, F. (1998). "Sesgo de Sustitución en el IPC." *Economía Chilena*, este número.
- Logue, D. y T. Willett (1976). "A Note on the Relation between the Rate and Variability of Inflation." *Economica* 43(17): 151-58.
- Okun, A. (1971). "The Mirage of Steady Inflation." *Brookings Papers on Economic Activity* (0)2: 485-98.
- Schmidt-Hebbel, K y P. Marshall (1981). "Revisión del IPC para el Período 1970-1980. Una Nota." Documento N° 176, Departamento de Estudios, Empresas BHC.
- Tobin, J. (1972). "Inflation and Unemployment." *American Economic Review* 62(1): 1-18.
- Wachtel, P. (1977). "Survey Measures of Expected Inflation and Their Potential Usefulness." En *Analysis of Inflation 1965-1974*, editado por J. Popkin. Cambridge, Mass., EE.UU.: Ballinger.