

Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2006-15

**Dinámica de la Inflación en México: Una
Caracterización Utilizando la Nueva Curva de Phillips**

Manuel Ramos-Francia
Banco de México

Alberto Torres García
Banco de México

Diciembre 2006

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Dinámica de la Inflación en México: Una Caracterización Utilizando la Nueva Curva de Phillips*

Manuel Ramos-Francia[†]
Banco de México

Alberto Torres García[‡]
Banco de México

Resumen

Este documento describe la dinámica de la inflación en la economía mexicana de 1992 a 2006 utilizando el marco analítico de la Nueva Curva de Phillips. El propósito es identificar características estructurales de la economía (parámetros estructurales) que definen la dinámica de la inflación en el corto plazo. Los resultados muestran que, a pesar de una historia previa de alta inflación, una versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips replica los datos razonablemente bien. La dinámica de la inflación en México se puede describir de una forma más adecuada cuando se consideran tanto componentes “backward” como “forward looking”. Adicionalmente, estimaciones para la sub-muestra 1997-2006 reflejan que, al disminuir la inflación, en promedio los precios se mantienen fijos por un período más largo, la proporción de empresas que utilizan una regla “backward looking” para determinar su precio ha disminuido y el componente “forward looking” del proceso inflacionario ha ganado importancia.

Palabras Clave: Dinámica inflacionaria, Curva de Phillips.

Abstract

This paper describes the dynamics of inflation in the Mexican economy from 1992 to 2006 using the New Phillips curve framework. The purpose is to identify key structural characteristics of the economy (structural parameters) that define the short-run dynamics of inflation. Results show that despite a previous history of high inflation, a hybrid version of the New Phillips curve fits the data well for the period 1992-2006. The short-run dynamics of inflation in Mexico are best described when both backward and forward looking components are considered. In addition, estimates for the sub-sample 1997-2006 show that as inflation has fallen, on average prices remain fixed for a longer horizon, the fraction of firms that use a backward looking rule of thumb to set their price decreases and the forward looking component of the inflation process gains importance.

Keywords: Inflation dynamics, Phillips Curve.

JEL Classification: E31.

*Este documento se desarrolla a partir del trabajo anterior de Manuel Ramos Francia y Julio Santaella. Los autores agradecen a Ana María Aguilar, Arturo Antón, Carlos Capistrán y Emilio Fernández Corugedo por sus útiles comentarios. Julieta Alemán, Julio Pierre-Audain, Claudia Ramírez y Jéssica Roldán ofrecieron un apoyo excelente.

[†] Dirección General de Investigación Económica. Email: mrfran@banxico.org.mx.

[‡] Dirección General de Investigación Económica. Email: atorres@banxico.org.mx.

1 Introducción

En este trabajo se describe la dinámica de la inflación en la economía mexicana desde 1992 hasta 2006 dentro del marco analítico de la Nueva Curva de Phillips. Tomando como base la literatura sobre la Nueva Curva de Phillips, el objetivo es identificar las características estructurales clave de la economía (parámetros estructurales) que definen la dinámica de la inflación en el corto plazo. Los parámetros estructurales se calculan mediante técnicas econométricas estándar con una versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips.

Desde que Galí y Gertler (1999) (en lo sucesivo GG) introdujeron el marco analítico de la Nueva Curva de Phillips, se ha hecho una cantidad considerable de investigación sobre este tema. En algunos casos, la investigación ha profundizado más en los supuestos teóricos que hay detrás de la dinámica de la inflación (p. ej. los mecanismos para introducir rigideces de precios y la forma funcional de la función de producción). Otra línea de investigación ha abordado las técnicas de estimación, especialmente en relación con el Método Generalizado de Momentos que se utiliza comúnmente en esta literatura. Sin embargo, en este documento el propósito es aplicar algunas de las prácticas estándar que se encuentran en esta literatura para analizar, por primera vez, la dinámica a corto plazo de la inflación en México con un enfoque econométrico estructural.

La experiencia mexicana respecto a la inflación es diferente a la de la mayoría de los países industrializados donde la dinámica de la inflación se ha documentado en el marco analítico de la Nueva Curva de Phillips. En las últimas tres décadas, la dinámica de la inflación en México ha experimentado una gran transformación. Después de los episodios de alta inflación crónica que se presentaron a finales de los años setenta y durante la mayor parte de los años ochenta, originados principalmente por el gran gasto público que dio lugar a un problema de dominancia fiscal, las finanzas públicas se pusieron en orden a finales de los años ochenta y principios de los noventa, e inició un proceso paulatino de desinflación. Dicho proceso se interrumpió temporalmente durante la crisis financiera de 1995. Sin embargo, la economía se estabilizó en un tiempo relativamente corto y la inflación retomó su tendencia a la baja, con lo que alcanzó niveles cercanos al tres por ciento en los últimos años. Por lo tanto, una razón importante para el análisis de la dinámica de la inflación en México es que representa una oportunidad para comparar las características estructurales de una economía que ha experimentado niveles elevados de inflación en el pasado, pero que ha tenido éxito en la reducción de ésta a niveles bajos y estables, con las de otras economías que han experimentado la estabilidad de precios durante largos periodos.

Una segunda característica pertinente del marco analítico de la Nueva Curva de Phillips es que a través de su variante en forma reducida es posible analizar la importancia del componente retrospectivo (*backward-looking*) frente al prospectivo

(*forward-looking*) para explicar la dinámica a corto plazo de la inflación. De esta forma, en una economía que ha experimentado episodios de inflación alta, es interesante saber si ambos tipos de componentes son relevantes, y de ser así, cuál es su importancia relativa. Además, el hecho de que los parámetros en forma reducida se definen según los parámetros estructurales (en particular, aquéllos que describen el grado de rigidez de los precios, por una parte, y la inercia de la inflación, por la otra) enriquece el análisis, ya que la importancia relativa de los componentes retrospectivo y prospectivo se puede explicar en términos de los parámetros estructurales antes mencionados.

Un tercer aspecto interesante de la dinámica de la inflación en la economía mexicana está relacionado con el proceso de desinflación que ha tenido lugar en los últimos años. Este proceso representa una valiosa oportunidad para analizar si ciertas características estructurales clave de la economía (parámetros estructurales) que influyen en la dinámica a corto plazo de la inflación han cambiado a medida que la inflación ha disminuido hacia niveles bajos y estables.

El artículo está organizado de la siguiente manera: La sección 2 explica las razones por las que el periodo de la muestra comienza en 1992 y presenta las estimaciones de una especificación estándar de la Curva de Phillips tradicional para el periodo 1992:01–2006:06. La sección 3 presenta las estimaciones de la Nueva Curva de Phillips para el mismo periodo, con el uso de una especificación prospectiva estándar y una especificación híbrida estándar que incluye tanto el componente retrospectivo como prospectivo. Esta sección también presenta los resultados de un ejercicio en donde los parámetros estructurales de una especificación híbrida estándar de la Nueva Curva de Phillips se calibran con base en una medida conocida en esta literatura como “inflación fundamental”. La sección 4 analiza si en el pasado reciente la dinámica de la inflación ha cambiado, esto mediante la comparación de los resultados de la sección anterior con las pruebas presentadas en esta sección para el periodo 1997:01–2006:06. La sección 5 presenta las conclusiones.

2 La Curva de Phillips tradicional

La Curva de Phillips tradicional define una relación entre la inflación y un indicador cíclico de la actividad económica; por ejemplo, el desempleo o la brecha de producto. Además, para dar cuenta de la persistencia de la inflación, generalmente se toman en consideración algunos de sus rezagos (Fuhrer y Moore, 1995; Rudebusch y Svensson, 1999; Galí, Gertler y López Salido, 2001 (en lo sucesivo GGL); y Orphanides y van Norden, 2005). Una especificación común de la Curva de Phillips tradicional es la siguiente:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^n \varphi_i \pi_{t-i} + \lambda \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

donde π_t denota la inflación, \hat{y}_{t-1} es la desviación porcentual del PIB real de su tendencia (brecha de producto) y ε_t representa una perturbación aleatoria con media cero y varianza constante.

Como ya se mencionó, durante los años setenta y a principios de los ochenta, los desequilibrios fiscales dieron lugar a un problema de dominancia fiscal y en México se dio un aumento importante en la inflación. Sin embargo, a finales de los años ochenta y principios de los noventa se llevaron a cabo varias acciones para corregir esta situación. Entre ellas se encuentran una considerable reducción fiscal y la renegociación de la deuda pública externa de México. Estas acciones permitieron que la inflación se redujera rápidamente. En virtud de los efectos que dichos desequilibrios fiscales tuvieron sobre la inflación durante los años ochenta, el periodo de la muestra de este trabajo inicia en 1992, para que la dinámica de la inflación en el corto plazo pueda analizarse en un periodo en el que no estaba presente ninguna situación de dominancia fiscal.¹

Para estimar una Curva de Phillips tradicional a partir de datos mensuales para la economía mexicana para el periodo 1992–2006, las variables se definen de la siguiente manera: La inflación es la variación mensual porcentual del Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), mientras que la brecha de producto es la desviación porcentual de su tendencia de un índice mensual de actividad económica (el IGAE).^{2,3}

La Curva de Phillips tradicional (ecuación 2.1) se estima utilizando mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para el periodo 1992:01–2006:06. Los resultados expuestos en el cuadro 2.1 corresponden a una especificación en la que se consideran 12 rezagos de la inflación.⁴ La evidencia sugiere que la inflación es explicada principalmente por sus propios rezagos. El coeficiente asociado con la brecha de producto (λ) no es

¹ Capistrán y Ramos Francia (2006a) analizan la dinámica de la inflación en América Latina y muestran que a finales de los años ochenta y principios de los noventa, la inflación experimentó una reducción importante (cambio estructural) que precedió a un episodio largo de baja inflación y baja volatilidad de la inflación en la mayoría de las economías de la región; parte de la llamada “gran moderación”. En el caso de México, sus resultados sugieren que la inflación experimentó un cambio estructural en la forma de una reducción en su media en marzo de 1988. Sin embargo, dado que durante los dos años siguientes el ajuste macroeconómico que sucedió permitió que la economía consolidara una postura fiscal más sólida y un nivel de inflación más bajo, la muestra que se emplea en este trabajo para analizar la dinámica de la inflación comienza en 1992.

² El procedimiento X12-ARIMA se utiliza para eliminar el componente estacional de la inflación.

³ La medida de la brecha de producto se calcula de la siguiente manera: En primer lugar, el componente estacional se elimina de la primera diferencia del logaritmo del IGAE mediante el procedimiento X12-ARIMA. En segundo lugar, se construye una medida del logaritmo del IGAE sin el componente estacional. En tercer lugar, la brecha de producto se define como la diferencia entre esta medida y su tendencia HP (Hodrick y Prescott, 1997).

⁴ Para definir el número apropiado de rezagos de la inflación se tomaron en cuenta varias especificaciones, en particular, aquellas que contenían de 1 a 14 rezagos. Aunque el criterio de Akaike sugiere 12 rezagos, en general, los resultados fueron robustos cuando se tomó en cuenta un número de rezagos distinto; es decir, el coeficiente de la brecha de producto no es estadísticamente diferente a cero y la inflación se explica principalmente por sus propios rezagos.

estadísticamente diferente de cero. Este resultado quizá se explica por el hecho de que, durante el periodo de la muestra, la economía estuvo expuesta a varios choques adversos de oferta que, en general, dieron lugar a episodios de inflación creciente y una *reducción* en la brecha de producto (p. ej. 1995 y finales de 1998/principios de 1999).

Cuadro 2.1.
Curva de Phillips tradicional^{1/}

| Muestra | φ_1 | φ_2 | φ_3 | φ_4 | φ_5 | φ_6 | φ_7 |
|-----------------|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|----------------------------|
| 1992:01-2006:06 | 0.739*** (0.059) | 0.016 (0.062) | -0.028 (0.062) | -0.047 (0.064) | 0.119* (0.067) | -0.04 (0.065) | 0.015 (0.065) |
| | φ_8 | φ_9 | φ_{10} | φ_{11} | φ_{12} | λ | <i>Adj. R</i> ² |
| | 0.096 (0.064) | -0.083 (0.061) | -0.083 (0.061) | -0.009 (0.061) | 0.092** (0.044) | -0.002 (0.017) | 0.946 |

^{1/} ***, **, *, estadísticamente significativo al nivel de 1%, 5% y 10%, respectivamente. Desviaciones estándar entre paréntesis. Se utiliza la metodología de Newey-West y HAC para obtener los errores robustos y para corregir por heteroscedasticidad.

Los resultados demuestran que cuando se utiliza una especificación estándar simple de la Curva de Phillips tradicional, la dinámica a corto plazo de la inflación se explica en gran medida por sus propios rezagos; es decir, la inflación muestra un nivel importante de persistencia durante la última década y media en México ($\sum_{i=1}^{12} \varphi_i = 0.92$). Los resultados también revelan que en este caso es difícil identificar una relación positiva y estadísticamente significativa entre la inflación y un indicador cíclico de la actividad económica, especialmente, una medida de la brecha de producto. Para mejorar estos resultados, una alternativa sería introducir elementos adicionales en la especificación de la Curva de Phillips tradicional (Fuhrer y Moore, 1995; Rudebusch y Svensson, 1999 y Matheson, 2006). Por ejemplo, dado que México es una economía pequeña y abierta, la inclusión de variables que midan los precios relativos respecto al resto del mundo podría ayudar a mejorar los resultados (Vela, 2002 y Roldán, 2005). Otra alternativa, que se estudia más adelante, es analizar la dinámica a corto plazo de la inflación mediante el marco teórico de la Nueva Curva de Phillips.

3 La Nueva Curva de Phillips keynesiana

3.1 La Nueva Curva de Phillips estándar

El marco teórico que sustenta la especificación básica de la Nueva Curva de Phillips supone un entorno de empresas monopolísticamente competitivas que establecen sus precios de forma escalonada (GG; GGL; Sbordone, 2002; Céspedes, Ochoa y Soto, 2005 y Dib, Gammoudi y Morán, 2006). A la usanza de Calvo (1983), la especificación estándar supone que en cada periodo hay una fracción θ de empresas que mantiene su precio sin cambios y una fracción $(1 - \theta)$ que lo cambia mediante la resolución de un problema de

optimización explícito.⁵ Este supuesto implica que en promedio, una empresa mantiene su precio sin cambios durante $1/(1 - \theta)$ periodos. Entonces, después de agregar las decisiones individuales de fijación de precios y de la log-linearizarlas al alrededor del estado estacionario, la dinámica a corto plazo de la inflación puede expresarse de la siguiente forma:

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \lambda mc_t \quad (3.1)$$

donde mc_t representa la desviación logarítmica del costo marginal real respecto de su valor de estado estacionario; β es un factor subjetivo de descuento; y λ es un coeficiente de pendiente que depende de los parámetros estructurales θ y β :

$$\lambda = \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta} \quad (3.2)$$

Como es bien sabido, cabe destacar tres diferencias importantes entre la Nueva Curva de Phillips (3.1) y la especificación tradicional (2.1). En primer lugar, dentro del marco analítico de la Nueva Curva de Phillips, el comportamiento de la fijación de precios es producto de un proceso de optimización de empresas monopolísticamente competitivas que están sujetas a limitaciones en cuanto a la frecuencia con la que pueden ajustar su precio. En segundo lugar, a diferencia de la especificación tradicional, donde la inflación se define bajo el supuesto de que los agentes tienen expectativas adaptativas (retrospectivas), en la Nueva Curva de Phillips, la inflación se define bajo el supuesto de que los agentes tienen expectativas racionales y, por lo tanto, se trata de un fenómeno completamente prospectivo. En tercer lugar, como resultado del proceso de optimización de aquellas empresas que están determinando sus precios, el indicador pertinente de la actividad económica bajo la Nueva Curva de Phillips está representado por los costos marginales reales.

La técnica estándar en la literatura consiste en calcular los parámetros estructurales β y θ mediante el Método Generalizado de Momentos (GMM, por sus siglas en inglés).⁶ Dado que se incluye la inflación esperada en el lado derecho de la ecuación (3.1), se utilizan los valores de la inflación observados *ex post* para aproximar la inflación esperada. Con el fin de encontrar un conjunto de parámetros —parámetros β y θ — que garantice errores de pronóstico de promedio cero, la técnica del GMM utiliza un conjunto de variables instrumentales z_t , conocidas en el momento t , que contienen información útil

⁵ Como ya se mencionó, en la literatura se pueden encontrar métodos alternativos para introducir rigideces de precios. Sin embargo, en vista de su simplicidad, este marco (Calvo, 1983) se utiliza comúnmente, ya que permite rastrear la dinámica a corto plazo de la inflación hasta tres parámetros estructurales de la economía. Para conocer una discusión reciente sobre la fijación de precios dependiente del estado comparada con la que depende del tiempo, véanse Klenow y Kryvtsov (2005) y Aucremanne y Dhyne (2005).

⁶ Como ya se mencionó, en la literatura hay varios artículos que abordan las propiedades del método GMM, especialmente con respecto a la robustez de los resultados ante diferentes supuestos de normalización. Para conocer una discusión reciente, véase Fuhrer y Olivei (2004).

para pronosticar la inflación. Esta estrategia impone un conjunto de restricciones ortogonales utilizadas por el GMM para calcular los parámetros β y θ , dados por:

$$E[(\pi_t - \beta\pi_{t+1} - \lambda mc_t)z_t] = 0 \quad (3.3)$$

Dado que el GMM se fundamenta en un método de optimización no lineal, los resultados pueden ser sensibles a la normalización que se utilice. Por esa razón, según la literatura que aborda este tema, se toman en cuenta dos conjuntos alternativos de condiciones ortogonales:

Especificación I:

$$E[(\theta\pi_t - \theta\beta\pi_{t+1} - (1 - \theta)(1 - \beta\theta)mc_t)z_t] = 0 \quad (3.4)$$

Especificación II:

$$E[(\pi_t - \beta\pi_{t+1} - (1 - \theta)(1 - \beta\theta)\theta^{-1}mc_t)z_t] = 0 \quad (3.5)$$

Para estimar la Nueva Curva de Phillips a partir de datos mensuales para la economía mexicana en el periodo 1992:01–2006:06, la medida de los costos marginales reales se define de la siguiente manera: Con fines de simplificación, se supone una función de producción de Cobb-Douglas, de tal forma que el costo marginal real se define como el costo laboral unitario o, igualmente, como la participación en el ingreso laboral.⁷ La medida utilizada para representar los costos laborales unitarios se da por un índice del costo laboral unitario de la industria manufacturera en México. Posteriormente, la brecha del costo marginal real se define como la desviación porcentual del costo marginal respecto a su tendencia.⁸ La inflación se define como en la sección anterior (variación mensual porcentual del índice de precios al consumidor).

Los resultados correspondientes a los parámetros β , θ y λ con base en las especificaciones 3.4 y 3.5 se presentan en el cuadro 3.1. Las estimaciones para el

⁷ El supuesto de la función de producción de Cobb-Douglas se utiliza en esta literatura para caracterizar la dinámica de la inflación en su marco más simple, por lo que los resultados obtenidos en este supuesto se utilizan comúnmente como punto de referencia. El presente trabajo es una primera caracterización de la dinámica de la inflación en México mediante el marco analítico de la Nueva Curva de Phillips; por lo tanto, con fines de simplificación en la comparación de los resultados con aquéllos reportados por otras economías, se supone una función de producción de Cobb-Douglas. Una alternativa, que se deja pendiente para investigaciones futuras, consiste en suponer una función de producción de elasticidad de sustitución constante (CES, por sus siglas en inglés) para relajar el supuesto de una elasticidad de sustitución unitaria entre los insumos para imponer más estructura en la especificación de los insumos a considerar, por ejemplo, los insumos importados frente a los nacionales.

⁸ Al igual que en el caso de la brecha de producto en la sección anterior, la medida de la brecha del costo marginal se calcula como sigue: En primer lugar, el componente estacional se elimina de la primera diferencia del logaritmo del índice correspondiente al costo laboral unitario mediante el procedimiento X12-ARIMA. En segundo lugar, se construye un índice logarítmico para la medida del costo laboral unitario sin el componente estacional. En tercer lugar, la brecha del costo marginal se define como la diferencia entre esta medida y su tendencia HP (Hodrick y Prescott, 1997).

parámetro β bajo la especificación I muestran un coeficiente de 0.996, que coincidiría con una tasa de interés anual del 4.76 por ciento, y bajo la especificación II, un coeficiente de 0.999, que coincidiría con una tasa de interés anual del 1.06 por ciento. Ambas estimaciones implican tasas de interés inferiores a la tasa de interés real *ex post* de 4.96 por ciento observada en promedio durante el periodo de la muestra.⁹ En cuanto al parámetro θ , la especificación I muestra un coeficiente de 0.919, lo que sugiere que, para el periodo de la muestra, en promedio, los precios se mantuvieron fijos durante aproximadamente 4.1 trimestres (12 meses). Sin embargo, el coeficiente de 0.858 de la especificación II sugiere que los precios se mantuvieron fijos durante aproximadamente 2.3 trimestres (7 meses). Finalmente, los resultados correspondientes al parámetro en forma reducida λ (coeficiente de pendiente) muestran que bajo la especificación I, el coeficiente no es estadísticamente diferente a cero, mientras que bajo la especificación II, es positivo y estadísticamente diferente a cero.¹⁰

A pesar de que los resultados no fueron robustos a la especificación utilizada, en general, son similares a lo que se ha encontrado en el caso de otras economías (GGL para los Estados Unidos y la Zona Euro, y Galí y López Salido, 2000 para España). Sin embargo, la especificación básica de la Nueva Curva de Phillips no es la mejor manera de describir la dinámica a corto plazo de la inflación, ya que no incluye un mecanismo para incorporar la persistencia en su dinámica, una característica observada en los datos (cuadro 2.1).

Cuadro 3.1
Nueva Curva de Phillips estándar^{1/}

| 1992:01-2006:06 | β | θ | λ |
|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Espec. I ^{2/} | 0.996*** (0.011) | 0.919*** (0.032) | 0.007 (0.005) |
| Espec. II ^{3/} | 0.999*** (0.013) | 0.858*** (0.021) | 0.023*** (0.007) |

^{1/} ***, **, *, estadísticamente significativo al nivel de 1%, 5% y 10%, respectivamente. Desviaciones estándar entre paréntesis.

^{2/} Instrumentos: brecha del costo marginal: t - 4 a t - 9, inflación: t - 2 a t - 10, depreciación del tipo de cambio: t - 5 a t - 10 y tasa de interés nominal (1 mes): t - 1 a t - 9. Valor *p* del estadístico J = 0.815.

^{3/} Instrumentos: brecha del costo marginal: t - 4 a t - 11, inflación: t - 1 a t - 7, depreciación del tipo de cambio: t - 4 a t - 11 y tasa de interés nominal (1 mes): t - 1 a t - 10. Valor *p* del estadístico J = 0.73.

3.2 Versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips

Para abordar el tema de la persistencia de la inflación, de acuerdo a GG y GGL, el modelo se extiende al suponer que de la fracción $(1 - \theta)$ de las empresas que en cada

⁹ Las tasas de interés reales *ex post* se calculan mediante la tasa de interés nominal proveniente de los valores gubernamentales a un mes (Cetes).

¹⁰ Los errores estándar de los coeficientes en forma reducida se calculan mediante un procedimiento de Montecarlo.

periodo pueden cambiar sus precios, una fracción de ellas ω utiliza una regla general retrospectiva para establecer su precio, otra fracción $(1 - \omega)$ establece su precio mediante la resolución de un problema de optimización que las lleva a tomar en cuenta el comportamiento futuro esperado de los costos marginales (es decir, las empresas prospectivas). En consecuencia, se puede demostrar que el proceso de inflación puede definirse de la siguiente forma:

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t \{\pi_{t+1}\} + \lambda m c_t \quad (3.7)$$

donde

$$\gamma_b = \frac{\omega}{\phi} \quad \gamma_f = \frac{\beta\theta}{\phi} \quad \lambda = \frac{(1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\phi} \quad (3.8)$$

y

$$\phi = \theta + \omega(1 - \theta(1 - \beta)). \quad (3.9)$$

La versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips incluye tanto el componente retrospectivo (γ_b) como prospectivo (γ_f). Por ejemplo, como se deduce de (3.8) y (3.9), dado que es más grande la fracción de las empresas que cambian sus precios con una regla general retrospectiva (ω), el coeficiente en forma reducida γ_b asociado con el primer rezago de la inflación es mayor y el coeficiente asociado con la inflación prevista γ_f es menor. Esto significa que en la medida en que la fracción de las empresas retrospectivas sea mayor, la persistencia de la inflación aumenta. Del mismo modo, en la medida en que ω sea mayor, el coeficiente de pendiente λ en la Curva de Phillips es menor. Esto supone que, a medida que una fracción más grande de empresas establece sus precios mediante una regla retrospectiva, la relación entre los costos marginales reales y la inflación se vuelve más débil.

Al igual que en el ejercicio anterior, se utilizan dos conjuntos alternativos de condiciones ortogonales para estimar la versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips usando el GMM:

Especificación I:

$$E[(\phi\pi_t - (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)mc_t - \beta\theta\pi_{t+1} - \omega\pi_{t-1})z_t] = 0 \quad (3.10)$$

Especificación II:

$$E[(\pi_t - (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)\phi^{-1}mc_t - \beta\theta\phi^{-1}\pi_{t+1} - \omega\phi^{-1}\pi_{t-1})z_t] = 0 \quad (3.11)$$

La inflación y la brecha del costo marginal real se definen como en el ejercicio anterior (la variación mensual porcentual del índice de precios al consumidor y la desviación porcentual del costo laboral unitario de la industria manufacturera respecto a

su tendencia, respectivamente).¹¹ Los resultados correspondientes a los parámetros β , θ y ω obtenidos mediante las especificaciones (3.7) a (3.11) a lo largo de la muestra 1992:01–2006:06 se presentan en el cuadro 3.2.

Cuadro 3.2.
Versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips^{1/}

| 1992:01-2006:06 | β | θ | ω | λ | γ_b | γ_f |
|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| Espec. I ^{2/} | 0.998*** (0.020) | 0.834*** (0.028) | 0.600*** (0.041) | 0.0077** (0.002) | 0.418*** (0.018) | 0.581*** (0.017) |
| Espec. II ^{3/} | 0.995*** (0.144) | 0.643*** (0.098) | 0.888*** (0.033) | 0.0094*** (0.005) | 0.581*** (0.018) | 0.419*** (0.018) |

^{1/} ***, **, *, estadísticamente significativo al nivel de 1%, 5% y 10%, respectivamente. Desviaciones estándar entre paréntesis.

^{2/} Instrumentos: brecha del costo marginal: $t-2$ a $t-12$, inflación: $t-1$ a $t-12$, tasa de interés nominal (1 mes): $t-1$ a $t-12$ y depreciación del tipo de cambio: $t-2$ a $t-10$. Valor p del estadístico $J = 0.998$.

^{3/} Instrumentos: inflación: $t-1$ a $t-6$, depreciación del tipo de cambio: $t-1$ a $t-5$, brecha del costo marginal: $t-1$ a $t-7$, tasa de interés nominal (1 mes): $t-1$ a $t-6$ y cambio en la brecha del costo marginal: $t-1$ a $t-6$.

Valor p del estadístico $J = 0.839$.

La desviación estándar y la significancia de los parámetros en forma reducida se calcularon mediante un procedimiento de Montecarlo.

En cuanto al parámetro β , las estimaciones de 0.998 y 0.995 para las especificaciones I y II coincidirían con tasas de interés anuales de aproximadamente 2.3 por ciento y 5.9 por ciento, respectivamente. Recordemos que la tasa de interés real *ex post* promedio observada durante el periodo de la muestra fue de 4.96 por ciento.

Los resultados correspondientes al parámetro θ sugieren valores de 0.83 y 0.64 para las especificaciones I y II, lo que implicaría que los precios se mantienen sin cambios durante aproximadamente 2 trimestres (6 meses) en el primer caso, y 0.9 trimestres (3 meses) en el segundo. La longitud es ligeramente más corta que las pruebas reportadas, entre otras, en GGL para los Estados Unidos y la Zona Euro; Galí y López Salido (2000) para España; Gagnon y Hashmat (2001) para Canadá y Céspedes, Ochoa y Soto (2005) para Chile. Las estimaciones reportadas para el parámetro θ para aquellas economías que utilizan datos trimestrales van de 0.80 a 0.90 y sugieren que, en promedio, los precios se mantienen fijos por un periodo de entre 5 y 10 trimestres. Evidentemente, la diferencia coincide con el hecho de que durante los periodos de la muestra, la inflación promedio fue significativamente mayor en México que en las economías antes mencionadas.¹²

¹¹ Como ya se mencionó, con fines de simplificación, se supone una función de producción de Cobb-Douglas.

¹² La inflación promedio anual durante la muestra de estimación utilizada en los estudios mencionados es aproximadamente la siguiente: para México (1992–2006), 13 por ciento; para los Estados Unidos (1970–1998), 5 por ciento; para la Zona Euro (1970–1998), 6 por ciento; para España (1980–1998), 7.5 por ciento; para Canadá (1980–1998), 4.5 y para Chile (1986–2004), 11 por ciento. Además, la inflación promedio anual para estas economías durante el periodo de la muestra utilizada en este estudio (1992–2006) es aproximadamente la siguiente: 2.5 por ciento para los Estados Unidos; 2 por ciento para la Zona Euro; 3 por ciento para España; 2 por ciento para Canadá y 6 por ciento para Chile.

En cuanto al parámetro ω , los resultados muestran que la fracción de las empresas que establece sus precios mediante una regla general retrospectiva es de 0.60 bajo la especificación I y de 0.88 bajo la especificación II. En este caso, la evidencia correspondiente a las economías antes mencionadas es muy extensa. En el caso de España, Canadá y Chile, la fracción estimada de empresas retrospectivas está dentro del margen que va de 0.65 a 0.80; en los Estados Unidos, los cálculos del parámetro ω están entre 0.40 y 0.45; y, en la Zona Euro, los cálculos van de 0.02 a 0.34.

Los resultados correspondientes a los coeficientes en forma reducida muestran que, en el caso de ambas especificaciones, las estimaciones del parámetro λ (pendiente de la Curva de Phillips) son positivas y estadísticamente significativas. Este resultado sugiere que cuando se utiliza una versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips es posible identificar una relación positiva entre la inflación y un indicador cíclico de la actividad económica; en este caso, la brecha del costo marginal real.

Otro resultado interesante es el hecho de que tanto el componente retrospectivo (γ_b) como el prospectivo (γ_f) son importantes para describir la dinámica de la inflación en México, ya que ambos son estadísticamente significativos. Este resultado también se encuentra en las economías antes mencionadas. En el caso del parámetro γ_b , los resultados para México sugieren valores de 0.42 y 0.58 para las especificaciones I y II y, en el caso del parámetro γ_f valores de 0.58 y 0.42 para las especificaciones I y II, respectivamente. Estos resultados son similares a los reportados para los Estados Unidos, España, Canadá y Chile, donde el parámetro γ_b está entre 0.4 y 0.6; y difieren ligeramente de la evidencia reportada para el caso de la Zona Euro, donde el parámetro γ_b se reporta en aproximadamente 0.02. Sin embargo, es importante señalar que a pesar de que estos resultados para los parámetros en forma reducida sean similares a los reportados para otras economías, es decir, respecto a la importancia relativa de los componentes retrospectivo (persistencia de la inflación) como prospectivo (expectativas de inflación), en el caso de México se obtienen como una combinación de precios que no se modifican durante un periodo más corto y una fracción más grande de empresas que utilizan una regla general retrospectiva para establecer sus precios cuando pueden modificarlos. Estos resultados podrían explicarse, en primer lugar, por el hecho de que, como ya se mencionó, durante el periodo de la muestra, la inflación promedio en México fue mayor que en las economías antes mencionadas y, por lo tanto, las empresas modificaron sus precios con más frecuencia; y en segundo lugar, por el hecho de que antes del periodo de la muestra, la economía experimentó un episodio prolongado de inflación creciente (finales de la década de 1970 y durante la década de 1980) y, por lo tanto, la inflación desempeñó una función importante en el conjunto de datos que las empresas tomaron en cuenta al momento de establecer sus precios.

3.3 Inflación fundamental

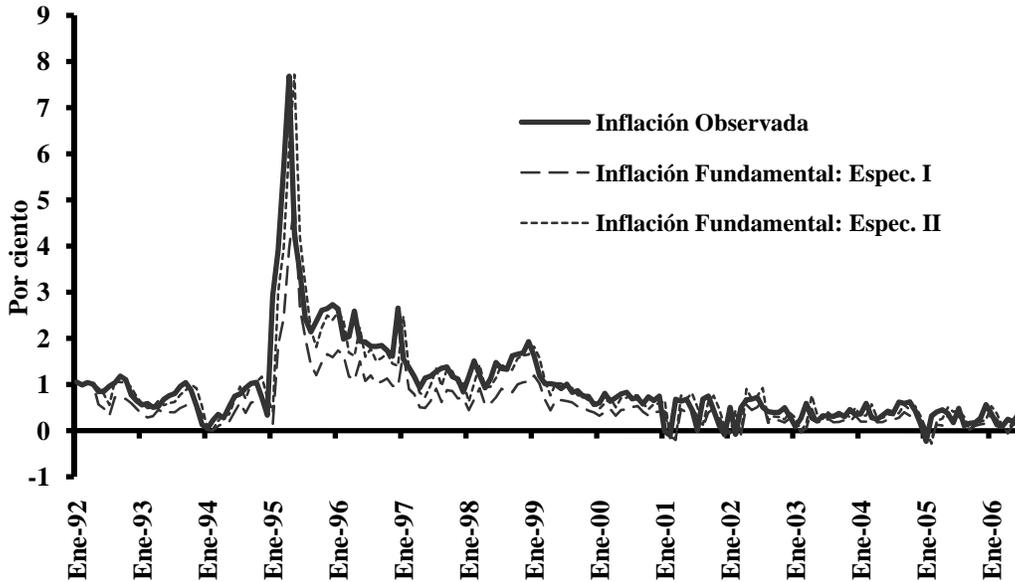
Para evaluar el desempeño de la Nueva Curva de Phillips, es común usar una medida conocida en la literatura como “inflación fundamental”. Esta metodología fue propuesta inicialmente por Campbell y Schiller (1987) y luego GG la aplicaron a los temas en cuestión. Una versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips (3.7) implica que la inflación depende de la inflación rezagada y del flujo descontado de los costos marginales esperados a futuro. En vista de que los costos marginales futuros no son observables, el primer paso consiste en estimar un VAR para un grupo de variables observables que los agentes económicos podrían utilizar para evaluar el desempeño de los costos marginales futuros. Normalmente, este VAR se define en su especificación más simple en términos de la brecha del costo marginal real y la inflación. El VAR se emplea para estimar las brechas del costo marginal real futuras y, posteriormente, se calcula una medida de la “inflación fundamental” mediante la versión híbrida estimada de la Nueva Curva de Phillips (los detalles se presentan en el Apéndice).

Para este ejercicio, el VAR se define con cuatro rezagos de la brecha del costo marginal real y la inflación.¹³ Dos medidas de la “inflación fundamental” se calculan mediante las estimaciones presentadas en el cuadro 3.2 para las especificaciones I y II, y se muestran en la figura 3.1. Los resultados sugieren que, a pesar de los anteriores episodios de alta inflación, en general, las medidas estimadas de la “inflación fundamental” logran replicar bastante bien la dinámica de la inflación en México durante los últimos 15 años.¹⁴ Por lo tanto, parece que una versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips es capaz de capturar la mayoría de las características de la dinámica a corto plazo de la inflación en México.

¹³ La longitud del rezago se definió según el criterio de Akaike. Sin embargo, los resultados son robustos a las especificaciones del VAR con el uso de un número de rezagos distinto.

¹⁴ El ECM con respecto a la inflación real es 0.586 para la especificación I y 0.4770 para la especificación II. Como se mostrará en la siguiente sección, el comportamiento de la inflación fundamental con el uso de los coeficientes estimados dentro de las especificaciones I y II no difiere mucho del de la medida de la inflación fundamental que se obtiene cuando los parámetros θ y ω se calibran para minimizar el estadístico ECM, dada una β acorde con la tasa de interés observada durante el periodo de la muestra.

Figura 3.1
Inflación Mensual



3.4 Calibración de una versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips

Un método alternativo para evaluar el desempeño de la versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips estimada en la sección anterior consiste en calibrar los parámetros estructurales θ y ω dada una β acorde con la tasa de interés observada. El ejercicio consiste en encontrar un conjunto de parámetros θ y ω para la versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips (ecuaciones 3.7 a 3.9) que minimice la diferencia entre la medida de la “inflación fundamental” obtenida con los coeficientes calibrados θ y ω así como la inflación real condicionada a la elección de β antes mencionada. Así, el primer paso es establecer el parámetro β igual a 0.9962, el factor de descuento asociado con una tasa de interés real de 4.96 por ciento (tasa de interés real *ex post* promedio durante el periodo de la muestra). Posteriormente, se calcula una medida de la “inflación fundamental” (con el uso del VAR descrito en la sección anterior) para cada combinación de parámetros θ y ω y se calcula el estadístico ECM respecto de la inflación real. La búsqueda por cuadrículas (*grid search*) de los parámetros θ y ω se realiza a través de 9,801 combinaciones, donde los valores para ambos parámetros van de 0.01 a 0.99 con incrementos de 0.01. Para ilustrar los resultados del ejercicio, los estadísticos ECM para algunas combinaciones de los parámetros θ y ω se recogen en el cuadro 4.1.

Cuadro 4.1.
ECM: La “inflación fundamental” vs. la inflación real

| | | ω | | | | | | |
|----------|------|----------|--------|--------|--------|---------------|--------|--------|
| | | 0.40 | 0.60 | 0.80 | 0.81 | 0.82 | 0.83 | 0.90 |
| θ | 0.40 | 3.5604 | 1.4300 | 0.6564 | 0.6354 | 0.6158 | 0.5976 | 0.5083 |
| | 0.60 | 1.0303 | 0.7101 | 0.5096 | 0.5041 | 0.4991 | 0.4947 | 0.4780 |
| | 0.80 | 0.8168 | 0.5763 | 0.4762 | 0.4762 | 0.4764 | 0.4766 | 0.4786 |
| | 0.84 | 0.8228 | 0.5881 | 0.4761 | 0.5011 | 0.4758 | 0.4762 | 0.4799 |
| | 0.85 | 0.8253 | 0.5919 | 0.4765 | 0.4759 | 0.4757 | 0.4760 | 0.4801 |
| | 0.86 | 0.8280 | 0.5958 | 0.4771 | 0.4762 | 0.5012 | 0.4758 | 0.4803 |
| | 0.90 | 0.8412 | 0.6137 | 0.4824 | 0.4801 | 0.4783 | 0.4770 | 0.4793 |

Los resultados muestran que valores menores de ambos parámetros están asociados con valores mayores del ECM. Esto significa que las especificaciones en las que la fracción de las empresas que no son capaces de modificar sus precios en un periodo determinado (θ) es reducida y en las que la fracción de las empresas que utilizan una regla general retrospectiva para establecer sus precios (ω) es reducida no ofrecen una buena aproximación de la dinámica a corto plazo de la inflación en la economía mexicana durante los últimos quince años. Por el contrario, los resultados muestran que la medida de la “inflación fundamental” que minimiza el estadístico ECM se obtiene cuando la versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips (ecuaciones 3.7 a 3.9) se define con θ igual a 0.85 y ω igual a 0.82, dado un parámetro β igual a 0.9962.

La primera cuestión importante que debe tomarse en cuenta al comparar los resultados provenientes de este ejercicio de calibración con los obtenidos en la sección anterior (estimación del GMM) es la diferencia en el parámetro β . Para analizar si las diferencias entre ambos ejercicios (estimación del GMM y calibración) se relacionan con el valor de ese parámetro, se estiman las especificaciones I y II de la sección anterior (ecuaciones 3.10 a 3.11) imponiendo la restricción de que el parámetro β sea igual a 0.9962, como en el ejercicio de calibración. Los resultados expuestos en el cuadro 4.2 muestran que, en general, la restricción sobre β no tiene efectos importantes sobre otros parámetros. Las estimaciones puntuales y su nivel de importancia tienen cambios casi insignificantes cuando se impone la restricción sobre β . Después de esto, la comparación de resultados en los dos ejercicios (estimación del GMM frente a la calibración) muestra que los parámetros calibrados son similares a los valores superiores obtenidos bajo el GMM para las especificaciones I y II. En el caso del parámetro θ , el ejercicio de calibración sugiere un valor de 0.85, similar a la estimación del GMM de 0.83 para la especificación I y ligeramente por encima del 0.64 estimado para la especificación II. En cuanto al parámetro ω , el ejercicio de calibración sugiere un valor de 0.82, que está por encima de la estimación del GMM de 0.60 para la especificación I y es similar a la estimación de 0.88 para la especificación II.

Los parámetros en forma reducida tampoco muestran diferencias importantes. El componente retrospectivo (γ_b) y el componente prospectivo de la inflación (γ_f) son muy

similares en ambos ejercicios. En el caso del componente retrospectivo, el ejercicio de calibración sugiere un valor de 0.49, mientras que las estimaciones del GMM sugieren valores de 0.42 y 0.58 para las especificaciones I y II, respectivamente; los parámetros calibrados derivaron en un componente prospectivo de la inflación de 0.51, mientras que los parámetros estimados sugieren un valor de 0.58 para la especificación I y 0.42 para la especificación II. Por último, el coeficiente de pendiente de la Curva de Phillips (parámetro λ) sugerido por los parámetros calibrados (0.0025) está ligeramente por debajo de los coeficientes de pendiente obtenidos con las estimaciones del GMM (0.0077 y 0.0094 para cada especificación).¹⁵

Cuadro 4.2.
Versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips:
Parámetros calibrados frente a parámetros estimados^{1/}

| 1992:01-2006:06 | β | θ | ω | λ | γ_b | γ_f |
|------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| Calibración | 0.996 | 0.85 | 0.82 | 0.0025 | 0.492 | 0.508 |
| Estimación | | | | | | |
| Espec. I ^{2/} | 0.9981*** (0.020) | 0.8341*** (0.028) | 0.6003*** (0.041) | 0.00774** (0.002) | 0.4187*** (0.018) | 0.5808*** (0.017) |
| Espec. II ^{3/} | 0.9954*** (0.144) | 0.6428*** (0.098) | 0.8877*** (0.033) | 0.00944*** (0.005) | 0.5809*** (0.018) | 0.4187*** (0.018) |
| Estimación ($\beta=0.996$) | | | | | | |
| Espec. I ^{2/} | 0.996 | 0.8361*** (0.018) | 0.5988*** (0.041) | 0.00776** (0.002) | 0.4178*** (0.017) | 0.5812*** (0.017) |
| Espec. II ^{3/} | 0.996 | 0.6424*** (0.043) | 0.8878*** (0.031) | 0.00945*** (0.004) | 0.5809*** (0.016) | 0.4188*** (0.016) |

^{1/} ***, **, *, estadísticamente significativo al nivel de 1%, 5% y 10%, respectivamente. Desviaciones estándar entre paréntesis.

^{2/} Instrumentos: brecha del costo marginal: $t-2$ a $t-12$, inflación: $t-1$ a $t-12$, tasa de interés nominal (1 mes): $t-1$ a $t-12$ y depreciación del tipo de cambio: $t-2$ a $t-10$. Valor p del estadístico $J = 0.998$.

^{3/} Instrumentos: inflación: $t-1$ a $t-6$, depreciación del tipo de cambio: $t-1$ a $t-5$, brecha del costo marginal: $t-1$ a $t-7$, tasa de interés nominal (1 mes): $t-1$ a $t-6$ y cambio en la brecha del costo marginal: $t-1$ a $t-6$. Valor p del estadístico $J = 0.839$. La desviación estándar y la significancia de los parámetros en forma reducida se calcularon mediante un procedimiento de Montecarlo.

4 Cambios recientes en la dinámica a corto plazo de la inflación

De 1992 a 2006, la economía mexicana experimentó un importante proceso de desinflación, aunque hubo algunos episodios en los que la inflación presentó aumentos repentinos temporales. Especialmente, durante 1995, la economía sufrió una crisis

¹⁵ En general, la comparación de los coeficientes calibrados con las estimaciones del GMM de cada especificación sugiere que las diferencias son estadísticamente significativas. Sin embargo, en la mayoría de los casos, los coeficientes calibrados están en el rango de las estimaciones del GMM para la especificación I y II. La única excepción es el parámetro λ para el que el ejercicio de calibración sugiere un valor menor.

financiera, denominada la “crisis del Tequila”. Para hacer frente a esta situación, se puso en marcha un paquete integral de estabilización (Ramos Francia y Torres, 2005 y Capistrán y Ramos Francia, 2006a). Durante el tiempo en que estuvo en marcha, aunque el PIB se contrajo fuertemente durante ese año, el programa económico implementado logró estabilizar la economía en un periodo de tiempo relativamente corto. En esta sección, se emplea el marco analítico de la Nueva Curva de Phillips para analizar si la dinámica a corto plazo de la inflación ha experimentado cambios significativos en el pasado más reciente, en donde la economía ha ido convergiendo hacia un entorno de baja inflación. De hecho, con el fin de excluir del análisis las consecuencias del “efecto tequila” y las secuelas que tuvieron lugar durante 1995 y 1996, así como concentrarnos en el episodio de desinflación más reciente, la submuestra se circunscribe al periodo de 1997:01 a 2006:06.¹⁶ Otra razón para hacer esto es que después de la crisis se realizaron cambios importantes en las políticas monetarias y fiscales. En particular, se puso en marcha un régimen de tipo cambiario flotante, se hizo un esfuerzo considerable de reducción fiscal y se realizaron reformas importantes en el sistema financiero. El desempeño promedio de la inflación transversalmente entre las submuestras 1992:01–1996:12 y 1997:01–2006:06 es notablemente diferente. La inflación mensual promedio disminuyó de 1.56 a 0.66 por ciento, y su desviación estándar, de 1.45 a 0.55.¹⁷ Por lo tanto, es probable que la dinámica a corto plazo de la inflación haya cambiado.

El ejercicio consiste en estimar una versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips (ecuaciones 3.7 a 3.9) para la submuestra 1997:01–2006:01. Cabe mencionar que los resultados provenientes de estos ejercicios deben interpretarse con cautela, ya que la submuestra 1997:01–2006:06 es relativamente reducida. Para efectos de comparación, los resultados se presentan en el cuadro 5.1, junto con las evidencias mencionadas en la sección anterior para la muestra 1992–2005 (cuadro 3.2).

Las estimaciones correspondientes a β sugieren un valor de 0.994 en la especificación I y un valor de 0.996 en la especificación II. Estos resultados serían congruentes con tasas de interés anuales de 7.87 y 5.57 por ciento, respectivamente, y son

¹⁶ Las pruebas presentadas por Capistrán y Ramos Francia (2006a) demuestran que la inflación experimentó una reducción adicional (cambio estructural) en la mayoría de los países de la región de América Latina a finales de los años noventa. En el caso de México, la metodología de Bai y Perron (2003) sugiere que, al examinar la muestra 1992–2006, la inflación mensual promedio en México experimentó un cambio estructural en forma de una reducción en su media en enero de 1997 y luego en septiembre de 1999. Sin embargo, si la prueba se realiza teniendo en cuenta sólo la submuestra 1997–2006, los resultados sugieren que la última reducción estadísticamente significativa en la inflación mensual promedio ocurre en enero de 2001. Considerando que la submuestra 1997–2006 ya es de por sí relativamente pequeña, las estimaciones correspondientes a las submuestras que inician en 1999 o 2001 se dejan pendientes para que se haga más investigación respecto a éstas una vez que se tenga más información disponible.

¹⁷ La inflación mensual promedio de la muestra 1992:01–2006:06 es de 0.97 por ciento y su desviación estándar es de 1.05.

similares a la tasa de interés real anual *ex post* observada de 5.05 por ciento en promedio en la submuestra 1997:01–2006:06.¹⁸

En general, los resultados correspondientes a la submuestra 1997:01–2006:06 sugieren que la fracción θ de las empresas que mantienen sus precios fijos en cada periodo aumenta cuando se le compara con la muestra 1992:01–2006:06. En el caso de la especificación I, el parámetro θ aumenta de 0.83 a 0.89, lo que significa que el número promedio de periodos durante los que las empresas mantienen sus precios fijos aumentó de 2 a 3 trimestres. En el caso de la especificación II, este parámetro aumenta de 0.64 a 0.78, lo que significa que el número promedio de periodos durante los que los precios se mantienen sin modificaciones aumentó de 0.9 a 1.5 trimestres. Este resultado podría ser congruente con una historia del tipo costos de menú. En efecto, en un entorno de inflación más baja y estable, es más probable que las empresas absorban los pequeños choques que afectan sus costos y esperen hasta que la diferencia entre sus precios actuales y los deseados (óptimos) sea lo suficientemente grande como para compensar los costos en los que tienen que incurrir al cambiar sus precios.

Cuadro 5.1.
Versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips^{1/}

| 1992:01-2006:06 | β | θ | ω | λ | γ^b | γ^f |
|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Espec. I ^{2/} | 0.998*** (0.020) | 0.834*** (0.028) | 0.600*** (0.041) | 0.007** (0.002) | 0.418*** (0.018) | 0.581*** (0.017) |
| Espec. II ^{3/} | 0.995*** (0.144) | 0.643*** (0.098) | 0.888*** (0.033) | 0.009*** (0.005) | 0.581*** (0.018) | 0.419*** (0.018) |
| 1997:01-2006:06 | | | | | | |
| Espec. I ^{2/} | 0.994*** (0.010) | 0.892*** (0.022) | 0.129*** (0.035) | 0.010** (0.004) | 0.127*** (0.030) | 0.869*** (0.032) |
| Espec. II ^{3/} | 0.996*** (0.048) | 0.783*** (0.069) | 0.350** (0.171) | 0.027* (0.016) | 0.310*** (0.126) | 0.688*** (0.140) |

^{1/} ***, **, *, estadísticamente significativo al nivel de 1%, 5% y 10%, respectivamente. Desviaciones estándar entre paréntesis.

^{2/} Instrumentos: brecha del costo marginal: $t-2$ a $t-12$, inflación: $t-1$ a $t-12$ tasa de interés nominal: $t-1$ a $t-12$ y depreciación del tipo de cambio: $t-2$ a $t-10$. Valor p del estadístico $J = 0.998$.

^{3/} Instrumentos: inflación: $t-1$ a $t-6$, depreciación del tipo de cambio: $t-1$ a $t-5$, brecha del costo marginal: $t-1$ a $t-7$, tasa de interés nominal: $t-1$ a $t-6$ y cambio en la brecha del costo marginal: $t-1$ a $t-6$. Valor p del estadístico $J = 0.839$.

^{4/} Instrumentos: brecha del costo marginal, inflación, tasa de interés nominal, depreciación del tipo de cambio y cambio en la brecha del costo marginal: $t-2$ a $t-10$. Valor p del estadístico $J = 0.997$.

^{5/} Instrumentos: inflación, depreciación del tipo de cambio, brecha del costo marginal, tasa de interés nominal y cambio en la brecha del costo nominal: $t-3$ a $t-4$. Valor p del estadístico $J = 0.504$.

La desviación estándar y la significancia de los parámetros en forma reducida se calcularon mediante un procedimiento de Montecarlo.

¹⁸ Como ya se mencionó, la tasa de interés real *ex post* promedio en el periodo 1992:01–1996:06 fue de 4.96 por ciento. Este promedio es ligeramente inferior al promedio reportado para la submuestra 1997:01–2006:06 de 5.05 por ciento. Esto podría explicarse por el hecho de que durante los primeros meses de 1995, la inflación aumentó acusadamente y, en consecuencia, las tasas de interés reales *ex post* fueron negativas durante esos meses.

Otro cambio importante observado dentro de ambas especificaciones es el hecho de que la fracción de las empresas que utilizan una regla general retrospectiva (ω) se redujo en los últimos años. En el caso de la especificación I, el valor ω estimado se redujo de 0.600 a 0.129. En el caso de la especificación II, se redujo de 0.888 a 0.350.

Con respecto a los parámetros en forma reducida γ_b y γ_f , los resultados muestran cambios al paso del tiempo en el caso de ambas especificaciones. En general, la importancia relativa del componente retrospectivo disminuyó considerablemente. En el caso del periodo de muestra 1992:01–2006:06, las estimaciones correspondientes a γ_b sugieren valores de 0.42 y 0.58 para las especificaciones I y II, mientras que las estimaciones para el periodo de submuestra 1997:01–2006:06 sugirieron valores de 0.12 y 0.31, respectivamente. Las estimaciones correspondientes al componente prospectivo γ_b del periodo de muestra 1992:01–2006:06 sugieren valores de 0.58 y 0.42 para las especificaciones I y II, mientras que para la submuestra 1997:01–2006:06, sugieren valores de 0.87 y 0.68, respectivamente.

Por último, los resultados muestran que el parámetro λ es estadísticamente diferente de cero en el caso de ambas especificaciones, pero es mayor en el caso de la submuestra 1997:01–2006:06. Este aumento en la pendiente de la Curva de Phillips es congruente con el hecho de que la fracción de las empresas que utilizan una regla general retrospectiva para fijar sus precios (ω) disminuye; es decir, la relación entre los costos marginales reales y la inflación es más contundente. Sin embargo, el aumento en la fracción θ de las empresas que mantienen sus precios fijos en cada periodo en el caso de la submuestra 1997:01–2006:06 opera en dirección opuesta; es decir, reduce la pendiente de la Curva de Phillips. Dado lo anterior, el efecto combinado de los cambios en los parámetros ω y θ sugiere que el efecto del primero sobrecompensa el efecto del segundo. En consecuencia, la relación entre los costos marginales y la inflación es más contundente en el caso de la submuestra 1997:01–2006:06.

5 Conclusiones

En este trabajo se describe la dinámica a corto plazo de la inflación en la economía mexicana durante las últimas dos décadas y en el marco de la Nueva Curva de Phillips keynesiana. La evidencia sugiere que la dinámica a corto plazo de la inflación puede describirse bastante bien con este enfoque. En efecto, a pesar de ser una economía que en el pasado ha experimentado episodios de alta inflación, el marco analítico de la Nueva Curva de Phillips ofrece una buena caracterización de la inflación en México. En particular, la dinámica de la inflación a corto plazo se describe en función de tres parámetros estructurales clave: un factor subjetivo de descuento (β), la fracción de las empresas que no pueden modificar su precio en un periodo dado (θ) y la fracción de las empresas que utilizan una regla general retrospectiva para establecer sus precios (ω).

El marco analítico de la Nueva Curva de Phillips destaca la importancia de los costos marginales reales para describir la dinámica a corto plazo de la inflación. La evidencia presentada revela que a través de este marco es posible identificar (coeficiente de pendiente λ) una relación positiva entre la inflación y un indicador cíclico de la actividad económica; en este caso, la brecha del costo marginal real. Este resultado significa que los costos marginales contienen información pertinente para la explicación de la dinámica de la inflación. Por lo tanto, como ya se sabe, una mejor comprensión de los determinantes de los costos marginales debería ser parte importante de la agenda de investigación sobre la dinámica a corto plazo de la inflación.

Los resultados presentados en este trabajo muestran que la dinámica a corto plazo de la inflación en México puede describirse mejor mediante una versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips. Esta especificación incluye componentes retrospectivo (*backward-looking*) y prospectivo (*forward-looking*). Las pruebas sugieren que de 1992 a 2006, tanto el componente retrospectivo (γ_b) como el prospectivo (γ_f) son importantes para explicar la dinámica a corto plazo de la inflación. La importancia relativa del componente retrospectivo es de entre 0.4 y 0.6. Este resultado significa que, si bien las expectativas de inflación son un determinante importante de la inflación, la inflación rezagada (persistencia de la inflación) también desempeña un papel clave. Este resultado concuerda con la evidencia encontrada para el caso de los Estados Unidos, la Zona Euro, España, Canadá y Chile. Sin embargo, es importante destacar que, a pesar de que los resultados sobre los coeficientes en forma reducida sean similares a la evidencia proveniente de las economías antes mencionadas, existen diferencias importantes en cuanto a las características estructurales clave de las economías.

La evidencia correspondiente a los parámetros estructurales de la economía sugiere que el grado de rigidez de los precios (parámetro θ) se ubica entre 0.83 y 0.64 en el caso de los datos mensuales. En promedio, los precios se mantienen fijos durante aproximadamente 1 a 2 trimestres. Como ya se explicó, esta longitud es ligeramente más corta que en otras economías que han experimentado niveles más bajos de inflación. Los resultados del parámetro ω sugieren que la fracción de las empresas que utilizan la regla general retrospectiva para establecer sus precios se ubica entre 0.6 y 0.8. Como ya se mencionó, esta fracción es más grande de lo que se ha reportado para el caso de otras economías. Además, el hecho de que de 1992 a 2006 la dinámica de la inflación en México presenta un grado considerable de persistencia es acorde con el resultado de que una fracción importante de empresas utiliza una regla general retrospectiva para establecer sus precios.

La inflación en México ha experimentado un proceso de desinflación y ha estado convergiendo paulatinamente hacia un nivel bajo y estable en los últimos años. Para identificar si las características estructurales clave que subyacen en la dinámica de la inflación han cambiado recientemente, se utiliza el marco analítico de la Nueva Curva de Phillips para analizar la inflación en el caso de la submuestra que va de 1997 a 2006. Los

resultados sugieren que el número promedio de trimestres en los que los precios se mantienen fijos ha aumentado en los últimos años y que se ha reducido la fracción de las empresas que utilizan una regla general retrospectiva para establecer sus precios. Las estimaciones correspondientes a los coeficientes en forma reducida muestran un aumento (reducción) en la importancia relativa del componente prospectivo (retrospectivo) de la inflación y una relación más contundente entre los costos marginales y la inflación en el caso de la submuestra de 1997–2006. No obstante, estos resultados deben interpretarse sólo como preliminares, ya que el análisis se realizó para una muestra relativamente reducida (1997–2006).

Los resultados encontrados en este trabajo coinciden con varios hechos estilizados que se han documentado recientemente para la inflación en México. Por ejemplo, la reducción de la importancia relativa del componente retrospectivo de la inflación concuerda con la reducción de la persistencia de la inflación que ha sido documentada por Capistrán y Ramos Francia (2006a) y Noriega (2006). Del mismo modo, la fracción menor de las empresas que aplican una regla general retrospectiva para establecer sus precios es congruente con la conclusión de Capistrán y Ramos Francia (2006b), según la cual, a medida que disminuye la inflación, se mejora la credibilidad de la inflación en la meta inflacionaria.

Referencias

- Aucremanne, L. y E. Dhyne (2005), "Time-dependent vs. State-dependent pricing. A panel data approach to the determinants of Belgian Consumer Price Changes," European Central Bank, *Serie Documentos de Investigación*, No. 462.
- Bai, J. P. Perron (2003). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18(1), pp. 1-22.
- Calvo, G. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, Núm. 3, pp. 983-998.
- Campbell J. y R. Shiller (1987), "Cointegration and Tests of Present Value Models," *The Journal of Political Economy*, Vol. 95, Núm. 5, pp. 1062-1088.
- Capistrán, C. y M. Ramos-Francia (2006a), "Inflation Dynamics in Latin America," Banco de México, *Documento de Investigación*, No. 2006-11.
- Capistrán, C. y M. Ramos-Francia (2006b). "The Effects of Inflation Targeting on Inflation Expectations: Evidence from Latin America." Manuscrito, Banco de México.
- Céspedes, L., M. Ochoa y C. Soto (2005), "An Estimated New-Keynesian Phillips Curve for Chile," Central Bank of Chile, *Documento de Investigación*, Núm. 355.
- Dib, A., M. Gammoudi y K. Moran (2006), "Forecasting Canadian Time Series with the New-Keynesian Model," Bank of Canada, *Documento de Investigación*, Núm. 4.
- Fuhrer, J. C. y G. Moore (1995), "Inflation Persistency," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, Núm. 1, pp. 127-159.
- Fuhrer, J. C. and G. P. Olivei (2004), "Estimating Forward-Looking Euler Equations with GMM Estimators: An Optimal Instruments Approach," Federal Reserve Bank of Boston, *Documento de Investigación*, No.04-2.
- Galí, J. y J. D. López-Salido (2000), "A New Phillips Curve for Spain," Trabajo presentado en el seminario sobre Estudios Empíricos de Cambios Estructurales e Inflación, realizado en el BIS, Octubre, 2000.
- Galí, J. y M. Gertler (1999), "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics*, Núm. 44, pp. 195-222.
- Galí, J., M. Gertler y J. D. López-Salido (2001), "European Inflation Dynamics," *European Economic Review*, Vol. 45, Núm. 7, pp. 1237-1270.
- Gagnon, E, K. Hashmat (2001), "New Phillips Curve with Alternative Marginal Cost Measures for Canada, The United States and the Euro Area," Bank of Canada, *Documento de Investigación* Núm. 2001-25.

Hodrick, R.J. y E. C. Prescott, (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, Núm. 1, pp. 1-16.

Klenow, P. J. y O. Kryvtsov (2005), "State-dependent or time-dependent pricing: Does it Matter for Recent U.S. Inflation?", National Bureau of Economic Research, *Documento de Investigación*, No. 11043.

Matheson, T. (2006), "Phillips Curve Forecasting in a Small Open Economy," Reserve Bank of New Zealand, *Serie Documentos de Discusión*, Núm. 1.

Noriega, A. E. (2006), "A time series approach to testing for a change in inflation persistence: The Mexican experience", Manuscrito, Banco de México.

Orphanides, A. y S. van Norden (2005), "The reliability of inflation forecasts based on output gap estimates in real time," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 37, Núm. 3, pp. 583-560.

Ramos-Francia, M. y A. Torres (2005), "Reducing Inflation through Inflation Targeting: The Mexican Experience", en R. J. Langhammer y L. Vinhas de Souza (eds.), *Monetary Policy and Macroeconomic Stabilization in Latin America*, Springer-Verlag, Kiel Institute for World Economics, pp. 1-29.

Roldán, J. (2005), "Un Análisis de la Política Monetaria en México bajo el Esquema de Objetivos de Inflación," *Tesis de Licenciatura*, ITAM.

Rudebusch, G. y L. Svensson (1999), "Policy rules for inflation targeting," en Taylor, J. (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press.

Sbordone, A. M. (2002), "Prices and Unit labor Costs: A New Test of Price Stickiness," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, Núm. 2, pp. 265-292.

Vela, O. (2002), "El Resurgimiento de la Curva de Phillips y la Política Monetaria en México," *Tesis de Licenciatura*, ITAM.

Apéndice

Inflación fundamental: Versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips

La especificación de la versión híbrida de la Nueva Curva de Phillips, dada por las ecuaciones (3.7) a (3.9), constituye una ecuación en diferencias de segundo orden. La medida de la “inflación fundamental”, π^* , se define como la solución cerrada estándar de esta ecuación, dada por la siguiente expresión (Galí y Gertler, 1999; Galí, Gertler y López Salido, 2001):

$$\pi_t = \delta_1 \pi_{t-1} + \left(\frac{\lambda}{\delta_2 \gamma_f} \right) \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\delta_2} \right)^k E_t \{ mc_{t+k} \} \equiv \pi^* . \quad (\text{A.1})$$

donde $\delta_1 \leq 1$ y $\delta_2 \geq 1$ representan las raíces estable y no estable, respectivamente, que están definidas por:

$$\delta_1 = \frac{1 - \sqrt{1 - 4\gamma_b \gamma_f}}{2\gamma_f}, \quad \delta_2 = \frac{1 + \sqrt{1 - 4\gamma_b \gamma_f}}{2\gamma_f} . \quad (\text{A.2})$$

Como se puede apreciar en (A.1), la “inflación fundamental” está determinada por el flujo descontado de los costos marginales reales esperados a futuro, así como por la inflación rezagada, que surge de la presencia de empresas que cambian sus precios mediante una regla general retrospectiva. La medida de la “inflación fundamental” representa una herramienta útil para evaluar el grado al que las estimaciones de la expresión (3.7) a (3.9) son capaces de replicar la dinámica de la inflación. Sin embargo, dado que los costos marginales no son observables, π^* no puede calcularse directamente. Siguiendo la metodología de Campbell y Schiller (1987), es posible obtener una estimación de este término en (A.1), mediante un VAR.

Dejemos que $X_t = [mc_t, mc_{t-1}, \dots, mc_{t-q}, \pi_t, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-q}]'$ sea un vector de variables observables que representa un conjunto de información disponible para agentes privados en el momento t , definido para cualquier q finito. La expectativa condicional sobre X_t de la expresión (A.1) es:

$$\pi_t = \delta_1 \pi_{t-1} + \left(\frac{\lambda}{\delta_2 \gamma_f} \right) \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\delta_2} \right)^k E_2 \{ mc_{t+k} | X_t \} \equiv \pi^* . \quad (\text{A.3})$$

De acuerdo con Campbell y Schiller (1987), un VAR formado por las variables contenidas en X_t se puede representar de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} mc \\ \vdots \\ mc_{t-q+1} \\ \pi_t \\ \vdots \\ \pi_{t-q+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 & \cdots & \cdots & v_q & \zeta_1 & \cdots & \cdots & \zeta_q \\ 1 & & & & & & & \\ & \ddots & & & & & & \\ \varphi_1 & \cdots & \cdots & \varphi_q & \kappa_1 & \cdots & \cdots & \kappa_{1q} \\ & & & & 1 & & & \\ & & & & & \ddots & & \\ & & & & & & 1 & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} mc_{t-1} \\ \vdots \\ mc_{t-q} \\ \pi_{t-1} \\ \vdots \\ \pi_{t-q} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{t-1} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ v_{2t} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \quad (\text{A.4})$$

El sistema representado por (A.4) se puede expresar de forma compacta como:

$$X_t = AX_{t-1} + v_t. \quad (\text{A.5})$$

donde A es la matriz compañera de la representación del VAR (q) para X_t y v_t es un vector de perturbaciones de ruido blanco.

Por lo tanto, una estimación del flujo de costos marginales reales esperados a futuro se puede calcular suponiendo que los agentes utilicen la información disponible en el momento t para tomar sus decisiones. Esto es, suponiendo que las expectativas de los agentes estén aproximadas por el pronóstico condicional derivado del VAR (q).

A partir de (A.5), es posible obtener una expresión para $E_t\{mc_{t+k} | X_t\}$. Si $E\{X_{t+i} | H_t\}$ representa una proyección lineal bajo un conjunto de información dado por H_t , por consiguiente:

$$\begin{aligned} E\{X_{t+1} | H_t\} &= E\{AX_t + v_{t+1} | H_t\} = AX_t \\ E\{X_{t+2} | H_t\} &= E\{AX_{t+1} + v_{t+2} | H_t\} = A^2X_t \\ &\vdots \\ E\{X_{t+k} | H_t\} &= A^kX_t \end{aligned}$$

que, tras ser sustituido en (A.3), permite definir la “inflación fundamental” π^* , como:

$$\pi^* = \delta_1\pi_{t-1} + \left(\frac{\lambda}{\delta_2\gamma_f}\right) \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\delta_2}\right)^k h' A^k X_t \quad (\text{A.6})$$

donde h' es un vector de dimensión $2q$ con un 1 en su primera posición y ceros en las demás posiciones. Con la simplificación de la suma infinita en el lado derecho de la expresión (A.6), y con el supuesto de que A sea invertible, la “inflación fundamental” se puede expresar como:

$$\pi^* = \delta_1\pi_{t-1} + \left(\frac{\lambda}{\delta_2\gamma_f}\right) h' \left(\mathbf{I} - \left(\frac{1}{\delta_2}\right)^k h'A\right)^{-1} X_t \quad (\text{A.7})$$