

UNA APROXIMACION MULTIVARIANTE PARA LA ESTIMACION DE LAS EXPECTATIVAS DE INFLACION EN CHILE

Luis Alvarez Anrique*

EXTRACTO

Este estudio confronta dos tipos de modelos de expectativas de inflación: un enfoque multivariante (considera combinaciones de distintas variables económicas como predictoras de Π_t) y un enfoque univariante (considera distintos rezagos de la variable objeto de la predicción). Tras comparar los resultados de ambos modelos para el periodo 1976-1980, se puede concluir que las estimaciones más efectivas (de menor varianza residual) correspondieron a un modelo autorregresivo de segundo orden del tipo Box y Jenkins.

ABSTRACT

This study confronts two types of models of expected inflation; a multivariate approach and an univariate approach. After comparing the results from both approaches for the period 1976-1980, we conclude that the most effective estimate (e.g., of minor residual variance) is the autoregressive model of second order.

*El autor se desempeña actualmente como jefe subrogante del Departamento de Organismos Económicos Internacionales del Ministerio de Relaciones Exteriores.

El presente trabajo constituye un resumen de la Tesis para optar al título de Ingeniero Comercial, en la Universidad de Chile. Esta fue dirigida por el profesor Julio Acevedo Acuña, quien, además, ha prestado su valiosa cooperación para la realización de este artículo. Los antecedentes y conclusiones presentadas son de exclusiva responsabilidad del autor.

Fac. de Ciencias Económicas y Administrativas
de Chile

UNA APROXIMACION MULTIVARIANTE PARA LA ESTIMACION DE LAS EXPECTATIVAS DE INFLACION EN CHILE

Luis Alvarez Anrique

INTRODUCCION

1.1. Objetivo del estudio y metodología

El comportamiento futuro de la evolución de distintas variables en la economía constituye un elemento importante en la toma de decisiones de los agentes económicos.

Un método para abordar el problema de la predicción de futuros valores de una variable es partir de un cierto conjunto de información asociada al fenómeno que se estudia, de forma tal que sea factible determinar anticipadamente cuál será el valor más aproximado que tomará esa variable. Dicho en términos más formales, se puede sostener que la predicción corresponde al valor esperado de la variable (la esperanza matemática), condicionada a un cierto conjunto de información.

Si se plantea en los términos expuestos en el párrafo precedente el problema de las expectativas de inflación (Π_t^E), se tiene que para la predicción se debe encontrar el conjunto de información relevante y la expresión matemática que relaciona a esta información.¹

La solución al problema esbozado se puede estudiar recurriendo al análisis multivariante o bien al análisis univariante. La diferencia entre ambos métodos se basa, por una parte, en la cantidad de información que se contempla, y, por otra parte, en el modo en que ésta se relaciona. Con el análisis multivariante el problema predictivo se puede abordar en función de un conjunto de variables distintas de aquella en estudio, las cuales, en una primera

¹ Los indicadores que se usarán en el presente estudio para explicar los modelos de predicción de la inflación serán de carácter mensual, provenientes de diversas fuentes.

etapa, son seleccionadas en función de lo que la teoría económica señala al respecto. Ahora, en cuanto al análisis univariante, éste considera como información esencial para la predicción los valores de la misma variable objeto de estudio, pero con algún desfase; lo que de hecho, se plantea con este enfoque es que los valores anteriores de la variable contienen toda la información relevante para la predicción.

Generalmente suele suceder que, el análisis univariante sea utilizado cuando la hipótesis que sustenta la formación de expectativas de inflación es de tipo adaptativo. Es así como, con la formulación de *expectativas adaptativas* de Cagan en 1956, se tema que el valor esperado de una variable estaría dado en última instancia por rezagos distribuidos de la variable objeto de estudio.

En respuesta al tipo de esquemas adaptativos, y en particular al de Cagan, surge, por otra parte, la hipótesis de *expectativas racionales* de Muth (1961), la cual pone su acento en que las predicciones que realizan los agentes sobre las distintas variables económicas del sistema tienden a coincidir con las predicciones de la teoría económica. Para este último tipo de hipótesis, el análisis multivariante suele presentar mayor utilidad, ya que los mecanismos de formación de expectativas se generan a partir de un determinado modelo económico que contiene variables exógenas y endógenas.

En el presente estudio no se desea averiguar qué hipótesis es la más adecuada para predecir la inflación, sino más bien se quiere examinar si se obtiene una ganancia en la predicción (mayor eficiencia), cuando se trabaja con una matriz de información que contenga distintas variables económicas que puedan estar incidiendo en H_1^E . Dado que a priori se puede pensar sobre la eventual incidencia de distintas variables del sistema económico en la variable objeto de estudio, la selección de los indicadores relevantes se hará recurriendo en una primera etapa a una técnica de análisis multivariante denominada *Análisis de componentes principales* (A.C.P.),² para así posteriormente entrar a especificar una relación con H_1^E en función de los indicadores que se obtengan. El método propuesto tiene por objeto reducir el número de variables que inicialmente se encuentran interactuando en un problema determinado, tras obtener transformaciones lineales de las mismas, de modo que las variables resultantes sean independientes entre sí, y retengan la mayor cantidad de información posible. Esto obvia el problema de especificar en forma aun más detallada el modelo que se va a utilizar.

² Para una comprensión cabal y precisa de esta técnica, puede consultarse el libro *Métodos de Economía* de J. Johnston, capítulo II, tercera edición, 1975, Editorial Vicens-Vives. Puede consultarse también el memoria del curso "Análisis de la Varianza de las Componentes Principales. Estudio de Algunas Aplicaciones", Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Cátedra de Economía Estadística.

Desde un punto de vista estadístico se tiene que, en la medida en que se sea exhaustivo en la selección de los indicadores iniciales, la técnica del A.C.P. permitiría extraer la información relevante para la predicción de Π_1 , pues su forma de proceder asegura que los componentes principales finalmente retenidos contienen los datos de las variables más importantes.

Los A.C.P. que se efectúen se considerarán distintos conjuntos de variables. La agrupación de las mismas se realizará en función del sector económico al cual pertenezcan. Este método de proceder posibilitará actuar de modo similar al caso en que se tuviera un modelo económico especificado, ya que el uso del A.C.P. permite clasificar las estructuras subyacentes que operan en el interior de un sector dado. Con los componentes que se retengan para cada sector en particular, se llevará a cabo un nuevo A.C.P., esta vez considerando solamente los principales componentes del sistema. Los nuevos componentes o factores³ que se obtengan serán independientes entre sí, y serán contenedores del conjunto de información económica depurada, el cual deberá ser sometido a prueba en cuanto a su calidad predictiva. Para dicho examen, el método que se va a emplear consistirá en diversos análisis de regresión tomando a la tasa de inflación como la *variable para predecir* y los factores retenidos como los *predictores*; una ecuación de regresión será considerada como buena si los tests estadísticos asociados a la misma son estadísticamente significativos. Además, se hará un análisis sobre los residuos estimados de estos modelos con el objeto de determinar el tamaño relativo de éstos, y las fluctuaciones que presenten. En la medida que se den muchas secuencias de signo en los residuos, se estará asegurando la aleatoriedad de los mismos. Ahora, si el tamaño de los residuos es pequeño, ello significará que la parte no predecible de la variable (parte aleatoria), no es importante.

El modelo que se obtenga por la vía multivariante será comparado con los que resulten tras aplicar un enfoque univariante. Este último enfoque pone su énfasis en el análisis de la información histórica de la variable Π_1 , centrándose el problema entonces en el número de rezagos para considerar, y en la formulación matemática de la expresión que combina dichos rezagos. Con el objeto de resolver los problemas recién mencionados, para esta aproximación univariante se recurrirá a los llamados Modelos Autorregresivos Integrados de Promedios Móviles (ARIMA).⁴

³El uso que se haga en este trabajo del concepto factor, debe interpretarse como equivalente al de componente principal. Se recurrirá a éste, cuando se efectúe el A.C.P. sobre los componentes retenidos en los distintos sectores considerados.

⁴Para una comprensión cabal de todos los tópicos que envuelve este tipo de modelos, se puede consultar el texto de Box, G.E.P. Jenkins, G.M. (1976), *Time series analysis, forecasting and control*, Holden Day. También puede ser útil para estos efectos consultar el estudio de Roque B. Fernández, *Análisis estadístico aplicado de series temporales*, Trabajo docente N° 22 (julio, 1976) del Instituto de Economía de la Universidad Católica de Chile.

Una vez que se cuente con predicciones para la inflación bajo los dos tipos de enfoques, deberá evaluarse cuál de éstos resulta más eficaz en términos predictivos. Un criterio que será fundamental para esta decisión consiste en observar qué modelo minimiza la suma de las diferencias al cuadrado o bien la varianza residual que se da entre la inflación estimada y la inflación efectiva. Es preciso hacer presente que, en el caso de los modelos ARIMA, el objetivo último de éstos no es llegar a un modelo predictivamente óptimo, sino que se intenta determinar una expresión para una serie de tiempo, la cual se presume que es una realización particular de un proceso estocástico lineal. Luego, para obtener un modelo ARIMA que sea comparable en términos de la minimización de la suma de las diferencias al cuadrado con un modelo de regresión con componentes principales, debe escogerse aquel que, junto con ser una adecuada representación estocástica del fenómeno en estudio, tenga el menor error cuadrado medio de predicción.⁵

2. ANALISIS CUANTITATIVO DE LA INFORMACION ECONOMICA SELECCIONADA A PRIORI Y, ESPECIFICACION DE DISTINTOS MODELOS DE FORMACION DE EXPECTATIVAS SOBRE LA BASE DE LA INFORMACION RELEVANTE

2.1. Análisis de componentes principales para los distintos indicadores considerados por sector económico

Bajo una aproximación multivariante, tal como se señaló previamente, nos interesa detectar ciertas variables resúmenes (componentes principales) que contengan el máximo de información posible, la cual podría estar incidiendo en la predicción de la tasa de inflación.

Inicialmente se presumirá que toda la información relevante del sistema económico que puede afectar a la variable Π_t^E está contenida en la siguiente matriz:

$$X_{T \times K} = (X_{T,1}, X_{T,2}, X_{T,3}, X_{T,4}) \quad (1)$$

donde:

$X_{T,i}$ (siendo $i = 1, 2, 3, 4$) corresponde a los conjuntos de información asociada a los distintos sectores económicos que se contemplan con fines de análisis.

Los cuatro sectores económicos que se considerarán para el presente estudio son los siguientes: sector producción y empleo; sector externo; sector monetario y sector fiscal.

⁵El error cuadrado medio de la predicción está definido por $E[(\Pi_t - \hat{\Pi}_t)^2]$.

Los A.C.P., que se presentan a continuación, se efectúan separadamente para cada uno de los sectores recién citados. Vale decir que se realizarán los A.C.P. para cada matriz $X_{T,i}$ en forma autónoma, y posteriormente con los principales componentes que emanen de estas matrices, se practicaría un nuevo análisis de componentes que permita obtener ciertos factores o componentes rotados que den cuenta del comportamiento del sistema económico en su conjunto. Estos factores, dada la forma en que se generan, suponiendo que son transformaciones lineales que maximizan la retención de la información—, se estima *a priori* que podrían ser bastante eficaces en términos predictivos.

Otro alcance que se hace necesario consignar antes de desarrollar los análisis mismos consiste en considerar que si se desea realizar una predicción para la inflación anticipada, siendo ésta $\hat{\Pi}_{t+1}$, se tiene que bajo una aproximación multivariante se puede hacer uso de la información disponible en el período t como en el período $t-s$, donde el rezago de s períodos obedece al tiempo que demoran en estar disponibles las estadísticas pertinentes (por ejemplo: ingresos y gastos fiscales, índice de producción industrial, etc.). En consecuencia, para los efectos del presente estudio, las variables o indicadores que se incorporaron en cada sector económico se midieron en dos formas alternativas:

- i) Se contemplaron todas las variables medidas al instante t , independientemente de que la información para la variable estuviera disponible o no. En el caso de que la información no estuviera disponible en ese momento, se presumió que los agentes económicos predecían correctamente los valores actuales, haciendo uso de la experiencia pasada que tenían sobre el comportamiento de dicha variable.
- ii) Se consideraron todos los indicadores medidos al instante $t-s$, donde s denota el número de períodos en que la información demora en obtenerse. Para algunos casos ocurre que s es igual a cero, pues la información de la variable está disponible en forma inmediata; tal es el caso, por ejemplo, del tipo de cambio nominal, la tasa de interés efectiva pagada en captaciones bancarias a corto plazo, etc.

Dado que los ajustes en ambos casos fueron muy similares, en el presente desarrollo se ha estimado pertinente presentar los resultados y conclusiones que se obtuvieron tras medir todas las variables en el instante t . Cabe señalar además que, los resultados asociados al A.C.P., en términos de matrices de correlaciones, raíces y vectores característicos, correlaciones componentes y variables, etc., para todos los casos se interpretan haciendo uso de

los mismos métodos, luego, a fin de lograr una mayor claridad expositiva, se señalarán tan solo los resultados más significativos.⁶

2.1.1. Análisis de componentes principales para el conjunto de indicadores que dan cuenta del sector producción y empleo

Un factor que suele estar presente en todo sistema económico es el ritmo de crecimiento que experimenta la economía. Cuando la producción de bienes y servicios tiende a aumentar, se estima que el bienestar de la población debería ser mayor, ya que la generación de bienes y servicios no debería traducirse en presiones inflacionarias, mientras las otras variables del sistema guarden un comportamiento adecuado. Los indicadores a partir de los cuales se efectuaron los diversos A.C.P. para medir el comportamiento de este sector fueron los siguientes: variación porcentual de la producción industrial, medida a través del índice del INE (X_{1t}) y a través del índice de la Sociedad de Fomento Fabril (X_{2t}); variación porcentual de las ventas industriales, medida a partir del índice de la Sociedad de Fomento Fabril (X_{3t}); variación porcentual del índice de ventas de comercio interior real del INE (X_{4t}); variación porcentual del índice real del costo de edificación de tipo medio de la Cámara Chilena de la Construcción (X_{5t}); variación porcentual del índice de sueldos y salarios reales del INE (X_{6t}); tasa de desocupación, tomando como base la tasa calculada por el Departamento de Economía de la Universidad de Chile (X_{7t}) y la calculada por el INE (X_{8t}); relación de precios existente entre los bienes transables y los no transables medida por medio de los siguientes cocientes: $\frac{\text{IPM industrial}}{\text{IPC}}$, $\frac{\text{IPM nacional}}{\text{IPM}}$

$$\text{e } \frac{\text{IPM nacional}}{\text{IPC}}$$

(corresponden, respectivamente, a las variables X_9 , X_{10} y X_{11}).

Teniendo presente que muchas de las variables precisadas corresponden a un mismo concepto, variando tan solo la fuente de información, las matrices que se consideraron para los A.C.P. sin incorporar condiciones de rezagos, fueron las siguientes:

$$X_{T,L,A} = (X_{1t}; X_{3t}; X_{4t}; X_{5t}; X_{6t}; X_{7t}; X_{9t}; X_{10t}; X_{11t})$$

⁶Era una apreciación más exacta y cabal de las distintas mediciones adoptadas, como, a su vez, del detalle de las cifras mismas, véase la tesis del autor denominada "Una Aproximación Multivariante para las Expectativas de Inflación", Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Carrera de Ingeniería Comercial.

El detalle de la medición de todas las variables recién mencionadas se encuentra explicado en la tesis referida, citada en la nota anterior. Cabe señalar que la explicación de la medición adoptada para las variables que se contemplan en el análisis de los otros sectores también se encuentran explicadas en dicha tesis.

$$X_{T,1.A+} = (X_{2t}; X_{3t}; X_{4t}; X_{5t}; X_{6t}; X_{8t}; X_{9t}; X_{10t}; X_{11t})$$

Los análisis efectuados sobre ambas matrices dieron resultados muy similares, dado que las variables eran prácticamente las mismas.

Para la matriz $X_{T,1.A}$, al igual que en todos los análisis que se harán más adelante, las variables fueron tipificadas con el objeto de unificar la unidad de medida.

El análisis de componentes efectuado sobre $X_{T,1.A}$, puso de manifiesto la colinealidad que se daba entre las variables iniciales, ya que con la retención de los cuatro primeros componentes se retiene un 81,7 por ciento de la variación de los datos, lo cual llevó a que se efectuara un segundo A.C.P. considerando una matriz $X_{T,1.A}$ reducida que contemplaba solamente variables que tenían efectos diferentes. La matriz seleccionada fue la siguiente:

$$X_{T,1.A} = (X_3, X_5, X_6, X_7, X_{11})$$

El A.C.P. realizado sobre esta matriz puso en evidencia que se podía reducir el número de indicadores relevantes a tan solo tres, ya que con la obtención de los tres primeros componentes de la matriz $X_{T,1.A}$ se retenía un 73,5 por ciento de la variación de los datos. De esta forma, con estas tres nuevas variables obtenidas, las cuales son combinaciones lineales de las X_i ($i = 3, 5, 6, 7, 11$), se pretende esclarecer las relaciones subyacentes que operan en el interior del sector producción y empleo, siendo la matriz relevante

$$Y^P = (Y_1^P, Y_2^P, Y_3^P) \quad (2)$$

2.1.2. Análisis de componentes principales para el conjunto de indicadores que dan cuenta del sector externo

En una economía pequeña y abierta al exterior, como la de Chile, la interdependencia que existe con el sector externo es cada vez más fuerte, y cobra especial importancia en lo que dice relación con el proceso inflacionario.

Los indicadores o variables a partir de las cuales se verificaron los distintos A.C.P. para medir el comportamiento de este sector fueron los siguientes: embarques de exportación, medidos al instante t ; menos registros de importación, calculados al instante t , (X_{12t}); embarques de exportación, medidos al instante t menos registros de importación, medidos al instante $t-3$, (X_{13t}); variación de los activos internacionales totales (X_{14t}); variación de los activos internacionales netos (X_{15t}); variación porcentual del tipo de cambio nominal (X_{16t}); cociente entre la variación porcentual del IPM de E.E.U.U.

y la variación porcentual del IPC de Chile (X_{17t}); tipo de cambio del dólar en término de los derechos especiales de giro (DEG) (X_{18t}); precio del oro, (promedio del dólar de Londres por onza troy), (X_{19t}).

Muchas de las variables recién enunciadas no corresponden a indicadores diferentes, sino son más bien distintas mediciones para un mismo efecto que se desea captar.

Los A.C.P. realizados sin contemplar el tiempo que demora en estar disponible la información para las distintas variables tomaron como base las siguientes matrices:

$$X_{T,2,A} = (X_{12t}; X_{14t}; X_{15t}; X_{16t}; X_{17t}; X_{18t}; X_{19t})$$

$$X_{T,2,A+} = (X_{13t}; X_{14t}; X_{15t}; X_{16t}; X_{17t}; X_{18t}; X_{19t})$$

Dado que las variables incorporadas en $X_{T,2,A}$ y en $X_{T,2,A+}$ son muy similares, a excepción de la primera de ellas, los resultados que se dieron para el A.C.P. fueron los mismos, salvo pequeñas diferencias.

El análisis de componentes efectuado sobre $X_{T,2,A}$ reveló, tal como se sostuvo *a priori*, cierta colinealidad en las variables iniciales (con la retención de los tres primeros componentes se explica un 76 por ciento de la variación de los datos), lo cual motivó que se descartaran para un segundo A.C.P. los que tenían un efecto repetido. De esta forma se pasó a una matriz reducida que contempló las siguientes variables:

$$X^*_{T,2,A} = (X_{12t}; X_{15t}; X_{16t}; X_{17t}; X_{18t})$$

El A.C.P. practicado sobre $X^*_{T,2,A}$ revela que con la retención de los tres primeros componentes se capta un 80,4 por ciento de la información, lo cual para fines predictivos se considera como una buena simplificación y representación del conjunto de variables iniciales de este sector.

Luego, como conclusión del análisis realizado sobre el sector externo, se puede afirmar que es posible reducir sustancialmente el número de variables sin una mayor pérdida de información; la matriz final de componentes que se obtiene es la siguiente:

$$Y^E = (Y_1^E, Y_2^E, Y_3^E), \text{ para variables iniciales sin rezagos} \quad (3)$$

2.1.3. Analisis de componentes principales para el conjunto de indicadores que dan cuenta del sector monetario⁸

Con el objeto de investigar los aspectos más relevantes que pueden estar afectando tanto a la oferta de dinero como a la demanda de dinero, se han considerado las siguientes magnitudes: variación de la cantidad de dinero M_1 , en el período t (X_{20t}); variación porcentual de la cantidad de dinero M_1 en el período t (X_{22t}); variación de los depósitos a plazo en el período t (X_{24t}); variación porcentual de los depósitos a plazo en el período t (X_{26t}); tasa de interés efectiva pagada en captaciones bancarias, a corto plazo (X_{28t}); tasa de interés promedio a corto plazo de bancos y sociedades financieras (X_{30t}); libo rate a 180 días (X_{32t}); prime rate a 180 días (X_{34t}); variación de los activos internacionales netos en el período t (X_{36t}); variación porcentual de los activos internacionales netos en el período t (X_{38t}).

Las matrices que se emplearon para los diversos A.C.P. sin incorporar condiciones de rezagos se especifican a continuación:

$$X_{T,3,A_1} = (X_{20t}; X_{22t}; X_{24t}; X_{26t}; X_{28t})$$

$$X_{T,3,A_2} = (X_{20t}; X_{22t}; X_{25t}; X_{27t}; X_{28t})$$

$$X_{T,3,A_3} = (X_{21t}; X_{23t}; X_{24t}; X_{26t}; X_{29t})$$

$$X_{T,3,A_4} = (X_{21t}; X_{23t}; X_{25t}; X_{27t}; X_{29t})$$

En todas estas matrices se puede observar que se incorporó la misma clase de efectos, pero usando distintas formas de medición.

Al efectuar el A.C.P. sobre las matrices recién mencionadas, en todas ellas se detectaron resultados muy similares en función de la explicación de la variación de los datos, sin embargo en cuanto a la interpretación económica que era factible extraer de los componentes retenidos, las matrices $X_{T,3,A_1}$ y $X_{T,3,A_2}$ presentaron una clara ventaja sobre las otras dos. Ello motivó que, en términos de generación de los componentes de este sector, se considerara la matriz $X_{T,3,A_1}$.

El porcentaje acumulado de la explicación de la variación de los datos de la matriz $X_{T,3,A_1}$ revela que, con los tres primeros componentes Y_j ($j = 1, 2, 3$), se logra retener un 86,8 por ciento de la información, lo

⁸ Toda la información contenida dentro de este sector procede de los antecedentes proporcionados por el Banco Central.

que para fines predictivos, se estima bastante adecuado. En consecuencia, para el sector monetario es factible contar con una matriz de componentes principales del siguiente tipo:

$$Y^M = (Y_1^M, Y_2^M, Y_3^M), \text{ para variables iniciales sin rezago} \quad (4)$$

2.1.4. Análisis de componentes principales para el conjunto de indicadores que dan cuenta del sector fiscal

Las variables escogidas dentro del sector fiscal para analizar su comportamiento se basaron fundamentalmente en los ingresos y gastos en moneda nacional, ya que éstos estarían incidiendo en mayor medida sobre las presiones al alza en los precios, por representar el resultado de la gestión financiera del sector fiscal con los recursos que le son propios. De esta forma, las variables contempladas para el A.C.P. en la parte correspondiente a este sector, son las siguientes:

$$X_{30} = \text{Ingreso fiscal presupuestario} - \text{Endeudamiento total} \pm \text{Operaciones de cambio}$$

$$X_{31} = \text{Gasto fiscal presupuestario}$$

$$X_{32} = \text{Saldo fiscal. Corresponde a } (X_{30} - X_{31})$$

La matriz que se eligió para el A.C.P. sin incorporar condiciones de rezagos fue:

$$X_{T,4,A} = (X_{30,t}; X_{31,t}; X_{32,t})$$

Merece destacarse el hecho de que, en términos de las correlaciones simples, el ingreso fiscal y el gasto fiscal, tal como se encuentran definidos, resultaron ser una misma cosa en función de la evolución que experimentan, pues la correlación de ambos es del 96,3 por ciento. Pero, el saldo fiscal representa un comportamiento diferente a las variables antes citadas. Ahora, en términos del número de componentes por retener, se determinó que con dos de éstos se explicaba un 99,8 por ciento de la variación de los datos, siendo el primer componente Y_1^F asimilable indistintamente al ingreso fiscal o al gasto fiscal, mientras que Y_2^F se puede asimilar al saldo correspondiente.

Una conclusión obvia que surge del análisis del sector fiscal es que, en sentido estricto no se requeriría un A.C.P. para obtener ciertas variables resúmenes del sector, pues bastaría quedarse con dos de las variables iniciales (X_{30} o X_{31} y X_{32}). Sin embargo, no se adoptó ese procedimiento, pues se pretende que todas las variables que se incluyan en el análisis de regresión

con Π_t tengan la misma unidad de medida, considerándose entonces para el sector fiscal los siguientes componentes:

$$Y^F = (Y_1^F, Y_2^F), \text{ para variables iniciales sin rezagos} \quad (5)$$

2.2. Análisis de componentes principales para las distintas variables resumidas seleccionados por sector económico

El objetivo de este punto es intentar la determinación de los factores principales que integran el sistema económico. En términos formales, al practicar un nuevo A.C.P. —esta vez sobre los componentes retenidos para los distintos sectores considerados— se llegarán a obtener ciertos *componentes rotados* o factores,⁹ que corresponderían a ciertas variables deducidas de un modelo macroeconómico no especificado, las cuales contendrían la información relevante para predecir la tasa de inflación.

La matriz objeto del A.C.P. en este caso es aquella compuesta por la colección de todas las matrices que se especificaron en (2), (3), (4) y (5). Vale decir que la matriz Y será de una dimensión (72 x 11), donde 72 corresponde al número de observaciones y 11 al número de componentes. En forma explícita, la misma está dada por

$$Y_{72 \times 11} = (Y^P, Y^E, Y^M, Y^F) \quad (6)$$

El detalle de los resultados de este análisis se encuentra contenido en la tesis del autor sobre esta materia (véase nota 6), y además se halla disponible en forma separada para quien los desee consultar. El examen de la matriz de correlaciones reveló que los componentes comprendidos en la matriz $Y_{72 \times 11}$ son relativamente independientes, a excepción de algunos pocos.

Lo anterior viene a demostrar que la gran mayoría de estos componentes expresan aspectos diferentes del sistema económico.

La obtención de los nuevos factores o componentes rotados Z_j (para $j = 1, \dots, 11$), evidencia que con la retención de los seis primeros se explica un 81,55 por ciento de la variación de la información, lo que es una buena justificación para incorporar estos seis factores en un análisis de regresión con la tasa de inflación.

⁹ El concepto de *factor* que se utilizará en esta sección no obedece a un concepto predeterminado, sino que se introduce con el propósito de evitar una redundancia en la terminología, pues en estricto rigor debería hablarse de los componentes principales obtenidos entre los componentes retenidos por sector.

La evaluación de si la generación de estos factores Z_j (para $j = 1, 2, \dots, 6$), incluye la información suficiente para predecir Π_t , solo podrá determinarse una vez que se estudien los resultados de los análisis de regresión.

2.3. Especificación de un modelo de regresión para predecir la tasa de inflación

Bajo la metodología propuesta en el presente estudio, sería posible llegar a una aproximación de la tasa de inflación esperada haciendo uso del análisis de componentes principales de modo que

$$\Pi_t^k = E(\Pi_t / X_{T \times K}) = H(Z_{T \times q}) \text{ siendo } K \geq r \geq q \quad (7)$$

de un conjunto de K variables iniciales que pueden estar incidiendo en Π_t , tras aplicar sucesivas transformaciones lineales en el sentido de buscar la máxima varianza, se llega finalmente a un conjunto de q factores, que podrían ser los predictores de Π_t .

La explicación de la relación funcional que asocia a estos distintos factores con la tasa de inflación se logrará mediante el uso de un *Modelo de Regresión Lineal Standard (M.R.L.S.)*.

2.3.1. Especificación de un modelo de regresión para la tasa de inflación con los factores retenidos que no consideran rezagos en las variables iniciales

El modelo de regresión lineal en el que se está pensando es del siguiente tipo:

$$\Pi_{t+h} = a_0 + a_1 Z_{1t} + a_2 Z_{2t} + \dots + a_q Z_{qt} + \mu_t \quad (8)$$

donde

Π_{t+h} = Tasa de inflación en el período $t+h$, siendo $h = 0, 1$

Z_{jt} = Factor j generado a partir de las K variables iniciales X_{jt} , siendo $j = 1, 2, \dots, q$.

μ_t = Término de error aleatorio

La razón de contemplar la tasa de inflación en el instante t y en el instante $t+1$ obedece a que, si bien lo que interesa predecir es Π_{t+1} , dicho dato en la práctica — cuando se está trabajando con series actualizadas — no se

conoce, sin embargo, aquí sí es factible saberlo pues los datos considerados en las regresiones alcanzan tan solo hasta diciembre de 1980. En consecuencia, con las estimaciones que se obtengan para las ecuaciones de regresión en Π_t y Π_{t+1} se podría apreciar la sensibilidad de los parámetros del modelo que contempla factores.

Cabe destacar, además, que para la medición de la tasa de inflación Π_t se usaron dos indicadores alternativos. Estos son: la variación porcentual del índice de precios al consumidor ($\Delta\%$ IPC) y la variación porcentual del índice de precios al por mayor ($\Delta\%$ IPM).

De lo expuesto, se desprende que de (8) pueden emanar cuatro ajustes diferentes, resultados que se expresan en la página siguiente.

De estos ajustes se desprende que la calidad de los mismos dista mucho de ser la esperada, ya que, por una parte, en las cuatro ecuaciones de regresión se obtiene un coeficiente de determinación corregido (\bar{R}^2), bajo, siendo esto más acentuado en los ajustes en que se considera como variable dependiente la $\Delta\%$ IPM; por otra parte, el estadístico d de Durbin-Watson, revela que para todos los ajustes existe al parecer un problema de autocorrelación de residuos positivo.

Asimismo, merece destacarse el hecho de que, para los cuatro ajustes antes señalados, en todos ellos resultaron ser no significativos los coeficientes estimados \hat{a}_j , correspondientes a $j = 3, 4, 5$ y 6 .

Con el objeto de precisar bien los problemas de especificación que se encuentran en estos ajustes, se procederá a descomponer las series asociadas a las variables en dos partes: la primera corresponderá al primer tercio de la serie (A), mientras que la otra corresponderá al último tercio de la serie (B). La forma funcional para ambos tercios es la misma que se adoptó en (8), sólo que ahora cada modelo contará con 24 observaciones.¹¹

De los resultados que se lograron para estos ajustes, se realizó *una prueba de hipótesis para verificar la igualdad de varianzas de las perturbaciones aleatorias* del primer tercio y del último tercio de las observaciones consideradas.

¹¹ Los resultados de los ajustes pertinentes se exponen en detalle en la tesis del autor antes citada (Véase nota 6), en las páginas 27-29 correspondiente a los Anexos, y a su vez, se encuentran disponibles en forma separada para quien los desee consultar.

**AJUSTES PARA LA TASA DE INFLACION EN FUNCION
DE LOS FACTORES RETENIDOS**

$$\Delta \% IPC_t = 5,5847 + 1,8013 Z_{1t} - 1,39296 Z_{2t} + 0,0809 Z_{3t} + (-13,9514) Z_{4t} - 0,37986 Z_{5t} + 0,16806 Z_{6t} + \hat{\mu}_t \quad (9)$$

$\hat{\sigma}_\mu = 3,3962$ $R^2 = 0,5525$
 $F = 13,3755$ $\bar{R}^2 = 0,5121^{10}$
 $T = 72$ observaciones $d = 0,6998$

$$\Delta \% IPC_{t+1} = 5,4138 + 1,7038 Z_{1t} - 1,5264 Z_{2t} + 0,4215 Z_{3t} + (-14,0791) Z_{4t} - 0,3856 Z_{5t} - 0,1533 Z_{6t} + \hat{\mu}_t \quad (10)$$

$\hat{\sigma}_\mu = 3,2642$ $R^2 = 0,5726$
 $F = 14,5131$ $\bar{R}^2 = 0,5391$
 $T = 72$ observaciones $d = 0,7425$

$$\Delta \% IPM_t = 5,9711 + 1,9147 Z_{1t} - 1,2768 Z_{2t} + 0,2418 Z_{3t} + (-11,9365) Z_{4t} + 0,1195 Z_{5t} - 0,3447 Z_{6t} + \hat{\mu}_t \quad (11)$$

$\hat{\sigma}_\mu = 4,2504$ $R^2 = 0,1479$
 $F = 8,7902$ $\bar{R}^2 = 0,1970$
 $T = 72$ observaciones $d = 0,7711$

$$\Delta \% IPM_{t+1} = 5,7111 + 1,8259 Z_{1t} - 1,2971 Z_{2t} + 0,5749 Z_{3t} + (-12,3006) Z_{4t} - 0,3613 Z_{5t} + 0,1518 Z_{6t} + \hat{\mu}_t \quad (12)$$

$\hat{\sigma}_\mu = 3,9897$ $R^2 = 0,1783$
 $F = 9,9330$ $\bar{R}^2 = 0,4302$
 $T = 72$ observaciones $d = 0,8941$

* Los términos entre paréntesis que aparecen debajo de los coeficientes estimados corresponden al valor t calculado de la distribución t de Student, asociados a los respectivos coeficientes. Cabe señalar que en todos los ajustes en que se expongan estos valores se presentarán de igual forma.

¹⁰ Los valores presentados a continuación de la estimación de regresión son los siguientes: $\hat{\sigma}_\mu$ es la desviación típica de la perturbación aleatoria de la regresión; F dice relación con el valor de la distribución F de Fisher, que mide la significación conjunta de los coeficientes estimados de un modelo de regresión; R^2 corresponde al coeficiente de determinación, midiendo el mismo la bondad de ajuste obtenido; \bar{R}^2 hace referencia al coeficiente de determinación corregido por el número de grados de libertad; d es el valor asociado a la estadística de Durbin-Watson para detectar si existe o no autocorrelación de residuos.

Tras efectuar el cálculo del valor f se llegó a la conclusión de que, para todas las ecuaciones de regresión, existía un problema de heteroscedasticidad¹² asociado, siendo los resultados los siguientes:

RESULTADOS DE LA PRUEBA DE HIPOTESIS PARA TESTEAR LA IGUALDAD DE VARIANZAS DE LAS PERTURBACIONES ALEATORIAS

Variable dependiente de la regresión	Valor "f" calculado	Valor F de tabla (aprox.), con un nivel de confianza de $\alpha = 95\%$
$\Delta\%$ IPC _t	29,58	2,30
$\Delta\%$ IPC _{t+1}	23,64	2,30
$\Delta\%$ IPM _t	4,96	2,30
$\Delta\%$ IPM _{t+1}	3,43	2,30

La segunda prueba de hipótesis que se realizó, tras haber descompuesto la muestra en dos tercios, consistió en comprobar si el vector de coeficientes asociados a la ecuación de regresión del primer tercio de la serie difería o no de los coeficientes asociados a la ecuación de regresión de la serie completa. A su vez, igual procedimiento se adoptó para comparar los coeficientes del último tercio de la serie de datos con los coeficientes de la serie completa (los cuales se suponen como verdaderos).

En consecuencia, la hipótesis nula que se descaba probar para los distintos ajustes obtenidos para la tasa de inflación era:

$$H_0 : \hat{a}_{ij} = \hat{a}_j \quad i = A, B$$

Al hacer el *test* propuesto y comparar el valor de tabla correspondiente a una $F(7, 17)$, en todos los casos se llegó a rechazar la hipótesis H_0 . Vale decir que el vector de coeficientes estimados, tanto del primer tercio de la muestra como del último tercio de la misma, difiere significativamente de los coeficientes estimados para la serie completa.

En atención a los resultados expuestos en esta sección, se puede colegir que las observaciones correspondientes al período 1975-1980 presentan diferencias paramétricas que permiten suponer que las mismas se generan en poblaciones diferentes.

¹²La heteroscedasticidad consiste en que la varianza del error aleatorio deja de ser una constante igual a σ^2 . En el caso de los modelos ajustados se tienen que existiría heteroscedasticidad, puesto que el valor f calculado es mayor que el F de tabla.

En consecuencia se optó por calcular los nuevos ajustes para la Δ % IPC y la Δ % IPM considerando tan solo los dos primeros factores —por ser los más importantes— y contemplándose una serie de observaciones comprendida entre los años 1976 y 1980. Cabe señalar que la variable dependiente se midió —en los distintos ajustes— en el período t , puesto que la estructura de los resultados no variaba mayormente al desplazarse en un período hacia adelante la serie de observaciones de la inflación. Los ajustes obtenidos fueron los siguientes:

$$\Delta \% IPC_t = 4,4874 + 1,2498 Z_{1t} + 0,2031 Z_{2t} + \hat{\mu}_t \quad (13)$$

(15,3729)
(7,2080)
(0,8488)

$\hat{\sigma}_\mu^2 = 2,1160$	$R^2 = 0,4799$
$F = 26,2998$	$\bar{R}^2 = 0,4617$
$T = 60$ observaciones	$d = 0,3519$

$$\Delta \% IPM_t = 4,5927 + 1,1962 Z_{1t} + 0,04127 Z_{2t} + \hat{\mu}_t \quad (14)$$

(12,5013)
(5,4830)
(0,13618)

$\hat{\sigma}_\mu^2 = 2,7002$	$R^2 = 0,3600$
$F = 16,0307$	$\bar{R}^2 = 0,3375$
$T = 60$ observaciones	$d = 0,4806$

De lo cual puede apreciarse que no mejora la calidad de los ajustes, y que permanecen latentes los problemas antes citados.

Con el fin de solucionar el problema de la autocorrelación residual, se estimó como una primera aproximación un esquema autorregresivo de primer orden, tal que

$$\mu_t = \rho \mu_{t-1} + \epsilon_t \quad (15)$$

donde ϵ_t cumple las propiedades usuales que se asignan al término de error en el M.R.I.S.

Los resultados de estos ajustes, tras suponer el esquema autorregresivo recién mencionado fueron los siguientes:

$$\begin{aligned}
 (\Delta\% \text{IPC}_t - 0,82 \Delta\% \text{IPC}_{t-1}) &= 5,1415 & + 1,2162 & (Z_{1t} - 0,82 Z_{1t-1}) \\
 &(8,1405) & (4,2942) & \\
 &-0,2076 & & \\
 &(-1,5728) & (Z_{2t} - 0,82 Z_{2t-1}) + \hat{\epsilon}_t & \quad (16)
 \end{aligned}$$

$$\hat{\sigma}_{\epsilon_1} = 1,9975 \quad R^2 = 0,6098$$

$$F = 28,8957 \quad \bar{R}^2 = 0,5824$$

$$T = \quad \quad \quad d = 2,0248$$

60 observaciones

$$\begin{aligned}
 (\Delta\% \text{IPM}_t - 0,76 \Delta\% \text{IPM}_{t-1}) &= 5,2757 & + 1,5878 & (Z_{1t} - 0,76 Z_{1t-1}) \\
 &(7,3593) & (4,4459) & \\
 &-0,2583 & & \\
 &(-1,3575) & (Z_{2t} - 0,76 Z_{2t-1}) + \hat{\epsilon}_t & \quad (17)
 \end{aligned}$$

$$\hat{\sigma}_{\epsilon_1} = 2,5325 \quad R^2 = 0,5510$$

$$F = 23,3123 \quad \bar{R}^2 = 0,5279$$

$$T = \quad \quad \quad d = 1,3710$$

60 observaciones

Si bien con estas ecuaciones se mejora marginalmente la calidad de los ajustes, en la segunda ecuación se mantiene latente el problema de la autocorrelación de residuos, por lo cual los resultados obtenidos bajo esta aproximación multivariante —desde un punto de vista predictivo— no pueden considerarse satisfactorios.

2.3.2. Evaluación sucinta de los resultados obtenidos utilizando a los factores como predictores de la tasa de inflación

Los ajustes obtenidos para Π_{t+h} ($h = 0, 1$) muestran que los factores obtenidos no son buenos predictores de la tasa de inflación, ya que además de no tener en conjunto un buen poder predictivo, gran parte de los modelos ajustados adolecen de ciertos problemas econométricos básicos (autocorrelación de residuos y heteroscedasticidad).

Esto lleva a pensar que estos resultados deficientes en cuanto a lo que se esperaba *a priori*, pueden obedecer a tres causas fundamentales:

- i) Mala especificación de las relaciones que operan en las variables iniciales que se han seleccionado del sistema económico.
- ii) Omisión de variables relevantes del sistema, las cuales por razones de disponibilidad de la información, no fueron incorporadas en los análisis de componentes principales.

- iii) Error de medición en las variables escogidas para efectuar los A.C.P.; estos errores de medición estarían afectando el término de perturbación aleatorio de las regresiones consideradas.

La causa mencionada en i) proviene del hecho de que todo el análisis multivariante que se ha llevado a efecto supone que las relaciones que operan en las variables son lineales. Pero, si ello no fuera así, y hubiera que adoptar transformaciones monótonicas en las variables (por ejemplo, logaritmos), sólo en el caso de que esta transformación fuera única para todos los indicadores considerados, la técnica de los componentes principales recogería ese hecho en sus resultados, no alterando mayormente los ya obtenidos. De no ser este el caso, habría una clara pérdida de calidad en los resultados. El costo de corrección implicaría, en el hecho probar distintas transformaciones para las variables consideradas. Dicha alternativa no se implementó debido al alto costo computacional que implicaba.

Ahora, en lo que respecta a la causa ii), si bien es factible admitir que la recolección de información pudo no haber sido del todo exhaustiva, ello en ningún caso sería una justificación —por sí sola— para obtener ajustes con un R^2 tan bajo. Un hecho que sí parece más plausible de admitir consiste en que, al depurar la información mediante componentes principales, con el criterio de *máxima varianza*, se omite cierto porcentaje de información que podría redundar en deficiencias en los ajustes que se obtengan.

La causa iii), pareciera ser que tendría una alta incidencia en los resultados obtenidos, y más precisamente en el problema de autocorrelación subyacente en los modelos estimados.

2.4. Utilización de modelos univariantes para predecir la tasa de inflación

Tal como se señaló anteriormente, la predicción futura de la tasa de inflación corresponde a la esperanza matemática de la tasa de inflación Π_t , condicionada por un cierto conjunto de información disponible.

En las secciones anteriores de este capítulo se desarrolló una aproximación multivariante para las expectativas inflacionarias, especificando ciertos modelos de regresión para los factores que se consideraban como *contenedores* de la información relevante para predecir la inflación. Sin embargo, los modelos así generados no dieron resultados óptimos ni en un sentido explicativo ni en un sentido predictivo. En esta sección se intentará predecir Π_t haciendo uso de una metodología univariante,

donde

$$\Pi_t^E = E(\Pi_t | \Pi_{t-1}, \Pi_{t-2}, \dots) \quad (18)$$

Lo que se plantea con la expresión (18) es que los valores anteriores de la variable contienen la información relevante para conocer el valor anticipado o esperado de la misma. El problema, bajo este enfoque, radica entonces en que se debe encontrar el número de rezagos a considerar en la variable Π_t , y la expresión matemática que los combina, que generalmente corresponderá a un modelo de la clase ARIMA.¹³ Previo a la explicación matemática del modelo univariante, es preciso examinar la calidad de la información utilizada. Las características que se esperarían para el residuo de dicha información sería hallar muchas secuencias en éste a fin de asegurar su aleatoriedad, y que el tamaño del mismo sea pequeño. A continuación se hará un análisis de los dos indicadores que se han considerado para medir la tasa de inflación.

2.4.1. Análisis de la serie Δ % IPC como indicador relevante para predecir la tasa de inflación

Si se analiza la información mensual de la Δ % IPC comprendida entre 1975 y 1981, se puede apreciar que se presentan dos etapas diferentes. La primera de ellas, que abarca el año 1975, está caracterizada por tasas de inflación extremadamente altas, como producto de un proceso inflacionario creciente que había hecho crisis en el año 1973. La segunda etapa, que comienza a partir de 1976, se caracteriza por niveles decrecientes de las tasas de inflación. Resulta lógico pensar entonces que, si se consideran las observaciones de la Δ % IPC para el período 1975-1980 en forma conjunta, sin hacer hincapié en las subetapas existentes, de hecho se podrían estar mezclando dos procesos diferentes.

Con el objeto de clarificar la subdivisión en dos etapas de la serie considerada, se procedieron a calcular las autocorrelaciones y las autocorrelaciones parciales para la Δ % IPC, incluyéndose hasta 16 rezagos. Los valores de estas autocorrelaciones y sus respectivos gráficos revelan que los valores altos de las mismas —los cuales caen fuera de los límites de confianza— están concentrados en los primeros desfases considerados, presentándose posteriormente una declinación de la función de autocorrelación dentro de los límites dados. Este hecho, junto con la evolución que experimentan las autocorrelaciones parciales, las cuales tienen un comportamiento oscilante con saltos bruscos en los primeros desfases, llevan a corroborar la apreciación intuitiva que se tenía de la serie de la Δ % IPC, en cuanto a que resulta necesario dividirla con el fin de someterla a un análisis de tipo univariante.

¹³ Los modelos ARIMA y el instrumental del que se hace uso para su identificación se encuentran tratados en detalle en los textos citados en la nota N° 4. A su vez, en la sección 2.2 de la tesis del autor están esbozados ciertos tópicos relevantes de los modelos ARIMA.

Ahora, si se efectúa el *test* ji-cuadrado-¹⁴ para detectar si una serie es *ruido blanco* o no, se obtiene el siguiente valor para Q:

$$Q = 322,74 \text{ con } 16 \text{ grados de libertad}$$

siendo el valor de Q más grande que el valor de tabla con 16 grados de libertad,¹⁵ por lo cual se rechaza la hipótesis de que la serie $\Delta\%$ IPC sea un ruido blanco. En consecuencia, se puede proceder a descomponer la serie $\Delta\%$ IPC en el período (1975 - octubre 1981), e identificar un proceso para la información sistemática que presenta ésta.

Considerando el período de observaciones correspondiente a los años 1976 - 1980, y utilizando un proceso iterativo de cálculo tal que se minimice la suma de los cuadrados de los residuos, y a su vez, examinando que los residuos sean un *shock* aleatorio o ruido blanco, se llegó a identificar un proceso ARIMA (2, 1, 0), el cual, en términos explícitos, supone la siguiente forma:

$$(1 + 0,288 B + 0,415 B^2) (1 - B) \Pi_t = a_t \quad (19)$$

donde a_t corresponde al *shock* aleatorio de la serie. Si se tiene presente, además, que B^i ($i = 1, 2$) representa el operador de rezago de orden i y Π_t la tasa de inflación efectiva medida a través de la $\Delta\%$ IPC_t, en términos de las *primeras diferencias*, el modelo obtenido es el siguiente:

$$(\Pi_t - \Pi_{t-1}) = \frac{0,288 (\Pi_{t-1} - \Pi_{t-2})}{(-2,416)} - \frac{0,415 (\Pi_{t-2} - \Pi_{t-3})}{(-3,687)} + a_t \quad (20)$$

Los valores entre paréntesis corresponden a los t asociados a los respectivos coeficientes, y si se les compara con el valor de tabla, se aprecia que los mismos son significativos con un nivel de confianza del 95 por ciento.

El valor alcanzado para el *test* de Box - Pierce para aleatoriedad de residuos fue de

$$Q = 11,559$$

lo que al compararlo con el valor de la tabla de una χ^2 con 23 grados de libertad y un nivel de confianza del 95 por ciento — que corresponde a una cifra

¹⁴Para una apreciación de este *test*, véase la tesis del autor mencionada en la nota 6.

¹⁵El valor de la tabla de una ji-cuadrado con 16 grados de libertad y un nivel de confianza de 95 por ciento corresponde a 26,296.

de 35,17—, nos lleva a aceptar la hipótesis nula H_0 de aleatoriedad de los residuos.

Para predecir la inflación anticipada en términos del modelo expuesto, se tiene que, reagrupando términos y adelantando en un período los datos, se logra el siguiente modelo predictivo:

$$\Pi_t(1) = 0,712 \Pi_t - 0,127 \Pi_{t-1} + 0,415 \Pi_{t-2} \quad (21)$$

La varianza residual de ajuste está dada por la expresión

$$\frac{\sum_{t=1}^T (\Pi_t - \hat{\Pi}_t)^2}{T-1} = 1,136,$$

siendo el valor que se obtiene de la misma el menor de todas las sucesivas iteraciones que se efectuaron para la $\Delta\% \text{ IPC}_t$. Además, si esta varianza residual se compara con aquellas que surgen de los ajustes conseguidos bajo una aproximación multivariante, se tiene que ésta es menor, con lo cual se puede afirmar que el modelo ARIMA especificado se equivoca menos en la predicción de la inflación (medida por la $\Delta\% \text{ IPC}$).

Otro aspecto que merece destacarse respecto del modelo predictivo explicado en (21) es que, en virtud de él los agentes económicos tendrían una alta velocidad de ajuste en sus expectativas de precios, ya que consideran un desfase relativamente corto en la variable inflación, y además le asignan una ponderación prioritaria a la información inmediata (dada por Π_t).

2.4.2. Análisis de la serie $\Delta\% \text{ IPM}$ como indicador relevante para predecir la tasa de inflación

Al utilizar la información mensual de la $\Delta\% \text{ IPM}$ comprendida entre 1975 y 1981, efectuando los mismos análisis que se hicieron en la sección anterior para la $\Delta\% \text{ IPC}$, se llegó a idénticas conclusiones.

Es preciso señalar así mismo que, tras realizar el *test* ji-cuadrado para detectar si la $\Delta\% \text{ IPM}$ era ruido blanco o no en el período comprendido entre 1975 y octubre 1981, éste reveló que

$$Q = 256,59 \text{ con } 16 \text{ grados de libertad}$$

con lo cual se rechaza la hipótesis de que la serie en sí misma sea un *stock* aleatorio.

Ahora, descomponiendo la serie de la $\Delta \% IPM_t$, y considerando solamente el período comprendido entre los años 1976 y 1980, se llegó --al igual que en el caso de la $\Delta \% IPC$ -- a determinar un proceso ARIMA (2, 1, 0), el que tiene la siguiente especificación:

$$(1 - 0,149 B + 0,187 B^2) (1 - B) \Pi_t = a_t \quad (22)$$

Con las mismas consideraciones que se tuvieron para el modelo expuesto en (19), este modelo, en términos de sus primeras diferencias, queda expresado por:

$$(\Pi_t - \Pi_{t-1}) = 0,149 (\Pi_{t-1} - \Pi_{t-2}) - 0,187 (\Pi_{t-2} - \Pi_{t-3}) + a_t$$

$$(1,134) \qquad \qquad \qquad (-1,422) \qquad \qquad \qquad (23)$$

Si bien en este caso --tras observar los valores t correspondientes a los coeficientes-- no existe evidencia empírica para afirmar que los coeficientes estimados en la ecuación (23) difieren significativamente de cero, no se puede rechazar la calidad predictiva de este modelo, ya que, pese a todo, el valor de Q asociado a esta ecuación lleva a aceptar el hecho de que los residuos de la misma son un ruido blanco.¹⁶

Vale decir que luego de aplicar a la serie de la $\Delta \% IPM_t$, comprendida entre 1976 y 1980, un proceso iterativo de cálculo que minimice la suma de los cuadrados de los residuos, el mejor modelo predictivo que se obtiene es uno en la cual la parte sistemática de la variable está explicado por los Π_{t-j} ($j = 1, 2, 3$), siendo los coeficientes asociados a las diferencias de la información anterior de la variable significativamente no distintos de cero. En tanto, la parte no sistemática --residuo-- corresponde a un shock aleatorio.

Con el objeto de predecir la inflación anticipada en función del modelo determinado, reagrupando términos y adelantando en un período los datos, se llega a la ecuación siguiente:

$$\hat{\Pi}_t(1) = 1,149 \Pi_t - 0,336 \Pi_{t-1} + 0,187 \Pi_{t-2} \quad (24)$$

La varianza residual de este ajuste está dada por:

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\Pi_t - \hat{\Pi}_t)^2$$

$$= \frac{1}{11} \dots = 3,195$$

¹⁶ El valor de Q fue de 10,11, siendo el valor de tabla asociado a una χ^2 con 23 grados de libertad de 35,17.

siendo éste el menor valor obtenido para todas las sucesivas iteraciones de la $\Delta \% \text{IPM}_t$. A su vez, si a esta varianza residual se la compara con las varianzas de los términos de error aleatorios alcanzados para los ajustes de esta serie bajo una aproximación multivariante, se tiene que ésta es menor, lo cual se puede interpretar en el sentido de que un modelo ARIMA en la predicción de la inflación (medida por la $\Delta \% \text{IPM}$) se equivoca menos.

Al igual que en el modelo ARIMA para la $\Delta \% \text{IPC}$, aquí también es factible señalar que los agentes económicos presentan una velocidad de ajuste bastante rápida en sus expectativas inflacionarias.

3. EVALUACION DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS Y ELECCION DE UNA METODOLOGIA APROPIADA PARA PREDECIR LA TASA DE INFLACION

3.1. Evaluación de los resultados obtenidos mediante un enfoque univariante, versus un enfoque multivariante

Inicialmente, cuando se planteó el presente estudio, se puso mucho énfasis en que la motivación del mismo se fundamentaba en determinar un conjunto de información relevante que permitiera predecir adecuadamente la tasa de inflación. Para ello se procedió a utilizar una estrategia multivariante que relacionara --en una expresión matemática-- un conjunto más amplio de información, que el relativo a la simple consideración de la información anticipada de la variable objeto de estudio.

A su vez, se dijo que la decisión de cuál aproximación sería estimada como la más adecuada se haría confrontando la *suma de las diferencias al cuadrado* de los diferentes modelos, o bien, examinando la varianza residual de los mismos. A este respecto cabe señalar que aun cuando, tanto en el modelo ARIMA ajustado para la $\Delta \% \text{IPC}$ como para la $\Delta \% \text{IPM}$, las varianzas residuales fueron menores, desde una perspectiva analítica, los residuos bajo ambos enfoques muestran una tendencia muy similar. La correlación entre el residuo obtenido por el modelo ARIMA ajustado por la $\Delta \% \text{IPC}$ y el residuo obtenido para el modelo ajustado vía factores (ecuación 13) es de un 84,95 por ciento, mientras que para los ajustes obtenidos para la $\Delta \% \text{IPM}$, a través de los métodos antes citados (ecuación 14 y 24), se tiene una correlación de 90,77 por ciento. De lo recién expuesto se puede desprender que, si bien ambas clases de modelos difieren significativamente en la información sistemática (no aleatoria) que contienen, ello no se puede hacer extensivo a la parte aleatoria de los mismos, ya que éstas en un sentido de tendencia son muy similares.

Los resultados que se expusieron en la sección 2 parecen ser bastante concluyentes en el sentido de que todo el esfuerzo que se hizo bajo una aproximación multivariante —en términos de recolección de información y especificación de relaciones matemáticas—, para tratar de captar ciertos factores que fueran contenedores de información relevante para predecir Π_t , no consiguió superar la calidad de los ajustes que se obtuvieron, tras considerar enfoques univariantes del tipo ARIMA. A la luz de los resultados expuestos en el capítulo anterior se puede concluir que los modelos ARIMA constituyen una buena estimación para lograr elaborar una serie de tiempo *proxy* para la tasa de inflación esperada de Chile. Lo que sí debe señalarse es que si bien estos modelos ARIMA, desde un punto de vista estadístico, hacen uso de toda la información relevante —contenida en la información precedente de Π_{t-1} —, éstos deben ser revisados constantemente, puesto que el proceso puede cambiar (por ejemplo, de un modelo ARIMA (P_0, d_0, q_0) se puede pasar a un ARIMA (P_1, d_1, q_1) , o bien los parámetros asociados a un determinado modelo pueden estar sujetos a cambios. La razón de este tipo de variantes en los modelos ARIMA se fundamenta en que éstos son asimilados a ciertos procesos estocásticos, lo cual hace que, ante determinados cambios exógenos, la población que está dando origen a esa serie de datos ya no sea la misma, o bien varíe la estructura de sus parámetros. En el caso de Chile, lo anterior se puede ver corroborado por el hecho de que, durante el período objeto de estudio (años 1975–1980), las condiciones económicas han ido variando (mayor apertura financiera y comercial al exterior, reducción del gasto público, etc.), lo que puede haber sido internalizado por el proceso bajo algún mecanismo.

3.2. Cálculo de la tasa de inflación esperada para el período bajo estudio y análisis de las discrepancias observadas

El cálculo de la tasa de inflación esperada, tanto bajo el enfoque univariante como bajo el enfoque multivariante, no ofrece problemas desde un punto de vista operativo, ya que solo se debe operar con la fórmula matemática que finalmente se obtenga. Sin embargo, debe reconocerse que el cálculo con el método univariante es más sencillo, pues tan sólo contempla una sola variable con ciertos desfases.

El cómputo de la inflación anticipada o esperada, utilizando los respectivos modelos ARIMA $(2, 1, 0)$ en las series consideradas para la Δ % IPC y Δ % IPM en el período comprendido entre 1976 y 1980, se hizo tomando como base las ecuaciones (21) y (24) respectivamente. El detalle de los cálculos en cada caso se exponen en el Anexo 1 para la primera ecuación, y en el Anexo 2 para la segunda ecuación. Asimismo, en dichos anexos también se encuentran los gráficos correspondientes, en los cuales se muestra la

evolución que experimentan la inflación efectiva y la inflación predicha utilizando los procesos ARIMA antes citados.

Si bien, en un sentido de tendencia, tanto la predicción de la Δ % IPC como la Δ % IPM captan en cada caso en forma satisfactoria la evolución que seguiría la inflación observada, debe señalarse que en el contexto de la Δ % IPC las predicciones son más efectivas, pues el error observado —medido a través de la varianza residual— es menor. En cambio, en el contexto de la Δ % IPM, las predicciones son más erráticas, siendo las discrepancias observadas mayores.

3.3. Evaluación de las características predictivas del modelo seleccionado

Teniendo presente que el indicador que generalmente se usa para medir la inflación es la Δ % IPC, y que además las estimaciones más efectivas (de menor varianza residual) que se obtuvieron para la inflación en el período 1976–1980 fueron las provenientes del modelo ARIMA (2, 1, 0) : $\Pi_t(1) = 0,712 \Pi_t - 0,127 \Pi_{t-1} + 0,415 \Pi_{t-2}$, se considera que este modelo constituye una buena aproximación. Las características del mismo están señaladas en la sección 2.4.1.

Sólo resta decir que, por haber experimentado Chile un proceso de inflación permanente, existe un proceso de *indexación* que hace que distintas variables del sistema económico se vinculen con la Δ % IPC, con lo cual a través de un modelo como el expuesto, se estaría captando toda la información relevante.

BIBLIOGRAFIA

- Accevedo, Julio y Joaquín Vial, "Demanda de dinero y expectativas de inflación: Chile 1976 - 1979".
- Alvarez, Luis, "Análisis de la técnica de las componentes principales - Estudio de algunas aplicaciones", Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas (Memoria para optar al título de Técnico Estadístico).
- Anderson, T.W., "An introduction to multivariate statistical analysis", Nueva York, John Willey and Sons., Inc. 1958.
- Barbancho, A.G., "Fundamentos y posibilidades de la econometría", capítulos 3, 4 y 5. Ediciones Ariel S.A., tercera edición, 1973.
- Box, G.E.P. y G.M. Jenkins "Time series analysis forecasting and control", capítulos 2, 3 y 4. Editorial Holden Day, edición revisada, 1976.
- Cyert, R.M. y M.H. de Groot "Expectativas racionales y análisis bayesiano".
- Chow, G.C., "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions", *Econometrica*, 28 1960: 591-605.
- De Castro, Sergio, "Inflación y disciplina financiera en el caso chileno", Boletín Mensual del Banco Central de Chile, abril de 1979.

- De la Cuadra, Sergio, "Inflación y tipo de cambio reciente", *Boletín Mensual del Banco Central de Chile*, octubre de 1980.
- Fernández, R.B., "Análisis estadístico aplicado de series temporales", trabajo docente, 22, del Instituto de Economía de la Universidad Católica, 1976.
- García, V.F. y A. Saich, "Dinero, precios y política monetaria", capítulo 4 sobre expectativas de precios e inflación.
- Gujarati, Damodar, "Econometría básica". Editorial Mc Graw Hill Latinoamericana S.A. Capítulos 7, 10, 11 y 12.
- Johnston, J., "Métodos de econometría". Editorial Vicens-Vives, capítulos 5, 10 y 11, tercera edición, 1975.
- Kendall, M.G., "A course in multivariate analysis", Nueva York Hafner Publishing Company, serie 2, 1961.
- Malinvaud, E., "Métodos estadísticos de econometría". Ediciones Ariel, capítulos 11, 12 y 14. 1967.
- Massad, Carlos, "Macroeconomía". Editorial Universitaria, Departamento de Economía, Universidad de Chile, capítulos 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 12, 14, 15 y 16. 1era edición, 1979.
- Meza San Martín, W., "Incidencia de la inflación externa en el índice de precios al consumidor de Chile". Documento de investigación, 1, Banco Central de Chile.
- Muth, John F., "Rational expectations and the theory of price movements", *Econometrica*, vol. 29, 3, julio de 1961.
- Passicot, Andrés y Julio Acevedo, "Indicadores económicos de corto plazo", publicación del Departamento de Economía de la Universidad de Chile, 21.

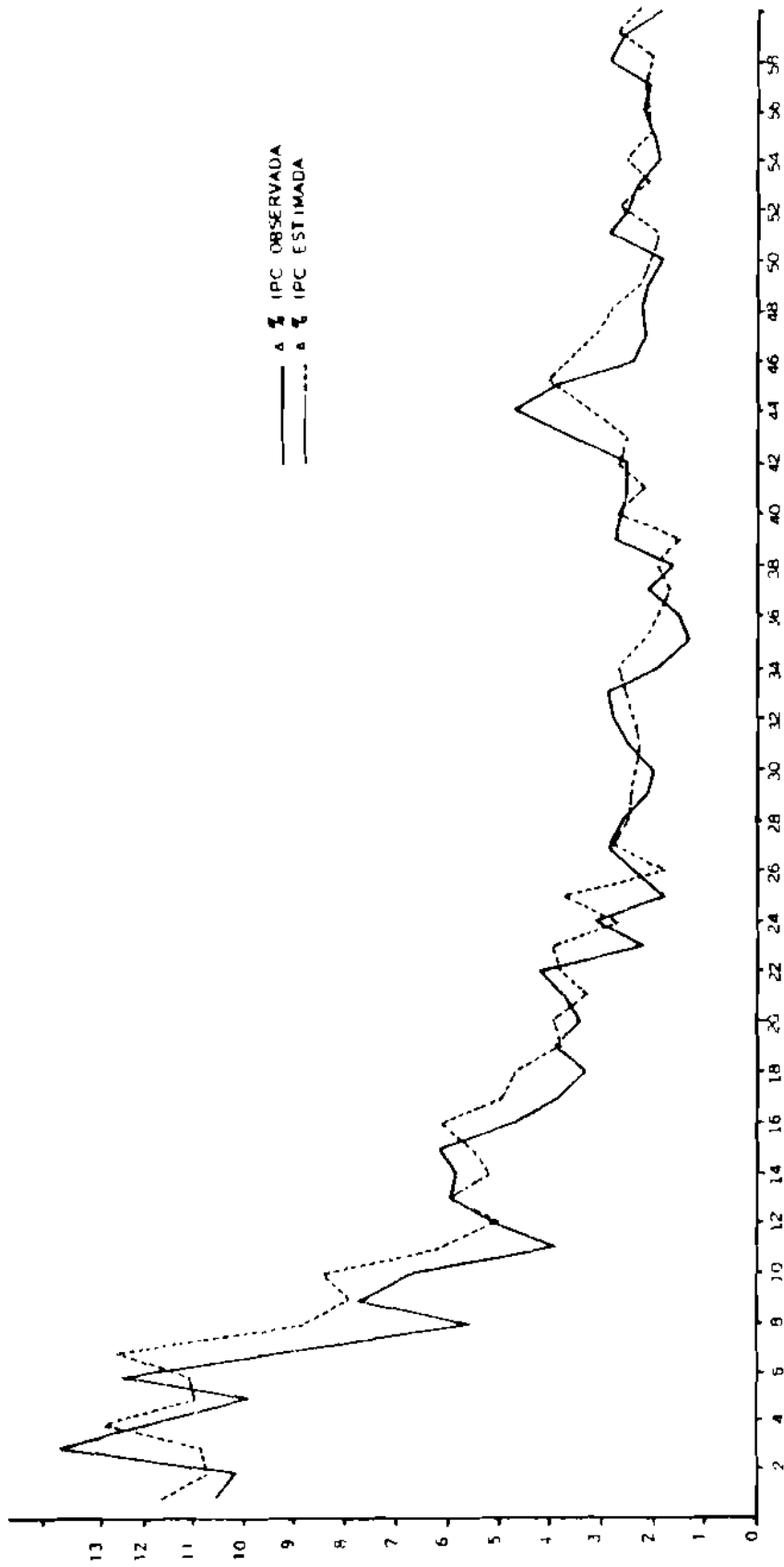
- Pearce, Douglas Kenneth, "The formation and economic effects of price expectations".
- Taller de Conjuntura del Departamento de Economía de la Universidad de Chile "Comentarios sobre la situación económica", semestres comprendidos entre los años 1974 y 1980.
- Foyoda, T., "Use of the chow test under heteroscedasticity", *Econometrica*, vol. 42, 3, mayo de 1979.
- Ramsey, J.B., "Tests for specification errors in classical linear least squares regression analysis", Michigan State University, 1969.
- Revankar, N.S., "Testing of the rational expectations hypothesis", *Econometrica*, vol. 48, 6, septiembre de 1980.
- Riddell, G. y Philip M. Smith, "La implementación empírica del concepto de expectativas racionales".
- Vial R. T., Joaquín "Comparación preliminar de dos hipótesis de formación de expectativas de inflación", Departamento de Economía de la Universidad de Chile, Documento de Investigación, 29, octubre de 1978.
- Wallis, K.F., "Econometric implications of the rational expectations hypothesis", *Econometrica*, vol. 48, 1, enero de 1980.

**VALORES ESTIMADOS Y ERRORES DE PREDICCIÓN DEL MODELO
SELECCIONADO PARA PREDECIR LA INFLACION EN BASE A LA Δ % IPC*
(PERIODO 1976 - 1980)**

Observaciones	Valor observado π_t	Valor estimado $\hat{\pi}_t$	Error ($\pi_t - \hat{\pi}_t$)
1	10,500	11,481	-0,981
2	10,100	10,649	-0,549
3	13,500	10,752	2,748
4	11,900	12,687	-0,787
5	9,800	10,951	-1,151
6	12,300	11,068	1,232
7	8,900	12,451	-3,551
8	5,500	8,842	-3,342
9	7,600	7,888	-0,288
10	6,700	8,405	-1,705
11	9,800	6,088	2,288
12	5,100	5,008	0,092
13	6,900	5,928	0,028
14	5,800	5,131	0,669
15	6,100	5,497	0,603
16	4,700	6,055	-1,355
17	3,800	4,979	-1,179
18	3,300	4,640	-1,340
19	3,900	3,817	0,083
20	3,400	3,935	-0,535
21	3,700	3,295	0,405
22	4,200	3,821	0,379
23	2,200	3,932	-1,732
24	3,100	2,569	0,531
25	1,800	3,670	-1,870
26	2,400	1,801	0,599
27	2,900	2,766	0,134
28	2,600	2,507	0,093
29	2,100	2,479	-0,379
30	2,000	2,368	-0,368
31	2,500	2,236	0,264
32	2,800	2,398	0,402
33	2,900	2,506	0,394
34	1,900	2,747	-0,847
35	1,300	2,146	-0,846
36	1,500	1,887	-0,387
37	2,200	1,691	0,509
38	1,600	1,916	-0,316
39	2,800	1,483	1,317
40	2,600	2,703	-0,103
41	2,500	2,160	0,340
42	2,500	2,612	-0,112
43	3,600	2,541	1,059
44	4,700	3,283	1,417
45	3,900	3,927	-0,027
46	2,400	3,674	-1,274
47	2,100	3,164	-1,064
48	2,200	2,898	-0,608
49	2,100	2,296	-0,196
50	1,800	2,047	-0,247
51	2,900	1,928	0,972
52	2,500	2,703	-0,203
53	2,300	2,159	0,141
54	1,900	2,523	-0,623
55	2,000	2,098	-0,098
56	2,200	2,337	-0,063
57	2,100	2,101	-0,001
58	2,900	2,075	0,854
59	2,600	2,711	-0,111
60	1,900	2,355	-0,455

*El modelo seleccionado para este caso fue un AR(1) con $\rho = 0,1$, el cual se encuentra explicitado en la sección 2.4.

Centro de Información
 B. G. S. I.
 Unión de Administradores
 de la Calle



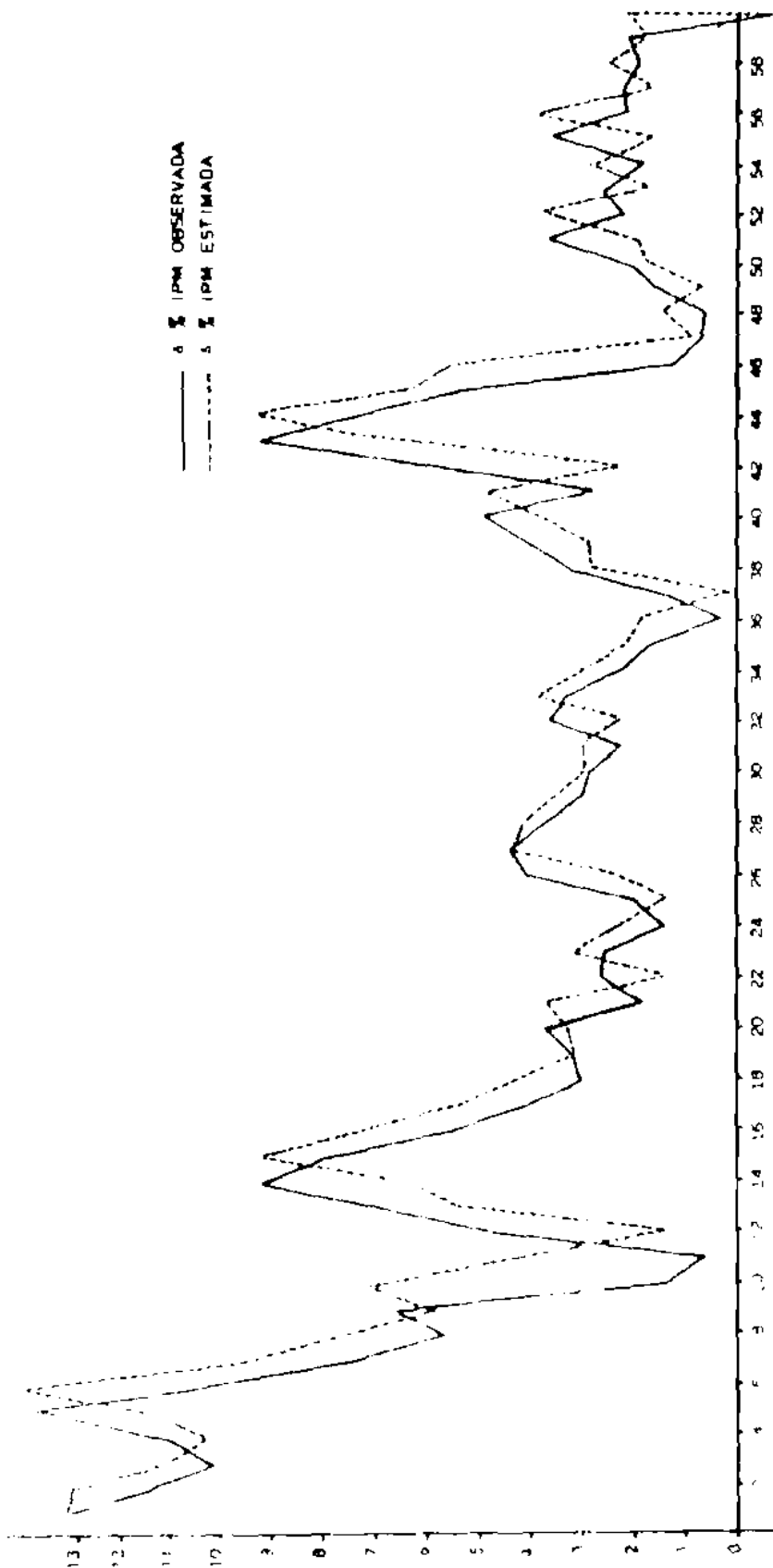
EVOLUCION EN TERMINOS GRAFICOS DE LA
 A % IPC OBSERVADA Y DE LA B % IPC ESTIMADA
 EN BASE A MODELO ARIMA (PERIODO 1976-1980)

ANEXO 2

**VALORES ESTIMADOS Y ERRORES DE PREDICCIÓN DEL MODELO
SELECCIONADO PARA PREDICIR LA INFLACION EN BASE A LA A² IPM*
(PERIODO 1976 - 1980)**

Observaciones	Valor observado π_t	Valor estimado $\hat{\pi}_t$	Error $(\pi_t - \hat{\pi}_t)$
1	13,200	13,266	-0,066
2	11,400	13,134	-1,734
3	10,100	11,136	-1,036
4	11,800	10,242	0,758
5	14,200	11,977	2,223
6	10,800	14,510	-3,710
7	7,500	9,695	-2,195
8	5,600	7,641	-2,041
9	6,600	5,992	0,668
10	1,400	7,104	-5,704
11	0,600	0,486	0,164
12	4,600	1,451	3,149
13	6,700	5,347	1,353
14	9,200	6,267	2,933
15	7,900	9,182	-1,282
16	5,500	7,259	-1,759
17	4,000	5,384	-1,384
18	3,000	4,224	-1,224
19	3,100	3,131	0,031
20	3,700	3,502	0,398
21	1,800	3,771	-1,971
22	2,600	1,404	1,196
23	2,500	3,074	-0,574
24	1,400	2,336	-0,936
25	2,000	1,254	0,746
26	4,100	2,295	1,805
27	4,400	4,302	0,098
28	3,700	4,053	-0,353
29	2,900	3,539	-0,639
30	2,800	2,911	-0,111
31	2,200	2,034	0,734
32	3,600	2,129	1,471
33	3,300	3,921	-0,621
34	2,200	2,994	-0,794
35	1,700	2,092	-0,392
36	0,300	1,831	-1,531
37	2,400	0,181	2,216
38	3,200	2,975	0,225
39	3,900	2,928	0,972
40	4,000	3,855	1,045
41	2,800	4,919	-2,119
42	5,600	2,300	3,300
43	9,200	6,410	2,790
44	7,300	9,215	-1,915
45	5,400	6,344	-0,944
46	1,200	5,471	-4,271
47	0,700	0,927	-0,227
48	0,600	1,409	-0,809
49	1,600	0,678	0,922
50	2,100	1,758	0,342
51	3,700	1,988	1,712
52	2,200	3,846	-1,646
53	2,600	1,677	0,923
54	1,800	2,940	-1,140
55	3,500	1,606	1,894
56	2,300	3,903	-1,603
57	2,200	1,574	0,626
58	1,200	2,478	-1,278
59	2,100	1,837	0,263
60	0,600	2,186	-1,586

*El modelo seleccionado para este caso fue un AICMA (2, 3, 0), el cual se encuentra explicado en el anexo 1.



COMPARACION EN TERMINOS GRAFICOS DE LA
 IPM OBSERVADA Y LA IPM ESTIMADA
 EN BASE A MUOVAL ANUAL PERIODO (1973-1980)