



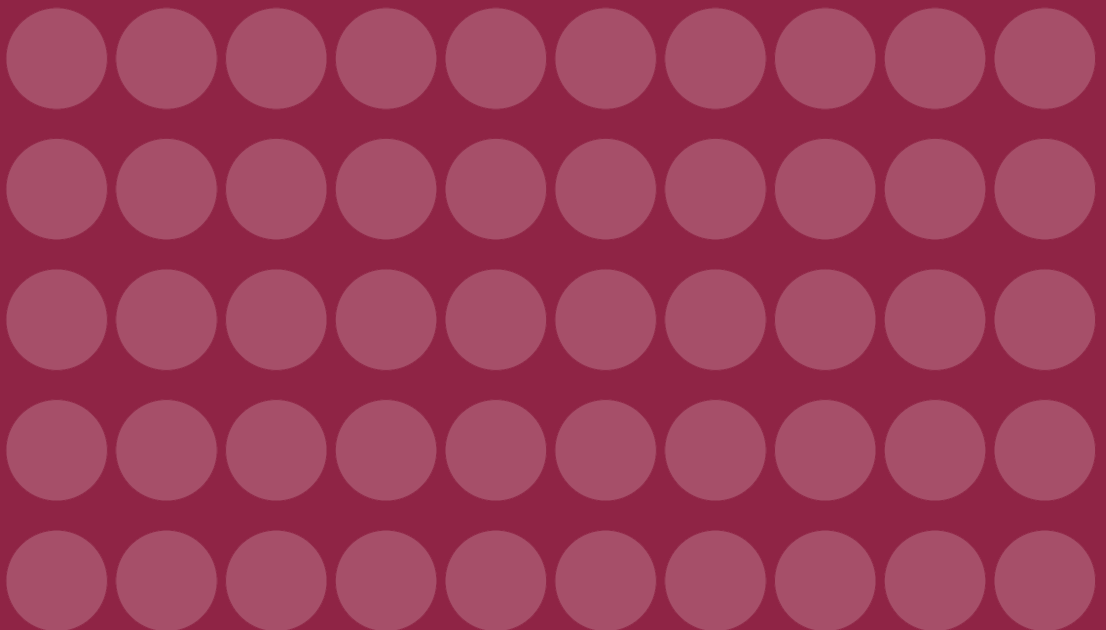
**CENTRO DE
ESTUDIOS
MONETARIOS
LATINOAMERICANOS**

Asociación Regional de Bancos Centrales

MONETARIA

Volumen XXXII, número 2

Abril-junio de 2009



CEMLA

ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*)

Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO, 2009-2011

Presidente:

Banco de la República (Colombia)

Miembros:

Banco Central de la República Argentina

Banco Central do Brasil

Banco de México

Banco Central de Nicaragua

Central Bank of Trinidad and Tobago

Banco Central de Venezuela

COMITÉ EDITORIAL

Kenneth Coates

Director General

Fernando Sánchez Cuadros

Reuniones Técnicas de Banca Central

Ana-Laura Sibaja Jiménez

Servicios de Información

MONETARIA es una publicación trimestral del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Durango nº 54, México, D. F., 06700. Impresa en los talleres de Alejandro Duplancher, Av. Mariano Escobedo nº 114-3B, México, D. F., 11320. 380 ejemplares. ISSN 0185-1136.

MONETARIA

VOLUMEN XXXII, NÚMERO 2, ABRIL-JUNIO DE 2009

Laura D'Amato
Lorena Garegnani
Emilio Blanco

151 Pronóstico de inflación en Argentina: ¿modelos individuales o *pooling* de pronósticos?

Michael Pedersen

181 Un indicador líder compuesto para la actividad económica en Chile

Eduardo Morales Ramos

209 La evolución de la pobreza *difusa* multidimensional en México, 1994-2006

Frank Browne
David Cronin

271 Una perspectiva monetaria de la relación entre los precios de productos básicos y los precios al consumidor

MONETARIA difunde estudios de investigadores de bancos centrales, instituciones financieras internacionales, universidades y otras instituciones; incluye temas especializados en economía y banca central, con un enfoque teórico o cuantitativo. Se publica en forma impresa y electrónica (www.cemla.org). Consultas dirigirse a: publicaciones@cemla.org. (Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el punto de vista del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.)

Laura D'Amato
Lorena Garegnani
Emilio Blanco

Pronóstico de inflación en Argentina: ¿modelos individuales o *pooling* de pronósticos?

I. INTRODUCCIÓN

El pronóstico de la inflación juega un papel central en la formulación de la política monetaria. Al mismo tiempo la evidencia empírica internacional reciente sugiere que con el descenso de la inflación en los últimos años, como un fenómeno bastante extendido, la dinámica conjunta de esta variable y sus potenciales predictores, como el dinero o distintas medidas del grado utilización de los recursos, ha cambiado y la inflación se ha tornado más impredecible. Los modelos univariados suelen superar en capacidad de pronóstico a los

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de L. D'Amato, Gerente Principal de Investigaciones Económicas, L. Garegnani, Analista Principal de Investigaciones Económicas y E. Blanco, Asistente de Investigaciones Económicas, del Banco Central de la República Argentina, presentado en la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en el CEMLA, en la ciudad de México, el 5, 6 y 7 de noviembre de 2008. Los autores agradecen las valiosas sugerencias de Hildegart Ahumada, Carlos Capistrán, Barbara Rossi y Kenneth West, así como también los comentarios recibidos en el Seminario en el Banco Central de Chile, en octubre de 2008. Las opiniones expresadas en este trabajo son de los autores y no necesariamente reflejan las del BCRA ni de sus autoridades. Correspondencia: {ldamato@bcra.gov.ar}.

que se basan en las distintas teorías de la inflación como la curva de Phillips. Tradicionalmente, la curva de Phillips desempeñó en los países industriales un papel predominante en el pronóstico de inflación y como señalan Stock y Watson (1999), Atkenson y Ohanian (2001) y Canova (2002), parecía tener mejor desempeño en términos de su error de pronóstico que distintos modelos alternativos. En años recientes ha surgido evidencia, en particular para los Estados Unidos, de que la curva de Phillips se tornó inestable partir de la década de los ochenta y también, quizás debido a ello, su capacidad de pronóstico se debilitó, siendo superada en general por los modelos univariados.

Clements y Hendry (2006) sugieren que esta dificultad de los modelos causales puede estar asociada a la presencia de cambios de régimen que afectan principalmente los componentes determinísticos de los modelos y proponen una estrategia de modelación basada en una batería de modelos que permiten lidiar con esa dificultad. Otra estrategia propuesta por la literatura de pronóstico es trabajar con combinaciones o *pooling* de pronósticos, teoría desarrollada en un inicio por Bates y Granger (1969). Hendry y Clements (2002) estudian el *pooling* o combinación de pronósticos para modelos no estacionarios debido a quiebres en el intercepto o en una tendencia determinística, y encuentran que un promedio simple de pronósticos puede contrarrestar, para valores plausibles de los parámetros, la inestabilidad de los pronósticos individuales y actuar como una corrección sobre el intercepto. Una estrategia alternativa es utilizar modelos que incorporen un número muy grande de predictores, como proponen Stock y Watson (1999, 2006) entre otros, mediante el uso de técnicas estadísticas que permiten construir medidas resumidas (factores) de la variabilidad de un gran conjunto de series económicas.

Evaluamos el desempeño de distintos modelos de pronóstico de inflación para Argentina, algunos de los cuales hacen uso de estas técnicas de pronóstico. También comparamos su desempeño relativo utilizando un conjunto de pruebas propuestos por Diebold y Mariano (1995). No tenemos evidencia de trabajos anteriores que hayan desarrollado modelos de pronóstico de inflación en Argentina y comparado su desempeño relativo utilizando pruebas estadísticas. Utilizando como *benchmark* un modelo univariado, evaluamos la capacidad

predictiva de algunos modelos causales asociados a distintas teorías de la inflación, como la curva de Phillips y un VAR monetario. También estudiamos la capacidad predictiva de modelos que utilizan factores que resumen la variabilidad de un gran número de series del ciclo económico como predictores. Con base en los quiebres identificados en D'Amato, Garegnani y Sotes (2007), nos enfocamos en la búsqueda de modelos que tengan buen desempeño para pronóstico, por lo cual se restringe el análisis al período 1993-2006.

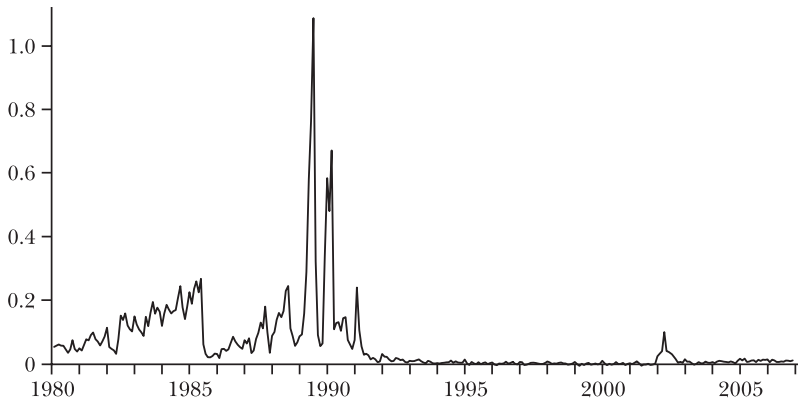
El trabajo está organizado del siguiente modo: en la siguiente sección describimos en forma breve la dinámica de la inflación en Argentina. En la sección III se revisan los desarrollos recientes en la literatura de pronóstico. En la sección IV se presentan los resultados en cuanto a capacidad predictiva de los modelos y su evaluación. Finalmente, la sección V concluye.

II. LA DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN ARGENTINA

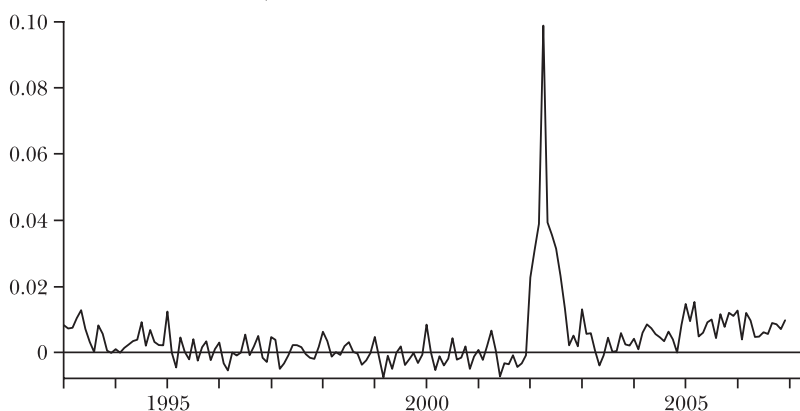
La dinámica inflacionaria en Argentina ha tenido características particulares, aunque con algunos rasgos comunes con otras economías de la región. Durante los años setenta y ochenta, la inflación fue un fenómeno bastante extendido en América Latina. El financiamiento monetario de los desequilibrios fiscales fue un rasgo común a todas estas experiencias inflacionarias. En Argentina, la inflación se mantuvo en niveles muy elevados durante los ochenta, pese a sucesivos intentos de estabilización. Hacia el fin de la década esa dinámica derivó en un episodio hiperinflacionario. En 1991 se adoptó un esquema de caja de conversión, la Convertibilidad, que fue exitoso en producir una reducción permanente en la tasa de inflación. La inflación comenzó a estabilizarse en niveles reducidos hacia 1993. Si bien el cambio en el régimen cambiario fue percibido como permanente y la inflación permaneció en niveles muy bajos, el impuesto inflacionario fue sustituido por la emisión de deuda en los mercados internacionales, quedando pendiente una reforma fiscal. En 2001, como producto de desequilibrios tanto fiscales como externos y de una persistente apreciación real de la moneda, se desató una aguda crisis financiera y externa que condujo al

abandono del régimen de Convertibilidad en enero de 2002. La devaluación produjo un cambio abrupto de precios relativos y un consecuente salto en la tasa de inflación, que alcanzó un pico en abril de 2002, para luego retornar a niveles cercanos a los de la Convertibilidad. No obstante permanecer en niveles bajos, la inflación comenzó a acelerarse levemente hacia fines de 2004, cuando la economía entró en un período de fuerte crecimiento.

GRÁFICA I. INFLACIÓN, 1980-2007



La simple observación de la evolución temporal de la inflación sugiere la presencia de quiebres estructurales que dificultan la obtención de un modelo estable en los parámetros con fines de pronóstico si se considera la muestra completa. Al respecto, D'Amato, Garegnani y Sotes (2007) proveen evidencia de cambios significativos tanto en el promedio como en el componente autorregresivo de la inflación entre los períodos de alta inflación y baja inflación. Si bien al restringir la muestra al período de baja inflación es posible detectar un quiebre en 2002, luego del abandono de la Convertibilidad, la magnitud del salto en la inflación y su retorno a niveles más cercanos a los del período previo, permiten tratar el período de la crisis como un cambio transitorio en el promedio que se revierte en forma parcial, de tal manera que la inflación tiene un promedio algo superior a el de la Convertibilidad en el período 2003-2006. De ese modo, el período de baja inflación entre 1993 y 2006 puede ser modelado para pronóstico, controlando por dicho quiebre.

GRÁFICA II. INFLACIÓN, 1993-2007

Evaluamos los modelos mencionados fuera de muestra y para distintos horizontes de pronóstico relevantes para la política monetaria: un año, que suele ser el horizonte para el que se fija la meta de la política monetaria, ya sea sobre la tasa de inflación o como en Argentina en la actualidad, sobre la expansión de un agregado monetario relevante. A su vez se examina la capacidad de pronóstico de los modelos en horizontes más cortos: 6 y 3 meses, también de relevancia para el seguimiento del ciclo y la toma de decisiones de la política monetaria.

III. LOS MODELOS DE PRONÓSTICO EN LA LITERATURA

Los modelos econométricos causales ofrecen muchas veces una representación del proceso generador de los datos (PGD) satisfactoria en términos de los comportamientos sugeridos por la teoría económica. Sin embargo, estos modelos suelen tener pobre desempeño en el pronóstico de series de tiempo relevantes, cuando se le compara con el de los modelos autorregresivos. Una razón para ello es que estos últimos parecen ajustar mejor a cambios no anticipados en el proceso generador de los datos, dado su carácter adaptativo intrínseco.

En los años recientes, la literatura sobre pronóstico ha avanzado en varias direcciones para lidiar con estas dificultades. Por un lado, autores como Clements y Hendry (2006) proponen una batería de modelos para pronóstico que permiten considerar quiebres en la media y cambios de tendencia

determinística. También en los últimos años se ha extendido el uso de modelos que utilizan un número grande de predictores para pronósticos siguiendo dos caminos: *i*) el *pooling* de pronósticos, que combina mediante distintos tipos de ponderaciones un número considerable de modelos; y *ii*) los *factor models*, que permiten encontrar medidas resumidas de la variabilidad de un gran número de series relevantes del ciclo económico. En el primer caso, el camino elegido va en la dirección de preservar los modelos causales y eventualmente lograr un mejor pronóstico cuando se amplía el conjunto de predictores. En el segundo caso, se considera un gran conjunto de series del ciclo económico y mediante las técnicas de estadísticas multivariadas de análisis factorial o de componentes principales se extrae un número reducido de factores subyacentes a esas series que explican una porción significativa de su variabilidad. La evidencia empírica indica que estas variables adicionan información relevante.

1. *Pooling* de pronósticos

El *pooling* o combinación de pronósticos implica combinar dos o más pronósticos provenientes de modelos que usan distintos predictores para producir un pronóstico. Esta técnica fue originalmente desarrollada por Bates y Granger (1969) y la idea básica es la siguiente:¹

Sea $\{Y_{i,t+h}^h, i = 1, \dots, n\}$ un panel de n pronósticos. El pronóstico combinado o pool de pronósticos estará dado por la combinación lineal:

$$Y_{t+h/t}^h = w_0 + \sum_{i=1}^n w_{it} Y_{i,t+h/t}^h,$$

donde w_{it} es el peso del i -ésimo pronóstico en el período t .

Bates y Granger (1969) muestran que los pesos que minimizan el error cuadrático medio de pronóstico (ECMP) están dados por la proyección a la población de $Y_{t+h/t}^h$ en una constante y los pronósticos individuales. Con frecuencia se omite la constante y al imponer:

¹ Una descripción detallada de la técnica de *pooling* de pronóstico y los principales desarrollos de esta literatura puede encontrarse en Stock y Watson (2006) y aún en más detalle en Timmerman (2006).

$$\sum_{i=1}^n w_{it} = 1,$$

se tiene que si cada uno de los pronósticos es insesgado, $Y_{t+h/t}^h$ también lo es. En la medida que ninguno de los pronósticos es generado por el verdadero modelo, la combinación óptima de pronósticos reparte el peso en una combinación múltiple de pronósticos. El mínimo RMSE combinando esos pronósticos será variable en el tiempo si las matrices de varianzas y covarianzas de $(Y_{t+h/t}^h, \{Y_{i,t+h/t}^h\})$ cambian en el tiempo.

En la práctica, los ponderadores óptimos no son viables, porque las matrices de varianzas y covarianzas son desconocidas. Granger y Ramanathan (1984) proponen estimar los ponderadores utilizando mínimos cuadrados ordinarios o mínimos cuadrados restringidos, si se impone $w_0=0$ y:

$$\sum_{i=1}^n w_{it} = 1;$$

aunque si n es grande se espera que las estimaciones tengan un desempeño pobre, simplemente por el hecho de que al estimarse un gran número de parámetros se está introduciendo incertidumbre muestral. Si n es proporcional al tamaño de la muestra, el estimador de MCO no es consistente y las combinaciones que lo utilizan no son asintóticamente óptimas. Por esa razón la investigación en la combinación o *pooling* de pronósticos se ha focalizado en imponer más estructura a la combinación de pronósticos. Entre las posibles técnicas utilizadas se tienen:

- *Combinación simple de pronósticos* que reporta una medida del centro de la distribución del panel de pronósticos. Los pesos están igualmente distribuidos, es decir, $w_{it} = 1/n$. La combinación mediana o el promedio truncado son combinaciones simples menos sensibles a la presencia de observaciones extremas.
- *Pesos basados en el error cuadrático medio (RMSE)*, en este caso el pronóstico combinado utiliza ponderadores que dan peso a los pronósticos que dependen de forma inversa de sus ECMP descontados:

$$w_{it} = m_{it}^{-1} / \sum_{j=1}^n m_{jt}^{-1}, \text{ donde } m_{it} = \sum_{s=I_0}^{t-h} \rho^{t-h-s} (Y_{s+h}^h - \widehat{Y}_{s+h/s}^h)^2,$$

donde ρ es un factor de descuento.

Utilizamos aquí una variante de los pesos basados en el RMSE propuesta por Marcellino (2002).

- *Shrinkage de pronósticos*, técnica que involucra una convergencia de los ponderadores hacia algún valor *a priori* que usualmente suelen ser pesos iguales.

Diebold y Pauly (1990) proponen usar:

$$w_{it} = \lambda \hat{w}_{it} + (1 - \lambda)(1/n),$$

donde w_{it} es el coeficiente estimado en una regresión de MCO de Y_{s+h}^h en $\hat{Y}_{1,s+h/s}^h, \dots, \hat{Y}_{n,s+h/s}^h$ para $s = T_0, \dots, t-h$, donde T_0 es la primera fecha del pronóstico combinado y λ controla por el grado de *shrinkage* hacia pesos iguales.

2. Dynamic factor models

El desarrollo de los *dynamic factor models* se basa en el análisis factorial y el análisis de componentes principales, técnicas de larga data en el análisis estadístico multivariado. La idea que subyace a estas técnicas es que la covariación entre un gran número n de series económicas en sus rezagos y adelantos puede ser representada por un número reducido de factores q no observados, con $n > q$. Las perturbaciones a esos factores podrían representar en este contexto, choques sobre la demanda o la oferta agregada.

Se tiene entonces que el vector de n series observadas del ciclo puede ser explicada por los rezagos distribuidos de q factores comunes más las n perturbaciones idiosincrásicas que con el tiempo podrían estar serialmente correlacionadas y también correlacionadas entre los i :

$$(1) \quad X_{it} = \lambda_i(L)' f_t' + u_{it},$$

donde f_t es un vector $q \times 1$ de factores no observados, λ es un vector $q \times 1$ de polinomios de rezagos de *dynamic factor loadings* y los u_{it} son las perturbaciones idiosincrásicas, que se supone no están serialmente correlacionadas con los factores en todos los rezagos y adelantos, es decir $E(f_t' u_{it}) = 0$ para todo i, s .

El objetivo es entonces estimar $E(y_{t+1} / X_t)$ modelando a y_{t+1} según:

$$(2) \quad y_{t+1} = \beta'_t F_t + \varepsilon_{t+1}.$$

Si los polinomios de rezagos $\lambda'_t(L)$ en (1) y $\beta(L)$ en (2) son de orden finito p , Stock y Watson (2002) muestran que los factores (FT) pueden ser estimados por el método de componentes principales y y_{t+1} modelarse según:

$$(3a) \quad Y_{t+1} = \beta' F_t + \varepsilon_{t+1},$$

donde $F_t = [f'_t, f'_{t-1}, \dots, f'_{t-p}]$ es un vector de dimensión $r = (p+1)\bar{r}$, \bar{r} es el número máximo de rezagos, y \bar{r} el número predefinido de factores que serán extraídos de los datos. Una breve descripción de la técnica estadística multivariada de componentes principales se presenta en el Apéndice A.

IV. LOS RESULTADOS EMPÍRICOS

Dados los grandes cambios que experimentó la tasa media de inflación en Argentina y la volatilidad asociada a este fenómeno, nos inclinamos por considerar para el pronóstico una muestra comprendida entre 1993:1 y 2006:12. Si bien este período incluye dos subperíodos bastante diferentes tanto en términos del régimen monetario vigente como de la dinámica de la inflación, consideramos que esos cambios no son de una magnitud que dificulte de manera importante la estimación y el pronóstico de inflación.

Evaluamos la capacidad predictiva de un conjunto de modelos de pronóstico que incluye: un modelo ARMA y varios modelos multivariados; un VAR monetario bivariado; una curva de Phillips híbrida; y dos modelos que proyectan la inflación con base en factores, los cuales se obtienen utilizando el método de componentes principales.

En general la estructura de rezagos fue elegida según los criterios convencionales de Akaike y Schwarz.

Para evaluar la capacidad de pronóstico de los modelos se calcularon el error cuadrático medio (RMSE), el error medio absoluto (MAE), el error medio absoluto porcentual (MAPE) también el coeficiente del RMSE de cada modelo respecto del elegido como *benchmark*, que es el modelo ARMA

Se encontró que un ARMA(1,12) parece ser una representación adecuada para la inflación en el período 1993-2006. Se

utilizaron variables dumi para controlar por observaciones extremas.

Respecto de los modelos causales, se eligieron dos que incorporan variables cuya elección refleja teorías alternativas de la inflación. Por un lado una curva de Phillips neokeynesiana híbrida² especificada para una economía abierta pequeña, que incorpora como determinantes de la inflación, además de la brecha del producto, la depreciación nominal, la inflación internacional, y adiciona a la inflación esperada un término de la inflación rezagada.

Por otro lado, se estima un modelo VAR monetario que incluye la inflación y el cambio en el agregado monetario M2, como una medida del dinero transaccional. En este caso el modelo refleja la noción de que el dinero debería ser un determinante de la tasa de inflación en el largo plazo.

Adicionalmente a los modelos mencionados se estimaron modelos con base en factores, siguiendo la metodología descrita en la sección II-1. Los factores obtenidos a través del método de componentes principales³ resumen la variabilidad conjunta de un gran número de series económicas que fueron agrupadas según se trata de series asociadas a la demanda agregada en factores de demanda, las asociadas a la oferta en factores de oferta y un conjunto de series nominales que incluye agregados monetarios, precios, tasas de interés y recaudación tributaria, entre otras cuya variabilidad se resumió en factores a los que llamamos nominales. Finalmente todas estas series fueron también utilizadas en forma conjunta para construir factores a los que denominamos factores totales.⁴ Sólo los modelos estimados con base en los factores totales y nominales resultaron satisfactorios para explicar la dinámica de la inflación. En general no se utilizó más allá del cuarto componente principal, de acuerdo a lo

² Galí y Gertler (1999) proponen una curva de Phillips neokeynesiana híbrida, que incorpora un término rezagado de la inflación. El modelo utilizado aquí para pronóstico fue estimado por D'Amato y Garegnani (2006) y está en línea con el de Galí y Gertler, pero extendido al caso de una economía abierta pequeña.

³ Ver el Apéndice A para una descripción detallada del método de componentes principales.

⁴ Ver Apéndice B para una descripción de las series que se consideraron para obtener los distintos factores.

sugerido por la literatura. El modelo estimado es del tipo:

$$(3b) \quad Y_{t+1} = \beta' F_t + \varepsilon_{t+1},$$

donde $F_t = [f'_t, f'_{t-1}, \dots, f'_{t-p}]$ es un vector de dimensión $r = (p+1)\bar{r}$ donde p es el número máximo de rezagos, y \bar{r} el número de predefinido de factores a ser extraídos de los datos, que en nuestro caso es cuatro.

Un detalle de los modelos estimados se presenta en el Apéndice C.

1. La capacidad predictiva de los modelos estimados

Para comparar el desempeño de los distintos modelos reportamos cuatro tipos de estadísticos: el error cuadrático medio (RMSE), el error absoluto medio (MAE), el error porcentual absoluto medio (MAPE) y el estadístico *U-Theil*, que compara el RMSE de cada modelo con el del mejor modelo univariado elegido como *benchmark*. Los resultados se muestran en el cuadro 1. Se trata en todos los casos de modelos fuera de muestra

Una pregunta inmediata es si el modelo univariado supera en forma sistemática a los modelos causales y los multivariados

TABLA 1. CAPACIDAD PREDICTIVA DE MODELOS INDIVIDUALES

Período de pronóstico	ARMA(1,12)	Curva de Phillips	VAR	Factores totales	Factores nominales
RMSE					
2006:10 a 2006:12	0.0027	0.0036	0.0031	0.0034	0.0046
2006:7 a 2007:12	0.0026	0.0039	0.0028	0.0034	0.0043
2006:1 a 2006:12	0.0033	0.0037	0.0032	0.0036	0.0039
MAE					
2006:10 a 2006:12	0.0024	0.0035	0.0031	0.0029	0.0043
2006:7 a 2007:12	0.0022	0.0033	0.0027	0.0028	0.0038
2006:1 a 2006:12	0.0027	0.0032	0.0025	0.0027	0.0031
MAPE					
2006:10 a 2006:12	27.33	43.69	36.67	32.96	49.61
2006:7 a 2007:12	26.93	40.49	35.32	34.95	47.74
2006:1 a 2006:12	36.15	45.08	31.39	31.51	36.67
Estadístico <i>U-Theil</i>					
2006:10 a 2006:12	1	1.33	1.15	1.23	1.67
2006:7 a 2007:12	1	1.53	1.09	1.30	1.66
2006:1 a 2006:12	1	1.12	0.97	1.08	1.18

en su capacidad de pronóstico. La respuesta es algo mixta. En un horizonte muy corto, como un trimestre o un semestre, el modelo ARMA supera en forma sistemática al resto de los modelos (el estadístico *U-Theil* es mayor que uno). Cuando se extiende el horizonte a un año el VAR monetario supera al ARMA (el estadístico *U-Theil* es 0.97). En un horizonte de un año el VAR monetario está muy cerca del mejor modelo univariado y supera al modelo ARMA.

En forma resumida los resultados indican una complementariedad entre los modelos de pronóstico que puede ser explotada en la medida que se la identifique. Los modelos univariados tienen un muy buen desempeño en horizontes muy cortos. A medida que se extiende el horizonte de pronóstico, los modelos multivariados, tanto aquellos cuyo uso se sustenta en la teoría, como los que utilizan factores como medidas resumen de la variabilidad conjunta de distintos indicadores del ciclo, se acercan en su desempeño a los modelos univariados y eventualmente los superan.

2. Comparación de la capacidad predictiva de modelos alternativos

La evaluación de la capacidad predictiva de los modelos de pronóstico es importante no sólo porque en general los pronósticos son un insumo fundamental para la toma de decisiones de política, sino también porque implica una elección entre hipótesis económicas alternativas.

Como enfatizan Diebold y Mariano (1995), una revisión de la literatura empírica sobre pronóstico permite observar que la evaluación de la capacidad de pronóstico de modelos alternativos se basa a menudo en la comparación de estimaciones puntuales, sin una evaluación de la incertidumbre muestral. El uso de pruebas estadísticas se dificulta debido a que usualmente existen problemas de correlación serial o correlación contemporánea entre los errores de pronóstico.

Diebold y Mariano proponen un conjunto de pruebas para evaluar la hipótesis nula de ausencia de diferencias en la capacidad predictiva de dos modelos de pronóstico alternativos. Las pruebas se basan en la evaluación de la presencia de diferencias significativas entre los modelos y los datos. Las pruebas propuestas por Diebold y Mariano permiten, en

algunos casos, errores de pronóstico no normales, serialmente correlacionados y también correlacionados entre sí en forma contemporánea.

Evaluamos aquí los modelos descritos en la subsección anterior utilizando algunos de las pruebas propuestos por Diebold y Mariano. Debido a que el ejercicio de pronóstico que se desarrolla considera horizontes no superiores a un año, la evaluación para todos los horizontes se basa principalmente en pruebas no paramétricas. En el caso de los pronósticos a un año también se evalúa la hipótesis de no diferencia de capacidad predictiva con pruebas paramétricas.

En muchas aplicaciones en las que se comparan las capacidades predictivas de diferentes modelos la función de pérdida de cada modelo suele representarse por el error de pronóstico o bien en forma general por una función directa del mismo. En este trabajo se considera al propio error de pronóstico como función de pérdida del respectivo modelo. La hipótesis nula de igual capacidad predictiva para dos pronósticos será la distancia entre ambos errores de pronóstico. Para los tres horizontes de pronóstico considerados se utilizan pruebas adecuadas al caso de pocas observaciones de errores de pronóstico; dos de estas pruebas están basados en los diferenciales de pérdida observados (la prueba del signo) o en sus rango (la prueba de signo de rangos de Wilcoxon). Para el caso de un año se complementan las pruebas previas con pruebas paramétricas que provee la literatura: una simple prueba F y la prueba de Morgan-Granger-Newbold (MGN). En el caso de estas dos últimas pruebas la función de pérdida está definida como el cuadrado de la distancia entre ambos errores de pronóstico.⁵

Las pruebas no paramétricas, de signo y de rango de signo de Wilcoxon permiten trabajar con todos los horizontes. En el cuadro 2 se muestra el número de diferencias positivas observadas para los pronósticos de todos los modelos comparados con el modelo ARMA. Por ejemplo, en el caso de la curva de Phillips y para un horizonte de un año, el número cinco en la columna de la prueba de signos indica que de las 12 diferencias del error de pronóstico de la curva de Phillips respecto

⁵ En el Apéndice D se presenta una descripción de las pruebas implementadas.

del ARMA, 5 son positivas. De acuerdo a una distribución binomial con parámetros $T=12$ y $1/2$, bajo la hipótesis nula, ambos modelos no se diferencian en su capacidad predictiva. Este resultado se repite para el resto de los modelos y horizontes de pronóstico. En el caso de la prueba de signos de Wilcoxon la versión *estudentizada* permite utilizar la distribución normal estándar y al 5% de significancia no se rechaza la hipótesis de igual capacidad predictiva, con excepción del modelo de factores nominales para el horizonte de un año. El rechazo implica en este caso que el modelo ARMA supera en capacidad predictiva al de factores nominales.⁶

CUADRO 2. COMPARACIÓN DE CAPACIDAD PREDICTIVA RESPECTO DE MODELO ARMA

<i>Modelo de pronóstico</i>	<i>Prueba de signo^a</i>	<i>Prueba de signo de rangos de Wilcoxon^b</i>	<i>Prueba F</i>	<i>Prueba de Morgan-Granger-Newbold</i>
Curva de Phillips				
3 meses	2			
6 meses	4	-1.3628		
1 año	5	-0.3922	1.3895	1.0635
VAR monetario				
3 meses	2			
6 meses	3	-1.5724		
1 año	5	-0.4707	0.9362	0.1390
Factores totales				
3 meses	2			
6 meses	4	-1.3628		
1 año	7	0.4707	1.4020	0.4186
Factores nominales				
3 meses	3			
6 meses	6	-0.9435		
1 año	10	2.3534	1.7828	0.4844

^a Parámetros de la distribución binomial T (cantidad de períodos a pronosticar) y $1/2$.
^b Estadístico basado en Wilcoxon es su versión asintótica normal *estudentizada*.

Las pruebas paramétricas requieren del cumplimiento de algunos supuestos respecto de los errores de pronóstico: *i*) que la función de pérdida sea cuadrática; *ii*) que los errores de pronóstico tengan promedio cero; *iii*) que tengan una distribución normal; *iv*) que no estén correlacionados serialmente;

⁶ La prueba se calculó para los horizontes de 6 y 12 meses, dado que requiere simetría en la función de pérdida.

y *v*) que no se correlacionen contemporáneamente entre sí. La prueba MGN permite correlación contemporánea entre los errores de pronóstico. En el caso de la prueba F, cuando se comparan los valores del estadístico observado con los valores críticos para una $F(12,12)$, se encuentra que no se rechaza la hipótesis nula al 5%. Los resultados de las pruebas MGN no son muy diferentes cuando se evalúa la hipótesis nula considerando la distribución *t* de Student con T-1 grados de libertad. Es decir, para ambas pruebas la capacidad predictiva de los modelos no es estadísticamente distinta respecto del modelo ARMA

En resumen, las pruebas indican que ningún modelo supera para todos los horizontes al resto en capacidad predictiva. Este resultado sugeriría la posibilidad de trabajar con una combinación o *pooling* de pronósticos, teniendo en cuenta que cada uno de los modelos considerados puede contener información relevante para el pronóstico. También se puede pensar que estos modelos pueden ser complementarios en el pronóstico en el sentido que permiten responder a distintas preguntas y a guiar diferentes decisiones de política. Por ejemplo, el VAR monetario permite responder a una pregunta relevante como cuál es el rezago con que los impulsos monetarios se transmiten a los precios, o la curva de Phillips es informativa acerca del impacto de cambios en la brecha del producto sobre la tasa de inflación. Timmermann (2003) señala que, a menos que uno pueda identificar *ex ante* un modelo con mejor capacidad predictiva que sus competidores, la combinación de pronósticos ofrece ganancias de diversificación que la hacen atractiva por sobre los pronósticos derivados de un modelo individual.

Considerar una combinación de estos pronósticos presenta ventajas en varios sentidos: *i*) la combinación de pronósticos ofrece diversificación. Intuitivamente, si se tiene una función de pérdida cuadrática, aún cuando uno de los modelos supere al otro en capacidad predictiva, una combinación lineal de ellos, al generar una pérdida menor puede ser preferida; *ii*) para economías sujetas a cambios estructurales la combinación de pronósticos provee una mejor predicción por encima del mejor modelo individual; en general, las velocidades de adaptación a cambios estructurales de los modelos suele diferir, en ese sentido combinar modelos con distinta adaptabilidad

al cambio puede superar a los modelos individuales; y, *iii*) la combinación de pronóstico puede ser vista como un modo de hacer más robusto el pronóstico frente al sesgo de especificación y los errores de medición de las variables de los pronósticos individuales. Por ejemplo, si dos pronósticos tiene sesgos diferentes, en direcciones opuestas, es fácil pensar que la combinación puede generar una mejora en el pronóstico.⁷

De acuerdo con lo que sugiere Marcellino (2002), construimos combinaciones lineales de pronósticos con base en promedios ponderados, con ponderadores calculados del siguiente modo:

$$(4) \quad y_{t+h} = \sum_{m=1}^M k_{m,h,t} y_{t+h,m}, \text{ con } k_{m,h,t} = \left(\frac{1}{RMSE_{m,h,t}} \right)^w / \sum_{j=1}^M \left(\frac{1}{RMSE_{j,h,t}} \right)^w,$$

donde m indexa los modelos, $k_{m,h,t}$ denota los ponderadores y RMSE es el error cuadrático medio.

Para cada modelo se eligen ponderadores que son inversamente proporcionales a sus estadísticos de capacidad predictiva en el caso de $w=1$ en la ecuación (4). También consideramos el caso de $w=5$, en el que una mayor ponderación se asigna a los modelos con mejor capacidad predictiva.

En nuestro caso las combinaciones se realizaron para todos los modelos y se usaron para las ponderaciones los tres estadísticos de capacidad predictiva antes mencionados: RMSE, MAE y MAPE.

En el cuadro 3 se presentan: los RMSE, los MAE, los MAPE y el *U-Theil* para combinaciones ponderadas con $w=1$ y $w=5$, donde se usaron como ponderadores los respectivos RMSE, MAE y MAPE de cada modelo. El estadístico *U-Theil* se computa relativo al ARMA.

Los resultados indican que la combinación de pronósticos supera al mejor pronóstico individual para un horizonte de un año y con ponderadores más que inversamente proporcionales de los mejores modelos individuales. Este resultado es de utilidad para fines prácticos pues el horizonte relevante para la toma de decisiones de política económica es el de un año. La posibilidad de combinar modelos tanto univariados

⁷ Para una revisión detallada de las ventajas de la combinación de pronósticos ver Hendry y Clements (2002). Marcellino (2002) y Timmermann (2006).

como multivariados permite además responder a preguntas específicas de política económica.

CUADRO 3

<i>Período de pronóstico</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>
	RMSE					
	w=1			w=5		
2006:10 a 2006:12	0.0032	0.0032	0.0031	0.0028	0.0028	0.0028
2006:7 a 2007:12	0.0030	0.0030	0.0030	0.0027	0.0027	0.0027
2006:1 a 2006:12	0.0034	0.0034	0.0034	0.0032	0.0033	0.0034
	MAE					
	w=1			w=5		
2006:10 a 2006:12	0.0030	0.0030	0.0030	0.0024	0.0024	0.0023
2006:7 a 2007:12	0.0027	0.0027	0.0027	0.0023	0.0023	0.0023
2006:1 a 2006:12	0.0027	0.0027	0.0027	0.0026	0.0026	0.0026
	MAPE					
	w=1			w=5		
2006:10 a 2006:12	34.61	34.47	34.16	27.15	26.20	24.99
2006:7 a 2007:12	55.79	55.69	55.81	46.37	45.50	45.50
2006:1 a 2006:12	32.53	32.45	32.44	31.28	30.92	30.95
	Estadístico U-Theil					
	w=1			w=6		
2006:10 a 2006:12	1.160	1.156	1.154	1.031	1.025	1.024
2006:7 a 2007:12	1.180	1.179	1.181	1.051	1.047	1.050
2006:1 a 2006:12	1.010	1.012	1.019	0.973	0.984	1.020

V. CONCLUSIONES

Estimamos una variedad de modelos de inflación para fines de pronóstico que incluyen desde modelos univariados, modelos causales basados en teorías alternativas de la inflación y modelos basados en el uso de factores o medidas resumidas de la variabilidad conjunta de un gran número de series económicas. Encontramos que si bien el modelo univariado es en general el de mejor desempeño, a medida que se extiende el horizonte de pronóstico, los modelos multivariados se acercan al desempeño de los univariados. En particular, el VAR monetario llega a superar al modelo ARMA univariado para el horizonte de un año, si se comparan las estimaciones puntuales de distintos estadísticos calculados para evaluar la capacidad predictiva de los modelos. Sin embargo, cuando se calculan pruebas para evaluar la significatividad estadística de las

diferencias en capacidad predictiva de los modelos, tomando como *benchmark* un modelo ARMA univariado, las diferencias no resultan significativas. Finalmente, se combinan los modelos estimados mediante un *pool* de pronósticos utilizando como ponderadores los inversos de los RMSE, MAPE y MAE de los respectivos modelos. Los resultados indican que alguna de las combinaciones de pronósticos supera al mejor pronóstico individual para un horizonte de un año. Teniendo en cuenta que el horizonte de un año es el relevante para la toma de decisiones de política económica, la posibilidad de combinar modelos tanto univariados como multivariados para pronóstico es interesante porque permite además responder a preguntas específicas de política económica.

Anexo A

El método de componentes principales

La metodología de componentes principales permite obtener una medida sintética de la variabilidad conjunta de una colección de variables aleatorias relacionadas, a partir del cálculo de aquellas combinaciones lineales de estas variables cuya varianza es máxima.⁸

Dado un conjunto de n variables aleatorias que se conoce están relacionadas, se espera que un número relativamente reducido de combinaciones lineales de éstas –los componentes principales– pueda explicar una gran proporción de su variabilidad total. En ese sentido, el método permite resumir en un conjunto reducido de $q < n$ componentes principales y sus varianzas la información contenida en un vector $X : nx1$ de variables aleatorias y su matriz de varianzas y covarianzas.

Dado un vector de variables aleatorias $X : nx1$ con $E(X) = \Phi$, $\text{var}(X) = \Sigma$ es posible definir $\alpha \equiv (\alpha_i)$ como un vector de ponderadores desconocidos de los componentes de X y z como un vector tal que:

$$z_1 = X' \alpha \text{ con } z = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_i.$$

⁸ Para una descripción detallada de la técnica de análisis multivariado de componentes principales ver Press (1972) y Kendall (1975).

Si los elementos de X están medidos en las mismas unidades es posible imponer:

$$\alpha' \alpha = \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$$

De esta manera es posible encontrar un vector de ponderadores α tal que maximice $\text{var}(z_1) = \alpha' \Sigma \alpha$, sujeto a $\alpha' \alpha = 1$.

Entonces el problema de:

$$(A.1) \quad \max_{\alpha} (\alpha' \Sigma \alpha), \quad \text{s.a. } \alpha' \alpha = 1,$$

puede escribirse como:

$$L = \alpha' \Sigma \alpha - \lambda (\alpha' \alpha - 1).$$

Diferenciando L con respecto a α e igualando a 0 se tiene que:

$$\frac{\partial L}{\partial \alpha} = 2\Sigma \alpha - 2\lambda \alpha = 0,$$

y:

$$(A.2) \quad (\Sigma - \lambda I) \alpha = 0,$$

y dado que:

$$\alpha \neq 0.$$

Existe una solución si:

$$(A.3) \quad |\Sigma - \lambda I| = 0.$$

Esto implica que λ es una raíz característica de la matriz de varianzas y covarianzas de X Σ y α es un vector característico de esa matriz. Dado que Σ es una matriz $n \times n$ existen n raíces características λ que satisfacen (A.2) y n combinaciones lineales ortogonales asociadas a n vectores característicos α . Teniendo en cuenta (A.3):

$$\Sigma \alpha = \lambda \alpha,$$

y premultiplicando por α' :

$$\alpha' \Sigma \alpha = \lambda \alpha' \alpha = \lambda.$$

El mayor valor de λ es aquel que maximiza la varianza de z

La solución al problema (A.1) está dada por (α_1, λ_1) y z_1 se conoce como el primer componente principal de ese conjunto de variables aleatorias.

Anexo B

Detalle de las series del ciclo utilizadas para el cálculo de factores

CUADRO A. 1

<i>Series</i>	<i>Factor</i>
Factor de demanda	
ISE (indicador sintético de energía) desestacionalizado	Demanda/consumo
Supermercados, volumen de ventas a precios constantes (desestacionalizado)	Demanda/consumo
Centros de compras, volumen de ventas a precios constantes (desestacionalizado)	Demanda/consumo
Estadísticas de servicios públicos – índice sintético general	Demanda/consumo
Importaciones desestacionalizadas	Demanda/consumo
Automotores al mercado interno, ventas en unidades	Demanda/consumo
Automotores, Prod. Nac. al Merc. interno, ventas en unidades	Demanda/consumo
Automóviles, importaciones en unidades	Demanda/consumo
Ventas, azúcar en miles de toneladas	Demanda/consumo
Ventas, cerveza en miles de hectolitros	Demanda/consumo
Ventas, vino en miles de hectolitros	Demanda/consumo
Ventas, gaseosas en miles de hectolitros	Demanda/consumo
Ventas, cigarrillos en millones de paquetes	Demanda/consumo
Ventas, productos farmacéuticos en millones de unidades	Demanda/consumo
Ventas, naftas en miles de m ³	Demanda/consumo
Ventas, cemento Desp. al Merc. int. en miles de toneladas	Demanda/consumo
Ventas, asfalto en miles de toneladas	Demanda/consumo
Ventas, automóviles en unidades	Demanda/consumo
Ventas, automóviles utilitarios en unidades	Demanda/consumo
Ventas, automóviles carga y pasajero en unidades	Demanda/consumo
Ventas, energía demandada en GWh	Demanda/consumo
Factor de oferta	
Automóviles, producción en unidades	Producción/oferta
Cemento, despachos totales	Producción/oferta
Producción, hierro primario en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, acero crudo en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, petróleo crudo en miles de m ³	Producción/oferta
Producción, procesado en miles de m ³	Producción/oferta
Producción, gas natural en millones de m ³	Producción/oferta
Producción, harina de trigo en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, aceites vegetales en miles de toneladas	Producción/oferta

Producción, subproductos oleaginosos en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, galletas y bizcochos en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, faena de carne vacuna en miles de cabezas	Producción/oferta
Producción, faena de aves en millones de aves	Producción/oferta
Producción, bebidas espirituosas en miles de litros	Producción/oferta
Producción, hilados celulósicos en toneladas	Producción/oferta
Producción, pastas para diarios en toneladas	Producción/oferta
Producción, jabones tocador y lavar en toneladas	Producción/oferta
Producción, neumáticos en miles de unidades	Producción/oferta
Producción, urea en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, sosa cáustica en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, P.V.C. en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, etileno en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, polietileno en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, polipropileno en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, sec-butanol en toneladas	Producción/oferta
Producción, isopropanol en toneladas	Producción/oferta
Producción, ácido sulfúrico en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, cloro en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, naftas en miles de m ³	Producción/oferta
Producción, gas oil en miles de m ³	Producción/oferta
Producción, fuel oil en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, caucho sintético en toneladas	Producción/oferta
Producción, negro de humo en toneladas	Producción/oferta
Producción, pinturas para construcción en toneladas	Producción/oferta
Producción, cemento portland en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, hierro redondo para hormigón en toneladas	Producción/oferta
Producción, automotores utilitarios en unidades	Producción/oferta
Producción, automotores de carga y pasajero en unidades	Producción/oferta
Producción, laminados en frío en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, laminados en caliente no planos en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, laminados en caliente planos en miles de toneladas	Producción/oferta
Producción, zinc electrolítico en toneladas	Producción/oferta
Producción, tractores en unidades	Producción/oferta
UCI FIEL, industria manufacturera	Producción/oferta
UCI FIEL, bienes de consumo no durables	Producción/oferta
UCI FIEL, bienes de consumo durables	Producción/oferta
UCI FIEL, bienes de capital	Producción/oferta
UCI FIEL, bienes de uso intermedio	Producción/oferta
Encuesta FIEL, situación general de la industria manufacturera	Producción/oferta
Encuesta FIEL, situación general de bienes de consumo no durables	Producción/oferta
Encuesta FIEL, situación general de bienes de consumo durables	Producción/oferta
Encuesta FIEL, situación general bienes de uso intermedio	Producción/oferta
Encuesta FIEL, perspectiva de próximos meses de la industria manufacturera	Producción/oferta
Encuesta FIEL, perspectiva de próximos meses de bienes de consumo no durables	Producción/oferta
Encuesta FIEL, perspectiva de próximos meses de bienes de consumo durables	Producción/oferta

Encuesta FIEL, perspectiva de próximos meses de bienes de capital	Producción/oferta
Encuesta FIEL, perspectiva de próximos meses de bienes de uso intermedio	Producción/oferta
Encuesta FIEL, tendencia de demanda de la industria manufacturera	Producción/oferta
Encuesta FIEL, tendencia de demanda bienes de consumo no durables	Producción/oferta
Encuesta FIEL, tendencia de demanda de bienes de consumo durables	Producción/oferta
Encuesta FIEL, tendencia de demanda de bienes de capital	Producción/oferta
Encuesta FIEL, tendencia de demanda de bienes de uso intermedio	Producción/oferta
Encuesta FIEL, nivel de acervos de la industria manufacturera	Producción/oferta
Encuesta FIEL, nivel de acervos de bienes de consumo no durables	Producción/oferta
Encuesta FIEL, nivel de acervos de bienes de consumo durables	Producción/oferta
Encuesta FIEL, nivel de acervos de bienes de capital	Producción/oferta
Encuesta FIEL, nivel de acervos de bienes de uso intermedio	Producción/oferta
Automóviles, exportaciones de unidades	Producción/oferta
EMI (estimador mensual de industria) desestacionalizado	Producción/oferta
EMAE (estimador mensual de actividad económica) desestacionalizado	Producción/oferta
IPI (índice de producción industrial), nivel general	Producción/oferta
IPI, bienes de consumo no durables	Producción/oferta
IPI, bienes de consumo durables	Producción/oferta
IPI, bienes de uso intermedio	Producción/oferta
IPI, bienes de capital	Producción/oferta
IPI, alimentos y bebidas	Producción/oferta
IPI, cigarrillos	Producción/oferta
IPI, insumos textiles	Producción/oferta
IPI, pasta y papel	Producción/oferta
IPI, combustible	Producción/oferta
IPI, químicos y plásticos	Producción/oferta
IPI, minerales no metálicos	Producción/oferta
IPI, siderurgia	Producción/oferta
IPI, metalmecánica	Producción/oferta
IPI, automóviles	Producción/oferta
Total automotores, producción en unidades	Producción/oferta

Factor nominal

Tasas depósitos en pesos en caja	Tasas/precios/nom
Tasas a plazo fijo 30 a 59 días	Tasas/precios/nom
Tasas a 60 días o más	Tasas/precios/nom
Tasas depósitos en dólares en caja	Tasas/precios/nom
Tasas a plazo fijo 30 a 59 días	Tasas/precios/nom
Tasas a 60 días o más	Tasas/precios/nom
ITCRM, a diciembre del 2001 = 100	Tasas/precios/nom
IPC, nivel general	Tasas/precios/nom
IPC, alimentos y bebidas	Tasas/precios/nom
IPC, indumentaria	Tasas/precios/nom
IPC, vivienda y servicios básicos	Tasas/precios/nom

IPC, equipamiento y mantenimiento del hogar	Tasas/precios/nom
IPC, atención médica y gastos para la salud	Tasas/precios/nom
IPC, transporte y comunicaciones	Tasas/precios/nom
IPC, esparcimiento	Tasas/precios/nom
IPC, educación	Tasas/precios/nom
IPC, otros bienes y servicios varios	Tasas/precios/nom
IPIM (índice de precios internos al por mayor), nivel general	Tasas/precios/nom
IPIM, productos nacionales, total	Tasas/precios/nom
IPIM, productos nacionales primarios	Tasas/precios/nom
IPIM, productos nacionales manufacturados y energía eléctrica	Tasas/precios/nom
IPIM, productos importados	Tasas/precios/nom
Lista de precios internos básicos al por mayor (IPIB), nivel general	Tasas/precios/nom
IPIM, productos nacionales total	Tasas/precios/nom
IPIM, productos nacionales primarios	Tasas/precios/nom
IPIM, productos nacionales manufacturados y energía eléctrica	Tasas/precios/nom
IPIM, productos importados	Tasas/precios/nom
Lista de precios básicos del productor (IPP) Nivel general	Tasas/precios/nom
IPIM Productos nacionales primarios	Tasas/precios/nom
IPIM Productos nacionales manufacturados y energía eléctrica	Tasas/precios/nom
Recaudación tributaria, IVA dgi	Tasas/precios/nom
Recaudación tributaria, derechos de importación	Tasas/precios/nom
B y M privado, fin de mes	Tasas/precios/nom
M1 amplio privado, fin de mes	Tasas/precios/nom
M2 amplio privado, fin de mes	Tasas/precios/nom
M3 amplio privado, fin de mes	Tasas/precios/nom
Merval al cierre del mes	Tasas/precios/nom
Merval, promedio mensual	Tasas/precios/nom
B y M total, promedio de mes	Tasas/precios/nom
M1 amplio, promedio de mes	Tasas/precios/nom
M2 amplio, promedio de mes	Tasas/precios/nom
M3 amplio, promedio de mes	Tasas/precios/nom
Recaudación tributaria, IVA Dirección General de Administración	Tasas/precios/nom

NOTA: Todas las series utilizadas han sido desestacionalizadas utilizando el programa X-12 ARIMA y posteriormente estandarizadas.

Anexo C

Modelos de pronóstico

CUADRO A. 2. MODELOS DE PRONÓSTICO ESTIMADOS

ARMA(1, 1)		Curva de Phillips			VAR monetario			Factores totales			Factores nominales		
Var. dep.	Inflación	Var. dep.	Inflación	Var. dep.	D(LM2)	D(LIPC)	Var. dep.	Inflación	Var. dep.	Inflación	Var. dep.	Inflación	
C	0.0012 0.0005	INFLA(-1)	0.57714 0.06337	D(LM2(-1))	0.070025 0.09122	-0.000231 0.01724	C	0.0050 0.0004	C	0.0050 0.0004	C	0.00491 0.00034	
INFLA(-1)	0.4605 0.0587	INFLA(-1)	0.18159 0.04029	D(LM2(-2))	0.065873 0.07114	0.042099 0.01345	FT1	0.0027 0.0002	FN1	0.0027 0.0002	FN1	0.00294 0.00015	
DUM0219	0.0149 0.0020	GAP(-1)	0.00972 0.00299	D(LM2(-3))	-0.087637 0.07819	0.035181 0.01478	FT1(-1)	-0.0006 0.0002	FN1(-1)	-0.0006 0.0002	FN1(-1)	-0.00066 0.00017	
DUM024	0.0654 0.0037	DEVNOM(-1)	0.02346 0.00801	D(LM2(-4))	0.096694 0.07795	0.000191 0.01473	FT2	0.0004 0.0001	FN1(-3)	0.0004 0.0001	FN1(-3)	0.00032 0.00012	
DUM025	-0.0182 0.0055	DIPPUSA(-1)	0.21346 0.05667	D(LIPC(-1))	-0.07621 0.35616	0.303032 0.06731	FT2(-3)	0.0006 0.0001	FN2	0.0006 0.0001	FN2	0.00058 0.00013	
MA(12)	0.4854 0.0768	D021	0.01983 0.00573	D(LIPC(-2))	-0.417894 0.28985	0.149748 0.05478	FT3(-3)	-0.0006 0.0001	FN2(-3)	-0.0006 0.0001	FN2(-3)	-0.00026 0.00016	
		D024	0.06581 0.00254	D(LIPC(-3))	0.677121 0.27385	0.030016 0.05176	FT4	0.0007 0.0001	FN4	0.0007 0.0001	FN4	-0.00106 0.00016	
		D025	-0.02662 0.00605	D(LIPC(-4))	0.491274 0.22779	0.04276 0.04305	FT4(-3)	-0.0005 0.0002					
		DO31	0.01320 0.00214	C	0.083111 0.00541	0.001235 0.00102							

Anexo D

Pruebas para comparar capacidad predictiva

Pruebas para muestras finitas

1. Prueba de signo

Dado el diferencial de pérdidas d_i , entre dos modelos i y j , definido como:

$$d_i = \left[g(e_{i_t}) - g(e_{j_t}) \right].$$

La hipótesis nula de la prueba es que la mediana del diferencial de pérdidas es 0:

$$\text{med}(g(e_{i_t}) - g(e_{j_t})) = 0.$$

Suponiendo que el diferencial de pérdidas es una variable *iid*, el número de diferenciales positivos en una muestra de tamaño T sigue una distribución binomial con parámetros T , $1/2$ bajo la hipótesis nula. El estadístico de la prueba es entonces:

$$S_1 = \sum_{t=1}^T I_+(d_t),$$

donde:

$$\begin{aligned} I_+(d_t) &= 1 && \text{si } d_t > 0 \\ &= 0 && \text{de lo contrario.} \end{aligned}$$

La significancia del estadístico puede verificarse en la tabla de la distribución binomial acumulada.

2. Prueba de signo de rangos de Wilcoxon

Esta prueba no paramétrica requiere de simetría en el diferencial de pérdidas. Nuevamente se supone que el diferencial de pérdidas es *iid*.

El estadístico de la prueba es la suma de los rangos del valor absoluto de las diferencias positivas.

$$S_2 = \sum_{t=1}^T I_+(d_t) \text{ rango}(|d_t|).$$

La distribución *estudentizada* del estadístico S_2 se distribuye asintóticamente como una normal estándar.

$$S_{2std} = \frac{S_2 - \frac{T(T+1)}{4} a}{\sqrt{\frac{T(T+1)(2T+1)}{24}}} \sim N(0,1).$$

3. Prueba F

Si *i*) la pérdida es cuadrática; *ii*) los errores de pronóstico tiene media 0; *iii*) tienen una distribución normal; *iv*) no están correlacionados serialmente; y *v*) no se correlacionan contemporáneamente entre sí, el coeficiente de las varianzas muestrales sigue la distribución *F* bajo la hipótesis nula de no diferencia de capacidad predictiva. El estadístico a evaluar:

$$F = \frac{\frac{e_i' e_i}{T}}{\frac{e_j' e_j}{T}} = \frac{e_i' e_i}{e_j' e_j}.$$

se distribuye como una $F(T, T)$.

4. Prueba de Morgan-Granger-Newbold

Granger y Newbold (1977) buscan solucionar el problema de la correlación contemporánea entre los errores de pronóstico con base en una transformación ortogonal propuesta por Morgan (1939). Definiendo $x_t = (e_{it} + e_{jt})$ y $z_t = (e_{it} - e_{jt})$. Manteniendo los supuestos (i) a (iv), la hipótesis nula de igual capacidad predictiva entre los modelos *i* y *j* es equivalente a una correlación 0 entre *x* y *z* es decir $\rho_{zx} = 0$.

El estadístico:

$$MNG = \frac{\hat{\rho}_{zx}}{\sqrt{\frac{1 - \hat{\rho}_{zx}^2}{T-1}}},$$

se distribuye como una *t* de Student con $T-1$ grados de libertad.

REFERENCIAS

Ahumada, H., y L. Garegnani (2007), *Forecasting a monetary*

- aggregate in a changing environment: Argentina after 2002*, texto mimeografiado.
- Atkenson, A., y L. Ohanian (2001), "Are Phillips Curve Useful for Forecasting Inflation", *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, vol. 25, n° 1, pp. 2-11.
- Bates, J. M., y C. W. J. Granger (1969), "The combination of forecasts", *Operations Research Quarterly*, vol. 20, pp. 451-68.
- Canova, F. (2002), *G-7 Inflation Forecasts*, European Central Bank (Working Paper, n° 151).
- Clements, M., y D. Hendry (2006), "Forecasting with breaks", en Elliot, G., C. Granger y A. Timmermann (eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, cap. 12, vol. 1, North-Holland.
- D'Amato, L., L. Garegnani y J. Sotes (2007), *Inflation persistence and changes in the monetary regime: The argentine case*, BCRA, septiembre (Working Paper, n° 23).
- D'Amato, L., y L. Garegnani (2006), *The Short-run Dynamics of Inflation: Estimating a Hybrid New Keynesian Phillips Curve for Argentina*, documento presentado en la X Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, auspiciada por el Banco Central de Reserva del Perú y el CEMLA, celebrada en Lima, el 5, 6 y 7 de octubre de 2005; versión en español "La dinámica de la inflación a corto plazo: estimación de una 'curva de Phillips neokeynesiana híbrida' para Argentina", *Monetaria*, vol. XXIX, n° 4, octubre-diciembre de 2006, pp. 401-16.
- Diebold, F. X., y P. Pauly (1990), "Structural change and the combination of forecasts", *Journal of Forecasting*, vol. 6, pp. 503-08.
- Diebold, F. X., y R. S. Mariano (1995), "Comparing Predictive Accuracy", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 13, pp. 253-63.
- Elliot, G., C. W. J. Granger y A. Timmermann (eds.) (2006), *Handbook of Economic Forecasting*, vol. 1, North-Holland.
- Galí J., y M. Gertler (1999), "Inflation Dynamics: A structural econometric analysis", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, n° 2, pp. 195-222.
- Granger C. W. J., y P. Newbold (1977), *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press; segunda edición, marzo de 1986.
- Granger, C. W. J., y R. Ramanathan (1984), "Improved methods of forecasting", *Journal of Forecasting*, vol. 3, pp. 197-204.

- Hendry, D. F., y M. P. Clements (2002), "Pooling of forecasts", *Econometrics Journal*, vol. 5, pp. 1-26.
- Kendall, M. (1975), *Multivariate Analysis*, Charles Griffin & Company Ltd.
- Marcellino, M. (2002), "Forecasting pooling for short time series of macroeconomic variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 66, pp. 91-112.
- Morgan, W. A. (1939-1940), "A test for the Significance of the Difference Between Two Variances in a Sample from a Normal Bivariate Population", *Biometrika*, vol. 31, pp. 13-19.
- Press, S. J., (1972), *Applied Multivariate Analysis*, Holt, Rinehart y Witson, Inc.
- Stock, J., y M. Watson (1999), "Forecasting Inflation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, n^o 2, pp. 293-335.
- Stock, J., y M. Watson (2002a), "Macroeconomic Forecasting using diffusion indexes", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 20, pp. 147-62.
- Stock, J., y M. Watson (2005), *Why has U.S. Inflation become harder to forecast?*, NBER (Working Paper, n^o 12324).
- Stock, J., y M. Watson (2006), "Forecasting with many predictors", en G. Elliot, C. Granger y A. Timmermann (eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, cap. 10, vol. 1, North-Holland.
- Timmermann, A., (2006), "Forecast combinations", en G. Elliot, C. Granger y A. Timmermann (eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, cap. 10, vol. 1, North-Holland.

Michael Pedersen

Un indicador líder compuesto para la actividad económica en Chile

I. INTRODUCCIÓN

Desde principios de los años ochenta, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (*Organization for Economic Co-operation and Development*, OECD) ha calculado Indicadores Líderes Compuestos (ILC) para los países miembros, entre ellos México. En el 2006, empezaron a calcularse ILC para seis países grandes que no son miembros de la OECD, entre ellos Brasil.¹ Así, México y Brasil son los únicos dos países de la región de América Latina para quienes la OECD calcula ILC.

En el presente artículo se presenta un ILC calculado para la actividad chilena con la metodología descrita en OECD (1987,

¹ Ver OECD (2006).

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de M. Pedersen, funcionario del Banco Central de Chile (BCC), presentado en la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en México, del 5 al 7 de noviembre de 2008. El autor agradece las discusiones con Mauricio Gallardo que participó en una fase preliminar de este proyecto. Las opiniones expresadas son de exclusiva responsabilidad del autor y no representan la visión del BCC o de su Consejo. Correo electrónico: <mpederse@bcentral.cl>.

1999). El cálculo se basa en 234 series de tiempo separadas en seis grupos: demanda y actividad (DA), comercio exterior (COMEX), el mercado laboral (ML), los mercados financieros (MF), precios y salarios (PS) y, por último, un grupo de datos de encuestas de expectativas (EXP). Para analizar qué tipo de datos son útiles como indicadores líderes de la actividad, se presentan seis indicadores líderes compuestos parciales (ILCP), uno para cada grupo. Los resultados indican que el mejor ILCP se puede obtener con datos del grupo DA, pero también con datos de los grupos COMEX, MF y PS se pueden obtener ILCP con buenas propiedades. Datos del ML y EXP son poco útiles como indicadores líderes de la actividad chilena; los de las encuestas probablemente por los pocos datos disponibles. Se encuentra un ILC con buenas características que incluye datos de los grupos DA, COMEX y MF.

Varios estudios hacen evaluaciones de los ILC calculados por la OECD. Gallardo y Pedersen (2007a) presentan una reseña de la literatura sobre el uso práctico y el desempeño de los ILC de la OECD. La reseña hace referencias a tres estudios,² y se nota que los resultados no son unánimes ya que dependen tanto de la metodología ocupada para hacer la evaluación como de los países analizados. Sin embargo, se concluye que “el balance general es favorable al uso de este tipo de indicadores porque a fin de cuentas, sus cualidades de interés son una cuestión empírica de relevancia práctica”.³

Entre los estudios que han analizado indicadores líderes para el indicador mensual de actividad económica (Imacec) de Chile, se destacan los de Bravo y Franken (2002) y Firinguetti y Rubio (2003). El primero calcula cuatro indicadores líderes con datos mensuales desde 1988 hasta 2001. Entre más de cien series, se usan distintos criterios para elegir nueve series que se utilizan para calcular los indicadores líderes. Se construyen dos indicadores donde las ponderaciones se basan en un sistema de puntaje. Los otros dos son calculados con la metodología de Auerbach (1981). Se concluyen que los últimos dos mencionados son mejores que los primeros en evaluar señales del Imacec.

² Nilsson (1987), Artis *et al.* (1995) y Camba-Méndez *et al.* (1999).

³ Gallardo y Pedersen (2007a), página 37. Los indicadores a los cuales se refieren son tanto el calculado con la metodología OECD como el calculado por la Comisión Europea.

El objetivo principal del estudio de Firinguetti y Rubio (2003) es construir indicadores líderes mediante regresión Ridge, pero además construye indicadores con ponderadores simples y con la metodología de Auerbach (1981). El estudio de Firinguetti y Rubio (FR) se asemeja al presente en el sentido de que aplica la misma metodología para calcular el ciclo de referencia del Imacec y los ciclos de los indicadores individuales, los cuales se ocupan para calcular correlaciones cruzadas con el ciclo de referencia. Además, se informan dos indicadores líderes compuestos, aunque ellos no usen esta terminología, contruidos con la metodología utilizada en este estudio. Sin embargo, hay varias diferencias entre el estudio de FR y el presente. Primero, el criterio de evaluación en el estudio de FR sólo se basa en la correlación cruzada, mientras en este estudio también se analiza la capacidad de los indicadores para adelantar puntos de quiebre. Segundo, en este trabajo se buscan combinaciones de los indicadores líderes para optimizar el desempeño de ellos, mientras FR calculan dos indicadores compuestos basados en los adelantos de los indicadores individuales. Finalmente, FR presentan dos indicadores líderes globales, mientras en este estudio también se presentan indicadores líderes parciales.

En un estudio reciente, Gallardo y Pedersen (2007b) aplican la metodología de la OECD para calcular ILC para once países de la región de América Latina con el propósito de construir un agregado. Para la mayoría de los países, entre ellos Chile, se usa la producción industrial para el cálculo del ciclo de referencia. Usando datos mensuales del período 1994 a 2006 para Chile, los resultados indican que hay tres ciclos que duran en promedio 41 meses. El ILC para el ciclo de la producción industrial tiene la máxima correlación cruzada (0.88) con un adelanto de dos meses, y falta uno de los seis puntos de quiebre que hay en el ciclo de referencia. La diferencia entre el estudio de Gallardo y Pedersen (GP) y el presente es el cálculo del ciclo de referencia. La producción industrial usada por GP consta de un 16% del producto interno bruto (PIB), mientras, por ejemplo, servicios y construcción constan de más de 60%. Así, se puede esperar que el ILC presentado en este estudio sea diferente de lo encontrado por GP.

En la próxima sección se describe brevemente la metodología usada para calcular el ciclo de referencia y el ILC. Se sigue,

en la sección III, con una descripción de los datos utilizados y a continuación, en la sección IV, se presenta el ciclo de referencia calculado con datos del Imacec. En la sección V se investiga cuáles de las variables sirven como indicadores líderes para el Imacec, y con ellas se calculan seis ILCP usando solamente datos del mismo grupo. En la sección V se presenta un ILC global y la sección VII incluye las conclusiones del análisis.

II. METODOLOGÍA

La metodología utilizada en este trabajo está descrita en OECD (1987, 1999) y resumido en, por ejemplo, OECD (1997) y Gallardo y Pedersen (2007a). Un resumen de la metodología empleada para calcular los ILC también se puede encontrar en Brunet y Nilsson (2005). En esta sección se describen los principales componentes de la metodología, la cual consiste en calcular, primero, el ciclo de referencia y, segundo, el indicador líder compuesto. Los métodos se resumen a continuación.

1. Cálculo de la tendencia

Hay varios métodos que se pueden usar para sacar la tendencia de una serie, para calcular el ciclo, entre ellos filtros conocidos como los de Hodrick-Prescott y el *band-pass* de Christiano-Fitzgerald. En este trabajo se aplica una versión modificada del filtro conocido como PAT (*Phase Average Trend*). Este filtro fue desarrollado por el NBER (*Nacional Bureau of Economic Research*) e incorporado en la rutina de Bry-Boschan para la selección de puntos de quiebre en el análisis cíclico.⁴ En resumen, los pasos para el cálculo de la tendencia son los siguientes:

- i) Con la serie original se calcula la tendencia inicial con una media móvil de 75 meses. Dividiendo la serie original por la tendencia inicial, se obtiene la desviación de la tendencia de largo plazo. De esa se eliminan observaciones irregulares encontradas con los contrastes apropiados.

⁴ Ver Bry y Boschan (1971) y Boschan y Ebanks (1978).

- ii) Se aplica la rutina de Bry-Boschan para seleccionar puntos de quiebre tentativos.⁵
- iii) En cada una de las fases identificadas, se toman los valores promedio de la serie original y entre esos promedios se forman medias móviles de tres términos, los cuales se llaman *tripletas*. Se conectan linealmente los puntos medios de las tripletas y con una regresión log-lineal, usando los datos originales, se extrapola el punto medio de la última tripleta.
- iv) La tendencia definitiva se obtiene con un promedio móvil de doce meses.

De la serie original desestacionalizada se saca la tendencia calculada con los pasos ya descritos, y con la serie que resulta (el ciclo) se aplica la rutina de Bry-Boschan para identificar puntos de quiebre.

2. Cálculo del indicador líder compuesto

Las series que se consideran inicialmente como candidatas para servir como indicadores líderes deberían cumplir con tres requisitos: relevancia económica (¿tiene sentido económicamente incluir la serie en el análisis?), comportamiento cíclico (*ex ante*, ¿se puede esperar que la variable tenga relación con el ciclo?) y consideraciones prácticas (¿hay datos confiables disponibles de la serie?).

Para determinar, *ex ante*, si una variable sirve como indicador líder, el primer criterio en este estudio depende de la correlación cruzada entre el ciclo de la variable y el ciclo de referencia. Si la correlación máxima se obtiene donde la variable está adelantando el ciclo de referencia con entre cero y doce meses, se considera que la variable tiene propiedad de indicador líder. Naturalmente, este criterio es subjetivo, pero permite hacer un tamizado rápido de muchas variables (234 en el caso actual).

Con las series preseleccionadas se calcula un indicador líder compuesto, como:

⁵ Según esta rutina, una fase debe ser por lo menos de cinco meses y un ciclo, por lo menos de 15 meses. En el caso que haya dos puntos de quiebre cercanos, la regla es que se usa el último como válido.

$$ILC_t = \sum_{i=1}^k w_i \times s_{i,t} \times c_{i,t},$$

donde w_i es la ponderación del i -ésimo componente, k es el número de componentes que entran en el ILC, $s_{i,t}$ es un factor de estandarización y $c_{i,t}$ es el i -ésimo indicador líder.

El factor de estandarización (y normalización) se aplica para asegurar que el ILC no está influido en exceso por movimientos irregulares de las series componentes. Contiene básicamente dos elementos: suavización y estandarización. La suavización serial se hace con el método MCD (*Months for Cyclical Dominance*) que se define como la longitud mínima de promedios móviles mensuales para la cual la razón entre el componente irregular (I) y el componente cíclico (C) en variaciones mensuales es menor que la unidad. El valor máximo del MCD es seis.⁶

Para asegurar que los componentes en el ILC presenten la misma amplitud cíclica relativa, las series están normalizadas con la formula

$$x_{n,t} = \frac{x_t - \bar{x}}{\left| \frac{\sum_{i=1}^n x_t - \bar{x}}{n} \right|},$$

donde $x_{n,t}$ es la serie normalizada, x_t es la serie original, \bar{x} es la media de la serie y n es el número de observaciones.

Las ponderaciones $w_{i,t}$ están determinadas subjetivamente y en este trabajo se deja cada componente con la misma ponderación.

Con frecuencia, las series de tiempo de los componentes del ILC tienen longitudes distintas, por lo cual es necesario determinar cuántas de las series deberían estar disponibles para el cálculo del ILC. En el presente estudio se usa la regla mencionada en OECD (2005): 60% de las series deben estar disponibles.

No hay un método estándar para determinar cuál es el mejor ILC posible. Así, los criterios necesariamente son determinados en forma subjetiva e incluyen una gran cantidad de juicio. En este trabajo se buscan combinaciones de los

⁶ Para datos trimestrales existe una terminología análoga, donde el valor máximo del QCD (*Quarterly Cyclical Dominance*) es dos.

indicadores líderes que son eficientes y simples. Por eficiencia se entiende la capacidad del ILC de liderar el ciclo de referencia con una correlación alta entre las dos series, y que es capaz de adelantar puntos de quiebre. Además, se buscan ILC simples en el sentido de que deberían incluir el menor número de indicadores posibles sin sacrificar la eficiencia. Así, la estrategia utilizada en este trabajo se puede resumir en los siguientes pasos:

- i) Encontrar las variables que sirven como indicadores líderes, definidas como las que tienen su máxima correlación con el ciclo de referencia adelantándolo entre cero y doce meses.
- ii) Se construye un ILC con todas las series encontradas en el paso 1.
- iii) Se eliminan uno a uno los componentes para analizar si la propiedades del ILC están mejores (o iguales) sin este componente particular.
- iv) Se eliminan todos los componentes que no *contribuyen* a la capacidad del ILC como indicador líder.
- v) Con el nuevo ILC, se repiten los pasos empezando con el paso número 3 hasta que no se puedan eliminar más componentes sin empeorar la capacidad del ILC.

En la próxima sección se presentan los datos utilizados en el análisis y después se calcula el ciclo de referencia y los ILC.

III. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

En el Anexo se encuentran cuadros con descripciones de los datos usados en el análisis. Del Imacec hay datos disponibles desde enero de 1986, mientras varias de las otras series están disponibles para un período más corto. Inicialmente, se utilizan 234 series de distintas fuentes, las cuales son investigadas con respecto de sus propiedades como indicadores líderes del Imacec.

Para analizar qué información hay sobre el Imacec en distintos sectores de la economía, los datos se separan en seis categorías: indicadores de demanda y actividad (35 series),

indicadores de comercio exterior (13), indicadores del mercado laboral (26), indicadores de los mercados financieros (92), indicadores de precios y salarios (48) e indicadores de encuestas de expectativas (20). El análisis está realizado con datos hasta diciembre del 2007 y son desestacionalizados con el método Tramo/Seats⁷ utilizando un calendario de días hábiles construido para el caso de Chile.

El Imacec es, como indica su nombre, un indicador de la actividad económica que publica el Banco Central de Chile (BCC) con frecuencia mensual, con un rezago de aproximadamente cinco semanas. La cobertura del indicador comprende casi el total de las actividades incluidas en el PIB. Para el presente análisis se aplica, un empalme basado en las cifras publicadas por el BCC.

Los indicadores de demanda y actividad vienen de siete fuentes distintas, incluidas en el cuadro A.1 en el Anexo. Los 35 indicadores utilizados incluyen la producción de algunos sectores específicos (minería, construcción e industria), indicadores del estado temprano de la construcción, generación de electricidad, ventas de bienes separados en distintas categorías, e indicadores del mercado de viviendas. La serie más larga empieza en 1987 y la más corta, en 2004.

Para el comercio exterior, se utilizan trece indicadores que son publicados por el BCC: seis indicadores de exportaciones, seis indicadores de importaciones y la balanza comercial. Algunas series están disponibles desde 1999, pero la mayoría desde 1996, según muestra el cuadro A.2 en el Anexo.

Del mercado laboral se usan 26 series de seis fuentes, las cuales están disponibles en el cuadro A.3 en el Anexo. La mayoría de las series incluyen datos de empleo: total y separados por categorías y sectores económicos. De la mayoría de las series hay datos disponibles desde 1987. Tres series son consideradas como contracíclicas: desocupados, la tasa de desempleo total y la de la región metropolitana.

Hay 92 series de los mercados financieros divididas en seis subgrupos: agregados monetarios y componentes de ellos (23 series), colocaciones (15), índices de acciones (3), tasas de interés (41), tipos de cambio e índices de precios externos (6) y precios de materias primas (4). Las tasas de interés y los tipos

⁷ Ver Eurostat (2002) y Gómez y Maravall (1996).

de cambio se consideran variables contracíclicas, por lo cual las series de ellas están invertidas. Lo mismo se hace con los precios del petróleo. Varias de las series están disponibles desde 1986, pero algunas sólo desde 2001, como se puede ver en el cuadro A.4 en el Anexo.

Los datos de precios y salarios se describen en el cuadro A.5 del Anexo. Los datos provienen de dos fuentes e incluyen: 17 series de precios al consumidor, doce series de precios al por mayor, un indicador de márgenes (el índice de precios al consumidor dividido por el índice de precios al por mayor) y 18 series de indicadores de salarios (reales y nominales). No es obvio si los precios y salarios son variables pro o contracíclicas. Desde el punto de vista de la oferta, si los precios suben hay más incentivo para producir y en ese sentido pueden ser procíclicas. Sin embargo, desde el punto de vista de la demanda, si los precios suben se consume menos. Lo mismo para salarios que son contracíclicos desde el punto de vista de la oferta y procíclicos desde el punto de vista de la demanda. En el presente estudio se toma el punto de vista de la demanda, por lo cual las series de precios están invertidas.

Finalmente, se analizan 20 series de encuestas de expectativas, las cuales se pueden ver en el cuadro A.6 del Anexo. Hay datos de dos encuestas: la encuesta de expectativas empresariales que realizan la Universidad Adolfo Ibáñez e Icare y la encuesta de opinión de los consumidores que realiza Adimark-GFK. De la primera hay datos disponibles desde 2004 y de la segunda desde 2003. Las expectativas respecto de las existencias se consideran contracíclicas, ya que un nivel alto puede indicar menos producción futura.

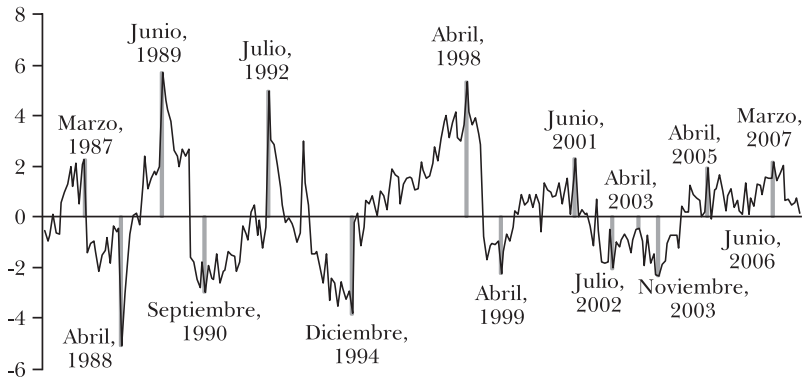
IV. EL CICLO DE REFERENCIA

El ciclo de referencia del Imacec, calculado con el método descrito en la sección II, está descrito en la gráfica I y en el cuadro 1. Desde 1986 se han encontrado siete ciclos en la economía chilena. La duración promedio de un ciclo ha sido de 34.3 meses, en tanto las fases de expansión han durado en promedio cinco meses más que las fases de contracción.

Los primeros cuatro ciclos han durado en promedio casi 43 meses, mientras los últimos tres sólo 23 meses. Además, las

amplitudes de los últimos tres ciclos, es decir, los tres ciclos encontrados desde junio de 2001, son mucho menores que los anteriores. Todo esto ha pasado en un período donde Chile ha cambiado radicalmente el marco de las políticas macroeconómicas: desde 2001 rige la política fiscal con una meta de un superávit estructural de 1% del PIB (0.5% desde 2008), y la política monetaria ha estado fundada en una meta de inflación, que fue implementada por completo en 1999.

GRÁFICA I. CICLO DE REFERENCIA (desviaciones porcentuales respecto de la tendencia)



FUENTE: elaboración propia.

El ciclo de referencia expuesto en la gráfica I y el cuadro 1 se usa como base para la búsqueda de indicadores líderes en la próxima sección.

V. INDICADORES LÍDERES

En esta sección se presentan las variables que tienen propiedades de indicadores líderes. Inicialmente, se define un indicador como indicador líder, si tiene su correlación cruzada máxima con el Imacec con un adelanto de entre cero y doce meses. Los indicadores líderes se utilizan para calcular un ILCP, para cada uno de los seis grupos mencionados antes.

1. Indicadores líderes de demanda y actividad

Del grupo de demanda y actividad se consideran 35 candidatos como potenciales indicadores líderes; entre ellos hay

CUADRO 1. CICLO DE REFERENCIA DEL IMACEC

Fase / ciclo	Puntos de quiebre (fechas)			Duración (meses)		Amplitud (fase)
	Cima	Valle	Cima	Fase	Ciclo	% de la tendencia
<i>1^o ciclo</i>					27	
Contracción	mar-87	abr-88		13		-7.4
Expansión		abr-88	jun-89	14		10.8
<i>2^o ciclo</i>					37	
Contracción	jun-89	sep-90		15		-8.7
Expansión		sep-90	jul-92	22		7.9
<i>3^o ciclo</i>					69	
Contracción	jul-92	dic-94		29		-8.8
Expansión		dic-94	abr-98	40		9.2
<i>4^o ciclo</i>					38	
Contracción	abr-98	abr-99		12		-7.6
Expansión		abr-99	jun-01	26		4.5
<i>5^o ciclo</i>					22	
Contracción	jun-01	jul-02		13		-4.3
Expansión		jul-02	abr-03	9		1.6
<i>6^o ciclo</i>					24	
Contracción	abr-03	nov-03		7		-1.9
Expansión		nov-03	abr-05	17		4.3
<i>7^o ciclo</i>					23	
Contracción	abr-05	jun-06		14		-1.8
Expansión		jun-06	mar-07	9		2.1
<i>Promedios:</i>						
Contracción				14.7		-4.9
Expansión				19.6		5.8
Ciclo					34.3	

Fuente: elaboración propia.

algunos que son indicadores de la misma actividad, como, por ejemplo, ventas industriales, de distintas fuentes. De los indicadores potenciales, 60% tienen características como indicadores líderes, de los que tres parecen ser coincidentes (con la máxima correlación con cero adelanto): materiales de construcción, producción industrial de Sofofa (federación gremial de la industria chilena) y ventas según la Cámara Nacional de Comercio. La combinación óptima (cuadro 2), incluye siete series, cinco relacionadas con ventas de bienes y viviendas, una que es un indicador del estado temprano de la construcción y la última que corresponde a la producción minera. Dado que el último indicador en realidad es parte del Imacec, se destaca que tiene la correlación máxima con el ciclo de referencia adelantándolo en diez meses.

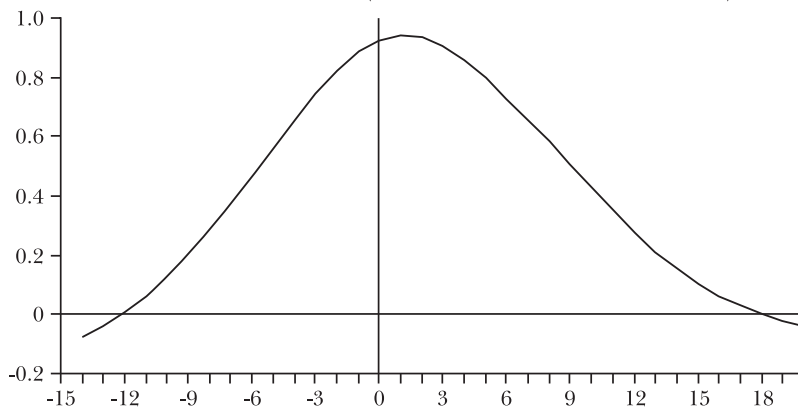
CUADRO 2. INDICADORES LÍDERES DEL GRUPO DEMANDA Y ACTIVIDAD

	I ^a obs.	Adelantos de los puntos de quiebre ^a			Des. est.	Corr. cruz. ^b	Puntos de quiebre	
		Cima	Valle	Todos			Todos ^c	E/F ^d
Ventas industriales, consumo habitual	1993	18/19	13/8	15/18	9.8	0.63(2)	9(8)	0/1
Ventas industriales, consumo durable	1993	1/0	-6/-7	-3/-2	10.2	0.45(4)	6(2)	0/4
Materiales de construcción	1990	-1/2	2/5	1/4	10.0	0.67(0)	11(7)	0/2
Ventas de supermercados	1990	6/6	6/0	6/4	10.6	0.50(0)	11(4)	4/5
Ventas de vehículos	1994	7/4	1/-1	4/4	7.5	0.80(1)	6(4)	0/4
Ventas de viviendas	2004	-7/-7	1/1	-3/-3	5.7	0.79(2)	2(0)	0/1
Producción minera	1990	13/14	0/-2	7/8	7.9	0.31(10)	8(5)	0/4
<i>ILCP</i>	1993	0.8/0.2	1.0/1.0	0.9/2.0	7.6	0.94(1)	9(5)	0/2

FUENTE: elaboración propia.

^a Promedio/mediana. ^b Las cifras entre paréntesis indican el adelanto. ^c Las cifras entre paréntesis indican números de puntos de quiebre destacados de dos o más meses. ^d Puntos de quiebre extras (E) y faltantes (F) en el período común con el Imacec.

El ILCP del grupo demanda y actividad tiene una correlación alta con el ciclo de referencia. El máximo, el cual es bastante más alto que las correlaciones de los indicadores líderes individuales, se encuentra con un mes de adelanto. Sin embargo, con cero, dos y tres adelantos, la correlación también es más alta que 0.90 (gráfica II). En el período común, el ILCP

GRÁFICA II. CORRELACIÓN CRUZADA, ILCP DE DEMANDA Y ACTIVIDAD CON EL CICLO DE REFERENCIA (correlación con diferentes adelantos)

FUENTE: elaboración propia.

tiene nueve puntos de quiebre, donde cinco son adelantados en dos o más meses. Los valles son en general adelantados con un poco más de anticipación que las cimas. El ILCP no captura dos de los puntos de quiebre, que tiene el ciclo de referencia en el período común.

2. Indicadores líderes de comercio exterior

Para comercio exterior, se consideran inicialmente trece indicadores potenciales; diez tienen características de indicadores líderes, sólo exportaciones agrícolas, importaciones de capital y la balanza comercial no cumplen con el criterio de tener la correlación cruzada máxima, con un adelanto entre cero y doce meses. En particular, las importaciones de capital tienen su máximo con un mes de rezago, lo cual podría indicar que el Imacec está liderando esta serie.

El ILCP del grupo comercio exterior contiene tres indicadores: dos indicadores de exportaciones industriales y uno de importaciones totales (cuadro 3). Con un adelanto de nueve meses, tiene una correlación cruzada con el Imacec de 0.85 y en el período común tienen los mismos nueve puntos de quiebre, donde ocho están adelantados en dos o más meses.

CUADRO 3. INDICADORES LÍDERES DE COMERCIO EXTERIOR

	<i>I^a obs.</i>	<i>Adelantos de los puntos de quiebre^a</i>			<i>Des. est.</i>	<i>Corr. cruz.^b</i>	<i>Puntos de quiebre</i>	
		<i>Cima</i>	<i>Valle</i>	<i>Todos</i>			<i>Todos^c</i>	<i>E/F^d</i>
Exp. industriales	1989	6/6	10/11	7/7	4.8	0.60(9)	11(8)	2/4
Exp. industriales identificadas	1996	8/7	3/2	6/5	4.8	0.68(6)	6(5)	0/3
Importaciones totales	1996	5/4	0/1	3/3	5.5	0.72(1)	8(5)	0/1
<i>ILCP</i>	<i>1996</i>	<i>7.0/8.0</i>	<i>2.8/3.5</i>	<i>5.1/5.0</i>	<i>3.8</i>	<i>0.85(4)</i>	<i>9(8)</i>	<i>0/0</i>

FUENTE: elaboración propia.

^a Promedio/mediana. ^b Las cifras entre paréntesis indican el adelanto. ^c Las cifras entre paréntesis indican números de puntos de quiebre destacados de dos o más meses. ^d Puntos de quiebre extras (E) y faltantes (F) en el período común con el Imacec.

3. Indicadores líderes del mercado laboral

De los 26 indicadores del mercado laboral, sólo dos tienen características de indicadores líderes: vacantes totales y de la

región metropolitana. Ninguno de los indicadores de empleo y desempleo cumple con las características de ser indicadores líderes.

Aunque las series de vacantes sean indicadores líderes del Imacec, con correlaciones cruzadas alrededor de 0.40, como se informa en el cuadro 4, son peores que varios otros indicadores de los otros grupos considerados. La combinación de los dos indicadores no mejora el desempeño y, así, se concluye que los indicadores del mercado laboral no son buenos candidatos para servir como indicadores líderes de la actividad chilena.

CUADRO 4. INDICADORES LÍDERES DEL MERCADO LABORAL

	<i>I^a obs.</i>	<i>Adelantos de los puntos de quiebre^a</i>			<i>Des. est.</i>	<i>Corr. cruz.^b</i>	<i>Puntos de quiebre</i>	
		<i>Cima</i>	<i>Valle</i>	<i>Todos</i>			<i>Todos^c</i>	<i>E/F^d</i>
Vacantes, total	1987	-7/-12	1/2	-2/-1	8.2	0.39(2)	9(3)	2/8
Vacantes, RM	1987	-2/3	0/1	-1/1	7.4	0.40(2)	8(3)	2/9
<i>ILCP</i>	<i>1987</i>	<i>1.8/4.0</i>	<i>3.8/1.0</i>	<i>2.7/3.0</i>	<i>9.1</i>	<i>0.40(2)</i>	<i>9(5)</i>	<i>0/6</i>

FUENTE: elaboración propia.

^a Promedio/mediana. ^b Las cifras entre paréntesis indican el adelanto. ^c Las cifras entre paréntesis indican números de puntos de quiebre destacados de dos o más meses. ^d Puntos de quiebre extras (E) y faltantes (F) en el período común con el Imacec.

4. Indicadores líderes de los mercados financieros

El grupo de datos de los mercados financieros es donde hay más indicadores potenciales, con un total de 92 series. De los indicadores, 26 tienen características de indicadores líderes, once son del subgrupo de datos de los agregados monetarios, cinco de las colocaciones, tres son índices de precios de acciones, dos son indicadores del tipo de cambio multilateral y, finalmente, el precio del cobre también tiene característica de indicador líder para la actividad chilena. De las 41 series de tasas de interés, solo cuatro son indicadores líderes.

Ocho indicadores entran en el ILCP del grupo de los mercados financieros. Entre los indicadores, en el ILCP, hay dos que vienen de los agregados monetarios, tres de las colocaciones, uno de los precios de acciones y dos tipos de cambio (cuadro 5). Ni las tasas de interés ni los precios de materias primas son parte del ILCP.

CUADRO 5. INDICADORES LÍDERES DE LOS MERCADOS FINANCIEROS

	1ª obs.	Adelantos de los puntos de quiebre ^a			Des. est.	Corr. cruz. ^b	Puntos de quiebre	
		Cima	Valle	Todos			Todos ^c	E/F ^d
Base monetaria	1986	7/4	4/6	5/5	5.1	0.53(4)	12(8)	2/5
Hipotecarias MN	1991	6/8	-7/-8	0/-5	10.5	0.19(5)	6(2)	0/6
Col. consumo	1986	0/2	3/4	1/2	7.5	0.46(1)	7(5)	0/8
Col. comercio exterior	1986	2/2	-1/0	1/1	6.4	0.32(0)	13(4)	2/4
Inter 10 Index	1990	10/10	8/8	9/9	8.0	0.65(11)	14(9)	2/0
M1	1986	3/4	4/4	3/4	2.9	0.70(3)	17(11)	2/0
TCM	1990	4/8	11/11	6/9	8.2	0.51(6)	8(4)	3/7
TCM-X	2001	2/2	7/7	4/7	8.5	0.82(8)	4(3)	0/3
<i>ILCP</i>	<i>1990</i>	<i>2.6/3.0</i>	<i>4.8/5.0</i>	<i>3.7/4.0</i>	<i>4.1</i>	<i>0.83(4)</i>	<i>14(7)</i>	<i>4/2</i>

FUENTE: elaboración propia.

^a Promedio/mediana. ^b Las cifras entre paréntesis indican el adelanto. ^c Las cifras entre paréntesis indican números de puntos de quiebre destacados de dos o más meses. ^d Puntos de quiebre extras (E) y faltantes (F) en el período común con el Imacec.

Las propiedades del ILCP de los mercados financieros son bastante buenas. Con tres meses de adelanto, tiene un coeficiente de correlación de 0.83 con el ciclo de referencia. Por otro lado, el ILCP tiene dos ciclos más que el Imacec y falta capturar uno de los ciclos de la serie de referencia.

5. Indicadores líderes de precios y salarios

De las 48 series de precios y salarios, 16 tienen propiedades de indicadores líderes; entre ellos, la mitad son indicadores de precios y la otra mitad de salarios. El ILCP incluye diez indicadores, ocho de precios y dos de salarios (cuadro 6). Aunque tiene una correlación alta con la serie de referencia, falta capturar cinco de los nueve puntos de quiebre en el período común. Así, la cualidad del ILCP del grupo de precios y salarios es cuestionable.

6. Indicadores líderes de encuestas de expectativas

Por los pocos datos disponibles de las encuestas, seis de las veinte series empleadas no cumplen con los requisitos necesarios para calcular su ciclo de tendencia. De las restantes catorce, sólo una sirve como indicador líder: la serie de las

CUADRO 6. INDICADORES LÍDERES DE PRECIOS Y SALARIOS

	<i>I^a obs.</i>	<i>Adelantos de los puntos de quiebre^a</i>			<i>Des. est.</i>	<i>Corr. cruz.^b</i>	<i>Puntos de quiebre</i>	
		<i>Cima</i>	<i>Valle</i>	<i>Todos</i>			<i>Todos^c</i>	<i>E/F^d</i>
IPC alimentación	1997	5/5	9/7	7/6	4.0	0.50(11)	6(6)	0/3
IPC equip. vivienda	1997	3/3	2/1	2/2	3.2	0.64(6)	6(3)	0/3
IPC salud	1997	1/1	1/1	1/1	0.0	0.66(4)	2(0)	0/7
IPC ed. y rec.	1997	4/4	1/1	2/4	4.0	0.64(9)	3(2)	0/6
IPC otros	1997	2/1	2/3	2/2	3.3	0.60(1)	7(4)	0/2
IPM importado	1992	-1/-8	1/-7	0/-8	12.6	0.43(8)	8(2)	2/5
IPC agric. imp.	1993	13/14	5/5	10/14	16.7	0.26(11)	7(3)	2/5
IPM indust. imp.	1993	0/0	-1/-7	-1/-6	8.7	0.53(5)	5(2)	0/5
IREM, nom, sector servicios	1986	-1/-4	4/8	1/3	10.2	0.35(5)	14(6)	2/3
COM, real	1986	0/-1	0/-1	0/-1	12.7	0.43(8)	15(4)	4/4
<i>ILCP</i>	1997	3.0/3.0	5.0/5.0	4.0/5.0	9.4	0.85(8)	4(3)	0/5

FUENTE: elaboración propia.

^a Promedio/mediana. ^b Las cifras entre paréntesis indican el adelanto. ^c Las cifras entre paréntesis indican números de puntos de quiebre destacados de dos o más meses. ^d Puntos de quiebre extras (E) y faltantes (F) en el período común con el Imacec.

expectativas de consumidores del IPEC. Ya que una sola serie sirve como indicador líder, la misma serie constituye el ILCP para este grupo. Sus características se exponen en el cuadro 7 y se nota una correlación alta, pero todavía no hay suficientes datos para hacer una evaluación adecuada de las propiedades de las encuestas como indicadores líderes de la actividad chilena.

CUADRO 7. INDICADORES LÍDERES DE ENCUESTAS DE EXPECTATIVAS

	<i>I^a obs.</i>	<i>Adelantos de los puntos de quiebre^a</i>			<i>Des. est.</i>	<i>Corr. cruz.^b</i>	<i>Puntos de quiebre</i>	
		<i>Cima</i>	<i>Valle</i>	<i>Todos</i>			<i>Todos^c</i>	<i>E/F^d</i>
Expectativas IPEC	2003	13/13	13/13	13/13	-	0.95(12)	3(1)	2/4

FUENTE: elaboración propia.

^a Promedio/mediana. ^b Las cifras entre paréntesis indican el adelanto. ^c Las cifras entre paréntesis indican números de puntos de quiebre destacados de dos o más meses. ^d Puntos de quiebre extras (E) y faltantes (F) en el período común con el Imacec.

VI. EL INDICADOR LÍDER COMPUESTO (ILC)

Para calcular el ILC global se utilizan inicialmente las series

incluidas en los ILCP mencionados en la sección anterior. Se busca la combinación entre ellos que tenga las mejores características como indicador líder usando la estrategia descrita en la sección II. Los resultados se muestran en el cuadro 8 y la gráfica III. En el ILC sólo entran datos de los grupos: demanda y actividad, comercio exterior y mercados financieros. En otras palabras, en comparación con los datos de estos tres grupos, los datos del mercado laboral, de precios y salarios, y de encuestas de expectativas no agregan información extra sobre el ciclo del Imacec.

CUADRO 8. INDICADOR LÍDER COMPUESTO DE LA ACTIVIDAD CHILENA

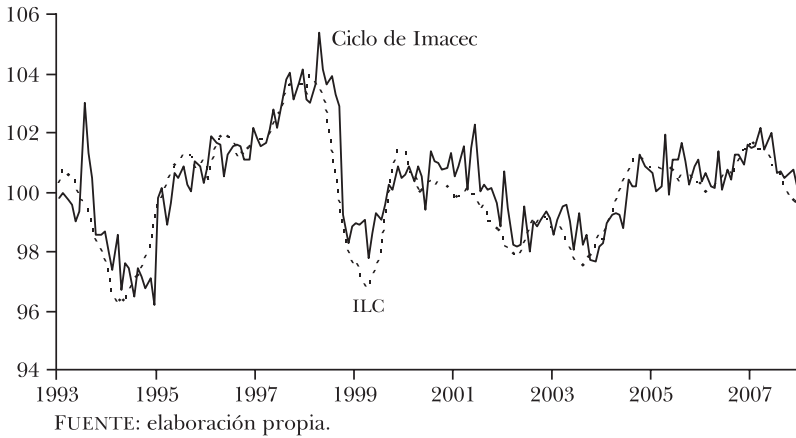
	<i>I^a obs.</i>	<i>Adelantos de los puntos de quiebre^a</i>			<i>Des. est.</i>	<i>Corr. cruz.^b</i>	<i>Puntos de quiebre</i>	
		<i>Cima</i>	<i>Valle</i>	<i>Todos</i>			<i>Todos^c</i>	<i>E/F^d</i>
Exp. industriales	1989	6/6	10/11	7/7	4.8	0.60(9)	11(8)	2/4
Exp. industriales identificados	1996	8/7	3/2	6/5	4.8	0.68(6)	6(5)	0/3
Ventas industriales habituales	1993	13/13	0/-1	5/7	9.8	0.63(2)	9(3)	4/5
Materiales de construcción	1990	-1/2	2/5	1/4	10.0	0.67(0)	11(7)	0/2
Ventas de vehículos	1994	7/4	1/-1	4/4	7.5	0.80(1)	6(4)	0/4
Ventas de viviendas	2004	-7/-7	1/1	-3/-3	5.7	0.78(2)	2(0)	0/1
Base monetaria	1986	7/4	4/6	5/5	5.1	0.53(4)	12(8)	2/5
Col. comercio exterior	1986	-2/1	-1/0	-1/0	7.5	0.32(0)	13(3)	2/4
M1	1986	3/4	4/4	3/4	2.9	0.70(3)	17(11)	2/0
TCM	1990	4/8	11/11	6/9	8.2	0.51(6)	8(4)	3/7
<i>ILC</i>	<i>1993</i>	<i>7.0/6.0</i>	<i>3.8/3.0</i>	<i>5.4/3.5</i>	<i>5.1</i>	<i>0.95(2)</i>	<i>10(9)</i>	<i>0/0</i>

FUENTE: elaboración propia.

^a Promedio/mediana. ^b Las cifras entre paréntesis indican el adelanto. ^c Las cifras entre paréntesis indican números de puntos de quiebre destacados de dos o más meses. ^d Puntos de quiebre extras (E) y faltantes (F) en el período común con el Imacec.

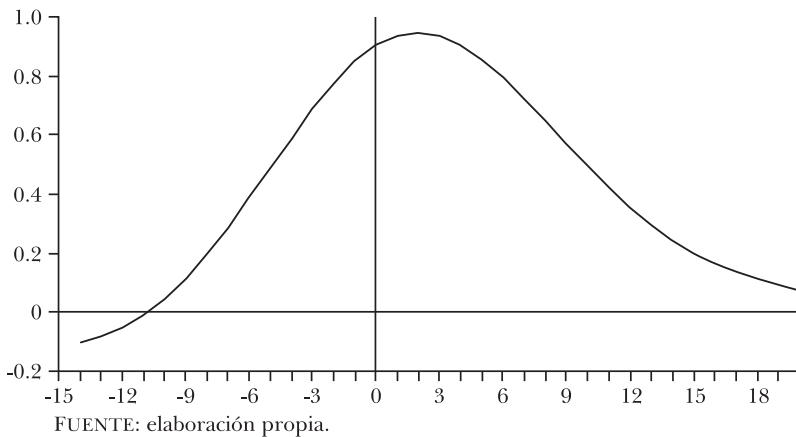
Con un adelanto de dos meses, el ILC tiene una correlación alta y, con adelantos de entre cero y cuatro meses, el coeficiente es más alto que 0.90 (gráfica IV). Hay datos del ILC desde 1993, donde los componentes son cuatro variables de los mercados financieros, exportaciones industriales, ventas de bienes industriales habituales y materiales de construcción. Las ventas de vehículos integran el indicador desde 1994, las exportaciones de bienes industriales identificados

GRÁFICA III. INDICADOR LÍDER COMPUESTO DE LA ACTIVIDAD CHILENA, 1993-2007 (series normalizadas con la tendencia)



desde 1996, y las ventas de viviendas desde 2004. En el período común, el ILC tiene los mismos diez puntos de quiebre que tiene el Imacec; nueve de ellos son adelantados en dos o más meses, y generalmente las cimas son adelantadas más temprano que los valles.

GRÁFICA IV. CORRELACIÓN CRUZADA, ILC CON EL CICLO DE REFERENCIA (correlación con diferentes adelantos)



Comparando el ILC con el ILCP del grupo de demanda y actividad, se nota que las correlaciones máximas son parecidas, pero, incluyendo datos de comercio exterior y de los mercados financieros, se puede obtener un indicador que es mejor para capturar los puntos de quiebre del ciclo de

referencia y con más meses adelantados. Así, en la economía chilena, los datos financieros y de comercio exterior contienen información útil para la evaluación de la actividad.

Finalmente, como se mencionó en la sección II, el ILC está calculado según el criterio de que por lo menos 60% de los componentes tienen que estar disponibles. Si se baja este criterio a 25%, se puede calcular el ILC para el mismo período donde hay datos disponibles del Imacec, es decir, desde 1986. Los primeros tres años, este indicador sólo contiene tres series de los mercados financieros; desde 1989 entran las exportaciones industriales y, desde 1990, los materiales de construcción y el tipo de cambio multilateral. Los resultados muestran que la correlación máxima baja a 0.80, con un adelanto del Imacec de tres meses. Sin embargo, el ILC tiene los mismos quince puntos de quiebre que tiene el ciclo de referencia, y trece de ellos son adelantados en dos o más meses.

VII. CONCLUSIÓN

El análisis presentado en este estudio tomó su punto de partida de la metodología descrita en OECD (1987, 1999) para calcular un ciclo de referencia de la actividad chilena e indicadores líderes compuestos (ILC). Se definió una estrategia para elegir entre 234 candidatos como componentes del ILC y entre ellos había 76 series que tenían las características de indicadores líderes de la actividad chilena.

Para analizar la información sobre el Imacec de distintas partes de la economía, se separaron las series en seis grupos, y para cada grupo se calcularon indicadores líderes compuestos parciales (ILCP). Las mejores características las tienen las variables de demanda y actividad y de los mercados financieros, pero también los datos de comercio exterior son útiles como indicadores de la actividad chilena. Menos útiles son las variables de precios y salarios y los datos del mercado laboral, pues contienen poca información sobre el futuro Imacec. Por los pocos datos disponibles, las encuestas de expectativas todavía no son buenos candidatos para ser indicadores líderes.

El ILC global, calculado con base en los indicadores que entran en los ILCP, consta de diez variables de tres grupos:

demanda y actividad, comercio exterior y mercados financieros. Tiene buenas características como indicador líder del Imacec, donde se destacan dos: con un adelanto de dos meses tienen una correlación de 0.95; en el período común, el ILC tiene los mismos diez puntos de quiebre que tiene el Imacec, y nueve de ellos están adelantados en dos o más meses.

El enfoque de este trabajo fue encontrar un ILC para el Imacec, es decir, el indicador mensual de actividad económica chilena. Por eso, los datos utilizados son con frecuencia mensual. Para un trabajo futuro, sería interesante hacer un estudio con datos trimestrales, ya que con esta frecuencia hay más y otros tipos de datos disponibles. Por ejemplo, el PIB trimestral se publica con detalles, tanto del lado de la demanda como del lado de la oferta, mientras el Imacec sólo está publicado en forma agregada. Los datos del PIB trimestral permiten investigar indicadores líderes de distintos segmentos de la economía, en particular el PIB resto, el cual es el PIB total menos los sectores que dependen de los recursos naturales.

Anexo

En este anexo se presentan seis cuadros con las series utilizadas en el estudio. Los cuadros contienen descripciones breves de las series (en la columna *Serie*), la fuente (*Fuente*), la primera observación (enero del año que se informa en la columna *1ª obs.*), si se ha sacado la tendencia de la serie ("X" en la columna *Tend* indica que se ha sacado la tendencia), si se considera la serie como contracíclica ("X" en la columna *Inv* indica que la serie está invertida) y, finalmente, si la serie es un indicador líder para el Imacec (en la columna *IL*), definido como series que tienen una correlación máxima con el Imacec, con un adelanto de entre cero y doce meses.

Los datos provienen de las siguientes fuentes: Asociación Chilena de Seguridad (AChS), Adimark-GFK (Adimark), Asociación Nacional Automotriz de Chile (ANAC), bancos comerciales (BC), Banco Central de Chile (BCC), Bloomberg (Bloom), Cámara Chilena de la Construcción (CChC), Centro de Despacho Económico de Carga (CDEC), Comisión Chilena del Cobre/Cochilco (Coch), Cámara Nacional de Comercio

CUADRO A.1. INDICADORES DE DEMANDA Y ACTIVIDAD

<i>Serie</i>	<i>Fuente</i>	<i>1ª obs.</i>	<i>Tend</i>	<i>Inv</i>	<i>IL</i>
Despachos de cemento	ICH	1993	X		
Materiales de construcción	CChC	1990	X		X
IMACON ^a	CChC	1990	X		
Producción minera	INE	1990	X		X
Energía total generada INE (GWh)	INE	1994	X		X
Generación hidroeléctrica INE (GWh)	INE	1994	X		X
Generación hidroeléctrica (GWh)	CDEC	1996	X		X
Gen. total de electricidad (GWh), CDEC	CDEC	1999	X		X
Generación total (GWh), SIC ^b	CDEC	1987	X		X
Despachos de hormigón miles de M ³	ICH	1990	X		
Producción industrial	INE	1992	X		X
Producción industrial	Sofofa	1990	X		X
Venta física industrial manufacturero	INE	1992	X		X
Venta física, total industrial	Sofofa	1990	X		X
Ventas industriales habitual	INE	1993	X		X
Ventas industriales habitual	Sofofa	1990	X		
Ventas industriales durable	INE	1993	X		X
Ventas industriales durable	Sofofa	1990	X		
Ventas industriales intermedio	INE	1997	X		X
Ventas industriales intermedio	Sofofa	1990	X		
Ventas bienes de capital	INE	1993	X		
Ventas bienes de capital	Sofofa	1990	X		
Ventas de supermercados	INE	1990	X		X
Ventas de supermercados	CNC	1990	X		X
Ventas no durables	CNC	1993	X		
Ventas durables	CNC	1993	X		X
Ventas de vehículos	ANAC	1994	X		X
Ventas minoristas	CNC	1990	X		X
Ventas no durables ^c	INE	2002	X		
Ventas durables ^c	INE	2002	X		
Ventas minoristas ^c	INE	2002	X		
Ventas viviendas	CChC	1993	X		X
Oferta viviendas	CChC	1993	X		
Meses para agotar acervo	CChC	1994			
Ventas nacionales	CChC	2004			X

^a Índice Mensual de Actividad de la Construcción. ^b Sistema Interconectado Central. ^c Series excluidas del análisis por no tener suficientes puntos de quiebre.

(CNC), Dirección de Presupuestos (Dipres), Instituto Chileno de Administración Racional de Empresas (Icare), Instituto del Cemento y del Hormigón (ICH), Instituto Nacional de Estadísticas de Chile (INE), Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones (SAFP), Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF), Federación Gremial de la Industria (Sofofa) y Universidad Adolfo Ibáñez (UAI).

CUADRO A.2. INDICADORES DE COMERCIO EXTERIOR

<i>Serie</i>	<i>Fuente</i>	<i>1ª obs.</i>	<i>Tend</i>	<i>Inv</i>	<i>IL</i>
Exportaciones FOB : Totales	BCC	1989	X		X
Exportaciones FOB : Mineras	BCC	1989	X		X
Exportaciones FOB : Agrícolas	BCC	1989	X		
Exportaciones FOB : Industriales	BCC	1989	X		X
Exportaciones FOB : Indus. identificadas	BCC	1996	X		X
Exportaciones FOB : Indus. no identificadas	BCC	1996	X		X
Importaciones CIF : Totales	BCC	1996	X		X
Importaciones CIF : Consumo	BCC	1996	X		X
Importaciones CIF : Intermedio	BCC	1996	X		X
Importaciones CIF : Combust. y Lub.	BCC	1996	X		X
Importaciones CIF : Capital	BCC	1996	X		
Importaciones CIF : Petróleo	BCC	1996	X		X
Balanza comercial	BCC	1989	X		

CUADRO A.3. INDICADORES DEL MERCADO LABORAL

<i>Serie</i>	<i>Fuente</i>	<i>1ª obs.</i>	<i>Tend</i>	<i>Inv</i>	<i>IL</i>
Empleo, total	INE	1987	X		
Empleo, PEE ^{a, c}	Dipres	2000	X		
Empleo, ACHS	ACHS	1996	X		
Empleo, AFP	SAFP	1998	X		
Empleo, RM ^b	INE	1987	X		
Empleo categoría: Empleadores	INE	1987	X		
Empleo categoría: Cuenta propia	INE	1987	X		
Empleo categoría: Asalariados	INE	1987	X		
Empleo categoría: Personal de servicio	INE	1987	X		
Empleo categoría: Familiar no remunerado	INE	1987	X		
Desocupados, total	INE	1987	X	X	
Vacantes, total	BCC	1987			X
Vacantes, RM ^b	BCC	1987			X
Tasa desempleo, total	INE	1987		X	
Tasa desempleo, RM ^b	INE	1987		X	
Tasa participación, total	INE	1987	X		
Empleo Agricultura, Selvicultura y Pesca	INE	1987	X		
Empleo Comercio	INE	1987	X		
Empleo Construcción	INE	1987	X		
Empleo Electricidad, Gas y Agua	INE	1987	X		
Empleo Industrial	INE	1987	X		
Empleo Minería	INE	1987	X		
Empleo Servicios Comunales	INE	1987	X		
Empleo Servicios Financieros	INE	1987	X		
Empleo Transporte	INE	1987	X		
Empleo Industrial ^c	Sofofa	2000	X		

^a Programas de Empleo de Emergencia. ^b Región Metropolitana. ^c Series excluidas del análisis por no tener suficientes puntos de quiebre.

CUADRO A.4. INDICADORES DE LOS MERCADOS FINANCIEROS

<i>Serie</i>	<i>Fuente</i>	<i>1ª obs.</i>	<i>Tend</i>	<i>Inv</i>	<i>IL</i>
Agregados monetaria (reales)					
Base Monetaria	BCC	1986	X		X
C	BCC	1986	X		X
Cuentas corrientes (CC)	BCC	1986	X		X
Dep. a la vista en bcos. distintos de CC a la vista netos de canje	BCC	1986	X		X
M1	BCC	1986	X		X
DP	BCC	1986	X		
Ahp	BCC	1986	X		X
Cuotas FM<1 año	BCC	1986	X		X
Captaciones CAC ^b	BCC	1986	X		
Inv FM en M2	BCC	1986	X		
Inv de CAC en M2 ^b	BCC	1986	X		
M2	BCC	1986	X		
Dep ME	BCC	1986	X		
Doc. BCC	BCC	1986	X		
BTU	BCC	1986	X		
LCH	BCC	1986	X		X
Efectos comercio	BCC	1986	X		
Bonos empresas	BCC	1986	X		
Cuotas FM LP	BCC	1986	X		X
Cuotas de Ahp Vol AFP	BCC	1986	X		X
Inv. FM en M3	BCC	1986	X		
Inv. AFP en M3	BCC	1986	X		
M3	BCC	1986	X		X
Colocaciones (reales)					
Efectivas MN	BCC	1991	X		
Hipotecarias MN	BCC	1991	X		X
Efectivas MX	BCC	1991	X		
Total	BCC	1991	X		
Consumo	BCC	1986	X		X
Comercio exterior	BCC	1986	X		X
Vivienda	BCC	1986	X		
Comercial	BCC	1986	X		
Total	BCC	1986	X		
Personas	BCC	1986	X		
Empresas	BCC	1986	X		
Leasing ^b	BCC	1999	X		X
Factoring ^b	BCC	2002	X		
Comercio exterior	BCC	1995	X		X
Total	BCC	1986	X		
Acciones					
IPSA	Bloom	1989	X		X
IGPA Index	Bloom	1990	X		X
INTER10 Index	Bloom	1995	X		X
Tasas de interés					
CAP, 30-89 días, pesos	BC/SBIF/BCC ^a	1986		X	
CAP, 90 días a 1 año, OR-UF	BC/SBIF/BCC ^a	1986		X	

CAP, 90 días a 1 año, pesos	BC/SBIF/BCC ^a	1986		X	
CAP, 1 a 3 años, OR-UF	BC/SBIF/BCC ^a	1986		X	
CAP, 1 a 3 años, pesos	BC/SBIF/BCC ^a	1986		X	
COL, 30-89 días, pesos	BC/SBIF/BCC ^a	1986		X	
COL, 90 días a 1 año, OR-UF	BC/SBIF/BCC ^a	1986		X	
COL, 90 días a 1 año, pesos	BC/SBIF/BCC ^a	1986		X	
COL, 1 a 3 años, OR-UF	BC/SBIF/BCC ^a	1986		X	
COL, 1 a 3 años, pesos	BC/SBIF/BCC ^a	1986		X	X
COL, más de 3 años, OR-UF	BC/SBIF/BCC ^a	1986		X	X
COL, más de 3 años, pesos	BC/SBIF/BCC ^a	1986		X	X
COL_AG, Con-P, 39-89 días	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, Con-P, 90 días a 1 año ^b	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, Con-P, 1 a 3 años ^b	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, Con-P, más de 3 años	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	X
COL_AG, Con-UF, 1 a 3 años	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, Con-UF, más de 3 años	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, Com-P, 39-89 días ^b	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, Com-P, 90 días a 1 año	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, Com-P, 1 a 3 años	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, Com-P, más de 3 años	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, Com-UF, 39-89 días	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, Com-UF, 90 días a 1 año	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, Com-UF, 1 a 3 años	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, Com-UF, más de 3 años	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, Com-USD, todos los plazos	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, Com-TC, todos los plazos ^b	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, LCS-P, 39-89 días	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, LCS-P, 90 días a 1 año	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, LCS-P, 1 a 3 años	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, LCS-P, más de 3 años ^b	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, CH-UF, más de 3 años	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, CE-USD, todos los plazos	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, TPP-ConP ^b	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, TPP-ComP	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, TPP-ConUF	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, TPP-ComUF	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
COL_AG, T Prime ^b	BC/SBIF/BCC ^a	2001		X	
TPM	BCC	1996		X	
Interbancaria	BCC	1997		X	
Tipos de cambio					
DÓLAR	BCC	1990		X	
TCM	BCC	1990		X	X
TCM-5	BCC	1990		X	
IPE	BCC	1986	X	X	
IPE-5	BCC	1986	X	X	
TCM-X	BCC	2001		X	X
Precios materias primas					
Precio cobre	Coch	1986	X		X
Precio Molybdenum	Coch	1990	X		
WTI	Bloom	1986	X	X	
Brent	Bloom	1986	X	X	

^a Calculada por el Banco Central de Chile (BCC) con información de bancos comerciales (BC) y la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF).
^b Series excluidas del análisis por no tener suficientes puntos de quiebre.

CUADRO A.5. INDICADORES DE PRECIOS Y SALARIOS

<i>Serie</i>	<i>Fuente</i>	<i>1ª obs.</i>	<i>Tend</i>	<i>Inv</i>	<i>IL</i>
IPC	INE	1990	X	X	
IPCT	INE	1990	X	X	
IPCN	INE	1990	X	X	
PEREC	INE	1990	X	X	
TP-ENER	BCC	1990	X	X	
IPCX	INE	1990	X	X	
IPCX1	BCC	1990	X	X	
PCB	BCC	1990	X	X	
PCS	BCC	1990	X	X	
IPC Alimentación	INE	1997	X	X	X
IPC Vivienda	INE	1997	X	X	
IPC Equip. Vivienda	INE	1997	X	X	X
IPC Vestuario	INE	1997	X	X	
IPC Tran. y Com.	INE	1997	X	X	
IPC Salud	INE	1997	X	X	X
IPC Ed. y Rec.	INE	1997	X	X	X
IPC Otros	INE	1997	X	X	X
IPM Total	INE	1992	X	X	
IPM Agrícola	INE	1993	X	X	
IPM Minero	INE	1993	X	X	
IPM Industrial	INE	1993	X	X	
IPM Nacional	INE	1992	X	X	
IPM Agrícola Nacional	INE	1993	X	X	
IPM Minero Nacional	INE	1993	X	X	
IPM Indust. Nacional	INE	1993	X	X	
IPM Importado	INE	1992	X	X	X
IPM Agric. Importado	INE	1993	X	X	X
IPM Minero Import.	INE	1993	X	X	
IPM Indust Import.	INE	1993	X	X	X
IPC/IPM durables	BCC	2003		X	
Salarios					
IREM, nom, hora	INE	1986	X		X
IREM, nom, sector privado	BCC	1986	X		X
IREM, nom, sector servicios	BCC	1986	X		X
IREM, real, hora	BCC	1986	X		
IREM, real, sector privado	BCC	1986	X		
IREM, real, sector servicios	BCC	1986	X		X
IREM, real, comercio	BCC	1986	X		
IREM, real, construcción	BCC	1986	X		
Rem, real, achs	AChS	1996	X		
CMO, nom, hora	INE	1986	X		
CMO, nom, privado	BCC	1986	X		
CMO, nom, servicios	BCC	1986	X		X
IREMX, nom	BCC	1986	X		
CMOX, nom	BCC	1986	X		
COM, real	BCC	1986	X		X
CMOX, real	BCC	1986	X		X
IREM, real	BCC	1996	X		
IREMX, real	BCC	1986	X		X

CUADRO A.6. INDICADORES DE ENCUESTAS DE EXPECTATIVAS

<i>Serie</i>	<i>Fuente</i>	<i>1ª obs.</i>	<i>Tend</i>	<i>Inv</i>	<i>IL</i>
Expectativas de producción ^a	UAI-Icare	2004			
IMCE de Industria	UAI-Icare	2004			
Capacidad instalada, industria	UAI-Icare	2004			
Expectativas de ventas, comercio	UAI-Icare	2004			
Confianza empresarial, comercio	UAI-Icare	2004			
Expectativas IPEC	Adimark	2003			X
Pregunta 1 Expectativas IPEC ^a	Adimark	2003			
Pregunta 2 Expectativas IPEC ^a	Adimark	2003			
Pregunta 3 Expectativas IPEC	Adimark	2003			
Pregunta 4 Expectativas IPEC	Adimark	2003			
Pregunta 5 Expectativas IPEC ^a	Adimark	2003			
IMCE Minería (existencias) ^a	UAI-Icare	2004		X	
IMCE Industria (existencias)	UAI-Icare	2004		X	
IMCE Comercio (existencias)	UAI-Icare	2004		X	
IMCE Sin Minería	UAI-Icare	2004			
IMCE Total	UAI-Icare	2004			
IMCE Construcción	UAI-Icare	2004			
IMCE Minería ^a	UAI-Icare	2004			
IPEC (empleo)	Adimark	2003			
IMCE (empleo)	UAI-Icare	2004			

^a Series excluidas del análisis por no tener suficientes puntos de quiebre.

BIBLIOGRAFÍA

- Artis, M. J., R. C. Bladen-Hovell y W. Zhang (1995), "Turning points in the international business cycle: An analysis of the OECD leading indicators for the G-7 countries", *OECD Economic Studies*, n^o 24, 1995/I, pp. 125-65.
- Auerbach, A. J. (1981), *The index of leading indicators: Measurement without theory twenty-five years later*, NBER (Working Paper, n^o 761).
- Boschan, H., y W. W. Ebanks (1978), "The phase-average trend: A new way of measuring economic growth", en *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, American Statistical Association, pp. 332-35.
- Bravo, H. F., y H. Franken (2002), "Un indicador líder del Imacec", *Revista de Análisis Económico*, vol. 17, n^o 1, pp. 103-123.
- Brunet, O., y R. Nilsson (2005), *Calculation of normalised business and consumer confidence indicators and zone aggregates*, documento presentado en la reunión European Commis-

- sion – OECD workshop on international development of business and consumer tendency surveys, en Bruselas, durante el 14 y 15 de noviembre.
- Bry, G., y C. Boschan (1971), *Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs*, National Bureau of Economic Research, Columbia University Press (Technical Paper, n° 20).
- Camba-Méndez, G., G. Kapetanios y M. R. Weale (1999), *The forecasting performance of the OECD composite leading indicators for France, Germany, Italy and the UK*, National Institute of Economic and Social Research (Discussion Paper, n° 155).
- Cowan, K. (1995), *Indicadores líderes del producto en Chile*, texto mimeografiado, seminario de título, PUC, julio.
- Crispi, J. (1994), “Indicadores líderes en Chile: diseño y extracción de señales”, *Revista Estadística y Economía* (INE), n° 8, pp. 3-31.
- Eurostat (2002), *Demeta 2.0. User Manual*.
- Firinguetti, L., y H. Rubio (2003), *Indicadores líderes del Imacec*, Banco Central de Chile (Documento de Trabajo, n° 208).
- Gallardo, M., y M. Pedersen (2007a), *Indicadores líderes compuestos. Resumen de metodologías de referencia para construir un indicador regional en América Latina*, CEPAL (Serie Estudios Estadísticos y Prospectivos, n° 49).
- Gallardo, M., y M. Pedersen (2007b), *Un sistema de indicadores líderes compuestos para la región de América Latina*, CEPAL (Serie Estudios Estadísticos y Prospectivos, n° 51).
- Gómez, V., y A. Maravall (1996), *Programs TRAMO (Time series Regresión with Arima noise, Missing observations, and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in Arima Time Series). Instructions for the user*, Departamento de Investigaciones, Banco de España (Working Paper, n° 9628).
- Grünwald, D. (2001), *Modelo de indicadores cíclicos para Chile*, texto mimeografiado, seminario de título, Universidad Gabriela Mistral, noviembre.
- Marcel, M., y P. Meller (1983), “Indicadores líderes de recesión y expansión económica”, *Colección de Estudios Cieplan*, n° 11, diciembre.
- Nilsson, R. (1987), “OECD leading indicators”, *OECD Economic Studies*, n° 9, otoño, pp. 105-45.
- OECD (1987), *OECD Leading Indicators and Business Cycles in Member Countries, Sources and Methods 1960-1985*, n° 39, enero.

- OECD (1997), "Cyclical indicators and business tendency surveys", *General Distribution OECD/GD(97)*.
- OECD (1999), *OECD Composite Leading Indicators. A Tool for Short-Term Analysis*.
- OECD (2005), *OECD Cyclical Analysis and Composite Indicators System. User Guide*, version 3.
- OECD (2006), *Composite Leading Indicators for Major OECD non-member Countries and Recently New OECD member countries*, marzo.
- Suárez, L. (1998), "ILAV" *Indicador Líder de Actividad Larraín Vial*, Nota Técnica Larraín Vial, abril.

Eduardo Morales Ramos

La evolución de la pobreza *difusa* multidimensional en México, 1994-2006

I. INTRODUCCIÓN

Cuantificar el fenómeno de la pobreza es una tarea que busca crear indicadores que auxilien a los tomadores de decisiones a implementar políticas públicas adecuadas para combatirla de la manera más eficiente posible. Combatir la pobreza en un sentido amplio implica reducirla; sin embargo, resulta necesario establecer qué tipo de pobreza se desea combatir para

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el artículo de E. Morales Ramos, funcionario de la Gerencia de Investigación del sector Real, del Banco de México. Esta investigación fue presentada en la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en el CEMLA, en la ciudad de México, los días 5, 6 y 7 de noviembre de 2008. El concepto pobreza difusa se refiere estrictamente a la medición de la pobreza mediante la aplicación de la teoría de conjuntos difusos. El autor agradece los valiosos comentarios y sugerencias de Ricardo Aparicio, Jesús Castañeda, Daniel Chiquiar, Rocío Elizondo y Héctor Salgado, así como la colaboración de Adriana Baltazar. El contenido de este artículo, así como las conclusiones que de éste se derivan son responsabilidad exclusiva del autor y no reflejan necesariamente la opinión del Banco de México. (Nota del editor: Los resultados que el autor presenta en el anexo están resumidos, sin embargo, los resultados completos están disponibles solicitándolos al autor. Correo electrónico: <emorales@banxico.org.mx>.)

saber qué tipo de pobreza se debe medir y así obtener resultados acordes con la política que se desea implementar. En esencia, reducir la pobreza implica mejorar en al menos una característica las condiciones de vida de aquellos que se clasifiquen como pobres de acuerdo con la característica que se redujo, o de esa y otras características.

La literatura sobre la medición de la pobreza reconoce que existen diferentes dimensiones de este fenómeno, por lo que actualmente las medidas de pobreza multidimensionales son ampliamente aceptadas. Éstas no sólo incluyen entre sus dimensiones ingreso-gasto, sino también aquellas que impliquen carencia de capacidades: salud, educación, vivienda, bienes públicos, etc., y que a su vez están ligadas a variables como mortalidad, nutrición y analfabetismo (Baharoglu y Kessides, 2000; Duclos, Sahn y Younger, 2001; Deutsch y Silber, 2005; y Sindzingre, 2005). Otra dimensión que se puede considerar en la medición de la pobreza es la participación de los individuos en actividades sociales, libertad, inclusión social, empleo, dignidad y derechos humanos (ver Sen, 1987, 1993, 1999).

Es importante señalar que lo que se está llamando dimensión de la pobreza es un indicador compuesto por una o más variables, mediante las que es posible medir carencias. Las dimensiones de la pobreza reflejan la vulnerabilidad de los individuos a permanecer o caer en la pobreza o su capacidad para salir de ésta, debido a que cada dimensión está correlacionada con el resto de las dimensiones. Entonces, emplear más de una dimensión para medir la pobreza permite capturar más de una cara de este fenómeno y de esta manera obtener resultados más acordes a una definición integral de ella. Sin embargo, en muchos casos la política encaminada a combatir la pobreza busca focalizar recursos hacia determinados sectores de la población con características bien definidas, por lo que la definición de pobreza se tendría que acotar a las dimensiones que reflejen los rasgos de la pobreza que se busca combatir.

La teoría de conjuntos difusos ha sido empleada en diversas áreas de las ciencias sociales, debido a que muchos de los conceptos que en éstas se manejan sólo permiten mediciones que podrían considerarse vagas. El concepto de pobreza es un ejemplo claro en el que se encuentra cierto grado de vaguedad

en su medición y para el que en general solo es posible observar las asociaciones y consecuencias de algunos de los componentes que la caracterizan (dimensiones de la pobreza). Por ejemplo, la vaguedad se presenta cuando se trata de determinar hasta dónde una persona es pobre o deja de serlo, lo que en términos monetarios y de conjuntos clásicos es hasta una línea de pobreza definida por una cantidad monetaria suficiente para *satisfacer* ciertos criterios.

Parecería entonces que existen ciertas deficiencias en la teoría clásica de conjuntos para formular una definición de pobreza que permita establecer una frontera flexible entre pobres y no pobres y que resuelva casos de clasificación en los que existen diferencias marginales alrededor de la frontera. En este sentido, la teoría de conjuntos difusos ofrece una opción para formalizar de manera rigurosa la vaguedad inherente en el concepto de pobreza y en su medición. La técnica de conjuntos difusos emplea una función de membresía para determinar el grado de pertenencia de los individuos al conjunto difuso de interés, en este caso pobreza, la cual cumple con ciertas características que crean una frontera de pertenencia difusa.

Los fundamentos de conjuntos difusos fueron propuestos por Zadeh (1965), mientras que la técnica para medir pobreza mediante esta técnica fue propuesta inicialmente por Cerioli y Zani (1990). El trabajo de Cerioli y Zani (1990) ha sido empleado y desarrollado por diversos autores, entre los más relevantes Cheli y Lemmi (1995), Cheli (1995), Betti y Verma (1999, 2002, y 2004), Chiappero-Martinetti (2000), Lelli (2001), Dagum y Costa (2004) y Betti *et al.* (2006). Para el caso de México la técnica ha sido empleada por Morales y Morales (2008), quienes miden la pobreza mediante conjuntos difusos a nivel estatal, municipal y localidad empleando la técnica original de Cerioli y Zani (1990) para datos agrupados.

En este documento se mide la pobreza conjugando las bondades de emplear una medida monetaria, como lo hace el método de línea de pobreza, de incluir diversas variables de carencia, como en los métodos multivariados y de aplicar la técnica de conjuntos difusos para establecer una frontera gradual (difusa) entre pobres y no pobres. El estudio se fundamenta en los trabajos de Betti *et al.* (2006) y de Morales y Morales (2008) y estima la pobreza en México empleando tres

dimensiones de la misma durante el período 1994-2006. Con esta metodología es posible crear una membrecía conjunta de la pobreza conformada por diferentes subconjuntos difusos, lo cual permite analizar el fenómeno de la pobreza desde diferentes perspectivas y obtener resultados relevantes del fenómeno.

El resto de este documento se divide en cuatro secciones. En la segunda sección se describe brevemente la teoría de conjuntos difusos. En la tercera, se definen y formalizan diferentes conjuntos de pobreza, mientras que en la sección IV se estiman los diversos tipos de pobreza para el caso de México para el período de 1994 a 2006, se presentan los resultados y se hace un análisis de éstos. La última sección ofrece algunas conclusiones.

II. CONJUNTOS DIFUSOS

Dado un conjunto universo X , tal que $x \in X$, se define un conjunto difuso $A \subset X$ como:

$$\{[x, \mu_A(x)]\} \forall x \in X$$

En donde μ_A es un mapeo de X en el intervalo $[0, 1]$ tal que $\mu_A(x)$ es el grado de membrecía de x en A .¹ Entonces:

- i) si x no pertenece a A , $\mu_A(x) = 0$,
- ii) si x pertenece a A , $\mu_A(x) = 1$,
- iii) si x pertenece a A de manera parcial, $0 < \mu_A(x) < 1$ (su membrecía al conjunto difuso aumenta cuando $\mu_A(x)$ tiende a 1).

Note que una función de membrecía determina el grado en que un objeto pertenece a un conjunto difuso, lo que proporciona al investigador cierta flexibilidad para modelar diversos fenómenos sociales. Según esta definición de conjuntos difusos es posible definir también las operaciones necesarias de éstos para medir la pobreza *difusa* multidimensional.²

¹ Para la notación, se usarán letras itálicas mayúsculas para representar conjuntos difusos A, B, C, M, S, Z y letras mayúsculas en itálicas y negrillas para conjuntos tradicionales, X, Y, Z .

² El concepto de pobreza *difusa* se refiere estrictamente a la medición de

1. Operaciones con conjuntos difusos³

Las operaciones elementales con conjuntos difusos son las mismas que en los conjuntos tradicionales: unión, intersección y complemento con respecto a un conjunto universo. Pero a diferencia de los conjuntos tradicionales, en los conjuntos difusos existe más de una definición para cada una de estas operaciones. La definición estándar de estas operaciones fue propuesta por Zadeh (1965) de la siguiente manera:

– *Unión.* $A \cup B: \mu_{A \cup B}(x) = \max \{ \mu_A(x), \mu_B(x) \}, \forall x \in X.$

– *Intersección.* $A \cap B: \mu_{A \cap B}(x) = \min \{ \mu_A(x), \mu_B(x) \}, \forall x \in X.$

– *Complemento.* $A^C: \mu_{A^C}(x) = 1 - \mu_A(x), \forall x \in X.$

Las leyes que se aplican para la unión y la intersección de los conjuntos tradicionales también se aplican para las operaciones estándar con conjuntos difusos, por lo que mediante las operaciones arriba definidas se pueden derivar las siguientes leyes para los conjuntos difusos A, B, C :

– *Conmutativa:* $A \cup B = B \cup A; A \cap B = B \cap A.$

– *Asociativa:* $A \cup (B \cup C) = (A \cup B) \cup C; A \cap (B \cap C) = (A \cap B) \cap C.$

– *Idempotencia:* $A \cup A = A; A \cap A = A; A = A^{CC}.$

– *Monotonía:* $A \subseteq B \Rightarrow A \cup C \subseteq B \cup C; A \subseteq B \Rightarrow A \cap C \subseteq B \cap C.$

– *Límite 1:* $A \cup \emptyset = A; A \cap \emptyset = \emptyset.$

– *Límite 2:* $A \cup X = X; A \cap X = A.$

– *Distributiva 1:* $A \cup (B \cap C) = (A \cup B) \cap (A \cup C).$

– *Distributiva 2:* $A \cap (B \cup C) = (A \cap B) \cup (A \cap C).$

– *Morgan:* $(A \cap B)^C = A^C \cup B^C; (A \cup B)^C = A^C \cap B^C.$

Sin embargo, no todas las leyes que se cumplen para los conjuntos tradicionales se cumplen para los difusos. Por ejemplo, $A \cup A^C \neq X$ y $A \cap A^C \neq \emptyset$.

la pobreza mediante la aplicación de la teoría de conjuntos difusos (ver sección III).

³ Esta sección se basa en Bandemer y Gottwald (1996).

2. Variantes de intersecciones y uniones

A pesar de que la definición estándar de las operaciones básicas de conjuntos difusos representa una extensión natural de los conjuntos tradicionales, existen algunas variantes que son de utilidad para aplicaciones particulares de la teoría de conjuntos difusos. Las siguientes son variantes de la intersección de conjuntos difusos:

- *Producto algebraico.* $A \cdot B$: $\mu_{A \cdot B}(x) = \mu_A(x) \mu_B(x)$, $\forall x \in \mathbf{X}$.
- *Producto limitado.* $A \circ B$: $\mu_{A \circ B}(x) = \max \{0, (\mu_A(x) + \mu_B(x) - 1)\}$, $\forall x \in \mathbf{X}$.
- *Producto drástico.* $A * B$: $\begin{cases} \mu_{A * B}(x) = \min \{\mu_A(x), \mu_B(x)\}, & \text{si } \mu_A(x) = 1, \text{ o } \mu_B(x) = 1 \\ \mu_{A * B}(x) = 0 & \text{en cualquier otro caso.} \end{cases}$

Los casos equivalentes para la unión se definen de la siguiente manera:

- *Suma algebraica.* $A + B$: $\mu_{A+B}(x) = \mu_A(x) + \mu_B(x) - \mu_A(x) \mu_B(x)$, $\forall x \in \mathbf{X}$.
- *Suma limitada.* $A \ddagger B$: $\mu_{A \ddagger B}(x) = \min \{1, (\mu_A(x) + \mu_B(x))\}$, $\forall x \in \mathbf{X}$.
- *Suma drástica.* $A \diamond B$: $\begin{cases} \mu_{A \diamond B}(x) = \max \{\mu_A(x), \mu_B(x)\}, & \text{si } \mu_A(x) = 1, \text{ o } \mu_B(x) = 1 \\ \mu_{A \diamond B}(x) = 0 & \text{en cualquier otro caso.} \end{cases}$

La diferencia esencial entre estas tres operaciones y la estándar es que en general para las tres operaciones no estándar ni $\mu_A(x)$ ni $\mu_B(x)$ son el grado de membresía de x en el conjunto difuso resultante. En este sentido, a las operaciones adicionales se les conoce como interactivas, mientras que las operaciones estándar son no interactivas. Las operaciones interactivas no cumplen con la propiedad de idempotencia.

Una característica relevante para este estudio es que las operaciones estándar proveen la intersección más *débil*, por otorgar la mayor intersección entre las permitidas, mientras que la unión estándar es la más *fuerte*, ya que otorga la menor unión. Lo anterior hace poco apropiado el uso de las operaciones estándar de manera uniforme en la aplicación para medir pobreza, como se explicará en detalle en la sección III.2.

III. CONJUNTOS DE POBREZA

Un conjunto de pobreza se puede definir como aquel conjunto al que pertenecen los individuos u hogares que no satisfacen ciertas condiciones de bienestar medidas de acuerdo con una o más dimensiones de la pobreza. Las condiciones de bienestar más empleadas para definir el conjunto de pobreza son ingreso (gasto) y algunas necesidades sociales y culturales que determinan la calidad de vida de los individuos dentro de una sociedad.

En este artículo, la pobreza se clasifica de acuerdo con la teoría de conjuntos y con el número de dimensiones del fenómeno que se emplean para medirla. Así, la *pobreza clásica* se define como aquella que se calcula empleando la teoría clásica de conjuntos y puede ser unidimensional o multidimensional. La *pobreza clásica unidimensional* se mide empleando una línea de pobreza definida por una cantidad monetaria, en donde la premisa básica en la construcción de esta línea es que los hogares que reciben un ingreso por debajo de ésta no satisfacen condiciones mínimas de bienestar, por lo que se definen como pobres (ver Foster, *et al.*, 1984).⁴

Cuando la pobreza clásica se define por medio de un grupo de variables más que por una sola, se le conoce como *pobreza clásica multivariada*. En este caso el conjunto está conformado por individuos que no satisfacen ciertas necesidades básicas relativas a una sociedad. Un ejemplo de este tipo de pobreza es el empleado para medir *marginación* en México, que mediante un conjunto de variables para medir carencias construye una medida basada en la técnica estadística de componentes principales para identificar el conjunto de pobres.⁵ Bourguignon y Chakravarty (2003) presentan una

⁴ En México, la pobreza oficial se mide empleando tres líneas de pobreza que definen tres tipos de pobreza. *Pobreza tipo I*: con el ingreso del hogar es imposible obtener una canasta alimentaria. *Pobreza tipo II*: con el ingreso del hogar es imposible obtener una canasta alimentaria más los gastos necesarios para salud, vestido, vivienda, transporte y educación. *Pobreza tipo III*: con el ingreso del hogar es imposible obtener una canasta alimentaria más los gastos no alimenticios considerados como necesarios en general (Fuente: Comité Técnico para la Medición de la Pobreza, 2002).

⁵ Población analfabeta de 15 años o más; población sin primaria completa de 15 años o más; ocupantes en viviendas sin drenaje ni servicio sanitario

amplia discusión sobre medidas de pobreza multivariada y sobre la construcción del conjunto de pobreza según este método.

La *pobreza difusa unidimensional* también se mide empleando una línea de pobreza, en este caso una línea difusa, que a diferencia de la línea de pobreza clásica establece una frontera flexible entre pobres y no pobres, la cual se definirá formalmente en la siguiente sección. Según esta definición, la técnica puede aplicarse tanto a la pobreza unidimensional mediante una línea de pobreza, o a la pobreza multidimensional mediante un grupo de variables adecuadas. Además, la *pobreza difusa* multidimensional permite diferenciar algunos subconjuntos de pobres de acuerdo al tipo de dimensión de la pobreza que se emplea. En este artículo se utilizan tres dimensiones de la pobreza: la dimensión monetaria, la no monetaria pública y la no monetaria privada.

La dimensión monetaria de la pobreza (M) se define en función únicamente del ingreso (o carencia del ingreso). Es decir, mediante el cálculo de una línea monetaria de pobreza *difusa* se establece el conjunto de *pobreza difusa monetaria*. Las dimensiones no monetarias del fenómeno se definen como aquellas conformadas por indicadores que miden la propiedad o el acceso a bienes y servicios, ya sean públicos o privados. En este sentido, la *pobreza no monetaria* se define como el resultado de medir este fenómeno empleando dimensiones o variables no monetarias.

En este artículo la dimensión no monetaria de la pobreza se dividió en dos dimensiones: la privada y la pública. La *pobreza no monetaria privada* (S) se define como la carencia de bienes que es posible adquirir de manera privada mediante el ingreso o la riqueza del hogar. En ésta se incluyeron las siguientes variables referentes al hogar: material de muros, material de techos, material de pisos, servicio sanitario, combustible utilizado para cocinar o calentar sus alimentos, teléfono en la vivienda, vehículos, aparato de sonido (radio, grabadora,

exclusivo; ocupantes en viviendas sin energía eléctrica; ocupantes en viviendas sin agua entubada; viviendas con algún nivel de hacinamiento; ocupantes en viviendas con piso de tierra; población en localidades con menos de 5,000 habitantes; población ocupada con ingreso de hasta 2 salarios mínimos (CONAPO, 2001).

tocadiscos, consola o modular, reproductor de discos compactos), televisión, computadora, refrigerador, licuadora, plancha, lavadora, aspiradora, horno de microondas y clima (aire acondicionado, *cooler* o calefactor).⁶

Esta dimensión se incluyó en el análisis debido a que la propiedad de bienes de este tipo se encuentra estrechamente ligada con la vulnerabilidad de los individuos a caer en pobreza o profundizarla. También se trata de un indicador de pobreza de bienes necesarios para alcanzar el bienestar como se entiende en las sociedades modernas.

La *pobreza no monetaria pública* (*Z*) se define como la carencia de bienes que no pueden ser adquiridos de manera privada mediante el ingreso o la riqueza del hogar, sino mediante el gasto público. En esta dimensión se incluyeron disponibilidad de agua entubada, disponibilidad de drenaje, servicio público de recolección de basura y servicio público de energía eléctrica.⁷

Una ventaja de emplear la técnica difusa multidimensional para medir la pobreza, es que mediante ésta es posible definir tantos subconjuntos de pobreza *difusa* como dimensiones se empleen. Entonces, mediante las tres dimensiones empleadas en este artículo es posible construir tres tipos de conjuntos difusos de pobreza, el monetario, el no monetario público y el no monetario privado. Además, por medio de estos conjuntos difusos es posible definir una membrecía conjunta (función de distribución conjunta) entre estos tipos de pobreza, que permite aplicar algunas de las operaciones de los conjuntos difusos presentadas en la sección I y obtener resultados relevantes. Betti *et al.* (2006) construyen esta distribución para

⁶ Tanto estas variables como las no monetarias públicas fueron elegidas por sus características para definir la dimensión de la pobreza correspondiente y por su disponibilidad en la Encuesta Nacional de Ingreso-Gasto de los Hogares (ENIGH) para los años incluidos en el análisis.

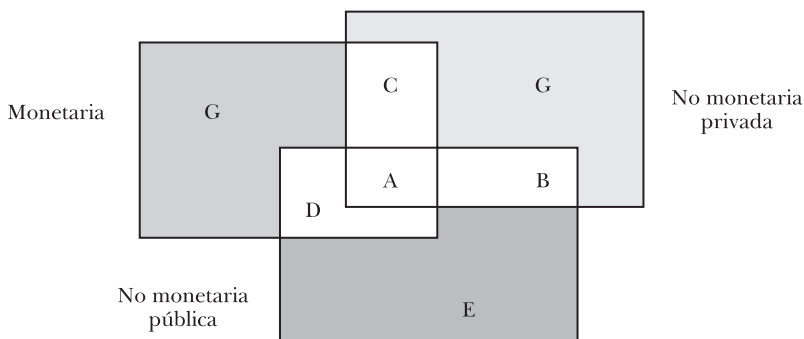
⁷ Aunque estas tres dimensiones de la pobreza son representativas del fenómeno, no se puede asegurar que sean exhaustivas de éste, ya que sería deseable incluir al menos una dimensión social, como la participación de los individuos en actividades sociales, libertad, inclusión social, empleo, dignidad y derechos humanos, como lo argumenta Sen. La justificación para incluir tres dimensiones de la pobreza en el análisis es que solamente se cuenta con la información necesaria para incluir estas tres dimensiones (ver Anexo III).

dos dimensiones de la pobreza, la cual se desarrolla para tres dimensiones en este artículo. Mediante esta distribución es posible identificar las intersecciones de los conjuntos difusos y definir dos diferentes tipos de pobreza: la *pobreza manifiesta* y la *pobreza latente*.

La *pobreza manifiesta* se define como la propensión de que se presenten las tres dimensiones de pobreza, es decir se trata de la pobreza más intensa que un individuo puede sufrir. Por otro lado, en el caso de dos dimensiones Betti *et al.* (2006) definen la *pobreza latente* como la propensión a sufrir solamente uno de ambos tipos de pobreza, la cual se puede extender a tres dimensiones creando dos categorías de este tipo de pobreza. La *pobreza latente grado 1* se define como la pobreza que involucra dos dimensiones de pobreza [latente monetaria y no monetaria privada (*MS*), latente monetaria y no monetaria pública (*MZ*) o latente no monetaria privada y no monetaria pública (*SZ*)], y la *pobreza latente grado 2* que se define como la pobreza en la que se presenta solamente una dimensión de ésta [latente monetaria (*M*), latente no monetaria privada (*S*) o latente no monetaria pública (*Z*)].

En el diagrama 1 se representan las dimensiones de la pobreza empleadas para medir la pobreza en este artículo, así como los subconjuntos difusos que en éste se estiman. Cada una de las áreas señaladas en el diagrama representa un subconjunto difuso o la unión o intersección de éstos.

DIAGRAMA 1. DIMENSIONES DE LA POBREZA Y SUBCONJUNTOS DIFUSOS DE POBREZA



X: no pobres

FUENTE: propia.

Las áreas se leen como sigue:

- A: *Pobreza manifiesta*. Es la intersección de las tres dimensiones de la pobreza, por lo que los individuos que se encuentran en esta situación son los más pobres de la sociedad.
- B: *Pobreza latente grado 1 (SZ)*. Se trata de la intersección de las dimensiones no monetarias, menos A. Los hogares en esta situación son pobres de acuerdo con las dos dimensiones no monetarias.
- C: *Pobreza latente grado 1 (MS)*. Es la intersección de la dimensión monetaria y la no monetaria privada, menos A. Los hogares en esta situación son pobres monetarios y no monetarios privados.
- D: *Pobreza latente grado 1 (MZ)*. Es la intersección de la dimensión monetaria y la no monetaria pública, menos A. Los hogares en esta situación son pobres monetarios y no monetarios públicos.
- E: *Pobreza latente grado 2 (Z)*. Es el conjunto difuso representado por la dimensión no monetaria pública de la pobreza, menos $A+B+D$. Los hogares en este subconjunto son únicamente pobres no monetarios públicos.
- F: *Pobreza latente grado 2 (S)*. Es el conjunto difuso representado por la dimensión no monetaria privada de la pobreza, menos $A+B+C$. Los hogares en este subconjunto son únicamente pobres no monetarios privados.
- G: *Pobreza latente grado 2 (M)*. Es el conjunto difuso representado por la dimensión monetaria de la pobreza, menos $A+C+D$. Los hogares en este subconjunto son únicamente pobres monetarios.
- $A+C+D+G$: *Dimensión monetaria de la pobreza (M)*. Es el conjunto de pobres monetarios, sin importar que también pertenezcan a otro subconjunto de pobreza.
- $A+B+C+F$: *Dimensión no monetaria privada de la pobreza (S)*. Es el conjunto de pobres no monetarios privados,

sin importar que también pertenezcan a otro subconjunto de pobreza.

$A+B+D+E$: *Dimensión no monetaria pública de la pobreza (Z)*. Es el conjunto de pobres no monetarios públicos, sin importar que también pertenezcan a otro subconjunto de pobreza.

X : *No pobres*. Es el complemento del conjunto de pobres $A+B+C+D+E+F+G$. Se trata de hogares que no sufren de ningún tipo de pobreza.

En la siguiente sección se formalizan los conjuntos difusos hasta aquí descritos.

1. Pobreza difusa

De acuerdo con la definición de un conjunto difuso, dada una función de membrecía al conjunto de pobres $\mu_A(x)$, tenemos que si $\mu_A(x) = 0$, x no pertenece al conjunto de pobres; si $\mu_A(x) = 1$, x pertenece completamente a este conjunto, mientras que si $0 < \mu_A(x) < 1$, x pertenece al conjunto de manera parcial.

a) Línea de pobreza difusa

Dado un ingreso conocido y , podemos definir y' como el ingreso más alto con el cual un individuo es pobre, y y'' como el ingreso arriba del cual un individuo es no pobre. Entonces:

$$i) \mu_A = 1 \text{ si } 0 \leq y \leq y'$$

$$ii) \mu_A = 0 \text{ si } y > y''$$

$$iii) 0 < \mu_A < 1 \text{ si } y' < y \leq y''$$

Suponiendo una función continua decreciente $\mu_A = f(y)$, para la cual $f(y'') = 0$ y el $\lim_{y \rightarrow y'} f(y) = 1$ es posible construir un conjunto difuso mediante una función lineal como la que se presenta a continuación:

$$\mu_A = 1 \text{ si } 0 \leq y \leq y'$$

$$\mu_A = 0 \text{ si } y > y''$$

$$\mu_A = \frac{y'' - y}{y'' - y'} \text{ si } y' < y \leq y''$$

Note que una línea de pobreza clásica se puede definir como una función de y' y y'' cuando $y' = y'' = \pi$; en otras palabras, una línea de pobreza es un caso particular de una función de membrecía.

2. Pobreza difusa multidimensional

Una primera opción para abordar la pobreza multidimensional es hacer una generalización de la pobreza unidimensional empleando múltiples variables. Para implementar esta metodología, originalmente propuesta por Cerioli y Zani (1990), se debe considerar que la mayoría de las variables existentes para medir pobreza son categóricas, por lo que es necesario adaptarlas para aplicar la técnica difusa.

Sean k variables categóricas u_1, u_2, \dots, u_k que pueden ser medidas para cada individuo de la población en estudio, entonces, \tilde{u}_{ij} es la medida observada para el i -ésimo individuo ($i = 1, n$) en la j -ésima variable ($j = 1, k$). Para el caso particular de variables dicotómicas, la función de membrecía se puede definir como:

$$(1) \quad \mu_A(i) = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k z_{ij} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

en donde $z_{ij} = 1$ si \tilde{u}_{ij} indica carencia para esa variable y $z_{ij} = 0$ en otro caso. Note que $\mu_A(x) = 1$ si y solo si cada una de las k variables denotan carencia para el individuo, es decir, este individuo pertenece completamente al conjunto difuso de pobreza. Por otro lado, $\mu_A(x) = 0$ implica que cada una de las variables se encuentran arriba del punto que indica carencia, por lo que el individuo no pertenece al conjunto de pobreza difusa en ningún grado. Note que en este caso cada una de las k variables contribuye con un peso igual para determinar si un individuo es pobre, lo cual representa un problema con la función de membrecía definida, ya que en la realidad algunas variables son más importantes que otras para medir la pobreza. Lo anterior sugiere que las variables deberían ponderarse conforme con la importancia que

representan para la pobreza de acuerdo con algún criterio.⁸

Una manera natural de medir la pobreza para un grupo de individuos mediante una función de membrecía es, sumar los grados de membrecía de cada uno de los miembros de la población. Esto equivale a calcular la cardinalidad del conjunto

difuso $|A| = \sum_{i=1}^n \mu_A(i)$, bajo la condición de que el conjunto sobre el cual se define A sea finito. Alternativamente se puede emplear la cardinalidad relativa al conjunto universo, la cual se define como:

$$(2) \quad P = \frac{|A|}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu_A(i)$$

en donde el universo contiene n elementos. Este índice mide la pobreza de tal manera que $P = 0$ cuando $\mu_A(i) = 0 \forall i$; es decir, cuando la pobreza está ausente para todos los individuos. Además, $P = 1$ cuando $\mu_A(i) = 1 \forall i$, es decir, cuando todos los individuos se encuentran en el más alto grado de pobreza.

a) Dimensión monetaria de la pobreza

Tanto la construcción de la función de membrecía como la propuesta de ponderadores son fundamentales para calcular el índice de pobreza. Cheli y Lemmi (1995) proponen la técnica conocida como *Totally Fuzzy and Relative (TFR)*, que sugiere una función de membrecía para medir pobreza mediante ingresos $1 - F(y_i)$, en donde $F(\cdot)$ es la función de distribución del ingreso. Esta función indica que el grado de pertenencia al conjunto difuso de pobreza es la proporción de la sociedad que se encuentra en una mejor situación que el individuo analizado. Betti y Verma (1999) proponen emplear una función de membrecía alternativa a la *TFR* para medir pobreza, la cual incluye la curva de Lorenz para ingresos $1 - L(y_i)$.⁹

⁸ Este criterio por supuesto depende del investigador, pero se puede fundamentar en las preferencias de la sociedad, o en alguna teoría de la pobreza.

⁹ Tanto la función de membrecía propuesta por Cheli y Lemmi (1995) como la propuesta por Betti y Verma (1999) se analizan en el Anexo I. Note además, que estas funciones de membrecía se definen para la variable

Con el fin de integrar las bondades de las funciones de membresía arriba definidas, Betti *et al.* (2006) proponen combinarlas dando lugar a la función de membresía conocida como *Integrated Fuzzy and Relative (IFR)*:

$$(3) \quad \mu_i = (1 - F_i)^{\alpha-1} (1 - L_i) = \left(\frac{\sum_{j=i+1} w_j}{\sum_{i=1} w_i} \right)^{\alpha-1} \left(\frac{\sum_{j=i+1} w_j y_j}{\sum_{i=1} w_i y_i} \right)$$

en donde w_i es la posición que ocupa el individuo en la distribución del ingreso y α es un parámetro arbitrario que pondera la relevancia (preferencia o aversión) de la pobreza para la sociedad. Un valor grande de este exponente ofrece un mayor peso al extremo de la distribución en que se ubican los pobres. Con el fin de contar con una medida comparable con las medidas de pobreza tradicionales, Cheli y Betti (1999) y Betti y Verma (1999) proponen un valor de α para el cual la medida de pobreza oficial calculada mediante el *head count*¹⁰ equivale a la media de la función de membresía.¹¹

La ecuación (3) es una función de membresía que explica el grado de pertenencia de un individuo al conjunto difuso de pobreza como la proporción de la sociedad que se encuentra en una mejor situación que este, corregido por el indicador de desigualdad $(1 - L_i)/(1 - F_i)$. Lo anterior implica que la función de membresía definida en (3) es mayor o igual que la definida por Cheli y Lemmi (1995), en donde la igualdad se presenta si y solo si existe igualdad perfecta en la sociedad y es mayor cuando existe algún grado de desigualdad.¹²

En el resto de este documento se define al ingreso (carencia

ingreso y se generalizan para variables no monetarias en la siguiente sección.

¹⁰ Se refiere a la proporción de la población que recibe un ingreso por debajo de la línea de pobreza.

¹¹ Note que esta propuesta busca obtener resultados mediante la teoría de conjuntos difusos comparables con los resultados y tendencias oficiales. Sin embargo, un estudio que pretenda estimar la pobreza difusa directamente debería proponer un alfa de acuerdo a la aversión a la pobreza de la sociedad. Dada la importancia del valor de alfa en los resultados de estimar la pobreza, en el Anexo I se explica su significado y los efectos de variar este parámetro sobre la función de membresía presentada en la ecuación (3).

¹² Esta interpretación no es sugerida por Betti *et al.* (2006), por lo que se demuestra en el Anexo I.

de ingreso) como la dimensión monetaria de la pobreza y a la estimación proveniente de este cálculo como pobreza monetaria.

b) Dimensiones no monetarias de la pobreza

Con el fin de medir la pobreza no monetaria mediante conjuntos difusos, es necesario construir indicadores no monetarios con características similares a las del ingreso, ya que generalmente las variables no monetarias se miden en una escala categórica. Cerioli y Zani (1990) proponen una transformación de las categorías no monetarias mediante la siguiente ecuación:

$$(4) \quad d_i = \frac{C - c_i}{C - 1}, \quad 1 \leq c_i \leq C$$

en donde las categorías ordenadas van de $c = 1$ (mayor carencia) a C (menor carencia), y c_i es la categoría a la que pertenece el individuo analizado.¹³

Cheli y Lemmi (1995) proponen reemplazar el orden de las categorías por la función de distribución de la población, como en la siguiente ecuación:

$$(5) \quad d_i = \frac{1 - P(c_i)}{1 - P(1)}$$

Esta última expresión proporciona un indicador no monetario (d_i) equivalente al monetario (y_i), por lo que se pueden emplear las funciones de membrecía ya descritas agregando las variables mediante la siguiente suma ponderada:

$$(6) \quad \mu_i = \frac{\sum_k v_k d_{k,i}}{\sum_k v_k}$$

$$(7) \quad v_k = \ln \frac{1}{\bar{d}_k}$$

en donde \bar{d}_k es el promedio de los valores individuales (d_i)

¹³ Esta transformación supone que las categorías de la variable están igualmente espaciadas.

para la variable k .¹⁴ Finalmente, se construye el indicador de carencia no monetaria mediante la expresión:

$$(8) \quad S_i = \frac{\sum_k v_k (1 - d_{k,i})}{\sum_k v_k}$$

La construcción de S_i incluye la expresión $1 - d_i$ que implica no carencia, por lo que S_i es una medida de no carencia equivalente al ingreso.

Un elemento relevante para obtener resultados más refinados a partir de variables no monetarias, es el empleo de un ponderador adecuado a las características de las variables no monetarias. Betti y Verma (1999) proponen seguir dos principios en la construcción de los ponderadores: (1) el peso del ponderador debe variar de tal manera que considere el estilo de vida de la sociedad que prevalece (por ejemplo, pobreza relativa a la sociedad) y (2) se debe evitar la influencia de variables redundantes limitando el peso de variables altamente correlacionadas. Un ponderador que responde a estas exigencias es el siguiente:

$$(9) \quad v_k = v_k^a v_k^b$$

en donde v_k^a se determina mediante la capacidad de las variables para diferenciar a los individuos entre sí, lo cual se puede conseguir empleando una medida de dispersión.¹⁵ En la práctica se propone emplear el coeficiente de variación de cada indicador de carencia $d_{k,i}$ para cada variable, es decir $v_k^a \propto cv_k$. Esta parte del ponderador asigna un peso menor a las variables que indican la existencia de carencias para un amplio sector de la población, mientras que asignan un peso más alto a las variables que muestran que solamente una baja proporción de la población carece del bien analizado.

El segundo componente del ponderador se define de la siguiente manera:

¹⁴ Note que \bar{d}_k no puede asumir los valores cero o infinito porque la distribución de la población va de cero a uno, lo que implica que al menos una categoría será diferente de cero y que todas las categorías serán finitas.

¹⁵ Los superíndices a y b se emplean solamente para diferenciar los dos componentes del ponderador.

$$v_k^b = \left(\frac{1}{1 + \sum_{k'=1}^K \rho_{k,k'} \mid \rho_{k,k'} < \rho_H} \right) \left(\frac{1}{\sum_{k'=1}^K \rho_{k,k'} \mid \rho_{k,k'} \geq \rho_H} \right)$$

en donde $\rho_{k,k'}$ es la correlación entre las variables k y k' , la notación \mid indica dado que, y la correlación ρ_H corresponde a un punto de corte dado.¹⁶ Tenemos entonces que esta segunda parte del ponderador permite disminuir el peso de variables altamente correlacionadas, limitando así la influencia de variables redundantes.¹⁷

c) Pobreza manifiesta y pobreza latente

En el cuadro 1 se muestran las diferentes combinaciones de pobreza y no pobreza que se pueden presentar para las tres dimensiones de pobreza arriba definidas M , S y Z . Cada una de las celdas de la membrecía conjunta corresponde a la intersección de tres subconjuntos difusos de pobreza, por ejemplo, la primera celda corresponde a la intersección de *Pobreza M = Pobreza S = Pobreza Z = Pobre*. Es decir, se cuantifica la membrecía que corresponde a un individuo en los tres tipos de pobreza. En este mismo cuadro no es claro que se cumplan algunas propiedades que se cumplen cuando se emplean conjuntos clásicos, como el que la suma de las marginales sea uno, por lo que es necesario establecer las operaciones con conjuntos difusos que lleven al cumplimiento de esta condición.

Como se mencionó en la sección II, las operaciones estándar de conjuntos difusos no son las más adecuadas para medir pobreza debido a la propiedad *expansiva* de su intersección,

¹⁶ Betti *et al.* (2006) sugieren que este punto se determine dividiendo el conjunto de correlaciones ordenadas en el punto en que se presenta la mayor diferencia entre dos correlaciones. En la práctica, los autores encuentran que esto sucede generalmente con la correlación más alta, la cual se elimina por la naturaleza de la ecuación de este ponderador. En este artículo se aplicó la sugerencia de Betti *et al.* (2006), lo que también permite eliminar la correlación más alta.

¹⁷ El ponderador descrito en (9) cumple con algunas de las propiedades deseables que se buscan cuando se modela el fenómeno de la pobreza, más que cumplir con propiedades óptimas.

CUADRO 1. DISTRIBUCIÓN CONJUNTA DE LA POBREZA PARA TRES DIMENSIONES DE POBREZA

Pobreza Z = Pobre				
<i>Pobreza S</i>				
	<i>Estatus</i>	<i>Pobre</i>	<i>No Pobre</i>	<i>Marginal</i>
Pobreza M	<i>Pobre</i>	μ_{MSZ}	$\mu_{MS^C Z}$	M₁
	<i>No Pobre</i>	$\mu_{M^C SZ}$	$\mu_{M^C S^C Z}$	M₂
	<i>Marginal</i>	S₁	S₂	Z₁
Pobreza Z = No Pobre				
<i>Pobreza S</i>				
	<i>Estatus</i>	<i>Pobre</i>	<i>No Pobre</i>	<i>Marginal</i>
Pobreza M	<i>Pobre</i>	μ_{MSZ^C}	$\mu_{MS^C Z^C}$	M₃
	<i>No Pobre</i>	$\mu_{M^C SZ^C}$	$\mu_{M^C S^C Z^C}$	M₄
	<i>Marginal</i>	S₃	S₄	Z₂

FUENTE: propia, basada en Betti *et al.* (2006).

NOTA: El superíndice C denota el complemento del conjunto, que en este caso es un conjunto de no carencia.

que implica que la suma de las membrecías resultantes sea mayor que 1, como se ilustra en el cuadro 4 (Anexo II). Es claro que para satisfacer la condición de suma uno, no se debe emplear la intersección estándar para calcular todos y cada uno de los subconjuntos difusos de pobreza. Betti y Verma (2004) sugieren emplear una combinación de operaciones que aprovecha las ventajas de éstas para medir un fenómeno particular como la pobreza. Con base en la propiedad de que la intersección estándar provee el máximo valor entre las intersecciones permitidas para conjuntos difusos, los autores proponen emplearla solamente cuando en la medición se involucran estados similares y emplear una de las intersecciones alternativas para los casos en que los estados no son similares.¹⁸

Note que, aunque la intersección algebraica parece ser la opción más viable para aplicarse, por ser la única con la cual las funciones de membrecía suman uno, los resultados obtenidos de aplicar esta operación no parecen ser congruentes

¹⁸ Lo cual es una propiedad deseable para medir pobreza cuando se trata de la intersección de estados similares (pobre-pobre, no pobre-no pobre), pero crea un conflicto cuando se trata de estados diferentes.

con lo esperado para una medida de pobreza. Otra razón para no aplicar la intersección algebraica es que, cuando la intersección de dos o más conjuntos difusos se analiza como si se tratara de una probabilidad conjunta, el producto algebraico $\mu_{A \cdot B}(x) = \mu_A(x) \mu_B(x)$ implica no correlación entre las formas de carencia, lo que es poco factible en los casos de estados de carencia similares en donde se espera una alta correlación.¹⁹ Entonces, la regla algebraica produce estimaciones poco confiables de acuerdo con lo que se espera al medir el fenómeno de pobreza.

Es claro que ni la operación estándar ni la algebraica proveen resultados aceptables para estimar la pobreza cuando se involucran estados contrarios de carencia. Por esta razón, se emplea una combinación de operaciones para construir la distribución conjunta de pobreza como lo proponen Betti y Verma (2004). Esta combinación consiste en aplicar la operación estándar cuando se involucran estados similares de carencia (o no carencia), con lo que se obtienen resultados menos restringidos que los provistos por la operación algebraica. En contraste, se aplica la operación limitada cuando se trate de estados diferentes, con lo que se obtienen resultados más restringidos que los que se obtendrían con la operación algebraica.

La comparación entre los resultados de aplicar la operación algebraica y la combinación de operaciones se muestran en el cuadro 2, en donde además se aprecia que ambos casos cumplen la condición de suma uno para todas las combinaciones en el orden de cada una de las tres dimensiones de pobreza.²⁰

En el cuadro 3 se resumen los resultados de los cuadros 1 y 2 con el fin de presentar un caso particular de una membresía conjunta e ilustrar las marginales. Las marginales de la dimensión M son para pobres $M + 0 = M$ y para no pobres $Z - M + 1 - Z = 1 - M$; para la dimensión S pobres $S + 0 = S$ y para no pobres $Z - S + 1 - Z = 1 - S$; y para la dimensión Z directamente

¹⁹ Tratar a la intersección de conjuntos difusos en términos probabilísticos es una consideración bien fundamentada por la teoría de conjuntos difusos que no se discutirá en este artículo (ver Bandemer y Gottwald, 1996, sección 5.3).

²⁰ Betti y Verma (2004) ofrecen una explicación gráfica de la consistencia de emplear una combinación de operaciones.

Z para pobres y 1 – Z para no pobres. Además, la suma de las marginales de cada dimensión suma uno.

CUADRO 2. COMBINACIÓN DE OPERACIONES PARA TRES DIMENSIONES DE POBREZA DIFUSA

<i>Combinación difusa</i>	<i>Operación algebraica</i>	<i>Operaciones compuestas</i>		<i>M≤S≤Z</i>	<i>M≤Z≤S</i>
(M^c, S^c, Z^c)	$1-ZS+SZ-M+MZ+MS-MSZ$	Estándar	$\text{Min}(M^c, S^c, Z^c)$	1-Z	1-S
(M, S^c, Z^c)	$M-MZ+MS+MSZ$	Limitada/Estándar	$\text{Max}\{0, \text{min}(S^c, Z^c)+M-I)\}$	0	0
(M^c, S, Z^c)	$S-SZ-SM+MSZ$	Limitada/Estándar	$\text{Max}\{0, \text{min}(M^c, Z^c)+S-I)\}$	0	S-Z
(M^c, S^c, Z)	$Z-MZ-SZ+MSZ$	Limitada/Estándar	$\text{Max}\{0, \text{min}(M^c, S^c)+Z-I)\}$	Z-S	0
(M, S, Z^c)	$MS-MSZ$	Limitada/Estándar	$\text{Max}\{0, \text{min}(M, S)+Z^c-I)\}$	0	0
(M, S^c, Z)	$MZ-MSZ$	Limitada/Estándar	$\text{Max}\{0, \text{min}(M, Z)+S^c-I)\}$	0	0
(M^c, S, Z)	$SZ-MSZ$	Limitada/Estándar	$\text{Max}\{0, \text{min}(S, Z)+M^c-I)\}$	S-M	Z-M
(M, S, Z)	MSZ	Estándar	$\text{Min}(M, S, Z)$	M	M
SUMA	1			1	1

<i>Combinación difusa</i>	<i>Operaciones compuestas</i>		<i>S≤M≤Z</i>	<i>S≤Z≤M</i>	<i>Z≤M≤S</i>	<i>Z≤S≤M</i>
(M^c, S^c, Z^c)	Estándar	$\text{Min}(M^c, S^c, Z^c)$	1-Z	1-M	1-S	1-M
(M, S^c, Z^c)	Limitada/Estándar	$\text{Max}\{0, \text{min}(S^c, Z^c)+M-I)\}$	0	M-Z	0	M-S
(M^c, S, Z^c)	Limitada/Estándar	$\text{Max}\{0, \text{min}(M^c, Z^c)+S-I)\}$	0	0	S-M	0
(M^c, S^c, Z)	Limitada/Estándar	$\text{Max}\{0, \text{min}(M^c, S^c)+Z-I)\}$	Z-M	0	0	0
(M, S, Z^c)	Limitada/Estándar	$\text{Max}\{0, \text{min}(M, S)+Z^c-I)\}$	0	0	M-Z	S-Z
(M, S^c, Z)	Limitada/Estándar	$\text{Max}\{0, \text{min}(M, Z)+S^c-I)\}$	M-S	Z-S	0	0
(M^c, S, Z)	Limitada/Estándar	$\text{Max}\{0, \text{min}(S, Z)+M^c-I)\}$	0	0	0	0
(M, S, Z)	Estándar	$\text{Min}(M, S, Z)$	S	S	Z	Z
SUMA			1	1	1	1

FUENTE: propia.

NOTA: Se supone que M, S y Z son conjuntos difusos de pobreza y sus respectivos complementos son los conjuntos difusos de no pobreza (1 – M), (1 – S) y (1 – Z).

CUADRO 3. DISTRIBUCIÓN CONJUNTA DE LA POBREZA PARA TRES TIPOS DE POBREZA

		Pobreza Z = Pobre			
		<i>Pobreza S</i>			
		<i>Estatus</i>	<i>Pobre</i>	<i>No Pobre</i>	<i>Marginal</i>
Pobreza M	<i>Pobre</i>		$\text{Min}(M, S, Z) = S$	$\text{Max}\{0, \text{min}(M, Z) + S^c - 1\} = M - S$	M
	<i>No Pobre</i>		$\text{Max}\{0, \text{min}(S, Z) + M^c - 1\} = 0$	$\text{Max}\{0, \text{min}(M^c, S^c) + Z - 1\} = Z - M$	Z - M
	<i>Marginal</i>		S	Z - S	Z
		Pobreza Z = No Pobre			
		<i>Pobreza S</i>			
		<i>Estatus</i>	<i>Pobre</i>	<i>No Pobre</i>	<i>Marginal</i>
Pobreza M	<i>Pobre</i>		$\text{Max}\{0, \text{min}(M, S) + Z^c - 1\} = 0$	$\text{Max}\{0, \text{min}(S^c, Z^c) + M - 1\} = 0$	0
	<i>No Pobre</i>		$\text{Max}\{0, \text{min}(M^c, Z^c) + S - 1\} = 0$	$\text{Min}(M^c, S^c, Z^c) = 1 - Z$	1 - Z
	<i>Marginal</i>		0	1 - Z	1 - Z

FUENTE: propia, basada en Betti *et al.* (2006).

NOTA: Se supone $S \leq M \leq Z$, pero dado que en el cuadro 2 se presentan todas las posibles combinaciones de este ordenamiento, es posible construir este mismo cuadro para todos los casos conservando la condición de suma uno.

La ventaja de realizar un ejercicio como este, en el que se incluye en la medición de la pobreza más de una de sus dimensiones, en este caso tres, radica principalmente en que: *i*) es posible llevar a cabo una clasificación de la pobreza más refinada; *ii*) es factible identificar posibles errores en la medición de la pobreza por dejar fuera alguna de las dimensiones de ésta; y *iii*) se puede focalizar la política social atendiendo a objetivos específicos de acuerdo con la preferencia (aversión) de la sociedad por alguna de las dimensiones de la pobreza, sin dejar fuera al resto de éstas.

La relevancia del primer punto es que la clasificación del cuadro 3 se puede ordenar de acuerdo con algún criterio específico y obtener una taxonomía detallada de la pobreza, con la que es posible establecer un ordenamiento de acuerdo a su intensidad. Hasta el momento solamente resulta obvio que la pobreza manifiesta es más intensa que la pobreza latente grado 1 y que ésta, a su vez, es más intensa que la pobreza

latente grado 2. A esto se debe agregar que en México se realizan cálculos oficiales para tres tipos de pobreza, también de acuerdo a su intensidad, con lo que la taxonomía del cuadro 3 se refina aún más, ya que es posible calcular la pobreza manifiesta, latente grado 1, latente grado 2 y no pobreza, para los tipos de pobreza oficiales I, II, III y no pobreza.

Con respecto al segundo punto, es necesario notar que cuando se mide la pobreza (o cualquier otro fenómeno) se da por hecho que la información empleada para esta tarea es adecuada para obtener una estimación del fenómeno realista, en todo caso aceptando un error cercano a cero. En otras palabras, cuando deliberadamente se deja fuera de la medición de la pobreza alguna de sus dimensiones, aún cuando la información necesaria esté disponible, equivale a aceptar que estas dimensiones no son relevantes para el estudio, ya que dejarlas fuera no aumentaría en forma considerable el error en la estimación del fenómeno.

En términos de las definiciones de pobreza presentadas, sería recomendable dejar fuera alguna de las dimensiones de la pobreza sin afectar la estimación, cuando la pobreza latente referente a dicha dimensión fuera cercana a cero. Sin embargo, en caso de que este tipo de pobreza fuera considerablemente diferente de cero, es claro que se estaría presentado un error de medición. Con esto se puede deducir que si los recursos destinados a combatir la pobreza se asignan considerando un uso limitado de la información (dimensiones de la pobreza), entonces el posible error de medición se traduce en un error en la política social. Este error se puede cometer en tanto se deje de identificar como pobre a un individuo que en efecto lo es, de acuerdo con la dimensión o dimensiones que se dejaron fuera.²¹ Un ejemplo de esto se presenta si se supone que para medir la pobreza se emplean solamente las dimensiones no monetarias. En este caso, de acuerdo con los planteamientos arriba presentados, el error en la medición estaría definido por la intersección de los subconjuntos

²¹ Esto equivale a un error estadístico tipo I, es decir, se rechaza la hipótesis nula de que un individuo es pobre cuando en realidad lo es. En este caso no se considera el error estadístico tipo II (no se rechaza la hipótesis nula de que el individuo es pobre cuando no lo es), porque las dimensiones incluidas para medir el fenómeno identifican a este individuo como pobre, aunque las dimensiones no incluidas no lo identifiquen.

difusos *pobreza monetaria* = pobre y *pobreza no monetaria* = no pobre. En los resultados que se presentan adelante, se podrá observar que el tamaño de los errores por dejar fuera a cualquiera de las tres dimensiones incluidas en este estudio no son despreciables.

El tercer punto describe una ventaja alternativa a la descrita en el punto dos, ya que si bien para medir la pobreza de manera integral es necesario modelar el fenómeno de manera que se ajuste lo más posible a la realidad, también es cierto que la sociedad y quienes hacen la política social pueden tener preferencias (aversiones) muy claras por ciertas dimensiones de la pobreza y plantear objetivos específicos sobre como combatir el fenómeno. Por ejemplo, si el objetivo es identificar a quienes carecen de servicios públicos con el fin de adoptar una política social que provea a las comunidades e individuos con estos bienes, se debe medir la pobreza empleando una dimensión no monetaria pública del fenómeno.

Sin embargo, una política encaminada a combatir la pobreza en cualquiera de sus dimensiones debe considerar el fenómeno en su totalidad como parte de una política integral que identifique a los más necesitados en todos los ámbitos. La ventaja de la metodología presentada en este artículo, es que mide la pobreza para todas las combinaciones de sus dimensiones, incluyendo el total de éstas y los casos individuales.

IV. EVOLUCIÓN DE LA POBREZA *DIFUSA* MULTIDIMENSIONAL EN MÉXICO

La metodología hasta aquí presentada se aplicó para estimar la pobreza en México para el período 1994-2006 empleando la Encuesta Nacional de Ingreso Gasto de los Hogares (ENIGH) 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004 y 2006. Se empleó esta encuesta debido a que es un instrumento especializado para medir ingresos y contiene información socioeconómica para hogares e individuos, elementos necesarios para establecer las dimensiones de la pobreza. Además, se emplea oficialmente para medir pobreza, por lo que hace comparables los resultados de este documento con los resultados oficiales.

Siguiendo la metodología, en primera instancia se calculó la pobreza *difusa* monetaria mediante la función de membresía

descrita en la ecuación (3) para cada uno de los años mencionados, los tres tipos de pobreza oficiales, las regiones urbana, rural y el total de hogares e individuos en México.²² Una vez identificado el tipo de pobreza al que pertenece cada individuo en las muestras de la ENIGH, se igualó el promedio de cada membrecía con el *head count* para obtener los respectivos exponentes α .²³

En el cuadro A. 2 (Anexo II) se muestran las líneas de pobreza del año 2000 para las zonas urbana y rural con las que se cálculo el *head count* para cada año. Estas líneas de pobreza se deflactaron siguiendo la metodología del Comité Técnico para la Medición de la Pobreza (2002) con el fin de hacerlas comparables entre sí. En el cuadro A.3 (Anexo II) se muestra el *head count* correspondiente a las zonas urbana, rural y total para cada uno de los años de la ENIGH incluidos en el análisis. Note que las líneas de pobreza que definen el *head count* dan pie a la dimensión monetaria de la pobreza. Una vez que se cuenta con el *head count*, es posible calcular los exponentes α para cada zona. Los correspondientes valores del exponente α se muestran en el cuadro A. 4 (Anexo II).

Para calcular los indicadores de carencia de cada una de las dimensiones no monetarias de la ecuación (8), primero fue necesario calcular los ponderadores descritos por la ecuación (9) para estas dimensiones.²⁴ En los cuadros A. 5 (Anexo II) se muestran los ponderadores de las variables no monetarias. La variable con mayor peso para determinar la pertenencia al grupo de pobreza no monetaria privada en las zonas urbanas es combustible, mientras que en las zonas rurales es aparato de sonido para todos los años excepto para 2006 que es televisión. En el caso de la pobreza no monetaria pública, la variable con mayor peso en ambos casos es drenaje, excepto en 2004 que es recolección de basura para zonas urbanas.

Una vez que se calcularon los exponentes, los indicadores

²² El estudio se realiza sobre dos unidades de análisis, hogar e individuo. Sin embargo, aunque la mayor parte del análisis se lleva a cabo sobre hogares, también se informan resultados para individuos.

²³ Igualar el promedio de la membrecía con el *head count* oficial de cada año permite realizar una comparación de la evolución de la pobreza entre los años analizados y con las medidas oficiales de pobreza.

²⁴ La asignación de categorías para aplicar la ecuación (5) se presenta en el Anexo III.

de carencia y los ponderadores, se calculó la membrecía de cada individuo en la muestra por tipo de pobreza mediante la ecuación (3). Con estas funciones de membrecía se estimaron cada uno de los subconjuntos difusos que conforman la membrecía conjunta de pobreza descrita en el cuadro 3 para las regiones urbana, rural y total, para los tipos de pobreza I, II y III y para individuos y hogares.

1. Resultados

a) Evolución general de la pobreza

Una visión de lo que sucedió con la pobreza durante este período la proporcionan los resultados de la población *No Pobre* que se presenta en las gráficas I y II, en donde también se muestran, representados por las líneas punteadas, los intervalos de confianza al 95%.²⁵

En las gráficas es claro que la pobreza ha disminuido a lo largo del período de análisis tanto en las zonas urbanas como en las rurales, aunque en cada una de estas zonas la evolución ha sido diferente. La primera característica notoria de la pobreza es que en 1996 aumentó en ambas zonas, presumiblemente como consecuencia de la crisis de 1994. Aunque de acuerdo con los resultados, el impacto en las zonas urbanas fue mayor que en las rurales, mientras que en ambas zonas fueron más afectados los pobres tipo I que los pobres tipo II y a su vez éstos resultaron más afectados que los pobres tipo III. En otras palabras, la crisis de 1994 afectó más a los más pobres.

Después de 1996, se muestra una recuperación en ambas zonas, sin embargo, para el año 2000 esta recuperación no fue estadísticamente suficiente para que en las zonas urbanas se superaran los niveles de no pobres que existían en 1994.²⁶

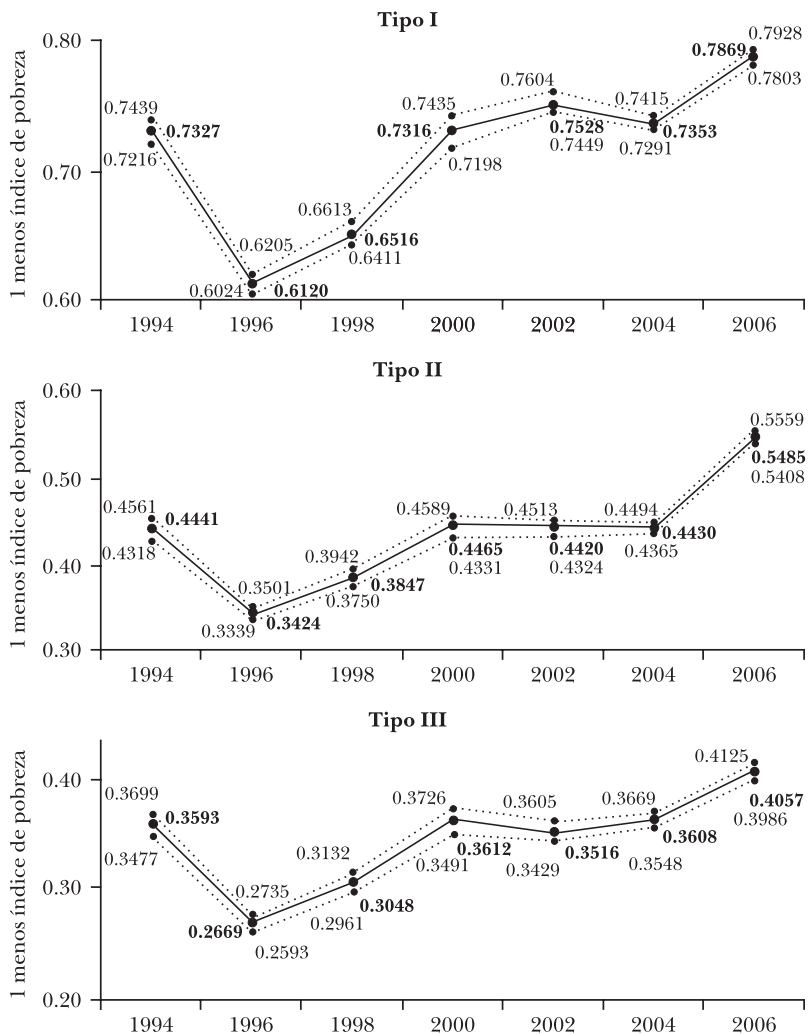
²⁵ Estos resultados se obtuvieron mediante el método de *bootstrap* con 1,000 muestras que se explica en el Anexo IV. Los intervalos de confianza al 95% se incluyen en todas las estimaciones presentadas en las gráficas de este documento.

²⁶ Cuando los intervalos de confianza de dos o más años se traslapan, se dice que no existe diferencia estadística entre los años en comparación, mientras que cuando no se traslapan se dice que existe diferencia estadística.

En realidad, la pobreza urbana presenta mejores indicadores sólo a partir del año 2006, cuando de acuerdo con los intervalos de confianza es posible afirmar que existe una diferencia estadística entre los resultados de 1994 y 2006. En otras palabras, en términos de pobreza, las zonas urbanas superaron la crisis de 1994 sólo en 2006.

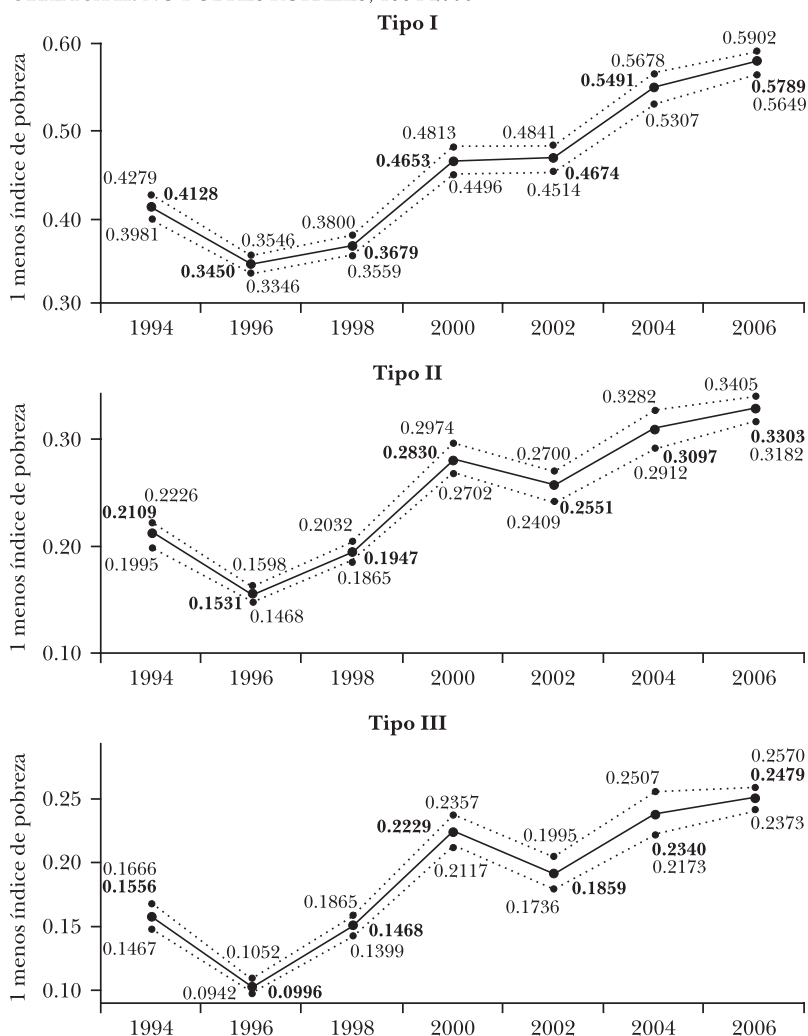
El caso de la pobreza rural parece diferente en cuanto a la

GRÁFICA I. NO POBRES URBANOS, 1994-2006



FUENTE: Cálculos propios con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2002, 2004 y 2006.

GRÁFICA II. NO POBRES RURALES, 1994-2006



FUENTE: Cálculos propios con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2002, 2004 y 2006.

superación de la crisis de 1994, ya que la recuperación entre 1996 y el año 2000 fue suficiente para que los niveles de pobreza en 2000 fueran menores que en 1994. Sin embargo, a partir del año 2000 la recuperación de la pobreza rural se estancó, y salvo la pobreza rural tipo I, que muestra mejoría a partir de 2004, las pobrezas tipo II y III muestran mejoría solamente en 2006. Este resultado hace parecer *sospechosos* los

resultados del año 2000 en las zonas rurales, ya que como se observa en la gráfica II, en este año se presenta un pico en los tres tipos de pobreza.²⁷

b) Las dimensiones de la pobreza

Las marginales de la distribución conjunta descritas en el cuadro 3, corresponden a los estimadores de las dimensiones de la pobreza y son ilustradas en las gráficas III y IV para la pobreza marginal tipo I en las zonas urbana y rural respectivamente.

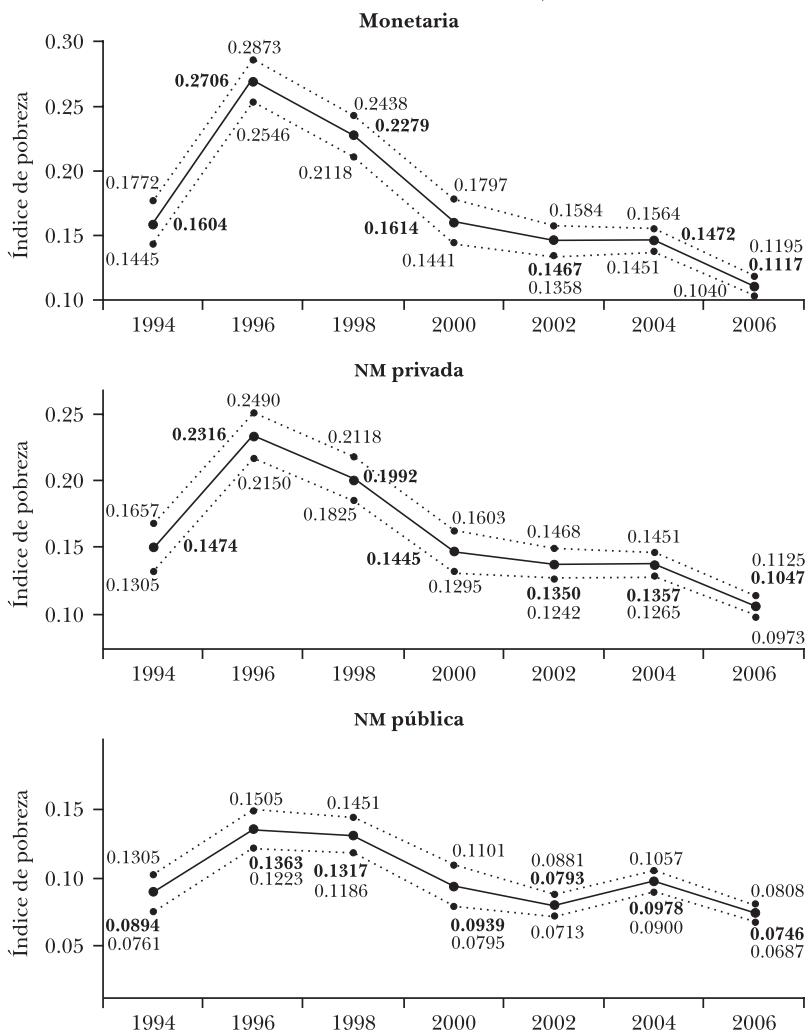
La gráfica III muestra que la pobreza monetaria y no monetaria privada crecieron en las zonas urbanas entre 1994 y 1996 y se recuperaron los niveles de pobreza de 1994 en el año 2006. La tendencia de la pobreza no monetaria pública urbana es diferente a la de las otras dos pobrezas en estas mismas zonas, ya que los intervalos de confianza de la pobreza monetaria y la no monetaria privada se traslapan, mientras que la no monetaria pública se ubica lejos de ambas. De esta manera, la pobreza no monetaria pública no presentó cambios notorios como lo hicieron las otras dos.

En la gráfica IV se observa que los intervalos de confianza de las tres dimensiones de la pobreza rural tipo I se traslapan, lo cual indica que éstas tienden a coincidir en determinados puntos, esto sugiere que la pobreza rural es más profunda que la urbana. Sin embargo, es evidente que en el año 2000 la pobreza no monetaria pública decreció notablemente, sobre todo en las zonas rurales con pobreza tipo I (ver nota 25). También, dentro de la pobreza tipo I, es notorio que la pobreza rural disminuyó a una tasa mayor que la urbana.

El comportamiento de las pobrezas marginal tipo II y tipo III son casi idénticos entre sí, salvo que en el primero se presenta un cruce entre las curvas de pobreza monetaria y no monetaria privada para 2006. Por esta razón, sólo se ilustran los resultados de la pobreza marginal tipo III en las zonas urbanas y rurales, los cuales se presentan en las gráficas V y VI respectivamente.

²⁷ Este mismo comportamiento que parece un *outlier* se presenta en las estimaciones mostradas en las gráficas siguientes. Posiblemente se debe a algún problema con la ENIGH para ese año.

GRÁFICA III. POBREZA URBANA MARGINAL TIPO I, 1994-2006

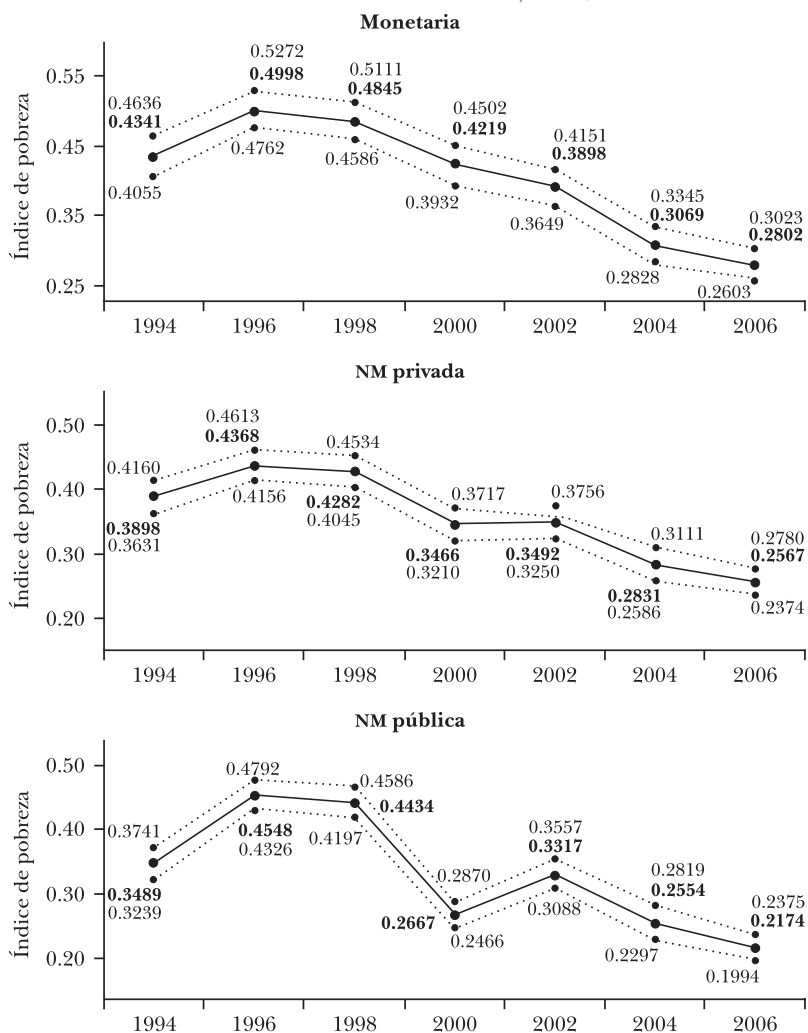


FUENTE: Cálculos propios con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2002, 2004 y 2006.

En la gráfica V es claro que para la pobreza urbana se separan las tres dimensiones de la pobreza siguiendo un patrón: monetaria > no monetaria privada > no monetaria pública. Esto sugiere que en las zonas urbanas la pobreza no monetaria privada disminuye conforme disminuye la intensidad de la pobreza, lo cual podría explicarse dado que los hogares en pobreza tipo II y tipo III son capaces de adquirir más bienes privados que los hogares en pobreza tipo I (existe una mayor

capacidad de gasto o de ahorro en el mediano plazo en los hogares, lo que coincide con la definición de estos tipos de pobreza).

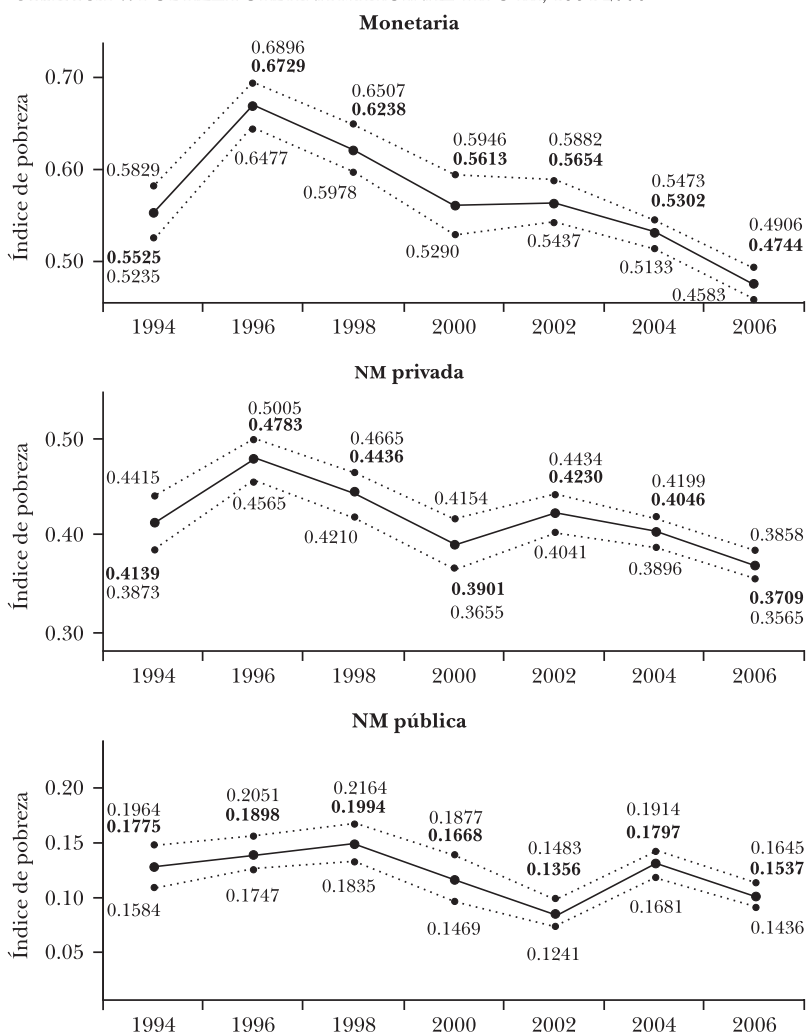
GRÁFICA IV. POBREZA RURAL MARGINAL TIPO I, 1994-2006



FUENTE: Cálculos propios con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2002, 2004 y 2006.

Estadísticamente, en las zonas urbanas el nivel de pobreza no monetaria en 1994 es igual al de 2006, mientras que la pobreza monetaria de 1994 se supera solamente en 2006. Únicamente la pobreza monetaria urbana parece reducirse, ya que

GRÁFICA V. POBREZA URBANA MARGINAL TIPO III, 1994-2006



FUENTE: Cálculos propios con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2002, 2004 y 2006.

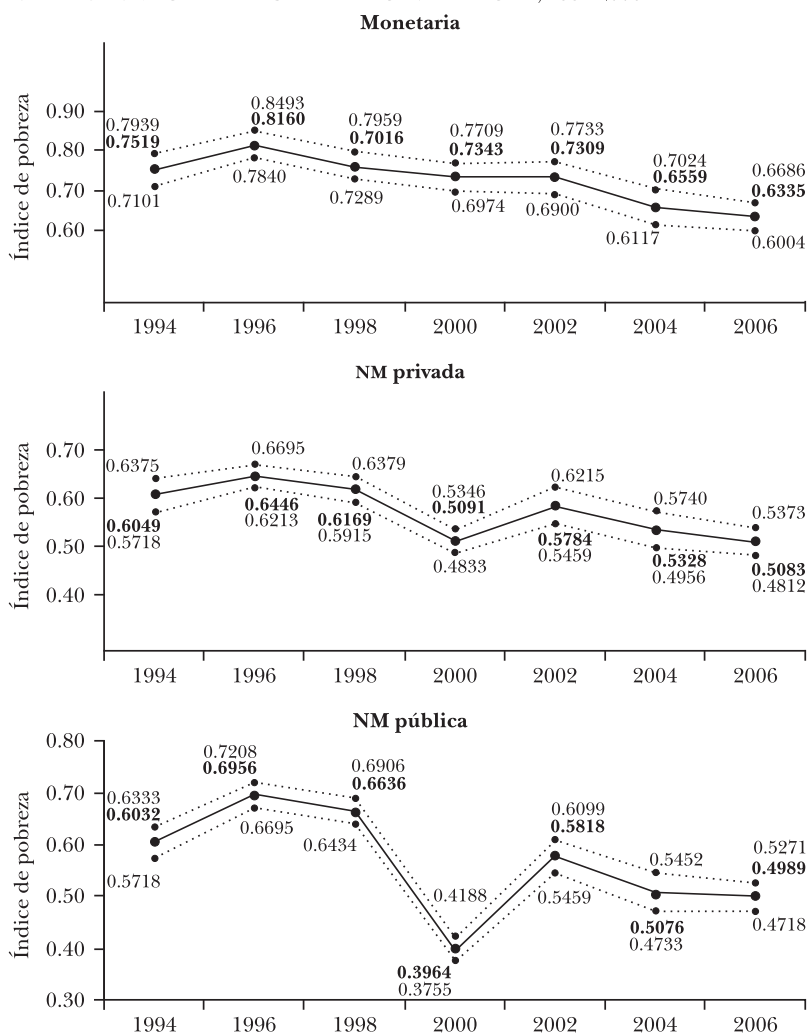
la pobreza no monetaria urbana no varía significativamente a lo largo del período de análisis.

Como se puede apreciar en la gráfica VI, en las zonas rurales la pobreza monetaria y la no monetaria no son coincidentes como en el caso de las zonas urbanas; en este caso, la coincidencia es clara solamente entre los dos tipos de pobreza no monetaria. También es claro que tanto la pobreza no monetaria como la monetaria se mantienen casi constantes a lo largo

del período de análisis, aunque tienden a disminuir muy lentamente, por lo que el nivel alcanzado en 1994 se reduce entre 2004 y 2006. Para las pobrezas tipo II y tipo III, nuevamente se presenta un decremento notable en la pobreza no monetaria pública rural en 2000.

Con los resultados presentados en las últimas cuatro gráficas, es posible afirmar que las tres dimensiones de la pobreza

GRÁFICA VI. POBREZA RURAL MARGINAL TIPO III, 1994-2006



FUENTE: Cálculos propios con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2002, 2004 y 2006.

se asemejan entre sí de acuerdo con las características socioeconómicas de los hogares, lo que hace posible clasificarlas de acuerdo a éstas. Se identifica el caso de la pobreza rural tipo I (gráfica IV), en donde la tendencia de las tres dimensiones de la pobreza son similares entre sí, debido a que los hogares permanecen en una situación de pobreza profunda de acuerdo con las tres dimensiones. Es decir, los hogares no tienen un ingreso suficiente para salir de la pobreza monetaria, con lo cual no son capaces de adquirir bienes privados y salir de la pobreza no monetaria privada. Tampoco reciben algún apoyo social que los saque de la pobreza no monetaria pública.

En el caso de pobreza urbana tipo I (gráfica III), en donde coinciden la pobreza monetaria con la no monetaria privada, presumiblemente predominan los hogares en pobreza monetaria. Por ello, los hogares en este caso no son capaces de adquirir bienes privados, manteniéndose también en pobreza no monetaria privada; pero, debido a que han recibido algún tipo de atención social, la pobreza no monetaria pública no es tan profunda. En la gráfica VI se observa para la pobreza rural tipo III que las pobrezas no monetarias coinciden entre sí y son menores que la pobreza monetaria. Lo anterior sugiere que la pobreza monetaria en algunos hogares es, o fue, menos profunda, permitiéndoles adquirir bienes privados y pagar por los servicios públicos y así reducir la pobreza no monetaria.²⁸

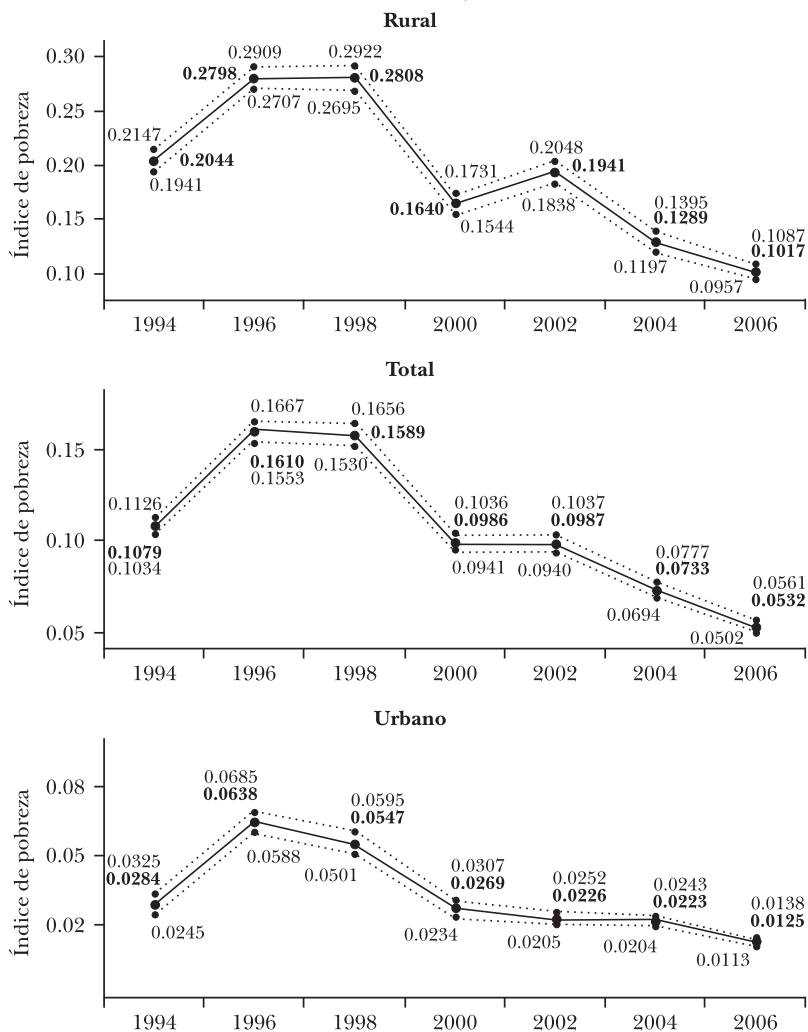
Finalmente, se presenta el caso de la pobreza urbana tipo III, en donde las tres dimensiones se encuentran claramente distantes entre sí y la pobreza monetaria > pobreza no monetaria privada > pobreza no monetaria pública. Este comportamiento sugiere que en esta zona existen hogares que reciben atención social, lo que les permite una baja pobreza no monetaria pública y que se encuentran en situación de pobreza monetaria no tan alta. A su vez, esto les permite adquirir bienes privados y presentar una pobreza no monetaria privada media.

²⁸ Este argumento también supone que en estos hogares existe una mayor capacidad de gasto o de ahorro en el mediano plazo, lo cual les permite satisfacer ciertas necesidades que no satisfacen los tipos de pobreza más profundos. Esto coincide nuevamente con la definición de pobreza tipo I, II y III.

c) Pobreza manifiesta y pobreza latente

Como ya se definió, la pobreza manifiesta es aquella en que se encuentran los hogares (individuos) que sufren de los tres tipos de pobreza que se emplean en este análisis. Son entonces los individuos en pobreza manifiesta tipo I quienes sufren de la pobreza mas profunda, ya que se clasifican como pobres de acuerdo con las tres dimensiones de la pobreza al máximo

GRÁFICA VII. POBREZA MANIFIESTA TIPO I, 1994-2006



FUENTE: Cálculos propios con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2002, 2004 y 2006.

nivel. En la gráfica VII, donde se presenta la tendencia que ha seguido este tipo de pobreza durante el período de análisis, se nota claramente que la pobreza más profunda se sufre en las zonas rurales, las cuales alcanzaron el máximo porcentaje de esta pobreza en 1996 (28%), mientras que en las zonas urbanas este máximo fue de poco más del 6%.²⁹

En la gráfica VII también es notorio que la pobreza manifiesta rural tipo I ha variado de manera más amplia durante el período de análisis que su contraparte urbana. En 1996 este tipo de pobreza alcanzó su máximo durante el período de análisis en ambas regiones, sin embargo, el aumento entre 1994 y 1996 es mucho mayor para las zonas rurales. De la misma manera, la reducción de esta pobreza en zonas rurales es mucho más pronunciada que la urbana, como sucedió en el año 2000. A pesar de que la pobreza rural de este tipo se redujo considerablemente en 2000 alcanzando niveles menores a los de 1994, ésta regresó a los niveles de 1994 en 2002 y se redujo nuevamente en 2004 por debajo del nivel original de 1994. Por su parte, la pobreza urbana manifiesta de tipo I disminuyó hasta alcanzar niveles menores a los de 1994 solamente en 2006.³⁰

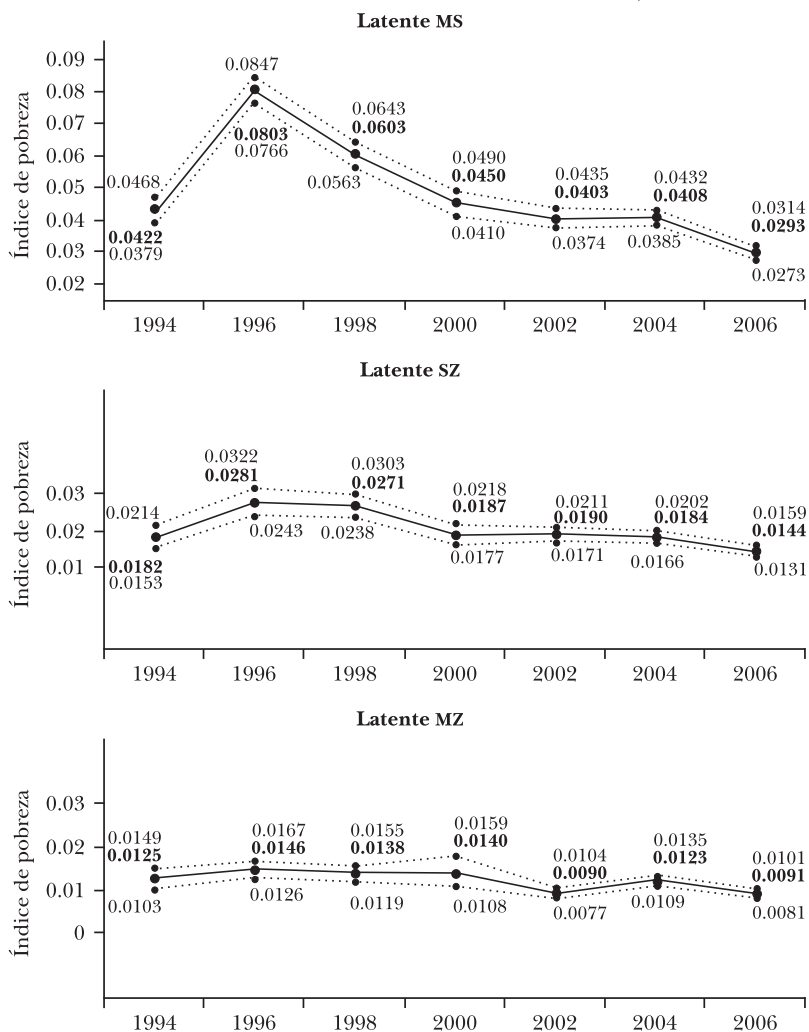
En las gráficas VIII y IX se muestra la pobreza latente grado I tipo I, que como se definió, corresponde a los hogares que sufren de dos tipos de pobreza.³¹ En la gráfica VIII se presenta la pobreza urbana latente grado I. En este caso, la pobreza latente compuesta por las dimensiones monetaria y no monetaria privada (*MS*) se duplicó de 1994 a 1996, posteriormente decreció alcanzando el mismo nivel de 1994 en el año 2000 y en 2006 cayó por debajo de ese nivel.

²⁹ La pobreza manifiesta tipo II y tipo III presentan tendencias muy similares a las de la pobreza manifiesta tipo I, salvo que en las primeras la varianza es mayor. Por esta razón solamente se ilustra el caso de la pobreza tipo I.

³⁰ Esto podría deberse a que los niveles de pobreza urbanos son mucho más bajos (alrededor de 1.2% en 2006) y que los rendimientos de invertir en la disminución de esta pobreza son decrecientes. Es decir, a medida que la pobreza es menor es más costoso continuar reduciéndola.

³¹ Al igual que en el caso de la pobreza marginal, la pobreza latente grados 1 y 2, tipos II y III presentan tendencias muy similares a las de la pobreza manifiesta tipo I, por lo que en los análisis de la pobreza latente solamente se presenta el caso de la pobreza tipo I.

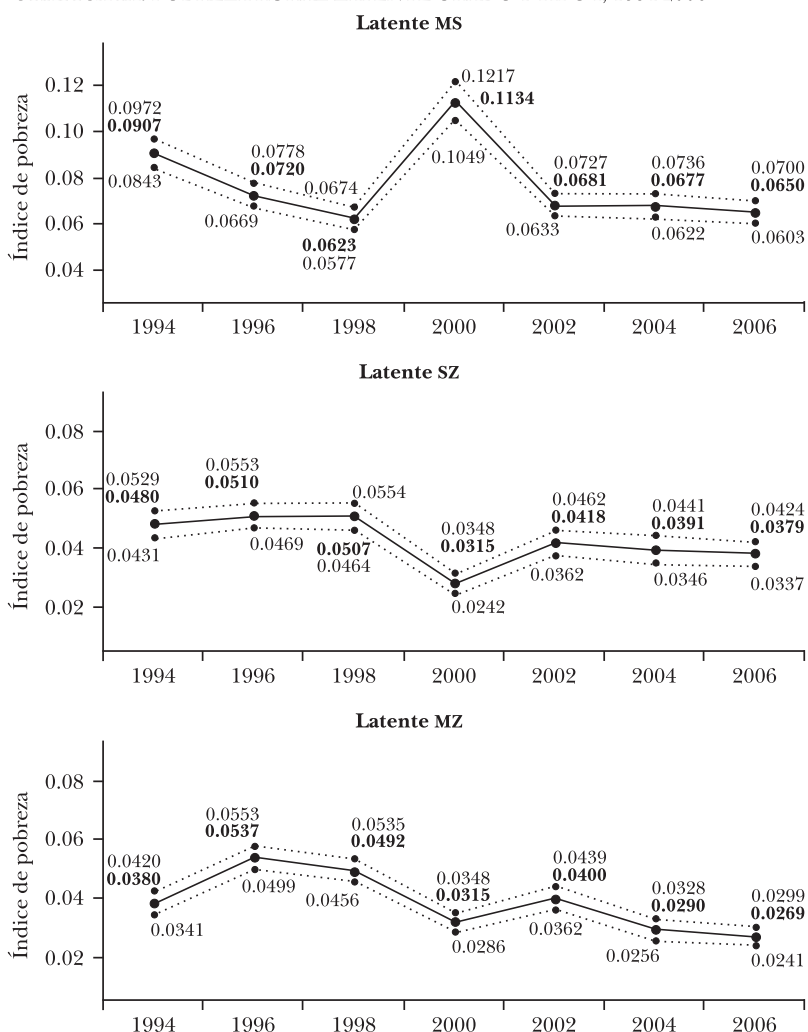
GRÁFICA VIII. POBREZA URBANA LATENTE GRADO I TIPO I, 1994-2006



FUENTE: Cálculos propios con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2002, 2004 y 2006.

Por otro lado, tanto la pobreza compuesta por las dimensiones monetaria y no monetaria pública (*MZ*) y la compuesta por las dos dimensiones no monetarias (*SZ*) aumentaron ligeramente entre 1994 y 1996, pero se mantuvieron casi constantes durante todo el período de análisis. También se puede apreciar que existe una distancia considerable entre la pobreza *MS* y las *MZ* y *SZ*, lo que sugiere que la pobreza urbana es

GRÁFICA IX. POBREZA RURAL LATENTE GRADO 1 TIPO I, 1994-2006



FUENTE: Cálculos propios con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2002, 2004 y 2006.

principalmente monetaria, como ya se había sugerido en el análisis de las dimensiones de la pobreza.

La gráfica IX presenta los resultados de la pobreza rural correspondiente a hogares clasificados como pobres de acuerdo a dos de las dimensiones de la pobreza (latente grado 1) para la pobreza tipo I, en donde se observa una tendencia muy particular de este tipo de pobreza. Primero, las pobreza *MZ* y la *SZ* son estadísticamente iguales, ya que se mantuvieron casi

constantes a lo largo del período de análisis, exceptuando el año 2000, en el que ambos tipos de pobreza cayeron de un índice de alrededor de 0.05 a uno de alrededor de 0.03. También destaca el hecho de que estos dos tipos de pobreza son menores que la pobreza *MS*, aunque esta diferencia no es tan notoria como en el caso de la pobreza urbana. La característica más relevante en este tipo de pobreza es el comportamiento de la pobreza *MS*, que parece contrario a las expectativas. Entre 1994 y 1996 esta pobreza decreció, cuando el resto de las pobrezas aumentó. Su decrecimiento continuó hasta 1998 y entre 1998 y 2000 se duplicó nuevamente de manera contraria a lo que sucedió con otros tipos de pobreza. En 2002 regresó a su nivel de 1998 y se mantuvo estadísticamente constante hasta 2006.

En las gráficas X y XI se presentan los resultados de las pobrezas urbana y rural latente grado 2 tipo I que analizan el comportamiento individual de cada una de las tres dimensiones de la pobreza. Estos resultados muestran que la pobreza latente grado 2 tiene un comportamiento muy similar al de la pobreza latente grado 1. La pobreza monetaria urbana aumentó considerablemente entre 1994 y 1996 y luego disminuyó hasta el 2000, manteniéndose constante hasta el 2006.

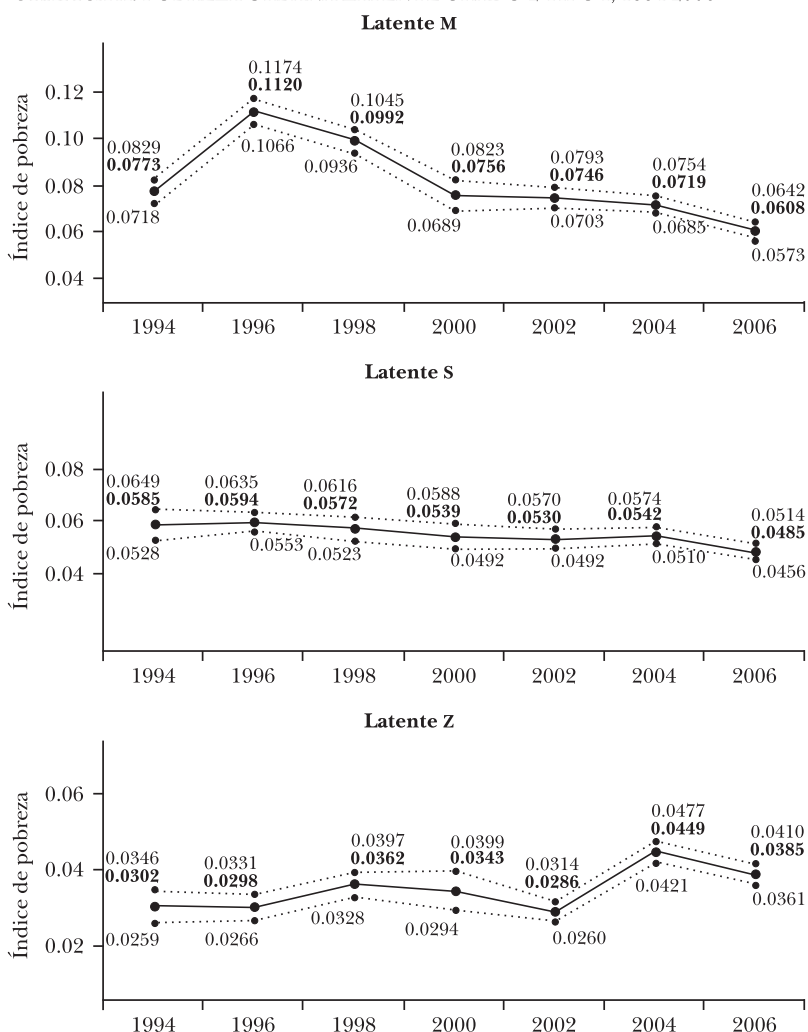
Por otro lado, la pobreza rural monetaria parece haberse mantenido constante a lo largo del período de análisis (exceptuando el año 2000), lo que sugiere que la dimensión monetaria parece tener menor efecto en las áreas rurales de mayor pobreza que en su contraparte urbana (ver Baharoglu y Kessides, 2000).

En conjunto, los resultados presentados en este artículo proveen evidencia para hacer algunas afirmaciones con respecto a los diferentes tipos de pobreza analizados. Dichas afirmaciones se presentan a continuación en las conclusiones.

V. CONCLUSIONES

La pobreza en México ha disminuido entre 1994 y 2006, sin embargo, la evolución del fenómeno ha sido diferente de acuerdo a la zona y al tipo de pobreza analizado. En general la pobreza rural es mucho más profunda que la urbana, a pesar de que en ambas predomina la dimensión monetaria, la

GRÁFICA X. POBREZA URBANA LATENTE GRADO 2 TIPO I, 1994-2006

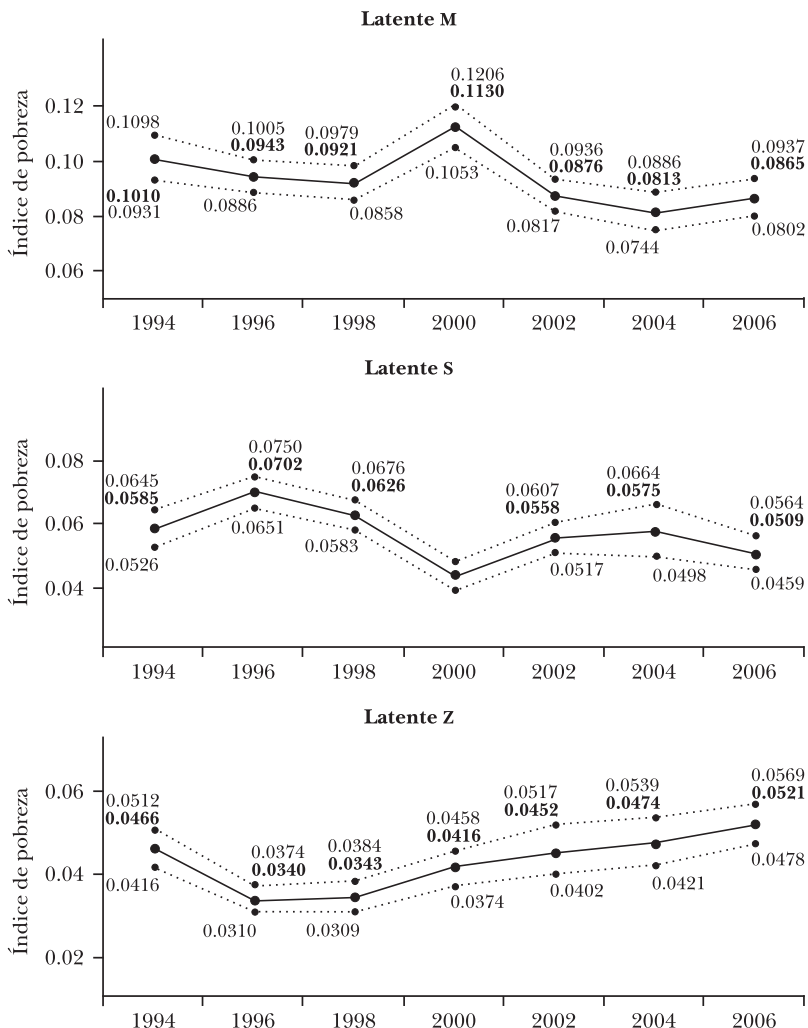


FUENTE: Cálculos propios con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2002, 2004 y 2006.

la pobreza rural está compuesta por altos niveles de las tres dimensiones. Por otro lado, la pobreza urbana parece haber sido más sensible a la crisis económica de 1994, muy posiblemente debido a que la pobreza urbana depende más de la dimensión monetaria.

En las zonas rurales de mayor pobreza se observa una recuperación en la pobreza en el año 2000, y posteriormente ésta se mantuvo constante hasta 2004. En las mismas zonas rurales

GRÁFICA XI. POBREZA RURAL LATENTE GRADO 2 TIPO I, 1994-2006



FUENTE: Cálculos propios con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2002, 2004 y 2006.

se sufre la pobreza más profunda, como lo muestra la alta pobreza manifiesta tipo I. Esta última, a pesar de haber disminuido hasta alcanzar niveles cercanos a 10% en 2006, ha llegado a niveles de 28%, mientras que en las zonas urbanas actualmente sólo se alcanza alrededor del 1.3% y su máximo durante el período de análisis fue de poco más del 6%.

Cada una de las dimensiones de la pobreza también sigue un patrón de comportamiento diferente a lo largo del tiempo

y de acuerdo a las zonas urbana y rural. En general, la pobreza monetaria es mayor que la pobreza no monetaria privada, que a su vez es mayor que la pobreza no monetaria pública. Sin embargo, éstas tienden a traslaparse de acuerdo con las características socioeconómicas de los hogares que predominan en la zona de análisis.

Anexo I

Interpretación de la función de membrecía (3)

Cheli y Lemmi (1995) proponen la técnica *TFR* que sugiere una función de membrecía para medir pobreza mediante ingresos $1 - F(y_i)$, que indica la proporción de la sociedad que se encuentra en una mejor situación que el individuo analizado. Formalmente, la función se define como:

$$(A. 1) \quad \mu_i = (1 - F_i)^\alpha = \left(\frac{\sum_{j=i+1}^n w_j}{\sum_{i=1}^n w_i} \right)^\alpha$$

en donde w_i es la posición que ocupa el individuo en la distribución del ingreso y α es el parámetro que ya se comentó. Betti y Verma (1999) proponen una alternativa a la función anterior de membrecía de la siguiente manera:

$$(A. 2) \quad \mu_i = (1 - L_i)^\alpha = \left(\frac{\sum_{j=i+1}^n w_j y_j}{\sum_{i=1}^n w_i y_i} \right)^\alpha,$$

en donde L representa la curva de Lorenz para ingreso y y_j es el ingreso del individuo en la posición j -ésima de la distribución ascendente del ingreso. Es decir, este indicador mide la proporción de individuos que reciben un mejor ingreso que el individuo analizado, variando entre cero y uno. Es de esperarse que la función de membrecía (A.2) sea más sensible a la desigualdad del ingreso que la ecuación (A.1), debido a que esta última solamente involucra la proporción de individuos

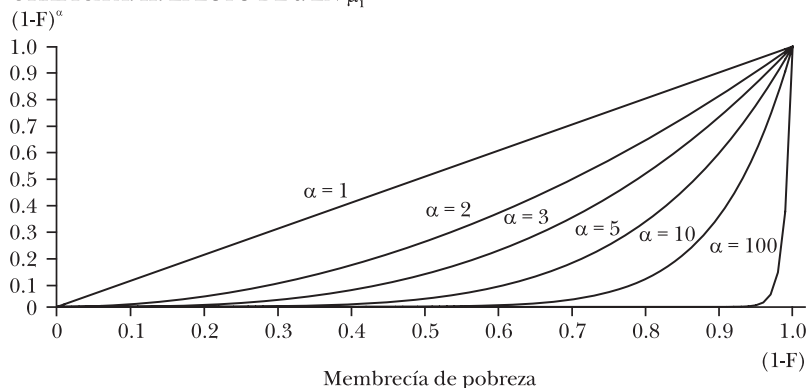
$\varphi = 1$, es decir cuando el porcentaje de la población es igual al porcentaje del ingreso ($L_i = F_i$), que es cuando la curva de Lorenz se encuentra sobre la línea identidad, indicando que existe igualdad perfecta en la sociedad. Finalmente $\mu_i^C > \mu_i^A$ cuando $\varphi > 1$, es decir cuando la curva de Lorenz está por debajo de la identidad ($L_i < F_i$), lo que indica que existe desigualdad. Lo anterior señala que μ_i^C pondera a μ_i^A por φ , que será mayor que uno cuando exista desigualdad y crecerá en tanto crezca la desigualdad. Estos resultados se ilustran en la gráfica A.I.

El resultado anterior para μ_i^C permite analizar de manera simple el significado de α . Note que en tanto el valor de α aumenta μ_i^A asigna una membrecía de pertenencia mayor a los más pobres, y menor a los menos pobres. En la gráfica A.II se ilustran algunos resultados de μ_i^A cuando varía α , en donde el eje horizontal grafica los valores de $(1 - F)$ y el vertical los valores de $(1 - F)^\alpha$. Es claro entonces que en tanto $(1 - F)$ se acerca a cero la pobreza disminuye, y viceversa.

Para $\alpha = 1$ $\mu_i^A = (1 - F_i) \frac{(1 - L_i)}{(1 - F_i)} = (1 - L_i)$, resultando en la línea

identidad en la gráfica A.II, y $\mu_i^A = \mu_i^B$. Por otro lado, en tanto α crece la función de membrecía asigna valores más pequeños a los menos pobres, y asigna valores muy altos a los más pobres. Para el caso en que $\alpha = 100$, $(1 - F)$ toma un valor muy cercano a cero para más del 90% de la población menos pobre y cercano a uno para los más pobres. En este sentido se considera que α es un indicador de aversión a la pobreza.

GRÁFICA A. II. EFECTO DE α EN μ_i^A



FUENTE: propia.

Anexo II

Datos y resultados

CUADRO A. 1. INTERSECCIÓN ESTÁNDAR PARA TRES DIMENSIONES DE POBREZA

Combinación difusa	Función de membresía	$M \leq S \leq Z \leq 0.5$	$M \leq S \leq 0.5 < Z; M^c > S^c > Z$	$M \leq S \leq 0.5 < Z; M^c > Z > S^c$	$M \leq S \leq 0.5 < Z; Z > M^c > S^c$
(M^c, S^c, Z^c)	Min (M^c, S^c, Z^c)	Z^c	Z^c	Z^c	Z^c
(M, S^c, Z^c)	Min (M, S^c, Z^c)	M	M	M	Z^c
(M^c, S, Z^c)	Min (M^c, S, Z^c)	S	S	Z^c	Z^c
(M^c, S^c, Z)	Min (M^c, S^c, Z)	Z	Z	S^c	S^c
(M, S, Z^c)	Min (M, S, Z^c)	M	M	M	Z^c
(M, S^c, Z)	Min (M, S^c, Z)	M	M	M	M
(M^c, S, Z)	Min (M^c, S, Z)	S	S	S	S
(M, S, Z)	Min (M, S, Z)	M	M	M	M
SUMA		$1+4M+2S$	$1+4M+2S$	$1+4M+2Z^c$	$1+4Z^c+2M$

Combinación difusa	Función de membresía	$M < 0.5 < S \leq Z; M^c < S \leq Z$	$M < 0.5 < S \leq Z; S < M^c < Z$	$M < 0.5 < S \leq Z; S < Z < M^c$	$0.5 < M \leq S \leq Z$
(M^c, S^c, Z^c)	Min (M^c, S^c, Z^c)	Z^c	Z^c	Z^c	Z^c
(M, S^c, Z^c)	Min (M, S^c, Z^c)	Z^c	Z^c	M	Z^c
(M^c, S, Z^c)	Min (M^c, S, Z^c)	Z^c	Z^c	Z^c	Z^c
(M^c, S^c, Z)	Min (M^c, S^c, Z)	S^c	S^c	S^c	S^c
(M, S, Z^c)	Min (M, S, Z^c)	Z^c	Z^c	M	Z^c
(M, S^c, Z)	Min (M, S^c, Z)	S^c	M	M	S^c
(M^c, S, Z)	Min (M^c, S, Z)	M^c	S	S	M^c
(M, S, Z)	Min (M, S, Z)	M	M	M	M
SUMA		$1+4Z^c+2S^c$	$1+4Z^c+2M$	$1+4M+2Z^c$	$1+4Z^c+2S^c$

Combinación difusa	Función de membresía	$M \leq Z \leq S \leq 0.5$	$M \leq Z \leq 0.5 < S; M^c > Z^c > S$	$M \leq Z \leq 0.5 < S; M^c > S > Z^c$	$M \leq Z \leq 0.5 < S; S > M^c > Z^c$
(M^c, S^c, Z^c)	Min (M^c, S^c, Z^c)	S^c	S^c	S^c	S^c
(M, S^c, Z^c)	Min (M, S^c, Z^c)	M	M	M	S^c
(M^c, S, Z^c)	Min (M^c, S, Z^c)	S	S	Z^c	Z^c
(M^c, S^c, Z)	Min (M^c, S^c, Z)	Z	Z	S^c	S^c
(M, S, Z^c)	Min (M, S, Z^c)	M	M	M	M
(M, S^c, Z)	Min (M, S^c, Z)	M	M	M	S^c
(M^c, S, Z)	Min (M^c, S, Z)	Z	Z	Z	Z
(M, S, Z)	Min (M, S, Z)	M	M	M	M
SUMA		$1+4M+2Z$	$1+4M+2Z$	$1+2S^c+4M$	$1+4S^c+2M$

Combinación difusa	Función de membresía	$M < 0.5 < Z \leq S; M^c < Z \leq S$	$M < 0.5 < Z \leq S; Z < M^c < S$	$M < 0.5 < Z \leq S; Z \leq S < M^c$	$0.5 < M \leq Z \leq S$
(M^c, S^c, Z^c)	Min (M^c, S^c, Z^c)	S^c	S^c	S^c	S^c
(M, S^c, Z^c)	Min (M, S^c, Z^c)	S^c	S^c	M	S^c
(M^c, S, Z^c)	Min (M^c, S, Z^c)	Z^c	Z^c	Z^c	Z^c

(M^c, S^c, Z)	Min (M^c, S^c, Z)	S^c	S^c	S^c	S^c
(M, S, Z^c)	Min (M, S, Z^c)	Z^c	M	M	Z^c
(M, S^c, Z)	Min (M, S^c, Z)	S^c	S^c	M	S^c
(M^c, S, Z)	Min (M^c, S, Z)	M^c	Z	Z	M^c
(M, S, Z)	Min (M, S, Z)	M	M	M	M
SUMA		$1+4S^c+2Z^c$	$1+4S^c+2M$	$1+2S^c+4M$	$1+4S^c+2Z^c$

Combinación difusa	Función de membresía	$S \leq M \leq Z$ ≤ 0.5	$S \leq M \leq 0.5 < Z$; $S^c > M^c > Z$	$S \leq M \leq 0.5 < Z$; $S^c > Z > M^c$	$S \leq M \leq 0.5 < Z$; $Z > S^c > M^c$
(M^c, S^c, Z^c)	Min (M^c, S^c, Z^c)	Z^c	Z^c	Z^c	Z^c
(M, S^c, Z^c)	Min (M, S^c, Z^c)	M	M	Z^c	Z^c
(M^c, S, Z^c)	Min (M^c, S, Z^c)	S	S	S	Z^c
(M^c, S^c, Z)	Min (M^c, S^c, Z)	Z	Z	M^c	M^c
(M, S, Z^c)	Min (M, S, Z^c)	S	S	S	Z^c
(M, S^c, Z)	Min (M, S^c, Z)	M	M	M	M
(M^c, S, Z)	Min (M^c, S, Z)	S	S	S	S
(M, S, Z)	Min (M, S, Z)	S	S	S	S
SUMA		$1+2M+4S$	$1+2M+4S$	$1+4S+2Z^c$	$1+2S+4Z^c$

Combinación difusa	Función de membresía	$S < 0.5 < M \leq Z$; $S^c < M \leq Z$	$S < 0.5 < M \leq Z$; $M < S^c < Z$	$S < 0.5 < M \leq Z$; $M < Z < S^c$	$0.5 < S \leq M \leq Z$
(M^c, S^c, Z^c)	Min (M^c, S^c, Z^c)	Z^c	Z^c	Z^c	Z^c
(M, S^c, Z^c)	Min (M, S^c, Z^c)	Z^c	Z^c	Z^c	Z^c
(M^c, S, Z^c)	Min (M^c, S, Z^c)	Z^c	Z^c	S	Z^c
(M^c, S^c, Z)	Min (M^c, S^c, Z)	M^c	M^c	M^c	M^c
(M, S, Z^c)	Min (M, S, Z^c)	Z^c	Z^c	S	Z^c
(M, S^c, Z)	Min (M, S^c, Z)	S^c	M	M	S^c
(M^c, S, Z)	Min (M^c, S, Z)	M^c	S	S	M^c
(M, S, Z)	Min (M, S, Z)	S	S	S	S
SUMA		$1+2M^c+4Z^c$	$1+2S+4Z^c$	$1+4S+2Z^c$	$1+2M^c+4Z^c$

Combinación difusa	Función de membresía	$S \leq Z \leq M$ ≤ 0.5	$S \leq Z \leq 0.5 < M$; $S^c > Z^c > M$	$S \leq Z \leq 0.5 < M$; $S^c > M > Z^c$	$S \leq Z \leq 0.5 < M$; $M > S^c > Z^c$
(M^c, S^c, Z^c)	Min (M^c, S^c, Z^c)	M^c	M^c	M^c	M^c
(M, S^c, Z^c)	Min (M, S^c, Z^c)	M	M	Z^c	Z^c
(M^c, S, Z^c)	Min (M^c, S, Z^c)	S	S	S	M^c
(M^c, S^c, Z)	Min (M^c, S^c, Z)	Z	Z	M^c	M^c
(M, S, Z^c)	Min (M, S, Z^c)	S	S	S	S
(M, S^c, Z)	Min (M, S^c, Z)	Z	Z	Z	Z
(M^c, S, Z)	Min (M^c, S, Z)	S	S	S	M^c
(M, S, Z)	Min (M, S, Z)	S	S	S	S
SUMA		$1+4S+2Z$	$1+4S+2Z$	$1+2M^c+4S$	$1+4M^c+2S$

Combinación difusa	Función de membresía	$S < 0.5 < Z \leq M$; $S^c < Z \leq M$	$S < 0.5 < Z \leq M$; $Z < S^c < M$	$S < 0.5 < Z \leq M$; $Z \leq M < S^c$	$0.5 < S \leq Z$ $\leq M$
(M^c, S^c, Z^c)	Min (M^c, S^c, Z^c)	M^c	M^c	M^c	M^c
(M, S^c, Z^c)	Min (M, S^c, Z^c)	Z^c	Z^c	Z^c	Z^c
(M^c, S, Z^c)	Min (M^c, S, Z^c)	M^c	M^c	S	M^c

(M^c, S^c, Z)	Min (M^c, S^c, Z)	M^c	M^c	M^c	M^c
(M, S, Z^c)	Min (M, S, Z^c)	Z^c	S	S	Z^c
(M, S^c, Z)	Min (M, S^c, Z)	S^c	Z	Z	S^c
(M^c, S, Z)	Min (M^c, S, Z)	M^c	M^c	S	M^c
(M, S, Z)	Min (M, S, Z)	S	S	S	S
SUMA		$1+4M^c+2Z^c$	$1+4M^c+2S$	$1+2M^c+4S$	$1+4M^c+2Z^c$

Combinación difusa	Función de membresía	$Z \leq M \leq S$ ≤ 0.5	$Z \leq M \leq 0.5 < S$; $Z^c > M^c > S$	$Z \leq M \leq 0.5 < S$; $Z^c > S > M^c$	$Z \leq M \leq 0.5 < S$; $S > Z^c > M^c$
(M^c, S^c, Z^c)	Min (M^c, S^c, Z^c)	S^c	S^c	S^c	S^c
(M, S^c, Z^c)	Min (M, S^c, Z^c)	M	M	S^c	S^c
(M^c, S, Z^c)	Min (M^c, S, Z^c)	S	S	M^c	M^c
(M^c, S^c, Z)	Min (M^c, S^c, Z)	Z	Z	Z	S^c
(M, S, Z^c)	Min (M, S, Z^c)	M	M	M	M
(M, S^c, Z)	Min (M, S^c, Z)	Z	Z	Z	S^c
(M^c, S, Z)	Min (M^c, S, Z)	Z	Z	Z	Z
(M, S, Z)	Min (M, S, Z)	Z	Z	Z	Z
SUMA		$1+2M+4Z$	$1+2M+4Z$	$1+2S^c+4Z$	$1+4S^c+2Z$

Combinación difusa	Función de membresía	$Z < 0.5 < M \leq S$; $Z^c < M^c \leq S$	$Z < 0.5 < M \leq S$; $M < Z^c < S$	$Z < 0.5 < M \leq S$; $M \leq S < Z^c$	$0.5 < Z$ $\leq M \leq S$
(M^c, S^c, Z^c)	Min (M^c, S^c, Z^c)	S^c	S^c	S^c	S^c
(M, S^c, Z^c)	Min (M, S^c, Z^c)	S^c	S^c	S^c	S^c
(M^c, S, Z^c)	Min (M^c, S, Z^c)	M^c	M^c	M^c	M^c
(M^c, S^c, Z)	Min (M^c, S^c, Z)	S^c	S^c	Z	S^c
(M, S, Z^c)	Min (M, S, Z^c)	Z^c	M	M	Z^c
(M, S^c, Z)	Min (M, S^c, Z)	S^c	S^c	Z	S^c
(M^c, S, Z)	Min (M^c, S, Z)	M^c	Z	Z	M^c
(M, S, Z)	Min (M, S, Z)	Z	Z	Z	Z
SUMA		$1+2M^c+4S^c$	$1+4S^c+2Z$	$1+2S^c+4Z$	$1+2M^c+4S^c$

Combinación difusa	Función de membresía	$Z \leq S \leq M$ ≤ 0.5	$Z \leq S \leq 0.5 < M$; $Z^c > S^c > M$	$Z \leq S \leq 0.5 < M$; $Z^c > M > S^c$	$Z \leq S \leq 0.5 < M$; $M > Z^c > S^c$
(M^c, S^c, Z^c)	Min (M^c, S^c, Z^c)	M^c	M^c	M^c	M^c
(M, S^c, Z^c)	Min (M, S^c, Z^c)	M	M	S^c	S^c
(M^c, S, Z^c)	Min (M^c, S, Z^c)	S	S	M^c	M^c
(M^c, S^c, Z)	Min (M^c, S^c, Z)	Z	Z	Z	M^c
(M, S, Z^c)	Min (M, S, Z^c)	S	S	S	S
(M, S^c, Z)	Min (M, S^c, Z)	Z	Z	Z	Z
(M^c, S, Z)	Min (M^c, S, Z)	Z	Z	Z	M^c
(M, S, Z)	Min (M, S, Z)	Z	Z	Z	Z
SUMA		$1+2S+4Z$	$1+2S+4Z$	$1+2M^c+4Z$	$1+4M^c+2Z$

Combinación difusa	Función de membresía	$Z < 0.5 < S \leq M$; $Z^c < S^c \leq M$	$Z < 0.5 < S \leq M$; $S < Z^c < M$	$Z < 0.5 < S \leq M$; $S \leq M < Z^c$	$0.5 < Z$ $\leq S \leq M$
(M^c, S^c, Z^c)	Min (M^c, S^c, Z^c)	M^c	M^c	M^c	M^c
(M, S^c, Z^c)	Min (M, S^c, Z^c)	S^c	S^c	S^c	S^c
(M^c, S, Z^c)	Min (M^c, S, Z^c)	M^c	M^c	M^c	M^c

(M^c, S^c, Z)	Min (M^c, S^c, Z)	M^c	M^c	Z	M^c
(M, S, Z^c)	Min (M, S, Z^c)	Z^c	S	S	Z^c
(M, S^c, Z)	Min (M, S^c, Z)	S^c	Z	Z	S^c
(M^c, S, Z)	Min (M^c, S, Z)	M^c	M^c	Z	M^c
(M, S, Z)	Min (M, S, Z)	Z	Z	Z	Z
SUMA		$1+2S^c+4M^c$	$1+2Z+4M^c$	$1+2M^c+4Z$	$1+2S^c+4M^c$

FUENTE: propia.

CUADRO A.2. LÍNEAS DE POBREZA 2000 (en moneda nacional)

	<i>Urbano</i>	<i>Rural</i>
Línea de pobreza tipo I	652.57	485.71
Línea de pobreza tipo II	1,254.50	843.20
Línea de pobreza tipo III	1,565.00	1,047.33

FUENTE: Comité Técnico para la Medición de la Pobreza (2002).

NOTAS: Se consideran urbanas las localidades de más de 15,000 habitantes y consecuentemente, las localidades con menos de 15,000 mil habitantes se consideran rurales. Pobreza tipo I: con el ingreso del hogar es imposible obtener una canasta alimentaria. Pobreza tipo II: con el ingreso del hogar es imposible obtener una canasta alimentaria más los gastos necesarios para salud, vestido, vivienda, transporte y educación. Pobreza tipo III: con el ingreso del hogar es imposible obtener una canasta alimentaria más los gastos no alimenticios considerados como necesarios en general.

CUADRO A. 3. HEAD COUNT, 1994-2006

	<i>Total</i>	<i>Urbano</i>	<i>Rural</i>	<i>Total</i>	<i>Urbano</i>	<i>Rural</i>
	<i>1994</i>			<i>1996</i>		
Nivel I	26.7	16.0	43.4	35.6	27.1	50.0
Nivel II	53.8	44.8	68.0	63.9	57.7	74.3
Nivel III	63.0	55.3	75.2	72.6	67.3	81.6
	<i>1998</i>			<i>2000</i>		
Nivel I	32.9	22.8	49.4	25.6	16.1	42.2
Nivel II	59.9	52.2	72.4	52.7	45.4	65.5
Nivel III	68.9	62.4	79.6	62.4	56.1	73.4
	<i>2002</i>			<i>2004</i>		
Nivel I	23.5	14.7	39.0	20.6	14.7	30.7
Nivel II	52.2	45.4	63.9	47.6	42.8	55.9
Nivel III	62.6	56.5	73.1	57.6	53.0	65.6
	<i>2006</i>					
Nivel I	17.0	11.2	28.0			
Nivel II	42.3	36.6	53.2			
Nivel III	52.9	47.4	63.4			

FUENTES: Cálculos propios con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004, 2006 y del Comité Técnico para la Medición de la Pobreza (2002).

CUADRO A. 4. EXPONENTES ALFA, 1994-2006

	<i>Urbano</i>	<i>Rural</i>	<i>Total</i>	<i>Urbano</i>	<i>Rural</i>	<i>Total</i>
	<i>1994</i>			<i>1996</i>		
Pobreza tipo I	6.038849	2.022622	3.562415	3.468785	1.714345	2.586648
Pobreza tipo II	1.980796	1.159063	1.624179	1.452726	1.024410	1.299826
Pobreza tipo III	1.541610	1.010570	1.339669	1.192318	0.895376	1.100050
	<i>1998</i>			<i>2000</i>		
Pobreza tipo I	4.202112	1.800144	2.857877	6.038007	2.348834	3.867746
Pobreza tipo II	1.689391	1.136998	1.455240	2.062184	1.509070	1.851116
Pobreza tipo III	1.366346	1.007639	1.226799	1.642824	1.345547	1.555993
	<i>2002</i>			<i>2004</i>		
Pobreza tipo I	6.593009	2.319009	4.043926	6.580171	2.982247	4.620228
Pobreza tipo II	1.916620	1.281861	1.657850	2.061223	1.485341	1.835412
Pobreza tipo III	1.469461	1.074236	1.324387	1.595555	1.211036	1.457667
	<i>2006</i>					
Pobreza tipo I	8.767177	3.302765	5.666583			
Pobreza tipo II	2.465860	1.578924	2.108191			
Pobreza tipo III	1.824615	1.264655	1.620258			

FUENTE: cálculos propios con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004 y 2006.

CUADRO A. 5. PONDERADORES $v_k = v_k^u, v_k^r$ DE LA DIMENSIÓN NO MONETARIA PRIVADA

	1994			1996			1998			2000		
	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural
Muros	0.078285	0.094757	0.079956	0.076288	0.083979	0.077915	0.082601	0.080821	0.089906	0.082601	0.080821	0.089906
Techos	0.050686	0.042720	0.064079	0.049781	0.041541	0.060410	0.053050	0.043808	0.067384	0.053050	0.043808	0.067384
Pisos	0.103927	0.141703	0.092030	0.101965	0.107273	0.097620	0.115023	0.129447	0.110364	0.115023	0.129447	0.110364
Baño	0.038675	0.032710	0.048244	0.055703	0.062979	0.052910	0.059734	0.075560	0.054166	0.059734	0.075560	0.054166
Combustible	0.105405	0.149856	0.089258	0.080950	0.188204	0.064398	0.078277	0.167287	0.063060	0.078277	0.167287	0.063060
Teléfono	0.025189	0.018218	0.020870	0.024196	0.016453	0.020714	0.026473	0.018305	0.022305	0.026473	0.018305	0.022305
Vehículos	0.029039	0.017689	0.040473	0.029429	0.016836	0.036859	0.032352	0.018328	0.040668	0.032352	0.018328	0.040668
Aparatos de Sonido	0.175895	0.119761	0.214637	0.170121	0.114926	0.202827	0.141636	0.110979	0.163562	0.141636	0.110979	0.163562
Televisión	0.096069	0.116613	0.085827	0.099838	0.108717	0.095771	0.097669	0.101609	0.093170	0.097669	0.101609	0.093170
Computadora	0.013282	0.008293	0.006265	0.012678	0.007475	0.008391	0.015637	0.009187	0.010955	0.015637	0.009187	0.010955
Refrigerador	0.046538	0.039408	0.042739	0.045671	0.039371	0.041910	0.051516	0.043309	0.049386	0.051516	0.043309	0.049386
Licuidora	0.067828	0.065920	0.063054	0.068167	0.057769	0.067884	0.066837	0.061303	0.064244	0.066837	0.061303	0.064244
Plancha	0.100414	0.104541	0.093986	0.099092	0.097675	0.094586	0.085026	0.079743	0.082243	0.085026	0.079743	0.082243
Lavadora	0.033734	0.025118	0.032629	0.032810	0.024008	0.030708	0.035503	0.024920	0.034590	0.035503	0.024920	0.034590
Aspiradora	0.016599	0.010772	0.009447	0.015631	0.009087	0.010725	0.016736	0.009930	0.012725	0.016736	0.009930	0.012725
Microondas	0.018436	0.011920	0.016505	0.017241	0.010460	0.015573	0.019816	0.011864	0.018705	0.019816	0.011864	0.018705
Clima	ND	ND	ND	0.021037	0.013248	0.020798	0.022113	0.013601	0.022566	0.022113	0.013601	0.022566

	2002			2004			2006		
	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural
	Muros	0.137066	0.134342	0.137028	0.095431	0.096414	0.097210	0.096282	0.117385
Techos	0.050250	0.043520	0.060160	0.051745	0.042467	0.055435	0.095847	0.065015	0.107529
Pisos	0.027834	0.017431	0.057114	0.028568	0.019559	0.046755	0.025952	0.020215	0.046796
Baño	0.067729	0.101887	0.057272	0.043115	0.036815	0.044729	0.037877	0.037818	0.032344
Combustible	0.072627	0.154957	0.056684	0.114656	0.250365	0.091854	0.100413	0.192434	0.078786
Teléfono	0.028638	0.019241	0.027988	0.030706	0.021913	0.029841	0.030185	0.023095	0.031336
Vehículos	0.029926	0.016358	0.035735	0.031500	0.018374	0.038114	0.029186	0.018630	0.036125
Aparatos de Sonido	0.144434	0.102910	0.158590	0.130516	0.090699	0.146278	0.111689	0.081644	0.128113
Televisión	0.109887	0.146244	0.089869	0.125593	0.145588	0.113724	0.144057	0.165052	0.129541
Computadora	0.018152	0.009862	0.024811	0.018729	0.011506	0.017703	0.017380	0.012338	0.016125
Refrigerador	0.055786	0.048146	0.051933	0.061350	0.054146	0.058049	0.055890	0.051174	0.052951
Licudadora	0.076360	0.066703	0.069551	0.078093	0.065333	0.075710	0.073756	0.060252	0.074627
Plancha	0.085385	0.078700	0.079686	0.086194	0.076808	0.083171	0.084856	0.081918	0.079698
Lavadora	0.037784	0.026300	0.035627	0.041737	0.030641	0.042914	0.038415	0.030876	0.038380
Aspiradora	0.014911	0.007810	0.013587	0.015393	0.009218	0.013054	0.013978	0.009522	0.011269
Microondas	0.023721	0.013903	0.028989	0.025914	0.016889	0.025619	0.025334	0.018968	0.024081
Clima	0.019512	0.011686	0.015376	0.020761	0.013268	0.019841	0.018903	0.013664	0.018445

CUADRO A. 5 (continuación)

	1994			1998			2000		
	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural
Agua entubada pública	0.268721	0.316051	0.220685	0.200409	0.214904	0.160274	0.196156	0.216026	0.159303
Drenaje a la calle	0.570993	0.608940	0.640375	0.399801	0.510985	0.435603	0.384540	0.404460	0.437509
Recolección de basura	ND	ND	ND	0.273309	0.169048	0.301041	0.285244	0.232627	0.302701
Electricidad pública	0.160286	0.075009	0.138940	0.126481	0.105063	0.103082	0.134060	0.146888	0.100487
	2002								
	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural
Agua entubada pública	0.212856	0.235043	0.172243	0.204683	0.219366	0.180067	0.202604	0.210836	0.178332
Drenaje a la calle	0.397405	0.461907	0.451075	0.343385	0.346315	0.366148	0.366763	0.359643	0.409262
Recolección de basura	0.273386	0.205778	0.281691	0.341928	0.353277	0.352478	0.339496	0.353448	0.334762
Electricidad pública	0.116352	0.097272	0.094992	0.110004	0.081042	0.101307	0.091136	0.076074	0.077644
	2004								
	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural
Agua entubada pública	0.212856	0.235043	0.172243	0.204683	0.219366	0.180067	0.202604	0.210836	0.178332
Drenaje a la calle	0.397405	0.461907	0.451075	0.343385	0.346315	0.366148	0.366763	0.359643	0.409262
Recolección de basura	0.273386	0.205778	0.281691	0.341928	0.353277	0.352478	0.339496	0.353448	0.334762
Electricidad pública	0.116352	0.097272	0.094992	0.110004	0.081042	0.101307	0.091136	0.076074	0.077644

FUENTE: cálculos propios con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004 y 2006.

*Anexo III***Asignación de categorías***Variables No Monetarias Privadas***CUADRO A. 6. MATERIAL DE MUROS. ¿DE QUÉ MATERIAL ES LA MAYOR PARTE DE LAS PAREDES O MUROS EXTERIORES DE ESTA VIVIENDA?**

<i>Descripción</i>	<i>Clave 1994</i>	<i>Clave 1996</i>	<i>Clave 1998</i>	<i>Clave 2000</i>	<i>Clave 2002</i>	<i>Clave 2004</i>	<i>Clave 2006</i>	<i>Nueva clave</i>
Material de desecho	ND	ND	ND	ND	ND	ND	1	1
Cartón, hule, tela, llantas, etc.	ND	01	01	01	01	01	ND	1
Lámina de cartón	1	02	02	02	02	02	2	1
Carrizo, bambú, palma o tejamanil	2	03	03	03	03, 04, 05	04, 05	4	1
Embarro o bajareque	3	04	04	04	06	06	5	1
Lámina de asbesto	5	05	05	05	07	03	3	1
Lámina metálica, fibra de vidrio, plástico o mica	5	06	06	06	08, 09	03	3	1
Tabla roca	ND	07	07	07	ND	09	ND	2
Madera	4	08	08	08	10	07 ^a	6	2
Vidrio o cristal	ND	09	09	09	11	ND	8	3
Panel de concreto	ND	10	10	10	12	ND	11	3
Concreto monolítico	ND	11	11	11	13	12	11	3
Adobe	6	12	12	12	14	08	7	2
Tabique, ladrillo, tabicón, block	7	13	13	13	15	10	9	3
Piedra o cemento (incluye cantera)	7	14	14	14	16	11	10	3
Otros materiales	8	15	15	15	17	13	12	9: NE

FUENTE: propia, con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004 y 2006.

NOTA: ND es no disponible.

^a Incluye tejamanil.

CUADRO A. 7. MATERIAL DE TECHOS. ¿DE QUÉ MATERIAL ES LA MAYOR PARTE DE LOS TECHOS DE ESTA VIVIENDA?

<i>Descripción</i>	<i>Clave 1994</i>	<i>Clave 1996</i>	<i>Clave 1998</i>	<i>Clave 2000</i>	<i>Clave 2002</i>	<i>Clave 2004</i>	<i>Clave 2006</i>	<i>Nueva clave</i>
Material de desecho	ND	ND	ND	ND	ND	ND	1	1
Cartón, hule, tela, llantas, etc.	ND	01	01	01	01	01	ND	1
Lámina de cartón	1	02	02	02	02	02	2	1
Palma, tejamanil o madera ^a	2	03	03	03	03, 04, 05	04, 06	5, 6	1

Lámina metálica, fibra de vidrio, plástico o mica	3	04	04	04	06, 07	03	3	2
Carrizo, bambú o terrado	ND	05	05	05	08, 09	05	4	1
Lámina de asbesto	3	06	06	06	10	03	3	2
Teja	4	07	07	07	11	08	7	2
Panel de concreto	ND	08	08	08	12	09	8	3
Concreto monolítico	ND	09	09	09	13	09	8	3
Tabique, ladrillo, tabicón o losa de concreto	5	10	10	10	14	07, 09	8	3
Block	ND	11	11	11	15	ND	9	3
Vigueta y poliureta- no, vigueta y bovedi- lla, vigueta y cuña	ND	12	12	12	16	10	9	3
Otros	6	13	13	13	17	11	10	9: NE

FUENTE: propia, con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004 y 2006.

NOTA: ND es no disponible.

^a En 2006 incluye "Terrado con vigería".

CUADRO A. 8. MATERIAL DE PISOS:¿DE QUÉ MATERIAL ES LA MAYOR PARTE DE LOS PISOS DE ESTA VIVIENDA?

<i>Descripción</i>	<i>Clave 1994</i>	<i>Clave 1996</i>	<i>Clave 1998</i>	<i>Clave 2000</i>	<i>Clave 2002</i>	<i>Clave 2004</i>	<i>Clave 2006</i>	<i>Nueva clave</i>
Tierra	1	1	1	1	1	1	1	1
Cemento o firme	2	2	2	2	2	2	2	2
Madera, mosaico, loseta de concreto, loseta de plástico u otros recubrimientos	3	3	3	3	3-7	3-8	3-8	3

FUENTE: propia, con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004 y 2006.

CUADRO A. 9. SERVICIO SANITARIO, 1994-2006

<i>¿Esta vivienda tiene baño exclusivo?</i>		<i>¿El excusado tiene agua corriente?</i>		
<i>Clave</i>	<i>Descripción</i>	<i>Clave</i>	<i>Descripción</i>	<i>Nueva clave</i>
1	Sí	1	Sí	3
1	Sí	2	No	2
2	No	0	ND	1
0	No tiene baño	0	ND	1

FUENTE: propia, con datos de la ENIGH, 1994 y 2006.

NOTA: ND es no disponible.

Bicicleta	4	4	4	4	4	4	4	2
Vehículos de tracción animal	5	5	5	5	5	5	5	2
Lanchas, canoas, trajineras, etc.	ND	6	6	6	6	6	6	2
Otros especifique	6	7	7	7	7	7	7	2
Ninguno	0	0	0	0	0	0	0	1

FUENTE: propia, con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004 y 2006.

NOTA: ND es no disponible.

CUADRO A. 14. APARATOS. ¿CUENTAN CON ... PARA USO DEL HOGAR, CUÁNTOS?

<i>Bienes</i>	<i>Descripción</i>	<i>Nueva clave</i>
Radio, grabadora, tocadiscos, consola, modular, o reproductor de discos compactos	Sí	2
	No	1
Televisión	Sí	2
	No	1
Computadora	Sí	2
	No	1
Refrigerador	Sí	2
	No	1
Licuadora	Sí	2
	No	1
Plancha	Sí	2
	No	1
Lavadora	Sí	2
	No	1
Aspiradora	Sí	2
	No	1
Microondas	Sí	2
	No	1
Clima: Aire acondicionado o <i>cooler</i> o calefactor ^a	Sí	2
	No	1

FUENTE: propia, con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004 y 2006.

^aNo disponible para 1994.

Variables No Monetarias Públicas

CUADRO A. 15. DISPONIBILIDAD DE AGUA, 1994-2006

<i>¿La vivienda tiene agua entubada?</i>		<i>¿El agua está...?</i>		<i>¿El agua que llega a su vivienda es de la red pública?</i>		
<i>Clave</i>	<i>Descripción</i>	<i>Clave</i>	<i>Descripción</i>	<i>Clave</i>	<i>Descripción</i>	<i>Nueva clave</i>
1	Sí	1	¿dentro de la vivienda (cocina, baño o en algún otro cuarto)?	1	Sí	2

1	Sí	2	¿fuera de la vivienda pero si dentro del edificio, vecindad o terreno?	1	Sí	2
2	No	1	¿dentro de la vivienda (cocina, baño o en algún otro cuarto)?	1	Sí	1
2	No	2	¿fuera de la vivienda pero si dentro del edificio, vecindad o terreno?	1	Sí	1
1	Sí	1	¿dentro de la vivienda (cocina, baño o en algún otro cuarto)?	2	No	1
1	Sí	2	¿fuera de la vivienda pero si dentro del edificio, vecindad o terreno?	2	No	1
2	No	1	¿dentro de la vivienda (cocina, baño o en algún otro cuarto)?	2	No	1
2	No	2	¿fuera de la vivienda pero si dentro del edificio, vecindad o terreno?	2	No	1

FUENTE: propia, con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004 y 2006.

Nota: Para 1994 no es posible saber si el servicio es de la red pública, por lo que se aplica la clave 2 para quienes tienen agua dentro o fuera de la vivienda, y 1 en cualquier otro caso.

CUADRO A. 16. DRENAJE. (1994-2006)

<i>¿El excusado cuenta con drenaje...?</i>		
<i>Clave</i>	<i>Descripción</i>	<i>Nueva clave</i>
1	¿con desagüe al río, lago, etc.?	1
2	¿conectado a una fosa séptica?	1
3	¿conectado al de la calle?	2
4	¿con otro tipo de desagüe?	1

FUENTE: propia, con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004 y 2006.

CUADRO A. 17. BASURA. ¿CUENTA LA LOCALIDAD O COLONIA CON SERVICIO DE RECOLECCIÓN PÚBLICO?

<i>Descripción</i>	<i>Clave</i>	<i>Nueva clave</i>
Sí	1	2
No	2	1

FUENTE: propia, con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004 y 2006.

NOTAS: No disponible para 1994. En 2004 se asume como servicio público la respuesta 8: *La recoge un camión o carrito de basura.*

CUADRO A. 18. ELECTRICIDAD

¿Esta vivienda tiene luz eléctrica?		¿Cuál es la fuente de donde obtiene la luz eléctrica?		Nueva clave
Clave	Descripción	Clave	Descripción	
1	Sí	3	Servicio público	2
1	Sí	2	Otra fuente	1
2	No	ND	ND	1

FUENTE: propia, con datos de la ENIGH, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004 y 2006.

NOTA: ND es no disponible.

Anexo IV

Método bootstrap

El método *bootstrap* es una técnica estadística que se puede aplicar para calcular intervalos de confianza sobre una muestra de datos sin necesidad de hacer supuestos sobre la distribución de éstos. Dado un parámetro poblacional γ es posible calcular un estimador Γ , empleando una muestra de la población.

Formalmente, dada una muestra aleatoria de tamaño n con distribución probabilística w desconocida, el procedimiento se puede plantear de la siguiente manera:

- Construir una distribución de probabilidad empírica, Ω , a partir de la muestra asignando una probabilidad de selección de $1/n$ a cada elemento de la muestra. Esta distribución es la función de distribución empírica de la muestra, que además es la estimación de máxima verosimilitud no paramétrica de la distribución poblacional w .
- A partir de la función de distribución empírica, Ω , elegir una muestra con reemplazo (remuestreo).
- Calcular el estadístico de interés, Γ , para la nueva muestra, Γ^* .
- Repetir los pasos 2 y 3 B veces (tantas veces como se considere necesario para obtener la precisión requerida).
- Construir el histograma de frecuencia para Γ^{**} a partir de las B muestras, asignando una probabilidad de $1/B$ a cada

punto Γ_A^* , ..., Γ_B^* . La distribución obtenida puede ser empleada para hacer inferencia sobre γ .

REFERENCIAS

- Atkinson A. B. (1987), "On the Measurement of Poverty", *Econometrica*, vol. 55, pp. 749-64.
- Baharoglu, D., y K. Kessides (2000), "Urban Poverty", en *Poverty Reduction Strategy Sourcebook*, World Bank, Washington, D. C.
- Bandemer, H., y S. Gottwald (1996), *Fuzzy sets, fuzzy logic, fuzzy methods: with application*, John Wiley and sons, Nueva York.
- Betti, G., B. Cheli, A. Lemmi y V. Verma (2006), "On the construction of fuzzy measures for the analysis of poverty and social exclusion", *Statistica & Applicazioni*, vol. 4, n^o 1, pp. 77-97.
- Betti, G., y V. Verma (1999), "Measuring the degree of poverty in a dynamic and comparative context: a multi-dimensional approach using fuzzy set theory", en *Proceedings of the Sixth Islamic Countries Conference on Statistical Sciences ICCS-VI*, Lahore (Pakistán), 27-31 de agosto de 1999, pp. 289-301.
- Betti, G., y V. Verma (2002), "Non-monetary or Lifestyle Deprivation", en Eurostat (2002), *European Social Statistics: Income, Poverty and Social Exclusion: 2nd Report*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg, pp. 76-92.
- Betti, G., y V. Verma (2004), *A methodology for the study of multi-dimensional and longitudinal aspects of poverty and deprivation*, Università di Siena, Dipartimento di Metodi Quantitativi (Working Paper, n^o 49).
- Bourguignon, F., y S. R. Chakravarty (2003), "The measurement of multidimensional poverty", *Journal of Economic Inequality*, vol. 1, pp. 25-49.
- Cerlioli, A., y S. Zani (1990), "A Fuzzy Approach to the Measurement of Poverty", en C. Dagum y M. Zenga (eds.), *Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty, Studies in Contemporary Economics*, Springer Verlag, Berlín, pp. 272-84.

- Cheli, B. (1995), "Totally Fuzzy and Relative Measures in Dynamics Context", *Metron*, vol. 53, n° 3/4, pp. 83-205.
- Cheli, B., y A. Lemmi (1995), "A Totally Fuzzy and Relative Approach to the Multidimensional Analysis of Poverty", *Economic Notes*, vol. 24, pp. 115-34.
- Cheli, B., y G. Betti (1999), "Fuzzy Analysis of Poverty Dynamics on an Italian Pseudo Panel, 1985-1994", *Metron*, vol. 57, n° 1-2, pp. 83-103.
- Chiappero-Martinetti, E. (2000), "A multi-dimensional assessment of wellbeing based on Sen's functioning theory", *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, vol. 108, pp. 207-31.
- Comité Técnico para la Medición de la Pobreza (2002), *Medición de la pobreza: variantes metodológicas y estimación preliminar*, SEDESOL, México (serie Cuadernos de Investigación).
- CONAPO (2001), "Índices de Marginación", en *Colección de Índices Sociodemográficos*, CONAPO, México.
- Dagum, C., y M. Costa (2004), "Analysis and Measurement of Poverty. Univariate and Multivariate Approaches and Their Policy Implications. A Case Study: Italy", en C. Dagum y G. Ferrari (eds.), *Household Behaviour, Equivalence Scales, Welfare and Poverty*, Physica-Verlag, Heidelberg, pp. 221-72.
- Deutsch, J., y J. Silber (2005), "Measuring Multidimensional Poverty: An Empirical Comparison of Various Approaches", *Review of Income and Wealth*, vol. 51, pp. 145-74.
- Dubois, D., y H. Prade (1980), *Fuzzy Sets and Systems*, Academic Press, Boston.
- Duclos, J.-Y., D. Sahn y S. Younger (2001), *Robust Multi-Dimensional Poverty Comparisons*, texto mimeografiado, Cornell University.
- Escobar, A., y M. González de la Rocha (2003), *Evaluación cualitativa del programa de desarrollo humano oportunidades: seguimiento de impacto 2001-2002, Comunidades de 2,500 a 50,000 habitantes*, SEDESOL, México (serie Documentos de Investigación).
- Foster, J., G. Greer y E. Thorbecke (1984), "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica*, vol. 52, n° 3, pp. 761-66.
- Godoy Escoto, J. E., y L. Karp Siordia (1990), "Notas sobre la teoría de los conjuntos difusos (Fuzzy Sets)", en *Cuadernos de Investigación (ENEP Acatlán)*, vol. 13.
- Hernández, D., M. Orozco y S. Vázquez (2005), *La focalización*

- como estrategia de política pública, SEDESOL, México (serie Documentos de Investigación).
- Lambert, P. J. (1993), *The Distribution and Redistribution of Income: A Mathematical Analysis*, Manchester University Press, Manchester.
- Lelli, S. (2001), *Factor Analysis vs. Fuzzy Sets Theory: Assessing the Influence of Different Techniques on Sen's Functioning Approach*, Center for Economic Studies, Catholic University of Louvain, noviembre (Discussion Paper Series, n° 01.21).
- Morales Ramos, M. A., y E. Morales Ramos (2008), "La teoría de conjuntos difusos como una alternativa para medir pobreza. El caso de México", *El Trimestre Económico*, vol. LXXV (3), n° 299, pp. 641-62.
- Presidencia de la República (2007), *Plan Nacional de Desarrollo 2007-2012, eje 3*, México (consultado en: <http://pnd.calderon.presidencia.gob.mx/index.php?page=documentos-pdf>).
- Scotchmer, S. (2002), "Local Public Goods and Clubs", en A. J. Auerbach y M. Feldstein (eds.), *Handbook of Public Economics*, cap. 29, pp. 1997-2042.
- Sen, A. (1984), "Poor, Relatively Speaking", en *Resources, values and development*, Harvard University Press, Cambridge Massachusetts.
- Sen, A. (1987), "The Standard of Living, Lecture I: Concepts and Critiques; Lecture II: Lives and Capabilities", en Geoffrey Hawthorn (ed.), *The Standard of Living*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Sen, A. (1993), "Capability and Well-Being", en Martha C. Nussbaum y Amartya Sen (eds.), *The Quality of Life*, Clarendon Press, Oxford.
- Sen, A. (1999), *Development as Freedom*, Knopf, Nueva York.
- SHCP (2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006), *Presupuesto de Egresos de la Federación*, SHCP, México.
- Sindzingre, A. (2005), *The Multidimensionality of Poverty: An Institutional Perspective*, texto mimeografiado, International Conference the Many Dimensions of Poverty.
- Székely, M., y E. Rascón (2004), *México 2000-2002: Reducción de la Pobreza con Estabilidad y Expansión de Programas Sociales*, SEDESOL, México (serie Documentos de Investigación).
- Verkuilen, J. (2005), "Assigning Membership in a Fuzzy Set Analysis", *Sociological Methods & Research*, vol. 33, n° 4, pp. 462-96.

Zadeh, L. A. (1965), "Fuzzy Sets", *Information and Control*, vol. 8, pp. 338-53.

Frank Browne
David Cronin

Una perspectiva monetaria de la relación entre los precios de productos básicos y los precios al consumidor

I. INTRODUCCIÓN

El crecimiento monetario y las tasas de interés reales han sido respectivamente altos y bajos por los precedentes cíclicos históricos desde que inició la década actual. Su fracaso para mostrar la inflación general posterior (por ejemplo, IPC) en los países desarrollados ha sido una fuente de desconcierto. Al mismo tiempo, los precios de los productos básicos han aumentado de manera considerable. ¿Por qué la inflación general se ha comportado como lo ha hecho, cuando las dos influencias que se suponen claves sobre ella –los precios de los productos básicos y las presiones monetarias– se comportan de una manera que podría estar asociada con mayores tasas de inflación?

Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de F. Browne, jefe de departamento y D. Cronin, economista senior, ambos del Central Bank and Financial Services Authority of Ireland. El artículo original "A monetary perspective on the relationship between commodity and consumer prices", fue publicado en Quarterly Bulletin 2008, Central Bank and Financial Services Authority of Ireland © 2008.

En este artículo, argumentamos que la determinación monetaria a largo plazo de ambos precios, de los productos básicos y al consumidor, y sus divergentes, pero relacionadas, respuestas a corto y mediano plazo a las presiones monetarias pueden ayudar a explicar el comportamiento de sus precios desde los primeros años de esta década. Nuestro argumento teórico es que, en un mundo integrado por los bienes cuyos precios son muy flexibles, como los productos básicos que se negocian en bolsas, y otros bienes cuyos precios son lentos, tales como los bienes de consumo que están sujetos a contratos a más largo plazo y a los costos de menú, los precios de los primeros inicialmente se sobreajustan (ajuste excesivo) ante las presiones monetarias para compensar los precios de los últimos que no están en condiciones de responder en forma inmediata. Este ajuste excesivo, sin embargo, no es duradero en tanto los precios de los bienes de consumo comienzan a responder a los cambios en la oferta monetaria. Como los precios de los bienes de consumo empiezan a ajustarse, el ajuste en exceso de los precios de los productos básicos se corrige. Por último, ambos tipos de precios de bienes cambia en el mismo monto de porcentaje que la oferta monetaria.

Utilizamos un documento reciente nuestro (Browne y Cronin, 2006) como la base para los argumentos en este artículo. Allí, además de discutir y formalizar nuestra perspectiva sobre la relación entre los precios de los productos básicos, los precios al consumidor y el dinero, usamos técnicas econométricas y datos de Estados Unidos (EUA) para investigar la relevancia empírica de nuestro modelo. Encontramos que tanto los precios al consumidor como los precios de los productos básicos se mueven en proporción a la oferta monetaria en el largo plazo. En el corto a mediano plazo, sin embargo, los precios de los productos básicos son mucho más sensibles a los cambios en la oferta monetaria que los precios al consumidor. Toma tiempo para que el crecimiento monetario se manifieste a sí mismo en los precios al consumidor, mientras que los precios más flexibles de los productos básicos reajustan en exceso sus valores de largo plazo. Con el tiempo, los precios al consumidor responden en forma adecuada al crecimiento monetario y el ajuste excesivo de los precios de los productos básicos se corrige. Eventualmente, ambos se ajustan

en proporción a la oferta monetaria. Trabajos empíricos, por lo tanto, proporcionan un amplio apoyo a nuestros puntos de vista previos en esta área, de tal forma que el comportamiento temporal de los índices de precios al consumidor así como de los precios de los productos básicos, que incluyen a los precios agrícolas y de los productos básicos, es explicado por el dinero.

En la sección II de este documento, ofrecemos una revisión de la literatura que previamente ha examinado la relación entre el dinero, los precios de los productos básicos y el IPC. En la sección III, ampliamos el esquema de nuestra propia teoría acerca de las interrelaciones mencionadas y resumimos la evidencia econométrica que apoya nuestro punto de vista. También observamos la evolución de los precios de los productos básicos y el IPC de EUA desde el 2001 e identificamos algunos patrones que pueden explicarse con nuestro modelo. Realizamos una nueva aplicación de nuestro modelo en la sección IV mediante el estudio de los componentes constitutivos del IPC de EUA y vemos si el modelo puede explicar su comportamiento. Encontramos que tanto el IPC excluidos los alimentos y la energía (a veces denominado *núcleo del IPC*) y el componente de alimentos del IPC se mueven en proporción a la oferta monetaria en el largo plazo. En tanto, que el componente de alimentos del IPC no exceda su valor de largo plazo en respuesta a un cambio en la oferta monetaria, se mueve con más rapidez hacia éste que el núcleo del IPC. Como resultado, el componente de alimentos del IPC no debería, por lo menos en el caso de EUA, considerarse como una variable *ruidosa* en el análisis de la política monetaria. Concluimos en la sección V con una serie de sugerencias que creemos surgen de nuestra investigación para el análisis de la política monetaria.

II. PRECIOS DE LAS MATERIAS PRIMAS, INFLACIÓN Y POLÍTICA MONETARIA: UNA REVISIÓN DE LA LITERATURA

La interacción entre los precios al consumidor, precios de los productos básicos y la política monetaria ha sido objeto de numerosos trabajos durante los últimos veinticinco años más o menos. Muchos de los estudios estadounidenses acerca de la relación entre los precios de los productos básicos y los

precios al consumidor, escritos entre mediados de los ochenta y mediados de los noventa, suelen centrarse poco sobre el papel de las variables monetarias en la relación entre los precios de los productos básicos y al consumidor.¹ En cambio, tienden a examinar las señales o el poder predictivo de los precios de los productos básicos para la inflación de precios al consumidor como una base para evaluar cómo los precios de los productos básicos podrían servir como insumo en la formulación de la política monetaria. Los estudios fueron, en muchos casos, una respuesta al comportamiento de los precios verdaderos en los setenta y principios de los ochenta cuando los precios crecientes de los productos básicos parecían liderar una aceleración en la inflación medida por el IPC. En general, los estudios comprueban si, en efecto, los precios de los productos básicos lideran y tienen poder predictivo sobre la inflación del IPC. Su evidencia es bastante variada. Una característica notable de estos trabajos es que la existencia de una relación de largo plazo entre los precios al consumidor y los de los productos básicos a menudo se examina en un contexto bivariado, donde los precios de los productos básicos son identificados de antemano como la variable conductente de los precios de los bienes de consumo. La mayoría de los estudios no encuentran una relación de cointegración existente entre las dos variables de precios.

Las variables monetarias como conductores de los movimientos relacionados en los precios, tanto de los productos básicos como al consumidor, son consideradas en la teoría de ajuste en exceso de Jeffrey Frankel del comportamiento de los precios de los productos básicos (Frankel 1984, 1986). Su tesis es que las tasas de interés reales ejercen una influencia importante sobre los precios reales de los productos básicos debido a la rigidez de lo que él denomina *productos manufacturados*, o productos terminados (estos abarcarían los bienes de consumo). En consecuencia, la política monetaria tiene un impacto en los precios de los productos básicos a través de su efecto sobre las tasas de interés reales.

Una política monetaria que induce un aumento de la tasa

¹ Ver Webb (1988), Garner (1989), Marquis y Cunningham (1990), Cody y Mills (1991), Pecchenino (1992), Blomberg y Harris (1995), y Furlong e Ingenito (1996).

de interés real a corto plazo, por ejemplo, provoca que los precios de los productos básicos disminuyan de acuerdo con el modelo de Frankel. Esto ocurre porque un aumento en las tasas de interés nominales producido por la política monetaria, por ejemplo, será asociado a una mayor tasa de interés real debido a que el precio de los productos terminados es rígido en el corto plazo. Dado que la tasa de interés real representa el costo de oportunidad de inmovilización de los recursos en productos básicos entonces, todo lo demás igual, un aumento en la tasa de interés real reduce la demanda de productos básicos que conduce a una disminución en sus precios reales. Este cambio de precio se produce en forma rápida debido a que los productos básicos son negociados en mercados de subastas, que son especialmente sensibles a las medidas de política.

La magnitud de la disminución de los precios de los productos básicos se fija por una condición de arbitraje. Esto requiere que disminuyan lo suficiente para asegurar que su posterior apreciación a su valor de equilibrio compense por completo a su tenedor por el aumento en el costo de mantenerlos. Estos *ajustan excesivamente* su valor a largo plazo con el fin de garantizar el equilibrio que se mantiene en los mercados financieros. Con el tiempo, como todos los precios se ajustan por completo a la acción de la política monetaria, la tasa de interés real y los precios reales de los productos básicos regresan a sus valores de equilibrio.

Frankel se concentra sobre todo en el impacto que tienen las tasas de interés reales sobre los precios reales de los productos básicos, tomando en cuenta que la rigidez de los precios de los productos terminados en relación con los precios de los productos básicos desempeñan un papel clave en la respuesta dinámica de los precios de los productos básicos a la política. Boughton y Branson (1991) derivan una serie de proposiciones comprobables de manera empírica a partir de una extensión del modelo de Frankel donde el IPC se utiliza como una medida de los productos manufacturados o terminados. Sus proposiciones encuentran un apoyo empírico variado. No existe evidencia de una relación de largo plazo entre el nivel de precios al consumidor y el de los precios de los productos básicos, mientras que la inclusión de los precios de

los productos básicos no mejora los pronósticos post-muestrales del IPC. Ellos encuentran que los puntos de inflexión en la inflación de los precios de los productos básicos preceden a menudo los puntos de inflexión en la inflación del IPC.

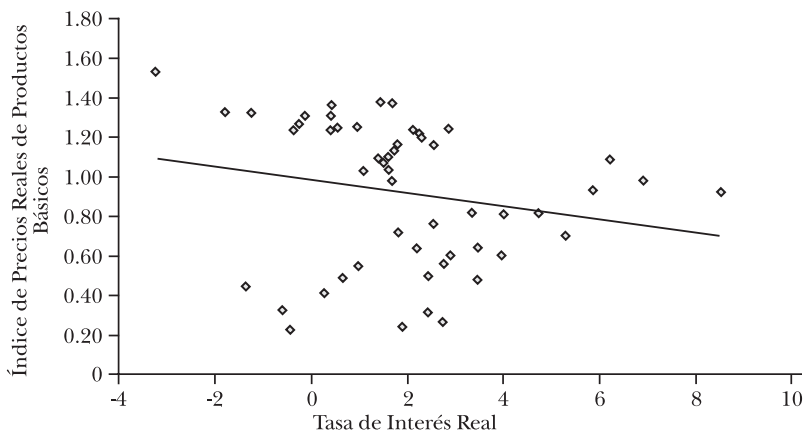
Tras una pausa en el estudio del tema después de mediados de los noventa, en los últimos años se ha visto un renovado interés en los vínculos entre los precios de los productos básicos y los precios al consumidor, así como el papel que la política monetaria puede jugar en sus movimientos a través del tiempo.² Barsky y Kilian (2002) reexaminaron la Gran Estancamiento de los años setenta y muestran que las contracciones y expansiones monetarias pueden explicar la estancamiento. Esto va en contra del punto de vista tradicional de que los aumentos de los precios del petróleo debido a los choques de oferta fueron la principal fuerza motriz de la alta inflación en bienes y servicios y la disminución del producto en los años setenta. La evidencia econométrica de Barsky y Kilian muestra que las condiciones monetarias pueden explicar el aumento del precio del petróleo y de otros productos básicos en ese momento. Ellos llegan a la conclusión de que la estancamiento es primero y ante todo un fenómeno monetario.

Frankel (2007) reafirma la relevancia de su teoría de ajuste excesivo a los avances en los precios de los productos básicos. El punto clave formulado en sus anteriores contribuciones, él lo subraya, es que los precios reales de los productos básicos responderán en la dirección opuesta a los cambios en las tasas de interés reales. Por esta razón, sostiene que la disminución de las tasas de interés reales puede ayudar a explicar el aumento de los precios de los productos básicos durante el período 2002-2004. Frankel describe esta relación mediante la representación gráfica de las observaciones anuales de las tasas de interés reales de EUA contra series anuales de los índices de precios reales de los productos básicos de EUA durante el período 1950 a 2005, lo cual muestra una relación negativa existente entre la tasa de interés real y aquellas series de precios. Replicamos esta relación en la gráfica I, ajustando una

² Frankel (2007) sugiere que el interés en el impacto de los precios de los productos básicos sobre la economía tiende a aumentar y a disminuir en línea con los precios de los productos básicos verdaderos.

línea de tendencia al diagrama de dispersión.³ Su propia teoría, enfatiza Frankel, atribuye este fenómeno empírico a la política monetaria aumentando o disminuyendo las tasas de interés reales en el corto plazo con efectos en cadena previsibles para los precios de los productos básicos. Entre las implicaciones para la política monetaria, Frankel sugiere que los bancos centrales deben dar seguimiento a los precios reales de los productos básicos debido a que sus valores pueden reflejar si las tasas de interés reales están en un nivel apropiado para satisfacer los objetivos de la política. Concretamente, señala que los altos precios reales de los productos básicos pueden ser una señal de que la política monetaria es demasiado laxa.

GRÁFICA I. PRECIOS REALES DE LOS PRODUCTOS BÁSICOS Y TASAS DE INTERÉS REALES, AMBOS DE EUA, 1954-2006



³ Para el índice de precios reales de los productos básicos, utilizamos un promedio anualizado del CRB Spot Index, un índice de base amplia de productos básicos de EUA, deflactado por el IPC. La tasa de interés real se calcula como un promedio anualizado de la tasa (nominal) de una letra del Tesoro estadounidense con vencimiento constante a un año menos el promedio anualizado de la tasa de inflación del IPC en el mismo año. Nuestro período de muestra es más corto que el de Frankel, que cubre los años 1954-2006.

III. UN NUEVO MODELO DE LA RELACIÓN ENTRE EL DINERO, LOS PRECIOS DE LOS PRODUCTOS BÁSICOS Y LOS PRECIOS AL CONSUMIDOR

1. El modelo de ajuste excesivo

En nuestro estudio del 2006, ofrecemos una perspectiva fresca con base en lo monetario sobre la relación entre los precios de los productos básicos y los precios al consumidor. Con base en una serie de proposiciones y un modelo formal, argumentamos que, en primer lugar, existe una relación proporcional de largo plazo entre los precios de los productos básicos y la oferta monetaria, por un lado, y entre los precios al consumidor y la oferta monetaria, por el otro. En segundo lugar, sostenemos que, a raíz de un cambio en la oferta monetaria los precios de los productos básicos excederán su nuevo valor de largo plazo antes de reajustarse hacia atrás mientras los precios al consumidor se desplazarán lentamente hacia su nuevo equilibrio.

Las tres proposiciones sobre las que basamos nuestro modelo y posteriores pruebas empíricas son las siguientes:

- i)* cambios exógenos en la oferta monetaria nominal dan lugar a cambios porcentuales equivalentes en el nivel general de precios bajo condiciones de una demanda de dinero estable;
- ii)* cambios exógenos en la oferta monetaria son neutrales en el estado estacionario de largo plazo, lo que implica que todos los precios individuales, ya sean de bienes de consumo o de productos básicos, se ajustan con el tiempo en la misma proporción que la oferta monetaria, de tal forma que todos los precios relativos quedan sin cambio en el nuevo estado estacionario; y,
- iii)* en respuesta a un cambio (exógeno) en la oferta monetaria, los precios de los productos básicos compensarán la rigidez de precios del IPC en el corto plazo mediante el ajuste excesivo de sus nuevos valores de equilibrio de largo plazo.

Las dos primeras proposiciones son esencialmente de naturaleza monetarista. La relación uno por uno entre el dinero

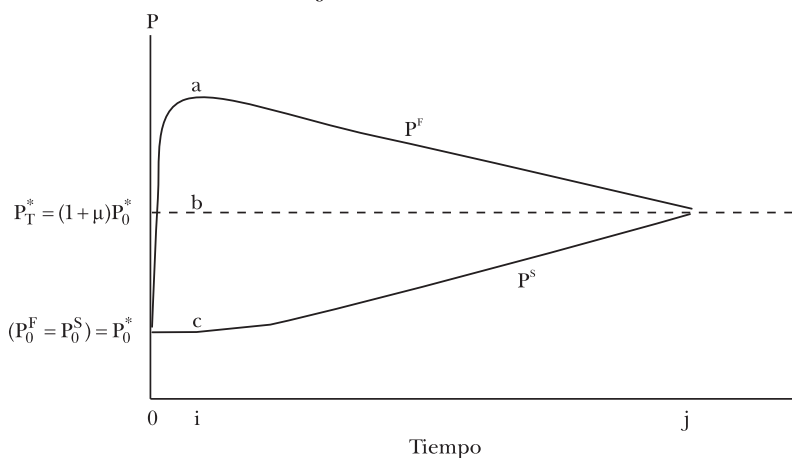
y el nivel general de precios debe mantenerse en todo momento para sostener el equilibrio monetario y también tiene que mantenerse para los productos básicos y los bienes de consumo en el largo plazo. Una duplicación de la oferta monetaria, por ejemplo, debe, todo lo demás igual, tener como resultado final que los precios de todos los productos transados dentro de la economía aumenten el doble. La tercera proposición se deriva de los productos básicos que se negocian en los mercados de subasta, que les permite responder en forma rápida a los estímulos monetarios. En contraste, los precios al consumidor son *rígidos* por naturaleza, por lo cual responden lentamente a los cambios en las condiciones monetarias. Un aumento en los precios al consumidor proporcional a un aumento en la oferta monetaria se produce poco a poco y sólo se completa con un rezago considerable. Nuestra tercera proposición refleja entonces el punto de vista de que los precios flexibles de los productos básicos excederán sus nuevos valores de largo plazo en respuesta a un cambio en la oferta monetaria para mantener la proporcionalidad entre el dinero y el nivel general de precios.⁴ Este ajuste excesivo se corregirá a través del tiempo en tanto los precios de los bienes al consumidor se ajustan. La corrección se dará hasta que ambos conjuntos de precios se hayan ajustado proporcionalmente al cambio en la oferta monetaria.

La gráfica II ilustra cómo, de acuerdo con este modelo, los precios al consumidor y de los productos básicos reaccionan en el tiempo en respuesta a un cambio de una sola vez en la oferta monetaria. Se supone que sólo existen dos tipos de bienes en la economía, los productos básicos y los bienes de consumo. Tres índices de precios se muestran en el eje de precios (el eje y). El primero es el índice de precios de los productos básicos, P^F , indicado con el superíndice F para reflejar su naturaleza de precios flexibles, mientras que el

⁴ Este es el conocido principio de Le Chatelier que se aplica a la teoría de los precios: si no todos los precios de los bienes en la economía son libres para ajustarse por completo a un cambio en las condiciones económicas entonces los precios de otros bienes deben inicialmente exceder sus nuevos valores de equilibrio para compensar, una característica dinámica que se mantiene hasta que todos los precios están en condiciones de ajustarse a sus nuevos valores de equilibrio.

segundo es el índice de precios al consumidor, P^S , con el superíndice S, que refleja la naturaleza rígida de los precios al consumidor. El tercer índice representa el índice general de precios de los bienes en la economía, P , que incluye los precios de los productos básicos y los bienes de consumo. Se supone, por simplicidad, que ambos P^F y P^S tienen el mismo valor nominal en el período inicial (0). Esto significa que su promedio ponderado, el índice general P , también tendrá el mismo valor en ese momento. Esto nos permite diagramar los tres índices en el período inicial (0) en el mismo punto en el eje de precios (como P_0^F , P_0^S , y P_0). El índice general, P_0 , es además designado con un asterisco para indicar que se trata de un valor de equilibrio, que es un nivel de precios determinado por el tamaño de la oferta monetaria en ese momento. También se puede considerar que ambos P_0^F y P_0^S se encuentran en sus valores determinados de largo plazo en ese momento.

GRÁFICA II. EL MODELO DE AJUSTE EXCESIVO



Supongamos ahora que en el próximo período, existe un incremento de una vez en la oferta monetaria de $\mu\%$. La primera proposición anterior indica que el nivel general de precios aumentará también en ese período en $\mu\%$ a P_T^* . Este nivel de precios es designado con un subíndice T para indicar que, en ausencia de nuevos cambios en la oferta monetaria, que suponemos sea el caso, este es el nivel general de precios que se mantendrá indefinidamente en el futuro. En la gráfica II, se extrae de P_T^* una línea punteada que denota este nuevo

nivel de largo plazo de P sobre el eje y , que corre paralela al eje del tiempo (eje x) en todos los períodos subsiguientes.

La segunda proposición antes citada, señala que ambos P^F y P^S aumentan en proporción a la oferta monetaria en el largo plazo, es decir, en $\mu\%$. Esto significa que, dados sus valores iniciales en el momento 0, el precio de ambas categorías de bienes al final convergerá a la línea horizontal punteada en la gráfica II. La tercera proposición, sin embargo, es que en el corto a mediano plazo los precios de los productos básicos, P^F , responderán a los cambios en la oferta monetaria al principio con un ajuste excesivo de su nuevo valor de largo plazo debido a que los precios de los bienes de consumo son incapaces de ajustarse inmediatamente a su nuevo valor de equilibrio, que está también en la línea punteada. En otras palabras, los precios de los productos básicos se encontrarán por encima de la línea punteada durante algún tiempo después del estímulo monetario, mientras que los precios de los bienes de consumo se encuentran por debajo de la misma. Como los precios al consumidor comienzan a subir, los precios de los productos básicos empiezan a declinar a la baja hacia la línea punteada, corrigiendo así el ajuste excesivo de sus precios. Finalmente, en el momento i en la gráfica II, ambos precios convergen a la línea punteada y el ajuste de ambos al cambio en la oferta monetaria se ha completado.

Otra característica de esta perspectiva sobre los ajustes de los precios de los productos básicos y al consumidor a través del tiempo en respuesta a cambios en la oferta monetaria es que las desviaciones de ambos precios al consumidor y de los productos básicos, de sus valores de equilibrio, deben contener información sobre los cambios posteriores en los precios al consumidor. Estas dos brechas se muestran en la gráfica II. En el momento i (sería posible elegir cualquier punto a lo largo del eje y hasta j), la brecha entre los precios actuales de los productos básicos y su valor de equilibrio está dada por ab . Esta se considera una brecha positiva porque los precios de los productos básicos actuales (en a , línea continua) superan el valor a largo plazo (en b en la línea punteada). Por el contrario, existe una brecha negativa de los precios al consumidor (de bc) en tanto el precio de largo plazo de este bien (de b en la línea punteada) excede su precio actual (de c en la línea continua inferior).

Se puede observar en la gráfica II que P^S está aumentando en los trimestres posteriores al tiempo i de manera que su tasa de cambio debe ser positiva. Esta conexión, entre una brecha negativa en los precios al consumidor –como la que existe en el momento i – y su posterior inflación de precios al consumidor positiva, ha sido realizada antes en la economía monetaria en la llamada teoría P-estrella (véase Hallman, Porter y Small, 1991). Nuestra teoría, resumida en la gráfica II hace también esta conexión, pero sugiere que una brecha positiva de los precios de los productos básicos, como el segmento ab en la figura, será seguida por un aumento en los precios de los bienes al consumidor. Las brechas de los precios de los productos básicos entonces deberían ser un indicador de las presiones de los precios al consumidor y, si es cuantificable, podría proporcionar una herramienta útil en el análisis monetario.

2. Una investigación empírica del modelo de ajuste excesivo

En nuestro estudio del 2006, llevamos a cabo un análisis econométrico para evaluar si nuestra perspectiva sobre la relación entre los precios de los productos básicos, los precios al consumidor y el dinero encuentra apoyo empírico. Los detalles de ese análisis y la metodología específica utilizada se incluyen en ese documento. Aquí enunciamos los principales hallazgos.

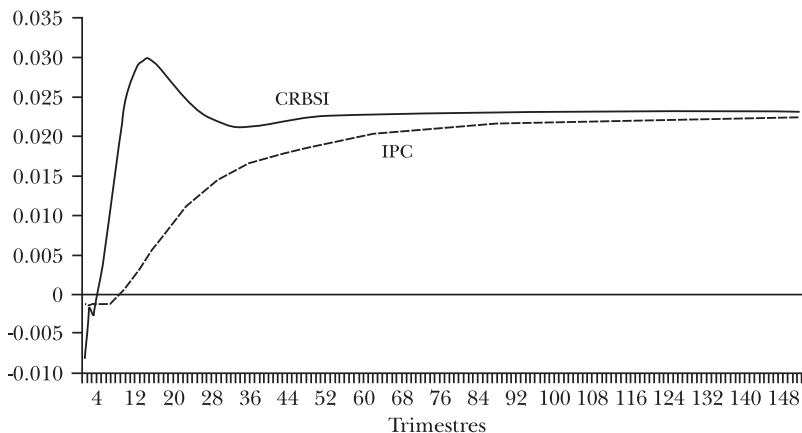
Al inicio mostramos que, para los datos de EUA, existen relaciones proporcionales a largo plazo entre una serie de índices de precios de productos básicos y el dinero y, a su vez, entre el IPC y el dinero.⁵ Esto significa que un 10% de aumento de la oferta monetaria, por ejemplo, se manifiesta en el largo plazo en un aumento correspondiente de 10% tanto en el IPC como en el índice de precios de los productos básicos respectivo que está siendo considerado.

También examinamos la manera en que ambos tipos de índice de precios se ajustan a lo largo del tiempo ante un cambio en la oferta monetaria, en su ruta de largo plazo,

⁵ También examinamos datos de la zona del euro pero encontramos que sus características no se prestan para la metodología econométrica que utilizamos.

siendo reestablecidas las relaciones proporcionales con la oferta monetaria. Las gráficas IIIa y IIIb ilustran los patrones de ajuste para el IPC y uno de los tres índices de precios de los productos básicos considerados en el estudio del 2006, el *Commodity Research Bureau Index Spot (CRBSI)*.⁶ La gráfica IIa muestra la respuesta de los índices a través del tiempo, mientras que la gráfica IIIb diagrama la tasa de cambio por trimestre en esas respuestas, es decir, las tasas de inflación y de deflación en los índices respectivos.

GRÁFICA IIIa. RESPUESTAS DE LOS ÍNDICES DE PRECIOS ANTE UN CAMBIO EN LA OFERTA MONETARIA

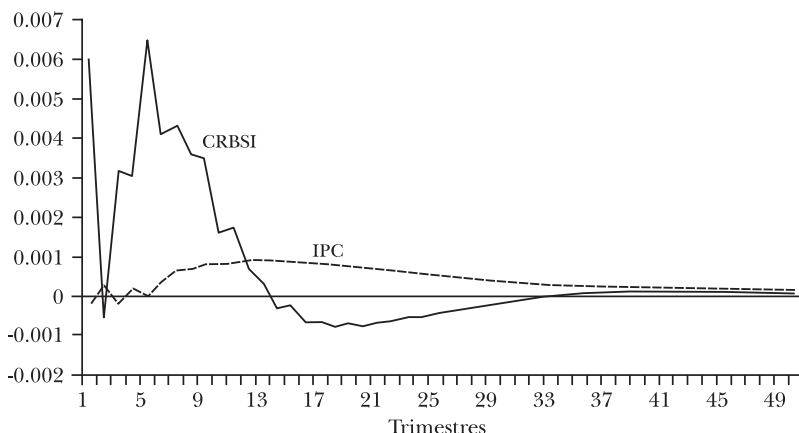


La gráfica IIIa muestra los patrones de ajuste a través del tiempo en los datos verdaderos que son cualitativamente cercanos a los de la gráfica II. Como consecuencia de un aumento exógeno en la oferta monetaria, el CRBSI al inicio aumenta muy rápido, y alcanza un valor máximo después de 13 trimestres. En primer lugar, el IPC cambia poco, y luego comienza a subir, y lo hace a un ritmo acelerado después de casi cinco trimestres. La gráfica IIIb muestra que la inflación del IPC alcanza un máximo después de unos 12-14 trimestres, al igual que la tasa de cambio en el CRBSI se mueve en territorio negativo. Es obvio que una tasa negativa de cambio significa que el nivel del CRBSI está cayendo: un ajuste excesivo del CRBSI en respuesta a la perturbación del dinero está siendo corregido.

⁶ El *CRB Spot Index* es un índice de base amplia que incluye 22 alimentos y productos básicos brutos.

Finalmente, como lo muestra la gráfica IIIa, tanto el IPC como el CRBSI están convergiendo al mismo nivel.

GRÁFICA IIIb. TASAS DE CRECIMIENTO DE LOS ÍNDICES DE PRECIOS



Algunas observaciones adicionales pueden realizarse de la gráfica IIIb. El CRBSI alcanza tasas mucho más altas de inflación que el IPC. También tiene un prolongado episodio de tasas de inflación negativas, o deflación, entre 14 y 33 trimestres después de la perturbación inicial del dinero. Su rango de tasas de inflación es mucho mayor que el del IPC. La tasa de inflación del IPC al inicio no responde al choque monetario, pero comienza a subir de manera constante después de cinco trimestres más o menos antes de alcanzar un máximo entre los trimestres 12 y 14. Su descenso después de esto, también es lento. El sistema general de los precios comienza a establecerse después de alrededor de 40 trimestres más o menos.⁷ El impacto de un choque monetario sobre los precios es entonces bastante largo, un resultado familiar de los estudios de la interacción entre el dinero y los precios.⁸ Una característica final del análisis empírico en nuestro estudio del 2006 es que los valores rezagados de la brecha entre el IPC observado y su valor de equilibrio de largo plazo, y la brecha entre el índice de precios de productos básicos observado y su valor de largo plazo, tienen capacidad explicativa cada uno,

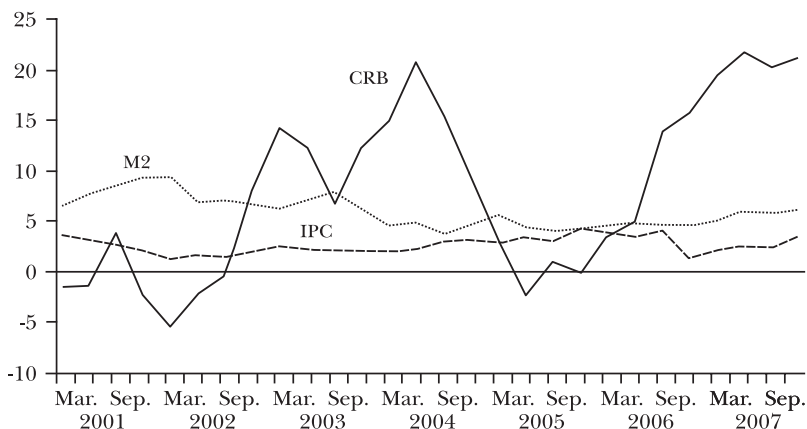
⁷ Es por esta razón que el número de trimestres en el eje horizontal difiere entre las gráficas IIIa y IIIb.

⁸ Ver por ejemplo, Batini y Nelson (2001).

con el signo esperado, en una ecuación que explica la inflación del IPC del período actual.

Estos resultados empíricos se basan en datos de EUA desde 1959t1 hasta 2004t1. Una pregunta obvia es si los patrones que al inicio se consideraron como hipótesis y luego recibieron amplio apoyo durante ese período de muestra, pueden ayudar a explicar el IPC y el comportamiento de los precios de los productos básicos en la década actual. En la gráfica IV, mostramos las tasas de crecimiento interanuales del CRBSI, el IPC y el M2, estos dos últimos de EUA, en trimestres desde enero del 2001 hasta octubre del 2007. La fecha de inicio se escogió porque es el mes en que la Reserva Federal comenzó a reducir su objetivo de tasa de Fondos Federales desde 6.5%, un valor alto por nueve años, debido al colapso *de las punto-com*. Esta tasa de interés continuó disminuyendo en forma intermitente hasta una tasa de 1% a mediados del 2003, donde permaneció durante casi un año antes de un posterior y progresivo aumento de esa tasa de interés iniciado a mediados del 2004. Ello concluyó a mediados del 2006 y la tasa objetivo se mantuvo en un nivel de 5.25% hasta septiembre del 2007. La tasa objetivo fue luego reducida en dos etapas hasta 4.5% a finales de octubre del 2007.

GRÁFICA IV. TASAS DE CRECIMIENTO INTERANUALES (%) DE M2 Y DE LOS ÍNDICES DE PRECIOS DE LOS ESTADOS UNIDOS, 2001T1 (ENE.)-2007T4 (OCT.)



La gráfica IV muestra que como las tasas de interés se redujeron en el 2001, las tasas de crecimiento del dinero comenzaron a aumentar y se mantuvieron relativamente altas, sobre

una base interanual, hasta mediados del 2003 dado que la tasa de interés objetivo de política disminuyó. La gráfica indica que la tasa de inflación del IPC al inicio no reaccionó al estímulo monetario que ocurrió entonces. Un aumento sostenido en la inflación del IPC sólo parece comenzar a principios del 2004, unos tres años, o 12 trimestres, después del primer relajamiento de la política monetaria. Aunque el crecimiento de M2 en el período que abarca en la gráfica IV alcanzó su máximo en el 2001t4, el máximo posterior en la inflación del IPC se produce en el 2005t4, implicando un rezago de máximo a máximo de 16 trimestres. Se trata de un rezago en general similar a la respuesta del máximo de la inflación del IPC a raíz de un aumento de la oferta monetaria en la gráfica IIIb.

El CRBSI parece más sensible al crecimiento del dinero. Su tasa de inflación alcanza un máximo en el segundo trimestre del 2004. Después de esto, comienza a disminuir desde finales del 2004 y comienzos del 2005 antes de que su tasa de inflación se torne negativa, aunque sea brevemente, a mediados del 2005, justo cuando la inflación del IPC está aumentando hacia un período alto de cuatro años. Este patrón es comparable al de la gráfica IIIb. También vemos que la tasa de inflación del CRBSI fluctuó a través de un rango más amplio que la tasa del IPC durante el período 2001-2007 cubierto en la gráfica IV, también en consonancia con el patrón mostrado en la gráfica IIIb. Por último, notamos que desde mediados del 2006, una brecha en la tasa de cambio interanual en el M2 y el IPC ha reaparecido y se ha visto acompañada por un aumento considerable de la inflación del CRBSI.

IV. EL NÚCLEO DEL IPC Y OTROS COMPONENTES DEL IPC: OTRA APLICACIÓN DEL MODELO

Nuestro modelo se aplicó inicialmente, en nuestro estudio del 2006, para estudiar la relación entre los precios de los productos básicos y el IPC. Se considera que los productos básicos y los bienes de consumo tienen propiedades de precios que contrastan en gran medida, con los precios de los productos básicos siendo determinados en los mercados de subastas, y los precios al consumidor como el resultado final de la producción, siendo impactados de manera más lenta por

los acontecimientos económicos. Esta dicotomía coloca a los productos básicos y a los bienes de consumo en extremos opuestos del espectro de ajuste de precios.

Toma más de dos ítems para construir un espectro, sin embargo, y hay muchos bienes e índices de bienes que se encuentran en algún lugar entre los productos básicos y los bienes de consumo, en términos de la rapidez con que probablemente respondan a la evolución económica. Entre ellos se incluyen los índices de precios al por mayor, los índices de precios al productor, así como los deflatores utilizados en la medición de los cambios nominales en la actividad económica, tales como los deflatores del comercio.

Incluso dentro del IPC, existen bienes cuyos precios son más flexibles que otros. Utilizando datos microeconómicos, Álvarez *et al.* (2006) encuentran que la energía y los alimentos no procesados tienen los precios más flexibles entre los bienes de consumo dentro de la zona del euro mientras que los servicios tienen el más bajo. Para los Estados Unidos, Bils y Klenow (2004) encuentran que los productos relacionados con la energía y los alimentos frescos en el IPC muestran frecuentes cambios en los precios. También encuentran que los precios de los bienes duraderos muestran cambios más frecuentes de precios que el conjunto general de los bienes de consumo, mientras que los productos vendidos en los mercados más competitivos cambian más a menudo que otros bienes.

En relación con la política monetaria, a menudo se realiza una delimitación conceptual entre inflación del IPC *núcleo* y *no núcleo*; la inflación núcleo refleja la evolución monetaria y la inflación no núcleo obedece a mercados específicos y a otros eventos no monetarios. En otras palabras, existen componentes monetarios y no monetarios para el IPC global, o *general*. Se sigue de esta perspectiva que la inflación núcleo impulsada por la política monetaria debe ser extraída de la inflación del IPC general y debe ser objeto de especial atención en el análisis monetario. Uno de los recursos para efectuar esto es eliminar los elementos transitorios del índice agregado o los precios de los distintos bienes y servicios que lo componen. Se considera que la política monetaria es el factor que dirige al resto de componentes y, por tanto, el IPC

ajustado proporciona una medida de la inflación monetaria o inflación núcleo.

Estas medidas de inflación núcleo, sin embargo, a menudo requieren de un análisis estadístico de las series de precios de los bienes individuales, son complicadas en términos computacionales y tienen sus propios inconvenientes. Una sugerencia más pragmática para medir la inflación núcleo se basa en la idea de que mientras la política monetaria transmita un impulso a los precios de todos los bienes que componen el IPC general, los precios de algunos de sus componentes son volátiles en exceso debido a los efectos de otras influencias transitorias, no monetarias. Los componentes de alimentos y de energía del IPC se consideran particularmente volátiles en relación con los demás componentes del IPC. Por esta razón, un IPC menos los índices de alimentos y energía suele ser publicado y por lo general se denomina como *núcleo del IPC*.

Esta conveniencia, sin embargo, puede dar lugar a la percepción de que los componentes de alimentos y la energía del IPC no son determinados en el largo plazo por el dinero y, en consecuencia, tienen poca relevancia para el análisis de la política monetaria. Nuestro debate en las secciones II y III, nos llevaría a sospechar que los movimientos volátiles en los componentes de alimentos y de energía del IPC pueden reflejar una respuesta más rápida de aquellos componentes del IPC a los cambios en la oferta monetaria. La gráfica IIIb muestra que, en realidad, la inflación de los productos básicos puede ser de hecho mucho más volátil que la inflación del IPC general, mientras sigue todavía siendo impulsada por el dinero. Si esto es válido también para los componentes de alimentos o de energía del IPC, entonces no es conveniente descartar uno o ambos del análisis monetario, más bien es imprescindible ver qué información valiosa puede extraerse de ellos para propósitos de formulación de políticas.

Aplicamos de nuevo nuestra metodología empírica, sustituyendo el IPC menos alimentos y energía (núcleo del IPC) y un componente no núcleo del IPC para el IPC general y el índice de precios de los productos básicos utilizados en nuestro estudio del 2006. Una vez más se utilizan los datos de EUA, para el período del primer trimestre de 1959 al segundo trimestre del 2007. Idealmente, podría utilizarse una medida

del IPC no núcleo que comprende tanto el componente de alimentos como el de energía excluidos de la medida núcleo, pero esta medida no es publicada por la fuente pertinente, la *US Bureau of Labor Statistics*. Sólo publica por separado los componentes *Alimentos* y *Energía*. Examinamos cada una de éstos, a su vez, como el segundo índice respectivo junto al núcleo del IPC.

A pesar de que los resultados para el componente de energía fueron decepcionantes, los del componente de alimentos fueron satisfactorios desde una perspectiva tanto estadística como aclaratoria, que será discutida. El pobre desempeño del componente de energía se puede atribuir a que es excepcionalmente volátil, tanto en relación con el IPC de alimentos y como con el núcleo del IPC.

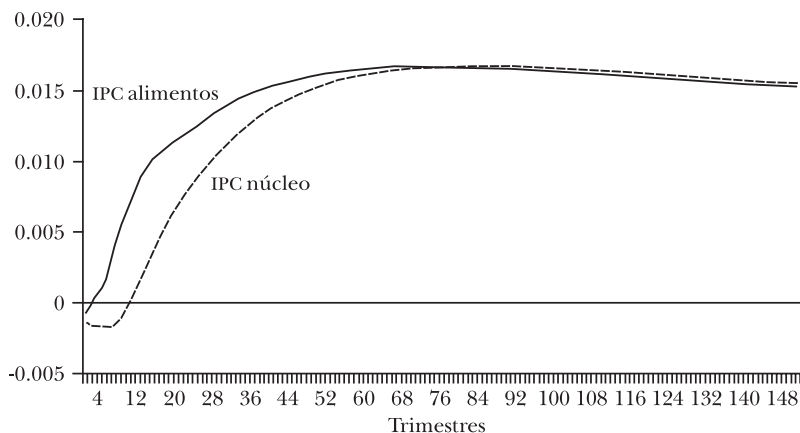
Los resultados donde el IPC de alimentos es utilizado como la medida del IPC no núcleo, son estadísticamente bien comportados y muestran relaciones proporcionales de largo plazo que surgen entre el núcleo del IPC y la oferta monetaria M2 y entre el IPC de alimentos y la misma oferta monetaria.⁹ La gráfica Va muestra cómo ambos índices de precios se ajustan a un cambio positivo en la oferta monetaria. Si bien ambos convergen en el tiempo hacia sus nuevos valores de largo plazo y lo hacen sin ningún ajuste excesivo evidente, el componente de alimentos responde más rápido a los cambios en la oferta monetaria. Conduce el núcleo del IPC a ajustarse como respuesta a un estímulo monetario. La gráfica Vb muestra que la inflación del IPC de alimentos alcanza máximos más temprano y a una tasa mayor que la inflación del núcleo del IPC. También, los ajustes de ambos índices al cambio en la oferta monetaria involucran cambios más bruscos en la inflación del IPC de alimentos que en la inflación núcleo del IPC. Esto puede contribuir en cierta medida a explicar la mayor volatilidad observada de la inflación del IPC de alimentos en relación con la inflación del núcleo del IPC al tiempo que subraya que esta característica de los datos es impulsada por el dinero.

Bryan y Cecchetti (1994, p. 197) identifican el término del núcleo del IPC en muchas mentes de los economistas con “el

⁹ Esos resultados particulares no se muestran aquí pero se encuentran disponibles previa solicitud a los autores.

componente de largo plazo, o persistente, del índice de precios medido, que está de alguna manera vinculado al crecimiento del dinero”. Con este criterio, el IPC menos alimentos y energía y el componente de alimentos del IPC deberían, de acuerdo a nuestros resultados, clasificarse ambos como componentes núcleo. La sugerencia obvia a continuación es que valdría la pena examinar, por lo menos en el caso de EUA, si sólo el componente energético del IPC debe quedar excluido del IPC general para llegar a una medida del núcleo del IPC, y estudiar las tendencias inflacionarias subyacentes.¹⁰

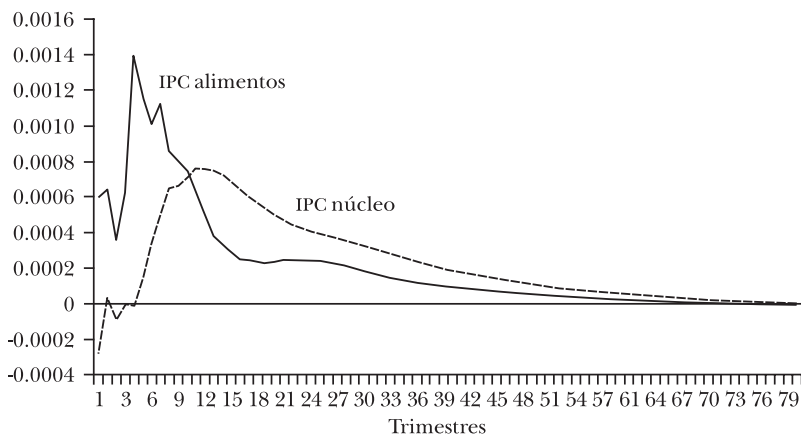
GRÁFICA Va. RESPUESTAS DE LOS ÍNDICES DEL IPC ANTE UN CAMBIO EN LA OFERTA MONETARIA



Es interesante volver a ver la evolución en el núcleo del IPC y en la inflación del IPC de alimentos en la década actual y compararlas con los gráficos basados en la muestra más larga en la gráfica Vb. Las tasas de crecimiento interanuales se muestran en la gráfica VI desde el primer trimestre del 2001 en adelante, el mismo punto de partida que en la gráfica IV. Puede verse que la tasa de inflación del IPC de alimentos ha fluctuado más que la del núcleo del IPC. También hay algunos indicios de que el patrón en la inflación del IPC de alimentos ha liderado la fluctuación en la inflación del núcleo del IPC en los últimos años. Esto parece evidente, entre finales del 2001 y comienzos del 2004 cuando una caída en la tasa de

¹⁰ Usando una forma diferente de análisis, dicha propuesta ha sido ya realizada por Gavin y Mandal (2002).

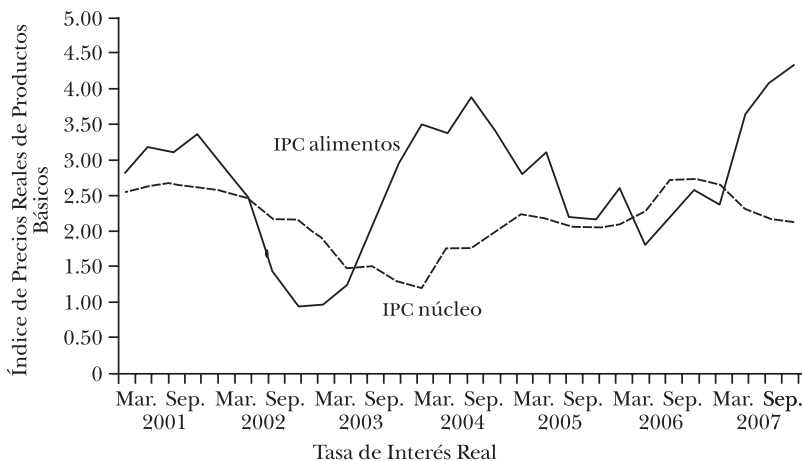
GRÁFICA Vb. TASAS DE CRECIMIENTO EN LOS ÍNDICES DEL IPC



inflación del IPC de alimentos hasta mediados del 2002 encabezó una disminución en la inflación núcleo del IPC hasta principios del 2004. En el período comprendido entre mediados del 2003 hasta mediados del 2005, la inflación del IPC de alimentos aumentó con fuerza y luego disminuyó, un patrón que también parece estar ocurriendo en una forma más leve para la inflación núcleo del IPC entre principios del 2004 y finales del 2007. Estos acontecimientos se acercan a los de la gráfica Vb, donde el aumento y la caída en la inflación del IPC de alimentos se produjeron antes de la del núcleo del IPC.

Por último, observamos que la inflación interanual del IPC

GRÁFICA VI. TASAS DE CRECIMIENTO INTERANUALES (%) EN EL IPC NÚCLEO Y EN EL IPC DE ALIMENTOS, 2001T1 (ENERO)-2007T4 (OCTUBRE)



de alimentos, al igual que la inflación CRBSI, ha aumentado bruscamente en el 2007.

V. CONCLUSIÓN

En este artículo, hemos discutido un modelo que creemos puede representar el comportamiento de largo plazo y dinámico de los precios de los productos básicos y los precios al consumidor, y puede de alguna manera explicar cómo ambos conjuntos de precios se han comportado en los últimos años. Las bases para la construcción del modelo invocan condiciones de neutralidad monetaria a largo plazo relacionadas con los precios relativos, junto con la observación de que los productos básicos, que se negocian en los mercados de subasta, tienen precios que se adaptan rápidamente a los eventos económicos, mientras que los precios al consumidor están sujetos a las rigideces en el corto y mediano plazo que surgen de los costos de menú y los contratos. Esto lleva, entre otras cosas, a que los precios de los productos básicos se ajusten en exceso a los valores de largo plazo en respuesta al crecimiento monetario exógeno. En las secciones III y IV, relacionamos los resultados empíricos de un estudio anterior nuestro, con nuevos resultados, que, a nuestro juicio, respaldan nuestra perspectiva sobre la relación entre el dinero y los diferentes índices de precios.

Existe una serie de puntos clave que surgen a partir del modelo y los resultados empíricos. En primer lugar, la evolución monetaria parece tener una fuerte influencia sobre cómo se comportan los índices de precios. Nuestros resultados sugieren que el dinero determina el valor de ambos índices de precios de los productos básicos y al consumidor en el largo plazo. Del mismo modo, puede explicar su comportamiento a corto y mediano plazo. Las respuestas individuales de los índices a las presiones monetarias parecen, desde nuestro punto de vista, relacionadas y pueden explicarse por sus diferentes grados de rigidez en los precios. Cabe señalar que la evolución monetaria puede ayudar a explicar el comportamiento de los precios de las materias primas básicas y los productos agrícolas a través del tiempo.

Otro punto que quisiéramos hacer es que los precios de los

productos básicos pueden proporcionar algunas indicaciones sobre la forma en que el IPC o un índice de precios de bienes finales similar se comportarán en el futuro próximo. Un fuerte aumento de los precios de los productos básicos (sobre todo si se está produciendo a través de una amplia gama de clases de productos básicos) puede reflejar una política monetaria que es demasiado laxa. Una repentina disminución en los precios de los productos básicos (incluyendo tasas negativas de cambio) puede en realidad preceder un aumento de la inflación del IPC. Variables brecha de productos básicos e IPC pueden explicar la inflación del IPC del próximo trimestre.

Por último, el comportamiento de lo que muchos observadores consideran uno de los dos componentes no núcleo del IPC de EUA, el IPC de alimentos, puede explicarse por el dinero. Esto significa que no puede clasificarse como una perturbación o puede ser fácilmente descartado en el análisis monetario. En efecto, si el IPC núcleo es un recurso útil para evaluar el ajuste de precios a más largo plazo, entonces nuestros resultados sugieren que, al menos en el caso de EUA, puede haber motivos para examinar si el componente de alimentos del IPC debe incluirse en éste.

Queremos concluir señalando que la aceleración en las tasas de inflación de los productos básicos en los últimos años debe según nuestra perspectiva empezar pronto a traducirse en mayores tasas de inflación del IPC. Los índices de precios de los productos básicos en términos amplios, tales como los utilizados en este artículo, y el índice de precios del IPC de alimentos han experimentado fuertes tasas de crecimiento en los últimos doce meses. Los resultados de nuestro modelo sugerirían que esto es impulsado por el dinero y se traducirá en su momento en tasas de inflación del IPC más altas. También queremos señalar, como lo hace un artículo reciente en el *Financial Times*, que la subida de precios de los productos básicos en los últimos años ha sido general entre las categorías de éstos.¹¹ Esto sugiere algún factor común detrás de estos movimientos, podríamos esperar que sean tasas de crecimiento fuertes del dinero mundial.

¹¹ El artículo del *Financial Times* es "Bread and Butter Issue", de Jenny Wiggins y Javier Blas, de 24 de octubre del 2007, p. 11.

Al mismo tiempo, otra explicación del dinero y la evolución de los precios en los últimos años parecen estar perdiendo su fuerza. Explica la inflación general baja que ocurre contra una perspectiva de fuerte crecimiento monetario y bajas tasas de interés reales de los mercados emergentes, especialmente en China, que *exporta* deflación al mundo desarrollado bajo la forma de productos acabados con menores precios, lo que actúa como una forma de compensación de las presiones inflacionarias en todo el mundo. Debería considerarse que la deflación en Japón también ha tenido un impacto similar. Estos factores, sin embargo, parecen haberse quedado lejos y se han revertido en el último año más o menos. Entre fines del 2006 y septiembre del 2007, los precios de las exportaciones de China a los Estados Unidos aumentaron de menos de 1% a casi el 2%. La tasa de inflación interna de China se ha acelerado desde niveles moderadamente negativos a 6.5% en agosto del 2007. Gran parte de este aumento se ha atribuido al incremento de los precios de las materias primas y de los productos básicos, pero en especial más al aumento de los precios de los alimentos. Japón también ahora parece que se está enfrentando a grandes alzas en los precios de los alimentos después de un largo período de acomodo monetario extremo. Si estos eventos de los precios de los productos básicos se traducen en la inflación general, como esperaríamos dados los argumentos que hemos propuesto, entonces gran parte de las presiones deflacionarias benignas sobre la inflación en los países desarrollados está siendo removida con posibles consecuencias negativas para las perspectivas de la inflación de los países desarrollados.

REFERENCIAS

- Álvarez, L., E. Dhyne, M. Hoeberichts, C. Kwapil, H. Le Bihan, P. Lünemann, F. Martins, R. Sabbatini, H. Stahl, P. Vermeulen y J. Vilmunen (2006), "Sticky Prices in the Euro Area: A Summary of New Micro Evidence", *Journal of European Economic Association*, vol. 4, pp. 575-84.
- Barsky, R. B., y L. Kilian (2002), "Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative", en

- B. Bernanke y K. Rogoff (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 2001*, mayo 2002, pp. 137-183.
- Batini, N., y E. Nelson (2001), "The Lag from Monetary Policy Actions to Inflation: Friedman Revisited", *International Finance*, vol. 4, pp. 381-400.
- Bils, M., y P. Klenow (2004), "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices", *Journal of Political Economy*, vol. 112, pp. 947-85.
- Blomberg, S. B., y E. S. Harris (1995), "The Commodity-Consumer Price Connection: Fact or Fable", *Economic Policy Review* (Federal Reserve Bank of New York), octubre, pp. 21-38.
- Boughton, J. M., y W. H. Branson (1991), "Commodity Prices as a Leading Indicator of Inflation", en K. Lahiri y G. H. Moore (eds.), *Leading Economic Indicators-New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, pp. 305-38.
- Browne, F., y D. Cronin (2006), *Commodity Prices, Money and Inflation*, Central Bank and Financial Services Authority of Ireland (Research Technical Paper 16-RT-06); también disponible en European Central Bank, marzo del 2007 (Working Paper, n° 738)
- Bryan, M., y S. Cecchetti (1994), "Measuring Core Inflation", en N. G. Mankiw (ed.), *Monetary Policy*, University of Chicago Press for NBER, Chicago, pp. 195-215.
- Cody, B. J., y L. D. Mills (1991), "The Role of Commodity Prices in Formulating Monetary Policy", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 73, n° 2, pp. 358-65.
- Frankel, J. (1984), "Commodity Prices and Money: Lessons from International Finance", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 66, n° 5, pp. 560-66.
- Frankel, J. (1986), "Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 68, n° 2, pp. 344-48.
- Frankel, J. (2007), "The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices", en J. Campbell (ed.), *Asset Prices and Monetary Policy*, University of Chicago Press, Chicago, forthcoming.
- Furlong, F., y R. Ingenito (1996), "Commodity Prices and Inflation", *Economic Review* (Federal Reserve Bank of San Francisco), vol. 2, pp. 27-47.

- Garner, C. A. (1989), "Commodity Prices: Policy Target or Information Variable?" *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 21, n^o 4, pp. 508-14.
- Gavin, W., y R. Mandal (2002), "Predicting Inflation: Food for Thought", *The Regional Economist*, Federal Reserve Bank of St. Louis, enero.
- Hallman J., R. Porter y D. Small (1991), "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?" *American Economic Review*, vol. 81, n^o 4, pp. 841-58.
- Marquis, M. H., y S. R. Cunningham (1990), "Is There a Role for Commodity Prices in the Design of Monetary Policy? Some Empirical Evidence", *Southern Economic Journal*, vol. 57, n^o 2, pp. 394-412.
- Pecchenino, R. A. (1992), "Commodity Prices and the CPI: Cointegration, Information and Signal Extraction", *International Journal of Forecasting*, vol. 7, pp. 493-500.
- Webb, R. H. (1988), "Commodity Prices as Predictors of Aggregate Price Change", *Economic Review* (Federal Reserve Bank of Richmond), noviembre-diciembre, pp. 3-11.

MIEMBROS DEL CEMLA

ASOCIADOS

Banco Central de la República Argentina	Banco de Guatemala
Centrale Bank van Aruba	Bank of Guyana
Central Bank of the Bahamas	Banque de la République d'Haïti
Central Bank of Barbados	Banco Central de Honduras
Central Bank of Belize	Bank of Jamaica
Banco Central de Bolivia	Banco de México
Banco Central do Brasil	Bank van de Nederlandse Antillen
Eastern Caribbean Central Bank	Banco Central de Nicaragua
Cayman Islands Monetary Authority	Banco Central del Paraguay
Banco Central de Chile	Banco Central de Reserva del Perú
Banco de la República (Colombia)	Banco Central de la República Dominicana
Banco Central de Costa Rica	Centrale Bank van Suriname
Banco Central de Cuba	Central Bank of Trinidad and Tobago
Banco Central del Ecuador	Banco Central del Uruguay
Banco Central de Reserva de El Salvador	Banco Central de Venezuela

COLABORADORES

Bancos centrales

Deutsche Bundesbank (Alemania)	Banca d'Italia
Bank of Canada	De Nederlandsche Bank (Países Bajos)
Banco de España	Bangko Sentral ng Pilipinas
Federal Reserve System (Estados Unidos)	Banco de Portugal
Banque de France	European Central Bank

Otras instituciones

Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)	Superintendencia de Bancos (República Dominicana)
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Banco Centroamericano de Integración Económica
Superintendencia de Bancos (Guatemala)	Banco Latinoamericano de Exportaciones, S. A.
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Deutscher Genossenschafts- und Raiffeisenverband e. V. (Confederación Alemana de Cooperativas)
Superintendencia de Bancos (Panamá)	Fondo Latinoamericano de Reservas

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org