

“Incertidumbre de inflación en Argentina”

Erica E. Fellingner Jusué

Dpto. de Fundamentos de Economía e Historia Económica
Universidad de Alcalá

Dpto. de Fundamentos de Economía e Historia Económica
Universidad de Alcalá
Plaza de la Victoria s/n
28802-Alcalá de Henares, Madrid
erica.fellinger@uah.es
Teléfono: 91-8854202
Fax: 91-8854239

“Incertidumbre de inflación en Argentina”

Erica E. Fellingner Jusué

Dpto. de Fundamentos de Economía e Historia Económica
Universidad de Alcalá

Resumen:

Desde mediados del siglo XX, Argentina ha transitado por etapas marcadas por tasas de inflación baja, alta e hiperinflación bajo distintos regímenes de política económica. En este trabajo, a partir de la estimación de modelos con régimen cambiante de Markov, se capturan los posibles comportamientos heteroscedásticos y los cambios de nivel en el proceso de inflación en Argentina para diferentes estados de la economía que, en este contexto, se interpretan como distintos niveles de la tasa de inflación mensual.

Además, se obtiene una nueva medida directa de incertidumbre de inflación que junto a la tasa de inflación mensual permite contrastar las hipótesis de Okun y Friedman. Los resultados de las estimaciones sugieren que la relación entre inflación e incertidumbre se cumple para el total del período analizado, 1945-2000, pero en el sentido de retroalimentación. Sin embargo, los resultados ponen en evidencia la sensibilidad de la relación a los distintos subperíodos bajo análisis, en particular entre 1945 y 1960 no existe relación y los períodos 1961-1974 y 1994-2000 denotan homoscedasticidad en el comportamiento de las perturbaciones del modelo de inflación.

Palabras clave: Incertidumbre de inflación, políticas de estabilización, modelos con régimen cambiante de Markov

Clasificación JEL: E3 C5

Abstract:

Since the late 1940's Argentina has experienced periods of relatively low and high inflation rates as well as hyperinflation under varying economic policy regimes. This paper uses Markov-Switching models to identify possible heteroskedastic behaviors as well as level changes in the inflationary process related to different states of the economy. These states are defined by monthly level of inflation.

In addition, it is possible to obtain a direct metric for inflation uncertainty. Using this metric the paper tests Okun's and Friedman's hypotheses on the relationship between inflation and the uncertainty of inflation. The results indicate that this relationship is fulfilled for the full sample period -1945-2000-, but as a feedback process. These results are sensitive to the sample period, in particular there is no relationship between inflation and uncertainty from 1945 to 1960, while in the periods 1961-1974 and 1994-2000 indicate that the error of the inflation model are homoskedastic.

“Incertidumbre de inflación en Argentina”

Erica E. Fellingner Jusué
Universidad de Alcalá

El presente trabajo tiene como objetivo obtener una nueva medida directa de incertidumbre de inflación y a partir de ella contrastar las hipótesis de Okun (1971) y Friedman (1977) en Argentina para el período comprendido entre enero de 1945 y diciembre de 2000. Como es sabido, Okun sugirió que a altas tasas de inflación las políticas macroeconómicas serían menos estables y conducirían a una mayor variabilidad en la tasa de inflación. Por su parte Friedman, en su conferencia de aceptación del Premio Nobel de Economía, planteó que “mientras más alta sea la tasa de inflación, mayor es la probabilidad que ésta sea más variable”. Es importante tener presente que los conceptos de variabilidad e incertidumbre de inflación son distintos. Evidentemente se trata de dos conceptos distintos con un núcleo común, la tasa de inflación. Mientras la variabilidad responde a la varianza de inflación o algunas derivaciones de este concepto, la incertidumbre sobre la inflación futura o, simplemente, la incertidumbre de inflación se define como aquella parte de la tasa de inflación futura que es desconocida y por ello no puede ser predicha por los agentes económicos. En este sentido, la incertidumbre se asocia a la mayor o menor precisión que se tiene para predecir la inflación futura, mientras que la varianza de la inflación confunde cambios predecibles y cambios no predecibles de las tasas de inflación.

En este trabajo la incertidumbre de inflación se aproxima a partir de la estimación de modelos con régimen cambiante de Markov que capturan los posibles comportamientos heteroscedásticos y los cambios de nivel en el proceso de inflación para diferentes estados de la economía que, en este contexto, se interpretan como distintos niveles de la tasa de inflación mensual. Los datos de inflación mensual utilizados se obtienen como la tasa de crecimientos básicos del IPC elaborado por el Instituto de Estadísticas y Censos del Ministerio de Economía para el período comprendido entre enero de 1945 y diciembre de 2000.

En el apartado siguiente se presentan los aspectos teóricos relacionados con los Modelos con régimen cambiante de Markov necesarios para la estimación de la incertidumbre de inflación. En el segundo apartado se ofrecen los resultados obtenidos en el análisis empírico. Finalmente, las principales conclusiones se recogen en el último apartado.

1. Modelo con régimen cambiante de Markov

El modelo con régimen cambiante de Markov dependiente de estado propuesto por Hamilton (1989) es una extensión del que definen Goldfeld y Quandt (1973) para el caso de cambio estructural en los parámetros de un proceso autorregresivo.¹ Este tipo de modelos permite capturar los posibles comportamientos heteroscedásticos y los cambios de nivel en el proceso de inflación para diferentes estados de la economía. En este contexto los estados de la economía se interpretan como distintos niveles de la tasa de inflación mensual.

En este sentido, la formulación general de un modelo autorregresivo de orden p cambiante en la media y en la varianza de Markov de primer orden para m estados es la siguiente:

¹ Los libros de Krolzig (1997) y Kim y Nelson (1999) son una referencia apropiada para el estudio de estos modelos.

$$(y_t - \mu_{S_t}) = \phi_1(y_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}) + \dots + \phi_p(y_{t-p} - \mu_{S_{t-p}}) + \sum \beta_\xi \xi_t + \varepsilon_t, \quad t=1, 2, \dots, T \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_t}^2), \quad (2)$$

$$\mu_{S_t} = \mu_1 S_{1t} + \mu_2 S_{2t} + \dots + \mu_m S_{mt}, \quad (3)$$

$$\sigma_{\varepsilon_t}^2 = \sigma_1^2 S_{1t} + \sigma_2^2 S_{2t} + \dots + \sigma_m^2 S_{mt}, \quad (4)$$

$$S_{jt} = 1, \text{ si } S_t = j, \text{ y } S_{jt} = 0, \text{ si } S_t \neq j \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, m, \quad (5)$$

$$\xi_t = 1 \text{ para } t = t_j, \text{ y } \xi_t = 0 \text{ para } t \neq t_j \quad (6)$$

donde: y_t es la tasa de inflación mensual, siendo $\mu_{S_t} = \mu_1$ si $S_t = 1$, μ_2 si $S_t = 2$, ..., μ_m si $S_t = m$ y, por otro lado, $\sigma_{\varepsilon_t}^2 = \sigma_1^2$ si $S_t = 1$, σ_2^2 si $S_t = 2$, ..., σ_m^2 si $S_t = m$.

En estos modelos el momento en el que ocurre un cambio de régimen es endógeno y por tanto S_t , $t = 1, 2, \dots, T$, es una variable no observable. En este caso se supone que la evolución de la variable discreta $S_t \in \{1, \dots, m\}$ está gobernada por un proceso estocástico de Markov de estado discreto de primer orden definido por las probabilidades de transición cuya matriz, P , es la siguiente:

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \dots & p_{m1} \\ p_{12} & p_{22} & \dots & p_{m2} \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ p_{1m} & p_{2m} & \dots & p_{mm} \end{bmatrix}$$

donde $p_{ij} = \Pr[S_t = j \mid S_{t-1} = i]$, $\sum_{j=1}^m p_{ij} = 1 \quad \forall i$

De manera que, cada uno de los elementos de la matriz de probabilidades de transición se interpretan como la probabilidad de que la economía que se encuentra en el estado “ i ” en el período “ $t-1$ ” se mueva al estado “ j ” en el período siguiente, “ t ”. Por ello, los elementos de la diagonal principal de dicha matriz muestran la probabilidad de que la economía permanezca estable en cada uno de los estados. Por ejemplo, p_{12} indica la probabilidad de que la economía que se encuentra en el estado 2 en “ $t-1$ ” se mueva al estado 1 en el período “ t ”, mientras que, p_{22} se refiere a la probabilidad de que la economía permanezca estable en el mismo estado 2 en el período siguiente.

La ecuación (1) permite la inclusión de atípicos, ξ_t , con el propósito de evitar la selección de regímenes ficticios y permitir que se cumpla la hipótesis de distribución normal de las perturbaciones. En todos los casos la naturaleza de dichos atípicos responde a la definición de impulsos tal como indica la variable ficticia de la expresión (6).²

² Kim y Nelson (1999, 80) reestiman el modelo de Hamilton (1989) con la incorporación de un atípico para capturar el efecto de un cambio en la media de crecimiento del PIB.

En general, el problema de la inferencia en un modelo cambiante de Markov consiste en 1) estimar los parámetros del modelo, $\phi_1, \dots, \phi_p, \beta_\xi, \sigma_{s_t}^2, \mu_{s_t}$ y las probabilidades de transición, maximizando el logaritmo de la función de verosimilitud y 2) hacer inferencias acerca de $S_t, t = 1, 2, \dots, T$. Las inferencias acerca del estado de la economía en el momento t se realizan a partir de las probabilidades filtradas y de las probabilidades suavizadas.

Una vez obtenidas las probabilidades suavizadas y los parámetros estimados se calculaba, hasta ahora, la varianza de las perturbaciones siguiendo el criterio utilizado por Kim y otros (1998), cuya expresión responde a:

$$E(\sigma_{s_t}^2 | y_T) = \hat{\sigma}_1^2 E[S_t=1|\Psi_T] + \hat{\sigma}_2^2 E[S_t=2|\Psi_T] + \dots + \hat{\sigma}_m^2 E[S_t=m|\Psi_T] \quad (7)$$

En este cálculo de la varianza de las perturbaciones se utiliza todo el conjunto de información hasta la última observación disponible, es decir, Ψ_T , debido a que en este procedimiento las probabilidades suavizadas indican la inferencia acerca del estado en el que se encuentra la economía en el momento t a partir del total de la muestra.

Sin embargo, si se considera que los agentes económicos **sólo conocen el conjunto de información hasta el período t** , es decir, Ψ_t , el cálculo apropiado de la **incertidumbre de inflación** aproximado a partir de la varianza de las perturbaciones debe realizarse de la misma forma que en la expresión (7) pero en función de las **probabilidades filtradas** en lugar de las probabilidades suavizadas, ya que las probabilidades filtradas indican la inferencia acerca del estado en el que se encuentra la economía en el momento t a partir de la información disponible sólo hasta dicho momento.

De manera que una vez obtenidas las **probabilidades filtradas y los parámetros estimados**, se calcula la **nueva incertidumbre de inflación** a partir de la siguiente expresión:

$$E(\sigma_{s_t}^2 | y_t) = \hat{\sigma}_1^2 E[S_t=1|\Psi_t] + \hat{\sigma}_2^2 E[S_t=2|\Psi_t] + \dots + \hat{\sigma}_m^2 E[S_t=m|\Psi_t] \quad (8)$$

Definida la formulación general de un modelo autorregresivo de orden p cambiante en la media y en la varianza de Markov de primer orden para m estados se selecciona el modelo particular que rige el proceso generador de datos.

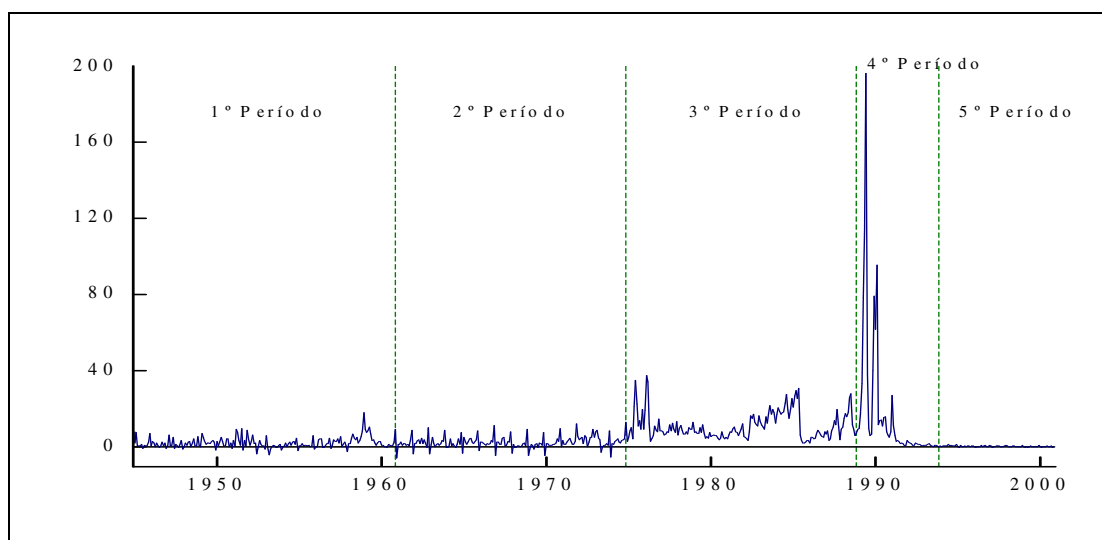
2. Análisis empírico

Desde mediados del siglo XX, Argentina ha transitado por etapas marcadas por tasas de inflación baja, alta e hiperinflación bajo distintos regímenes de política económica. La literatura que estudia la relación entre estas variables ha puesto de manifiesto la sensibilidad de los resultados a los períodos considerados y a los niveles de inflación de los mismos.³

³ Fellingner (2004) presenta el estado de la evidencia empírica en los estudios que contrastan la hipótesis de Okun y Friedman. Se sintetizan los estudios encontrados en la literatura con referencia a los países, períodos y frecuencia de datos, las medidas de inflación, de expectativas de inflación y de variabilidad e incertidumbre empleadas, el tipo de análisis de datos, los procedimientos utilizados para estudiar la relación y los principales resultados.

En este estudio se ha dividido el total de la muestra en cinco períodos, el primero: 1945:01-1960:12, el segundo: 1961:01-1974:12, el tercero: 1975:01-1988:12, el cuarto: 1989:01-1993:12 y el quinto: 1994:01-2000:12. La razón de esta periodificación obedece básicamente a los niveles de inflación, a los posibles comportamientos estocásticos diferentes del proceso generador de datos y a la extinción de la etapa de alta inflación y el comienzo de estabilidad de precios que a partir de 1994 se presenta con tasas anuales inferiores al 4,5% incluyendo la deflación de los dos últimos años, 1999 y 2000. En el Gráfico 1 se representa la evolución de la tasa de inflación mensual y el Cuadro 1 muestra los estadísticos descriptivos en los distintos períodos.

Gráfico 1: Tasas de inflación mensual (%). 1945:01-2000:12



Fuente: Elaboración propia

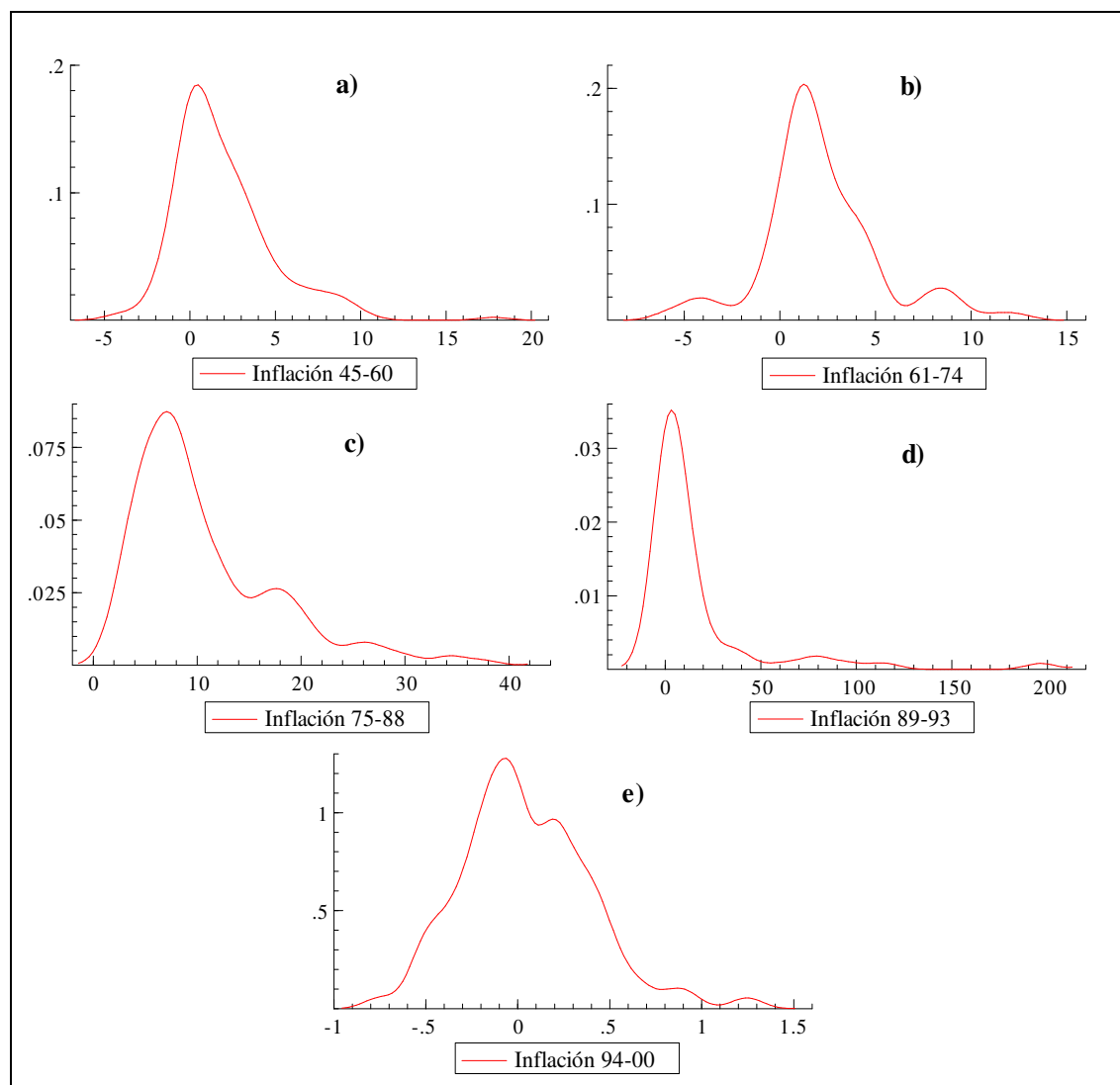
Cuadro 1: Estadísticos descriptivos de la tasa de inflación mensual

Período	Nº Observaciones	Mínimo	Máximo	Media	Desviación típica
Total Período: 1945-2000	672	-6,07	196,63	5,26	12,09
1º Período: 1945-1960	192	-4,20	17,76	1,95	2,88
2º Período: 1961-1974	168	-6,07	12,66	2,15	3,10
3º Período: 1975-1988	168	1,70	37,57	10,80	7,07
4º Período: 1989-1993	60	-0,01	196,63	16,37	33,96
5º Período: 1994-2000	84	-0,75	1,25	0,05	0,35

Fuente: Elaboración propia

Las funciones de densidad de la inflación mensual permiten realizar un análisis preliminar que ayuda a seleccionar el modelo al detectar provisionalmente la cantidad de estados presentes en cada uno de los cinco períodos bajo análisis. A partir del Gráfico 2 se evidencian mezclas de distribuciones normales con distintas modas. Así, las secciones a), b) y e) sugieren dos modas y las secciones c) y d) al menos tres modas. Por otro lado, las secciones b) y e) podrían presentar componentes estacionales.

Gráfico 2: Funciones de densidad de la inflación mensual



Fuente: Elaboración propia

Sin embargo, y debido a que la selección del modelo es una tarea compleja, sobre todo por la elección apropiada de la cantidad de estados presentes en cada uno de los períodos, se adopta el procedimiento sugerido por Krolzig (1997) comenzando por la preselección de un número de estados no superior a cuatro y optando por aquella estimación más restringida en función de contrastes de hipótesis de significatividad de los parámetros autorregresivos, de igualdad de medias y de varianzas, en este orden. En todos los casos se han seleccionado aquellos modelos a los que, frente a otros alternativos, les corresponden menores valores para los criterios de Akaike (AIC) y de Hannan y Quinn (HQ)⁴ respetando que las raíces de los polinomios autorregresivos se encuentren fuera del círculo

⁴ Véanse Akaike (1981) y Hannan y Quinn (1979).

de radio unidad y que los residuos estandarizados se comporten como ruido blanco, de forma de no poder rechazar las hipótesis de normalidad, de no autocorrelación y de ausencia de comportamiento de heteroscedasticidad condicional autorregresiva.

Las estimaciones de dichos modelos, para cada uno de los cinco períodos se han realizado a partir del programa *MSVAR for Ox* desarrollado por Krolzig (1998)⁵. (Los Apéndices 1 a 5 presentan los resultados de las mismas y sus respectivos diagnósticos.)

Los resultados de las estimaciones sugieren que los modelos con régimen cambiante brindan una aproximación razonable de la incertidumbre de inflación en los períodos considerados. En particular, y en un análisis para cada período, se observa que el **Primer período** (1945:01-1960:12) contiene dos estados, uno de baja inflación (0,34% mensual) con el 73% de las observaciones y otro de alta inflación (2,3% mensual). Estadísticamente los dos estados tienen medias y varianzas distintas.

El **Segundo período** (1961:01-1974:12) contiene también dos estados, uno de baja inflación (0,66% mensual) con el 60% de las observaciones y otro de alta inflación (3,14% mensual). Es reseñable que, siendo las medias de los estados de inflación mayores que las del primer período, la varianza se reduce a la mitad. Ello pondría de manifiesto una relación negativa entre las dos variables. Por otro lado, aunque existan dos medias distintas en estados de baja y alta inflación la varianza es estadísticamente la misma en ambos estados.⁶

En el **Tercer período** (1975:01-1988:12) aparecen tres estados, uno de baja inflación (6,28% mensual) que comprende el 51% de la muestra, otro de inflación media (10,35% mensual) con sólo el 9% de las observaciones y finalmente uno de alta inflación (17,3% mensual). Aunque estadísticamente existan dos medias distintas en estados de baja y media inflación, la varianza es la misma en ambos estados. Por otro lado la varianza del estado de alta inflación es distinta a la varianza de los estados con inflaciones menores.

El **Cuarto período** (1989:01-1993:12) contiene tres estados, uno de baja inflación (0,59% mensual) con el 63% de la muestra, uno de inflación media (6,57% mensual) y otro de alta inflación (31,86% mensual) que comprende el 18% de las observaciones. Estadísticamente los tres estados tienen varianzas distintas, las medias de los regímenes 1 y 2 son también diferentes y la distinción entre las medias de los estados 2 y 3 debería tomarse con cautela debido a que las estimaciones de las medias de los regímenes 2 y 3 son iguales al 1% de nivel de significación.

Por ultimo, en el **Quinto período** (1994:01-2000:12) se presentan dos estados, uno de deflación (-0,2% mensual) al que le corresponde el 44% de las observaciones y el otro de inflación cero. Además, aunque estadísticamente existan dos medias distintas en estados de inflación cero y de deflación, la varianza es la misma en ambos estados.⁷

⁵ El programa "MSVAR for Ox" utiliza el lenguaje de programación Ox de Doornik (1998) y permite una interface con el programa GiveWin. Para maximizar la función de verosimilitud se emplea el algoritmo *Expectation-Maximation*, EM, introducido por Dempster y otros (1977).

⁶ Como es sabido, la estimación de un modelo restringido, en este caso un modelo con dos medias y varianza constante, conduciría a estimadores con mejores propiedades, en particular con mínima varianza, que la estimación de un modelo sin restricciones. Sin embargo, debido a que los resultados de la estimación del modelo restringido no alteran la interpretación de las hipótesis individuales de los parámetros y a la necesidad de interpretar la expresión de la incertidumbre de inflación en el conjunto del período (1945-2000) se decide continuar el análisis con el modelo sin restricciones.

⁷ En esta estimación se decide utilizar el modelo sin restricciones con el mismo razonamiento realizado para el segundo período.

Con el propósito de comprobar de forma global la hipótesis de Okun y Friedman que formula que los niveles de inflación provocan mayor incertidumbre de inflación se realizaron dos análisis. El primero se basa en la aproximación de la incertidumbre de inflación a partir de la varianza de las perturbaciones de los modelos con régimen cambiante de Markov y, el segundo, recurre a la estimación directa de la incertidumbre obtenida por dichos modelos a partir de las probabilidades filtradas.

Considerando, en primer lugar, los resultados de las estimaciones de los modelos con régimen cambiante de Markov período a período, puede observarse que los parámetros de las medias crecen conjuntamente con las varianzas de las perturbaciones, estableciéndose una relación directa para el total del período 1945-2000 con un coeficiente de correlación de 0,85.

El Cuadro 2 resume los valores de los parámetros estimados para las medias y las varianzas de los distintos modelos para cada uno de los períodos y la ordenación de los mismos dispuestos por orden ascendente.

Cuadro 2: Parámetros estimados de medias y varianzas en modelos con régimen cambiante de Markov. 1945:01-2000:12

Período	Régimen	Media (%)	Varianza	Orden ascendente s/ medias		Orden ascendente s/ varianza	
				Media	Varianza	Media	Varianza
1945-1960	Rég. 1	0,34	0,28	-0,19	0,03	-0,19	0,03
	Rég. 2	2,31	7,05	0,10	0,06	0,10	0,06
1961-1974	Rég. 1	0,66	1,75	0,34	0,28	0,59	0,25
	Rég. 2	3,14	2,36	0,59	0,25	0,34	0,28
1975-1988	Rég. 1	6,28	1,88	0,66	1,75	6,28	1,89
	Rég. 2	10,35	2,05	2,31	7,05	0,66	1,75
	Rég. 3	17,30	36,58	3,14	2,36	10,35	2,05
1989-1993	Rég. 1	0,59	0,25	6,28	1,89	3,14	2,36
	Rég. 2	6,57	12,80	6,57	12,80	2,31	7,05
	Rég. 3	31,86	1420,80	10,35	2,05	6,57	12,80
1994-2000	Rég. 1	-0,19	0,03	17,30	36,58	17,30	36,58
	Rég. 2	0,10	0,06	31,86	1420,80	31,86	1420,80

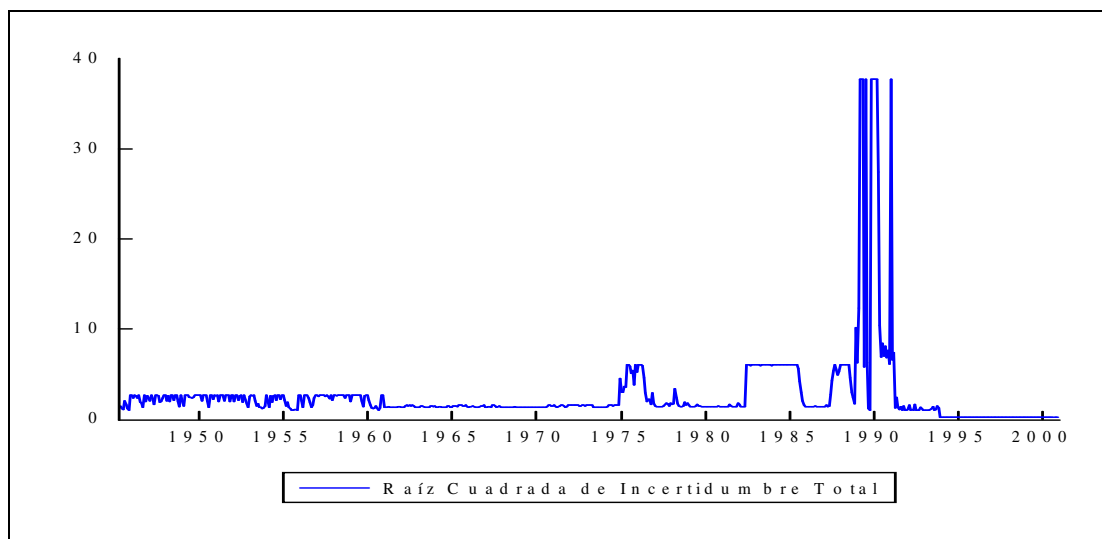
Nota: Las celdas sombreadas del mismo color corresponden a valores de varianzas de las perturbaciones que son estadísticamente iguales.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados de las estimaciones

A partir de los dos criterios de ordenación puede observarse que, a pesar de la alta correlación entre la media y la varianza, a valores mayores de la media de la inflación no siempre le corresponden los mayores valores de varianza y viceversa. En los rangos extremos de medias, esto es, entre (-0,19% y 2,31%) y (10,35% y 31,86) el nivel de la incertidumbre aumenta. Por otro lado, en los rangos extremos de incertidumbre, esto es, entre (0,03 y 0,25) y (7,05 y 1420,80) el nivel de la media aumenta. Esto podría poner en evidencia la existencia de umbrales de inflación para los que la relación entre estas dos variables sea positiva tal como demuestran Logue y Willett (1976), Hafer y Hafer (1981) y Chowdhury (1991).

Por otro lado, los valores de las probabilidades filtradas junto a los parámetros estimados correspondientes permiten obtener una medida directa de la incertidumbre de inflación, como la formulada por la ecuación (8), cuya raíz cuadrada se muestra en el Gráfico 3. Se puede observar que en el período 1945-2000 existe heteroscedasticidad y que frente a niveles distintos de inflación la incertidumbre ha sido también distinta.

Gráfico 3: Raíz Cuadrada de la Incertidumbre de inflación estimada. 1945:01-2000:12



Nota: Para evitar problemas de escala, la medida de incertidumbre de inflación se refiere a la raíz cuadrada de la incertidumbre estimada a partir de los modelos con régimen cambiante de Markov.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados de las estimaciones

La hipótesis de Okun y Friedman puede comprobarse a través de contrastes de causalidad de Granger (1969) entre la raíz cuadrada de la incertidumbre de inflación y la inflación observada, cuyos estadísticos aparecen en el Cuadro 3 para los distintos períodos. Los períodos segundo (1961-1974) y quinto (1994-2000) no se consideran en este análisis debido a que se comprobó homoscedasticidad en el comportamiento de las perturbaciones.

Por consiguiente, la relación entre inflación e incertidumbre se cumple para el total del período pero en el sentido de retroalimentación, esto es, la inflación mejora la predicción de la incertidumbre y la incertidumbre mejora la predicción de la inflación.

En particular, la relación entre inflación e incertidumbre se cumple en sentido inverso en el tercer período, es decir, la incertidumbre mejora la predicción de la inflación, cumpliéndose las formulaciones de Cukierman y Meltzer (1986) y Devereux (1989)⁸.

⁸ Los modelos teóricos que analizan la relación entre inflación e incertidumbre de inflación se basan principalmente en el comportamiento de los *polymakers* en virtud de la conexión existente entre política

En el cuarto período existe retroalimentación, en especial para la formulación del contraste de causalidad para uno y dos retardos, ya que se rechazan ambas hipótesis nulas al 99% de nivel de confianza. Por otro lado, en el primer período no existe relación entre dichas variables. Estos resultados ponen en evidencia una vez más la sensibilidad de la relación a los distintos períodos bajo análisis.

Cuadro 3: Contrastes de causalidad en modelos con régimen cambiante de Markov

Contrastes de Causalidad				
Período	H₀: la inflación no causa a la incertidumbre		H₀: la incertidumbre no causa a la inflación	
	Estadístico F	Prob. asociada	Estadístico F	Prob. Asociada
1945:05-2000:12 667 observ.	103,68400 -a	0,00000	183,17100 -a	0,00000
	49,41810 -b	0,00000	111,40000 -b	0,00000
	33,24490 -c	0,00000	78,11510 -c	0,00000
	36,53800 -d	0,00000	66,70980 -d	0,00000
1° período 1945:05-1960:12 187 observ.	3,31302 -a	0,07036	0,14360 -a	0,70517
	1,92247 -b	0,14922	0,42810 -b	0,65241
	1,34230 -c	0,26220	1,34524 -c	0,26127
	0,95245 -d	0,43512	0,93031 -d	0,44766
3° período 1975:01-1988:12 168 observ.	2,26936 -a	0,13387	13,21500 -a	0,00037
	3,59649 -b	0,02960	10,47830 -b	0,00005
	3,38688 -c	0,01958	7,13040 -c	0,00016
	3,57157 -d	0,00808	5,46067 -d	0,00038
4° período 1989:01-1993:12 60 observ.	10,01770 -a	0,00249	18,17630 -a	0,00008
	5,29402 -b	0,00789	12,63160 -b	0,00003
	3,36092 -c	0,02538	8,78618 -c	0,00008
	3,47805 -d	0,01378	6,91198 -d	0,00016

Nota: El contraste de causalidad se ha construido para 1, 2, 3 y 4 retardos en cada uno de los períodos y sus resultados corresponden a las expresiones -a, -b, -c y -d, respectivamente. Las celdas sombreadas indican que existe precedencia según el 1% de nivel de significación.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados de las estimaciones

3. Conclusiones

Desde mediados del siglo XX, Argentina ha transitado por etapas marcadas por tasas de inflación baja, alta e hiperinflación bajo distintos regímenes de política económica. En este trabajo, a partir de la estimación de modelos con régimen cambiante de Markov, se capturan los posibles comportamientos heteroscedásticos y los cambios de nivel en el proceso de inflación en Argentina para diferentes estados de la economía que, en este contexto, se interpretan como distintos niveles de la tasa de inflación mensual y se obtiene

monetaria e inflación. En este sentido, Ball (1992), Evans y Wachtel (1993) y Holland (1993) demuestran que un incremento de la tasa de inflación causa un aumento de la incertidumbre sobre la inflación futura. Sin embargo, Cukierman y Meltzer (1986) y Devereux (1989) consideran que la dirección de causalidad es inversa, es decir, la incertidumbre precede a la inflación.

una nueva medida directa de incertidumbre de inflación que junto a la tasa de inflación mensual permite contrastar las hipótesis de Okun y Friedman.

En el análisis empírico se ha dividido el total de la muestra disponible, 1945-2000, en cinco períodos y los resultados de las estimaciones sugieren que los modelos con régimen cambiante brindan una aproximación razonable de la incertidumbre de inflación. Considerando los resultados de las estimaciones de los modelos con régimen cambiante de Markov período a período, puede observarse que los parámetros de las medias crecen conjuntamente con las varianzas de las perturbaciones, estableciéndose una relación directa para el total de la muestra con un coeficiente de correlación de 0,85. Sin embargo, a pesar de la alta correlación entre la media y la varianza, a valores mayores de la media de la inflación no siempre le corresponden los mayores valores de varianza y viceversa. Esto podría poner en evidencia la existencia de umbrales de inflación para los que la relación entre estas dos variables sea positiva.

Cuando se estudia la hipótesis de Okun y Friedman a través de contrastes de causalidad de Granger (1969) entre la medida directa de incertidumbre de inflación estimada y la inflación observada se comprueba que la relación entre estas variables se cumple para el total del período pero en el sentido de retroalimentación, esto es, la inflación mejora la predicción de la incertidumbre y la incertidumbre mejora la predicción de la inflación. Sin embargo, los resultados ponen en evidencia la sensibilidad de la relación a los distintos períodos bajo análisis. De hecho, entre 1975 y 1988 la relación entre dichas variables se cumple en sentido inverso, es decir, la incertidumbre mejora la predicción de la inflación; en el período 1989-1993 se evidencia retroalimentación; mientras que, entre 1945 y 1960 no existe relación. Además, los períodos 1961-1974 y 1994-2000 denotan homoscedasticidad en el comportamiento de las perturbaciones del modelo de inflación.

**APÉNDICE 1: Resultado de la estimación del modelo MSH(2) AR(4).
Primer período (1945:01-1960:12)**

Parámetro	Estimación	Estadístico t
μ_1	0,3367	2,3751
μ_2	2,3121	5,3147
ϕ_1	0,1712	2,4793
ϕ_4	0,1009	2,9698
β_{ie59}	16,2650	13,8620
σ^2_1	0,2809	6,3571
σ^2_2	7,0465	15,8307
p12	0,1307	0,9779
p21	0,3585	2,6109
Nº observac.	188	AIC: 4,4913
Log-máx.ver.	-413,18	HQ: 4,5541

Análisis de los residuos estandarizados			
Contrastes Autocorrelación $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$		Contrastes Heteroscedasticidad $H_0: \text{No existe Arch}$	
Estadístico	Prob. asociada	Estadístico	Prob. Asociada
$Q_5: 1,5057$	0,912	$\chi^2_{(1)}: 0,8929$	0,345
$Q_{12}: 19,55$	0,076	$\chi^2_{(2)}: 3,8336$	0,147
$Q_{36}: 46,648$	0,110	$\chi^2_{(3)}: 6,9682$	0,073
Media	0,0019	Contraste Normalidad	1,2902
Desv. típica	0,9392	Jarque-Bera	0,525
		Prob. Asociada	

Suponiendo que, para los niveles de inflación de este período, el Régimen 1 corresponde a un estado de baja inflación y el Régimen 2 a un estado de alta inflación, la matriz de probabilidades de transición correspondiente es:

	Régimen 1	Régimen 2
Régimen 1	p11= 0,64149	p12= 0,13066
Régimen 2	p21= 0,35851	p22= 0,86934

donde $p_{ij} = \Pr\{s(t)=i | s(t-1)=j\}$

A fin de verificar si las medias y las varianzas de los regímenes son diferentes se realizan los contrastes de restricciones lineales de Wald cuyos resultados son:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \text{ vs } H_1: \mu_1 \neq \mu_2, \chi^2_{(1)} = 24,3969 (0,0000)$$

$$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2 \text{ vs } H_1: \sigma^2_1 \neq \sigma^2_2, \chi^2_{(1)} = 136,401 (0,0000)$$

En ambos casos no puede aceptarse la hipótesis nula al 1% del nivel de significación, por tanto, los dos estados tienen medias y varianzas distintas.

**APÉNDICE 2: Resultado de la estimación del modelo MSH(2) AR(2).
Segundo período (1961:01-1974:12)**

Parámetro	Estimación	Estadístico t
μ_1	0,6571	4,1388
μ_2	3,1393	10,8490
ϕ_1	-0,3991	-8,2007
ϕ_2	-0,1421	-3,0838
β_{dic}	7,8779	18,2210
β_{ie72}	5,5432	3,3832
β_{if73}	5,8395	3,5992
β_{im73}	7,4344	4,6338
σ^2_1	1,7579	9,0967
σ^2_2	2,3644	8,4256
p12	0,1806	3,9245
p21	0,1281	2,8972
Nº observac.	168	AIC: 4,1315
Log-máx.ver.	-335,045	HQ: 4,2221

Análisis de los residuos estandarizados			
Contrastes Autocorrelación $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$		Contrastes Heteroscedasticidad $H_0: \text{No existe Arch}$	
Estadístico	Prob. asociada	Estadístico	Prob. Asociada
Q ₅ : 9,431	0,093	$\chi^2_{(1)} : 0,7862$	0,375
Q ₁₂ : 13,325	0,346	$\chi^2_{(2)} : 2,7182$	0,257
Q ₃₆ : 38,009	0,378	$\chi^2_{(3)} : 9,2551$	0,026
Media	0,0002	Contraste Normalidad	5,3363
Desv. Típica	0,8716	Jarque-Bera	0,070
		Prob. Asociada	

Suponiendo que, para los niveles de inflación de este período, el Régimen 1 corresponde a un estado de baja inflación y el Régimen 2 a un estado de alta inflación, la matriz de probabilidades de transición correspondiente es:

	Régimen 1	Régimen 2
Régimen 1	p11= 0,87189	p12= 0,18059
Régimen 2	p21= 0,12811	p22= 0,81941

donde $p_{ij} = \Pr\{s(t)=i | s(t-1)=j\}$

A fin de verificar si las medias y las varianzas de los regímenes son diferentes se realizan los contrastes de restricciones lineales de Wald cuyos resultados son:

$H_0: \mu_1 = \mu_2$ vs $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$, $\chi^2_{(1)} = 77,4534$ (0,0000)

$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$ vs $H_1: \sigma^2_1 \neq \sigma^2_2$, $\chi^2_{(1)} = 0,87230$ (0,3503)*

En el caso de la media no puede aceptarse la hipótesis nula, por tanto, los dos estados tienen medias distintas, sin embargo, las varianzas son estadísticamente iguales al 5% del nivel de significación.

**APÉNDICE 3: Resultado de la estimación del modelo MSH(3) AR(1).
Tercer período (1975:01-1988:12)**

Parámetro	Estimación	Estadístico t
μ_1	6,2783	7,5675
μ_2	10,3540	11,4920
μ_3	17,2970	12,6520
ϕ_1	0,6145	16,3980
β_{im76}	19,2360	3,1625
σ^2_1	1,8849	10,4061
σ^2_2	2,0465	4,7495
σ^2_3	36,5750	11,3798
p12	0,8341	4,4374
p21	0,1580	1,5737
p13	0,0318	Desv.típ. =0,0000
p31	0,0000	0,0000
p32	0,1656	4,1921
p23	0,0175	1,9364
Nº observac.	168	AIC: 5,4400
Log-máx.ver.	-442,962	HQ: 5,5457

Análisis de los residuos estandarizados			
Contrastes Autocorrelación $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$		Contrastes Heteroscedasticidad $H_0: \text{No existe Arch}$	
Estadístico	Prob. asociada	Estadístico	Prob. Asociada
Q ₅ : 1,894	0,864	$\chi^2_{(1)} : 1,8029$	0,179
Q ₁₂ : 9,952	0,620	$\chi^2_{(2)} : 1,9688$	0,374
Q ₃₆ : 26,056	0,889	$\chi^2_{(3)} : 2,0344$	0,565
Media	-0,0259	Contraste Normalidad	1,2246
Desv. típica	0,9234	Jarque-Bera	
		Prob. Asociada	0,542

Suponiendo que, para los niveles de inflación de este período, el Régimen 1 corresponde a un estado de baja inflación, el Régimen 2 a un estado de inflación media y el Régimen 3 a un estado de alta inflación, la matriz de probabilidades de transición correspondiente es:

	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 3
Régimen 1	p11= 0,84199	p12= 0,83412	p13= 0,03178
Régimen 2	p21= 0,15801	p22= 0,00030	p23= 0,01745
Régimen 3	p31= 0,00000	p32= 0,16558	p33= 0,95077

donde $p_{ij} = \Pr\{s(t)=i | s(t-1)=j\}$

A fin de verificar si las medias y las varianzas de los regímenes son diferentes se realizan los contrastes de restricciones lineales de Wald cuyos resultados son:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \text{ vs } H_1: \mu_1 \neq \mu_2, \chi^2_{(1)} = 86,6682 (0,0000)$$

$$H_0: \mu_2 = \mu_3 \text{ vs } H_1: \mu_2 \neq \mu_3, \chi^2_{(1)} = 34,4753 (0,0000)$$

$$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2 \text{ vs } H_1: \sigma^2_1 \neq \sigma^2_2, \chi^2_{(1)} = 0,03027 (0,8619)*$$

$$H_0: \sigma^2_2 = \sigma^2_3 \text{ vs } H_1: \sigma^2_2 \neq \sigma^2_3, \chi^2_{(1)} = 55,9163 (0,0000)$$

En el caso de las medias no pueden aceptarse las hipótesis nulas al 1% del nivel de significación, por tanto, los tres estados tienen medias distintas, sin embargo, las varianzas de los estados de baja y media inflación son estadísticamente iguales al 5% del nivel de significación.

APÉNDICE 4: Resultado de la estimación del modelo MSH(3) AR(4). Cuarto período (1989:01-1993:12)

Parámetro	Estimación	Estadístico t
μ_1	0,5897	6,0849
μ_2	6,5684	5,8202
μ_3	31,8590	2,7169
ϕ_1	0,4078	20,2260
ϕ_2	-0,0411	-8,7859
ϕ_4	0,0217	9,0655
β_{ij89}	152,2100	73,5320
β_{ie92}	2,1659	4,2570
σ^2_1	0,2503	8,6214
σ^2_2	12,7970	4,6024
σ^2_3	1420,80	4,6156
p12	0,0000	0,0000
p21	0,0000	0,0000
p13	0,2495	3,7466
p31	0,0474	1,3844
p32	0,1687	2,2273
p23	0,1085	1,9069
Nº observac.	60	AIC: 5,0114
Log-máx.ver.	-133,341	HQ: 5,2435

Análisis de los residuos estandarizados			
Contrastes Autocorrelación $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$		Contrastes Heteroscedasticidad $H_0: \text{No existe Arch}$	
Estadístico	Prob. asociada	Estadístico	Prob. Asociada
$Q_5: 3,503$	0,623	$\chi^2_{(1)}: 1,0984$	0,295
$Q_{12}: 7,605$	0,815	$\chi^2_{(2)}: 2,5003$	0,286
$Q_{24}: 24,983$	0,407	$\chi^2_{(3)}: 2,4733$	0,480
Media	0,00004	Contraste Normalidad	
Desv. típica	0,9914	Jarque-Bera	1,5115
		Prob. Asociada	0,469

Suponiendo que, para los niveles de inflación de este período, el Régimen 1 corresponde a un estado de baja inflación, el Régimen 2 a un estado de inflación media y el Régimen 3 a un estado de alta inflación, la matriz de probabilidades de transición correspondiente es:

	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 3
Régimen 1	p11= 0,95260	p12= 0,00000	p13= 0,24950
Régimen 2	p21= 0,00002	p22= 0,83130	p23= 0,10849
Régimen 3	p31= 0,04738	p32= 0,16870	p33= 0,64201

donde $p_{ij} = \Pr\{s(t)=i|s(t-1)=j\}$

A fin de verificar si las medias y las varianzas de los regímenes son diferentes se realizan los contrastes de restricciones lineales de Wald cuyos resultados son:

$H_0: \mu_1 = \mu_2$ vs $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$, $\chi^2_{(1)} = 28,1884$ (0,0000)

$H_0: \mu_2 = \mu_3$ vs $H_1: \mu_2 \neq \mu_3$, $\chi^2_{(1)} = 4,64708$ (0,0311)

$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$ vs $H_1: \sigma^2_1 \neq \sigma^2_2$, $\chi^2_{(1)} = 15,5815$ (0,0000)

$H_0: \sigma^2_2 = \sigma^2_3$ vs $H_1: \sigma^2_2 \neq \sigma^2_3$, $\chi^2_{(1)} = 17,3742$ (0,0000)

En ningún caso pueden aceptarse las hipótesis nulas al 5% del nivel de significación. Sin embargo, las estimaciones de las medias de los regímenes 2 y 3 son iguales al 1% de nivel de significación.

APÉNDICE 5: Resultado de la estimación del modelo MSH(2) AR(2,12). Quinto período (1994:01-2000:12)

Parámetro	Estimación	Estadístico t
μ_1	-0,1922	-2,9358
μ_2	0,1030	1,0238
ϕ_2	-0,1830	-2,3469
ϕ_{12}	0,5313	5,1726
β_{ie95}	1,1549	4,0334
σ^2_1	0,0309	5,4766
σ^2_2	0,0563	7,4769
p12	0,1497	1,6290
p21	0,1950	1,1304
Nº observac.	84	AIC: 0,2562
Log-máx.ver.	-1,761	HQ: 0,3609

Análisis de los residuos estandarizados			
Contrastes Autocorrelación $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$		Contrastes Heteroscedasticidad $H_0: \text{No existe Arch}$	
Estadístico	Prob. asociada	Estadístico	Prob. Asociada
$Q_5: 5,0394$	0,411	$\chi^2_{(1)}: 1,6431$	0,200
$Q_{12}: 10,2120$	0,597	$\chi^2_{(2)}: 5,3124$	0,070
$Q_{36}: 24,376$	0,930	$\chi^2_{(3)}: 5,4416$	0,142
Media	0,0002	Contraste Normalidad	
Desv. Típica	0,8835	Jarque-Bera	4,1199
		Prob. Asociada	0,128

Suponiendo que, para los niveles de inflación de este período, el Régimen 1 corresponde a un estado de deflación y el Régimen 2 a un estado de inflación cero, la matriz de probabilidades de transición correspondiente es:

	Régimen 1	Régimen 2
Régimen 1	p11= 0,80504	p12= 0,14971
Régimen 2	p21= 0,19496	p22= 0,85029

donde $p_{ij} = \Pr\{s(t)=i | s(t-1)=j\}$

A fin de verificar si las medias y las varianzas de los regímenes son diferentes se realizan los contrastes de restricciones lineales de Wald cuyos resultados son:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \text{ vs } H_1: \mu_1 \neq \mu_2, \chi^2_{(1)} = 13,6985 (0,0002)$$

$$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2 \text{ vs } H_1: \sigma^2_1 \neq \sigma^2_2, \chi^2_{(1)} = 2,35456 (0,1249)*$$

En el caso de las medias no pueden aceptarse las hipótesis nulas al 1% del nivel de significación, por tanto, los dos estados tienen medias distintas, sin embargo, las varianzas son estadísticamente iguales al 5% del nivel de significación.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Akaike, H. (1981). "Likelihood of a model and information criteria". *Journal of Econometrics*, 16.
- Ball, L. (1992). "Why does high inflation raise inflation uncertainty?". *Journal of Monetary Economics*, 29, 371-388.
- Chowdhury, A. (1991). "The relationship between the inflation rate and its variability: the issues reconsidered". *Applied Economics*, 23, 993-1003.
- Cukierman, A. y Meltzer (1986). "A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information". *Econometrica*, 54, 5, September, 1099-1128.
- Dempster, A., Laird, N. y Rubin, D. (1977). "Maximum likelihood estimation from incomplete data via the EM algorithm". *Journal of the Royal Statistical Society*, 39, Series B, 1-38.
- Devereux, (1989). "A positive theory of inflation and inflation variance". *Economic Inquiry*, 27, 105-116.
- Doornik, J. (1998). *Object-Oriented Matrix Programming using Ox 2.0*. Timberlake Consultants Press, London.
- Evans, M. y Wachtel, M. (1993). "Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, 3 (Part 2), Aug, 475-511.
- Fellinger, E. (2004) "Análisis de la relación inflación-incertidumbre de inflación. El caso argentino (1945-2000)". *Tesis Doctoral*, Universidad de Alcalá, 294 p.
- Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: "Inflation and unemployment". *Journal of Political Economy*. Vol. 85, 3, 451-472.

- Goldfeld, S. y Quandt, R. (1973). "A Markov model for switching regression". *Journal of Econometrics*, 1, 3-16.
- Granger, C. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross - Spectral Methods". *Econometrica*, 37, 424-438.
- Hafer, R. W. y Heyne-Hafer, G. (1981). "The relationship between inflation and its variability: International evidence from the 1970s". *Journal of Macroeconomics*, Vol. 3, 4, Fall, 571-577.
- Hamilton, J. (1989). "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle". *Econometrica*, 57, 2, 357-384.
- Hannan, E. y Quinn, B. (1979). "The determination of the order of an autorregression". *Journal of the Royal Statistical Society*, serie B, 41.
- Holland, A. (1993). "Uncertain effects of money and the link between the inflation rate and inflation uncertainty". *Economic Inquiry*, Vol. 31, 1, January, 39-51.
- Kim, C. (1993). "Unobserved-component time series models with Markov-switching heteroscedasticity: Changes in regime and the link between inflation rates and inflation uncertainty". *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, 3, July, 341-349.
- Kim, C. y Nelson, C. (1999). *State-space models with regimen switching. Classical and Gibbs-sampling approaches with applications*. The MIT Press, 297 p.
- Kim, C., Nelson, C. y Startz, R. (1998). Testing for mean reversion in heteroskedastic data based on Gibbs-sampling-augmented randomization. *Journal of Empirical Finance*, 5, 131-154.
- Krolzig, H. (1997). "Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis". *Lectures Notes in Economics and Mathematical Systems*, 454, Springer, 357 p.
- Krolzig, H. (1998). "Econometric modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox". <http://www.economics.ox.ac.uk/research/hendry/krolzig>. University of Oxford.
- Krolzig, H. (2002). "Regime-Switching Models" <http://www.economics.ox.ac.uk/research/hendry/krolzig>. University of Oxford.
- Logue, D. y Willet, T. (1976). "A note on the relation between the rate and variability of inflation". *Economica*, 43, May, 151-158.