

F
0286



**BANCO CENTRAL
DE LA REPUBLICA DOMINICANA**



**CENTRO DE ESTUDIOS
MONETARIOS LATINOAMERICANOS**

XXXII

**REUNION DE TECNICOS
DE BANCOS CENTRALES DEL CONTINENTE AMERICANO**

**MEETING OF TECHNICIANS
OF CENTRAL BANKS OF THE AMERICAN CONTINENT**

**EXPLORANDO LA INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA:
1973-1995**

*UMBERTO DELLA MEA
ALEJANDRO PEÑA*

BANCO CENTRAL DEL URUGUAY

13 al 17 de noviembre de 1995 - Santo Domingo, República Dominicana
November 13-17, 1995 - Santo Domingo, Dominican Republic

F
0286

BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA DOMINICANA
BIBLIOTECA

02-015

**EXPLORANDO LA INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA:
1973-1995**

*UMBERTO DELLA MEA
ALEJANDRO PEÑA*

BANCO CENTRAL DEL URUGUAY

Explorando la incertidumbre inflacionaria: 1973-1995.

Umberto Della Mea
Alejandro Pena

Banco Central del Uruguay
Area de Investigaciones Económicas
P.O.Box 1467, 11000 Montevideo, URUGUAY.

Resumen.

Este documento realiza una primera aproximación, con base en la experiencia uruguaya, a las relaciones entre la tasa de inflación y su nivel de incertidumbre. El objetivo es verificar si la evidencia apoya la creencia usual de que tasas más elevadas de inflación dificultan su predictibilidad.

Las estimaciones realizadas permiten construir un perfil temporal de la incertidumbre período-a-período durante las últimas dos décadas. El análisis de causalidad sustenta efectivamente la hipótesis de que las tasas más elevadas de inflación causan *-en el sentido de Granger-* niveles más elevados de incertidumbre.

Abstract.

This document is a first approach, based on the uruguayan experience, to the relationship between the rate of inflation and its uncertainty. It aims to assess whether the empirical evidence supports the usual belief that higher inflation rates are more difficult to predict.

Our estimates allow to build a time profile for period-to-period uncertainty during the last two decades. The analysis of causality supports the usual assumption that higher rates of inflation cause *-in Granger's sense-* higher levels of uncertainty.

JEL: E31.



1. Introducción.

En este trabajo realizaremos una primera aproximación -con base en la experiencia uruguaya- al problema de la relación entre la tasa de inflación y su nivel de *incertidumbre*, entendida como el nivel de dificultad en su predicción. El objetivo es determinar si la afirmación usual de que tasas más elevadas de inflación están asociadas a mayores niveles de incertidumbre es empíricamente verificable. Dado que este argumento ha sido -entre otros- repetidamente utilizado para fundamentar la necesidad de bajar la tasa de inflación a niveles de un dígito, acordes con los estándares internacionales, parece razonable comenzar a explorar la evidencia empírica sobre el tema.

No fue sino mucho después del trabajo pionero de Bailey [1956] sobre el costo de las finanzas inflacionarias, que buena parte de la investigación reconoció que muchos de los peores efectos de la inflación están ligados a su imperfecta predictibilidad. La incertidumbre que puedan tener los agentes económicos acerca de cual será el valor futuro de la tasa de inflación, además de dificultar el cálculo económico, supone importantes costos sociales. Estos costos se manifiestan, siguiendo a Golob [1994], tanto *ex-ante* como *ex-post*. En particular, los costos *ex-ante* producen alteraciones en la conducta y las percepciones de los agentes económicos, las que se traducen a su vez en:

- i. un incremento de las tasas de interés, al incorporar el riesgo derivado del error de estimación de los niveles futuros de inflación, afectando variables macroeconómicas relevantes como la formación de capital, el nivel de actividad y el nivel de empleo ⁽¹⁾.
- ii. un mayor riesgo asociado a los resultados que se derivan de los contratos que se celebren sin indexación, lo cual también induce una reducción en la actividad económica.
- iii. una mayor asignación de recursos destinada a estimar y cubrirse de la inflación futura.

Esta visión es complementaria a la tradicional visión de Friedman [1977], quién en su momento puso el acento en los efectos de la volatilidad de la inflación

¹ La relación empírica entre el nivel de incertidumbre y las variables económicas, principalmente el nivel de actividad, ha sido investigada en una multiplicidad de trabajos, aunque sin resultados robustos. Es el caso de Watchel [1977], Mullineaux [1980], Levi y Makin [1980], y más recientemente, Jansen [1989]. En general, los resultados se muestran muy sensibles a la elección del período estudiado y ante cambios en la especificación del modelo.

sobre el producto y el empleo, estableciendo que los precios de mercado en estas circunstancias serían menos eficientes para coordinar la actividad económica. En efecto, si el nivel general de precios es estable o si sube a una tasa dada y conocida, es relativamente fácil extraer la señal de los precios relativos a partir de los precios absolutos; en tanto que cuanto mayor sea la volatilidad de la inflación, tanto más difícil será extraer correctamente esta señal, con su consecuente costo en términos de eficiencia.

Por otra parte, los costos *ex-post* derivados del nivel de incertidumbre están principalmente relacionados con el error de predicción de la inflación, una vez que la misma se produjo: estos errores traen como consecuencia transferencias no previstas de riqueza entre las partes de los contratos, las que resultan muy difícil de evaluar objetivamente a nivel macroeconómico.

Algunos autores se han referido -un tanto indistintamente- a la variabilidad o a la incertidumbre de la inflación, tal vez porque aquella es usualmente tomada como una *proxy* de ésta. No obstante, correspondería establecer una distinción entre incertidumbre y variabilidad de la inflación.

La variabilidad de la inflación es un concepto *ex-post*, que tiene que ver con los valores que toma la tasa de inflación período-a-período, y sus fluctuaciones en torno a un valor medio. En particular, puede asociarse al concepto de varianza de la serie en un intervalo de tiempo. Ahora bien, suponiendo que dicha varianza sea muy grande, lo anterior 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 por el cual no pueda coexistir una alta variabilidad con una baja incertidumbre de la tasa de inflación, aunque en principio eso no sea lo normal. La incertidumbre es un concepto *ex-ante* y subjetivo, que depende intrínsecamente de las características del proceso generador de expectativas.

La variabilidad de la tasa de inflación fue utilizada durante mucho tiempo, a falta de un modelo mejor, como una aproximación a la incertidumbre. Entre esos casos merece destacarse el seminal trabajo de Okun [1971], quien encontró que muchos países que con altas tasas de inflación presentaban también una mayor variabilidad de la misma, concluyendo entonces que existía una relación positiva entre ambas. Medidas de variabilidad como aproximación a la incertidumbre también fueron posteriormente utilizadas, entre otros, por Klein [1977] y Khan [1977].

Las formas de evaluar el nivel de incertidumbre, a su vez, están muy relacionadas con la metodología utilizada para el estudio del problema. A este respecto, es posible distinguir dos grandes vertientes:

- i. La primera consiste en aproximar una medida directa de la incertidumbre. Por ejemplo, colocando encuestas entre los principales operadores económicos, en donde se les pide que realicen una predicción de la inflación para uno o varios períodos futuros. Cukierman y Wachtel [1982], por ejemplo, proponen como medida de incertidumbre al error cuadrático medio cometido por los pronosticadores en la encuesta. Lo que se hace, entonces, es estudiar la relación que tiene este error cuadrático medio con la tasa de inflación. Respecto a este punto, cabe destacar que en Estados Unidos existen varias encuestas de tipo permanente: una de las más utilizadas a efectos de realizar estos estudios es la denominada *Livingston survey*, que es organizada por el Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- ii. La otra forma de estudiar el problema es ajustándole algún modelo econométrico, univariante o multivariante, a la serie de precios. Por ejemplo, un modelo de series temporales puede permitir identificar el proceso estocástico a partir del cual se generan dichas observaciones. En esta modalidad, a partir de los trabajos pioneros de Engle [1982,1983], se ha trabajado con procesos estocásticos en donde la varianza condicional de la serie ya no es constante, sino que es variable con el tiempo: es lo que se conoce en la literatura como procesos ARCH. La varianza condicional del modelo así definido constituye una aproximación a la incertidumbre del proceso inflacionario que se esta considerando.

Una vez determinada una medida de incertidumbre, resta el problema de analizar la existencia de una asociación entre ésta y el nivel actual de la inflación. Esta relación entre ambas variables ha sido empíricamente evaluada en una multiplicidad de estudios, principalmente desde finales de la década de los 70s. Los resultados, sin embargo, no han sido concluyentes.

Una parte de esos estudios se han basado en encuestas de tipo permanente, como los *Livingston* y *Michigan surveys*. En base a las mismas, diversos autores como Wachtel [1977], Carlson [1977], y Cukierman y Wachtel [1979] han encontrado una relación positiva entre el nivel de la inflación y la incertidumbre del proceso. Entre los autores que se han aproximado al tema a través de modelos de series de tiempo, los resultados son menos homogéneos: Engle [1983], aplica por primera vez un modelo ARCH para estudiar la inflación en los EEUU, trabajando sobre la base de diferentes índices de precios. La varianza condicional de este modelo, utilizada como medida de la incertidumbre de la tasa de inflación, resultó ser en los años 70s un poco mayor que en los años 60s, pero bastante menor a las que se registró en los años 40s y 50s, durante los cuales la tasa de inflación fue muy moderada. Resultados similares son encontrados por Cosimano y Jansen [1988], con algunas diferencias metodológicas en el tratamiento del tema.

Más recientemente, Holland [1993] pasa revista a un grupo de trabajos que han estudiado la relación entre incertidumbre y tasa de inflación, clasificándolos en dos grupos: los que han utilizado modelos con parámetros constantes en el tiempo, y los que no han impuesto esta restricción. Su revisión de la literatura concluye en que prácticamente todos los autores del primer grupo han encontrado una relación poco significativa entre la tasa de inflación y el nivel de incertidumbre, en tanto que la mayor parte de los trabajos pertenecientes al segundo grupo identifican una fuerte correlación entre ambas variables. Entre el primer grupo de trabajos, podríamos incluir los ya mencionados de Engle [1982], y Cosimano y Jansen [1988]. Dentro del segundo grupo de trabajos, merece citarse el de Evans [1991], quien utiliza un modelo de predicción univariante con parámetros variables, combinado con residuos ARCH.

Si bien los modelos ARCH sólo permiten en principio una proyección del error estándar condicional como aproximación de corto plazo, Evans considera que la incertidumbre de la inflación puede tener diferentes consecuencias, según se consideren decisiones de tipo temporal o intertemporal. Las decisiones de tipo temporal son las que van a ser influenciadas por la varianza condicional período-a-período, que es la que surge de estos modelos. En contraste, esta varianza tendrá muy poco impacto en las decisiones intertemporales (e.g., decisiones de inversión), las cuales no pueden ser revisadas o alteradas sin un alto costo. Esto sugiere que esta clase de decisiones serán afectadas más bien por variaciones de la varianza condicional de la inflación de equilibrio de *steady-state*. Por ello, también construye una estimación de esta varianza, como medida alternativa a la clásica varianza condicional período-a-período.

En el marco de su modelo, Evans no encuentra una correlación significativa entre la tasa de inflación y la varianza condicional período-a-período, en un horizonte de corto plazo. No obstante, ésta aparece si se considera la varianza condicional de la tasa de inflación de equilibrio de *steady-state*. En un trabajo posterior, trabajando una vez más sobre la base de parámetros variables, Evans y Wachtel [1993] encuentran una fuerte relación negativa entre la incertidumbre inflacionaria y el nivel de actividad, lo cual refuerza nuestro interés en el tema.

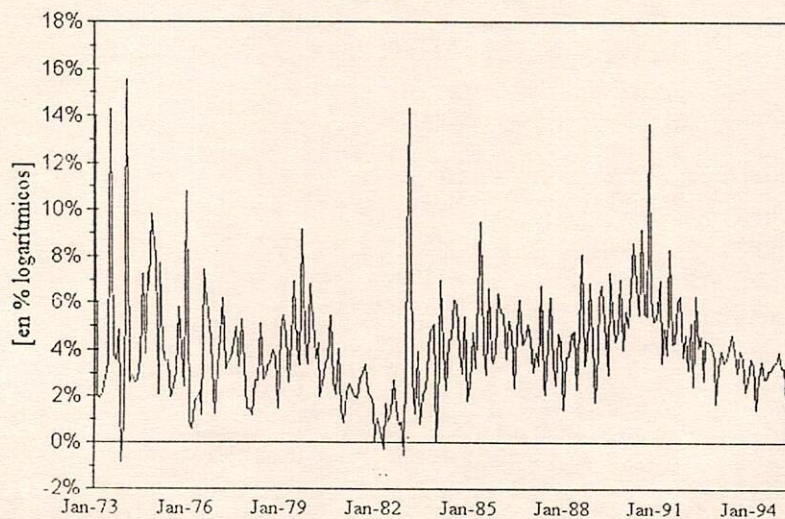
Dentro del conocimiento de los autores, el problema de la medición de la incertidumbre inflacionaria, y su relación con el nivel de inflación, no ha sido sistemáticamente abordado en el caso uruguayo. Si bien el tema reaparece periódicamente como objeto de múltiples de análisis periodísticos, no parece haberse publicado hasta el momento trabajo alguno que aborde directamente el punto de un modo sistemático.

Por este motivo, y dado la relevancia del tema, nos ha parecido prudente realizar una primera aproximación al mismo a partir de este documento. Nuestro trabajo se organiza como sigue: en la sección 2, se analizan las propiedades univariantes de la serie del Índice General de Precios al Consumo. En las secciones 3 y 4 se estiman dos diferentes modelos para la varianza condicional: un modelo de incertidumbre, y un modelo simple de variabilidad que utilizaremos como referencia. Finalmente, en la sección 5 analizaremos las relaciones de causalidad entre el nivel de inflación y la incertidumbre, resumiendo las principales conclusiones.

2. Acerca de las propiedades univariantes del Índice General de Precios al Consumo.

Nuestra investigación se centra en la tasa de inflación mensual, definida como las diferencias logarítmicas del Índice General de Precios al Consumo (IPC), elaborado por el Instituto Nacional de Estadística. El período de cobertura abarca desde 1973:01 hasta 1995:05, último dato disponible a la fecha del análisis. El perfil de esta serie puede ser observado en la Fig. 1, donde se destaca su comportamiento volátil alrededor de un patrón relativamente cíclico que muestra dos períodos de declinación: el primero de ellos a partir del plan de estabilización de 1978, y el segundo a partir del plan de fines de 1990.

Fig. 1: Tasa de Inflación Mensual
(medida sobre el IPC)



Previo a cualquier análisis econométrico, procuraremos establecer las propiedades estocásticas de la serie en cuestión, de modo de realizar las transformaciones necesarias para asegurar su estacionariedad. En efecto, partiendo del logaritmo de la serie del IPC, puede apreciarse en la Tabla 1 (2) que la misma -tal como era de esperarse- no rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria. Diferenciando la serie de modo de obtener la tasa de inflación aproximada por sus diferencias logarítmicas, se observa que el test de Dickey-Fuller (tabulado por McKinnon [1991]) rechaza ahora la hipótesis nula de integración. Esto es válido tanto para todo el período, como para cualquiera de los dos subperíodos que hemos definido (3). Aún así, el test de Dickey-Hasza-Fuller [1984] sugiere la presencia de una raíz unitaria estacional en el período posterior a 1984. A los efectos de evitar problemas y asegurarnos trabajar con una serie puramente estacionaria, procedemos entonces a una segunda diferenciación, esta vez de naturaleza estacional.

Tabla 1: Raíces unitarias y estacionales (*)

Serie [Período]	Raíces unitarias $\hat{\tau}$ [Dickey-Fuller, 1979, 1981]	Raíces estacionales $n(\tilde{\alpha}_d - 1)$ [Dickey-Hasza-Fuller, 1984]
	$\ln P_t$ [1973:01 - 1995:05] [1973:01 - 1983:12] [1984:01 - 1995:05]	-0.6726 (98.42%)
$\nabla \ln P_t$ [1973:01 - 1995:05] [1973:01 - 1983:12] [1984:01 - 1995:05]	-13.9270 (0.00%) -11.0921 (0.00%) - 9.6441 (0.00%)	- 56.4082 (< 1.00%) - 43.3811 (< 1.00%) - 13.4490 (> 10.00%)
$\nabla \nabla_{12} \ln P_t$ [1973:01 - 1995:05] [1973:01 - 1983:12] [1984:01 - 1995:05]	-14.0843 (0.00%) -10.0373 (0.00%) - 9.6301 (0.00%)	-361.1370 (< 1.00%) -181.1250 (< 1.00%) -173.3293 (< 1.00%)

(*) Nivel de significación entre paréntesis.

² La notación P_t se refiere al IPC.

³ Las razones para esta subdivisión resultarán evidentes más adelante.

Como puede apreciarse, los resultados obtenidos para esta segunda diferenciación descartan la existencia de toda otra raíz unitaria, ya sea de primer orden como estacional. El análisis econométrico se realizará, entonces, sobre la base de la serie doblemente diferenciada $\nabla\nabla_{12}\ln P_t$, la que aproximadamente refleja los cambios mensuales en la tasa anual de inflación.

3. Un modelo de inflación (I).

Tal como lo señala Ayuso [1991], no existe una única forma de separar los componentes esperado y no esperado de una serie. Por lo tanto, cualquier resultado será condicional a la forma en que se defina y estime el componente de incertidumbre. En esta sección del trabajo, utilizaremos la clásica metodología ARIMA (Box y Jenkins [1976]), conjuntamente con la tecnología de modelos GARCH (Engle [1982], Bollerslev [1986]), de modo de proceder a la estimación conjunta de los parámetros de la media y la varianza condicionales por el método de máxima verosimilitud. Tal como ya fue mencionado, la aplicación de este método permite no sólo la estimación de una esperanza condicional -esto es, una predicción- sobre la base de un modelo univariante, sino también de su varianza condicional, la cual podemos asociar a la idea de *incertidumbre*. Debe remarcarse, sin embargo, que la medida obtenida es una varianza condicional período-a- período, en el sentido de Evans [1991], por lo que debe ser asociada más bien a la idea de *incertidumbre de corto plazo*.

Esta aproximación, a su vez, no puede evitar la subjetividad en la elección del modelo. Por otra parte, si bien los resultados reportados son retenidos como los más aceptables del conjunto analizado, pueden estar aún sujetos a fundadas críticas. Por este motivo, complementaremos nuestro análisis en la sección siguiente con la estimación de un modelo simple de volatilidad. El mismo posee la ventaja de una mayor objetividad, ya que no trabajaremos sobre la base de esperanzas condicionales generadas por un modelo subyacente, sino simplemente respecto de las desviaciones observadas de la variable en cuestión respecto de su media en el período.

Luego de proceder a varias pruebas preliminares sobre las propiedades de la serie en cuestión, hemos retenido para la estimación un modelo $ARI(1,1,0)(1,1,0)^{12}$, con residuos GARCH(1,1), la que da lugar a una especificación del tipo:

$$(1-\phi B)(1-\phi_{12}B^{12})\nabla\nabla_{12}\ln P_t = \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \gamma + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$$

Esta elección se realizó en base al análisis de la función de autocorrelación de la serie $\nabla\nabla_{12}\ln P_t$ y del comportamiento de sus residuos. A su vez, se intentó estimar el modelo sobre la base de parámetros variables, lo cual se descartó porque no mejoraba la calidad del ajuste. Esto nos impide construir eficientemente una medida de incertidumbre de más largo plazo, tal como es el caso de la varianza condicional de la inflación de *steady-state*, mencionada en la sección anterior. Los principales resultados de la estimación para el período 1973:01-1995:05 se muestran en la Tabla 2, a continuación:

Tabla 2: Estimaciones del modelo de inflación I (*).

Período de análisis 1973:01 - 1995:05	
<p><i>Modelo</i> $(1-\phi B)(1-\phi_{12}B^{12})\nabla\nabla_{12}\ln P_t = \varepsilon_t$ $\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$ $h_t = \gamma + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$</p>	
<p>$\phi = 0.282$ (0.550%) $\phi_{12} = -0.317$ (0.002%) $\alpha = 0.234$ (48.457%) $\beta = 0.665$ (0.550%) $R^2 = 0.849$</p>	
<p>Diagnóstico de los residuos normalizados ε_t/h_t:</p>	
<p>Q(12) = 20.6 (0.829%) ARCH(6) = 8.37 (21.216%) (**) Curtosis = 3.53 (**)</p>	
<hr/>	
(*)	Nivel de significación entre paréntesis.
(**)	Para un modelo $(1-\phi B)(1-\phi_{12}B^{12})\nabla\nabla_{12}\ln P_t = \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, se tiene:
<p>ARCH(6) = 27.33 (0.013%) Curtosis = 6.60</p> <hr/>	

La inclusión de los parámetros GARCH, si bien uno de ellos no resulta significativo ⁽⁴⁾, es suficiente para remover el comportamiento heteroscedástico que se registraría en los residuos si aquellos no se incluyeran. El test ARCH(6),

⁴ A pesar de ello, este parámetro ARCH muestra una cierta robustez -y es eventualmente significativo- ante distintas especificaciones, por lo cual nos hemos inclinado a mantenerlo.

que antes era significativo al 0.013%, ahora acepta la hipótesis nula de no-ARCH a un nivel de significación del 8.37%. También se observa que el elevado índice de curtosis, característico de los residuos generados por procesos GARCH (véase Gouriéroux [1992]), disminuye sensiblemente desde un valor inicial de 6.60 hasta 3.53, lo cual es consistente con el hallazgo anterior. Por otra parte, el ajuste global resulta satisfactorio, aunque el modelo resulta algo decepcionante debido a que no logra "blanquear" totalmente sus residuos, tal como lo revela el estadístico Q de Box-Pierce [1970], el cual resulta aún significativo al 0.829%.

Pensando en que la naturaleza del problema radique en la heterogeneidad de la serie en un período tan largo, hemos procedido a su separación en dos sub-períodos. Para ello se realizó un corte un año luego de la caída del primer plan de estabilización mencionado anteriormente, de tal modo de permitir el reacomodamiento subsiguiente en los precios relativos. Así, hemos procedido a estimar el mismo modelo, aunque de un modo más flexible en los sub-períodos [#1] 1973:01-1983:12, y [#2] 1984:01-1995:05, lo cual nos permitirá adicionalmente testear la estabilidad estructural del mismo en ambas muestras. Los resultados se presentan a continuación en la Tabla 3.

Tabla 3: Estimación por subperíodos (*) (**)

	[#1] 1973:01 - 1983:12	[#2] 1984:01 - 1995:05
ϕ	0.241 (13.633%)	0.262 (2.971%)
ϕ_{12}	-0.354 (0.128%)	-0.310 (2.316%)
α	0.315 (54.968%)	0.359 (61.798%)
β	0.611 (2.979%)	0.686 (1.792%)
R^2	0.823	0.897
Diagnóstico de los residuos normalizados ε_t/h_t :		
Q(12)	12.4 (13.423%)	4.71 (78.911%)
ARCH(6)	5.85 (44.02%)	2.84 (82.82%)
Curtosis	2.84	3.37

(*) Nivel de significación entre paréntesis.

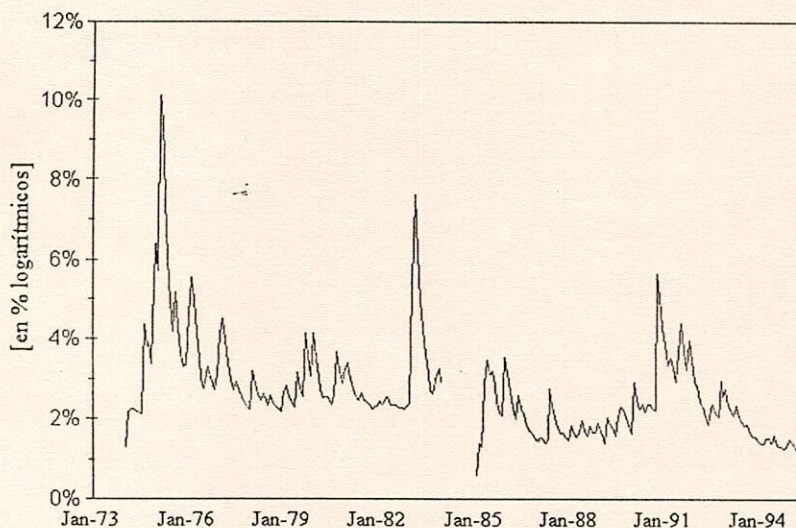
(**) Restricción {Período #1 = Período #2} testeada y rechazada al 5%.

Tal como puede observarse, el nivel de ajuste global se mantiene, pero ahora con la diferencia de que ambos modelos generan residuos blancos, al tiempo de remover cualquier vestigio de heteroscedasticidad condicional. Al mismo tiempo, y a pesar de que los parámetros resultan familiarmente similares, la hipótesis de estabilidad estructural es rechazada al 5%, lo cual confirma nuestra sospecha anterior. Esta flexibilidad introducida a la restricción sobre los parámetros es la que permite, precisamente, obtener las propiedades deseables sobre los nuevos residuos de la estimación.

En función de estos diagnósticos, y en la incapacidad de identificar un mejor modelo, es posible generar una estimación de la varianza condicional en función de la estructura de residuos obtenida anteriormente. De allí, obtenemos una medida indirecta de la incertidumbre, para ser utilizada en nuestros cálculos posteriores.

El error estándar condicional así obtenido se representa en la Fig. 2:

Fig. 2: Error Estándar Condicional



Debe notarse que, excluyendo los momentos de mayor volatilidad, el error estándar condicional mantiene un nivel medio similar en ambos sub-períodos, acorde con la relativa estabilidad mostrada por las dos estimaciones. No obstante eso, es aparente una cierta tendencia hacia la disminución, tendencia que se acentúa luego del plan de 1990.

En particular, la relación entre niveles de inflación y errores condicionales para ambos subperíodos, puede apreciarse en las Figs. 3 y 4, a continuación:

Fig. 3: Período #1

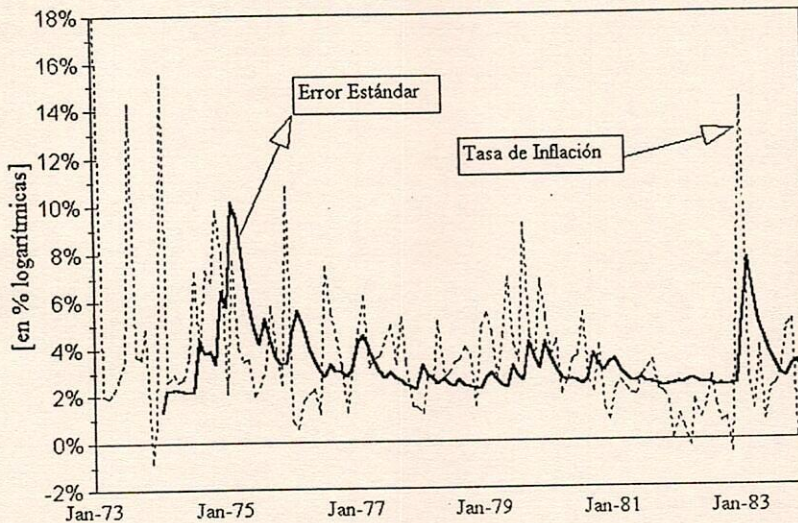
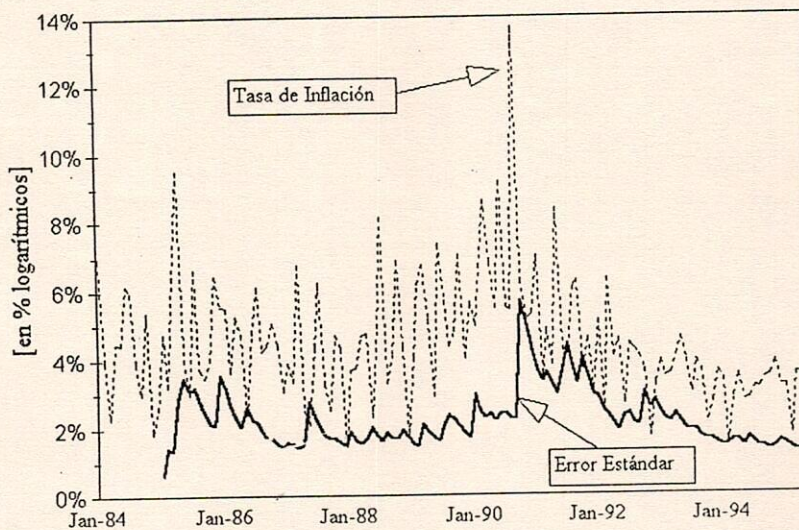


Fig. 4: Período #2



4. Un modelo de inflación (II).

En esta sección buscaremos una referencia adicional para evaluar el resultado anterior. Para ello, adoptaremos un criterio más objetivo respecto del comportamiento de la variable $\nabla \nabla_{12} \ln P_t$, analizando exclusivamente el comportamiento de su variabilidad condicional respecto de la media. Para ello, tomamos los valores centrados de la misma -los cuales aceptan inicialmente la

hipótesis ARCH(6) al 0.02%-, y estimamos un proceso GARCH(1,1), cuyos resultados se muestran a continuación:

Tabla 4: Estimaciones del modelo de inflación II (*).

Período de análisis 1973:01 - 1995:05

$$\text{Modelo } \nabla \nabla_{12} \ln P_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \gamma + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$$

$$\alpha = 0.144 \text{ (0.000\%)}$$

$$\beta = 0.821 \text{ (0.000\%)}$$

Diagnóstico de los residuos normalizados ε_t/h_t :

$$\text{ARCH}(6) = 9.67 \text{ (13.910\%)} (**)$$

$$\text{Curtosis} = 3.31 (**)$$

(*) Nivel de significación entre paréntesis.

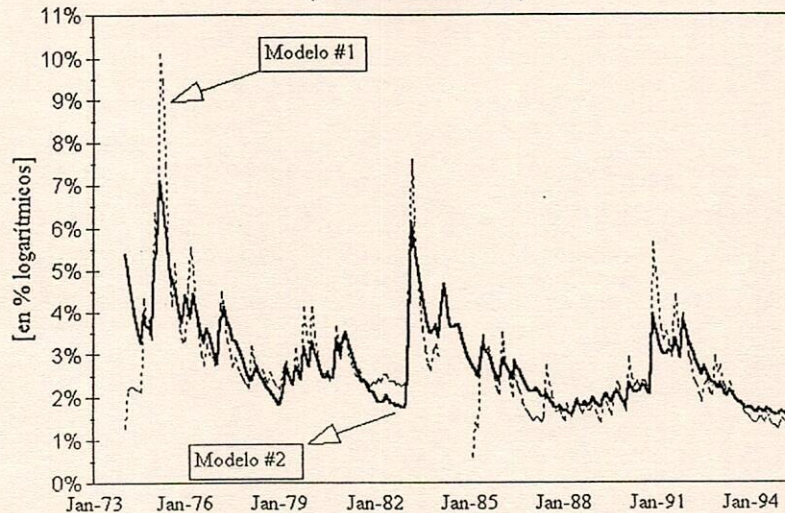
(**) Para un modelo $\nabla \nabla_{12} \ln P_t = \mu + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, se obtiene:

$$\text{ARCH}(6) = 26.19 \text{ (0.02\%)}$$

$$\text{Curtosis} = 4.52$$

En este modelo, a diferencia del anterior, ambos parámetros GARCH son significativos, y una vez más, los residuos normalizados aparecen depurados de su heteroscedasticidad condicional. Dado que no se trata de evaluar el ajuste de la especificación de un modelo de series de tiempo, no hemos prestado mayor atención a otras propiedades de los residuos. El perfil resultante de la heteroscedasticidad condicional puede observarse en la Fig. 5, a continuación, donde aparece comparada con la obtenida en la sección anterior (en línea punteada):

Fig. 5: Errores Estándar Condicionales
(Modelos Alternativos)



Tal como puede apreciarse, salvo excepciones, el perfil de los errores condicionales generados por ambos modelos es análogo. Esto nos induce a aceptarlos como una adecuada aproximación al perfil de la incertidumbre inflacionaria.

5. ¿La incertidumbre está ligada al nivel de la inflación?

Habiendo determinado en las secciones anteriores un perfil de incertidumbre inflacionaria, buscaremos relacionarla ahora con la tasa de inflación. De este modo, examinaremos la asociación que existe entre ambas. Para ello, haremos un examen de causalidad, en el sentido de Granger: buscaremos detectar si el nivel de la inflación *Granger-causea* al nivel de incertidumbre.

Para ello, utilizaremos la simple metodología propuesta por Urbain [1989], quien propone estimar un vector autorregresivo de la serie en cuestión, cuya dimensión óptima vendrá determinada por la minimización iterativa de un criterio de información arbitrario: en nuestro caso, el *Schwarz Bayesian Criterium*. Una vez obtenida esta estimación, se le incorpora un vector de valores rezagados de la variable presumiblemente explicativa, cuya dimensión óptima es elegida con base en el mismo criterio.

Si la dimensión del segundo vector es nula, ello significa que el criterio de información tomado como base empeora cuando se le agregan valores rezagados de la variable explicativa. Ello implica que esta variable no agrega información, en un sentido estadístico, al vector autorregresivo de la variable explicada. En este caso, se entiende que no se ha detectado causalidad.

Si por el contrario el segundo vector tiene una dimensión positiva, entonces existe una estructura de rezagos de la variable explicativa que agrega información a la variable explicada. En nuestro caso, el nivel de inflación *Granger-cause* al nivel de incertidumbre.

Este análisis fue hecho para los dos modelos obtenidos anteriormente: las Tablas 5 y 6 contienen los resultados para el modelo I, derivado en la sección 3, abierto en los dos subperíodos oportunamente definidos. La Tabla 7 contiene los resultados para el modelo II, derivado en la sección 4.

Tabla 5: Test de causalidad sobre el modelo I [Período 1973:01 - 1983:12] (*)

Rezagos	$\nabla_{I2} \hat{\sigma}_{\nabla \ln P_t}^2 / I_{t-1}$	$\nabla \nabla_{I2} \ln P_t$
[0,0]	(-12.4360)	
[1,0]	(-13.4931)	
[2,0]	(-13.9638)	
[3,0]	(-13.9273)	
[2,1]		(-14.1469)
[2,2]		(-14.1434)

(*) "Schwarz Bayesian Criterium" presentado entre paréntesis.

Tabla 6: Test de causalidad sobre el modelo I [Período 1984:01 - 1995:05] (*)

Rezagos	$\nabla_{I2} \hat{\sigma}_{\nabla \ln P_t}^2 / I_{t-1}$	$\nabla \nabla_{I2} \ln P_t$
[0,0]	(-14.8452)	
[1,0]	(-15.5942)	
[2,0]	(-15.5629)	
[2,1]		(-15.8524)
[2,2]		(-15.8051)

(*) "Schwarz Bayesian Criterium" presentado entre paréntesis.

Tabla 7: Test de causalidad sobre el modelo II [Todo el período] (*)

Rezagos	$\nabla I_2 \hat{\sigma}_{\nabla \ln P_t}^2 / I_{t-1}$	$\nabla \nabla I_2 \ln P_t$
[0,0]	(-14.2711)	
[1,0]	(-15.5446)	
[2,0]	(-15.7650)	
[3,0]	(-15.7564)	
[3,1]		(-15.8208)
[3,2]		(-15.8094)

(*) "Schwarz Bayesian Criterium" presentado entre paréntesis.

Los resultados obtenidos son claros y coinciden en su diagnóstico: la evidencia es consistente con la existencia de relaciones de causalidad desde el nivel de inflación hacia la incertidumbre asociada. Los vectores autorregresivos óptimos obtenidos para la serie de incertidumbre siempre incluyen un valor rezagado de la tasa de inflación. Los signos de los coeficientes, por otra parte, son siempre positivos, remarcando la naturaleza de esta asociación.

Desde un punto de vista econométrico, y condicionalmente a la elección de los modelos anteriores, es posible fundamentar que existe clara evidencia de una asociación positiva, en la cual valores más elevados de la tasa de inflación *causan* valores más elevados del nivel de incertidumbre condicional. Lo cual no es sino la comprobación empírica de una hipótesis manejada en forma corriente.

No obstante lo anterior, debe remarcarse que la relación analizada es básicamente de corto plazo, dada la naturaleza de la varianza condicional estimada en ambos modelos. Por lo tanto, los resultados deben ser relativizados a ese marco. Para modelos de más largo plazo, sin embargo, debe notarse que la predictibilidad o impredictibilidad del nivel de precios no depende necesariamente del nivel de inflación, sino de la política monetaria que siga el Banco Central. Aún con bajos niveles de inflación, si la política monetaria es tal que permite que los precios se comporten como un camino aleatorio (en este caso, con una baja tendencia), la varianza de la predicción habrá de aumentar con el tiempo. Y viceversa, aún cuando la autoridad monetaria siga eventualmente una política de *price drift* en el largo plazo, o de objetivos sobre el nivel de precios, eso no garantiza que la varianza condicional no se incremente en el corto plazo junto con el nivel de inflación.

Por ese motivo, las implicaciones de política que puedan ser sugeridas por el análisis anterior no deben ser interpretadas como afectando las decisiones intertemporales de los agentes, sino más bien las decisiones de naturaleza más temporal (e.g., el efecto derivado de la posibilidad de redistribuciones no deseadas entre las partes de un contrato, el efecto sobre las tasas de interés de corto plazo). En esta clase de escenarios, los niveles más altos de inflación parecen ciertamente haber estado acompañados por niveles más altos de incertidumbre.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

- Ayuso, J., 1991, *Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas*, Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo N° 9106.
- Bailey, M., 1956, *The Welfare Cost of Inflationary Finance*, *Journal of Political Economy* 64, 93-110.
- Bollerslev T., 1986, *Generalized Autorregressive Conditional Heteroskedasticity*, *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
- Box, G.E.P. y Jenkins, G.M., 1976, *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, San Francisco, Holden Day.
- Box, G.E.P. y Pierce, D.A., 1970, *Distribution of Residual Autocorrelations in Autorregressive Integrated Moving Average Time Series Models*, *Journal of the American Statistical Association* 65, 1509-26.
- Carlson, J.A., 1977, *A Study of Price Forecasts*, *Annals of Economics and Social Measurement* 6, 27-56.
- Cosimano, T.F., y Jansen, D.W., 1988, *Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model: A Comment*, *Journal of Money, Credit and Banking*, 409-421.
- Cukierman, A., y Wachtel, P., 1979, *Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation*, *American Economic Review* 69, 595-609.
- Cukierman, A., y Wachtel, P., 1982, *Inflationary Expectations and Further Thoughts on Inflation Uncertainty*, *American Economic Review* 72, 508-612.
- Dickey, D.A., Hasza, D.P. y Fuller, C.W.J., 1984, *Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series*, *Journal of the American Statistical Association* 79, 355-367.
- Engle, R.F., 1982, *Autorregressive Conditional Heteroscedasticity 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, 286-301.
- Evans, M., 1991, *Discovering the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty*, Journal of Money, Credit and Banking 23, 169-184.
- Evans, M. y Wachtel, P., 1993, *Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty*, Journal of Money, Credit and Banking 25, 475-511.
- Friedman, M., 1977, *Inflation and Unemployment* (Nobel Lecture), Journal of Political Economy 85, 451-72.
- Golob, J., 1994, *Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?*, Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review (3rd. Quarter), 27-38.
- Gourieroux, Ch., 1992, *Modèles ARCH et Applications Financières*, Economica, Paris.
- Holland, A.S., 1993, *Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty: A Comment*, Journal of Money, Credit and Banking 25, 514-520.
- Jansen, D.W., 1989, *Does Inflation Uncertainty Affect Output Growth? Further Evidence*, Federal Reserve bank of St. Louis Economic Review, 43-54.
- Khan, M.S., 1977, *The Variability of Expectations in Hyperinflations*, Journal of Political Economy 85, 817-827.
- 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, 691-715.
- Levi, M.D., y Makin, J.H., 1980, *Inflation Uncertainty and the Phillips Curve: Some Empirical Evidence*, American Economic Review 70, 1022-1027.
- McKinnon, J.G., 1991, *Critical Values for Co-Integration Tests*, en Engle, R.F. y Granger, C.W.J., eds., *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, 267-76.
- Mullineaux, D.J., 1980, *Unemployment, Industrial Production and Inflation Uncertainty in the U.S.*, The Review of Economics and Statistics 62, 163-169.
- Okun, A., 1971, *The Mirage of Steady Inflation*, Brookings Papers on Economic Activity 2, 485-98.

ain, J.P., 1989, *Model Selection Criteria and Granger Causality Tests. An Empirical Note*, Economics Letters 29, 317-320.

Wachtel, P., 1977, *Survey Measures of Expected Inflation and Their Potential Usefulness*, en Popkin, J., ed., *Analysis of Inflation 1965-74*, Ballinger, Cambridge.
