



# *Hacia una meta explícita de inflación: Anticipando la inflación en el Perú\**

*Diego Winkelried Q.*

## 1. Introducción

La idea de que un banco central fundamente sus acciones de política en estimaciones de la futura evolución de la economía no sólo ha sido discutida en foros académicos, sino que ha despertado el interés de los diseñadores de política. El comportamiento anticipado y preventivo de las autoridades monetarias es cada vez más común, siendo una de sus expresiones mejor lograda la puesta en marcha de esquemas de metas de inflación, *Inflation Targeting*, donde los pronósticos de inflación de los bancos centrales adoptan el rol de metas intermedias.

El Banco Central de Reserva del Perú (BCR) no es la excepción a esta corriente. Desde 1994 viene anunciando rangos objetivos anuales y proyecciones multianuales de la inflación y ha mostrado una gran efectividad en cumplir con los propósitos trazados. A inicios del año 2002, el BCR puso en manifiesto la adopción de este esquema, a fin de consolidar los éxitos obtenidos en la década de los noventa, de ser partícipe de una mayor comunicación con el público y operar con mayor transparencia.

En este documento se discute una serie de aspectos vinculados con uno de los componentes más importantes del esquema: la predicción de la inflación. Tomando como antecedentes las investigaciones de Barrera (1997, 1999), se desarrolla un sistema de predicción de la inflación de corto y mediano plazo con modelos bivariados lineales. Asimismo, se construyen índices adelantados de la inflación, a partir de sus indicadores anticipados individuales más importantes. La principal motivación detrás de ello no sólo se encuentra en obtener pronósticos puntuales de la inflación, sino en determinar aquellos conjuntos de información que adelanten con la suficiente anticipación (cualitativamente) el comportamiento del objetivo del BCR, de modo que se tenga el suficiente margen de maniobra para modificar oportunamente la posición de la política monetaria.

La literatura concerniente con predicciones es amplia<sup>1</sup>. Este documento recopila un conjunto considerable de criterios de evaluación y los consolida con el fin de encontrar los principales indicadores adelantados de la inflación en Perú y establecer *rankings* de desempeño. Además, se estudia la posibilidad de mejorar, en términos de precisión y horizonte predictivo, los pronósticos conseguidos con indicadores individuales, a través de la combinación de predicciones y de la composición de índices adelantados. Para tales efectos, se realiza una simulación sobre el poder de los modelos VAR bivariados, basada en evaluaciones fuera de la muestra. Este aspecto es fundamental ya que las conclusiones obtenidas en el análisis dentro de la muestra rara vez son coincidentes con aquéllas deducidas fuera de la ella<sup>2</sup>, que son las relevantes en la práctica. Este fenómeno tiene que ver con la *sobrestimación* de datos: una especificación que estima y explica de forma poco realista los datos observados, en el sentido de capturar hechos históricos que difícilmente serán repetidos en el mediano plazo por lo que normalmente contradice el fin de obtener buenas predicciones fuera de la muestra<sup>3</sup>. Por este motivo, junto

\* El autor desea expresar su agradecimiento a Susana Ishisaka y Jorge Loyola por el interés mostrado y apoyo concebido en cada una de las etapas de esta investigación. Asimismo a los participantes del XVIII Encuentro de Economistas de la Gerencia de Estudios Económicos del BCR, llevado a cabo en enero del 2002, por sus valiosos comentarios. Las opiniones vertidas en este artículo no representan necesariamente la opinión del BCR.

<sup>1</sup> Una buena recopilación bibliográfica se encuentra en Diebold y López (1996).

<sup>2</sup> Véase Chauvet (2000).

<sup>3</sup> Por ello, la única "variable" exógena contemplada en los modelos estimados es un intercepto.



con la reducida muestra con la que se cuenta<sup>4</sup>, la parsimonia es una de las piedras angulares en el sistema explicado posteriormente.

En este trabajo se pretende alcanzar dos objetivos puntuales. En primer lugar, brindar evidencia, alternativa a la ya conocida, sobre aquellos indicadores adelantados que ayuden a pronosticar la inflación en períodos de un año y más, dada la necesidad de plantear un esquema multianual en el diseño de la política monetaria. Ello no sólo permite obtener una trayectoria estimada de la inflación futura, sino que puede ser de gran utilidad para investigaciones posteriores que brinden un mayor conocimiento de los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Con la misma perspectiva, las proyecciones generadas podrían servir como escenario base de simulaciones de política con modelos estructurales.

En muchos países, sobre todo industrializados, la toma de decisiones de los agentes económicos se basan en el seguimiento de algún *índice compuesto adelantado* típicamente del producto y la inflación. Este tipo de índices son calculados por agencias gubernamentales o privadas y son una manera efectiva de guiar las expectativas. En países como Perú, esta práctica aún no está implementada. A partir de criterios estadísticos este trabajo construye un gran número de índices adelantados de la inflación y muestra su buen desempeño. Así pues, el segundo objetivo planteado es exponer esta práctica en el manejo de la información y rescatar algunos aspectos particularmente útiles de los índices compuestos en el monitoreo de la política monetaria.

El documento se organiza de la siguiente manera. En la segunda sección se presentan los aspectos metodológicos. Se exponen los criterios de evaluación utilizados y las formas de combinar proyecciones y componer índices. En la tercera sección, se describe el funcionamiento de las simulaciones llevadas a cabo y algunas particularidades saltantes de los datos empleados. La cuarta sección presenta los resultados más importantes en términos del perfil de los indicadores individuales *vis-a-vis* las proyecciones combinadas y los índices compuestos, horizontes predictivos y predicción en tiempo real, mientras que la quinta sección concluye. Los resultados más relevantes (cuadros estadísticos) son presentados al final del documento. Resultados intermedios pueden ser solicitados al autor.

## 2. Aspectos metodológicos

En adelante, se utilizará la siguiente notación: la inflación en el período  $t$  es denotada por  $p_t$  y con el regresor  $x_{it}$  se desea obtener un pronóstico de  $h$  períodos en adelante, siendo la última observación realizada la del período  $T$ . Asimismo,  $i$  es el subíndice que indica cuál de las  $m$  variables disponibles es utilizada ( $i = 1, 2, \dots, m$ ) mientras que el subíndice  $j$  se refiere a algún período pronosticado ( $j = 1, 2, \dots, h$ ).

### 2.1 Enfoque bivariado y criterios de evaluación

Como punto de partida en el análisis de las características y bondades de los potenciales predictores o indicadores adelantados de la inflación, se plantea el sistema bivariado

$$\begin{aligned} p_t &= a_p + b_p(L)x_{i,t-1} + r_p(L)p_{t-1} + m_{p_i,t} \\ x_{i,t} &= a_x + b_x(L)x_{i,t-1} + r_x(L)p_{t-1} + m_{x_i,t} \end{aligned} \quad \dots(1)$$

<sup>4</sup> Algo más de 100 observaciones. No es conveniente incluir observaciones anteriores a 1991 – 1992 ya que en los primeros años de esa década se aplicaron una serie de medidas de estabilización y reformas estructurales, para corregir el exagerado desorden macroeconómico del Perú originado a fines de los ochenta cuando se pasó por un proceso hiperinflacionario.

donde los órdenes de los polinomios  $\mathbf{b}_p$ ,  $\mathbf{b}_x$ ,  $\mathbf{r}_p$  y  $\mathbf{r}_x$  son establecidos por separado con el propósito de minimizar el criterio de información de Schwarz de cada ecuación, para así obtener especificaciones parsimoniosas. Ya que este procedimiento no asegura la coincidencia del número de regresores en ambas ecuaciones, el sistema (1) es estimado vía SUR<sup>5</sup>, como lo sugieren estudios desde Zellner y Palm (1962)<sup>6</sup>.

Con la especificación (1) es posible lograr la predicción con información disponible en  $T$ , definida como la extrapolación lineal de (1),

$$\begin{aligned}\hat{\mathbf{p}}_{i,T+j/T} &= \hat{\mathbf{a}}_p + \hat{\mathbf{b}}_p(L)\hat{\mathbf{x}}_{i,T+j-1/T} + \hat{\mathbf{r}}_p(L)\hat{\mathbf{p}}_{i,T+j-1/T} \\ \hat{\mathbf{x}}_{i,T+j/T} &= \hat{\mathbf{a}}_x + \hat{\mathbf{b}}_x(L)\hat{\mathbf{x}}_{i,T+j-1/T} + \hat{\mathbf{r}}_x(L)\hat{\mathbf{p}}_{i,T+j-1/T}\end{aligned}\quad \dots(2)$$

donde  $\hat{\mathbf{Z}}_{t/T} = \mathbf{Z}_t$  si  $t \leq T$ . A partir de ella, se computa el *Error de Predicción*

$$\mathbf{e}_{i,j} = \mathbf{p}_{T+j} - \hat{\mathbf{p}}_{i,T+j/T} \quad \dots(3)$$

La raíz del promedio de los cuadrados de (3), la *Raíz del Error Cuadrático Medio*, resulta ser uno de los indicadores de bondad predictiva más divulgado y usualmente el único criterio de evaluación utilizado. Sin embargo y por razones expuestas en la sección 3, el uso de medidas alternativas resulta ventajoso, las cuales describimos a continuación.

En primer lugar, a partir del error cuadrático medio, el tradicional coeficiente de desigualdad de Theil (1961), conocido como *U de Theil*, puede ser determinado según

$$U = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^h (\mathbf{p}_{T+j} - \hat{\mathbf{p}}_{T+j/T})^2}}{\sqrt{\sum_{j=1}^h \mathbf{p}_{T+j}^2 + \sum_{j=1}^h \hat{\mathbf{p}}_{T+j/T}^2}} \quad \dots(4)$$

La *U* de Theil es una medida acotada entre cero y uno, de modo que la proyección perfecta está asociada con un valor nulo de  $U$ <sup>7</sup>.

En segundo lugar, como requisito indispensable de bondad, una predicción debe ser insesgada. Con el fin de verificar esta característica se ejecuta la denominada *Prueba de Racionalidad*<sup>8</sup>. La idea fundamental es que el error de predicción sea centrado en cero y que la predicción haya sido efectuada racionalmente, es decir que este error no se encuentre correlacionado con cualquier información disponible en el período  $T$ . Dado que la evaluación se realiza sobre sistemas bivariados, el segundo requisito no se cumplirá necesariamente. Asimismo, su implementación implica el uso de sondeos heurísticos de información, que pueden resultar ociosos. Por esta razón solo se analiza el primer aspecto de racionalidad mencionado. La hipótesis de que la proyección sea insesgada es equivalente a afirmar que en la regresión

<sup>5</sup> La forma de especificar cada modelo puede ser considerada como un caso intermedio entre la práctica tradicional de elegir el mismo orden para los polinomios de ambas ecuaciones a través de la minimización de criterios de información del sistema en conjunto y la identificación de submodelos (modelos con restricciones de exclusión) presentada en Barrera (1997). El primer procedimiento no es funcional en muestras pequeñas. Por su parte, si bien la estimación por MCG de los submodelos restringidos parsimoniosos de Barrera (1997) genera proyecciones altamente satisfactorias al mejorar la precisión de los parámetros estimados, su superioridad no es clara con respecto al presente planteamiento SUR.

<sup>6</sup> Puntualmente, se adaptó el algoritmo de estimación *stepwise* expuesto en Neumaier y Schneider (2000).

<sup>7</sup> Mediante simulaciones de Monte Carlo, Granger y Newbold (1986) encuentran que (4) no es una buena medida de predicción en modelos autorregresivos. Este resultado no es necesariamente válido en un contexto VAR por lo que el estadístico (4) es empleado. Véase Armstrong y Fildes (1995).

<sup>8</sup> Véase Theil (1961), Keane y Runkle (1989), Webb (1991), y Joutz y Stekler (2000).



$$\mathbf{p}_{T+j} = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \hat{\mathbf{p}}_{i,T+j/T} + \mathbf{v}_{T+j} \quad \dots(5)$$

se cumple simultáneamente que  $\mathbf{a}_0 = \mathbf{0}$  y  $\mathbf{a}_1 = \mathbf{1}$ , por lo que una prueba conjunta es planteada<sup>9</sup>.

La tercera medida de bondad predictiva trata de responder cuán efectivo es un modelo en pronosticar la *dirección de cambio* del nivel de la inflación, sin reparar en consideraciones de sesgo (cuán lejos se encuentra el valor puntual predicho del observado). Para tales efectos se calcula una *matriz de confusión*<sup>10</sup>,

$$P = \begin{bmatrix} (\Delta \mathbf{p}_{T+j} > 0)(\Delta \hat{\mathbf{p}}_{i,T+j/T} > 0) & (\Delta \mathbf{p}_{T+j} > 0)(\Delta \hat{\mathbf{p}}_{i,T+j/T} \leq 0) \\ (\Delta \mathbf{p}_{T+j} \leq 0)(\Delta \hat{\mathbf{p}}_{i,T+j/T} > 0) & (\Delta \mathbf{p}_{T+j} \leq 0)(\Delta \hat{\mathbf{p}}_{i,T+j/T} \leq 0) \end{bmatrix} \quad \dots(6)$$

Las columnas de  $P$  corresponden a los movimientos de la serie observada mientras que las filas de  $P$  corresponden a los movimientos de la serie predicha. Por ejemplo, el elemento  $P_{11}$  muestra el número de veces que tanto la proyección como la inflación observada se incrementaron entre tanto  $P_{12}$  indica el número de veces en que mientras la inflación observada aumenta, su predicción disminuye (o permanece constante). En este sentido, la diagonal de  $P$  indica acertadas predicciones direccionales mientras que los elementos fuera de la diagonal constituyen un conteo de predicciones incorrectas. El perfil agregado de esta matriz es medido a través de la *Tasa de Confusión*,

$$CR = 100 \cdot \frac{P_{11} + P_{22}}{P_{11} + P_{22} + P_{12} + P_{21}} \quad \dots(7)$$

que no es más que el porcentaje de veces que los movimientos predichos coincidieron con los observados<sup>11</sup>.

En muchas ocasiones, pronósticos de dos regresores pueden contener la misma información estadística (a pesar de que ambos difieran). A partir de este hecho y basados en pruebas previas<sup>12</sup>, Diebold y Mariano (1996), desarrollan un enfoque general de comparación de predicciones. Si

$$d_t = e_{r,t}^2 - e_{s,t}^2$$

es la diferencia de los valores de dos funciones de pérdida cuadráticas (para dos modelos  $r$  y  $s$ ), se tiene el estadístico

$$DM_{rs} = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\hat{\text{var}}(d_t)}} = \frac{\sqrt{h} \sum_{j=1}^h d_j}{h \sqrt{\mathbf{g}_0 + 2 \sum_{j=1}^{h-1} \mathbf{g}_j}} \quad \dots(9)$$

<sup>9</sup> Si fuera posible disponer de toda la información relevante en predecir  $\mathbf{p}_t$ , esta hipótesis equivale a afirmar que  $\mathbf{v}_t$  es caracterizado por un proceso  $\text{MA}(h-1)$ . Véase Cumby y Huiznaga (1992).

<sup>10</sup> La matriz de confusión puede ser definida, alternativamente, en términos del rango objetivo de inflación preanunciado por el BCRP. Es decir, se trata de un conteo de cuántas veces la inflación y su pronóstico cayeron por encima (o debajo) del punto medio del rango o dentro (o fuera) del rango.

<sup>11</sup> Existe una considerable batería de pruebas estadísticas más formales que la simple observación de una Tasa de Confusión, como el contraste Peseran y Timmerman (1994). Para mayor detalle, consúltese Swanson y White (1995) y Diebold y López (1996).

<sup>12</sup> Pruebas como la de Morgan, Granger y Newbold o la de Messe y Rogoff, todas ellas citadas en Diebold y Mariano (1996), brindaron resultados similares.

que es asintóticamente normal estándar bajo la hipótesis nula de igualdad de bondad predictiva ( $E[d_t] = 0$ ), donde  $g$  es la función de autocovarianza de  $d_t$ . Así, si  $DM_{rs}$  es positivo y significativo se puede rechazar la hipótesis de que los errores de dos predicciones no son significativamente distintos, es decir, la predicción de un modelo es superior.

Finalmente, la estabilidad del comportamiento de la inflación modelado en (1) es una propiedad económica y estadísticamente deseable ya que la falta de estabilidad de un modelo está coligada con fracasos en sus predicciones<sup>13</sup>. Bajo esta motivación, una *Prueba de Orden de Wilcoxon*, cuya hipótesis nula puede resumirse en que dos muestras provienen de la misma distribución poblacional, es adecuada. Así, si esta hipótesis es aceptada al comparar la proyección de  $p_t$  con sus valores observados, puede concluirse estabilidad de (1). Por su parte, convencionalmente, el término “estabilidad” se entiende como sinónimo de “constancia de parámetros”. Por ello, se aplica la prueba *F-secuencial promedio* de Hansen (2000) a la primera ecuación de (1).

## 2.2 Enfoque multivariado

La principal crítica al enfoque bivariado de la sección anterior es que modelos como (1) son muy restrictivos. Ciertamente, éstos pueden ser concebidos como una abstracción intencional del verdadero proceso generador de datos de la inflación. Del mismo modo, basar acciones de política en el pronóstico de un único indicador, aunque sea bueno y estable, conlleva al riesgo de caer en considerables errores de predicción como resultado de características y cambios idiosincrásicos, no modelados, del mencionado indicador<sup>14</sup>. Luego, el desarrollo de modelos bivariados puede entenderse como el punto de partida en la selección de los conjuntos de información de mayor capacidad predictiva de la inflación. La solución natural a las limitantes mencionadas se centra en plantear sistemas multivariados. Sin embargo, la pérdida acelerada de grados de libertad ante la inclusión de variables adicionales en (1) es costosa en términos de sobreestimación y de deficiente desempeño predictivo, dado el reducido tamaño de la muestra.

Se opta por dos enfoques alternativos que mantienen la parsimonia de modelos como (1). El primer enfoque, de *larga data*<sup>15</sup>, consiste en tratar a las proyecciones de los modelos bivariados como datos y combinarlas. El segundo enfoque radica en construir índices compuestos de un gran conjunto de indicadores individuales y tratarlos como una nueva variable, dentro del contexto bivariado desarrollado. En la medida en que ambas opciones incluyen una mayor cantidad de información potencialmente *relevante* al proyectar la inflación, se espera que el perfil de las mismas supere a los resultados de los modelos bivariados.

### a. Combinación de predicciones

Diebold y López (1996) señalan que combinar predicciones puede entenderse como el importante vínculo entre el corto plazo, en donde existen limitaciones de tiempo, información e incluso de correctas especificaciones dinámicas de las variables, y el largo plazo, donde se asume como concluido el desarrollo de modelos econométricos completos de buen desempeño predictivo. Aunque teóricamente es óptimo combinar conjuntos de información y no proyecciones, el pragmatismo y la sencillez de esta práctica la vuelven sumamente atractiva. Combinar predicciones es motivado por encontrar mejores indicadores de bondad al rescatarse las virtudes de distintos pronósticos y sintetizarlos en una predicción compuesta.

Recordando que (2) define a la proyección de  $p_t$  del modelo  $i$  con información disponible hasta el período  $T$ , puede pensarse en un pronóstico combinado (de  $n \leq m$  modelos) de la forma

$$\hat{p}_{c,T+j/T} = \sum_{i=1}^n w_{i,T} \hat{p}_{i,T+j/T} \quad \dots(10)$$

<sup>13</sup> Véase Ericsson (1992) para una buena recopilación bibliográfica al respecto.

<sup>14</sup> Véase Dion (1999).

<sup>15</sup> Véase Clemen (1989). Para el caso peruano una buena aproximación se encuentra en Barrera (1999).



La práctica común de las proyecciones denominadas “de consenso”<sup>16</sup> se reduce en evaluar la mediana de los pronósticos individuales o su promedio (esto es,  $w_i = 1/n$ ). Esta práctica puede ser limitada: considere por ejemplo un pronóstico  $r (\leq n)$  sesgado; si  $n$  no es lo suficientemente grande, (10) puede recoger las fuentes de este sesgo y ser sesgado, problema que es superado si  $w_r = 0$ . Bajo esta lógica, es conveniente determinar las ponderaciones  $w$  con información dentro de la muestra, a partir de la regresión

$$\mathbf{p}_{T+j} = \sum_{i=1}^n w_{i,T} \hat{\mathbf{p}}_{i,T+j/T} + \mathbf{x}_{T+j} \quad \dots(11)$$

Dadas las magnitudes de  $n$  y  $T$  (incluso es probable que  $n > T$ ), la estimación de (11) (de ser posible) tendrá, en el mejor de los casos, un número reducido de grados de libertad. Ante ello, Stock y Watson (1999) proponen el estimador de *Regresión por Cordillera*

$$\hat{w}_T = (cI_n + \sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{p}}_t \hat{\mathbf{p}}_t')^{-1} (\sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{p}}_t \mathbf{p}_{t+j} + c/n) \quad \dots(12)$$

donde  $\hat{w}_T = (\hat{w}_{1,T}, \dots, \hat{w}_{n,T})'$ ,  $\hat{\mathbf{p}}_t = (\hat{p}_{1,t+j/T}, \dots, \hat{p}_{n,t+j/T})'$  y  $c = k \cdot \text{tr}(n^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{p}}_t \hat{\mathbf{p}}_t')$ <sup>17</sup>.

El parámetro  $k$  es una constante de control. Puede apreciarse que si  $k = 0$ , la estimación de  $w$  es equivalente a la de MCO mientras que conforme  $k \rightarrow \infty$ , el estimado de  $w \rightarrow 1/n$ . Si bien es posible estimar  $k$ , se opta por elegirlo entre una gama arbitraria de valores de modo que la combinación obtenida sea precisa<sup>18</sup>.

## b. Extracción de Factores

Como enfoque alternativo a la combinación de predicciones existe la inquietud de determinar hasta qué punto composiciones de dos o más variables pueden generar una serie de datos que contenga información útil al predecir la inflación. En otras palabras, se trata de averiguar si la información relevante observada puede ser *resumida* en un (o varios) índice(s), denotado(s) por  $C_t$ . Una vez determinado  $C_t$  se estima el sistema biviariado

$$\begin{aligned} \mathbf{p}_t &= \mathbf{a}_p + \mathbf{d}_p(L)C_{t-1} + \mathbf{r}_p(L)\mathbf{p}_{t-1} + \mathbf{m}_{p_c,t} \\ C_t &= \mathbf{a}_c + \mathbf{d}_c(L)C_{t-1} + \mathbf{r}_c(L)\mathbf{p}_{t-1} + \mathbf{m}_{c,t} \end{aligned} \quad \dots(13)$$

y se aplican los criterios de evaluación expuestos.

Existen varios motivos por los que el uso de índices es atractivo en el contexto desarrollado, siendo los más importantes la parsimonia y simplicidad. Si cada de las  $n$  variables incluidas en  $C_t$  contiene información útil al

<sup>16</sup> Véase, por ejemplo, Harvey y Newbold (2000).

<sup>17</sup> Este estimador es similar a la técnica bayesiana (Diebold y Pauly, 1990, y Diebold y López, 1996)

$$\hat{w}^{post} = (Q + \sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{p}}_t \hat{\mathbf{p}}_t')^{-1} (\sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{p}}_t \hat{w}^{mco} + Q \hat{w}^{prior})$$

donde  $Q$  es la matriz de precisión *a priori* y  $w^{mco}$  es el estimador mínimo cuadrático de  $w$ . Note el estimador bayesiano es idéntico a (12) si  $Q = cI_n$  y la distribución *a priori* de  $w$  es uniforme.

<sup>18</sup> En Barrera (1999) los ponderadores  $w$  son elegidos a partir de la maximización de una función de entropía basada en el supuesto de que son uniformemente distribuidos. Ello lleva a que  $w_{i,T} = 1/n + a_{i,T}$ , donde  $a_{i,T}$  es inversamente proporcional a la varianza del error en predecir  $\mathbf{p}_{T+1}$  con  $\mathbf{x}_j$  con información a  $T$ . Aunque es difícil establecer comparaciones analíticas entre la propuesta de Barrera y la utilizada en este trabajo, experimentos de Monte Carlo (no reportados) sugieren que ambos procedimientos son similares (en términos de minimizar la norma del diferencial de los vectores  $w$  obtenidos con cada método) conforme aumenta  $n$  y  $k$  no es mayor a 0.75. Asimismo, una aparente limitación de la primera propuesta es la presencia usual de ponderadores negativos, que ocurre con el método de regresión por cordillera sólo con valores reducidos de  $k$  (aunque en este caso el problema es simple de afrontar).



predecir la inflación, es lógico concluir que  $C_t$  será un buen predictor de la misma<sup>19</sup>. Del mismo modo, al encontrar un grupo de variables que prediga adecuadamente la inflación, el uso de índices permite cambiar el análisis individual de cada regresor por el de este grupo, lo que puede resultar sumamente conveniente al comunicar o explicar los orígenes de las proyecciones de inflación.

Si se define a

$$X_T = [x_{1,T}, x_{2,T}, \dots, x_{n,T}]$$

como un (sub)conjunto de los datos disponibles en T, la manera más sencilla de combinarlos resulta ser el promedio ponderado

$$C_t = \sum_{i=1}^n c_i x_{i,t} \quad \dots(14)$$

Bajo esta perspectiva,  $C_t$  es conocido como *índice compuesto*. Existe una larga tradición, sobre todo en países industrializados, en el uso y monitoreo de este tipo de indicadores, básicamente destinados a anticipar picos o valles del ciclo económico<sup>20</sup>.

La elaboración de índices como (13) presenta la ventaja de que, al tratarse de una suma ponderada, elimina parte del ruido de cada indicador individual. Si el conjunto de indicadores  $x_i$  se adelanta a la variable por predecir (la inflación), presiones que generen movimientos simultáneos en la mayoría de ellas se verán reflejadas en el índice mientras que movimientos aislados de cada indicador no influenciarán significativamente su comportamiento. Los ponderadores  $c_i$  típicamente resultan ser una medida inversa de la variabilidad de  $x_i$  y son determinados sobre la base tanto de información cualitativa sobre  $x_i$  como por la experiencia de los departamentos de investigación que diseñan y publican los índices compuestos<sup>21</sup>, al no existir elementos teóricos convencionalmente aceptados que respalden tal decisión<sup>22</sup>.

En este trabajo se opta por el uso de métodos de *reducción de datos*. Ello implica la aplicación de técnicas estadísticas o estimaciones condicionales en el cálculo de los ponderadores de (13). Seguidamente se exponen los dos enfoques utilizados. A fin de diferenciar la noción de un índice compuesto como (13) (donde  $c_i$  es “cualitativamente” determinado) de índices estimados, estos últimos serán denominados *factores*<sup>23</sup> por lo que la “construcción del índice compuesto” será llamada *Extracción de Factores*.

## b.1 Factores Estáticos: Componentes Principales

El análisis de Componentes Principales es una práctica multivariada de evaluación ampliamente utilizada cuando se cuenta con grandes conjuntos de información y se desea expresar los patrones y correlaciones del espacio muestral en un conjunto de menor dimensión ( $n \leq m$ )<sup>24</sup>.

<sup>19</sup> Determinar las  $n$  variables que forman  $C_t$  implica un algoritmo heurístico de búsqueda a partir de los resultados bivariados más relevantes.

<sup>20</sup> Aunque en estudios como Diebold y Rudebusch (1991) estos índices son utilizados como predictores del nivel de producción y no sólo de sus *turning points*.

<sup>21</sup> Como parte del diseño empírico de esta investigación, se construyeron una serie de índices compuestos y de difusión como (14) según The Conference Board (1997, p. 6 y 11). Lamentablemente los resultados obtenidos no fueron alentadores, incluso utilizando distintas medidas de variabilidad como la desviación estándar de las  $x_i$  y el desvío medio del valor absoluto de sus primeras diferencias.

<sup>22</sup> Excepciones son De Leeuw (1991) y Emerson y Hendry (1996).

<sup>23</sup> Stock y Watson (1992, 1998).

<sup>24</sup> Este análisis es estándar como solución puramente estadística al problema de colinealidad muestral. Por tal motivo, la exposición del método en este trabajo es breve.

La intuición detrás de la construcción de los Componentes Principales de un conjunto de datos es sencilla. Se trata de hallar combinaciones lineales de las columnas de  $X_T$  (cuya matriz de covarianzas es  $V$ ) de modo que sus varianzas sean máximas, lo que garantiza haber extraído de  $X_T$  la mayor cantidad de información posible. En otras palabras, se trata de encontrar una matriz  $Z_T = c'X_T$  tal que  $\Lambda = c'Vc$  sea maximizada, sujeto a  $c'c = 1$  ( $\text{tr}(\Lambda) < \infty$ ). Este problema de optimización es equivalente a computar los valores y vectores propios de la matriz  $V$ . Así, el  $i$ -ésimo Componente Principal del conjunto de datos es  $z_{i,T} = c_i'X_T$  donde  $c_i$  es el  $i$ -ésimo vector propio de norma unitaria de  $V$  y  $Z_T = [z_{1,T}, z_{2,T}, \dots, z_{n,T}]$  y  $c = [c_1, c_2, \dots, c_n]$ .

Cada Componente Principal tiene la particularidad de extraer de los datos la máxima varianza posible que no ha sido extraída anteriormente. Ello implica que los valores propios de la matriz  $V$  (las varianzas de las columnas de  $Z_T$ ) son ordenados de manera descendente de modo que la raíz asociada con  $c_1$  es mayor a la asociada con  $c_2$  y así sucesivamente. Si el conjunto de información es grande, es probable que  $z_{m,T}$  tenga una varianza muy reducida y no sea útil en el análisis de datos. El número de componentes principales  $n$  (aunque arbitrario) es determinado de modo que recoja cerca de las dos terceras partes de la varianza de los datos originales<sup>25</sup>.

Si bien este enfoque es muy popular en el análisis y extracción de factores, no existe sustento teórico para determinar si efectivamente su uso mejora el poder predictivo de los datos en cuestión. En todo caso, si dentro de  $X_T$  se encuentran variables esenciales del proceso generador de datos de la inflación, un algoritmo de búsqueda heurística sobre la construcción de los Componentes Principales debería mejorar el potencial predictivo de los datos disponibles. Esta búsqueda implica la construcción de *millones* de componentes que respondan a todas las posibles combinaciones de las  $m$  variables disponibles. Lamentablemente, implementar este algoritmo es prohibitivamente costoso<sup>26</sup> por lo que la construcción de factores debe ser restringida, como luego se detalla.

## b.2 Factores Dinámicos

Una manera alternativa de reducir los datos, es propuesta por Stock & Watson (1990, 1991 y 1998)<sup>27</sup>. Para emplear este enfoque es necesario conjeturar que se conoce a priori un grupo de  $n$  variables,  $X_t = [x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{n,t}]'$  (expresadas como desvíos de sus respectivas medias), que son indicadores adelantados de la inflación y que cada una de ellas es la suma de un factor común<sup>28</sup>  $C_t$  y de un elemento idiosincrásico, propio. Este supuesto manifiesta la noción de que comovimientos de múltiples series de tiempos provienen de la misma fuente,  $C_t$ ; dado que precisamente, son estos comovimientos los que albergan el poder predictivo sobre la inflación de indicador adelantado,  $C_t$  puede ser concebido como un índice adelantado. La discusión anterior puede ser abreviada en el sistema

$$x_{i,t} = \mathbf{g}_i C_t + v_{i,t} \quad \dots(15)$$

$$C_t = \mathbf{f}_1 C_{t-1} + \mathbf{f}_2 C_{t-2} + \dots + \mathbf{f}_p C_{t-p} + \mathbf{h}_t \quad \mathbf{h}_t \sim iid(0, \mathbf{s}_h^2) \quad \dots(16)$$

$$v_{i,t} = \mathbf{y}_{i,1} v_{i,t-1} + \mathbf{y}_{i,2} v_{i,t-2} + \dots + \mathbf{y}_{i,q} v_{i,t-q} + \mathbf{e}_{i,t} \quad \mathbf{e}_{i,t} \sim iid(0, \mathbf{s}_i^2) \quad \dots(17)$$

<sup>25</sup> Formalmente, se elige  $n$  de tal forma que  $\sum_{i=1}^n \text{var}(z_{i,T}) \approx \frac{2}{3} \sum_{i=1}^m \text{var}(x_{i,T})$ .

<sup>26</sup> Si se tiene un total de 10 [13] variables, el número de posibles combinaciones de las mismas es 1023 [8099]. Si se dispone de 100 variables, el número de combinaciones es de  $1.27 \times 10^7$ . Con el conjunto de más de 250 series de datos disponible en este estudio, el número de combinaciones es inimaginable.

<sup>27</sup> Véase también Kim & Nelson (1999, pp. 48 - 53) y Chauvet (2000).

<sup>28</sup> En el contexto de variables no estacionarias,  $C_t$  puede ser interpretado como una relación de cointegración (véase Emerson y Hendry, 1996). No obstante, las variables que conforman  $X_t$  son transformadas de modo que éstas sean estacionarias. Este enfoque difiere ligeramente de la propuesta original de Stock y Watson (1990, 1991) quienes consideran la estimación de un *índice coincidente*.





donde ( $i = 1, 2, \dots, n$ ). Debido a que  $\mathbf{e}_{i,t}$  y  $\mathbf{h}_t$  son perturbaciones que se asumen mutuamente independientes,  $v_{i,t}$  es el elemento idiosincrásico de cada variable de  $X_t$ . Además, suponiendo que  $\mathbf{s}_h = 1$ , el sistema estará plenamente identificado. Una vez determinado  $C_t$ , el VAR bivariado (13) es estimado y su perfil predictivo es evaluado.

Aunque la estimación de (13), (15), (16) y (17) puede ser simultánea, se opta por un procedimiento de dos etapas, por razones computacionales. En la primera etapa, las ecuaciones (15) – (17) son rescritas en su representación de Espacio – Estado,

$$X_t = [\mathbf{g}_{n \times 1} \quad \mathbf{0}_{n \times (p-1)} \quad I_n \quad \mathbf{0}_{n \times n(q-1)}] [\tilde{C}_t \quad \tilde{v}_t]'_{(nq+p) \times 1}$$

$$\begin{bmatrix} \tilde{C}_t \\ \tilde{v}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{p \times p} & \mathbf{0}_{p \times q} & \mathbf{0}_{p \times q} & \cdots & \mathbf{0}_{p \times q} \\ \mathbf{0}_{q \times p} & \Psi^1_{q \times q} & \Psi^2_{q \times q} & \cdots & \Psi^q_{q \times q} \\ \mathbf{0}_{q \times p} & I_q & \mathbf{0}_{q \times p} & \cdots & \mathbf{0}_{q \times p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \mathbf{0}_{q \times p} & \mathbf{0}_{q \times p} & \cdots & I_q & \mathbf{0}_{q \times p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tilde{C}_{t-1} \\ \tilde{v}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e'_{1,p} & \mathbf{0}_{p \times n} \\ \mathbf{0}_{n \times 1} & I_n \\ \mathbf{0}_{n(q-1) \times 1} & \mathbf{0}_{n(q-1) \times n} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{h}_t \\ \mathbf{e}_t \end{bmatrix} \quad \dots(18)$$

donde (en orden de aparición)

$$\begin{aligned} v_t &= [v_{1,t} \quad v_{2,t} \quad \cdots \quad v_{n,t}]' \\ \tilde{C}_t &= [C_t \quad C_{t-1} \quad \cdots \quad C_{t-p+1}]' \\ \tilde{v}_t &= [v_t \quad v_{t-1} \quad \cdots \quad v_{t-q+1}]' \\ \mathbf{g} &= [\mathbf{g}_1 \quad \mathbf{g}_2 \quad \cdots \quad \mathbf{g}_n]' \\ \Phi &= \begin{bmatrix} \mathbf{f} & \mathbf{f}_p \\ I_{p-1} & \mathbf{0}_{(p-1) \times 1} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{f} = [\mathbf{f}_1 \quad \mathbf{f}_2 \quad \cdots \quad \mathbf{f}_{p-1}] \\ \Psi^j &= \text{diag}(\mathbf{y}_{1,j}, \mathbf{y}_{2,j}, \dots, \mathbf{y}_{n,j}) \quad j = 1, 2, \dots, q \\ \mathbf{e}_t &= [\mathbf{e}_{1,t} \quad \mathbf{e}_{2,t} \quad \cdots \quad \mathbf{e}_{n,t}]' \end{aligned}$$

o, de manera más compacta<sup>29</sup>,

$$\begin{aligned} X_t &= Z\mathbf{a}_t \\ \mathbf{a}_t &= H\mathbf{a}_{t-1} + R\mathbf{x}_t \end{aligned} \quad \dots(19)$$

Los parámetros de (18) ó (19) pueden ser estimados mediante el uso del Filtro de Kalman, que construye recursivamente los estimados de mínimos errores cuadráticos del vector de estado  $\alpha_t$  a partir de los datos observados  $X_t$ , dentro de la maximización de la función de verosimilitud

$$\ell = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \mathbf{e}'_t F_t^{-1} \mathbf{e}_t + \log(\det(F_t))$$

donde  $\mathbf{e}_t = X_t - X_{t/t-1}$  y  $F_t = E[\mathbf{e}_t \mathbf{e}'_t]$ .

<sup>29</sup> Para todos los puntos concernientes a sistemas de Estado – Espacio véase Harvey (1989).



### 3. Diseño Empírico

Con el propósito de determinar aquellas variables que puedan ser consideradas como indicadores adelantados de la inflación, se analiza el universo de 269 variables mostrado en el Cuadro No. 1a. Por conveniencia, estas series han sido organizadas en cuatro grandes conjuntos (Sector Monetario, Sector Externo, Sector Real y Otros), que a su vez han sido subdivididos en 3, 3, 4 y 3 grupos, respectivamente (Agregados Monetarios, Crédito y Liquidez, Tasas de Interés y Empresas Bancarias, Balanza Comercial, Cotizaciones Internacionales de Commodities y Tipo de Cambio, Precios Externos y Otros, Indicadores de Producción, Volúmenes Producidos, Medidas de Utilización y Precios y Sector Público (Gobierno Central), Bolsa de Valores de Lima y Otros). La mayoría de las variables utilizadas son elaboradas en el BCRP por lo que en el Cuadro No. 1a se presenta una referencia respecto al cuadro del Boletín Semanal del BCRP donde cada una puede ser hallada. Por su parte, se cuentan con datos desde enero de 1991 hasta julio del 2002. Tomando en cuenta las condiciones iniciales y la posibilidad de calcular tasas de crecimiento anuales, la muestra empieza, efectivamente, en enero de 1992 por lo que se tiene un total de  $W = 127$  observaciones.

La inflación es medida como la variación porcentual a 12 meses del Índice de Precios al Consumidor de Lima Metropolitana, disponible en el Cuadro 74 del Boletín Semanal. Por su parte, es conocido que un modelo VAR pierde sus bondades de inferencia y predictivas si alguna de sus variables endógenas no es estacionaria<sup>30</sup>. Por este motivo, se aplican 8 posibles transformaciones a cada variable de modo que sea estacionaria, tras estudiar su estacionariedad y la posible presencia de outliers<sup>31</sup>. La estacionariedad de las series es evaluada mediante la prueba de Kwiatkowski et. al (1992) junto con el contraste de raíz unitaria de Elliot et. al. (1996). Si estas pruebas revelan la estacionariedad de la serie se considera la misma en niveles o en logaritmos, en caso de contar sólo con elementos positivos. Si las pruebas indican que la serie es estacionaria en tendencia, ésta se removida tomando variaciones porcentuales a 12 meses o utilizando una tendencia de Hodrick – Prescott (HP) de un lado<sup>32</sup>. Por otro lado, si la variable es no estacionaria, se opta por sus primeras diferencias o las primeras diferencia de su logaritmo. Finalmente, en caso de tratar con series I(2) se toman sus segundas diferencias o las segundas diferencias de su logaritmo. Luego,  $x_t$  en (1) representa la transformación de las series del Cuadro No. 1a vinculada con los mejores resultados predictivos.

Dadas las características tanto de los datos como de la especificación empleada, inicialmente la evaluación se realiza considerando proyecciones un año en adelante, es decir  $h = 12$ . Para evaluar el poder predictivo de  $x_t$  se realiza una simulación recursiva a la Stock & Watson (1999), que implica cambios en  $T$ . La idea detrás de este ejercicio es conseguir una serie de  $N$  datos predichos a lo largo del tiempo y a partir de ella calcular los estadísticos mencionados en la sección anterior. Así, el primer paso de este ejercicio es restringir los datos hasta diciembre de 1997 ( $N = 44$ ), obtener  $x_t$  y estimar (1), (2) y (3) con un horizonte de predicción de 12 meses (diciembre de 1998). En otras palabras, se analiza qué resultados se hubieran obtenido en diciembre de 1997 con la metodología aquí empleada. Tras evaluar ex post este primer pronóstico se agrega una observación adicional a la muestra y se consigue el pronóstico de la inflación de enero de 1999, con información hasta enero de 1998. Siguiendo este procedimiento hasta agotar los datos disponibles se genera una serie de valores de la inflación predicha, de diciembre de 1998 a julio del 2002, obtenida con información un año atrás.

<sup>30</sup> Antes de plantear un modelo VAR estacionario debería probarse un Modelo de Corrección de Errores (MEC) ya que es conocido que, de existir, tomar en cuenta la cointegración de un conjunto de variables mejora sus predicciones de corto plazo (Christoffersen & Diebold, 1997). Sin embargo, un MCE del IPC implicaría trabajar con la inflación mensual, cuya volatilidad dificulta el análisis.

<sup>31</sup> Un *outlier* es considerado como aquel valor de la serie que cae fuera de las bandas de 95% de confianza de su promedio móvil de 12 rezagos. De existir, el *outlier* es reemplazado por el valor mediano de los 12 datos anteriores.

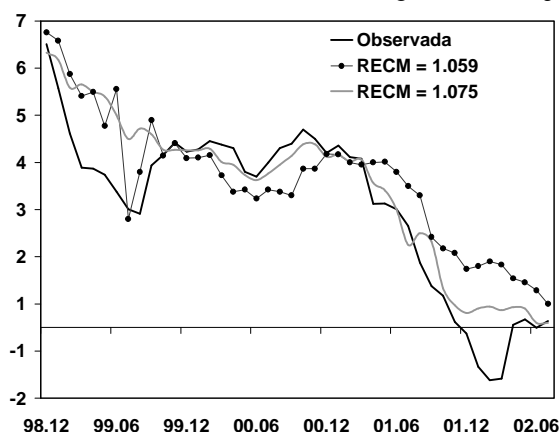
<sup>32</sup> La tendencia HP de un lado de  $y_t$  es definida como  $g_t$  en el sistema

$$y_t = g_t + x_t, \quad (1 - L)^2 g_t = n_t$$

donde  $x_t$  es el componente cíclico de  $y_t$  y  $n_t$  es un ruido blanco. A diferencia del filtro HP convencional (un promedio móvil entre dos rezagos y dos adelantos), la tendencia obtenida (mediante la aplicación del Filtro de Kalman) en el sistema anterior sólo contiene información pasada de  $y_t$ , lo cual es sumamente importante si se quiere simular situaciones de predicción en tiempo real. La aplicación de este filtro ha sido extendida, además, al logaritmo de la serie en cuestión y si ésta presenta una tendencia estocástica y no sólo determinística. Véase Reeves et. al. (1996).

Como un hecho estilizado, el primer tramo del horizonte de evaluación, hasta agosto de 1999, está caracterizado por un undershooting en la inflación, producto del efecto estadístico generado por los bienes del IPC afectados por el Fenómeno del Niño en 1998. Asimismo, hacia fines del 2001 se observan tasas deflacionarias producto de la fuerte desaceleración de la economía en esos momentos. Ciertamente, estos efectos merman el desempeño de los primeros pronósticos realizados y de los realizados para fines del año 2001. En el Gráfico 1 se muestra la inflación realizada en el período de evaluación junto con dos proyecciones, la obtenida con las Exportaciones de Cobre, cuya raíz del error cuadrático medio (RECM, en adelante) es 1.059 y la determinada a partir de la Liquidez Total Real, con RECM igual a 1.075. A juzgar por la información que brinda la RECM, la primera proyección es mejor que la segunda. No obstante, al observar el Gráfico 1 puede deducirse que la superioridad de las Exportaciones de Cobre sobre la Liquidez Total Real se debe básicamente al pronóstico de julio de 1999. Excluyendo el mencionado período o tomando los resultados a partir de agosto de 1999, la segunda predicción es superior a la primera. Si bien el ejemplo presentado puede ser considerado como un caso extremo, es útil para ilustrar la necesidad de observar más allá de la RECM. Por este motivo, en la sección precedente se han repasado una serie de criterios alternativos. Por ejemplo, la  $U$  de Theil promedio (el promedio de las  $U$  halladas en cada pronóstico) es 0.147 en el caso de las Exportaciones de Cobre y 0.122 en el caso de Liquidez Total Real. Asimismo, la tasa de confusión es en el primer caso 57.1% y en el segundo, 63.2%. Finalmente, según la prueba de estabilidad de Hansen, el modelo que genera la primera predicción no es estable mientras que el asociado con la segunda sí lo es. Luego, sin restar importancia al RECM, utilizando una batería de criterios se pueden llegar a conclusiones diferentes y ciertamente más acertadas<sup>33</sup>.

**Gráfico 1**  
**¿Cuál es mejor?**



*La línea negra es la Inflación Observada. La línea gris es la proyección (recursiva) obtenida con la Liquidez Total Real, según (2). La línea marcada con círculos es la predicción correspondiente a las Exportaciones de Cobre.*

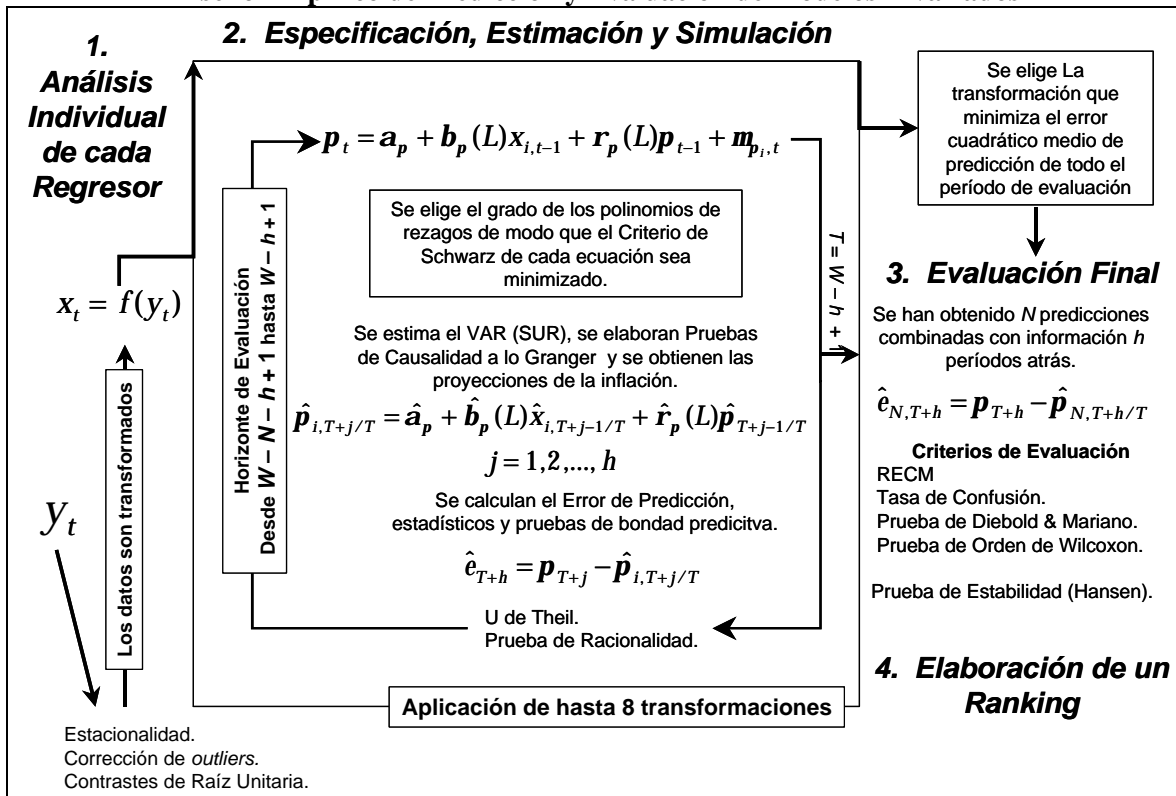
La discusión anterior resalta la necesidad de obedecer a más de un criterio y generar un *ranking* de desempeño con base a la información de todos los estadísticos de la sección 2.1. Los resultados de cada regresor son catalogados según el orden establecido por (a) RECM y la  $U$  de Theil promedio, (b) la Tasa de Confusión de todo el período de evaluación y (c) las veces que un pronóstico fue calificado como insesgado según la Prueba de Racionalidad. Además, el regresor que no causa en el sentido de Granger a la inflación y no produce un modelo estable, según Wilcoxon y Hansen, es penalizado.

En resumen, se cuentan con  $W$  observaciones y desea evaluar las ventajas de algún regresor en predecir los  $N$  últimos puntos de la inflación con información  $h$  meses atrás. El ejercicio se inicia en  $T = W - N - h + 1$ . Dado este valor de  $T$  se determinan los órdenes de los polinomios de  $y$  (y se estima) (1), se ejecuta la Prueba de Causalidad a lo Granger y se halla (2); luego se calcula el error de predicción en  $T + h$ , la  $U$  de Theil (4), se determina si la predicción es sesgada según (5) y si el modelo es estable según Hansen. En el siguiente paso,  $T = W - N - h + 2$ , (1) es reestimado y se procede de la misma manera hasta alcanzar  $T = W - h + 1$ . Finalmente, con la serie de  $N$  errores de predicción obtenida se procede a calcular la RECM, la Tasa de Confusión (7) y la Prueba

<sup>33</sup> Una lógica similar es utilizada en Swanson & White (1995).

de Orden de Wilcoxon. Del mismo modo, se computa el promedio de las  $N$   $U$  de Theil generadas a lo largo de todo el proceso y, dado que el pronóstico con menor RECM no es necesariamente el mejor, el contraste de Diebold & Mariano (9) se aplica para comparar cada resultado con el de menor RECM<sup>34</sup>. Este procedimiento es resumido en el Gráfico 2.

**Gráfico 2**  
**Diseño Empírico de Predicción y Evaluación de Modelos Bivariados**



La implementación del enfoque multivariado se basa en un ejercicio recursivo similar. En cada momento del tiempo se combinan (se promedian o se calcula la mediana de)  $n$  pronósticos  $h$  períodos en adelante, lo que implica que para cada valor de  $T$ , los ponderadores de (10) son estimados por (11), con valores de  $k$  de 0.1 a 10 con incrementos de 0.1. Sólo se combinan las proyecciones vinculadas con la transformación  $x_t$  de mejores resultados. En cuanto a los Factores Estáticos, cada valor de  $T$  conlleva al recálculo de Componentes Principales. Así, conforme  $T$  va incrementándose,  $C_i$  es calculado, (13) es estimado y su pronóstico es evaluado. Como se mencionó, las posibles combinaciones de variables consideradas en el cálculo de un Componente Principal debe ser restringida. En el Cuadro No. 1b se muestran los 45 Factores Estáticos por evaluar, determinados mediante sentido común. El lector debe recordar que de un conjunto de  $m$  variables pueden construirse  $n$  Componentes Principales, según lo discutido en la sección 2.2.2.1. Además, para cada uno de los 45 conjuntos utilizados se elige aquél Componente Principal que presente el mejor perfil en todo el ejercicio ( $N$  pronósticos).

Finalmente, en lo concerniente a los Factores Dinámicos, el sistema (18) es planteado y estimado para cada valor de  $T$ , así como la proyección de su respectivo componente común. Debido a que la estimación por máxima verosimilitud de (18) demanda grandes cantidades de tiempo y superfluos requerimientos computacionales, el sistema de Estado – Espacio es planteado con 3, 4 y 5 variables, combinadas a partir del 20% superior de cada grupo del Cuadro No. 1a. Del mismo modo, se restringe el análisis a modelos con  $p = q = 2$  en (15) – (17).

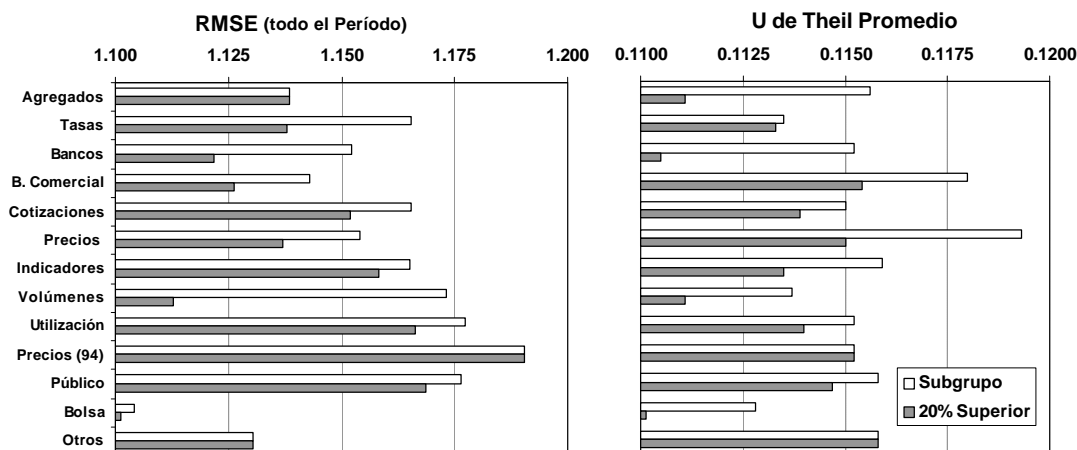
<sup>34</sup> Dado el reducido tamaño de muestra y período de evaluación, toda la inferencia mencionada y el cálculo de los errores estándares de la RECM y  $U$  de Theil se basan en 2000 replicaciones *bootstrap*.

## 4. Resultados

### 4.1 Enfoque Bivariado

En esta sección se presentan los principales resultados de los ejercicios descritos líneas arriba. En el Cuadro No. 2 se presentan los estadísticos de los 100 mejores indicadores individuales, según lo dispuesto en la columna “Orden”. Un primer vistazo a las cifras de este cuadro sugieren que, en promedio, la RECM del período de evaluación es ligeramente superior a 1.1% y que la U de Theil promedio fluctúa entre 0.11 y 0.12. Al ser estos valores satisfactorios, puede respaldarse la solidez la especificación y estimación de (1). El perfil predictivo de cada grupo puede ser observado en el Gráfico 3 donde se presentan los promedios de la RECM y la U de Theil promedio todas las variables y del 20% con mejor desempeño dentro de cada uno de ellos.

**Gráfico 3**  
**Resultados por Grupos de Variables**



Las barras blancas [grises] son los promedios de los estadísticos de los pronósticos de todas [del 20% superior de] las variables dentro de un grupo.

Una primera conclusión de estos resultados es el buen perfil de las variables del Sector Monetario en predecir la inflación, en particular, las variables de crédito y agregados monetarios. Adicionalmente, resulta notable el buen desempeño de las variables vinculadas con la Bolsa de Valores de Lima y Volúmenes Producidos y decepcionante el de las Medidas de Utilización (vinculadas a la estabilidad de oferta la agregada). Básicamente, la interpretación a estos resultados está vinculada con el argumento<sup>35</sup> de que el aumento de precios en Perú es un fenómeno primordialmente transaccional. No obstante ello, los estadísticos y el ranking del Cuadro No. 2 revelan una serie de variables no necesariamente vinculadas con el diseño de la política monetaria, por ejemplo el Índice Selectivo de la Bolsa de Valores de Lima o el Volumen Producido de Papas, que muestran un fuerte poder predictivo de la inflación. Independientemente de las posibles relaciones estructurales subyacentes entre ellas y la variable predicha, este resultado es consistente con Woodford (1994), quien argumenta que la intensidad de uso de alguna relación estadística significativa y conocida (por ejemplo la causalidad de emisión primaria hacia inflación) puede ser incluida y descontada en las expectativas de los agentes y, a la larga, ser mermada; en este sentido, tales variables pueden ser concebidas como información no explotada por la política monetaria<sup>36</sup>.

<sup>35</sup> Mayor detalle en De la Rocha (1998).

<sup>36</sup> El caso histórico más conocido de este fenómeno es la Curva de Phillips en los años 70.

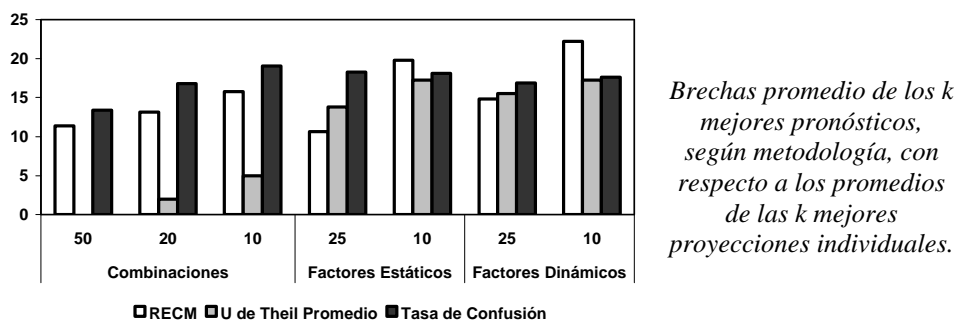
## 4.2 Enfoque Multivariado

En el Cuadro No. 3 se tabulan los resultados obtenidos a partir de las 50 mejores combinaciones de pronósticos individuales, considerando promedios ponderados, simples y medianas. En el primer bloque de este cuadro se muestra lo hallado con las combinaciones compuestas por todas las variables disponibles y la mitad, cuarta, quinta, décima y vigésima parte superior según lo establecido en el análisis bivariado (columna “Orden” el Cuadro No. 2). Luego se muestran los resultados por grupos, donde se combinan todo sus pronósticos y del 50% y 20% superior.

En líneas generales y como se esperaba, combinar proyecciones mejora los resultados: el promedio de los RECM del Cuadro No. 3 es 0.962 mientras que el promedio de los 50 menores RECM mostrados en el Cuadro No. 2 asciende a 1.145; por su parte, el promedio de la Tasa de Confusión de las proyecciones combinadas es de 72.0% mientras que el de las 50 mejores proyecciones individuales es 63.5%. Ello implica una mejora de los pronósticos combinados de entre 12 y 14% relativa a las proyecciones individuales. Este progreso puede ser acrecentado considerando sólo las proyecciones que encabezan los respectivos *rankings* (por ejemplo, hasta más de 17% con los 20 primeros pronósticos, ver Gráfico 4). Además, puede concluirse que el ponderador de Stock & Watson, (12), brinda mejores indicadores que el promedio simple o la mediana, sobre todo ante un gran número de variables. Finalmente, los resultados concuerdan con la Prueba de Diebold & Mariano sugieren que, en gran medida, los pronósticos combinados contienen información propia que los diferencia de la proyección de menor RECM. Junto con los mejorados indicadores de bondad, este hecho abre la posibilidad de un mayor potencial en la búsqueda de una proyección *óptima* (podría pensarse en *combinar combinaciones*, por ejemplo).

En los Cuadros No. 4 y No. 5 se presentan los indicadores de desempeño de los 25 mejores Factores Estáticos y los 25 mejores Factores Dinámicos, respectivamente. Tal y como se esperaba, *grosso modo*, la composición de información brinda mejores resultados que la de proyecciones. En el Gráfico 4 se presenta la efectividad, vista como la reducción de la RECM o la U de Theil promedio o el aumento de la Tasa de Confusión, de los 25 y 10 primeros factores con respecto a los 25 y 10 (respectivamente) mejores indicadores individuales. Se aprecia que los 10 primeros Factores Dinámicos incrementan la bondad predictiva en cerca 20%; igualmente, el uso de cualquier tipo de factor mejora la bondad predictiva evaluada mediante la U de Theil, lo que indica que tanto la inflación puntual  $h$  meses adelante como la trayectoria de la inflación de  $T + 1$  hasta  $T + h$  son mejor predichas por esta metodología.

**Gráfico 4**  
Efectividad según Enfoque y Criterio, con respecto a Predicciones Individuales (en porcentajes)



La discusión anterior sobre el desempeño de los enfoques multivariados, resumida en el Gráfico 4, establece el claro orden *Factores – Combinaciones – Individuales* justificado por la discusión en torno al contenido informativo de cada enfoque de la sección 2.



Los resultados obtenidos no permiten concluir rotundamente cuál enfoque de extracción de factores es superior. Por un lado, si bien el cálculo de Factores Estáticos puede considerarse como una práctica *ad hoc*, su capacidad de resumir grandes cantidades de información es ventajosa. Por otro lado, los Factores Dinámicos compensan el reducido uso de información (variables) empleado en su cálculo con el hecho de admitir una estructura dinámica inexistente en el caso anterior. En todo caso, el buen desempeño de los factores los hace especialmente útiles como *índices adelantados* de la inflación, hecho que puede ser observado en las persistentes y significativas respuestas de la inflación ante choques en los factores mostradas en el Gráfico 5<sup>37</sup>.

### 4.3 ¿Y Cualitativamente?

Una característica deseable de los factores, adicionalmente a su buen desempeño como predictor puntual, es su capacidad de adelantar cualitativamente el comportamiento de la inflación. Para estudiar este atributo, es necesario identificar las fechas dentro del período muestral en donde la inflación tras reducciones sucesivas se incrementa<sup>38</sup>. Esta fecha, denominada *turning point*, es establecida, siguiendo a Wecker (1979), definiendo una variable auxiliar,

$$u_t = 1 \quad \text{si} \quad p_{t-3} > p_{t-2} > p_{t-1} > p_t \quad \text{y} \quad p_{t+1} > p_t$$

En otras palabras, se define a un *turning point* de la inflación como la fecha en donde ésta se incrementa tras un trimestre de reducirse secuencialmente. Al aplicar este criterio pudo determinarse hasta 9 puntos, 8 de ellos mostrados en el primer panel del Gráfico 6 (fechas sombreadas), junto con las trayectorias del Factor Estático del Sector Monetario (número 6) y del Factor Dinámico número 1, ambas rezagadas un año. Se aprecia que cualitativamente estas series proporcionan información valiosa sobre el futuro comportamiento de la inflación.

Un análisis más riguroso sobre esta capacidad cualitativa se consigue al replicar el trabajo de Mishkin & Estrella (1996). Estos autores proponen el uso de modelos probit, donde se asume que existe una serie no observable relacionada con el indicador  $u_t$  de modo que si ésta es mayor a algún valor umbral (desconocido), la economía genera presiones hacia el alza de la inflación. Este hecho se observa cuando  $u_t = 1$ . Si se asume normalidad en el comportamiento de la variable no observada, la probabilidad de que la inflación se encuentre en un *turning point* puede ser vinculada al comportamiento del factor  $C_t$  según

$$\Pr(u_t = 1) = \Phi(\mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 C_{t-l}) + \mathbf{x}_t \quad \dots(20)$$

donde  $\Phi$  es la función de distribución normal acumulada. Si el ajuste de (20) es bueno, para algún valor de  $l$ , puede decirse que  $C_t$  anticipa el evento  $u_t = 1$   $l$  meses atrás. Existen varios criterios de ajuste de (20); en este trabajo se opta por el Pseudo  $R^2$  de Estrella (1998).

En el segundo panel del Gráfico 6 se presenta el perfil promedio de este indicador para los 25 mejores Factores Estáticos y Dinámicos y distintos valores de  $l$ <sup>39</sup>. En general, puede desprenderse cierta superioridad de los Factores Estáticos al anticipar los movimientos inflacionarios en períodos menores a un año. Adicionalmente, los Factores Dinámicos mejoran significativamente este atributo en períodos superiores a un año. El lector familiarizado con los modelos dicotómicos como (20) encontrará que el ajuste medio de estas estimaciones es satisfactorio.

<sup>37</sup> Las funciones impulso-respuesta de este gráfico son determinadas a partir de un modelo VAR bivariado Factor – Inflación, en toda la muestra. Cada factor fue estandarizado de modo que el choque ortogonalizado por la descomposición de Cholesky sea unitario.

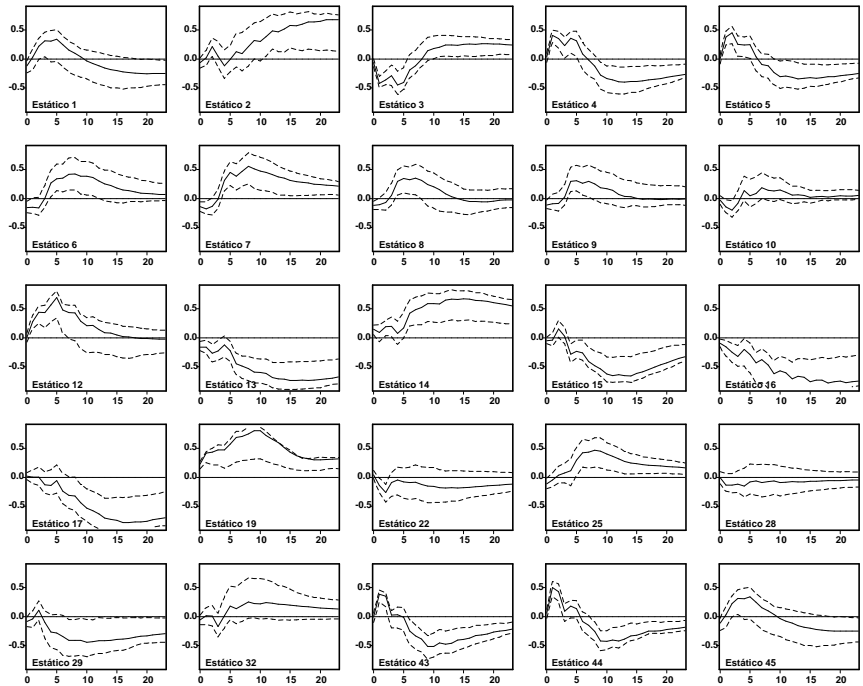
<sup>38</sup> Puede extenderse este análisis a los puntos en donde la inflación tras incrementarse, se reduce. No obstante, en toda la muestra se encontró un número reducido de estas fechas.

<sup>39</sup> Solamente se han realizado evaluaciones *ex ante* a falta de suficientes eventos fuera de la muestra. Para fines de presentación los factores del primer panel del Gráfico No. 6 son expresados con base 1994 = 100 y suavizados a través de una media móvil de dos rezagos y dos adelantos.

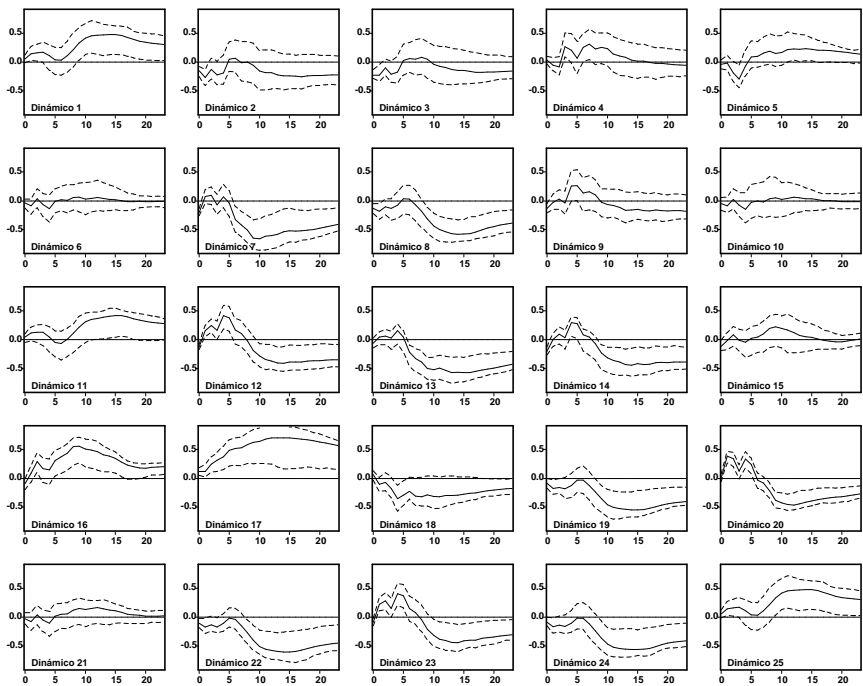


### Gráfico 5 Respuestas de la Inflación ante Choque Unitario en los Factores

#### Factores Estáticos



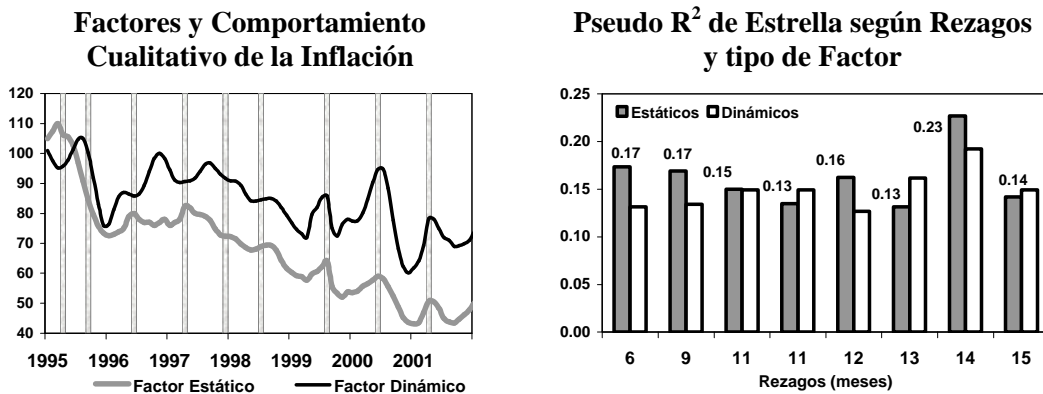
#### Factores Dinámicos



Las líneas punteadas son el intervalo de confianza al 95% obtenido con 2000 replicaciones Bootstrap. El período de estimación, de un modelo similar a (1), comprende de enero de 1992 a julio del año 2002.



**Gráfico 6**  
**Pseudo R<sup>2</sup> de Estrella según Rezagos y tipo de Factor**

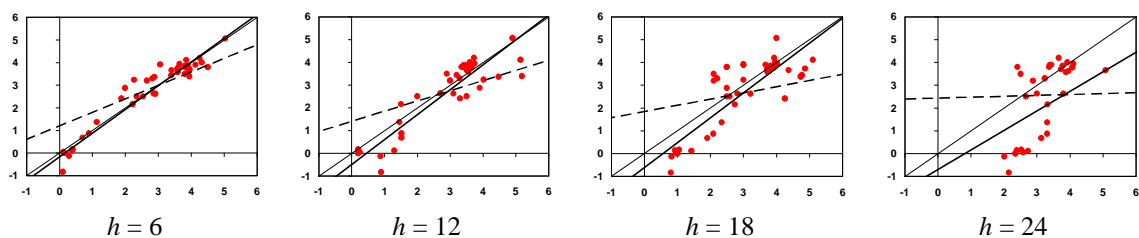


El panel izquierdo muestra la trayectoria rezagadas un año de un Factor Estático y uno Dinámico y sus coincidencias con los turning points de la inflación. En el panel derecho se presentan los promedios de los Pseudo R<sup>2</sup> de Estrella de la estimación de (20), para distintos valores de  $l$ , correspondientes a los factores de los Cuadros No. 4 y No. 5.

#### 4.4 Mayores Horizontes de Predicción

De la exposición anterior, puede decirse que el objetivo de mejorar los pronósticos individuales de un año de la inflación ha sido alcanzado. Sin embargo, es importante realizar una discusión similar con un horizonte predictivo mayor, hecho sustentado en cálculos previos del *rezago de política monetaria*<sup>40</sup> y en experiencias de manejo de política en un esquema de anuncio de metas inflacionarias<sup>41</sup> que recomiendan que las metas de inflación de fin de año sean anunciadas antes del inicio del mismo. Ambos puntos conlleva al diseño multianual de la política monetaria en Perú, por lo que surge la necesidad de contar con proyecciones de más de 12 meses.

**Gráfico 7**  
**Efectividad según Horizonte Predictivo**



Diagramas de Dispersión en el plano (Inflación Predicha, Inflación Observada) para distintos valores de  $h$ . Los pronósticos son los promedios de los obtenidos con los factores de los Cuadros No. 4 y No. 5.

En el Gráfico 7 se presenta el comportamiento del pronóstico promedio de los factores (Estáticos y Dinámicos) ante distintos horizontes de predicción. La Pérdida de Efectividad (mayor incertidumbre) por aumentar  $h$  puede observarse en este gráfico como la reducción de la pendiente de la línea de regresión en el plano Inflación Predicha – Inflación Observada. Para un horizonte de muy corto plazo, 6 meses, esta línea tiene una pendiente pronunciada y cercana a la unidad. Esta pendiente se ve reducida, aunque levemente, para horizontes de un año mientras es casi nula para  $h = 24$ . Todo ello limita la capacidad predictiva de los modelos aquí desarrollados a un período de máximo 15 – 18 meses. Acorde con la convención, proyecciones de mayores plazos requieren de juicio del investigador, supuestos sobre la conducta futura de la economía y de un conocimiento mínimo de las

<sup>40</sup> En Rossini (2001) éste se encuentra en alrededor de 15 meses. Véase, además, Armas et. al. (2001).

<sup>41</sup> Un caso ilustrativo es el chileno, expuesto en Morandé & Schmidt-Hebbel (2001).



relaciones estructurales (asumidas como estables) detrás de las variables por proyectar. Las líneas punteadas del Gráfico 7 corresponde a las líneas de regresión de los pronósticos individuales.

En el Cuadro No. 6 se presentan los estadísticos relativos a las proyecciones de 12 meses. En el caso de los Factores Estáticos, la pérdida de efectividad es relativamente estable entre los diferentes indicadores de bondad predictiva para  $h = 18$  y asciende a cerca de 30%. Esto es, si la RECM o la U de Theil fue en promedio 1% para  $h = 12$ , para  $h = 18$  será, en promedio, 1.3%; asimismo, si la Tasa de Confusión fue de 100, para el horizonte mayor será de 70. Un fenómeno similar ocurre con los Factores Dinámicos aunque con pérdidas mayores, básicamente por su menor contenido informativo. Asimismo, puede esbozarse una evolución exponencial del indicador de pérdida ante incrementos en el horizonte predictivo. La Pérdida de Efectividad fluctúa alrededor de 30% al pasar de proyectar un horizonte de 6 meses a uno de 15, cifra similar a la observada al pasar de un horizonte de 12 meses a uno de 18 (el paso de 18 meses a dos años no es concluyente).

A pesar de ello, en ningún caso la Pérdida Efectiva supera el 40% para períodos de 18 meses lo cual es aceptable. Bajo el supuesto de que RECM promedio es ligeramente mayor a 0.5% para pronósticos de cada año (asignando la RECM total a cada año dentro del período de simulación, aunque la cifra puede ser menor dado el *undershooting* inicial de la inflación comentado en la sección 3<sup>42</sup>), proyecciones de 18 meses consiguen una RECM de menos de 1%. Este aspecto es fundamental en el diseño de política monetaria con bandas inflacionarias de 1.5%, que corresponde al caso peruano (con una meta de largo plazo de 1.5 – 3.0%), y constituye un punto a favor de las bondades de los factores como predictores de la inflación dentro del diseño de la política monetaria en Perú.

#### 4.5 Una Nota sobre Predicción en Tiempo Real

La exposición anterior ha sido realizada suponiendo, implícitamente, que los datos disponibles en el período  $T$  son *definitivos*, lo cual no es necesariamente cierto. Si bien la inflación, tasas de interés, tipo de cambio, índices bursátiles, entre otras, son variables cuyo valor definitivo puede conocerse pocos días después de  $T$  (los primeros días de cada mes), los Agregados Monetarios e Indicadores de Producción constituyen cifras sujetas a revisión, que pueden ser actualizadas hasta varios meses después. Ello es plausible por redefiniciones, correcciones por estacionalidad, cambios de base o porque algunas variables son obtenidas residualmente, en un contexto de programación financiera y consistencia macroeconómica donde varía la dinámica proyectada de la economía hacia las metas de mediano y largo plazo planteadas<sup>43</sup>. De este modo, desde una perspectiva de tiempo real, es probable que al momento de predecir se cuente con un conjunto de series cuyas cifras finales sean *preliminares*.

A fin de evaluar la importancia de este efecto sobre la proyección de la inflación, combinación de pronósticos y extracción de factores, la simulación anterior fue nuevamente ejecutada con los valores *efectivamente disponibles* en  $T$ . Se supuso que estas predicciones son llevadas a cabo en la segunda quincena de cada mes de modo que las cifras de meses anteriores correspondieron a las del Boletín Semanal de la segunda semana del mes  $T + 1$ . Este ejercicio se realizó considerando las 25 primeras variables del *ranking* del Cuadro No. 2 sujetas a revisiones. Los resultados fueron prácticamente invariantes con respecto a los discutidos anteriormente.

---

<sup>42</sup> El patrón genérico que puede desprenderse de todas las proyecciones realizadas (Cuadros No. 2, 3, 4 y 5) es que la RECM de diciembre de 1998 hasta diciembre de 1999 es entre 3 y 6 veces el obtenido para el año 2000 y el año 2001 y 2 veces para lo obtenido en el año 2002. Por ejemplo, la RECM de la Velocidad de Circulación del Circulante (vCirc) reportada para el período diciembre de 1998 – diciembre 2001 es de 1.229; este estadístico para el período diciembre de 1998 – diciembre de 1999 es de 1.584 mientras que para los años 2000 y 2001 es de 0.586 y 0.889, respectivamente. Para el año 2002 el estadístico se incrementa a 0.955.

<sup>43</sup> Otros motivos se encuentran en Diebold & Rudebusch (1991) y Amato & Swanson (2000).



## 5. Conclusiones y Comentarios Finales

En este trabajo se han explorado, dentro de un conjunto de 268 variables, las relaciones existentes entre la inflación y los indicadores económicos que la predicen mejor. Dentro de este análisis, la inflación es medida como la variación anual del IPC ya que sobre ésta se realizan los anuncios del BCRP y es muy probable que siga siendo la variable objetivo en un virtual esquema de metas de inflación. Esta elección es particularmente importante ya que los resultados de simulaciones realizadas dependen, obviamente, de la medida utilizada.

A modo de ilustración la siguiente tabla reporta los indicadores individuales fuera del Sector Monetario que encabezan los *rankings* para diversas medidas de inflación<sup>44</sup>

IPC (anual)		IPC (mensual)		Subyacente (anual)		Subyacente (mensual)	
CapS	Cpla	Qplo	EXNTagr	EX	Qplo	ISCGC	EXTVpla
ISBVL	Qarro	TuPRP	IPCSC\$	Phie	PBlman	Cpet	IPEX
BVLban	Ppla	DLC	ISBVL	TuQCP	ProPNP	BVLinv	PBlpri
BVLmin	GCGC	Wnom	BVLmin	IPCSC\$	PBlagr	DLC	ProPNP
Qpapa	EXTmin	PBlpri	TCRco	GCGC	BVLban	BVLind	ToT
IGBVL	IGVGC	OGAPs	RPGCr	EXNTtext	TuPNP	TuPNP	IP_comS
Qplo	EXNTagr	ToT	Ppet	CapS	IMCd	GKGCr	EXO

Aunque más homogéneos, los resultados de las variables del Sector Monetario son también variables, como se aprecia en la siguiente tabla

IPC (anual)		IPC (mensual)		Subyacente (anual)		Subyacente (mensual)	
FEEx\$	TOSES	TIPMN	vCirc	TIPMN	LMN94	Tcol	EmPfin
LT94	TAMN	Cmon1	din	TOSES	EEEB	TIPME	CIN
CIN	FEEf\$	EmProm	TP30MN	FEEfS	LT94	CC	TOSES
CISPuS94	TIPME	Tcol	LT94	EESB	CISPr	Circfin	CajaB

La determinación de los mejores indicadores se ha basado en una serie de criterios de evaluación fuera de predicción fuera de la muestra, a diferencia de la práctica tradicional de considerar la RCME o un estadístico similar. Ello permite identificar algunas propiedades deseables de las variables analizadas. El uso de la Tasa de Confusión es un buen ejemplo de ello ya que, aunque presenten RCME fácilmente superables, variables como los Ingresos del Gobierno Central por el Impuesto General a las Ventas (IGVGC) son muy buenas anticipando los movimientos de la inflación.

Esta serie de bondades aparentemente dispersas a lo largo de todas las variables, pueden ser concentradas en una proyección a partir de las combinaciones de pronósticos. Particularmente, considerando ponderadores distintos y estimados a partir de patrones dentro de la muestra, puede alcanzarse mejores resultados que los correspondientes a indicadores individuales. Asimismo, la composición de la información muestral en índices o *factores* exhibe un desempeño superior incluso a la combinación de pronósticos, tanto en proyecciones de corto plazo (por los valores de la U de Theil Promedio de los Cuadros No. 4 y No. 5) como de mediano plazo (sección 4.4). Más aún, cualitativamente estos factores han mostrado tener la capacidad de adelantar los *turning points* de la inflación, incluso con anticipación de 15 meses. Así, junto con la aparente robustez al predecir con datos en tiempo real, los factores presentados son herramientas potencialmente útiles en el seguimiento y evaluación de la política monetaria.

Ciertamente, conforme se tengan muestras de mayor tamaño y el período de análisis se aleje de los episodios de alta inflación de inicios de los noventa, se espera que predecir la inflación sea una tarea más sencilla. Ello, junto con el mejor entendimiento de las relaciones estructurales más relevantes dentro del mecanismo de transmisión, y la atención a información referencial dada en investigaciones como Barrera (1997, 1999) y la presente, pueden constituir un paso importante para la exitosa implementación operacional de un esquema de metas de inflación.

<sup>44</sup> La inflación subyacente es definida como la variación del IPC excluyendo los rubros más volátiles.



Finalmente, el presente trabajo espera ser la motivación para el desarrollo de posteriores investigaciones que incluyan el uso de procesos heurísticos y computacionalmente intensivos en el manejo de la información. En cuanto a la proyección de la inflación en Perú, la investigación futura puede centrar su atención en la introducción de no linealidades, predicción de densidades y la búsqueda de especificaciones parsimoniosas, fácilmente comunicables, dentro de un contexto multivariado y posiblemente estructural.

## 6. Bibliografía

**Amato, Jeffrey D. y Norman R. Swanson** (2000), “The Real-Time Predictive Content of Money for Output”, Bank of International Settlements, *BIS Working Paper No. 96*.

**Armstrong J. S. y Robert Fildes** (1995), “On the Selection of Error Measures for Comparisons Among Forecasting Methods”, *Journal of Forecasting*, 14, pp. 67 – 71.

**Ashley, Richard** (1997), “A New Technique for Post Sample Model Selection and Validation”, Virginia Tech, *Economics Department Working Paper No. E97-01*.

**Barrera, Carlos R.** (1997), “Indicadores Anticipados de la Inflación: Un Análisis Preliminar”, Banco Central de Reserva del Perú, edición mimeografiada.

**Barrera, Carlos R.** (1999), “Un Sistema de Proyección de Corto Plazo de Variables Macroeconómicas en el Perú: Combinación de Proyecciones con Ponderaciones Variables”, Banco Central de Reserva del Perú, edición mimeografiada.

**Baumgartner, Josef, Ramana Ramaswamy y Göran Zettergren** (1997), “Monetary Policy and Leading Indicators of Inflation in Sweden”, *IMF Working Paper WP/97/34*.

**Chauvet, Marcelle** (2000), “Leading Indicators of Inflation for Brazil”, Central Bank of Brazil, Research and Studies Department, *Working Paper No. 7*.

**Christoffersen y Francis X. Diebold** (1997), “Optimal Prediction Under Asymmetric Loss”, *Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper No. 11*.

**Clemen, RT** (1989), “Combining Forecasts: A Review and Annotated Bibliography”, *International Journal of Forecasting*, 5, pp. 559 – 581.

**Clements, Michael P. y David F. Hendry** (1998), “Forecasting Economic Processes”, *International Journal of Forecasting*, No. 14, pp. 111 – 131.

**Cumby RE y J Huizinaga** (1992), “Testing the Autocorrelation Structure of Disturbances in Ordinary Least Squares and Instrumental Variables Regressions”, *Econometrica*, 60, pp. 185 – 195.

**De la Rocha, Javier** (1998), “The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Peru”, en “The Transmission of Monetary Policy in Emerging Market Economies”, *BIS Policy Papers No. 3*, pp. 181 –194.

**Diebold, Francis X. y Glenn D. Rudebusch** (1991), “Forecasting Output with the Composite Leading Index: An Ex Ante Analysis”, *Journal of the American Statistical Association*, 86, pp. 603 – 610.

**Diebold, Francis X. y Jose A. López** (1996), “Forecast Evaluation and Combination” en Maddala, G.S. & C.R. Rao (eds.), *Handbook of Statistics*, Amsterdam: North-Holland.

**Diebold, Francis X. y Roberto S. Mariano** (1995), “Comparing Predictive Accuracy”, *Journal of Business and Economic Statistics*, No. 13, pp. 253 - 265.

- Dion, Richard** (1999), “Indicator Models of Core Inflation in Canada”, Bank of Canada, *Working Paper 99-13*.
- Elliot, Graham, Thomas J. Rothenberg y James H. Stock** (1996), “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”, *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, pp. 813 – 836.
- Emerson, Rebecca A. y David F. Hendry** (1996), “An Evaluation of Forecasting using Leading Indicators”, *Journal of Forecasting*, No. 15, pp. 271 – 291.
- Ericsson, Neil R.** (1992), “Parameter Constancy, Mean Square Forecast Errors and Measuring Forecast Performance: An Exposition, Extensions and Illustration”, *Journal of Policy Modeling*, Vol. 14, No. 4, pp. 465 – 495.
- Granger, Clive W. J. y Paul Newbold** (1986), *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press.
- Harvey, Andrew C.** (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Harvey, David I. y Paul Newbold** (2000), “Properties of Macroeconomic Forecast Errors”, Loughborough University, *Economic Research Paper No. 00/2*.
- Hansen, Bruce E.** (2000), “Testing for Structural Changes in Conditional Models”, *Journal of Econometrics*, No. 97, pp. 93 – 115.
- Joutz, Fred y H. O. Stekler** (2000), “An Evaluation of the Predictions of the Federal Reserve”, *International Journal of Forecasting*, No. 16, pp. 17 – 38.
- Kaene, Michael P. y David E. Runkle** (1989), “Are Economic Forecasts Rational?”, Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, Vol. 13, No. 2.
- Kim, Chang-Jin y Charles R. Nelson** (1999), *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-sampling approaches with applications*, The MIT Press.
- Lahiri, Kajal y Geoffrey H. Moore** (1991), *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press.
- Morandé y Klaus Schmidt-Hebbel** (2001), “Monetary policy and inflation targeting in Chile”, IMF, Washington DC.
- Nadal-De Simone, Francisco** (2000), “Forecasting Inflation in Chile Using State-Space and Regime-Switching Models”, *IMF Working Paper WP/00/162*.
- Neumaier, Arnold y Tapio Schneider** (2000), “Estimation of Parameters and Eigenmodes of Multivariate Autoregressive Models”, Courant Institute of Mathematical Sciences, mimeo.
- Peseran, M. Hashem y Allan Timmermann** (1994), “A Simple Nonparametric Test of Predictive Performance”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp. 461 – 465.
- Reeves, J.J., C.A. Blyth, C.M. Triggs y J. P. Small** (1996), “The Hodrick-Prescott Filter, a Generalisation, and a New Procedure for Extracting an Empirical Cycle from a Series”, University of Auckland, *Working Paper No. 160*.
- Robertson, John C. y Ellis W. Tallamn** (1999), “Vector Autoregressions: Forecasting and Reality”, Federal Reserve Bank of Atlanta, *Economic Review*, First Quarter, pp. 4 – 18.



**Rossini, Renzo** (2001), “Aspectos de la Adopción de un Régimen de Metas de Inflación en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos* No. 7.

**Roth, Howard L.** (1991), “Leading Indicator of Inflation”, en Lahiri, Kajal & Geoffrey H. Moore, *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, pp. 275 – 301.

**Stock, James H. y Mark W. Watson** (1990), “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators”, en *NBER Macroeconomics Annual 1989*, Cambridge, MA: MIT Press, pp. 351-394,

**Stock, James H. y Mark W. Watson** (1991), “A Probability Model of the Coincident Economic Indicators”, en Lahiri, Kajal & Geoffrey H. Moore, *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, pp. 63 – 90.

**Stock, James H. y Mark W. Watson** (1998), “Diffusion Indexes”, *NBER Working Paper 6702*..

**Stock, James H. y Mark W. Watson** (1999), “Forecasting Inflation”, *Journal of Monetary Economics*, 44, pp. 293 – 335.

**Stock, James H. y Mark W. Watson** (2001), “Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices”, *NBER Working Paper 8180*..

**Swanson, Norman R. y Halbert White** (1995), “A Model Selection Approach to Real-Time Macroeconomic Forecasting Using Linear Models and Artificial Neural Networks”, The Penn State University, mimeo.

**Theil, H** (1961), *Economic Forecasts and Policy*, North – Holland.

**Webb, Roy H.** (1991), “On Predicting the Stage of the Business Cycle”, en Lahiri, Kajal & Geoffrey H. Moore, *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, pp. 109 – 140.

**Wecker, William E.** (1979), “Predicting the Turning Points of a Time Series”, *Journal of Business*, 55, pp. 57 – 85.

**Zha, Tao** (1998), “A Dynamic Model for Use in Formulating Policy”, Federal Reserve Bank of Atlanta, *Economic Review*, First Quarter, pp. 16 – 28.

**Zellner, Arnold y Franz Palm** (1962), “Time Series Analysis and Simultaneous Equation Econometric Models”, *Journal of Econometrics*, No. 2, pp. 17 – 54.



## Nota a los Cuadros Estadísticos

Las columna titulada **f(y)** en el **Cuadro No. 2** muestra el siguiente código: Sea  $y_t$  una de las variables del Cuadro No. 1a, luego  $x_t$  en (1) es una de las siguientes transformaciones (el orden difiere al expuesto en el texto):

1. Niveles	$x_t = y_t$
2. Primeras Diferencias	$x_t = y_t - y_{t-1}$
3. Segundas Diferencias	$x_t = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2}$
4. Logaritmo Natural	$x_t = \ln(y_t) \quad (y_t > 0, \forall t)$
5. Tasa de Crecimiento Mensual	$x_t = \ln(y_t) - \ln(y_{t-1})$
6. Segundas Diferencias Logarítmicas	$x_t = \ln(y_t) - 2\ln(y_{t-1}) + \ln(y_{t-2})$
7. Serie sin Tendencia (HP de un lado)	$x_t = y_t - g_t \quad \text{o} \quad x_t = \ln(y_t) - \tilde{g}_t$
8. Tasa de Crecimiento Anual	$x_t = \ln(y_t) - \ln(y_{t-12}) \approx y_t / y_{t-12} - 1$

Además, la siguiente tabla muestra los títulos de las columnas de los Cuadros No. 2 – 5 y sus respectivas descripciones:

Título	Descripción
<b>S</b>	“*” si la serie ha sido desestacionalizada.
<b>#</b>	Establece el orden de cada variable en su grupo.
<b>n</b>	En el Cuadro No. 3, es el número de pronósticos combinados. Se trata de los $n$ primeros por cada subgrupo, según la columna “#”.
<b>RECM</b>	Raíz del error cuadrático medio de cada proyección recursiva de todo el período de evaluación y su error estándar entre paréntesis.
<b>CR</b>	Tasa de Confusión (7).
<b>p(DM)</b>	<i>P-value</i> de la prueba de Diebold & Mariano (9). Si éste es marcado con “*”, la proyección $i$ es informativamente igual a la de menor RECM de cada grupo.
<b>U de Theil</b>	Promedio de las $NU$ de Theil calculadas y su desviación estándar entre paréntesis.
<b>GCT</b>	“*” si por lo menos el 80% de las $N$ veces que (1) es estimado se rechaza la falta de causalidad a lo Granger.
<b>Unb</b>	Porcentaje de veces que la Prueba de Racionalidad (5) es aceptada, revelando que la proyección es insesgada.
<b>p(WRT)</b>	“*” si la Prueba de Orden de Wilconox acepta que tanto la proyección como la inflación observada provienen de la misma distribución poblacional.
<b>p(Hansen)</b>	<i>P-value</i> de la Prueba de Estabilidad de Hansen. Está marcado con “*” si se acepta constancia de parámetros de (1). Se reporta lo obtenido en la última estimación.
<b>Orden</b>	<i>Ranking</i> establecido a partir de los criterios anteriores.

Finalmente, en el Cuadro No. 6 se presentan estadísticos relativos a los de los Cuadros No. 4 y No. 5. Por ejemplo, si  $\Omega_{12}$  es el valor de un criterio de evaluación con  $h = 12$  y  $\Omega_6$  es el mismo criterio pero con  $h = 6$ , la primera columna del Cuadro No. 6 reporta  $\Omega_6 / \Omega_{12}$ . Lógicamente para el caso de RECM y U de Theil [Tasa de Confusión] si este cociente es menor [Mayor] a la unidad,  $\Omega_6 < \Omega_{12}$  [ $\Omega_6 > \Omega_{12}$ ], el pronóstico que se compara con el de  $h = 12$  es mejor. Así, la fila **Pérdida de Efectividad Promedio** es en el caso de RECM y de Theil igual al promedio de estos cocientes menos uno mientras que para la Tasa de Confusión, la fila corresponde a uno menos el promedio de los ratios.



## Cuadro 1a Indicadores Económicos

### Sector Monetario

Mnemotécnica	Descripción	Cuadro	Mnemotécnica	Descripción	Cuadro	
<b>Agregados Monetarios, Crédito y Liquidez</b>						
1	CISPrS	Credito Interno al Sector Privado en S/.	6-13	44 Rcred\$2	Dolarización del Crédito = CINS / CIN x 100	-
2	CISPuS	Credito Interno al Sector Público en S/.	3	45 vCirc	Velocidad de Circulación del Circulante Promedio	-
3	CISPr	Credito Interno al Sector Privado Total	6-13	46 vEmP	Velocidad de Circulación de la Emisión Primaria Promedio	-
4	CISPu	Credito Interno al Sector Público Total	1-3	47 Cmon1	Coefficiente de Monetización = LMN / (PBI Nominal) x 100	-
5	CIN	Credito Interno Neto	1	48 Cmon2	Coefficiente de Monetización = LT / (PBI Nominal) x 100	-
6	ObSP	Depósitos del Sector Público en el BCRP	15	<b>Tasas de Interés y de Encaje</b>		
7	Din	Dinero (en S/.)	8	49 TCD	Tasa de Interés del Saldo CDBCRP	21
8	Qdin	Cuasidinerero (en S/.)	8	50 Tcol	Tasa de Colocaciones de CDBCRP	21
9	LMN	Liquidez MN	8	51 TANN	Tasa de Interés Activa Promedio en S/.	36
10	LME	Liquidez ME	8	52 TIPMN	Tasa de Interés Pasiva Promedio en S/.	36
11	LT	Liquidez Total	6-8	53 TdctoMN	Tasa de Descuento en S/.	36
12	CISPrS94	Credito Interno al Sector Privado S/. (1994 = 100)	3	54 Tas	Tasa de Ahorro en S/.	36
13	CISPuS94	Credito Interno al Sector Público S/. (1994 = 100)	3	55 TP30MN	Tasa a Plazos Pasiva hasta 30 días en S/.	36
14	Dep	Depósitos a la Vista	8	56 TP30MN	Tasa a Plazos Pasiva a 360 o más días en S/.	36
15	Circfin	Circulante (fin)	11	57 TiegMN	Tasa de Interés Legal en S/.	36
16	Circpro	Circulante (prom)	12	58 TEEXMN	Tasa de Encaje Exigible en S/.	32
17	EmPfin	Emisión Primaria (fin)	11	59 TEEFIN	Tasa de Encaje Efectiva en S/.	32
18	EmPpro	Emisión Primaria (prom)	12	60 TAME	Tasa de Interés Activa Promedio en US\$.	37
19	Din94	Dinero (1994 = 100)	2	61 TIPME	Tasa de Interés Pasiva Promedio en US\$.	37
20	Qdin94	Cuasidinerero (1994 = 100)	2	62 TdctoME	Tasa de Descuento en US\$.	37
21	LMN94	Liquidez MN (1994 = 100)	2	63 Ta\$	Tasa de Ahorros en US\$.	37
22	LME94	Liquidez ME (1994 = 100)	2	64 TP30ME	Tasa a Plazos Pasiva hasta 30 días en US\$.	37
23	LT94	Liquidez Total (1994 = 100)	2	65 TP30ME	Tasa a Plazos Pasiva a 360 o más días en US\$.	37
24	CISPu\$	Credito Interno al Sector Público en US\$	13	66 TiegME	Tasa de Interés Legal en US\$.	37
25	CISPr\$	Credito Interno al Sector Privado en US\$	15	67 TEEXME	Tasa de Encaje Exigible en US\$.	32
26	CINS	Crédito Interno en US\$	3	68 TEEIME	Tasa de Encaje Efectiva en US\$.	32
27	CISPu\$en\$	Credito Interno al Sector Público en US\$ (expresado en US\$)	3	<b>Empresas Bancarias</b>		
28	CISPr\$en\$	Credito Interno al Sector Privado en US\$ (expresado en US\$)	13	69 CC	Saldo en Cuenta Corriente con el BCRP (Meta Operativa)	-
29	CIN\$en\$	Crédito Interno en US\$ (expresado en US\$)	3	70 SCD	Saldo CDBCRP (promedio mensual)	20
30	LME\$en\$	Liquidez ME en US\$ (expresado en US\$)	8	71 AEB	Activos Externos de las Empresas Bancarias	7
31	CISPr\$94	Credito Interno al Sector Privado en US\$ (1994 = 100)	3	72 PEB	Pasivos Externos de las Empresas Bancarias	7
32	CISPu\$94	Credito Interno al Sector Público en US\$ (1994 = 100)	3	73 AENB	Activos Externos Netos de las Empresas Bancarias	7
33	Rreq	Encaje	16	74 CajaB	Caja de las Empresas Bancarias	23
34	RIB	Reservas Internacionales Brutas (US\$)	17	75 TOSES	Total Obligaciones Sujetas a Encaje en S/.	32
35	RIN	Reservas Internacionales Netas (US\$)	17	76 FEEXS	Fondos de Encaje Exigibles en S/.	32
36	PosC	Posición de Cambio	17	77 FEEFS	Fondos de Encaje Efectivos en S/.	32
37	Pc	Preferencia por Circulante (%)	10	78 ExcES	Excedente de Encaje en S/.	32
38	EEES	Encaje Efectivo del Sistema Bancario (%)	10	79 ExcES%	Excedente de Encaje (% del TOSE) en S/.	32
39	EEEB	Encaje Efectivo de las Empresas Bancarias (%)	10	80 TOSES	Total Obligaciones Sujetas a Encaje en US\$.	32
40	MB1	Multiplicador Bancario = LMN / EmPpro	10	81 FEE\$	Fondos de Encaje Exigibles en US\$.	32
41	MB2	Multiplicador Bancario = LT / EmPpro	22	82 FEEF\$	Fondos de Encaje Efectivos en US\$.	32
42	R\$	Ratio de Dolarización de la Liquidez = LME / LT x 100	1	83 Exc\$	Excedente de Encaje en US\$.	32
43	Rcred\$1	Dolarización del Crédito = CISPr\$ / CISPr x 100	1	84 ExcES%	Excedente de Encaje (% del TOSE) en US\$.	32

### Sector Externo

Mnemotécnica	Descripción	Cuadro	Mnemotécnica	Descripción	Cuadro	
<b>Balanza Comercial</b>						
85	EX	Exportaciones en US\$	49	124 IMmat	Importaciones de Materiales de Construcción en US\$	53
86	EXT	Exportaciones de Productos Tradicionales en US\$	49	125 IMO	Otras Importaciones	49-53
87	EXTmin	Exportaciones Tradicionales Mineras en US\$	50	126 IVEK	Índice de Volumen Exportado (1994 = 100)	-
88	EXTagr	Exportaciones Tradicionales Agrícolas en US\$	50	127 IVIM	Índice de Volumen Importado (1994 = 100)	-
89	EXTpes	Exportaciones Tradicionales Pesqueras en US\$	50	128 BC	Saldo en la Balanza Comercial en US\$	49
90	EXTpet	Exportaciones Tradicionales de Petróleo y Derivados en US\$	50	<b>Cotizaciones Internacionales de Commodities (y/o Precios de Exportación)</b>		
91	EXhp	Exportaciones de Harina de Pescado	51	129 Cnp - Php	Harina de Pescado	51-55
92	Excob	Exportaciones de Cobre	51	131 Palg	Algodón	51
93	Exest	Exportaciones de Estaño	51	132 Cazu	Azúcar (Contenido 11 y 14)	51
94	EXhie	Exportaciones de Hierro	51	134 Ccaf - Pcaf	Café	51-55
95	EXoro	Exportaciones de Oro	51	136 Ccob - Pcob	Cobre	51-55
96	EXpla	Exportaciones de Plata Refinada	51	138 Cest - Pest	Estaño	51-55
97	EXplo	Exportaciones de Plomo	51	140 Phie	Hierro	51
98	EXzin	Exportaciones de Zinc	51	141 Coro - Poro	Oro	51-55
99	EXTVhp	Volumen Exportado de Harina de Pescado	51	143 Cpla - Ppla	Plata refinada	51-55
100	EXTVcob	Volumen Exportado de Cobre	51	145 Cplo - Pplo	Plomo	51-55
101	EXTVest	Volumen Exportado de Estaño	51	147 Czín - Pzín	Zinc	51-55
102	EXTVhie	Volumen Exportado de Hierro	51	149 Cpet - Ppet	Petróleo	51-55
103	EXTVoro	Volumen Exportado de Oro	51	151 Cniq	Níquel	55
104	EXTVpla	Volumen Exportado de Plata Refinada	51	152 IPEX	Índice Precios Nominales de Exportaciones (1994 = 100)	56
105	EXTVplo	Volumen Exportado de Plomo	51	153 IPIM	Índice Precios Nominales de Importaciones (1994 = 100)	56
106	EXTVzin	Volumen Exportado de Zinc	51	154 ToT	Términos de Intercambio (IPEX / IPIM, 1994 = 100)	56
107	EXTVpet	Volumen Exportado de Crudo	51	<b>Tipo de Cambio, Precios Externos y Otros</b>		
108	EXNT	Exportaciones de Productos No Tradicionales en US\$	49-52	155 TC	Tipo de Cambio Nominal Libre (S/. por US\$)	76-79
109	EXNTagr	Exportaciones No Tradicionales Agropecuarias en US\$	50-52	156 TCRus	Tipo de Cambio Real Bilateral (1994 = 100)	79
110	EXNTtext	Exportaciones No Tradicionales Textiles en US\$	50-52	157 TCRm	Tipo de Cambio Real Multilateral (1994 = 100)	79
111	EXNTpes	Exportaciones No Tradicionales Pesqueras en US\$	50-52	158 TCRar	Tipo de Cambio Real con Respecto a Argentina	80
112	EXNTqui	Exportaciones No Tradicionales de Químicos en US\$	50-52	159 TCRbr	Tipo de Cambio Real con Respecto a Brasil	80
113	EXNTsme	Exportaciones No Tradicionales Sidero-Metalúrgicas en US\$	50-52	160 TCRch	Tipo de Cambio Real con Respecto a Chile	80
114	EXNTmmn	Exportaciones No Tradicionales de Metales No Ferrosos en US\$	50-52	161 TCRco	Tipo de Cambio Real con Respecto a Colombia	80
115	EXNTot	Otras Exportaciones No Tradicionales en US\$	50-52	162 IPCUS	Índice de Precios al Consumidor de Estados Unidos	69
116	EXO	Otras Exportaciones	50	163 IPCSC	Índice de Precios al Consumidor de Socios Comerciales	69
117	IM	Importaciones en US\$	49-53	164 IPCSC\$	Índice de Precios al Consumidor de Socios Comerciales en US\$	-
118	IMC	Importaciones de Bienes de Consumo en US\$	49-53	165 TL_us	Fed Funds Rate (www.economagic.com)	-
119	IMCd	Importaciones de Bienes de Consumo No Duraderos en US\$	53	166 LIBOR3	Tasa LIBOR a 3 meses (www.economagic.com)	-
120	IMCnd	Importaciones de Bienes de Consumo Duraderos en US\$	53	167 RiesP1	Riesgo País = TIPMN - LIBOR3	-
121	IMI	Importaciones de Insumos en US\$	49-53	168 RiesP2	Riesgo País = TP30ME - LIBOR3	-
122	IMcomb	Importaciones de Combustibles, lubricantes y conexos en US\$	53	169 RiesC	Riesgo Cambiario = TP30MN - TP30ME	-
123	IMK	Importaciones de Bienes de Capital en US\$	49-23	170 IP_us	Índice de Producción Industrial de EUA (www.economagic.com)	-





## Cuadro 1a (continuación) Indicadores Económicos

### Sector Real

Mnemotécnica	Descripción	Cuadro	Mnemotécnica	Descripción	Cuadro		
<b>Indicadores de Producción (1994 = 100)</b>							
171	PBI	Producto Bruto Interno Real	64	203	Qpla	Producción de Plata	67
172	PBin	Producto Bruto Interno Nominal (uso interno)	-	204	Qplo	Producción de Plomo	67
173	PBIagr	PBI Agropecuario	64	205	Qzin	Producción de Zinc	67
174	PBIpes	PBI Pesca	64	206	Qcrudo	Producción de Crudo	67
175	PBImin	PBI Minería	64	207	DLC	Despachos Locales de Cemento	-
176	PBIman	PBI Manufactura	64	<b>Medidas de Utilización</b>			
177	PBIcon	PBI Construcción	64	208	TuPRP	Procesadores de Recursos Primarios	70
178	PBIcom	PBI Comercio	64	209	TuPNP	Industria No Primaria	70
179	PBIotr	PBI Otros Servicios	64	210	TuABT	Alimentos, Bebidas y Tabaco	70
180	PBIpri	PBI Sectores Primarios	64	211	TuTCT	Textiles, Cuero y Calzado	70
181	PBINpri	PBI Sectores No Primarios	64	212	TuPI	Industria del Papel e Imprenta	70
182	ProPRP	Producción Manufacturera de Recursos Primarios	69	213	TuQCP	Químicos, Caucho y Plásticos	70
183	ProPNP	Producción de Industria No Primaria	69	214	TuMNM	Minerales no Metálicos	70
184	ProABT	Producción de Alimentos, Bebidas y Tabaco	69	215	TuHA	Hierro y Acero	70
185	ProTCT	Producción de Textiles, Cuero y Calzado	69	216	TuMME	Metálicos, Maquinaria y Equipo	70
186	ProPI	Producción de la Industria del Papel e Imprenta	69	217	TuRI	Resto de la Industria	61
187	ProQCP	Producción de Químicos, Caucho y Plásticos	69	218	IE	Índice de Empleo (1994 = 100)	72
188	ProMNM	Producción de Minerales no Metálicos	69	219	IEI	Índice de Empleo Industrial (1994 = 100)	72
189	ProHA	Producción de Hierro y Acero	69	220	IEC	Índice de Empleo en el Sector Comercial (1994 = 100)	72
190	ProMME	Productos Metálicos, Maquinaria y Equipo	69	221	IES	Índice de Empleo en el Sector Servicios (1994 = 100)	72
191	DI	Demanda Interna (uso interno)	-	<b>Precios (1994 = 100)</b>			
192	OGAP	Brecha del Producto = (DI - PBI / PBI) x 100	-	222	IP_com\$	Índice de Precios de Combustibles en S/.	75
193	OGAPs	Promedio Móvil (6 meses) de OGAP	-	223	IP_TES	Índice de Tarifas Eléctricas en S/.	75
<b>Volúmenes Producidos</b>							
194	Qpapa	Producción de Papa	65	224	IP_TAS	Índice de Tarifas de Agua Potable en S/.	75
195	Qarro	Producción de Arroz	65	225	IP_TTS	Índice de Tarifas Telefónicas en S/.	75
196	Qcdea	Producción de Caña de Azúcar	65	226	IP_com\$	Índice de Precios de Combustibles en US\$	75
197	Qave	Producción de Aves	65	227	IP_TES	Índice de Tarifas Eléctricas en US\$	75
198	Qlech	Producción de Leche	65	228	IP_TAS	Índice de Tarifas de Agua Potable en US\$	75
199	Qpesc	Pesca de Anchofeta	66	229	IP_TTS	Índice de Tarifas Telefónicas en US\$	75
200	Qcob	Producción de Cobre	67	230	RMV	Remuneración Mínima Vital Real	71
201	Qhie	Producción de Hierro	67	231	Snom	Sueldos Nominales (precios corrientes)	71
202	Qoro	Producción de Oro	67	232	Sreal	Sueldos Reales	71
				233	Wnom	Salarios Nominales (precios corrientes)	71
				234	Wreal	Salarios Reales	71

Nota: Las variables 231 - 234 son bimensuales y han sido "mensualizadas" por el método de Chow & Lin (adaptado), según lo expuesto en Robertson & Tallman (1999).

### Otros

Mnemotécnica	Descripción	Cuadro	Mnemotécnica	Descripción	Cuadro		
<b>Sector Público (Gobierno Central)</b>			<b>Bolsa de Valores de Lima</b>				
235	ICGC	Ingresos Corrientes	58	254	IGBVL	Índice General de la BVL Nominal	43
236	IIGC	Impuestos a los Ingresos	60	255	IGBVLr	Índice General de la BVL Real	43
237	IGVGC	Impuesto General a las Ventas	60	256	IGBVLs	Índice General de la BVL en US\$	43
238	ISCGC	Impuesto Selectivo al Consumo	60	257	ISBVL	Índice Selectivo de la BVL Nominal	43
239	GCGC	Gastos Corrientes	58	258	BVLban	Índice de Bancos	43
240	GCNFGC	Gastos Corrientes No Financieros	58	259	BVLind	Índice de Industriales	43
241	GKGC	Gastos de Capital	58	260	BVLinv	Índice de Inversiones	43
242	REGC	Resultado Económico	58	261	BVLmin	Índice de Minerías	43
243	RPGC	Resultado Primario	58	262	BVLser	Índice de Servicios	43
244	PCN	Posición Ciclicamente Neutra (según Armas et. al., 2001)	-	263	BVLmn	Montos Negociados Nominales	43
245	ICGCr	Ingresos Corrientes Reales	59	264	BVLmnr	Montos Negociados Reales	43
246	IIGCr	Impuestos a los Ingresos Reales	59	265	CapS	Capitalización Bursátil en S/.	43
247	IGVGr	Impuesto General a las Ventas Reales	59	266	Cap\$	Capitalización Bursátil en US\$	43
248	ISCGCr	Impuesto Selectivo al Consumo Reales	59	<b>Otros</b>			
249	GCGCr	Gastos Corrientes Reales	59	267	ICA	Índice de Confianza del Consumidor (Apoyo S.A.)	-
250	GCNFGCr	Gastos Corrientes No Financieros Reales	59	268	VAFP	Valor del Fondo del Sistema Privado de Pensiones en S/.	44
251	GKGCr	Gastos de Capital Reales	59	269	ENSO	Índice del Fenómeno del Niño (www.cdc.noaa.gov)	
252	REGCr	Resultado Económico Real	59				
253	RPGCr	Resultado Primario Real	59				

## Cuadro 1b Factores Estáticos

Descripción y Variables Utilizadas (Cuadro No. 1a)	Descripción y Variables Utilizadas (Cuadro No. 1a)
1 Todas las Variables ( 1 a 268 )	22 Cotizaciones Internacionales de Commodities ( 129 a 154 )
2 Misceláneo ( Variables del Factor 10, 13, 17, 24, 30, 31 y 40 )	23 Cotizaciones CIF( 129, 131, 132, 134, 136, 138, 140 y 141 a 151 (impares) )
3 Los 100 mejores indicadores individuales	24 Precios Exportación ( 130, 133, 135, 137, 139 y 142 a 152 (pares) )
4 Los 50 mejores indicadores individuales	25 Tipo de Cambio, Precios Externos y Otros ( 155 a 170 )
5 Los 20 mejores indicadores individuales	26 Tipo de Cambio ( 155 a 161 )
6 Sector Monetario ( 1 a 84 )	27 Tasas Externas y Medidas Riesgo ( 165 a 169 )
7 Política Monetaria ( 17, 18, 49, 50, 58, 67, 69 y 70 )	28 Sector Real ( 171 a 234 )
8 Agregados Monetarios, Crédito y Liquidez ( 1 a 48 )	29 Indicadores de Producción ( 171 a 193 )
9 Agregados Monetarios ( 1 a 33 )	30 PBI Sectorial ( 171 a 181 )
10 Agregados Monetarios Nominales ( 1 a 11, 14 a 18, 24 a 26 y 33 )	31 PBI Manufacturero ( 181 a 190 )
11 Agregados Monetarios en S/ ( 1 a 9, 11, 14 a 18 y 33 )	32 Volúmenes Producidos ( 194 a 207 )
12 Agregados Monetarios en US\$. (10 y 24 a 30 )	33 Medidas Utilización ( 208 a 221 )
13 Tasas de Interés ( 49 a 68 )	34 Capacidad Instalada ( 208 a 217 )
14 Tasas de Interés en S/ ( 49 a 59 )	35 Empleo ( 218 a 221 )
15 Tasas de Interés en US\$. ( 60 a 68 )	36 Precios (1994 = 100) ( 222 a 234 )
16 Empresas Bancarias ( 69 a 84 )	37 Tarifas Públicas en S/ ( 222 a 225 )
17 Sector Externo ( 85 a 170 )	38 Tarifas Públicas en US\$. ( 226 a 229 )
18 Balanza Comercial ( 85 a 128 )	39 Sueldos y Salarios ( 230 a 234 )
19 Exportaciones en US\$ ( 85 a 98 y 108 a 116 )	40 Otros ( 235 a 268 )
20 Volúmenes Exportados ( 99 a 107 y 126 )	41 Sector Público (Gobierno Central) ( 235 a 253 )
21 Importaciones en US\$ ( 117 a 125 y 127 )	42 Ingresos ( 235 a 238 y 245 a 248 )
	43 Gastos ( 239 a 241 y 249 a 251 )
	44 Bolsa Valores Lima ( 254 a 266 )
	45 Índices Bursátiles ( 254, 257 y 258 a 262 )



**Cuadro 2**  
**Capacidad predictiva individual de varios indicadores económicos**

<i>Modelos Alternativos</i>				Evaluación <i>expost</i> de todo el Período (Diciembre 1998 - Julio 2002)			Perfil Promedio por Período			Estabilidad		Orden
Variable	f(y)	S	#	RECM	CR	p(DM)	U de Theil	GCT	Unb	p(WRT)	p(Hansen)	
Sin Cambios ( <i>Random Walk</i> )	-	-	-	2,882 (0,887)	50,0	-	0,316 (0,187)	-	-	0,007	-	-
Modelo Autoregresivo	-	-	-	2,149 (0,181)	64,3	-	0,236 (0,140)	-	41,4	0,280	* 0,000	-

**Sector Monetario**

<i>Agregados Monetarios</i>				Evaluación <i>expost</i> de todo el Período (Diciembre 1998 - Julio 2002)			Perfil Promedio por Período			Estabilidad		Orden
Variable	f(y)	S	#	RECM	CR	p(DM)	U de Theil	GCT	Unb	p(WRT)	p(Hansen)	
2 CISPuS	7	*	22	1,260 (0,383)	67,9	0,904	0,125 (0,087)	*	79,3	0,214	* 0,132	90
3 CISPr	5	*	19	1,256 (0,369)	64,3	0,898	0,123 (0,086)	*	72,4	0,255	* 0,105	85
4 CISPu	7	*	23	1,261 (0,379)	64,3	0,887	0,122 (0,087)	*	72,4	0,009	0,145	91
5 CIN	7	*	2	1,164 (0,329)	57,1	0,713	0,117 (0,084)	*	75,9	0,002	0,116	9
7 Din	7	*	13	1,239 (0,375)	64,3	0,849	0,120 (0,087)	*	69,0	0,007	0,133	51
8 Qdin	7	*	9	1,233 (0,355)	64,3	0,875	0,121 (0,085)	*	69,0	0,008	0,116	40
9 LMN	7	*	4	1,229 (0,360)	60,7	0,846	0,119 (0,086)	*	79,3	0,006	0,139	17
10 LME	8	*	11	0,995 (0,292)	50,0	1,000	0,125 (0,076)	*	62,1	0,311	* 0,146	48
11 LT	8	*	8	1,075 (0,273)	60,7	0,852	0,123 (0,075)	*	58,6	0,739	* 0,096	35
13 CISPuS94	8	*	3	1,210 (0,349)	53,6	0,818	0,118 (0,085)	*	79,3	0,009	0,025	10
14 Dep	5	*	17	1,258 (0,373)	64,3	0,891	0,122 (0,085)	*	72,4	0,214	* 0,115	73
15 Circfin	7	*	18	1,252 (0,376)	67,9	0,880	0,122 (0,087)	*	69,0	0,211	* 0,138	83
16 Circpro	7	*	16	1,250 (0,377)	67,9	0,875	0,121 (0,087)	*	69,0	0,213	* 0,115	67
17 EmPfin	8	*	6	1,240 (0,348)	64,3	0,939	0,119 (0,083)	*	65,5	0,355	* 0,117	25
18 EmPpro	7	*	10	1,238 (0,366)	57,1	0,846	0,119 (0,087)	*	65,5	0,008	0,121	46
22 LME94	8	*	5	0,970 (0,274)	60,7	-	0,123 (0,077)	*	62,1	0,255	* 0,151	24
23 LT94	8	*	1	1,075 (0,285)	60,7	1,000	0,122 (0,076)	*	75,9	0,632	* 0,179	6
29 CIN\$en\$	5	*	20	1,235 (0,354)	67,9	0,915	0,124 (0,084)	*	69,0	0,301	* 0,125	87
30 LME\$en\$	5	*	21	1,231 (0,347)	60,7	0,974	0,126 (0,079)	*	69,0	0,246	* 0,143	88
32 CISPu\$94	7	*	15	1,253 (0,384)	64,3	0,889	0,123 (0,088)	*	79,3	0,221	* 0,084	63
33 Rreq	8	*	12	1,215 (0,345)	71,4	0,947	0,123 (0,079)	*	65,5	0,563	* 0,128	49
37 Pc	2	*	14	1,238 (0,355)	50,0	0,872	0,122 (0,084)	*	75,9	0,216	* 0,141	58
45 vCirc	8	*	24	1,262 (0,379)	67,9	0,893	0,123 (0,087)	*	79,3	0,010	0,120	96
48 Cmon2	8	*	7	1,122 (0,323)	75,0	0,604	0,123 (0,079)	*	65,5	0,234	* 0,145	29

<i>Tasas de Interés y de Encaje</i>				Evaluación <i>expost</i> de todo el Período (Diciembre 1998 - Julio 2002)			Perfil Promedio por Período			Estabilidad		Orden
Variable	f(y)	S	#	RECM	CR	p(DM)	U de Theil	GCT	Unb	p(WRT)	p(Hansen)	
49 TCD	2	*	10	1,252 (0,362)	64,3	0,923	0,123 (0,087)	*	79,3	0,213	* 0,132	76
51 TAMN	5	*	1	1,201 (0,350)	67,9	-	0,119 (0,083)	*	55,2	0,218	* 0,125	13
52 TIPMN	7	*	2	1,216 (0,346)	57,1	0,686	0,117 (0,084)	*	72,4	0,005	0,111	16
53 TdsctoMN	2	*	6	1,216 (0,353)	60,7	0,848	0,120 (0,083)	*	69,0	0,211	* 0,136	28
54 TaS	2	*	5	1,238 (0,355)	60,7	0,935	0,119 (0,085)	*	79,3	0,213	* 0,089	27
55 TP30MN	2	*	4	1,204 (0,337)	57,1	0,589	0,120 (0,084)	*	72,4	0,009	0,111	22
58 TEE\$MN	7	*	9	1,225 (0,360)	71,4	0,958	0,124 (0,086)	*	62,1	0,210	* 0,831	61
59 TEE\$MN	7	*	11	1,250 (0,365)	75,0	0,918	0,122 (0,087)	*	79,3	0,213	* 0,129	92
61 TIPME	7	*	3	1,233 (0,339)	60,7	0,802	0,111 (0,076)	*	72,4	0,003	0,058	21
63 Ta\$	7	*	7	1,240 (0,359)	60,7	0,821	0,118 (0,085)	*	75,9	0,002	0,099	31
68 TEE\$ME	7	*	8	1,254 (0,374)	71,4	0,863	0,114 (0,080)	*	65,5	0,211	* 0,172	42

<i>Empresas Bancarias</i>				Evaluación <i>expost</i> de todo el Período (Diciembre 1998 - Julio 2002)			Perfil Promedio por Período			Estabilidad		Orden
Variable	f(y)	S	#	RECM	CR	p(DM)	U de Theil	GCT	Unb	p(WRT)	p(Hansen)	
70 SCD	8	*	7	1,174 (0,361)	64,3	0,600	0,128 (0,092)	*	69,0	0,208	* 0,061	78
73 AENB	5	*	6	1,270 (0,385)	67,9	0,946	0,121 (0,085)	*	75,9	0,255	* 0,189	71
75 TOSES	7	*	2	1,171 (0,323)	64,3	0,959	0,117 (0,088)	*	65,5	0,932	* 0,112	11
76 FEE\$S	7	*	8	1,255 (0,367)	67,9	0,882	0,120 (0,088)	*	65,5	0,220	* 0,110	81
77 FEE\$S	8	*	9	1,258 (0,380)	67,9	0,919	0,122 (0,087)	*	69,0	0,224	* 0,107	89
80 TOSES	2	*	4	1,214 (0,353)	57,1	0,963	0,123 (0,084)	*	75,9	0,201	* 0,091	33
81 FEE\$S	5	*	1	1,184 (0,339)	67,9	-	0,116 (0,076)	*	75,9	0,230	* 0,137	3
82 FEE\$S	2	*	3	1,213 (0,353)	67,9	0,947	0,119 (0,079)	*	72,4	0,211	* 0,119	15
84 ExcE\$%	4	*	5	1,208 (0,360)	60,7	0,992	0,123 (0,071)	*	55,2	0,211	* 0,132	69

**Sector Externo**

<i>Balanza Comercial</i>				Evaluación <i>expost</i> de todo el Período (Diciembre 1998 - Julio 2002)			Perfil Promedio por Período			Estabilidad		Orden
Variable	f(y)	S	#	RECM	CR	p(DM)	U de Theil	GCT	Unb	p(WRT)	p(Hansen)	
85 EX	8	*	8	1,178 (0,308)	67,9	0,704	0,124 (0,082)	*	55,2	0,219	* 0,108	70
86 EXT	8	*	3	1,171 (0,314)	67,9	0,807	0,123 (0,084)	*	69,0	0,009	0,112	50
87 EXTmin	7	*	1	1,207 (0,330)	57,1	-	0,121 (0,085)	*	72,4	0,008	0,155	30
90 EXTpet	1	*	6	1,275 (0,338)	57,1	1,000	0,120 (0,080)	*	72,4	0,255	* 0,030	64
92 EXcob	4	*	10	1,059 (0,194)	57,1	0,829	0,147 (0,109)	*	41,4	1,132	* 0,000	82
95 EXoro	7	*	12	1,235 (0,333)	60,7	0,984	0,123 (0,086)	*	62,1	0,213	* 0,131	99
103 EXTvoro	2	*	4	1,243 (0,353)	71,4	0,932	0,122 (0,084)	*	79,3	0,221	* 0,171	52
105 EXTvplo	1	*	5	1,239 (0,349)	57,1	0,886	0,123 (0,089)	*	72,4	0,239	* 0,029	57
109 EXNtagr	7	*	2	1,199 (0,303)	64,3	0,597	0,118 (0,077)	*	62,1	0,009	0,151	34
115 EXNTO	7	*	7	1,252 (0,362)	64,3	0,910	0,121 (0,086)	*	75,9	0,210	* 0,164	68
124 IMmat	8	*	9	1,218 (0,327)	60,7	0,709	0,123 (0,082)	*	62,1	0,247	* 0,145	74
128 BC	1	*	11	1,165 (0,310)	57,1	0,765	0,124 (0,088)	*	72,4	0,000	0,060	86



**Cuadro 2 (continuación)**  
**Capacidad predictiva individual de varios indicadores económicos**

<u>Cotizaciones Internacionales</u>			Evaluación <i>expost</i> de todo el Período (Diciembre 1998 - Julio 2002)				Perfil Promedio por Período			Estabilidad		Orden
Variable	f(X)	S	RECM	CR	p(DM)	U de Theil	GCT	Unb	p(WRT)	p(Hansen)		
130	Php	2	3	1,275 (0,370)	57,1	0,897 *	0,120 (0,083)	*	69,0	0,261 *	0,134 *	65
143	Cpla	7	1	1,216 (0,323)	75,0	-	0,120 (0,084)	*	75,9	0,008	0,112 *	19
144	Ppla	8	* 2	1,156 (0,306)	71,4	0,709 *	0,122 (0,083)	*	79,3	0,004	0,032	23
148	Pzin	1	* 5	1,258 (0,368)	67,9	0,870 *	0,120 (0,085)	*	69,0	0,238 *	0,017	80
149	Cpet	8	* 4	1,246 (0,371)	64,3	0,801 *	0,122 (0,079)		72,4	0,001	0,131 *	77
<b><u>Precios Externos</u></b>												
161	TCRco	8	3	1,165 (0,336)	60,7	0,880 *	0,134 (0,089)	*	72,4	0,230 *	0,141 *	62
164	IPCSC\$	7	2	1,218 (0,347)	75,0	0,511 *	0,121 (0,083)	*	72,4	0,219 *	0,116 *	39
169	RiesC	2	1	1,218 (0,350)	57,1	-	0,121 (0,084)		72,4	0,211 *	0,107 *	37
<b><u>Sector Real</u></b>												
<b><u>Indicadores de la Producción</u></b>												
173	PBlagr	8	* 4	1,238 (0,358)	64,3	0,702 *	0,122 (0,087)		58,6	0,210 *	0,045	84
174	PBlpes	1	* 2	1,192 (0,352)	67,9	0,783 *	0,122 (0,082)	*	69,0	0,006	0,005	45
180	PBlpri	8	* 6	1,124 (0,300)	50,0	0,864 *	0,124 (0,087)	*	69,0	0,001	0,082	95
183	ProPNP	7	1	1,230 (0,372)	53,6	-	0,119 (0,084)	*	69,0	0,009	0,132 *	41
187	ProQCP	7	* 3	1,235 (0,393)	60,7	0,654 *	0,121 (0,085)	*	55,2	0,005	0,135 *	72
188	ProMNM	7	5	1,270 (0,373)	57,1	1,000	0,121 (0,086)		72,4	0,211 *	0,145 *	93
189	ProHA	7	* 7	1,247 (0,371)	60,7	0,926	0,122 (0,084)		62,1	0,002	0,134 *	98
191	DI	7	* 8	1,244 (0,369)	64,3	0,938	0,123 (0,086)	*	75,9	0,005	0,122 *	100
<b><u>Volúmenes Producidos</u></b>												
194	Qpapa	8	* 1	1,238 (0,331)	60,7	-	0,117 (0,083)	*	72,4	0,220 *	0,145 *	7
195	Qarro	4	* 3	1,123 (0,292)	53,6	0,784 *	0,124 (0,074)	*	48,3	0,810 *	0,000	20
200	Qcob	8	* 4	1,129 (0,306)	57,1	0,988	0,119 (0,083)	*	62,1	0,005	0,153 *	55
204	Qplo	8	* 2	1,136 (0,311)	71,4	1,000	0,115 (0,081)	*	72,4	0,214 *	0,139 *	18
205	Qzin	8	* 5	1,247 (0,367)	67,9	0,598 *	0,123 (0,087)		65,5	0,214 *	0,123 *	97
<b><u>Tasas de Utilización</u></b>												
209	TuPNP	7	* 3	1,237 (0,370)	67,9	0,623 *	0,121 (0,086)		72,4	0,008	0,132 *	56
210	TuABT	8	* 1	1,231 (0,372)	67,9	-	0,120 (0,084)	*	58,6	0,211 *	0,077	53
213	TuQCP	7	* 2	1,235 (0,395)	60,7	0,547 *	0,121 (0,085)	*	72,4	0,005	0,154 *	54
215	TuHA	7	* 4	1,247 (0,376)	60,7	0,917	0,122 (0,084)		75,9	0,002	0,122 *	60
217	TuRI	1	* 5	1,231 (0,372)	53,6	0,502 *	0,124 (0,071)	*	55,2	0,214 *	0,000	94
<b><u>Precios (1994 = 100)</u></b>												
224	IP_TAS	7	1	1,257 (0,360)	60,7	-	0,121 (0,086)		75,9	0,010	0,122 *	59
<b><u>Otros</u></b>												
<b><u>Sector Público</u></b>												
237	IGVGC	7	* 2	1,249 (0,398)	67,9	0,625 *	0,120 (0,086)	*	82,8	0,008	0,110 *	32
239	GCGC	8	* 1	1,233 (0,356)	53,6	-	0,120 (0,083)	*	79,3	0,213 *	0,144 *	26
250	GCNFGCr	7	* 3	1,264 (0,386)	64,3	0,811 *	0,123 (0,087)		82,8	0,212 *	0,123 *	75
252	REGCr	1	* 4	1,220 (0,331)	46,4	0,849 *	0,124 (0,085)	*	79,3	0,002	0,149 *	79
<b><u>Bolsa de Valores de Lima</u></b>												
254	IGBVL	8	7	1,190 (0,341)	71,4	0,831 *	0,118 (0,077)	*	72,4	0,005	0,136 *	14
255	IGBVLr	8	9	1,192 (0,342)	71,4	0,832 *	0,118 (0,077)	*	58,6	0,005	0,132 *	38
257	ISBVL	8	2	1,092 (0,277)	71,4	0,720 *	0,113 (0,066)	*	65,5	0,234 *	0,139 *	2
258	BVLban	8	* 3	1,137 (0,308)	67,9	0,816 *	0,118 (0,075)	*	82,8	0,218 *	0,136 *	4
259	BVLind	8	* 12	1,231 (0,361)	67,9	0,857 *	0,121 (0,081)	*	62,1	0,213 *	0,110 *	66
260	BVLinv	8	* 8	1,236 (0,372)	67,9	0,857 *	0,120 (0,085)		75,9	0,211 *	0,138 *	36
261	BVLmin	8	4	1,144 (0,313)	67,9	0,796 *	0,116 (0,077)	*	72,4	0,219 *	0,135 *	5
262	BVLser	8	* 10	1,199 (0,322)	64,3	0,931	0,121 (0,070)	*	69,0	0,210 *	0,099	43
263	BVLmn	8	* 11	1,232 (0,365)	67,9	0,869 *	0,122 (0,085)	*	69,0	0,228 *	0,127 *	44
264	BVLmnr	8	* 6	1,163 (0,303)	64,3	0,900 *	0,120 (0,078)	*	69,0	0,440 *	0,111 *	12
265	CapS	8	1	1,006 (0,226)	67,9	-	0,115 (0,067)	*	58,6	0,416 *	0,145 *	1
266	Cap\$	8	5	1,166 (0,311)	67,9	0,885 *	0,119 (0,077)	*	75,9	0,289 *	0,092	8



**Cuadro 3**  
**Capacidad predictiva individual de pronósticos combinados**

Variables	Combinación	n	Evaluación expos de todo el (Diciembre 1998 - Julio 2002)			Perfil Promedio por Período		Estabilidad p(WRT)	Orden	
			RECM	CR	p(DM)	U de Theil	Unb			
<b>Todas las Variables</b>	Ponderado	268	0,940 (0,063)	74,6	0,938	0,116 (0,081)	41,4	0,072	16	
		134	0,871 (0,052)	74,6	0,923	0,114 (0,080)	41,4	0,086	9	
		67	0,810 (0,048)	70,7	0,905	0,113 (0,078)	41,4	0,104 *	4	
	Promedio	54	0,793 (0,048)	78,6	0,910	0,113 (0,078)	41,4	0,099	3	
		27	0,724 (0,063)	74,6	0,894 *	0,114 (0,077)	45,5	0,114 *	10	
		13	0,675 (0,058)	78,6	-	0,112 (0,076)	53,8	0,010	5	
		268	1,084 (0,072)	74,6	0,927	0,118 (0,085)	37,2	0,082	30	
		134	1,018 (0,060)	78,6	0,917	0,116 (0,084)	37,2	0,092	18	
		67	0,944 (0,053)	78,6	0,907	0,115 (0,083)	49,7	0,102 *	15	
		54	0,920 (0,053)	78,6	0,908	0,115 (0,083)	49,7	0,102 *	7	
		27	0,826 (0,069)	74,6	0,896 *	0,115 (0,082)	41,4	0,113 *	14	
		13	0,747 (0,063)	78,6	0,875 *	0,113 (0,080)	53,8	0,134 *	13	
		Mediana	268	1,126 (0,078)	74,6	0,929	0,119 (0,086)	41,4	0,081	34
			134	1,081 (0,065)	78,6	0,924	0,118 (0,085)	53,8	0,086	29
			67	0,998 (0,043)	74,6	0,917	0,117 (0,084)	57,9	0,092	6
			54	0,974 (0,041)	78,6	0,918	0,117 (0,083)	62,1	0,092	2
			27	0,895 (0,061)	82,5	0,913	0,116 (0,083)	82,8	0,096	8
13	0,836 (0,059)		74,6	0,909	0,114 (0,080)	74,5	0,100	11		
<b>Sector Monetario</b>	Ponderado	17	1,055 (0,327)	62,9	0,926	0,118 (0,091)	66,2	0,076	-	
Agregados Monetarios	Ponderado	24	1,001 (0,293)	70,7	0,952	0,115 (0,079)	66,2	0,057	39	
		10	0,925 (0,271)	70,7	-	0,115 (0,076)	62,1	0,010	23	
	Promedio	10	1,014 (0,307)	74,6	0,889 *	0,116 (0,081)	74,5	0,120 *	50	
Tasas de Interés	Mediana	10	1,004 (0,304)	82,5	0,854 *	0,117 (0,080)	57,9	0,155 *	40	
	Ponderado	10	1,004 (0,301)	62,9	-	0,111 (0,079)	82,8	0,010	47	
Empresas Bancarias	Ponderado	4	1,008 (0,299)	62,9	0,837 *	0,112 (0,080)	82,8	0,171 *	49	
		8	1,008 (0,295)	66,8	0,920	0,124 (0,098)	45,5	0,090	12	
	3	0,977 (0,288)	70,7	0,951	0,140 (0,178)	62,1	0,058	1		
	Promedio	8	1,069 (0,335)	66,8	0,868 *	0,124 (0,100)	45,5	0,141 *	35	
	3	1,043 (0,324)	70,7	0,666 *	0,141 (0,179)	82,8	0,341 *	22		
<b>Sector Externo</b>	Ponderado	17	1,057 (0,325)	78,6	0,924	0,119 (0,083)	82,8	0,085	-	
Balanza Comercial	Ponderado	44	1,033 (0,304)	70,7	0,949	0,117 (0,081)	41,4	0,060	48	
		22	0,999 (0,286)	78,6	0,936	0,116 (0,080)	37,2	0,073	36	
	Promedio	9	0,919 (0,254)	74,6	-	0,115 (0,078)	37,2	0,010	21	
Cotizaciones Internacionales	Promedio	9	1,018 (0,291)	74,6	0,915	0,116 (0,082)	41,4	0,095	41	
	Ponderado	13	1,015 (0,289)	82,5	0,966	0,117 (0,081)	53,8	0,044	37	
Precios Externos	Ponderado	5	0,989 (0,272)	74,6	-	0,116 (0,078)	78,6	0,010	33	
		16	1,032 (0,314)	74,6	0,924	0,118 (0,083)	91,0	0,085	45	
	8	0,987 (0,290)	62,9	-	0,118 (0,080)	82,8	0,010	28		
	3	0,941 (0,274)	74,6	0,860 *	0,123 (0,078)	86,9	0,149 *	17		
	Promedio	3	1,030 (0,309)	74,6	0,962	0,124 (0,083)	62,1	0,048	32	
Mediana	3	1,031 (0,321)	66,8	0,864 *	0,123 (0,086)	70,3	0,144 *	31		
<b>Sector Real</b>	Mediana	13	1,058 (0,340)	64,3	0,934	0,117 (0,083)	58,6	0,073	-	
Volúmenes Producidos	Ponderado	7	0,994 (0,293)	64,3	0,931	0,112 (0,078)	58,6	0,078	44	
		3	0,888 (0,276)	50,0	-	0,111 (0,076)	48,3	0,010	25	
	Promedio	3	0,952 (0,299)	53,6	0,882 *	0,111 (0,078)	69,0	0,126 *	38	
Medidas de Utilización	Ponderado	3	0,994 (0,307)	57,1	0,675 *	0,118 (0,076)	48,3	0,331 *	43	
<b>Otros</b>	Ponderado	6	1,031 (0,318)	60,7	0,895	0,116 (0,082)	72,4	0,101 *	-	
Bolsa de Valores de Lima	Ponderado	13	0,928 (0,267)	74,6	0,851 *	0,113 (0,078)	72,4	0,157 *	24	
		7	0,887 (0,243)	78,6	0,895 *	0,113 (0,077)	72,4	0,114 *	20	
	3	0,829 (0,223)	78,6	-	0,112 (0,076)	79,3	0,010	19		
	Promedio	7	1,013 (0,294)	71,4	0,891 *	0,116 (0,082)	58,6	0,118 *	42	
	3	0,957 (0,268)	71,4	0,889 *	0,115 (0,079)	65,5	0,120 *	27		
Bolsa de Valores de Lima	Mediana	7	1,030 (0,307)	64,3	0,895 *	0,117 (0,083)	72,4	0,114 *	46	
		3	0,950 (0,275)	71,4	0,834 *	0,115 (0,080)	75,9	0,174 *	26	



**Cuadro 4**  
**Capacidad predictiva individual de factores estáticos**

Factores	Evaluación <i>ex post</i> de todo el (Diciembre 1998 - Julio 2002)				Perfil Promedio por Período			Estabilidad		Orden		
	RECM	CR	p(DM)		U de Theil	GCT	Unb	p(WRT)	p(Hansen)			
1 Todas las Variables	0,932	(0,275)	54,0	0,949	0,104	(0,079)	*	79,7	0,030	0,100	4	
2 Misceláneo	1,065	(0,289)	72,0	0,950	0,113	(0,077)	*	49,3	0,194	* 0,139	15	
3 Los 100 mejores indicadores individuales	0,766	(0,216)	85,5	0,540	*	0,102	(0,068)	*	79,7	0,273	* 0,219	2
4 Los 50 mejores indicadores individuales	0,993	(0,253)	76,5	0,950	*	0,113	(0,078)	*	68,3	0,150	* 0,198	9
5 Los 20 mejores indicadores individuales	0,976	(0,267)	72,0	0,939	*	0,106	(0,073)	*	75,9	0,174	* 0,180	5
6 Sector Monetario	0,760	(0,212)	81,0	-	0,100	(0,059)	*	83,4	0,519	* 0,128	* 1	
7 Política Monetaria	1,094	(0,339)	58,5	0,925	*	0,105	(0,074)	*	72,1	0,086	0,135	10
8 Agregados Monetarios, Crédito y Liquidez	0,989	(0,265)	85,5	0,942	*	0,114	(0,072)	*	60,7	0,234	* 0,141	* 11
9 Agregados Monetarios	1,004	(0,278)	81,0	0,948	*	0,114	(0,072)	*	68,3	0,581	* 0,161	* 13
10 Agregados Monetarios Nominales	1,048	(0,314)	76,5	0,899	*	0,113	(0,081)	*	83,4	0,041	0,123	* 7
12 Agregados Monetarios en US\$.	1,139	(0,290)	63,0	-	0,116	(0,080)	*	75,9	0,944	* 0,157	* 21	
13 Tasas de Interés	1,113	(0,341)	85,5	0,940	*	0,115	(0,082)	*	68,3	0,027	0,097	25
14 Tasas de Interés en S/.	1,089	(0,337)	76,5	0,925	*	0,112	(0,083)	*	72,1	0,022	0,146	* 12
15 Tasas de Interés en US\$.	1,104	(0,346)	81,0	0,898	*	0,109	(0,073)	*	68,3	0,002	0,049	18
16 Empresas Bancarias	0,998	(0,293)	76,5	0,950	*	0,107	(0,064)	*	87,2	0,858	* 0,190	* 3
17 Sector Externo	1,075	(0,283)	76,5	0,950	*	0,123	(0,082)	*	72,1	0,280	* 0,056	20
19 Exportaciones en US\$	1,132	(0,353)	85,5	0,939	*	0,115	(0,081)	*	72,1	0,046	0,147	* 23
22 Cotizaciones Internacionales	1,078	(0,305)	58,5	0,946	*	0,115	(0,083)	*	75,9	0,055	0,105	* 14
25 Tipo de Cambio, Precios Externos y Otros	0,932	(0,250)	85,5	0,950	*	0,112	(0,078)	*	60,7	0,047	0,095	8
28 Sector Real	1,061	(0,314)	76,5	0,941	*	0,117	(0,081)	*	68,3	0,021	0,145	* 17
31 PBI Manufacturero	1,154	(0,379)	76,5	0,923	*	0,116	(0,086)	*	83,4	0,014	0,137	* 24
32 Volúmenes Producidos	1,045	(0,284)	63,0	0,950	*	0,121	(0,082)	*	68,3	0,308	* 0,154	* 22
43 Gastos	1,100	(0,336)	76,5	0,933	*	0,113	(0,081)	*	72,1	0,023	0,156	* 16
44 Bolsa Valores Lima	1,115	(0,347)	85,5	0,926	*	0,114	(0,082)	*	79,7	0,013	0,148	* 19
45 Índices Bursátiles	0,890	(0,215)	67,5	0,875	*	0,113	(0,083)	*	75,9	0,432	* 0,213	* 6

**Cuadro 5**  
**Capacidad predictiva individual de factores dinámicos**

Variables Combinadas	Evaluación <i>ex post</i> de todo el (Diciembre 1998 - Julio 2002)				Perfil Promedio por Período			Estabilidad		Orden		
	RECM	CR	p(DM)		U de Theil	GCT	Unb	p(WRT)	p(Hansen)			
Qdin EmPfin LME94 LT94	0,813	(0,226)	81,0	0,831	*	0,106	(0,062)	*	72,1	0,414	* 0,160	* 1
CIN EmPfin LME94 LT94	0,753	(0,202)	67,5	0,951	*	0,110	(0,065)	*	75,9	0,870	* 0,213	* 2
LMN EmPfin LME94 LT94 BVLmin	0,599	(0,156)	67,5	-	0,109	(0,060)	*	64,5	0,981	* 0,220	* 3	
EmPfin EmPpro LME94 LT94	1,018	(0,262)	76,5	0,982	*	0,103	(0,067)	*	75,9	0,846	* 0,217	* 4
Qdin CISPuS94EmPfin	0,900	(0,240)	76,5	0,890	*	0,111	(0,065)	*	79,7	0,301	* 0,203	* 5
TAMN TaS TP30MN TIPME	1,001	(0,289)	76,5	0,849	*	0,106	(0,078)	*	75,9	0,017	0,087	6
TAMN TIPMN OGAP TP30MN	0,917	(0,262)	67,5	0,853	*	0,107	(0,068)	*	60,7	0,159	* 0,145	* 7
TIPMN TaS TP30MN TIPME	1,013	(0,299)	85,5	0,928	*	0,110	(0,073)	*	83,4	0,174	* 0,134	* 8
LMN LT94 BVLban	0,897	(0,231)	72,0	0,988	*	0,114	(0,070)	*	72,1	0,750	* 0,192	* 9
LT94 TAMN IGBVL CapS	1,026	(0,304)	76,5	0,863	*	0,108	(0,080)	*	79,7	0,012	0,107	* 10
LT94 TAMN IGBVL BVLban	1,031	(0,324)	81,0	0,907	*	0,108	(0,074)	*	79,7	0,080	0,131	* 11
LT94 TAMN FEEEx\$ RiesC	0,990	(0,255)	76,5	0,989	*	0,115	(0,073)	*	79,7	0,692	* 0,192	* 12
LT94 TIPMN TuQCP IP_TA\$ ICA	1,052	(0,321)	76,5	0,934	*	0,112	(0,078)	*	91,0	0,078	0,136	* 13
LT94 TOSES BVLban CapS	1,009	(0,267)	76,5	0,986	*	0,116	(0,075)	*	83,4	0,613	* 0,175	* 14
TAMN FEEEx\$ BVLban CapS VAFF	0,999	(0,287)	76,5	0,857	*	0,109	(0,078)	*	64,5	0,004	0,098	15
LT94 Qcob IGBVL CapS	1,007	(0,286)	72,0	0,885	*	0,110	(0,085)	*	72,1	0,029	0,113	* 16
CIN LT94 BVLban	1,040	(0,305)	72,0	0,897	*	0,109	(0,081)	*	75,9	0,030	0,050	17
LT94 TAMN BVLban BVLmin	1,094	(0,340)	67,5	0,884	*	0,107	(0,078)	*	83,4	0,008	0,089	18
TP30ME TEEExME FEEEx\$ EXpla DI	1,050	(0,322)	67,5	0,931	*	0,112	(0,077)	*	79,7	0,107	* 0,131	* 19
EXTVplo IMCd IMcomb Pest	1,048	(0,297)	72,0	0,955	*	0,115	(0,077)	*	87,2	0,107	* 0,180	* 20
CIN LT94 CISPu\$ LMEEn\$	1,034	(0,308)	76,5	0,867	*	0,108	(0,080)	*	64,5	0,013	0,111	* 21
EXTVhie IMI IVIM Pplo IPEX	1,053	(0,323)	72,0	0,931	*	0,112	(0,077)	*	79,7	0,101	* 0,116	* 22
EXTmin EXoro IMCd Qarro	1,020	(0,275)	81,0	0,975	*	0,115	(0,075)	*	75,9	0,549	* 0,190	* 23
EXNTO IM IMC Cazu11 Pplo	1,046	(0,319)	72,0	0,931	*	0,112	(0,076)	*	68,3	0,114	* 0,122	* 24
EXTVpla EXNTsmeIVIM	1,055	(0,334)	67,5	0,912	*	0,111	(0,077)	*	79,7	0,059	0,112	* 25



**Cuadro 6**  
**Capacidad predictiva individual de factores según valor de h**  
**(cifras relativas a los resultados de los Cuadros 4 y 5)**

Factores Estáticos	h →	RECM (Diciembre 1998 - Julio 2002)				Tasa de Confusión (Diciembre 1998 - Julio 2002)				U de Theil Promedio			
		6	15	18	24	6	15	18	24	6	15	18	24
		1	Todas las Variables	0,998	1,235	1,325	1,698	1,806	0,919	0,878	0,812	0,856	1,135
2	Misceláneo	0,914	1,131	1,543	1,555	1,325	0,912	0,758	0,718	1,017	1,328	1,441	1,472
3	Los 100 mejores indicadores individuales	1,064	1,316	1,280	1,810	1,116	0,768	0,638	0,605	0,983	1,286	1,379	1,457
4	Los 50 mejores indicadores individuales	0,883	1,092	1,321	1,502	0,728	0,601	0,416	0,394	0,901	1,192	1,280	1,344
5	Los 20 mejores indicadores individuales	0,911	1,127	1,566	1,550	0,883	0,608	0,505	0,479	0,974	1,237	1,359	1,538
6	Sector Monetario	1,080	1,336	1,257	1,837	1,080	0,743	0,617	0,585	0,895	1,129	1,227	1,243
7	Política Monetaria	0,867	1,072	1,283	1,475	1,495	1,029	0,855	0,810	0,989	1,289	1,418	1,480
8	Agregados Monetarios, Crédito y Liquidez	0,885	1,094	1,225	1,505	1,116	0,768	0,638	0,605	0,862	1,185	1,266	1,323
9	Agregados Monetarios	0,845	1,045	1,267	1,437	1,178	0,811	0,673	0,638	0,876	1,119	1,209	1,396
10	Agregados Monetarios Nominales	0,874	1,081	1,297	1,487	1,247	0,859	0,713	0,676	0,946	1,200	1,310	1,434
12	Agregados Monetarios en US\$.	0,894	1,106	1,233	1,521	1,388	0,956	0,794	0,752	0,987	1,267	1,368	1,461
13	Tasas de Interés	0,851	1,052	1,230	1,447	0,744	0,712	0,425	0,403	0,940	1,258	1,364	1,370
14	Tasas de Interés en S/.	0,848	1,049	1,232	1,443	0,831	0,672	0,475	0,451	0,916	1,235	1,348	1,401
15	Tasas de Interés en US\$.	0,850	1,051	1,156	1,446	1,374	0,946	0,786	0,745	0,955	1,244	1,345	1,385
16	Empresas Bancarias	0,797	0,986	1,383	1,356	1,351	0,930	0,772	0,732	0,922	1,217	1,297	1,385
17	Sector Externo	0,954	1,180	1,183	1,622	1,143	0,787	0,654	0,620	0,943	1,295	1,422	1,596
19	Exportaciones en US\$	0,816	1,009	1,326	1,388	1,023	0,704	0,585	0,554	0,930	1,240	1,322	1,497
22	Cotizaciones Internacionales	0,915	1,131	1,430	1,556	1,223	0,842	0,699	0,663	0,957	1,307	1,409	1,429
25	Tipo de Cambio, Precios Externos y Otros	0,986	1,220	1,201	1,678	1,209	0,832	0,691	0,655	1,023	1,282	1,390	1,513
28	Sector Real	0,828	1,025	1,206	1,409	1,039	0,716	0,594	0,563	0,928	1,195	1,323	1,435
29	Indicadores de Producción	0,832	1,029	1,355	1,415	1,559	1,073	0,891	0,845	0,903	1,212	1,317	1,383
32	Volúmenes Producidos	0,934	1,156	1,244	1,589	1,514	1,043	0,866	0,821	0,902	1,237	1,322	1,349
43	Gastos	0,858	1,061	1,239	1,459	1,143	0,787	0,654	0,620	0,964	1,255	1,382	1,383
44	Bolsa Valores Lima	0,854	1,057	1,372	1,453	0,930	0,840	0,532	0,504	0,895	1,233	1,365	1,364
45	Índices Bursátiles	0,946	1,170	1,400	1,609	1,060	0,730	0,606	0,575	0,876	1,145	1,258	1,343

<b>Pérdida de Efectividad Promedio</b>	<b>-10%</b>	<b>11%</b>	<b>30%</b>	<b>53%</b>	<b>-18%</b>	<b>18%</b>	<b>33%</b>	<b>37%</b>	<b>-7%</b>	<b>23%</b>	<b>33%</b>	<b>41%</b>
--	-------------	------------	------------	------------	-------------	------------	------------	------------	------------	------------	------------	------------

Factores Dinámicos	h →	RMSE (Diciembre 1998 - Julio 2002)				Tasa de Confusión (Diciembre 1998 - Julio 2002)				U de Theil Promedio							
		6	15	18	24	6	15	18	24	6	15	18	24				
		fd1	Qdin	EmPfin	LME94	LT94	0,880	1,468	1,521	1,386	1,057	1,032	0,664	0,673	0,735	1,302	1,418
fd2	CIN	EmPfin	LME94	LT94	0,895	1,090	1,407	1,177	1,134	1,009	0,804	0,606	0,534	0,865	1,249	1,618	
fd3	LMN	EmPfin	LME94	LT94	BVLmin	0,890	1,838	1,936	1,651	1,169	0,753	0,948	0,673	0,658	1,063	1,321	1,483
fd4	EmPfin	EmPpro	LME94	LT94	0,898	0,985	1,297	1,537	1,170	0,902	0,987	0,475	0,922	1,147	1,393	1,529	
fd5	Qdin	CISPuS94	EmPfin	0,837	1,127	1,557	1,131	1,160	0,714	0,705	0,535	0,768	1,203	1,347	1,526		
fd6	TAMN	TaS	TP30MN	TIPME	0,863	1,185	1,357	1,820	1,147	1,050	0,917	0,535	0,961	1,432	1,362	1,542	
fd7	TAMN	TIPMN	OGAP	TP30MN	0,816	1,065	1,505	1,854	1,141	0,620	0,511	0,606	0,930	1,272	1,391	1,561	
fd8	TIPMN	TaS	TP30MN	TIPME	0,871	0,937	1,456	1,462	1,066	0,924	0,525	0,691	0,530	1,250	1,338	1,778	
fd9	LMN	LT94	BVLban	0,820	1,542	1,599	1,423	1,075	0,766	0,539	0,568	0,845	1,057	1,297	1,457		
fd10	LT94	TAMN	IGBVL	CapS	0,853	0,940	1,329	1,089	1,022	0,903	0,720	0,594	0,824	1,483	1,402	1,879	
fd11	LT94	TAMN	IGBVL	BVLban	0,801	1,297	1,327	1,494	1,172	1,107	0,505	0,561	0,722	1,223	1,397	1,549	
fd12	LT94	TAMN	FEEEx\$	RiesC	0,814	1,083	1,375	1,131	1,107	0,906	0,544	0,594	0,963	1,398	1,312	1,523	
fd13	LT94	TIPMN	TuQCP	IP_TA\$	ICA	0,883	1,005	1,279	1,410	1,105	0,992	0,667	0,475	0,833	1,015	1,277	1,751
fd14	LT94	TOSES	BVLban	CapS	0,838	1,143	1,359	1,619	1,070	0,737	0,558	0,594	0,686	1,082	1,289	1,335	
fd15	TAMN	FEEEx\$	BVLban	CapS	VAFP	0,846	1,004	1,248	1,503	1,075	0,907	0,550	0,832	0,862	1,113	1,268	1,664
fd16	LT94	Qcob	IGBVL	CapS	0,863	1,311	1,319	1,425	1,189	0,759	0,680	0,631	0,683	1,394	1,408	1,894	
fd17	CIN	LT94	BVLban	0,893	1,205	1,383	1,773	1,174	0,795	0,712	0,631	0,857	1,305	1,350	1,755		
fd18	LT94	TAMN	BVLban	BVLmin	0,843	0,993	1,257	1,996	1,164	0,650	0,805	0,606	0,947	1,417	1,421	1,888	
fd19	TP30ME	TEExME	FEEEx\$	EXpla	DI	0,804	1,231	1,233	1,194	1,131	0,720	0,549	0,673	0,538	1,241	1,390	1,570
fd20	EXTVplo	IMCd	IMcomb	Pest	0,889	1,027	1,356	1,135	1,015	0,973	0,642	0,568	0,549	1,280	1,267	1,624	
fd21	CIN	LT94	CISPu\$	LMEen\$	0,894	1,118	1,263	1,066	1,125	0,814	0,509	0,535	0,941	1,226	1,389	1,870	
fd22	EXTVhie	IMI	IVIM	Pplo	IPEX	0,866	0,877	1,266	1,482	1,187	0,703	0,801	0,568	0,612	1,248	1,319	1,592
fd23	EXTmin	EXoro	IMCd	Qarro	0,871	1,147	1,344	1,928	1,021	0,655	0,529	0,617	0,660	1,208	1,353	1,446	
fd24	EXNTO	IM	IMC	Cazu11	Pplo	0,857	1,224	1,246	1,211	1,149	0,682	0,843	0,631	0,770	1,005	1,244	1,653
fd25	EXTVpla	EXNTsme	IVIM	0,900	0,975	1,217	1,500	1,190	0,906	0,768	0,673	0,786	1,201	1,387	1,437		

<b>Pérdida de Efectividad Promedio</b>	<b>-14%</b>	<b>15%</b>	<b>38%</b>	<b>46%</b>	<b>-12%</b>	<b>16%</b>	<b>32%</b>	<b>39%</b>	<b>-24%</b>	<b>22%</b>	<b>34%</b>	<b>63%</b>
--	-------------	------------	------------	------------	-------------	------------	------------	------------	-------------	------------	------------	------------