

Markov-Switching y Persistencia de la Inflación: Una Aplicación para Perú

Mercedes García-Escribano M.^a

Economics Department
University of Chicago

Luis Felipe Zegarra B.^b

Departamento de Economía
Universidad del Pacífico

Primera versión

14 de septiembre de 1999

Resumen

Este trabajo describe mediante un modelo de Markov-switching el proceso seguido por la inflación en Perú durante los años comprendidos entre 1938 y 1998. En concreto, el modelo de Markov-switching que hemos considerado explica la inflación en cada uno de los posibles estados o regímenes existentes como un proceso autorregresivo de primer orden con parámetros específicos para cada régimen. Esto permite que cada estado se caracterice por una determinada media y volatilidad para la inflación. La técnica del filtro de Hamilton (1989) es utilizada en la estimación de los parámetros e identificación del estado más probable en cada momento de la serie de la inflación. El test de ratio de máxima verosimilitud es utilizado para evaluar la hipótesis acerca del número de estados.

Los resultados obtenidos sugieren la existencia de un régimen de alta inflación entre los años 1988-91, un régimen de baja inflación para los períodos 1938-46, 1949-76 y 1993-98, y un régimen de inflación intermedia durante los años 1947-48 y 1977-87. Además, este modelo es útil para analizar la persistencia de la inflación y la eficacia de la política monetaria.

^a Mercedes García-Escribano M. es estudiante del Programa de Doctorado en Economía de la Universidad de Chicago, EEUU. E-mail: jmescribano@recol.es

^b Luis Felipe Zegarra B. es Profesor de la Facultad de Economía de la Universidad del Pacífico, Lima, Perú. E-mail: LZegarra@asistentes.up.edu.pe

Los autores agradecen la asistencia logística de la Universidad del Pacífico y a James Hamilton por compartir sus programas en GAUSS para la estimación de los modelos Markov-switching.

1. Introducción

Siguiendo a Hamilton (1989) y Simon (1996), el presente trabajo describe el proceso seguido por la inflación en Perú durante los años comprendidos entre 1938 y 1998 mediante un modelo Markov-switching, también conocido como modelo Markov de cambio de régimen. La idea básica de los modelos Markov-switching es descomponer la serie temporal a estudiar en una secuencia de períodos correspondientes a distintos regímenes o estados que son el resultado de un proceso Markov.

La ventaja de esta metodología para el estudio de la inflación respecto a los modelos tradicionales, como indica Simon (1996), es que permite explicar la inflación mediante sencillas funciones de la inflación pasada para cada uno de los regímenes existentes, siendo la transición entre regímenes endógena al modelo. Por el contrario, los modelos tradicionales modelan el proceso inflacionario como una función de muchas variables macroeconómicas ignorando la posibilidad de cambios estructurales que afecten a las expectativas sobre la inflación (Simon (1996)). Otros modelos consideran la transición exógena.

En concreto, el modelo de Markov-switching considerado en este trabajo describe la inflación en cada uno de los posibles regímenes existentes como un proceso autorregresivo de primer orden con parámetros específicos para cada estado. De esta manera, el modelo Markov-switching utilizado permite que cada régimen se caracterice por una determinada media y volatilidad para la inflación.

La técnica del filtro de Hamilton es utilizada para identificar los parámetros que caracterizan cada uno de los regímenes y para identificar qué régimen es el más probable que prevalezca en cada uno de los períodos de la serie temporal (Hamilton (1989)). El test de ratio de máxima verosimilitud es utilizado para seleccionar el número de regímenes en la modelación de la inflación. En concreto, la hipótesis de un régimen con la alternativa de dos, y la hipótesis de dos regímenes con la alternativa de tres son evaluadas.

Además, el modelo de Markov-switching aplicado a la inflación permite analizar la persistencia o duración esperada de la inflación en cada régimen, y la frecuencia de cambio de expectativas racionales por parte de los agentes privados, suponiendo que éstos forman sus expectativas mediante sencillas reglas. Si la inflación es altamente persistente, entonces, la regla de formación de expectativas inflacionarias por parte de los agentes privados no cambiará frecuentemente.

Asimismo, la persistencia y las probabilidades de transición entre regímenes reflejan la reputación del Banco Central y la eficacia de la política monetaria. Así, una elevada persistencia del estado de alta inflación y una muy baja probabilidad de transición desde éste régimen a uno de baja inflación son consecuencia de una mala reputación del Banco Central. Si éste es el caso, entonces las medidas tomadas para disminuir la inflación tendrán un costo elevado.

Los datos de inflación utilizados comprenden el período de 1938 a 1998 y han sido calculados como la variación porcentual del IPC de un mes con respecto al mismo mes del año anterior. Los resultados obtenidos sugieren la existencia de un régimen de

alta inflación entre los años 1988-91, un régimen de baja inflación para los períodos 1938-46, 1949-76 y 1993-98 y un régimen de inflación intermedia durante los años 1947-48 y 1977-87. Para comprobar la robustez de estos resultados la muestra es restringida al período 1960-1998, 1980-1998 y 1992-1998.

El presente documento tiene cuatro secciones. En la segunda sección, describimos en qué consiste el modelo Markov-switching y el filtro de Hamilton. En la tercera sección mostramos y comentamos los resultados empíricos para cada uno de los períodos analizados. Finalmente, en la cuarta sección presentamos las conclusiones del trabajo realizado y algunas recomendaciones de política monetaria.

2. Modelo Markov-Switching

2.1. La modelación de la inflación

El método Markov-switching, que hemos utilizado para la modelación de la inflación, postula que todos o algunos de los parámetros dependen de una variable no observable, S_t , llamada variable de estado. Esta variable S_t caracteriza el estado o régimen existente en el período t , y toma valores enteros entre 1 y K , donde K es el número de regímenes considerados en el modelo. En nuestro modelo, cada uno de estos estados describe un determinado comportamiento inflacionario. Por ejemplo, si K es igual a 2, un estado o régimen describiría una situación de baja inflación, mientras que el otro estado describiría una situación de alta inflación. El explicar la inflación mediante ecuaciones sencillas características para cada régimen es importante porque en Perú la inflación no ha mostrado un comportamiento homogéneo a lo largo del tiempo. En particular, entre los años 1988 y 1991, la inflación fue mucho mayor que en los años cincuenta, y que a finales de los 90. Además, la metodología Markov-switching permite determinar endógenamente qué régimen caracteriza mejor la inflación en cada período de tiempo.

En concreto, consideraremos que la inflación sigue un proceso autorregresivo de primer orden AR(1), de tal manera que si el estado prevalente en el período t es $S_t = s_t$, la inflación en el período t , π_t , será modelada de la siguiente manera:

$$\pi_t = b_0(s_t) + b_1 \pi_{t-1} + \varepsilon(s_t) \quad (2.1)$$

$$\pi_t / s_t \sim N(\mu(s_t), \sigma^2(s_t)) \quad (2.2)$$

$$\varepsilon(s_t) \sim N(0, \sigma^2(s_t)) \quad (2.3)$$

De esta manera, asumimos que, en la modelación de la inflación π_t , el término independiente b_0 y la varianza de la inflación, σ^2 , dependen del estado o régimen prevalente. Ello nos permitirá tomar en cuenta la existencia de períodos de tiempo en los cuales la media y la volatilidad de la inflación fueron diferentes que en otros. Para simplificar el análisis, supusimos que el parámetro autorregresivo b_1 es igual en todos los estados. Una posterior investigación podría relajar esta y otras restricciones de nuestro modelo. Podría, por ejemplo, suponerse que b_1 es también función del régimen y

que la varianza de la inflación sigue un proceso ARCH con parámetros dependientes del estado o régimen (Simon (1996)).

2.2. Las probabilidades de transición

La transición entre los K estados es el resultado de un proceso probabilístico que depende de las realizaciones pasadas de π y de S sólo a través del estado prevalente en el período anterior ya que se asume que la variable S_t evoluciona según un proceso Markov estándar (Engel y Hamilton (1990)). Por lo tanto, las transiciones entre regímenes, que son determinados de forma endógena por el modelo, sólo dependen del valor de la variable S_{t-1} .

Definamos p_{ij} como la probabilidad de pasar del estado j al estado i :

$$p_{ij} = P(S_t = i / S_{t-1} = j), \quad \text{para } i, j = 1, 2, \dots, K.$$

Es claro que:

$$\sum_{i=1}^K p_{ij} = 1 \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, K. \quad (2.4)$$

Es conveniente recoger todas las probabilidades de transición o probabilidades Markov en una matriz P de dimensión $K \times K$:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1K} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2K} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ p_{K1} & p_{K2} & \cdots & p_{KK} \end{bmatrix} \quad (2.5)$$

Aquí, hacemos notar que el valor de p_{ij} será de utilidad para evaluar la duración o persistencia esperada de la inflación. La duración esperada de la inflación en el estado $S_t = i$ es calculada como $\lambda_i = (1 - p_{ii})^{-1}$. Entonces, si p_{11} resultase ser muy cercano a uno, λ_1 sería muy alto, es decir sería poco probable que la inflación cambie de estado una vez que entra en el régimen 1.

Otra posible extensión de nuestro modelo consistiría en permitir que las probabilidades de transición variasen a lo largo del tiempo, lo que podría mejorar la capacidad predictiva del modelo. (Durland y McCurdy (1994) y Simon (1996)).

2.3. El filtro de Hamilton y la estimación de los parámetros

La técnica del filtro de Hamilton (1989) es el procedimiento iterativo que utilizamos para identificar qué régimen es el más probable que prevalezca en cada uno de los períodos de la serie temporal y para estimar por máxima verosimilitud el vector Θ que contiene todos los parámetros que caracterizan la distribución de $\{\pi_t\}$,

$$\Theta = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_K, \sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_K, p_{11}, p_{21}, \dots, p_{K1}, p_{12}, \dots, p_{K2}, \dots, p_{1K}, \dots, p_{KK})$$

La iteración t del filtro (Hamilton y Susmel (1994)) comienza con una estimación de las probabilidades

$$P(S_t, S_{t-1} / \pi_t, \pi_{t-1}, \dots; \Theta) \quad (2.6)$$

Cada una de las K^2 probabilidades representadas por (2.6) es multiplicada por $P(S_t, S_{t+1}; \Theta)$ y por la función de densidad $f(\pi_{t+1} / S_{t+1}, S_t, \pi_t; \Theta)$ para dar K^3 probabilidades:

$$P(S_{t+1}, S_t, S_{t-1}, \pi_{t+1} / \pi_t, \pi_{t-1}, \dots; \Theta) \quad (2.7)$$

Si suponemos que la inflación sigue una distribución normal, entonces la función de densidad $f(\pi_{t+1} / S_{t+1}, S_t, \pi_t; \Theta)$ será igual a:

$$f(\pi_{t+1} / S_{t+1}, S_t, \pi_t; \Theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi s(S_{t+1})}} \exp\left[-\frac{1}{2s^2(S_{t+1})}(\pi_{t+1} - b_1\pi_t - b_0(S_t))^2\right] \quad (2.8)$$

Los números en (2.7) son sumados sobre las distintas combinaciones de S_{t+1} , S_t y S_{t-1} para obtener la función de verosimilitud de la siguiente manera:

$$f(\pi_{t+1} / \pi_t, \pi_{t-1}, \dots; \Theta) = \sum_{S_{(t-1)=1}}^K \sum_{S_{(t)=1}}^K \sum_{S_{(t+1)=1}}^K P(S_{t+1}, S_t, S_{t-1}, \pi_{t+1} / \pi_t, \pi_{t-1}, \dots; \Theta) \quad (2.9)$$

A partir de la función de verosimilitud, calculamos el logaritmo de la función de verosimilitud para la muestra,

$$\log f(\pi_T, \pi_{T-1}, \dots, \pi_1; \Theta) = \sum_{t=1}^T \log f(\pi_t / \pi_{t-1}, \pi_{t-2}, \dots; \Theta) \quad (2.10)$$

Esta función es maximizada con respecto a los parámetros poblacionales contenidos en Θ . Para obtener las probabilidades necesarias en el paso $t+1$ de la iteración, es decir, $P(S_{t+1}, S_t / \pi_{t+1}, \pi_t, \dots; \Theta)$, se divide la suma de (2.7) sobre los K posibles valores de S_{t-1} por (2.9).

Finalmente, la serie completa de observaciones puede ser usada para calcular la probabilidad de que la inflación en un determinado período esté regida por cada uno de los estados considerados, es decir, $P(S_t / \pi_T, \pi_{T-1}, \dots, \pi_1; \Theta)$. Si los valores tomados por esta probabilidad son cercanos a cero o uno, entonces será sencilla la identificación de qué régimen prevalece en cada período.

3. Resultados empíricos

Como se indicó en la introducción, la inflación ha sido calculada como la variación porcentual del IPC de un mes con respecto al mismo mes del año anterior. La data de la inflación es mensual y para comprobar la robustez de los resultados obtenidos, hemos optado por aplicar el modelo de Markov-switching explicado en la sección 2 a distintos períodos de tiempo. Concretamente, los períodos considerados fueron los siguientes: 1938-98, 1960-98, 1980-98, y 1992-98, y para cada una de estos períodos modelamos la inflación utilizando la metodología Markov-switching considerando que el número de estados puede ser 1, 2 o 3.

Para escoger el número de estados que mejor explica el comportamiento de la inflación para cada tamaño de muestra, utilizamos el test del ratio de verosimilitud. Concretamente, comparamos dos modelos (uno restringido con $K = n$ y otro sin restringir con $K = n+1$) y contrastamos la hipótesis nula de que la restricción sea verdadera. Por ejemplo, al comparar un modelo de un estado con un modelo de dos estados, la hipótesis nula sería $H_0: \mu_{\pi,1} = \mu_{\pi,2}, \sigma_{\pi,1} = \sigma_{\pi,2}, p_{11} = 1$ y $p_{12} = 1$. En este caso, el número de restricciones q es igual a 4. Y al comparar un modelo de dos estados con un modelo de tres, el número de restricciones q es igual a 6. El estadístico calculado es denominado ratio de verosimilitud ω y tiene la siguiente forma:

$$\omega = -2 (\text{Ln } \psi_R - \text{Ln } \psi_S)$$

donde ψ_R es el valor de la función de verosimilitud del modelo restringido y ψ_S es el valor de la función de verosimilitud del modelo sin restringir. El estadístico ω se distribuye según una función de probabilidad Chi-cuadrado con q grados de libertad.

A partir de los resultados del test de ratio de verosimilitud, encontramos que en todos los casos la modelación de la media como un proceso Markov-switching (ya sea con dos o con tres estados) es superior a un modelo que no considere cambios de régimen. Para la muestra correspondiente al período 1992-98, el modelo que mejor explica la inflación es uno de 2 estados, mientras que para todos los demás tamaños de muestra, el modelo de 3 estados resulta ser superior. A continuación, analizamos con detalle los resultados encontrados para cada período en cuestión.

3.1. Período 1938-98

Como vemos en los Gráficos 1, 2, 3 y 4, la inflación entre 1938 y 1998 experimentó varios períodos sumamente inestables, sobre todo a finales de los años 40, y entre 1978 y 1991. Por el contrario, a principios de los 40, en los 50 y 60, y a principios de los 70, la inflación mostró una tendencia más estable.

Como señalamos anteriormente, para el período 1938-98, utilizando el test de ratio de verosimilitud, el modelo óptimo resulta ser uno Markov-switching de 3 estados. El modelo es el siguiente:

**Estado 1
Baja Inflación**

$$\pi_t = 303.50 + 0.98 \pi_{t-1} + \varepsilon_1$$

$$\varepsilon_1 \sim N(0, 2.22)$$

$$\mu_{\pi,1} = 10.99$$

**Estado 2
Inflación Intermedia**

$$\pi_t = 40.66 + 0.98 \pi_{t-1} + \varepsilon_2$$

$$\varepsilon_2 \sim N(0, 36.63)$$

$$\mu_{\pi,2} = 73.71$$

**Estado 3
Alta Inflación**

$$\pi_t = 36.77 + 0.98 \pi_{t-1} + \varepsilon_3$$

$$\varepsilon_3 \sim N(0, 416,031.16)$$

$$\mu_{\pi,3} = 2,892.70$$

Matriz de probabilidades de transición de Markov

$$P = \begin{bmatrix} 0.9946 & 0.0188 & 0 \\ 0 & 0.9812 & 0.0601 \\ 0.0054 & 0 & 0.9399 \end{bmatrix}$$

donde: $p_{ij} = P(S_t = i | S_{t-1} = j)$ para $i, j = 1, 2, 3$

El estado de alta inflación tiene una media igual a 263 veces la media del estado de baja inflación. A su vez, la volatilidad en el estado de alta inflación es más de 187 mil veces la volatilidad en el estado de baja inflación. Tenemos además un estado de inflación intermedia, para el cual la media es casi ocho veces la media en el estado de baja inflación.

En el Gráfico 5, hemos representado la probabilidad de que la inflación en un determinado período esté regida por cada uno de los estados considerados, es decir,

$$P(S_t = i / \pi_T, \pi_{T-1}, \dots, \pi_1; \hat{\Theta}) \quad \text{donde } i = 1, 2, 3$$

En este gráfico, vemos que el estado de alta inflación describe el comportamiento de la inflación principalmente durante el período 1988-91. El escenario de baja inflación, a su vez, describe la evolución de la inflación durante la mayor parte de la muestra, concretamente en los períodos 1938-46, 1949-76 y 1993-98. Por otro lado, el estado de inflación intermedia corresponde a los períodos 1947-48 y 1977-87. Estos resultados nos muestran cómo desde finales de los setenta y durante toda la década de los ochenta, la economía fue menos estable que en décadas pasadas, y cómo en los noventa la economía ha tendido a los niveles que alcanzó antes de la década de los setenta, cuando las tasas de inflación fueron menores.

Con respecto a las probabilidades de transición de Markov, a partir de ellas podemos determinar la persistencia de la inflación. El parámetro λ_1 es igual a 185 meses, lo que significa que una vez que la inflación se encuentra en el estado de baja inflación, tendrán que pasar en promedio 185 meses para que la inflación abandone tal estado. Mientras tanto, los estados 2 y 3 persisten un promedio de 53 y 17 meses respectivamente. La inflación es entonces altamente persistente, sobre todo en el estado de baja inflación, donde podemos esperar que la inflación tarde más de 15 años para abandonar dicho estado. La persistencia de la inflación también es alta en el estado de alta inflación, cuya duración es de un año y medio.

Además, observamos que el estado 3 no fue seguido por el estado 1, es decir, $p_{13} = 0$. Esta probabilidad de transición del estado de alta inflación al de baja inflación y la alta persistencia del régimen de alta inflación se deben a la mala reputación del Banco Central, e implican que las políticas monetarias orientadas a reducir la inflación son costosas.

3.2. Período 1960-98

Utilizando el test del ratio de verosimilitud, llegamos a la conclusión de que para el período 1960-98, el mejor modelo fue uno de 3 estados. Los resultados para este modelo son los siguientes:

Estado 1 Baja Inflación

$$\pi_t = 112.66 + 0.98 \pi_{t-1} + \varepsilon_1$$

$$\varepsilon_1 \sim N(0, 2.33)$$

$$\mu_{\pi,1} = 12.96$$

Estado 2 Inflación Intermedia

$$\pi_t = -188.74 + 0.98 \pi_{t-1} + \varepsilon_2$$

$$\varepsilon_2 \sim N(0, 40.34)$$

$$\mu_{\pi,2} = 79.80$$

Estado 3 Alta Inflación

$$\pi_t = -38.65 + 0.98 \pi_{t-1} + \varepsilon_3$$

$$\varepsilon_3 \sim N(0, 422,845.55)$$

$$\mu_{\pi,3} = 2,953.70$$

Matriz de probabilidades de transición de Markov

$$P = \begin{bmatrix} 0.9938 & 0.0151 & 0 \\ 0 & 0.9849 & 0.0419 \\ 0.0062 & 0 & 0.9581 \end{bmatrix}$$

$$\text{donde: } p_{ij} = P(S_t = i | S_{t-1} = j) \quad i, j = 1, 2, 3$$

Entre 1980 y 1998, podemos identificar tres estados para la inflación claramente diferenciados. El estado de alta inflación tiene una media igual a 228 veces la media del estado de baja inflación. A su vez, la volatilidad en el estado de alta inflación es más de 181 mil veces la volatilidad en el estado de baja inflación. Tenemos además un estado de inflación intermedia, para el cual la media es más de seis veces la media en el estado de baja inflación.

En el Gráfico 6 hemos representado la probabilidad de que la inflación en un determinado período esté regida por cada uno de los estados considerados, es decir,

$$P(S_t = i / \pi_T, \pi_{T-1}, \dots, \pi_1; \hat{\Theta}) \quad \text{donde } i = 1, 2, 3$$

En este gráfico, vemos que el estado de alta inflación describe el comportamiento de la inflación principalmente durante el período 1988-91. El escenario de baja inflación, por el contrario, describe la evolución de la inflación en los períodos 1949-76 y 1993-98. El estado de inflación intermedia corresponde al período 1977-87.

Por otro lado, el parámetro λ_1 es igual a 161 meses, es decir, una vez que la inflación se encuentra en el estado de baja inflación, tendrán que pasar en promedio 161 meses (más de 13 años) para que la inflación abandone dicho estado. Mientras tanto, los estados 2 y 3 duran un promedio de 66 y 24 meses respectivamente. Al igual que lo que obtuvimos al analizar el período 1938-98, la inflación es altamente persistente principalmente en el estado de baja inflación.

3.3. Período 1980-98

Para el período 1980-98, el modelo de 3 estados es superior al de 1 o 2 estados. Los resultados son los siguientes:

**Estado 1
Baja Inflación**

$$\pi_t = -82.09 + 0.97 \pi_{t-1} + \varepsilon_1$$

$$\varepsilon_1 \sim N(0, 1.33)$$

$$\mu_{\pi,1} = 24.21$$

**Estado 2
Inflación Intermedia**

$$\pi_t = 31.54 + 0.97 \pi_{t-1} + \varepsilon_2$$

$$\varepsilon_2 \sim N(0, 58.46)$$

$$\mu_{\pi,2} = 95.28$$

**Estado 3
Alta Inflación**

$$\pi_t = 118.54 + 0.97 \pi_{t-1} + \varepsilon_3$$

$$\varepsilon_3 \sim N(0, 409,264.31)$$

$$\mu_{\pi,3} = 3,063.92$$

Matriz de probabilidades de transición de Markov

$$P = \begin{bmatrix} 0.9760 & 0.0179 & 0 \\ 0 & 0.9821 & 0.0452 \\ 0.0239 & 0 & 0.9548 \end{bmatrix}$$

donde: $p_{ij} = P(S_t = i | S_{t-1} = j)$ $i, j = 1, 2, 3$

Entre 1980 y 1998, podemos identificar tres estados para la inflación claramente diferenciados. El estado de alta inflación tiene una media igual a 126 veces la media del estado de baja inflación. A su vez, la volatilidad en el estado de alta inflación es más de 307 mil veces la volatilidad en el estado de baja inflación. Tenemos además un estado de inflación intermedia, para el cual la media es casi cuatro veces la media en el estado de baja inflación.

El Gráfico 7 representa la probabilidad de que la inflación a lo largo del tiempo esté regida por un determinado régimen, es decir,

$$P(S_t = i / \pi_T, \pi_{T-1}, \dots, \pi_1; \Theta) \quad \text{donde } i = 1, 2, 3$$

En este gráfico, vemos que el estado de alta inflación describe el comportamiento de la inflación principalmente durante el período 1988-91. El escenario de baja inflación, a su vez, describe la evolución de la inflación desde 1992 hasta la fecha. Efectivamente, en comparación con los ochenta, la tasa inflacionaria fue mucho menor desde 1992. Por otro lado, el estado de inflación intermedia corresponde a los

primeros siete años de la década de los ochenta. En este período, si bien las tasas de inflación estuvieron más controladas que hacia finales de los ochenta, no llegaron a los niveles actuales.

Por otro lado, el parámetro λ_1 es igual a 42 meses, lo que quiere decir que una vez que la inflación se encuentra en el estado de baja inflación, tendrán que pasar en promedio 42 meses (4 años y medio) para que la inflación abandone tal estado. Mientras tanto, los estados 2 y 3 persisten un promedio de 56 y 22 meses respectivamente. Esto refleja el hecho de que la inflación duró un mayor período de tiempo en el estado 2 que en los otros dos estados entre 1980 y 1998. Para el período 1980-98, la mayor persistencia de la inflación corresponde al estado 2, y no al estado 1, debido a que no hemos considerado las décadas de los 50, 60 y 70, cuando la inflación mostró niveles sumamente bajos, propios de un estado de baja inflación. Aún así, la inflación se muestra altamente persistente. Por ejemplo, la duración del estado de alta inflación es de casi dos años.

3.4. Período 1992-98

Para este período, el número óptimo de estados fue de 3. El modelo de tres regímenes es el siguiente:

Estado 1 Alta Inflación	Estado 2 Baja Inflación
$\pi_t = 23.33 + 0.93 \pi_{t-1} + \varepsilon_1$	$\pi_t = 49.49 + 0.93 \pi_{t-1} + \varepsilon_2$
$\varepsilon_1 \sim N(0, 10.51)$	$\varepsilon_2 \sim N(0, 0.48)$
$\mu_{\pi,1} = 65.43$	$\mu_{\pi,2} = 13.83$

Matriz de probabilidades de transición de Markov

$$P = \begin{bmatrix} 0.9803 & 0.0105 \\ 0.0197 & 0.9895 \end{bmatrix}$$

$$\text{donde: } p_{ij} = P(S_t = i | S_{t-1} = j) \quad i, j = 1, 2$$

Entre 1992 y 1998, podemos identificar dos estados para la inflación. El estado de alta inflación tiene una media igual a cuatro veces la media del estado de baja inflación. A su vez, la volatilidad en el estado de alta inflación es más de 22 veces la volatilidad en el estado de baja inflación.

En el Gráfico 8, podemos ver la probabilidad de que en un determinado período la tasa de inflación se encuentre en un determinado estado. Es decir:

$$P(S_t = i / \pi_T, \pi_{T-1}, \dots, \pi_1; \hat{\Theta}) \quad \text{para } i = 1, 2$$

En este gráfico, vemos que el estado de alta inflación describe el comportamiento de la inflación desde 1992 hasta finales de 1993, cuando las tasas de inflación mostraron mayores niveles. El escenario de baja inflación describe la evolución de la inflación desde finales de 1993 hasta la fecha. En ese período, las tasas de inflación fueron menores.

Por otro lado, el ratio λ_1 es igual a 51 meses, lo que implica que una vez que la inflación se encuentra en el estado de baja inflación, tendrán que pasar en promedio 51 meses (poco más de 4 años) para que la inflación abandone tal estado. Mientras tanto, la duración del estado de baja inflación es de 95 meses. Esta mayor duración del estado 2 se explica porque para el período 1992-98, las bajas tasas de inflación se han dado desde finales de 1993 hasta la fecha, lo que representa la mayor parte del período en análisis. En consecuencia, aún para la década de los 90, la inflación sigue siendo altamente persistente, sobre todo para niveles bajos.

4. Conclusiones y recomendaciones de política

Este documento ha demostrado que el modelo Markov-switching aplicado a la inflación es superior a los modelos tradicionales que consideran la existencia de un solo régimen. En concreto, para los períodos 1938-98, 1960-98 y 1980-98, la inflación en Perú está regida por tres regímenes, mientras que entre 1992-98 el mejor modelo es uno de dos estados.

En todos los períodos analizados, cada uno de los regímenes está claramente diferenciado por la media y la volatilidad inflacionaria. Por ejemplo, la media en el estado de alta inflación llega a ser, en algunos casos, más de 200 veces la media en el estado de baja inflación. Y la volatilidad en el estado de alta inflación resulta ser más de 100 mil veces la volatilidad del estado de baja inflación.

Otra conclusión de este estudio es que la persistencia de cada régimen inflacionario es elevada, principalmente la del estado de baja inflación. Esto es importante para la frecuencia de cambio de las expectativas inflacionarias. En la medida que la inflación sea altamente persistente, es racional para los agentes privados esperar que la media y la volatilidad de la inflación no cambien con frecuencia.

Por último, observamos una elevada persistencia del régimen de alta inflación y una probabilidad de transición cero desde el régimen de alta inflación al de baja inflación. Ello refleja una mala reputación del Banco Central y una escasa eficacia de la política monetaria. Por lo tanto, las medidas tomadas para disminuir la inflación cuando ésta se encuentra en el régimen de alta inflación serán costosas en términos de producción y de empleo.

Las conclusiones de este documento pueden ser complementadas con diferentes extensiones al modelo Markov-switching considerado. Se podrían incorporar más variables exógenas en el modelo de la inflación, tales como la brecha del PBI; el parámetro autorregresivo podría estar en función del régimen; las probabilidades de

transición podrían modelarse como una función del tiempo y la varianza de la inflación como un proceso ARCH. También sería interesante comparar la persistencia de los regímenes observados en Perú con la de otros países.

Bibliografía

- Diebold, Francis y Lutz Killian, "Measuring Predictability: Theory and Macroeconomic Applications", mimeo, 1997.
- Durland, M. J. y T. H. Mc.Curdy, "Duration-dependent Transitions in a Markov Model of U.S. GNP Growth", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12 (3), 1994.
- Engel, Charles y James Hamilton, "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?", en *The American Economic Review*, Vol. 80, No. 4, setiembre 1990.
- Hamilton, James, "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime", en *Journal of Econometrics*, 45, 1990.
- Hamilton, James, "A New Approach to The Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle", en *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, marzo 1989.
- Hamilton, James y Raul Susmel, "Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime", en *Journal of Econometrics*, 64, 1994.
- Simon, John, "A Markov-Switching Model of Inflation in Australia", Research Discussion Paper 9611, Economic Group, Reserve Bank of Australia, 1996.

Gráfico No.1 Inflación: 1938-98

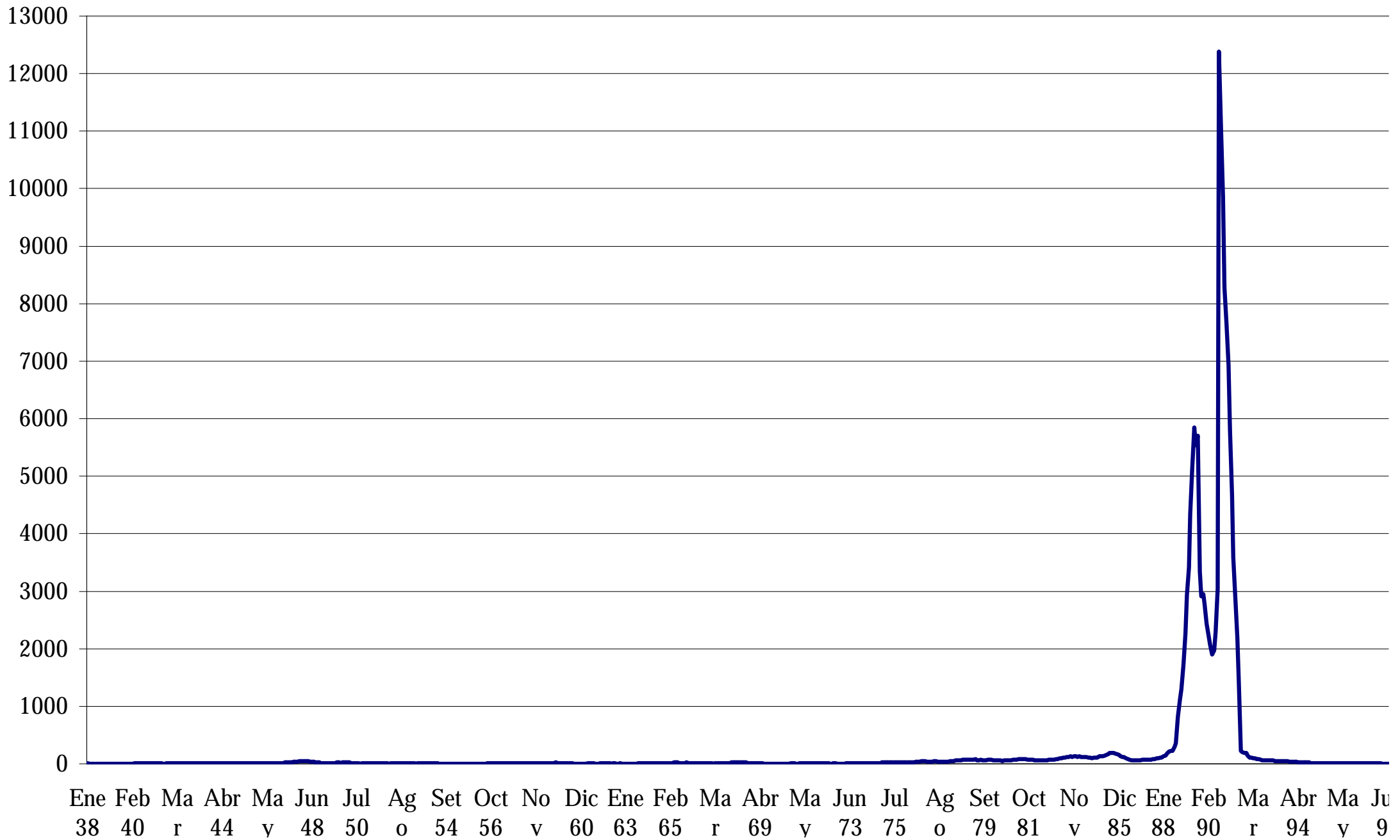


Gráfico No. 2 Inflación: 1938-87

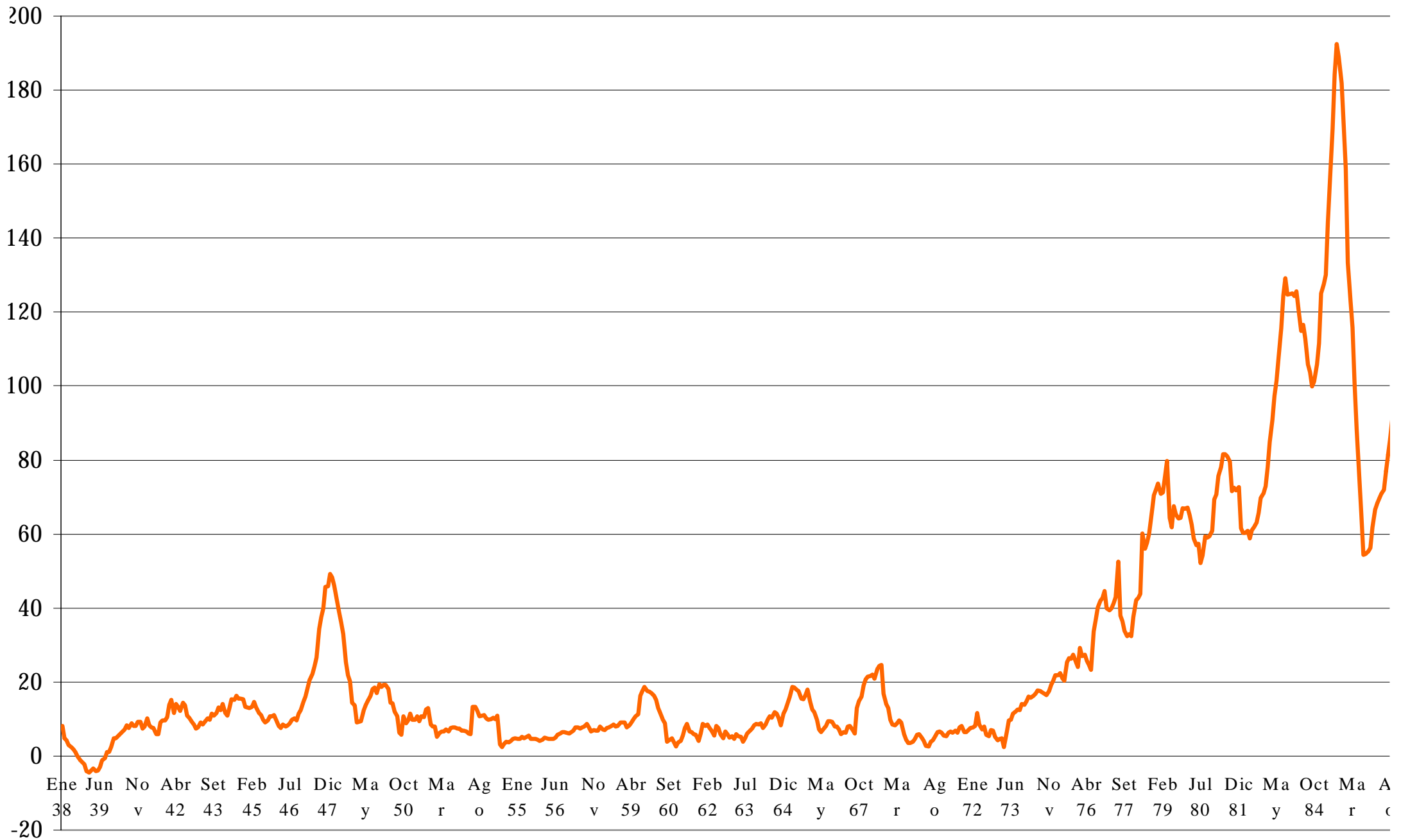


Gráfico No. 3 Inflación: 1988-91

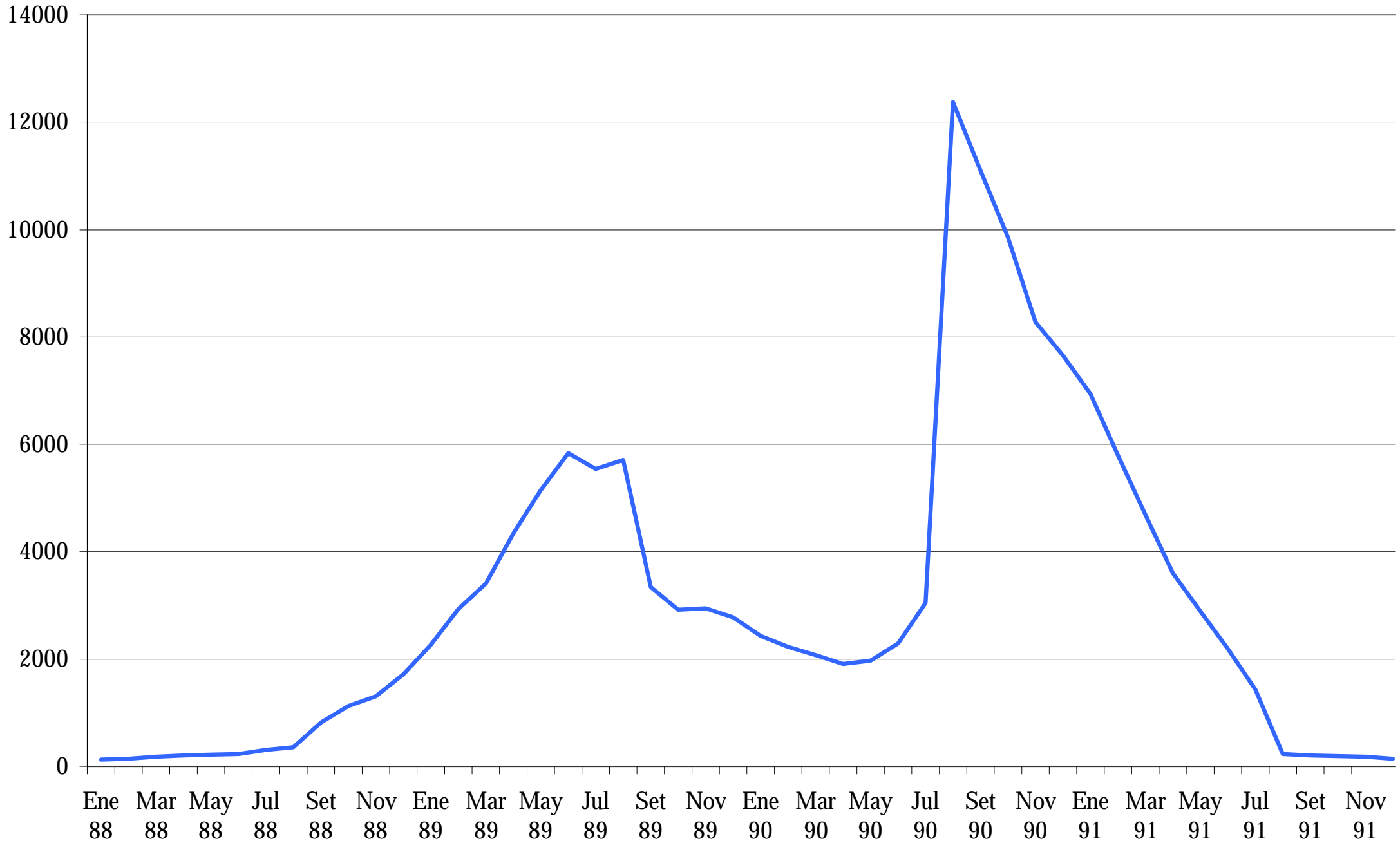


Gráfico No. 4 Inflación: 1992-98

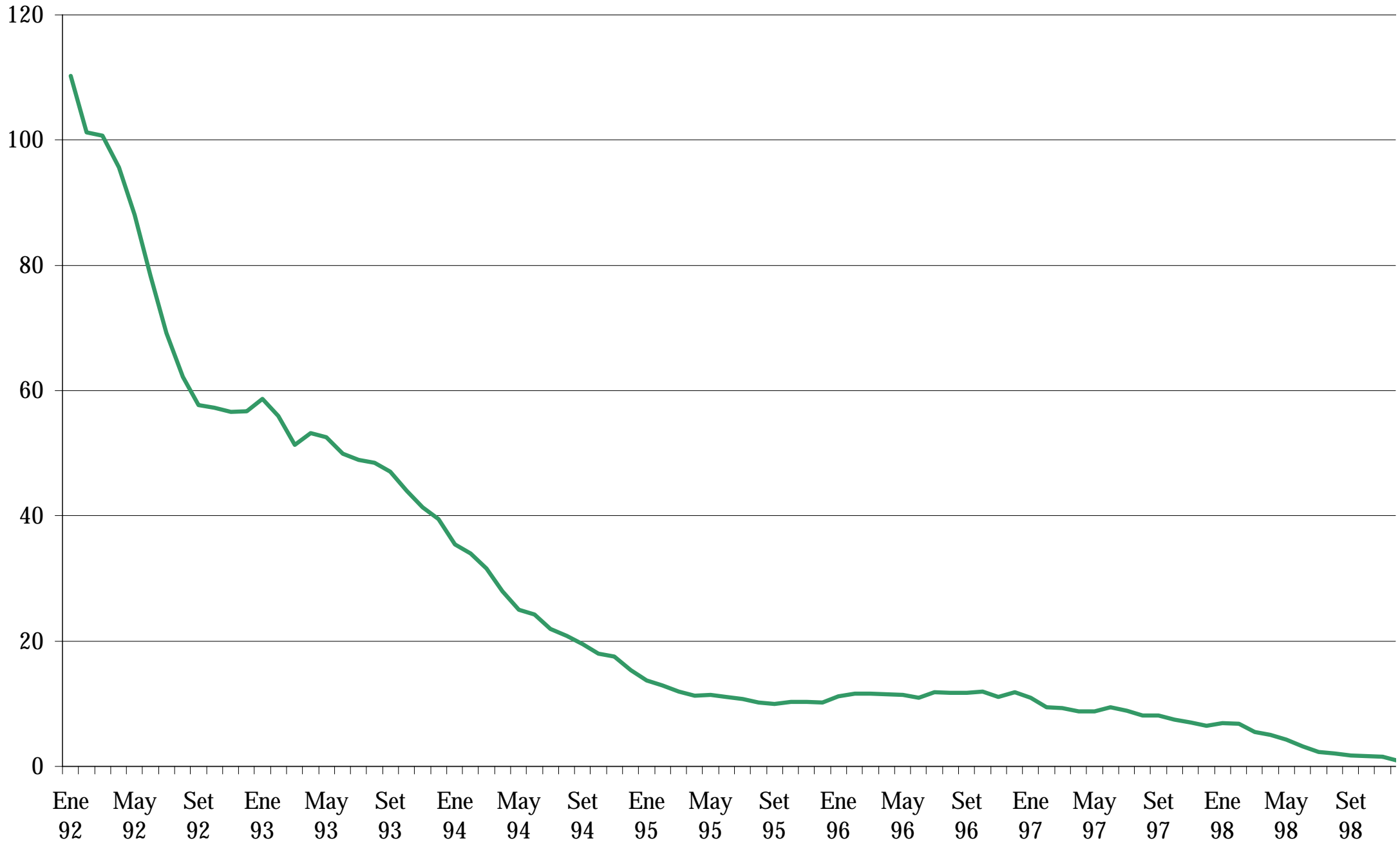
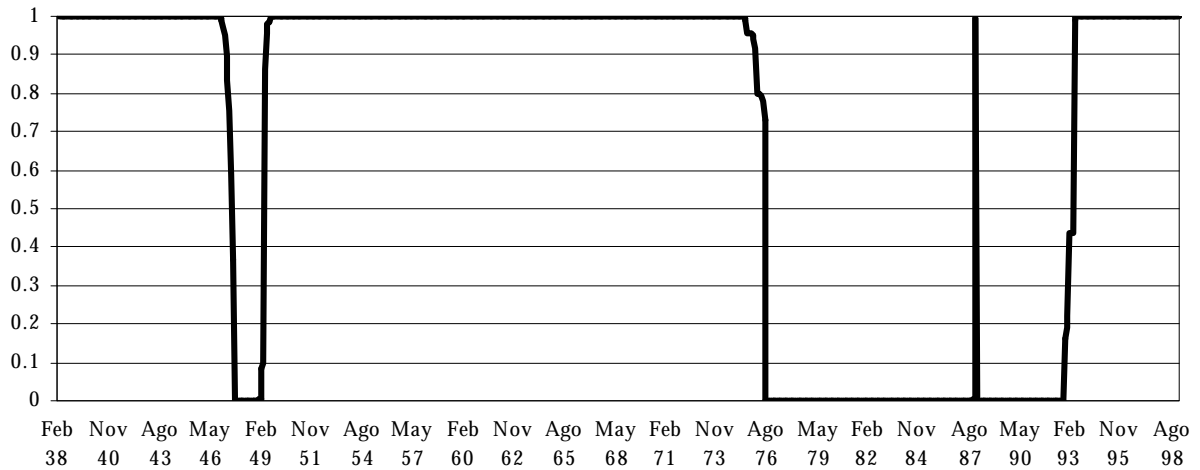
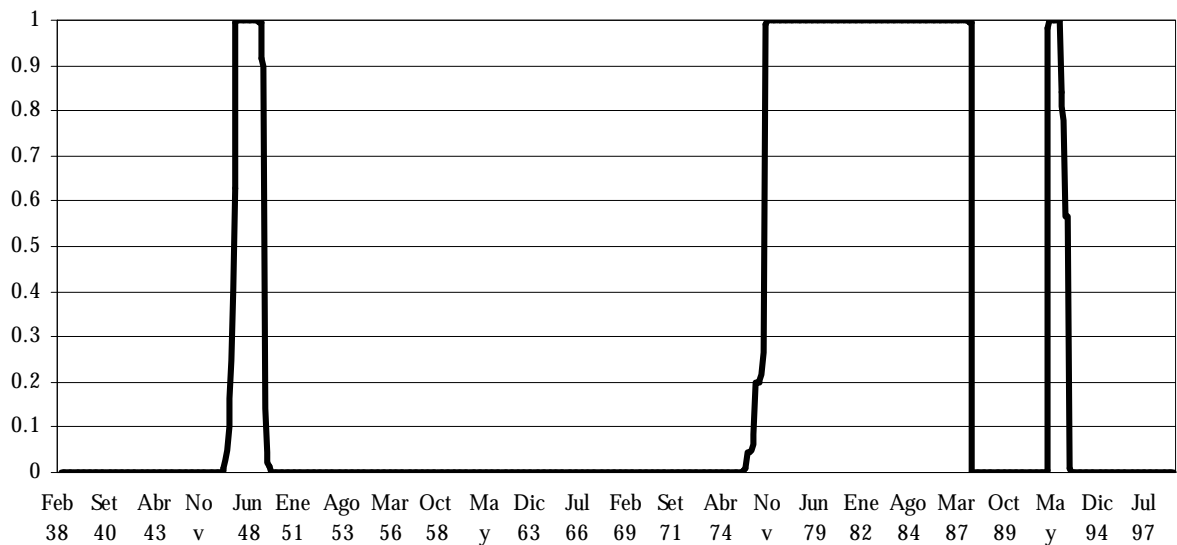


Gráfico No. 5. Período 1938-98: Prob (S(t)=i) donde i=1,2,3

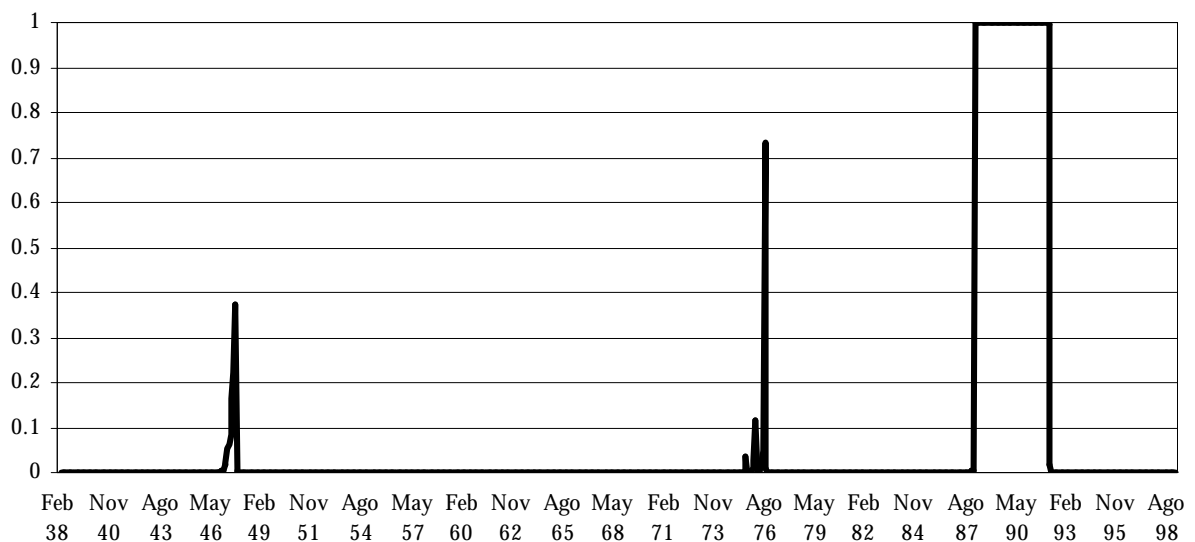
Prob (St = 1)



Prob (St = 2)

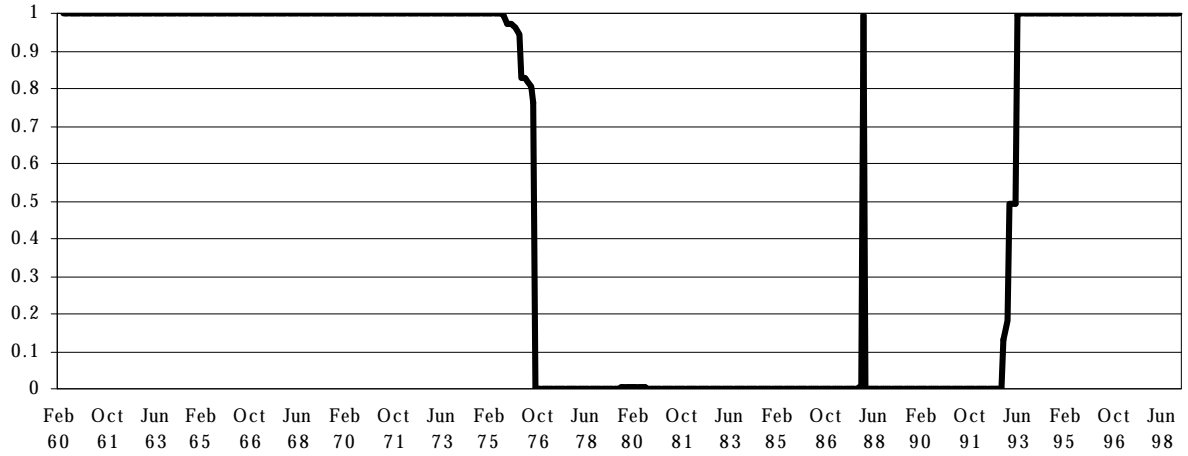


Prob (St = 3)

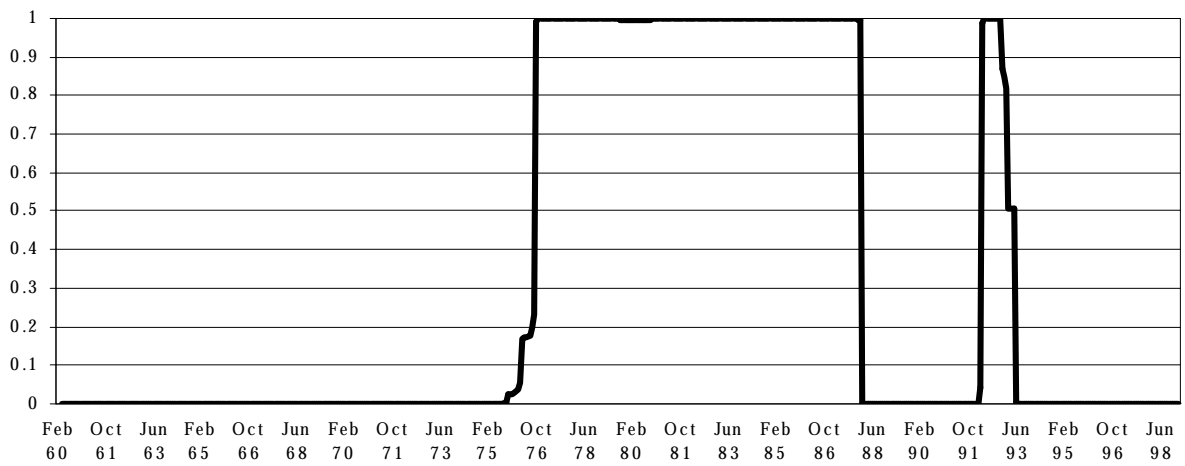


**Gráfico No. 6. Período 1960-98:
P(S(t)=i), donde i=1,2,3**

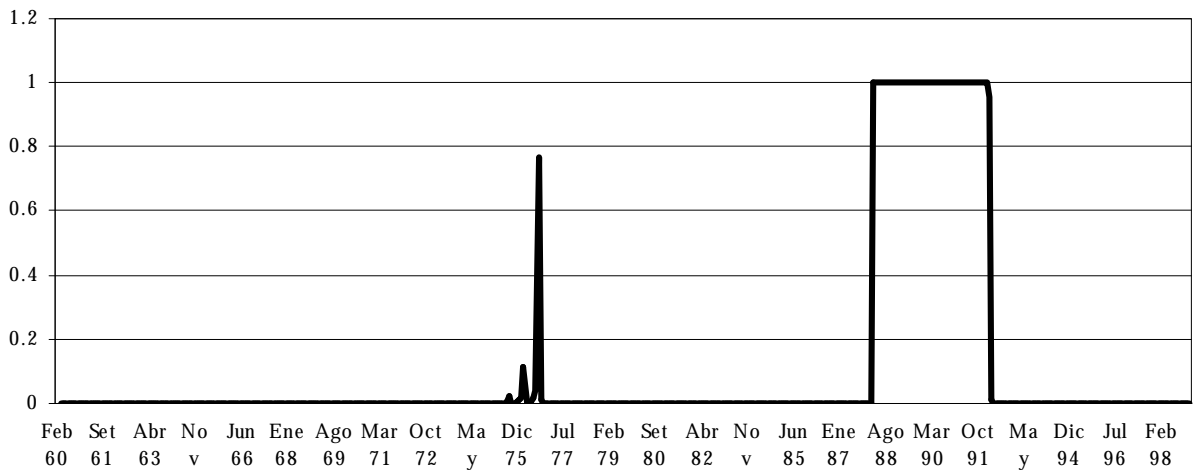
Prob (St = 1)



Prob (St = 2)

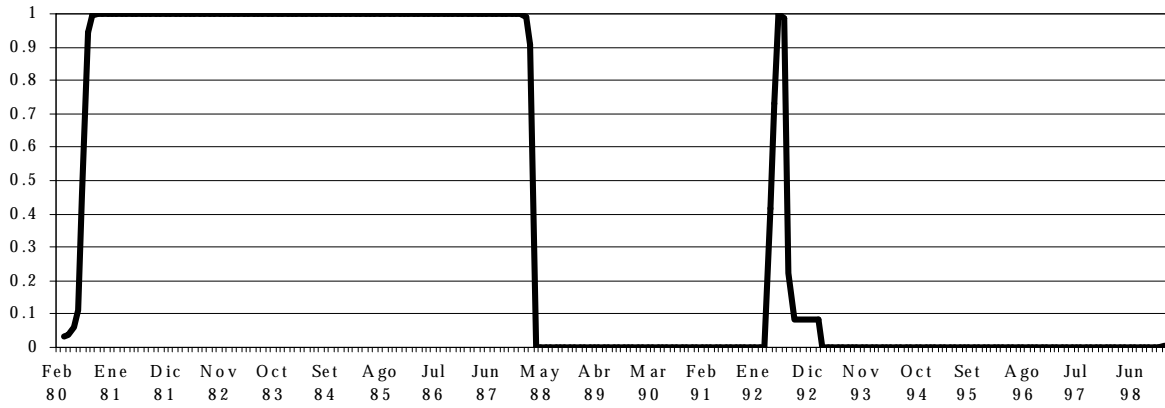


Prob (St = 3)

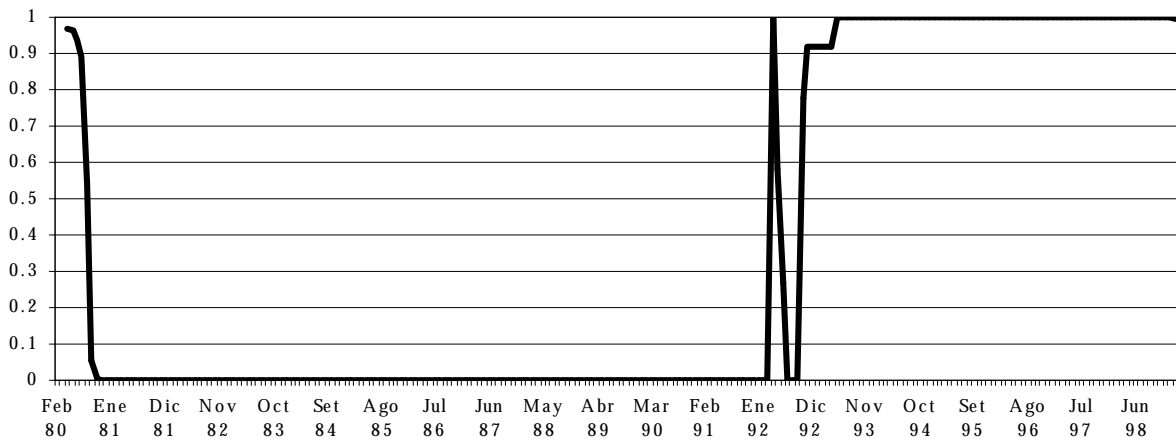


**Gráfico No. 7. Período 1980-98:
P(S(t)=i), donde i=1,2,3**

Prob (St = 1)



Prob (St = 2)



Prob (St = 3)

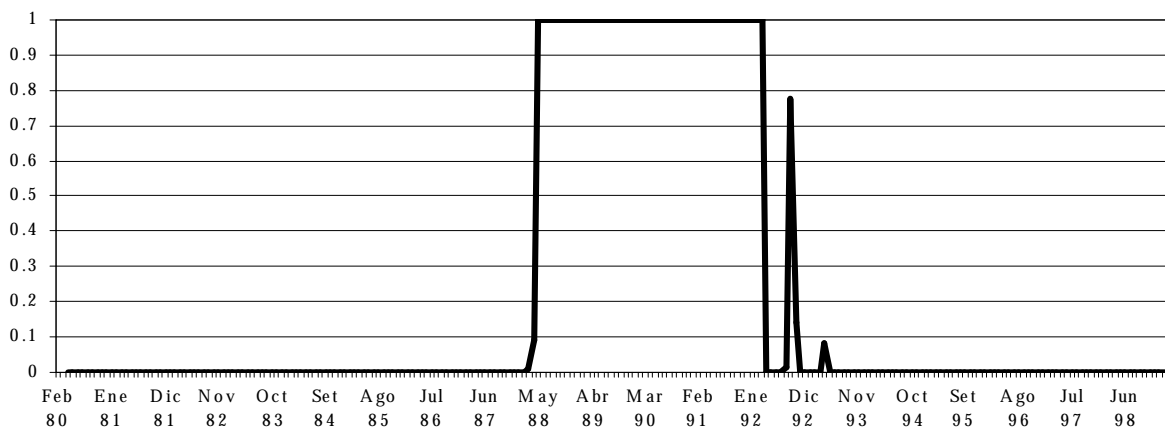
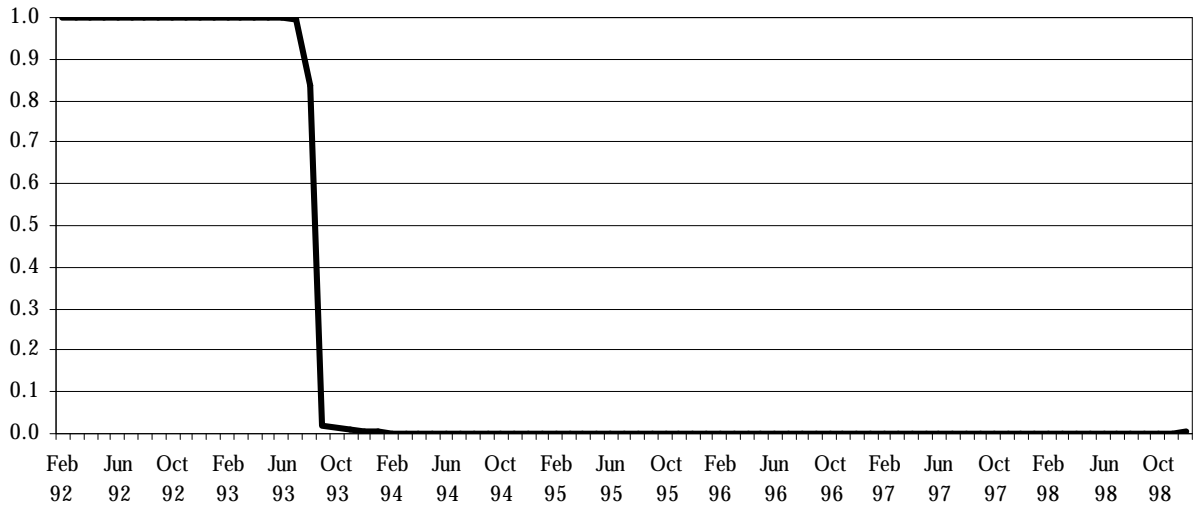


Gráfico No. 8. Período 1992-98:
 $P(S(t)=i)$, donde $i=1,2$

Prob (St = 1)



Prob (St = 2)

