



BOLETÍN

Macro

Editado por el Equipo de Investigación del Banco Central del Paraguay - Estudios Económicos.

OCTUBRE | 2000





Inflación e incertidumbre inflacionaria: el caso de Paraguay¹

Carlos Fernández

*Editado por el Equipo de Investigación del Banco Central
del Paraguay - Estudios Económicos.*

OCTUBRE | 2000

¹ Los errores y omisiones son de exclusiva responsabilidad del autor, por lo que, las opiniones vertidas no necesariamente representan la posición del Banco Central del Paraguay ni pueden comprometer a sus intereses institucionales.



INFLACIÓN E INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA:

EL CASO DE PARAGUAY

Carlos Fernández Valdovinos*

1. INTRODUCCIÓN.

Un posible costo de la inflación radica en el hecho de que la misma podría crear mayor incertidumbre sobre los niveles futuros de la inflación, tal como argumentan Friedman (1977) y Ball (1992). En ese sentido, Friedman sostiene que un incremento en la variabilidad o incertidumbre de la inflación distorsiona los precios relativos y agrega un costo adicional a los contratos de largo plazo. El mismo autor asevera que los costos adicionales de una inflación volátil podrían explicar la relación inversa existente entre la inflación y la actividad económica real.

El objetivo del presente estudio es determinar si puede ser verificada empíricamente la afirmación usual de que tasas más elevadas de inflación se encuentran asociadas a mayores niveles de incertidumbre, entendida esta como el grado de dificultad para su predicción. En el trabajo se utilizan modelos GARCH con datos mensuales de la inflación en Paraguay para examinar esta posibilidad.

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se realizan algunas consideraciones acerca de los efectos económicos de la incertidumbre inflacionaria. La sección 3 explica la utilización de la varianza condicional de los errores como medida de la incertidumbre. En la sección 4 se exponen los resultados empíricos para el Paraguay. Finalmente, la sección 5 presenta algunas conclusiones.

2. EFECTOS DE LA INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA.

Como mencionado anteriormente, uno de los canales mediante el cual una mayor inflación podría afectar el nivel de actividad económica es a través de la incertidumbre, creada por la misma, sobre los niveles futuros de la inflación. La incertidumbre inflacionaria, además de dificultar el cálculo económico y afectar negativamente el proceso de decisión de los consumidores y productores, impone importantes costos sociales en la economía. Sin esta incertidumbre, los agentes económicos planearían mejor el futuro y se facilitaría la toma de decisiones óptimas por parte de ellos.

Numerosos son los autores que argumentan que muchos de los más importantes costos de la inflación están ligados a su imperfecta predictibilidad. Por ejemplo, Golob (1994) distingue dos tipos de efectos de la incertidumbre inflacionaria en la economía. En primer lugar, la misma induce a los agentes económicos a tomar decisiones que difieren de aquellas que realizarían en un ambiente sin incertidumbre. Estos son los llamados efectos ex ante. En segundo lugar, existen efectos que se verifican luego de que las decisiones hayan sido realizadas. Estos son denominados efectos ex post y ocurren cuando la inflación realizada difiere de las expectativas previas de los agentes.

Entre los efectos ex ante, Golob destaca los siguientes:

- La incertidumbre inflacionaria afecta los mercados financieros al elevar la tasa de interés, especialmente, la de largo plazo. En efecto, un factor importante que determina la tasa de interés es el retorno exigido por los inversores. Si la inflación es incierta, la tasa de retorno por aplicaciones en activos nominales de largo plazo es riesgosa. Como resultado, los inversores demandarán un mayor retorno esperado, lo que se traduce en tasas de interés más elevadas. Estas tasas más elevadas implicarán a su vez, menores inversiones en maquinarias y equipos por parte de los productores y una menor inversión en viviendas y bienes durables por parte de los consumidores.
- El segundo canal a través del cual la incertidumbre inflacionaria afecta a la economía es a través de la incertidumbre sobre las variables económicas. Por ejemplo, cuando los pagos en un contrato no están indexados a la inflación, la incertidumbre inflacionaria causa que el valor real de los pagos futuros sea incierto. Asimismo, en un sistema impositivo no indexado, una inflación incierta implica una tasa impositiva de la misma naturaleza. Esta propagación de la incertidumbre sobre otras variables económicas interfiere con la habilidad de los consumidores y productores de realizar decisiones óptimas.
- El tercer efecto económico consiste en que la incertidumbre inflacionaria induce a una mayor asignación de recursos, por parte de los agentes económicos, destinada a evitar los riesgos de la inflación futura. Por ejemplo, cuando la incertidumbre acerca de la inflación futura es alta, los agentes económicos gastan más recursos tratando de mejorar sus estimaciones de la inflación.

Por otra parte, los costos ex post derivados del nivel de incertidumbre están 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, efecto que resulta muy difícil de evaluar objetivamente a un nivel macroeconómico.

Los argumentos anteriormente mencionados indican lo relevante que, desde el punto de vista de la actividad económica, es la incertidumbre respecto a la inflación. En su discurso de recepción del premio Nobel, Friedman (1977) eleva la hipótesis de que existe una correlación positiva entre las tasas de inflación y la incertidumbre de dichas tasas en el futuro y argumenta que la causalidad va desde la inflación hacia la incertidumbre. Friedman enfatiza que una mayor volatilidad de la inflación distorsiona los precios relativos mermando el poder informativo que tienen los precios para coordinar la actividad económica. El autor sostiene igualmente que si el nivel general de precios es en promedio estable o si sube a una tasa conocida, es relativamente fácil extraer la señal sobre los precios relativos a partir de los precios absolutos observados. Concluye finalmente que mientras mayor sea la volatilidad de la inflación, tanto más difícil será extraer correctamente esta señal con sus consecuentes costos en términos de eficiencia. Más recientemente, Ball(1992) presenta un modelo formal con información asimétrica que justifica las conclusiones de Friedman.

En consecuencia, uno de los argumentos - entre otros - que podría ser utilizado para fundamentar la necesidad de mantener niveles reducidos de inflación consiste en la relación positiva que existiría entre el nivel de la inflación y el grado de incertidumbre respecto al mismo en el futuro. Es relevante entonces explorar la evidencia empírica sobre el tema.

3. EL MODELO GARCH COMO MEDIDA DE LA INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA.

Existen numerosos estudios en donde se ha utilizado una muestra transversal de países para testar la hipótesis de una relación positiva entre el nivel y la variabilidad de la inflación. Sin embargo este enfoque de muestra transversal ha sido sujeto a numerosas críticas, ver Katsimbris (1981), por lo que algunos autores han propuesto como alternativa un enfoque de series temporales en el cual se toma como medida de la incertidumbre la variabilidad o desviación estándar de la inflación durante un cierto período de tiempo.

Utilizando datos mensuales del índice de precios al consumidor (IPC) es posible calcular promedios anuales móviles no traslapadas de la inflación mensual, así como su desviación estándar. Es decir, la inflación mensual media y la desviación estándar de la misma pueden ser calculadas para el año t , luego para $t+1$ y así sucesivamente. Posteriormente es posible estimar econométricamente un modelo en el cual la variable dependiente sea la desviación estándar de la inflación y testar el grado de significancia del promedio de la inflación como variable explicativa de la variabilidad así definida.

El Cuadro 1 presenta los resultados obtenidos con los datos mensuales del Índice de Precios al Consumidor elaborado por el Banco Central del Paraguay para el período 1965-1999. Se analiza una especificación en la cual se asume que la influencia de la variable explicativa es distribuida en el tiempo. En particular, se considera que la variable dependiente (la desviación estándar) depende del valor presente de la variable independiente (la inflación promedio) y del valor de la variable dependiente rezagada un período. En este caso la siguiente regresión es estimada:

$$DE(\Pi_t) = \alpha + \beta \Pi_t + \gamma DE(\Pi_{t-1}) + e_t \quad (1)$$

donde $DE \Pi_t$ es la desviación estándar de la inflación mensual en el período t , Π_t es la inflación mensual media en el período t , e_t es el error aleatorio y α , β y γ son los parámetros a ser estimados. El método de estimación es el de mínimos cuadrados ordinarios. Los resultados muestran que en el caso de la economía paraguaya existe una relación positiva y significativa (a un nivel de 0.10) entre la inflación media y su variabilidad.

Cuadro 1: Desviación estándar y promedio de la inflación mensual

Ecuación	α	β	γ	R^2	D.W.
(1)	0.004088	0.334742	0.470529	0.32	1.91
	(1.45)	(1.90) ^{***}	(3.16) [*]		
<p><i>Nota:</i> Los números entre paréntesis son los estadísticos t. [*], ^{**} y ^{***} indican significancia a un nivel de 0.01, 0.05 y 0.10 respectivamente.</p>					

Sin embargo, si bien algunos autores se han referido indistintamente a la definición utilizada previamente de volatilidad y a la incertidumbre inflacionaria, conviene establecer una distinción entre estos dos conceptos. La volatilidad así medida es un concepto ex-post que tiene que ver con los valores que toma la tasa de inflación período a período y sus fluctuaciones alrededor de un valor medio. La incertidumbre en

cambio es un concepto ex-ante y subjetivo. Como expuesto por Evans (1991), si los individuos poseen poca información ellos pueden ver el futuro con mucha incertidumbre a pesar de que un econometrista observe poca volatilidad en la inflación ex-post. Contrariamente, si los agentes económicos poseen buena información respecto, por ejemplo, a un cambio importante en la política monetaria existiría poca incertidumbre para los mismos, aún cuando en este caso el econometrista descubriría un elevado grado de volatilidad en la inflación realizada.

En consecuencia, esta técnica no captura el tipo de incertidumbre modelado en el trabajo de Ball en el cual la incertidumbre es la varianza del componente estocástico, o impredecible, de la inflación. En la siguiente sección se utiliza una metodología distinta para medir la incertidumbre inflacionaria, metodología que se inscribe en el subgrupo de trabajos clasificados por Golob como aquellos que utilizan la estrategia de modelos predictivos. Específicamente, se emplea un modelo GARCH para estimar la varianza de las innovaciones impredecibles en la inflación, en lugar de simplemente calcular una medida de volatilidad basadas en realizaciones de esta variable. Por tanto, la aplicación de este método no sólo permite el cálculo de una esperanza condicional sobre la base de un modelo univariante, sino también de su varianza condicional que puede ser asociada a la idea de incertidumbre.

En general, un proceso ARCH se traduce en que la varianza del error cambia en el tiempo, dependiendo la varianza en cada período de la magnitud de los errores en períodos anteriores. El proceso GARCH generaliza este modelo, permitiendo que la varianza dependa también de rezagos de la propia varianza. Así, un proceso GARCH(1,1), donde la varianza condicional depende del primer rezago de los residuos y el primer rezago de la varianza, se anota como:

$$y_t = x_t \beta + u_t$$

$$u_t \sim (0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \delta_0 + \delta_1 u_{t-1}^2 + \delta_2 \sigma_{t-1}^2$$

donde y_t es la variable dependiente, x_t un vector de variables explicativas, β es el vector de parámetros, u_t es el error estocástico y σ_t^2 es la varianza del error.

4. RESULTADOS.

En esta sección se examina la relación entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria utilizando el modelo GARCH descrito anteriormente para generar una medida de incertidumbre inflacionaria. Como el modelo de inflación propuesto es puramente autoregresivo, no se requiere de otro dato que la serie histórica correspondiente al nivel de precios. La serie a utilizar es el Índice de Precios al Consumidor (IPC) publicado por el Banco Central del Paraguay y se utilizan datos mensuales de 1965.01 a 1999.12.

4.1. Pruebas para raíz unitaria en la tasa de inflación.

El primer paso para la modelación econométrica de la inflación consiste en verificar el orden de integración de esta variable de manera a realizar las transformaciones necesarias para asegurar que la serie sea estacionaria. Un método ampliamente utilizado para verificar si una serie es estacionaria es el test aumentado de Dickey-Fuller (ADF), en la cual el número de rezagos es elegido para captar el grado de autocorrelación en la serie de tiempo de los datos analizados. La función de autocorrelación de la inflación es presentada en el Cuadro 2 y el mismo muestra que el último rezago de la inflación con una autocorrelación parcial significativa es el duodécimo rezago. Se toman entonces 11 diferencias rezagadas de la inflación en la prueba de Dickey y Fuller aumentada. Los resultados muestran que el estadístico t tiene un valor de 3.04 por lo que podemos rechazar la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria en la tasa de inflación de Paraguay al nivel de 0.05.

Cuadro 2: Prueba de raíz unitaria en la tasa de inflación						
1965.01 – 1999.12						
<i>A. Gráfica de la autocorrelación</i>						
Rezago		AC		ACP		Box-Pierce(Q)
1		0.227		0.227*		21.690
2		-0.003		-0.058		21.695
3		0.130		0.152*		28.837
4		0.002		-0.071		28.838
5		0.044		0.080		29.667
6		0.170		0.128*		42.031
7		0.073		0.017		44.322
8		0.052		0.038		45.468
9		0.150		0.108		55.135
10		0.099		0.047		59.383
11		0.152		0.133*		69.329
12		0.263		0.181*		99.392
13		0.048		-0.054		100.38
14		-0.022		-0.031		100.60
15		0.111		0.058		105.98
16		0.056		0.006		107.37
17		0.059		0.018		108.90
18		0.194		0.101		125.46

<i>B. Prueba de existencia de raíz unitaria.</i>
La prueba de Dickey-Fuller aumentada con 11 diferencias rezagadas.
Se incluye una constante
DFA estadístico $\tau = 3.04^*$
*Significativo al nivel de 0.01

Inicialmente se utilizó el test ADF incluyendo una variable de tendencia además de la constante. En este caso se rechazaba la hipótesis nula de raíz unitaria en la tasa de inflación de Paraguay sólo al nivel del 0.10. Sin embargo, como se hace necesario eliminar la posibilidad de que el no rechazo de la hipótesis nula se deba a un exceso de regresores incluidos en el test, se examinó la significancia de la tendencia. Debido a que no fue posible rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente de la tendencia sea cero dado que la serie presenta una raíz unitaria, se procedió a una re-estimación del test ADF considerando únicamente una constante.

Un modelo GARCH para la inflación.

El Cuadro 3 presenta varios modelos estimados para la inflación en el Paraguay. El panel A muestra los resultados de un modelo autoregresivo de orden 12, $AR(12)$, que ha sido el que inicialmente mejor se ajusta a los datos. El R^2 de la ecuación es de 0.14 y los estadísticos de Box-Pierce (Q) de los errores sugieren que no hay ninguna correlación entre ellos. Sin embargo, se necesita verificar si la varianza residual de la inflación es constante en el tiempo. En este caso el correlograma de los errores al cuadrado muestra que los mismos presentan una fuerte autocorrelación ya que el estadístico Box-Pierce de los mismos (Q^2) es 99 en el rezago seis (valor crítico de 12,6) y este estadístico tiene un valor de 103 en el rezago 18 (valor crítico de 28.9). Asimismo, el test ARCH-LM con un valor de 22.17 nos muestra que se puede rechazar la hipótesis nula de no-ARCH con alto nivel de significancia. Es decir, si corremos un modelo como el descrito los errores presentarán heterocedasticidad, presumiéndose un comportamiento autorregresivo para la varianza del error.

El modelo $AR(12)$ es capaz de captar las autocorrelaciones en la inflación promedio pero, al mismo tiempo, no es apto para captar el comportamiento de la varianza condicional. En consecuencia, tiene sentido estimar un modelo $GARCH$ para la inflación en Paraguay ya que la misma posee una heterocedasticidad condicional fuerte. El panel B del Cuadro 2 presenta un modelo $AR(12)-GARCH(1,1)$ que estima simultáneamente el promedio y la varianza condicional de la inflación. Se puede observar que, como antes, el estadístico Q indica que no existe autocorrelación en los errores. Aún más importante es el hecho que la inclusión de los parámetros $GARCH$ es suficiente para remover el comportamiento heteroscedástico que se registraría en los residuos tal como lo indican el test ARCH-LM y los estadísticos Q^2 . Debe notarse en los resultados que, exceptuando la constante, todos los coeficientes en la ecuación de la varianza condicional son significativos al nivel de 0.01.

Cuadro 3: Modelos de series de tiempo para la inflación en el Paraguay

(A) Resultados del modelo AR(12)

$$\begin{aligned} \Pi_t = & 0.004 + 0.215 \Pi_{t-1} - 0.129 \Pi_{t-2} + 0.116 \Pi_{t-3} - 0.089 \Pi_{t-4} + 0.028 \Pi_{t-5} + 0.089 \Pi_{t-6} + 0.017 \Pi_{t-7} \\ & (3.51) \quad (4.33) \quad (3.55) \quad (2.27) \quad (1.74) \quad (0.55) \quad (1.74) \quad (0.33) \\ & 0.015 \Pi_{t-8} + 0.097 \Pi_{t-9} + 0.038 \Pi_{t-10} + 0.091 \Pi_{t-11} - 0.183 \Pi_{t-12} + u_t \\ & (0.28) \quad (1.71) \quad (0.75) \quad (1.81) \quad (3.71) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.14$$

$$\text{Log-likelihood} = 1092.1$$

$$\text{ARCH-Ljung} = 22.1$$

$$Q(6) = 0.46, Q(12) = 1.20, Q(18) = 7.65$$

$$Q^2(6) = 99.46, Q^2(12) = 102.43, Q^2(18) = 102.93$$

(B) Resultados del modelo GARCH(1,1)

$$\begin{aligned} \Pi_t = & 0.001 + 0.235 \Pi_{t-1} - 0.061 \Pi_{t-2} + 0.130 \Pi_{t-3} - 0.027 \Pi_{t-4} + 0.001 \Pi_{t-5} + 0.049 \Pi_{t-6} - 0.006 \Pi_{t-7} \\ & (1.08) \quad (3.80) \quad (0.99) \quad (2.02) \quad (0.48) \quad (0.02) \quad (0.80) \quad (0.10) \\ & 0.049 \Pi_{t-8} - 0.129 \Pi_{t-9} + 0.071 \Pi_{t-10} + 0.122 \Pi_{t-11} - 0.170 \Pi_{t-12} + u_t \\ & (0.82) \quad (2.12) \quad (1.25) \quad (2.36) \quad (3.34) \end{aligned}$$

$$\sigma^2_{u,t} = 0.000 + 0.183 u^2_{t-1} + 0.836 \sigma^2_{u,t-1} \\ (1.34) \quad (3.37) \quad (30.50)$$

$$\text{Log-likelihood} = 1149.8$$

$$\text{ARCH-Ljung} = 0.26$$

$$Q(6) = 3.90, Q(12) = 8.45, Q(18) = 10.61$$

$$Q^2(6) = 4.30, Q^2(12) = 7.38, Q^2(18) = 11.05$$

(C) Resultados del modelo GARCH(1,1) con la inflación en la ecuación de la varianza condicional

$$\begin{aligned} \Pi_t = & 0.002 + 0.239 \Pi_{t-1} - 0.057 \Pi_{t-2} + 0.121 \Pi_{t-3} - 0.034 \Pi_{t-4} + 0.010 \Pi_{t-5} + 0.015 \Pi_{t-6} - 0.029 \Pi_{t-7} \\ & (1.63) \quad (3.70) \quad (0.95) \quad (1.99) \quad (0.63) \quad (0.20) \quad (0.25) \quad (0.51) \\ & 0.062 \Pi_{t-8} - 0.139 \Pi_{t-9} + 0.058 \Pi_{t-10} + 0.136 \Pi_{t-11} - 0.158 \Pi_{t-12} + u_t \\ & (1.15) \quad (2.39) \quad (1.17) \quad (3.10) \quad (3.47) \end{aligned}$$

$$\sigma^2_{u,t} = 0.000 + 0.283 u^2_{t-1} + 0.680 \sigma^2_{u,t-1} + 0.02 \Pi_{t-1} \\ (1.26) \quad (3.07) \quad (11.38) \quad (2.40)$$

$$\text{Log-likelihood} = 1152.1$$

$$\text{ARCH-Ljung} = 0.001$$

$$Q(6) = 3.22, Q(12) = 9.28, Q(18) = 13.82$$

$$Q^2(6) = 6.27, Q^2(12) = 8.37, Q^2(18) = 9.79$$

(D) Resultados del modelo TGARCH(1,1)

$$\begin{aligned} \Pi_t = & 0.001 + 0.227 \Pi_{t-1} - 0.055 \Pi_{t-2} + 0.147 \Pi_{t-3} - 0.032 \Pi_{t-4} + 0.038 \Pi_{t-5} + 0.065 \Pi_{t-6} - 0.008 \Pi_{t-7} \\ & (0.95) \quad (3.74) \quad (0.87) \quad (2.20) \quad (0.57) \quad (0.55) \quad (1.08) \quad (0.12) \\ & - 0.006 \Pi_{t-8} - 0.125 \Pi_{t-9} + 0.049 \Pi_{t-10} + 0.152 \Pi_{t-11} - 0.192 \Pi_{t-12} + u_t \\ & (0.08) \quad (2.07) \quad (0.76) \quad (2.39) \quad (3.41) \end{aligned}$$

$$\sigma^2_{u,t} = 0.000 + 0.205 u^2_{t-1} + 0.882 \sigma^2_{u,t-1} - 0.195 u^2_{t-1} d_{t-1} \\ (3.01) \quad (5.18) \quad (49.31) \quad (3.41)$$

Nota: Los números entre paréntesis son los estadísticos t ro listos con respecto a la heteroscedasticidad y la autocorrelación. Los valores críticos de los estadísticos Q al nivel 0.05 con 6, 12 y 18 rezagos son 12.6, 21 y 28.9.

En el modelo presentado en el Panel B la variable dependiente, σ_{it}^2 , mide la varianza condicional de la inflación no esperada y, por tanto, constituye una medida paramétrica de la incertidumbre inflacionaria. Para probar la hipótesis respecto a la relación entre la inflación promedio y la incertidumbre de la inflación se puede utilizar un modelo estadístico GARCH(1,1) con la inflación rezagada en la ecuación de la varianza condicional. Esto nos permite testar directamente si el nivel de la inflación en este periodo afecta significativa y positivamente la varianza de la inflación en el siguiente período. Los resultados se presentan en el Panel C. Como anteriormente los diagnósticos de los residuos no muestran dependencia serial de primer o segundo orden. Además los mismos indican que el nivel de inflación aumenta significativamente la varianza condicional de la inflación a un nivel de 0.05. Esto representa una primera evidencia en favor de la hipótesis de Friedman y Ball de que un aumento en la tasa de la inflación causa una mayor incertidumbre inflacionaria.

4.3 Un modelo alternativo TGARCH(1,1) y test de causalidad de Granger.

En la sección anterior la hipótesis de que el nivel de la inflación eleva el grado de incertidumbre inflacionaria (medida esta por la varianza condicional de la inflación no esperada) fue testada introduciendo el nivel de la inflación en el período anterior como variable explicativa de la incertidumbre. Sin embargo, sería razonable no restringir a que los efectos de la inflación sobre la incertidumbre ocurran sólo con un período de rezago. Como alternativa a esta metodología se puede utilizar el test de Granger para verificar la hipótesis de la causalidad existente entre la inflación promedio y la incertidumbre inflacionaria.

Por otro lado, si bien el modelo GARCH(1,1) es usado frecuentemente y aproxima adecuadamente cualquier modelo ARCH, existen alternativas para modelar la varianza condicional de la inflación. En el modelo GARCH estándar, los residuos positivos y negativos poseen un impacto simétrico en la varianza condicional. En esta sección se incorpora alternativamente el elemento Threshold, lo cual introduce un modelo TGARCH capaz de captar asimetría según el signo de los residuos. El modelo de la varianza condicional a ser estimado es el siguiente:

$$\sigma_{it}^2 = \delta_0 + \delta_1 u_{i,t-1}^2 + \delta_2 \sigma_{i,t-1}^2 + \delta_3 u_{i,t-1}^2 d_{i,t-1}$$

donde, $d_{i,t-1} = 1$ si $u_{i,t-1} < 0$ y $d_{i,t-1} = 0$ de lo contrario.

El Panel D presenta los resultados del modelo TGARCH(1,1). Los mismos muestran evidencia de efectos asimétricos en la varianza condicional ya que el parámetro correspondiente al componente Threshold resulta significativo a un nivel de 0.01. Dado el signo negativo del coeficiente δ_3 , esto puede interpretarse como que la incertidumbre en Paraguay ha tendido a incrementarse más cuando la inflación supera las expectativas que cuando esta es menor a la esperada. Es decir, una caída inesperada de la inflación no tiene el mismo impacto sobre la incertidumbre que en el

caso contrario, un incremento inesperado de la inflación, siendo el impacto de este último mayor.

Luego de haber determinado un perfil de la incertidumbre inflacionaria, es necesario relacionarla con la tasa de inflación. Para ello puede hacerse un examen de causalidad en el sentido de Granger, buscando determinar si el nivel de la inflación Granger-causea al nivel de incertidumbre. La idea es simple: si X causa Y, entonces cambios en X deberían preceder cambios en Y. Esta hipótesis es testada utilizando regresiones donde se incorporan, como variables explicativas de la variable Y, no sólo valores pasados de Y sino igualmente de X y se estudia el grado de significancia de los coeficientes en estas últimas variables.

Cuadro 4: Test de causalidad de Granger para la inflación y la incertidumbre inflacionaria.		
	HO: La inflación no causa incertidumbre inflacionaria	HO: La incertidumbre inflacionaria no causa inflación
<i>(A) Usando la medida GARCH (1,1) de incertidumbre.</i>		
Cuatro rezagos	18.10 ^{***}	2.35 [*]
Ocho rezagos	10.29 ^{***}	1.92 [*]
Doce rezagos	6.77 ^{***}	1.94 ^{**}
<i>(B) Usando la medida TGARCH (1,1) de incertidumbre.</i>		
Cuatro rezagos	89.14 ^{***}	2.53 ^{**}
Ocho rezagos	48.08 ^{***}	1.93 [*]
Doce rezagos	32.84 ^{***}	1.30
<i>Nota:</i> *, ** y *** indican significancia a un nivel de 0.10, 0.05 y 0.01 respectivamente.		

Los resultados de los tests de causalidad de Granger se observan en el Cuadro 4. El panel A utiliza los resultados del modelo GARCH(1,1). Puede observarse que, sin importar el número de variables rezagadas incorporadas en la regresión, en todos los casos puede rechazarse a un nivel de 0.01 la hipótesis nula de que la inflación no causa, en el sentido Granger, una mayor incertidumbre inflacionaria. El panel B repite el experimento utilizando la medida TGARCH de incertidumbre inflacionaria. Los resultados son virtualmente idénticos.

Los resultados obtenidos son claros y coinciden en su diagnóstico con los de la sección anterior: la evidencia es consistente con la existencia de relaciones de causalidad desde el nivel inflación hacia la incertidumbre asociada.

5. CONCLUSIONES.

El propósito de este trabajo ha sido verificar empíricamente para el caso de Paraguay la hipótesis de que mientras mayor es la inflación mayor es la incertidumbre respecto a esta variable. Este punto es relevante desde el punto de vista de la política económica ya que numerosos son los autores que argumentan que muchos de los más importantes costos de la inflación están ligados a su imperfecta predictibilidad.

Los resultados encontrados en las diferentes secciones del trabajo muestran un costo real potencial de la inflación en Paraguay. Es decir, si la incertidumbre inflacionaria es costosa para la economía, una inflación alta es igualmente costosa porque una tasa elevada de esta causa una mayor incertidumbre. Para demostrar esta hipótesis inicialmente se utilizó un enfoque de series temporales en el cual se ha tomado como medida de la incertidumbre la desviación estándar de la inflación durante un cierto período de tiempo. Alternativamente, se ha empleado una modelación econométrica de la inflación y se ha ajustado un modelo GARCH o TGARCH al proceso de esta variable.

En todos los casos, desde un punto de vista estadístico, la evidencia empírica señala que para el caso paraguayo mayores niveles de inflación van asociados con una mayor incertidumbre inflacionaria, confirmando las predicciones hechas por Friedman y Ball. De esta manera se corrobora empíricamente uno de los argumentos que fundamentan la necesidad de mantener niveles reducidos de inflación: niveles elevados de inflación conllevan a una mayor incertidumbre para los agentes económicos, incertidumbre que distorsiona el proceso de decisión óptima de los agentes económicos y reduce el bienestar de la sociedad.

C.F.V.

* Trabajo presentado en la V Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales llevado a cabo en Octubre de 2000 en Río de Janeiro, Brasil.

¹ Por ejemplo, no son pocos los autores que encuentran, teórica o empíricamente, que la inflación es perjudicial para el crecimiento económico. Ver Barro (1997) y Fernández Valdovinos (1999).

² La varianza para cada período se mide como el cuadrado del error.

³ Es posible también que inflaciones por sobre lo esperado tengan un efecto sobre la incertidumbre, medida como la varianza condicional, distinto del efecto que tenga una inflación menor a la esperada. Para capturar esta asimetría se introduce el modelo TGARCH (Threshold GARCH). Un modelo de este tipo se presenta en la sección 4.3

⁴ Inicialmente se utilizó el test ADF incluyendo una variable de tendencia además de la constante. En este caso se rechazaba la hipótesis nula de raíz unitaria en la tasa de inflación de Paraguay sólo al nivel del 0.10. Sin embargo, como se hace necesario eliminar la posibilidad de que el no rechazo de la hipótesis nula se deba a un exceso de regresores incluidos en el test, se examinó la significancia de la tendencia. Debido a que no fue posible rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente de la tendencia sea cero dado que la serie presenta una raíz unitaria, se procedió a una re-estimación del test ADF considerando únicamente una constante.

⁵ Existen numerosas maneras de elegir el número de rezagos. Sin embargo, los resultados de interés en el presente estudio no dependen de esta elección.

⁶ Este modelo proviene de las aplicaciones en las finanzas donde se encuentra frecuentemente que las malas noticias poseen un mayor impacto en la incertidumbre que las buenas noticias.

Bibliografía.

Barro, R. (1997). *Determinants of economic growth: a cross country empirical study*. MIT Press. Cambridge, Massachusetts.

Carporale, T. y B. Mc.Kiernan (1997). High and variable inflation: Further evidence on the Friedman hypothesis. *Economic Letters*, 54.

Della Mea, H. y Pena, A. (1996). Explorando la incertidumbre inflacionaria: 1973-1985. *Revista de Economía*. Banco Central del Uruguay. Volumen 3, No. 2, Noviembre.

Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. Wiley series in probability and mathematical statistics. New York.

Evans, M. (1991). Discovering the link between inflation rates and inflation uncertainty. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23.

Fernández Valdovinos, C. (1999). Inflation and welfare: an application to Chile. *Cuadernos de Economía*, 107.

Friedman, M. (1977). Inflation and unemployment (Nobel Lecture). *Journal of Political Economy*, 85.

Golob, J. (1994). Does inflation uncertainty increase with inflation?. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*. Third quarter.

Grier, K. Y M. Perry (1998). Inflación e incertidumbre inflacionaria en México, 1960-1997. *El Trimestre Económico*, Julio.

Grier, K. Y M. Perry (1998). Inflation and inflation uncertainty in the G-7 countries. *Journal of International Money and Finance*, 17.

Katsimbris, G. (1985). The relationship between the inflation rate, its variability and output growth variability: disaggregated international evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 17.

Magendzo, I. (1997). Inflación e incertidumbre inflacionaria en Chile. Documento de Trabajo. Banco Central de Chile. No. 15.