

monetaria

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

VOLUMEN XXIII, NÚMERO 1, ENERO-MARZO DE 2000

2000

CEMLA

ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et w-
tum*) y Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO

Presidente: Banco Central de la Repú-
blica Argentina, 1998-2000 □ **Miem-
bros:** Banco de México, permanente □
Banco Central del Ecuador, 1998-2002
□ Banco de la República de Haití,
1996-2000 □ Banco Central de la Re-
pública Do-minicana, 1998-2002.

AUDITORÍA EXTERNA

Banco de México

PERSONAL DIRECTIVO

Director general: Sergio Ghigliazza García □
Subdirector general: Luis- Alberto Giorgio
Burzilla □ *Directora de Capacitación:* Jime-
na Carretero Gordon □ *Director de Rela-
ciones internacionales:* Juan-Manuel Ro-
dríguez Sierra

monetaria es una publicación trimestral del Centro de Estudios Monetarios La-
tinoamericanos, Durango n° 54, México, D. F., 06700. ISSN 0185 1136.

monetaria

VOLUMEN XXIII, NÚMERO 1, ENERO-MARZO DE 2000

Richard Dion

1 Modelos indicadores de inflación básica para
Canadá

Bernardita Redondo Gómez

33 ¿Crisis financieras en Costa Rica?

Leonardo Hernández

Oscar Landerretche

85 Afluencias de capital, *booms* de crédito y vulnerabilidad macroeconómica: experiencia de diversos países

Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el criterio del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.

Richard Dion

Modelos indicadores de inflación básica para Canadá

I. INTRODUCCIÓN

En la supervisión del crecimiento del índice de precios al consumidor (IPC, CPI en inglés) en el Banco de Canadá, un importante esfuerzo se dedica a tratar de evaluar los efectos de los choques que afectan a los componentes individuales del precio, a fin de separar los movimientos transitorios de los fundamentales en la inflación. En principio, los modelos indicadores, basados en las propiedades de señalización de las variables observables, podrían desempeñar un papel en el pronóstico de la inflación en el corto plazo. Así como podrían también ayudar a hacer un balance de los riesgos con respecto a los pronósticos de inflación que se basan en factores no observables, tales como la brecha de producción y las expectativas inflacionarias.

Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, la ponencia presentada por R. Dion, funcionario, del Departamento de Investigación, del Banco de Canadá, en la IV Reunión de la Red de investigadores de bancos centrales del Continente Americano, celebrada en Santiago de Chile, el 20 y 21 de octubre de 1999. El autor agradece a sus colegas del Departamento, particularmente a Denise Côté, Irene Ip, David Longworth, Tiff Macklem, Brian O'Reilly, Lise Pichette y Gerald Stuber, sus sugerencias y consejos, así como a Anita Ambroise, Mary Ellen Lee y Jennifer Glahs, su asistencia técnica. Las opiniones expresadas son de R. Dion, ninguna responsabilidad deberá atribuirse por ellas al Banco de Canadá.

Las anteriores investigaciones sobre los indicadores de la inflación no monetaria han estado enfocadas sobre los precios de las materias primas, aunque algunos estudios han examinado la capacidad de una amplia serie de variables nominales y reales para predecir la inflación. La investigación que presentamos en este documento sigue la misma línea de investigación, mediante la comprobación de una gran diversidad de variables observables para observar las propiedades de su indicador anticipado con respecto a la inflación. Un aspecto novedoso de esta investigación consiste en indagar sistemáticamente en busca de indicadores entre los componentes del propio IPC.

Los resultados revelan que varios indicadores contienen información señaladora que podría ser útil con propósitos de monitoreo. Entre ellos están incluidos varios componentes del IPC, el índice de precios de materias primas del Banco de Canadá en dólares estadounidenses, el índice de precios de productos industriales por lo que respecta a los productos eléctricos, los precios promedio para la reventa de viviendas en cuatro grandes ciudades, y la relación de pedidos por despachar a embarques en la industria manufacturera. Los modelos de indicadores estimados en este estudio padecen severas limitaciones, empero, y por esta razón no deben ser usados aisladamente. La confianza en sus pronósticos no debería disminuir ni la importancia de evaluar mediante juicio las implicaciones de nuevos choques que afecten los componentes individuales del precio ni la necesidad de pronosticar la inflación depositando, asimismo, la confianza en modelos que se centran en la evolución de la brecha de producción y otros factores fundamentales que actúan sobre la inflación. En esta fase, y particularmente en el caso de los modelos basados en componentes del IPC, estos modelos de indicadores deben considerarse como experimentales. La supervisión de su desempeño en los pronósticos a lo largo del tiempo deberá mejorar, según esperamos, nuestra comprensión de cómo operan, sus puntos fuertes y sus limitaciones.

El artículo desarrolla el tema como sigue. La segunda sección resume el contenido de la reciente literatura empírica sobre los indicadores de la inflación para Canadá y Estados Unidos. La tercera sección informa sobre las pruebas y modelos de estimación aplicados a alrededor de 80 indicadores potenciales para Canadá. La cuarta sección compara los errores de pronóstico posmuestra de los mejores modelos de dos variables, así como de los pronósticos combinados de los mejores modelos de dos variables en cuanto a los errores originados por un grupo de modelos de índices de referencia. La quinta sección discute las

limitaciones de los modelos indicadores conforme se estiman en el presente estudio. En la sección final se muestran las conclusiones.

II. PRIMEROS HALLAZGOS CON LOS INDICADORES DE INFLACIÓN

El indicador de inflación es una variable observable que ayuda a predecir la inflación presente y futura no observada. Los modelos de inflación sugieren varios indicadores potenciales: precios de materias primas y activos que reaccionan más rápidamente que los precios al consumidor a las condiciones del mercado y a los cambios en las expectativas sobre la inflación; elementos de costos, como por ejemplo índices de precios de venta industriales, salarios, costos por unidad de trabajo y precios de importación; medidas de presión en mercados de producto o trabajo, tales como tasas de capacidad de utilización, la relación de pedidos no despachados/embarques, el coeficiente de empleo y la tasa de desempleo; medidas de supervisión de las expectativas inflacionarias; oferta monetaria y otros indicadores financieros. En Canadá, varios estudios realizados en el Banco de Canadá han examinado las propiedades del indicador anticipado de los agregados de dinero y crédito.

1. Precios de las materias primas

Caramazza, Hostland y Muller (1989) llegaron a la conclusión de que estudios previos habían descubierto que los movimientos de precios de las materias primas contenían información adelantada o anticipada acerca de la inflación en los países del G-7, que esta información era “empíricamente muy pequeña” y que la relación entre los movimientos de los precios de las materias primas y la inflación tendía a hacerse inestable a lo largo del tiempo. Usando análisis de correlación de retraso anticipado y pruebas de causalidad Granger, demostraron que el movimiento en los precios en el índice de precios de materias primas del Banco de Canadá (IPBC) contenía información anticipada acerca del crecimiento trimestral en el deflactor del producto interno bruto (PIB) canadiense para el período 1964-1987. Esta información, aunque no determinó apenas mejoría en los pronósticos de inflación autorregresivos en un horizonte de trimestre anticipado, resultó más útil en el horizonte de cuatro trimestres anticipados. Hubo poca evidencia para Canadá

de pérdida de contenido de información de precios de materias primas en los años ochenta, con relación a los setenta, contrariamente a la encontrada para los países del G-7 en su conjunto.

Más recientemente, Garner (1995) averiguó que los índices de materias primas de la Oficina de Investigación de Materias Primas (OIMP) y el *Journal of Commerce* tendían a anticipar el ciclo de inflación del IPC de Estados Unidos, aunque con fluctuaciones erráticas que podían resultar potencialmente engañosas al tratar de pronosticar puntos de cambio en la inflación. Para el período 1983-94, el índice de precios de las materias primas tampoco añadió información predictiva a un modelo de regresión que contenía información retrasada y cierta medida de atonía. Mediante el empleo de modelos de variable de vector autorregresivo (VAR), Blomberg y Harris (1995) encontraron que la capacidad de todos los índices tradicionales de precios de las materias primas para predecir cambios a corto plazo en la inflación básica del IPC de Estados Unidos disminuía considerablemente a partir de mediados de los años ochenta. La pérdida fue particularmente grande para aquellos precios de materias primas que resultan influenciados primariamente por las demandas de insumo (materiales industriales). Alegaron también que ninguno de los canales a través de los cuales los precios de las materias primas señalan una inflación más generalizada estaban operando tan bien como previamente había sido el caso: las materias primas se han vuelto menos importantes como insumo de la producción, algunas de las señales de inflación provenientes de los precios de las materias primas pueden ser esterilizados mediante una política monetaria compensatoria, y las materias primas se han tornado menos populares como cobertura de la inflación. Furlong e Ingénito (1996) también descubrieron, mediante las VAR de dos variables, que los precios de las materias primas (índice OIMP) han perdido considerable poder de predicción con respecto a la inflación del IPC, desde principios de los años ochenta. Las VAR multivariantes que incorporan la brecha del desempleo, el tipo de cambio del dólar estadounidense, la tasa de fondos federales y el precio *spot* o de entrega inmediata del petróleo crudo mostraba que los precios de las materias primas excluido el petróleo han tenido estadísticamente una relación algo más robusta con la inflación en el período 1983-94, que en el de 1973-83, pero que el contenido de información agregada en los precios de las materias primas era limitado.

2. Precios del productor

Sería de esperar que la cadena de producción y ventas enlazase los movimientos en los precios del productor a subsecuentes movimientos en los precios de consumo. Sin embargo, diferencias conceptuales entre las dos series de precios debilitan sus vínculos. El IPC cubre los precios de los servicios y refleja los efectos de los impuestos a las ventas, en contraste con los precios del productor, que excluyen estos elementos. Los precios al consumidor reflejan los precios de importación, mientras que los precios agregados del sector manufacturero incorporan los bienes destinados a mercados extranjeros. Los cambios en los precios al consumidor pueden desviarse de los cambios en los precios del productor para bienes terminados, por las variaciones en los márgenes del menudeo, mayoreo y transporte. En el seno de la producción en cadena, las mejoras de productividad, variaciones en los precios del trabajo y el capital, y en la marcación de los precios del producto por encima de los costos, pueden afectar el grado de presiones de costos que se originan en los cambios de los precios de los insumos. Así, la respuesta de los precios de consumo a diversos precios del productor a lo largo de la cadena de producción y ventas puede variar considerablemente en el tiempo.

Agregando los cambios en la tasa de crecimiento del índice de precios de productos industriales (IPPI) a la lista de regresores en una curva Phillips destinada a explicar los cambios en la inflación básica durante el período que va de 1968₄ a 1988₄ (año y trimestre), Laflèche (1994) encontró que la variable del IPPI tenía un signo positivo significativo, particularmente si los cambios de la variable para el precio del petróleo crudo, ya incluidos en la curva Phillips, eran excluidos. La elasticidad a largo plazo venía a ser entre 0.10 y 0.15.

Davies (1997) comparó el tiempo y el tamaño de los cambios mensuales en los precios al consumidor para bienes individuales y duraderos, semiduraderos y no duraderos como grupos, con el tiempo y el tamaño en los cambios mensuales de precios manufactureros comparables durante el período 1982-93. Para los duraderos en general, alrededor de un cuarto del cambio mensual en el IPC puede relacionarse con el cambio mensual en los precios de manufacturas correspondientes con el retraso de un mes. Para los semiduraderos, alrededor de la mitad del cambio en el IPC parece ir asociado con el cambio en los precios de las manufacturas, nuevamente con un mes de retraso. Finalmente, por lo que respecta a los no duraderos, alrededor de

un tercio del cambio en el IPC puede ser adscrito al cambio en los precios de las manufacturas, pero sin retraso.

En lo que concierne a Estados Unidos, Blomberg y Harris (1995) encontraron que el índice de precios del productor (IPP) para bienes terminados no ayudó en nada a la predicción de cambios en la inflación básica de IPC durante el período 1987-1994. Clark (1995) llegó a conclusiones aproximadamente similares: añadiendo información del IPP a la VAR, que ya incluía el crecimiento del PIB, la tasa de bonos de la Tesorería y el crecimiento de los salarios, pudo determinar un empeoramiento de los pronósticos de la inflación básica durante los períodos de 1986-89 y 1991-94.

3. Costos por unidad laboral

Recientes estudios en Estados Unidos presentaron resultados mezclados acerca de las propiedades del indicador anticipado de los costos por unidad laboral o de mano de obra. Emery y Chang (1996) realizaron un muestreo de pruebas de causalidad que indicaron que con anterioridad a 1980, las tasas de crecimiento retrasadas de los costos por unidad laboral en el sector de empresas no agrícolas ofrecían información sobre inflación básica, pero no para la inflación global del IPC. Después de 1980, esta información se desvaneció. Lo que es más, los modelos de corrección de error que incluían costos por unidad de mano de obra generalmente corrieron peor suerte que los modelos univariados en los pronósticos posmuestra de la inflación del IPC y la inflación básica durante el período 1990-94.

Lown y Rich (1997), por otra parte, encontraron que la inclusión en una curva Phillips de tasas de crecimiento retrasadas de costos de unidad de mano de obra en el sector de empresas no agrícolas impedía que el modelo se viniera abajo a partir de fines de 1993. La curva Phillips enriquecida rastreó la inflación básica del IPC con mucha mayor exactitud que la tradicional durante el período 1992-96 y no mostró evidencia alguna significativa de inestabilidad.

4. Utilización de capacidad

Con el uso de datos provenientes de 15 países de la OCDE, Koch y Nadal-Vicens (1996) se hicieron la siguiente pregunta: "¿Provee la utilización de capacidad del sector manufacturero alguna señal sobre la inflación futura, aparte de la información proporcionada por medidas de presión inflacionaria que abar-

can toda la economía?”. Los resultados de las VAR, incluida la inflación básica del IPC, una medida oficial de la capacidad de utilización en el sector manufacturero, así como de las desviaciones del PIB y de la tasa de desempleo de sus respectivas tendencias Hodrick-Prescott, revelaron que las presiones de capacidad proveen una señal acerca del futuro de la inflación en el nivel de 5% para Canadá, Estados Unidos, Japón y Alemania.

Con base en una curva de precios Phillips que usa utilización de capacidad industrial retrasada como medida de la atonía de la economía, Emery y Chang (1997) encontraron evidencia de que la tasa de utilización de capacidad industrial poseía un significativo poder de predicción para los cambios en la inflación del IPC de Estados Unidos antes de 1983, pero ninguno en absoluto para el período 1983-96. Entonces especularon que esta pérdida de poder podría deberse a problemas de defecto de medición, una incrementada economía global, o la reacción compensatoria de la política monetaria.

Stock y Watson (1998), por su parte encontraron que la tasa de utilización de la capacidad en el sector manufacturero tenía un mejor desempeño que la tasa de desempleo como medida de atonía en la curva Phillips de precios para Estados Unidos, hallazgo que se mantuvo uniformemente a través de las series de precio y períodos de muestreo. Con base en las tasas de utilización de capacidad se llegó a pronósticos de inflación fuera de muestreo inferiores tanto en el período de 1970-83 como en el de 1984-96.

5. Agregados monetarios

Hostland, Poloz y Storer (1988) compararon la información sobre agregados monetarios alternativos con respecto al PIB real, el PIB nominal y el deflactor del PIB para Canadá durante el período 1971-85. Con este propósito, utilizaban modelos indicadores de una sola ecuación, que explican el crecimiento de la producción o la inflación de precios en términos de sus valores retrasados y movimientos en agregados monetarios. Encontraron significativa información anticipada en los agregados monetarios. En particular, establecieron que el agregado monetario M_2 era un buen indicador contemporáneo y anticipado de los precios.

Como parte de su extensivo estudio de las propiedades del indicador anticipado de las variables financieras con respecto a las medidas de gasto nominal, producción real y precios para

Canadá, Muller (1990) encontró que los agregados monetarios y crediticios, en particular el agregado monetario M_2 , contenían información útil para predecir la inflación de precios, incluida la inflación del IPC, durante los ochenta. Con este propósito, utilizó modelos indicadores de una sola ecuación, que explican la inflación en términos de sus valores y movimientos retrasados en las variables financieras.

Armour *et al.* (1996) usaron un modelo de vector corrector de error (MVCE) desarrollado por Hendry (1995) para pronosticar la inflación de IPC en Canadá. Este MVCE está enfocado en los efectos de las desviaciones del agregado monetario M_1 de su demanda a largo plazo en la tasa de inflación. El modelo también incluye, además de las variables endógenas retrasadas, una tasa de interés a corto plazo en Estados Unidos, el tipo de cambio Canadá-Estados Unidos, y una medida simple de la brecha de producción. Los autores hallaron que el MVCE y, en particular, las desviaciones del M_1 de su demanda a largo plazo, proporcionaban significativa información anticipada acerca de la inflación.

III. MODELOS INDICADORES DE INFLACIÓN BÁSICA PARA CANADÁ

Este estudio va enfocado a la inflación básica, definida para el propósito de este ejercicio como el cambio trimestral a una tasa anual en el IPC estacionalmente ajustado, excluidos alimentos, energía y el efecto de los impuestos indirectos. Considera una serie de indicadores para pronosticar la inflación básica: índices de precios del Banco de Canadá sobre materias primas en dólares estadounidenses (IPBC); índices de precios del Banco de Canadá en dólares canadienses; precios de la reventa de viviendas en las principales ciudades; índices de precios de los productos industriales (IPPI); nuevos acuerdos de salarios progresivos; todos los acuerdos de salarios en vigor;¹ costos por unidad de mano de obra; la tasa de desempleo y relación empleo/población; tasas de

¹ Los nuevos acuerdos de salarios vigentes representan la media ponderada de los tipos de cambio promedios año tras año durante la vida del contrato en las tasas de salario básicas para todos los empleados cubiertos por acuerdos colectivos negociados, nuevos y vigentes, respectivamente. Los nuevos acuerdos de salarios, y en menor medida los acuerdos de salarios vigentes transmiten hasta cierto punto los cambios de salarios futuros, más bien que los cambios pasados o actuales. La elección de estas variables "salariales", para este estudio refleja la falta de series cronológicas dignas de confianza acerca de los movimientos de salarios subyacentes.

utilización de capacidad (TUC); y, relación de pedidos no despachados/embarques de manufacturas, en ambos casos excluido e incluido el volátil componente aeronaves. Asimismo comprueba el efecto señalador de más de 40 componentes² del IPC, estacionalmente ajustados cuando se considera apropiado. En principio, la relación entre los cambios anticipados en los componentes individuales del índice de precios al consumidor y la inflación corriente podría ser positiva o negativa. Cuando la inflación es baja y estable, sería de esperar que hubiese más casos de correlación negativa significativa entre pasados movimientos de los componentes individuales del IPC y la inflación básica corriente, que cuando es elevada y no estacionaria. Los ochenta indicadores potenciales aparecen en el lado izquierdo de los cuadros 1A y 1B.

Nuestra estimación de modelo y comprobación de indicadores se aplica a datos que corresponden sólo a mediados de los años ochenta, por dos razones. El empleo de datos con anterioridad a mediados de los ochenta excluiría varios indicadores potencialmente útiles por ausencia de datos. Lo que es más, en el interés de la simplicidad y estabilidad del modelo, parece prudente no combinar en el mismo período de estimación regímenes con diferentes características con respecto a la presencia o ausencia en los mismos de raíz unitaria en el proceso de inflación. El trabajo de Ricketts y Rose (1995), y Fillion y Léonard (1997), así como la inspección visual de los datos sugiere que el período 1984-98 comprende dos regímenes, cada uno de los cuales se caracteriza por un diferente nivel promedio de inflación básica y por el hecho de que la inflación básica tiende a revertir a este promedio a lo largo del tiempo, en contraste con el período de 1974-82, cuando se encontró una raíz unitaria en la inflación.

Como aparece en los cuadros 1A y 1B, las pruebas de raíz unitaria aplicadas a la inflación básica durante el período 1984-1998₁ aceptan marginalmente la hipótesis nula de una raíz unitaria, supuestamente porque no pueden discriminar entre las manifestaciones de una raíz unitaria y las de un cambio en la inflación promedio.³ Varios IPC, IPPI y series de costos unitarios

² Incluyen precios en diferentes niveles de agregación: por ejemplo, tanto ropa, uno de los 54 componentes del IPC, como ropa de hombre, un subcomponente, son sometidos a prueba. Los componentes alimenticios y energéticos del IPC no son comprobados en este estudio.

³ Perron (1990) mostró que las pruebas de integración pueden ser sesgadas para apoyar estadísticamente la hipótesis de raíz unitaria, cuando se aplica a series con promedios cambiantes.

de mano de obra, expresadas en primeras diferencias en el logaritmo, así como en acuerdos de salarios y medidas de presión en los mercados de trabajo y productos, parecen todos tener raíz unitaria, según la prueba Aumentada Dickey-Fuller (ADF).⁴ De nuevo, estos resultados deben tomarse con ciertas reservas, ya que los movimientos de varias de estas series de precios y costos pueden exhibir la clase de cambio en el promedio que exhibe la inflación básica. Lo que es más, los errores que serían generados por modelos que ligasen la inflación básica con estas supuestas variables no estacionarias podrían a su vez ser $I(0)$ debidas a cointegración o al hecho de que los retrasos distribuidos sobre las variables pueden efectivamente equivaler a diferenciarlas, en consecuencia a hacerlas $I(0)$. Finalmente, la prueba Phillips-Perron (PP) conduce a un universal rechazo de la hipótesis de raíz unitaria, excepto para los acuerdos de salarios y las variables de presión de mercado.

Los resultados inciertos y las implicaciones de las pruebas de raíz unitaria sugieren la comprobación de los indicadores bajo tres escenarios. El primero liga la inflación básica ($\Delta lcpixfet$) a la primera diferencia de las supuestas $I(1)$ series nominales ($INDIC_j, j = 1 \dots m$).

La segunda relaciona la inflación básica a la segunda diferencia de la supuestas $I(2)$ series nominales y a la primera diferencia $I(1)$ de las variables de presión del mercado ($\Delta INDIC_j, j = 1 \dots n$).

La tercera liga la primera diferencia de la inflación básica ($\Delta^2 lcpixfet$) a la primera diferencia de las supuestas $I(1)$ series nominales y la primera diferencia $I(1)$ de las variables de presión del mercado ($\Delta INDIC_j, j = 1 \dots n$).

Este estudio informa acerca del desempeño de los pronósticos de cada indicador bajo un solo escenario para cada uno de dos horizontes: un trimestre anticipado y dos trimestres anticipados. La selección de un escenario particular depende de su desempeño en el pronóstico posmuestra relativo a escenarios en competencia. En el caso de los acuerdos salariales y las variables de presión de mercado, la elección está entre los escenarios 2 y 3, dado que estas variables son inequívocamente $I(1)$.⁵

⁴ Adviértase que estos resultados se aplican a una especificación que excluye la tendencia tiempo. La regresión de la primera diferencia de inflación básica y las otras variables en término constante da por resultado un coeficiente que no es significativamente diferente de cero, lo que implica la ausencia de persistentes tendencias en las variables.

⁵ La posibilidad de que estas variables podrían ser cointegradas con la inflación básica es ignorada.

Vale la pena hacer notar la comprobación de las variables de presión del mercado en el contexto de los modelos indicadores, necesariamente deja fuera los inobservables equilibrios de valores, y que al hacerlo así reduce su potencia como medida de brecha en los mercados de trabajo y producto, a menos que estas variables sean estacionarias, lo que no es el caso aquí. Los retrasos distribuidos en estas variables, ya sean en nivel o en forma de primera diferencia, implícitamente imponen una combinación de valores pasados de estas variables como el nivel de equilibrio, y en consecuencia implica cierta histéresis.

Una selección preliminar de los indicadores implicaba realizar pruebas de la causalidad Granger en cada uno de los tres escenarios, a fin de ver si los valores retrasados de un indicador particular proporcionaban información útil para explicar la inflación básica en mayor medida que la ya incorporada en los valores retrasados de la propia inflación básica y la tendencia temporal. Tanto el *Akaike Information Criteria* como el *Schwarz Information Criteria* señalaron un retraso de longitud 3 para el nivel de inflación básica y de 2 para su primera diferencia. Para los indicadores, la longitud del retraso oscilaba de 6 a 1 secuencialmente. Un indicador era descartado si la hipótesis nula cuyos coeficientes son cero no podía ser rechazado a alrededor del de nivel de 5% de significación para todas las secuencias de retraso.

Una primera serie de modelos indicadores tiene por objeto pronosticar la inflación básica por *un período anticipado* con las siguientes especificaciones:

Primer escenario:

$$\Delta lcpixfet_{j,t} = c_1 \cdot D3 + c_2 \cdot D4 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \cdot \Delta lcpixfet_{j,t-i} + \sum_{i=1}^{k_j} \beta_{ij} \cdot INDIC_{j,t-i} + \varepsilon_{j,t}$$

$$j = 1 \dots m$$

Segundo escenario:

$$\Delta lcpixfet_{j,t} = c_1 \cdot D3 + c_2 \cdot D4 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \cdot \Delta lcpixfet_{j,t-i} + \sum_{i=1}^{k_j} \beta_{ij} \cdot \Delta INDIC_{j,t-i} + \varepsilon_{j,t}$$

$$j = 1 \dots n$$

Tercer escenario:

$$\Delta^2 lcpixfet_{j,t} = c_1 \cdot D3 + c_2 \cdot D4 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \cdot \Delta^2 lcpixfet_{j,t-i} + \sum_{i=1}^{k_j} \beta_{ij} \cdot INDIC_{j,t-i} + \varepsilon_{j,t}$$

$$j = 1 \dots m$$

$$\Delta^2 lcpixfet_{j,t} = c_1 \cdot D3 + c_2 \cdot D4 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \cdot \Delta^2 lcpixfet_{j,t-i} + \sum_{i=1}^{k_j} \beta_{ij} \cdot \Delta INDIC_{j,t-i} + \varepsilon_{j,t}$$

$$j = 1 \dots n$$

con la k variando entre 1 y 6 y j como referencia ya sea a m componentes potencialmente $I(0)$ o a n componentes potencialmente $I(0)$. Las variables ficticias $D3$ y $D4$, tomadas de Fillion y Léonard, implican la captura parcial del cambio en la inflación promedio que ocurre durante el período estimado. A lo largo del período de muestra que comienza en 1984, $D3$ y $D4$ asumen valores de uno y cero, respectivamente, hasta mediados de 1991 y valores de cero y uno respectivamente, después de 1992₄. En el período de transición entre mediados de 1991 y fines de 1992, $D3$ disminuye gradualmente y $D4$ aumenta hasta el punto de mantenerse la suma de $D3$ y $D4$ como igual a uno.

La segunda serie de modelos se propone pronosticar la inflación básica en *dos períodos anticipados*, con las siguientes especificaciones:

Primer escenario:

$$\Delta lcpixfet_{j,t} = c_1 \cdot D3 + c_2 \cdot D4 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \cdot \Delta lcpixfet_{j,t-i} + \sum_{i=2}^{k_j+1} \beta_{ij} \cdot INDIC_{j,t-i} + \varepsilon_{j,t}$$

$$j = 1 \dots m$$

Segundo escenario:

$$\Delta lcpixfet_{j,t} = c_1 \cdot D3 + c_2 \cdot D4 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \cdot \Delta lcpixfet_{j,t-i} + \sum_{i=2}^{k_j+1} \beta_{ij} \cdot \Delta INDIC_{j,t-i} + \varepsilon_{j,t}$$

$$j = 1 \dots n$$

Tercer escenario:

$$\Delta^2 lcpixfet_{j,t} = c_1 \cdot D3 + c_2 \cdot D4 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \cdot \Delta^2 lcpixfet_{j,t-i} + \sum_{i=2}^{k_j+1} \beta_{ij} \cdot INDIC_{j,t-i} + \varepsilon_{j,t}$$

$$j = 1 \dots m$$

$$\Delta^2 lcpixfet_{j,t} = c_1 \cdot D3 + c_2 \cdot D4 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \cdot \Delta^2 lcpixfet_{j,t-i} + \sum_{i=2}^{k_j+1} \beta_{ij} \cdot \Delta INDIC_{j,t-i} + \varepsilon_{j,t}$$

$$j = 1 \dots n$$

Para pronosticar la inflación básica actual, cada uno de estos modelos se apoya en valores corrientes retrasados dos trimestres o más y en el pronóstico de la variable dependiente del último trimestre, que fue generado por el correspondiente mode-

lo con pronóstico anticipado un trimestre. En el primer escenario, por ejemplo, el pronóstico toma $\alpha_1 \cdot \Delta lcpixfet^F_{t-1}$ en lugar de $\alpha_1 \cdot \Delta lcpixfet_{t-1}$. Este procedimiento asegura que no se use más información de la que hay disponible en un contexto de monitoreo.

La estimación de los modelos pronosticadores abarca de alrededor de mediados de 1984 al 1994₄. Las simulaciones estáticas posmuestra se realizaron desde 1995₁ hasta 1999₁, con errores de raíz cuadrada media (ERCM) calculados para varios subperíodos. Cinco pronósticos proporcionan niveles de referencia con propósitos de comparación. El primero es un pronóstico “ingenuo” sin cambio en la inflación básica: los ERCM para tal pronóstico es el denominador clásico de la estadística Theil U. El segundo es también un pronóstico ingenuo, pero de no desviación de la inflación básica corriente del retrasado CPIX, que es una medida estadística de la tendencia inflacionaria, calculada por el Banco de Canadá. Esta medida excluye a los ocho componentes más volátiles del IPC a lo largo de la historia y el efecto de los cambios sobre los impuestos indirectos⁶ en los restantes componentes. El tercer nivel de referencia es un pronóstico para un modelo autorregresivo de la inflación básica:

$$\Delta lcpixfet_t = c_1 \cdot D3 + c_2 \cdot D4 + \sum_{j=1}^3 \alpha_j \cdot \Delta lcpixfet_{t-j} + \varepsilon_t$$

El cuarto y quinto pronósticos han sido extraídos de la curva Phillips del modelo de inflación básica de Fillion-Léonard (1997). El modelo permite cambios en el régimen inflacionario a lo largo del tiempo, con base en los resultados empíricos obtenidos de un modelo Markov de cambio de régimen de la inflación básica. En el primer escenario, el modelo Fillion-Léonard se estima una sola vez, para el período 1968₁-94₄ y con la renovación cada trimestre de las simulaciones dinámicas durante un horizonte de dos trimestres se generan pronósticos estáticos de un trimestre anticipado y pronósticos dinámicos de dos trimestres anticipados durante el período 1995₁-99₁. En un segundo escenario, cada trimestre agrega una observación al período de estimación que se inicia con 1968₁-94₃, de modo que no sólo los nuevos datos, sino también las nuevas estimaciones contribuyen a nuevos pronósticos de un trimestre y dos trimestres anticipados cada trimestre durante el período 1995₁-99₁.

⁶ Para mayores detalles sobre la construcción y propiedades del CPIX, véase Laflèche (1997) y Johnson (1999).

IV. DESEMPEÑO PRONOSTICADOR DE MODELOS INDICADORES

Para cada indicador, los cuadros 1A y 1B compilan los pronósticos del mejor trimestre anticipado y los dos trimestres anticipados de los escenarios en competencia, con base en sus errores posmuestra de raíz cuadrada media. Al comprobar los modelos indicadores de inflación para Estados Unidos, Cecchetti (1995) encontró que “en todo caso, aunque un modelo que se ajuste bien al muestreo no nos dice virtualmente nada acerca de su capacidad de pronóstico fuera de muestra” (p. 12), por lo que el enfoque de este estudio es sobre los resultados posmuestra, y ello sobre un período suficientemente largo de tiempo para poder juzgar su consistencia. Dos columnas identifican el escenario para cada modelo seleccionado. Como la selección de modelos para pronósticos de dos trimestres anticipados es independiente del pronóstico para un trimestre anticipado, resulta que en el caso de unos cuantos indicadores, el par de modelos seleccionados pertenece a diferentes escenarios. En general, sin embargo, los mejores modelos pronosticadores para cada horizonte se encuentran en el primer escenario.

1. Pronósticos de dos variables

En cada horizonte, los ERCM aparecen para 5 períodos: 1995₁-99₁, 1995₁-99₁*, el cual excluye las observaciones estadísticas no homogéneas en valor con las otras del modelo 1997₃, 1997₄ y 1999₁, 1995₁-97₁, 1997₂-99₁, y 1997₂-99₁*, que nuevamente excluye 1997₃, 1997₄ y 1999₁.⁷ Se precisan ahora unas cuantas observaciones de tipo general sobre el desempeño pronosticador de los modelos. Los ERCM tienden a ser más bajos en el horizonte de un trimestre anticipado que en el horizonte de dos trimestres anticipados, pero sólo en medida modesta. También tienden a ser más bajos para el período 1995₁-97₁ que para el de 1997₂-99₁, pero únicamente porque este incluye las observaciones estadísticas no homogéneas. De hecho, la mayoría de los modelos alcanza su mejor desempeño en ambos horizontes durante el período 1997₂-99₁*, mucho más allá del final del período de estimación. Finalmente, varios modelos indicadores superan el desempeño del modelo autorregresivo, las dos versiones de la curva Phillips de Fillion-Léonard y los modelos ingenuos, en ambos horizontes, y en virtualmente cada subpe-

⁷ El perfil de la inflación básica puede verse en el cuadro 3.

riodo. Adviértase que entre estos modelos de nivel de referencia, el modelo autorregresivo se desempeña mejor en ambos horizontes. Admite una más rica dinámica que los modelos ingenuos y, en regímenes de inflación básica estacionaria-media, estas dinámicas parecen ser más robustas que las de la curva Phillips de Fillion-Léonard.

Algunos de los indicadores que mejor se desempeñan incluyen el índice de precios de materias primas del Banco de Canadá en dólares de Estados Unidos, el IPPI para los productos eléctricos, los precios promedio de reventa de viviendas en cuatro grandes ciudades, y la relación de pedidos no despachados/embarques de manufacturas. El mercado de trabajo y las variables de utilización de capacidad se desempeñan bastante bien en los pronósticos de un trimestre anticipado si se excluyen las observaciones estadísticas no homogéneas. En el horizonte de dos trimestres anticipados, sin embargo, conducen a una considerable sobrepredicción de la inflación durante el período 1997₂-99₁.

Varios componentes del IPC parecen contener información útil para predecir inflación básica uno o dos trimestres anticipados. Entre los más útiles para predecir figuran ropa de vestir, cuidado a la salud, aprovisionamientos para el cuidado personal, mantenimiento para los propietarios de casas, y reparación y compra de vehículos recreativos. La última, con signo positivo, parece anticipar los siguientes movimientos de la inflación básica, mientras que las cuatro primeras parecen operar señalando las cercanas reversiones en la dirección de la inflación básica, puesto que tienen signos negativos en ambos horizontes. Con cierta sorpresa, se observa que el "regulado" IPC,⁸ también con signo negativo en ambos horizontes, resulta ser de los mejores indicadores, particularmente en el horizonte de dos trimestres anticipados.

Es posible preguntarse si una parte de la capacidad pronosticadora de los componentes del IPC se origina en su aptitud para pronosticarse a sí mismos, dado que por construcción forman parte de los precios básicos. Esto resulta sumamente dudoso, porque la capacidad para pronosticar de los componentes del IPC no está relacionada a su ponderación en los precios básicos. La ropa de hombre, por ejemplo, predice con la misma precisión

⁸ El IPC "regulado" comprende los componentes cuyos precios son impuestos por los gobiernos o sujetos a revisión o regulación gubernamental: por ejemplo, honorarios por enseñanza, electricidad, impuestos a la propiedad, cablevisión y bebidas alcohólicas. El IPC regulado representa alrededor del 20% del IPC total.

Productos químicos para el hogar	0.2411	0	2	0.64	0.47	0.48	0.78	0.45	1	0.63	0.52	0.58	0.68	0.39
Papel, plástico, provisiones de papel estaño	0.0014	0.027	1						1					
Muebles y tejidos para el hogar	0.345	0	1	0.64	0.56	0.65	0.63	0.35	1	0.71	0.58	0.66	0.76	0.42
Otros muebles	0.4565	0												
Equipo para el hogar	0	0.006	1	0.66	0.53	0.6	0.72	0.35	1	0.71	0.56	0.42	0.94	0.76
Aparatos para el hogar	0.4803	0.001	2	0.67	0.48	0.48	0.83	0.49	1	0.64	0.55	0.56	0.73	0.52
Servicios relacionados con accesorios para el hogar	0.0193	0.001	1	0.67	0.62	0.65	0.69	0.56	1	0.7	0.66	0.7	0.7	0.59
Ropa	0	0.001	1	0.47	0.42	0.49	0.45	0.24	1	0.61	0.5	0.54	0.68	0.41
Ropa de mujer	0.0015	0												
Ropa de hombre	0.2875	0.003	1	0.45	0.42	0.48	0.42	0.3	1	0.61	0.46	0.49	0.72	0.39
Ropa de niño	0.0022	0.001	1	0.46	0.38	0.41	0.5	0.31	1	0.64	0.53	0.6	0.68	0.38
Calzado	0.0017	0	1	0.68	0.53	0.61	0.75	0.34	3	0.68	0.58	0.64	0.71	0.44
Servicios de limpieza	0.0805	0	1	0.67	0.57	0.66	0.69	0.33	1	0.69	0.51	0.55	0.82	0.42
Servicios de lavandería	0.0098	0.012	1	0.68	0.64	0.63	0.74	0.65	1	0.7	0.68	0.71	0.68	0.62
Transportación local y a distancia	0.0642	0.002	1	0.71	0.54	0.55	0.86	0.51	3	0.62	0.51	0.59	0.64	0.33
Transportación aérea	0	0.001	1	0.64	0.61	0.73	0.53	0.32	1	0.68	0.67	0.8	0.51	0.31
Transportación interurbana	0	0.001	1	0.62	0.58	0.7	0.51	0.29	3	0.62	0.58	0.67	0.56	0.38
Cuidados de salud	0.2592	0.045	1	0.51	0.44	0.5	0.52	0.3	1	0.62	0.52	0.55	0.69	0.45
Productos medicinales y farmacéuticos	0.4261	0.028	1	0.6	0.54	0.6	0.59	0.39	1	0.67	0.63	0.74	0.57	0.36
Cuidados dentales	0.4623	0.001	2	0.64	0.47	0.48	0.78	0.45	3	0.78	0.61	0.71	0.84	0.36
Provisiones para cuidados personales	0	0.001	1	0.53	0.43	0.45	0.6	0.4	1	0.54	0.43	0.47	0.61	0.36

(sigue)

CUADRO 1 A (concluye)

Modelo	Errores estáticos pronosticados posmuestra (errores al cuadrado de raíz media)													
	Pruebas de variabilidad de raíz unitaria valor-p						Dos trimestres anticipados							
	ADF	PP	Esce-	95 ₁ -99 ₁	95 ₁ -99 ₁ *	95 ₁ -99 ₁ *	95 ₁ -97 ₁	97 ₂ -99 ₁	97 ₂ -99 ₁ *	Esce-	95 ₁ -99 ₁	95 ₁ -99 ₁ *	95 ₁ -97 ₁	97 ₂ -99 ₁
			nario							nario				
Servicios para cuidados personales	0	0.001	1	0.62	0.49	0.57	0.67	0.26	1	0.74	0.57	0.64	0.83	0.39
Preparaciones cosméticas y de tocador	0	0.001	1	0.53	0.44	0.44	0.61	0.44	1	0.74	0.57	0.64	0.83	0.39
Alojamientos para viajero	0.3328	0.001	2	1.03	0.92	0.92	1.15	0.92	3	1.45	1.16	1.17	1.7	1.13
Equipo y servicios de entretenimiento en el hogar	0.0177	0.001	1	0.62	0.48	0.48	0.75	0.52	1	0.63	0.52	0.46	0.77	0.61
Compra de vehículos recreativos	0.0558	0.001	1	0.47	0.42	0.48	0.47	0.28	1	0.61	0.32	0.35	0.8	0.26
Equipo y servicios recreativos	0.0382	0.002	1	0.75	0.79	0.85	0.63	0.68	1	0.67	0.72	0.81	0.46	0.52
Excursiones y viajes	0	0.001	1	0.72	0.71	0.69	0.76	0.75	1	0.63	0.58	0.67	0.59	0.36
Cablevisión y TV pagada	0	0	1	1.05	0.87	0.93	1.16	0.75	1	0.94	0.69	0.78	1	0.49
Material de lectura y otro impreso	0	0.002	3	0.7	0.62	0.69	0.7	0.45	3	0.65	0.52	0.55	0.74	0.47
Bebidas alcohólicas servidas	0	0.001	1	0.67	0.44	0.46	0.85	0.39	1	0.66	0.42	0.46	0.83	0.33
Bebida alcohólica comprada en tiendas	0.2656	0.005	2	0.69	0.5	0.48	0.87	0.52						
IPC regulado	0.1294	0.011	1	0.56	0.48	0.5	0.62	0.45	1	0.53	0.37	0.35	0.68	0.41
Compra y alquiler de automóviles y camiones	0	0.002	3	0.64	0.57	0.62	0.66	0.45	3	0.66	0.54	0.59	0.73	0.43
Renta de vehículos automotores	0	0.002	1	0.59	0.5	0.54	0.64	0.41	1	0.63	0.56	0.64	0.63	0.39

que si se tratara de toda la ropa en su conjunto y, por su parte, los aprovisionamientos para el cuidado personal, aunque un componente muy pequeño, es uno de los mejores para predecir.

2. Pronósticos multivariados

Depender de un solo indicador para monitorear la inflación básica, por muy buena y estable que sea su desempeño en la predicción, implica correr el riesgo de grandes errores de cuando en cuando, como resultado de choques idiosincrásicos de este indicador. Combinando varios pronósticos de dos variables, que reflejan una cartera de choques idiosincrásicos puede contribuir a reducir estos riesgos. La media o el promedio de una serie de pronósticos de dos variables proporciona precisamente ese procedimiento combinado. Alternativamente, la ponderación de cada pronóstico de dos variables (ω_i) puede ser determinada por regresión:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^n \omega_i f_{it} + \varepsilon_t,$$

donde f_{it} se refiere al pronóstico de inflación en el tiempo t (π_t) por el modelo indicador i . Stock y Watson (1998) calculan que la estimación OLS de esta ecuación generalmente produce malos resultados a medida que n crece. Propusieron, en cambio, obtener las ponderaciones de una regresión de cresta modificada⁹ estimadora del vector $\omega = (\omega_1 \dots \omega_n)'$, que escriben como:

$$\hat{\omega}_{rr} = \left(cI_n + \sum_{s=1}^t F_s F_s' \right)^{-1} \left(\sum_{s=1}^t F_s \pi_s + c/n \right)$$

donde $F_s = (f_{1,s} \dots f_{n,s})'$ y $c = k \cdot TR \left(n^{-1} \sum_{s=1}^t F_s F_s' \right)$

El parámetro k determina el grado en que las ponderaciones difieren una de otra. Con $k = 10$, son casi idénticas, de modo que el procedimiento de combinación efectivamente rinde un promedio no ponderado. A medida que k cae, la varianza de las

⁹ En un contexto más general, el método de regresión de cresta ofrece una solución puramente estadística al problema de multicolinealidad. La solución que propone al problema de una matriz $X'X$ que es casi singular cuando la multicolinealidad es seria consiste en multiplicar cada elemento diagonal por $(1 + d)$, donde d es pequeña (Maddala, 1977). El estimador de cresta está sesgado, pero tiene un error medio al cuadrado más pequeño que OLS. Estas consideraciones no tienen importancia para el problema que se examina en este estudio.

Metales	0	0.002	1	0.53	0.41	0.44	0.63	0.37	1	0.58	0.47	0.45	0.69	0.5
Metales básicos	0	0.003												
Precio promedio de reventa de viviendas -H.T.C.V ^a	0	0.001	3	0.58	0.5	0.57	0.59	0.37	3	0.62	0.52	0.57	0.67	0.42
Precio promedio de reventa de viviendas-Toronto	0.177	0.03	1	0.75	0.53	0.51	3.95	0.56	1	0.76	0.59	0.51	0.97	0.72
IPPI - total ^a	0	0.002	1	0.6	0.55	0.62	0.59	0.39	1	0.64	0.59	0.67	0.6	0.37
Bienes acabados	0.168	0	1	0.63	0.53	0.6	0.66	0.37	1	0.66	0.56	0.63	0.7	0.4
Bienes intermedios	0.0198	0.049												
Excluidos alimentos, bebidas y energía	0.0036	0.016												
Primera transformación	0.183	0.04	1	0.59	0.54	0.6	0.56	0.4	1	0.71	0.66	0.73	0.69	0.49
Segunda transformación	0	0.007												
Ropa	0.2	0.004	2	0.71	0.51	0.49	0.9	0.54	1	0.69	0.54	0.58	0.79	0.47
Vehículos de motor y partes	0.3186	0	1	0.57	0.45	0.53	0.62	0.28	1	0.63	0.51	0.58	0.68	0.34
Muebles	0.041	0.004												
Productos eléctricos	0.0591	0.007	1	0.59	0.55	0.57	0.8	0.5	1	0.58	0.59	0.65	0.49	0.47
Metales primarios	0.0092	0.025	1	0.85	0.88	0.99	0.66	0.65	1	0.9	0.93	1.07	0.65	0.59
Acuerdos salariales-nuevos, total	0.375	0.352	2	0.68	0.53	0.54	0.81	0.52	3	0.66	0.57	0.63	0.69	0.43
Acuerdos salariales-nuevos, privados	0.378	0.437	2	0.59	0.52	0.59	0.59	0.38						
Acuerdos salariales-vigentes, total	0.4238	0.207	2	0.63	0.46	0.48	0.76	0.43						
Acuerdos salariales-vigentes, privados	0.427	0.307	2	0.6	0.47	0.51	0.68	0.39						

(sigue)

CUADRO 1 B (concluye)

Modelo	Errores estáticos pronosticados posmuestra (errores al cuadrado de raíz media)													
	Pruebas de variables de raíz unitaria valor-p						Dos trimestres anticipados							
	ADF	PP	Esce-	95 ₁ -99 ₁	95 ₁ -99 ₁ *	95 ₁ -97 ₁	97 ₂ -99 ₁	97 ₂ -99 ₁ *	Esce-	95 ₁ -99 ₁	95 ₁ -99 ₁ *	95 ₁ -97 ₁	97 ₂ -99 ₁	97 ₂ -99 ₁ *
			nario						nario					
Costos unitarios laborales-total ^a	0.1458	0.009	1	0.62	0.50	0.55	0.69	0.4	1	0.85	0.54	0.62	0.69	0.37
Negocios	0.3923	0.006	3	0.68	0.54	0.65	0.71	0.25	3	0.63	0.53	0.5	0.78	0.58
Negocios-bienes	0	0.005	1	0.8	0.64	0.57	0.99	0.78	1	0.81	0.67	0.65	0.97	0.71
Negocios - servicios	0.0236	0.003	1	0.59	0.59	0.59	0.6	0.58	1	0.55	0.58	0.58	0.52	0.59
Manufacturas	0	0.003	1	0.65	0.58	0.6	0.71	0.52	1	0.62	0.54	0.62	0.61	0.34
Coficiente empleo-población	0.1293	0.483	2	0.69	0.5	0.48	0.87	0.52	2	0.86	0.63	0.57	1.1	0.73
Tasa de desempleo	0.1089	0.426	2	0.54	0.54	0.54	0.53	0.53	2	1.14	1.06	1.28	1	0.56
Pedidos no despachados/embarques-manufact.	0.214	0.136	2	0.59	0.51	0.57	0.62	0.38	2	0.83	0.61	0.56	1.06	0.7
Pedidos no despachados/embarques-ma. excl. aeromaves	0.426	0.202	2	0.66	0.5	0.58	0.74	0.32	2	0.62	0.53	0.62	0.63	0.31
CAPU-productos no agrícolas, ex. energía	0.2451	0.231	2	0.64	0.47	0.48	0.78	0.45	2	0.85	0.62	0.56	1.08	0.72
CAPU-manufacturas	0.4874	0.394	2	0.72	0.51	0.49	0.91	0.55						

^a Expresado en la primera diferencia del log.

ponderaciones se incrementa y puede llegar a un punto en que una o más de las ponderaciones comienza a volverse negativa. Para una k dada, la probabilidad de que esto ocurra se incrementa con n . Para $n = 10$ y con la corriente serie de datos, este nivel de umbral surge con k ligeramente por debajo de 0.2. Así, esta selección de un particular valor de k entre 10 y 0.2 implica más o menos la elección de un punto particular a lo largo de la línea de relación de correspondencia entre reducción de riesgo ($k = 10$) y exactitud de pronóstico ($k = 0.2$).

El cuadro 2 presenta los ERCM de 10 de los mejores modelos y de sus pronósticos combinados. Los modelos seleccionados abarcan una amplia serie de indicadores diferentes. Sus pronósticos combinados ofrecen menos varianza en errores que los pronósticos individuales, así como un nivel más bajo de errores en la mayoría de los casos. Con propósitos ilustrativos, el cuadro muestra las ponderaciones para $k = 0.5$.

Los modelos indicadores estimados en este estudio poseen una significativa inercia, que reduce el grado en que los choques idiosincrásicos a un indicador dado se traduzcan en grandes errores de pronóstico. En parte, por esta razón, la varianza de los errores pronosticados a lo largo de los mejores modelos sea relativamente pequeña. Como resultado, el desempeño como rastreadores de los pronósticos que aparecen en el cuadro 2, muestran poca sensibilidad a las variaciones en el valor de k .

3. Patrones de predicción

El cuadro 3 despliega los pronósticos reales de la inflación básica generada por los modelos previamente seleccionados, durante dos períodos de grandes variaciones en la tasa de inflación: 1995₁-95₄ y 1997₁-99₁. Estos modelos se desempeñan consistentemente a lo largo del tiempo, ya que anticipan la tendencia evolutiva en la inflación básica, no sus agudos giros de trimestre en trimestre. Los valores predichos, en realidad, muestran una varianza mucho menor que los valores reales. Algunos modelos sí predicen la inflación básica con bastante exactitud durante episodios específicos: ropa (con un trimestre de anticipación) y el IPBC (con anticipación tanto de un trimestre como de dos), durante el período 1997₁-99₁, y el IPC (con dos trimestres de anticipación) durante el período 1995₁-95₄. En general, sin embargo, los modelos indicadores podrían ser útiles, no tanto por permitir análisis para evitar sorpresas, como al señalar la senda de la futura inflación subyacente.

CUADRO 2. ERRORES PRONOSTICADOS POSMUESTRA: INFLACIÓN BÁSICA, 1995-99

Pronósticos del:	Errores al cuadrado de raíz media (un trimestre anticipado)					
	Ponderaciones para $k = 0.5$	95 ₁ -99 ₁	95 ₁ -99 ₁ *	95 ₁ -97 ₁	97 ₂ -99 ₁	97 ₂ -99 ₁ *
Modelo Fillion-Léonard		0.79	0.65	0.68	0.9	0.6
Modelo Fillion-Léonard-regresiones renovables		0.78	0.67	0.75	0.85	0.56
Modelo autorregresivo		0.59	0.49	0.54	0.64	0.38
Pronóstico ingenuo-basado en inflación básica		0.63	0.53	0.56	0.7	0.47
Pronóstico ingenuo-basado en CPIX		0.77	0.53	0.6	0.92	0.37
<i>10 modelos indicadores seleccionados:</i>						
IPC-Ropa	0.07	0.47	0.42	0.49	0.45	0.24
IPC-Cuidados de la salud	0.11	0.51	0.44	0.5	0.52	0.3
IPC-Compra de vehículos recreativos	0.09	0.47	0.42	0.48	0.47	0.28
Total IPBC-dólares de EUA	0.12	0.47	0.43	0.49	0.44	0.3
Precio promedio de reventa de viviendas	0.13	0.58	0.5	0.57	0.59	0.37
IPC-Provisiones para cuidado personal	0.1	0.53	0.43	0.45	0.6	0.4
IPC-Mantenimiento y reparaciones de prop. de vivienda	0.09	0.54	0.55	0.53	0.54	0.59
Pedidos no despachados/embarques-manufacturas	0.09	0.59	0.51	0.57	0.62	0.38
IPPI-productos eléctricos	0.13	0.59	0.55	0.57	0.6	0.5
Acuerdos salariales-nuevos, privados						
<i>Pronósticos combinados de 10 modelos:</i>						
	$k = 10$	0.5	0.48	0.54	0.46	0.34
	$k = 1$	0.5	0.48	0.54	0.45	0.33
	$k = 0.5$	0.49	0.47	0.54	0.44	0.32
	$k = 0.2$	0.48	0.46	0.53	0.42	0.3

(sigue)

CUADRO 2 (concluye)

		<i>Errores al cuadrado de raíz media (un trimestre anticipado)</i>					
		<i>Ponderaciones para</i>	<i>95₁-99₁</i>	<i>95₁-99₁*</i>	<i>95₁-97₁</i>	<i>97₂-99₁</i>	<i>97₂-99₁*</i>
<i>Pronósticos del:</i>		<i>k = 0.5</i>					
Modelo	Fillion-Léonard		0.88	0.73	0.77	1	0.65
Modelo	Fillion-Léonard-regresiones renovables		0.92	0.79	0.87	0.97	0.61
Modelo	autorregresivo		0.63	0.53	0.3	0.65	0.36
Pronóstico	ingenuo-basado en inflación básica		0.78	0.69	0.8	0.75	0.42
Pronóstico	ingenuo-basado en CPIX		0.92	0.77	0.93	0.92	0.28
<i>10 modelos indicadores seleccionados:</i>							
IPC	regulado	0.15	0.53	0.37	0.35	0.68	0.41
IPC	provisiones para cuidados personales	0.1	0.54	0.43	0.47	0.61	0.36
Total	IPBC-dólares de EUA	0.09	0.52	0.49	0.59	0.42	0.22
IPC	ropa	0.16	0.61	0.5	0.54	0.68	0.41
Pedidos no despachados/embarques	excl. aeronaves	0.07	0.62	0.53	0.62	0.63	0.31
IPC	bebidas no alcohólicas	0.09	0.6	0.53	0.62	0.59	0.31
IPPI	productos eléctricos	0.06	0.58	0.59	0.65	0.49	0.47
Costos unitarios de mano de obra	-total	0.07	0.65	0.54	0.62	0.69	0.37
IPC	servicios para la salud	0.06	0.62	0.52	0.55	0.69	0.45
Precio promedio de reventa de viviendas		0.18	0.62	0.52	0.57	0.67	0.42
<i>Pronósticos combinados de 10 modelos:</i>							
		<i>k = 10</i>	0.59	0.49	0.56	0.61	0.34
		<i>k = 1</i>	0.57	0.48	0.54	0.6	0.33
		<i>k = 0.5</i>	0.56	0.46	0.52	0.6	0.33
		<i>k = 0.2</i>	0.53	0.43	0.48	0.59	0.32

CUADRO 3. PRONÓSTICOS POSMUESTRA: INFLACIÓN BÁSICA, CAMBIO DE PORCENTAJE TRIMESTRAL A TASAS ANUALES, 1995-99

	Un trimestre anticipado												
	1995 _t	95 ₂	95 ₃	95 ₄	1997 _t	97 ₂	97 ₃	97 ₄	1998 _t	98 ₂	98 ₃	98 ₄	1999 _t
Inflación básica real	2.56	2.45	1.92	1.41	1.21	2.02	0.62	0.62	1.21	1.3	1.48	1.24	0.31
Pronósticos del:													
Modelo Fillion-Léonard	0.92	2.21	2.28	1.78	1.51	1.25	1.28	1.44	1.31	1.88	1.79	2.11	2.2
Modelo Fillion-Léonard-regresiones re- novables	0.92	2.42	2.51	1.97	1.61	1.31	1.35	1.49	1.27	1.91	1.76	2.02	2.04
Modelo autorregresivo	1.58	1.64	1.5	1.37	1.56	1.31	1.62	1.22	1.4	1.6	1.53	1.52	1.44
Ingenuo-basado en la inflación básica	1.98	2.56	5.45	1.92	2.07	1.21	1.02	0.62	0.62	1.21	1.3	1.48	1.24
Ingenuo-basado en el CPIX	2.29	3.21	2.47	2.02	2.34	2.32	2.93	0.94	0.88	1.5	1.44	1.04	1.11
10 modelos indicadores seleccionados:													
IPC-Ropa	1.82	1.69	1.62	1.65	1.39	1.61	0.99	1.07	1.3	1.46	1.8	1.2	1.31
IPC-Cuidados de la salud	1.42	1.71	2.17	1.52	1.55	1.41	1.29	1.13	1.46	1.29	1.43	1.42	1.31
IPC-Compra de vehículos recreativos	1.84	1.49	1.5	1.44	1.51	1.57	1.36	1.16	1.38	1.7	1.52	1.31	1.03
Total IPC-dólares de EUA	1.82	1.8	1.64	1.61	1.51	1.52	1.42	1.15	1.25	1.12	1.09	1.27	0.77
Precio promedio de reventa de viviendas	1.66	2.43	1.72	2.27	1.58	1.71	1.63	1.14	0.88	1.09	0.83	1.37	1.24
IPC-Provisiones para cuidados personales	1.92	1.77	1.89	1.54	1.48	1.19	1.5	1.15	1.34	1.53	1.46	1.42	1.35
IPC-Mantenimiento y reparación por prop. de viviendas	2.32	1.91	1.3	0.75	0.79	0.86	0.69	0.62	0.75	1.18	1.14	0.99	1.09
Pedidos no despachados/embarques- manufacturas	1.51	1.58	1.44	1.33	1.48	1.23	1.53	1.16	1.31	1.53	1.47	1.47	1.41
IPPI-productos eléctricos	1.81	2.04	1.54	4.34	0.99	1.14	1.1	0.51	0.63	1.06	1.83	1.27	1.31
Acuerdos salariales-privados nuevos	1.48	1.55	1.41	1.28	1.47	1.22	1.52	1.12	1.3	1.5	1.43	1.43	1.34
Pronósticos combinados de 10 modelos: k = 0.5	1.73	1.72	1.44	1.34	1.35	1.35	1.1	1.16	1.27	1.42	1.25	1.23	1.04

	Dos trimestres anticipados												
	1995 ₁	95 ₂	95 ₃	95 ₄	1997 ₁	97 ₂	97 ₃	97 ₄	1998 ₁	98 ₂	98 ₃	98 ₄	1999 ₁
Inflación básica real	2.56	2.45	1.92	1.41	1.21	2.02	0.62	0.62	1.21	1.3	1.48	1.24	0.31
Pronósticos del:													
Modelo Fillion-Léonard	0.82	1.7	2.21	1.9	1.33	1.34	1.04	1.64	1.56	1.91	1.97	2.2	2.57
Modelo Fillion-Léonard-regresiones re- novables	0.68	1.7	2.5	1.23	2.39	1.48	1.09	1.76	1.61	1.93	1.98	2.12	2.35
Modelo autorregresivo	1.48	1.44	1.37	1.31	1.47	1.41	1.44	1.47	1.49	1.61	1.59	1.53	1.5
Ingenuo-basado en la inflación básica	1.57	1.98	2.56	5.45	1.78	2.07	1.21	2.02	0.62	0.62	1.21	1.3	1.48
Ingenuo-basado en el CPIX	1.28	2.29	3.21	2.47	2.26	2.34	1.32	2.93	0.94	0.88	1.5	1.44	1.04
10 modelos indicadores seleccionados:													
IPC regulado	2.06	2.28	1.95	1.54	1.52	1.23	1.31	1.49	1.51	1.49	1.52	1.51	1.61
IPC-Provisiones para cuidados personales	1.94	1.68	1.52	1.51	1.45	1.36	1.33	1.4	1.45	1.57	1.58	1.49	1.43
Total IPBC-dólares de EUA	1.52	1.46	1.54	1.47	1.23	1.75	1.24	1.35	1.26	1.25	1.1	1.35	0.82
IPC-Ropa	1.61	1.65	1.53	1.45	1.48	1.28	1.64	1.28	1.25	1.57	1.53	1.73	1.52
Pedidos no despachados/embarques-ma. excl. aeronaves	1.27	1.62	1.4	1.27	1.18	1.65	1.43	1.44	1.61	1.26	1.91	1.36	1.46
IPC-Bebidas no alcohólicas	1.43	1.3	1.46	1.66	1.46	1.41	1.3	1.23	1.21	1.45	1.51	1.53	1.51
IPPI-productos eléctricos	1.86	1.42	1.78	1.18	0.97	1.15	0.77	0.92	0.88	1.24	1.89	0.94	1.15
Costos unitarios laborales-total	1.48	1.4	1.34	1.32	1.52	1.48	1.53	1.51	1.53	1.65	1.64	1.63	1.55
ICP-Servicios para la salud	1.43	1.72	1.61	1.81	1.51	1.73	1.46	1.42	1.95	1.33	1.88	1.69	1.52
Precio promedio de reventa de viviendas	1.73	1.87	1.6	0.58	1.33	1.32	1.76	1.25	1.83	2	2.02	1.45	1.38
Pronósticos combinados de 10 modelos:													
k = 0.5	1.69	1.77	1.63	1.51	1.52	1.35	1.47	1.24	1.32	1.5	1.44	1.45	1.42

V. LIMITACIONES DE LOS MODELOS INDICADORES

Los modelos indicadores estimados en este estudio plantean diversas cuestiones. Primero, en general no poseen una clara estructura subyacente. Por ello, no resulta fácil relacionar sus pronósticos o sus errores de pronóstico con los factores que apuntalan nuestra visión del proceso de inflación y, en particular, la presión subyacente de la demanda sobre la capacidad de producción para la economía en su conjunto. En estas circunstancias, resulta difícil tener confianza en las predicciones de estos modelos, por muy dignos de confianza que hayan sido en el pasado. Si la potencia pronosticadora de un indicador surge del hecho de que captura cambios en las expectativas de inflación o regularidades estadísticas en los patrones de choques que afectan los componentes de precios, entonces las predicciones de ese indicador no necesariamente tienen que transmitir mucha información acerca de la presión subyacente de la demanda sobre la capacidad de producción o la tendencia fundamental de la inflación.¹⁰ Lo que es más, el desempeño pronosticador de los modelos indicadores puede cambiar rápidamente, como el cuadro 2 lo sugiere. Por ejemplo, el IPC regulado predijo la inflación básica sumamente bien con anticipación de dos semestres durante todo 1995. Sin embargo, sus errores de pronóstico casi se duplicaron en el período 1997₂-1999₁. Claramente, el uso de modelos indicadores no disminuirá la importancia, para propósitos de monitoreo, de evaluar juiciosamente los efectos de los nuevos choques que afectan el precio individual de los componentes, a fin de desligar en la inflación los movimientos transitorios de los fundamentales.

Segundo, el breve horizonte de los modelos indicadores, con anticipación de uno o dos trimestres, da muy poco tiempo para poder anticipar un cambio en las presiones inflacionarias. La utilidad potencial de esos modelos reside en ayudar a monitorear el balance de los riesgos con respecto a los actuales pronósticos a largo plazo sobre la inflación, que reflejarían la esperada evolución de la brecha de producción y otros factores fundamentales que actúan sobre la inflación.

Tercero, aunque algunos modelos anticipan bastante bien los

¹⁰ Sill (1999) arguye que si un indicador es impulsado por las expectativas de inflación del mercado, puede que responda no solamente a los cambios en las causas subyacentes de la inflación, tales como la brecha de producción, sino también a los factores no relacionados con la futura inflación y, en consecuencia, puede no resultar un guía de confianza en la política monetaria.

cambios significativos en la inflación básica durante períodos específicos, generalmente fracasan al predecir cambios abruptos, como los que pueden surgir si un exceso de demanda desencadena una respuesta no lineal de la inflación. Por otra parte, la inercia que muestran algunos modelos basados en componentes del IPC tiene el riesgo de señalar la injustificada persistencia de choques recientes en la inflación básica, a pesar de que dichos choques son transitorios. Una experiencia muy reciente de inflación básica ilustra este problema. La inflación básica cayó muy por debajo de la tendencia en 1999₁, sin embargo, reaccionó para quedar muy por arriba de la tendencia en 1999₂. Los modelos indicadores basados en componentes del IPC no lograron anticipar la caída en 1999₁ dado que la pasada inflación básica influye en sus pronósticos. Durante los dos trimestres 1999₁-99₂, estos pronósticos promediaron muy de cerca los valores de la inflación básica media en muchos casos.

VI. CONCLUSIONES

Al comprobar una extensa serie de modelos indicadores a fin de averiguar su exactitud de predicción posmuestra respecto a la inflación básica con anticipación de uno o dos períodos, sugiere que varios indicadores contienen información señaladora que podría ser útil para propósitos de monitoreo. En éstos se incluyen varios componentes del IPC, el índice de materias primas del Banco de Canadá en dólares estadounidenses, el índice de precios de productos industriales para productos eléctricos, el promedio de los precios de reventa de viviendas en cuatro grandes ciudades, y el coeficiente de pedidos no despachados a embarques de manufacturas. Muchos de estos modelos indicadores superan el desempeño de una serie de modelos de niveles de referencia en horizontes de un trimestre como de dos trimestres, y a través de varios subperíodos posmuestra. Lo que es más, la combinación de los pronósticos de dos variables a base de una amplia serie de indicadores tiende a reducir el nivel y la varianza de los errores.

Los modelos indicadores, como se estiman en este estudio, tienen severas limitaciones, sin embargo, y por esta razón no deberán ser usados aisladamente. La confianza en sus pronósticos no debe disminuir la importancia de evaluar juiciosamente las implicaciones de los nuevos choques que afectan a los componentes de precio individual, ni la necesidad de usar modelos

que se centren en la evolución de la brecha de producción y otros factores fundamentales para pronosticar la inflación. En esta fase, y particularmente en el caso de los modelos basados en componentes del IPC, es preciso verlos como experimentales. El monitoreo o supervisión de su desempeño en el tiempo mejorará, según es de esperarse, nuestra comprensión de cómo trabajan, sus puntos sólidos, y sus limitaciones.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Armour, J., J. Atta-Mensah, W. Engert y S. Hendry (1996), *A Distant-Early-Warning Model of Inflation Based on M_1 Disequilibrium*, Banco de Canadá (Working Paper, n° 96-5).
- Blomberg, S. B., y E. S. Ethan (1995), "The Commodity-Consumer Price Connection. Fact or Fable?", *Economic Policy Review* (Banco Federal de Reserva de Nueva York), octubre, pp. 21-38.
- Caramazza, F., D. Hostland y P. Muller (1989), *Commodity Prices as a Leading Indicator of Inflation and Output Growth in Canada and the G7 Countries*, texto mimeografiado, Banco de Canadá.
- Cecchetti, S. G. (1995), *Inflation Indicators and Inflation Policy*, NBER (Working Paper Series, n° 5161).
- Clark, T. E. (1995), "Do Producer Prices Lead Consumer Prices?", *Economic Review* (Banco Federal de Reserva de Kansas City), tercer trimestre, pp. 23-38.
- Davies, Gordon (1997), "Relationship of What Consumers Pay for Goods to What Manufacturers Get for Them", *The Consumer Price Index*, estadísticas de Canadá, enero, pp. i-xv.
- Kock, G. S. P., de, y T. Nadal-Vicens (1996), *Capacity Utilization-Inflation Linkages: A Cross-Country Analysis*, Banco Federal de Reserva de Nueva York (Research Paper, n° 9607).
- Emery, K. M., y Chih-Ping Chang (1996), "Do Wages Help Predict Inflation?", *Economic Review* (Banco Federal de Reserva de Dallas), primer trimestre, pp. 2-9.
- Emery, K. M., y Chih-Ping Chang (1997). "Is There a Stable Relationship Between Capacity Utilization and Inflation?", *Economic Review* (Banco Federal de Reserva de Dallas), primer trimestre, pp. 14-20.
- Fillion, J.-F., y André Léonard (1997), *La courbe de Phillips au Canada: un examen de quelques hypothèses*, Banco de Canadá (Working Paper, n° 97-3).

- Furlong, F., y R. Ingénito (1996), "Commodity Prices and Inflation", *Economic Review* (Banco Federal de Reserva de San Francisco), 2, pp. 27-47.
- Garner, C. A. (1995), "How Useful Are Leading Indicators of Inflation", *Economic Review* (Banco Federal de Reserva de Kansas City), segundo trimestre, pp. 5-17.
- Hendry, S. (1995), *Long-Run Demand for M_1* , Banco de Canadá (Working Paper, n° 95-11).
- Hostland, D., S. Poloz y P. Storer (1988), *An Analysis of the Information Content of Alternative Monetary Aggregates*, Banco de Canadá (Technical Report, n° 48).
- Johnson, M. (1999), "Core Inflation: A measure of Inflation for Policy Purposes", en *Measures of Underlying Inflation and their Role in the Conduct of Monetary Policy*, Actas del taller sobre constructores de modelos de bancos centrales, celebrado en el BPI los días 18-19 de febrero de 1999, BPI, Basilea, junio.
- Lafèche, T. (1994), *Doit-on s'inquieter de la vigoureuse croissance de l'IPPI?*, texto mimeografiado, Banco de Canadá.
- Lafèche, T. (1997), "Statistical Measures of the Trend Rate of Inflation", *Bank of Canada Review*, otoño, pp. 29-47.
- Lown, C. S., y R. W. Rich (1997), "Is There an Inflation Puzzle?", *Economic Policy Review* (Banco Federal de Reserva de Nueva York), diciembre, pp. 51-69.
- Maddala, G. S. (1977), *Econometrics*, McGraw-Hill.
- Muller, P. (1990), "The Information Content of Financial Aggregates During the 1980s", en *Monetary Seminar, A Seminar Sponsored by the Bank of Canada*, pp. 183-304.
- Perron, P. (1990), "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, pp. 153-62.
- Ricketts, N., y D. Rose (1995), *Inflation, Learning and Monetary Policy Regimes in the G-7 Economies*, Banco de Canadá (Working Paper, n° 95-6).
- Sill, K (1999), "Forecasts, Indicators, and Monetary Policy", *Business Review* (Banco Federal de Reserva de Filadelfia), mayo-junio, pp. 3-14.
- Stock, J. H., y M. W. Watson (1998), *Forecasting Inflation*, texto mimeografiado, septiembre.