

La curva de Phillips en México: ¿Existe una relación de largo plazo entre la inflación y la brecha del producto?

ALEJANDRO RODRÍGUEZ ARANA¹

- **Resumen:** Este trabajo estima una curva de Phillips para México, la cual surge de un esquema de fijación de precios donde se establecen relaciones clientelares entre compradores y vendedores (Rotemberg (1982)). La estimación anual entre 1969 y 2008 muestra que existe una relación de largo plazo donde la inflación depende positivamente del salario real, el tipo de cambio real y la brecha del producto. Sin embargo, se necesitarían fuertes aumentos permanentes de inflación para apenas lograr una pequeña mejora en las otras variables.
- **Abstract:** This paper estimates a Phillips curve for Mexico, which emerges from a price setting scheme where buyers and sellers establish a long run relationship (Rotemberg (1982)). The annual estimation between 1969 and 2008 shows a long run relation where inflation depends positively upon the real wage, the real exchange rate and the output gap. Results show that there should be high permanent increases in inflation to barely obtain small improvements in the other variables, nonetheless.
- **Palabras clave:** inflación, curva de Phillips, brecha del producto.
- **Classification JEL:** E31, E32, E37.

■ Recepción: 31/03/2011

Aceptación: 27/09/2011

■ *Introducción*

La curva de Phillips es una función -a menudo identificada con la oferta agregada (Romer (2000))- donde la inflación se relaciona negativamente con la tasa de desempleo o positivamente con la brecha del producto. A principios de los años sesenta, diversos economistas (Samuelson y Solow (1960)) pensaban que era posible incrementar la inflación para reducir el desempleo, o viceversa, por largos períodos de tiempo. En años posteriores, Phelps (1967) y Friedman (1968) señalaron que la sustitución (trade off) entre inflación y desempleo sólo podía ocurrir en corto plazo. En largo plazo, una

¹ Universidad Iberoamericana, Plantel ciudad de México.
Agradezco los comentarios de los dictaminadores anónimos.

política monetaria que quisiera incrementar la inflación para reducir el desempleo, y/o aumentar el producto, terminaría logrando sólo aumentar la inflación.

En la actualidad, la mayoría de los economistas suscribe la proposición de Friedman y Phelps ya señalada, la cual se conoce como la hipótesis de la tasa natural de desempleo. Sin embargo, los estudios teóricos más conocidos sobre la curva de Phillips, como el de Calvo (1983) y el de Rotemberg (1982), indican que solamente en casos particulares habría una tasa natural de desempleo. En general, la curva de Phillips muestra una relación de largo plazo negativa entre la inflación y la tasa de desempleo y/o positiva entre la inflación y la brecha del producto. Esta posición ha sido respaldada por otros trabajos teóricos, como el de Helpman y Leiderman (1990), Akerlof, Dickens y Perry (2000) y Devereux y Yetman (2002), y teórico-empíricos como el de Graham y Snower (2002), Karanassou et al (2003) y Shreiber y Wolters (2007), entre otros.

La principal pregunta de este trabajo es si la curva de Phillips en México muestra una relación positiva de largo plazo entre la inflación y la brecha del producto. Para contestarla estimamos dicha función para México utilizando un modelo teórico que surge principalmente de los argumentos de Rotemberg (1982).

El trabajo se divide en cuatro secciones. La primera es esta introducción; la segunda plantea un modelo teórico de fijación de precios por parte de los empresarios. De este modelo se deriva una curva de Phillips que se puede estimar con datos para México. La tercera sección lleva a cabo la estimación basándose en el modelo teórico de la sección II; la cuarta sección concluye. El apéndice muestra una estimación de la curva de Phillips a través de un mecanismo de corrección de error, el cual llega a conclusiones similares a las estimaciones del modelo teórico.

■ *Un modelo de fijación de precios por parte de los empresarios*

El esquema teórico propuesto es una versión modificada principalmente del modelo de Rotemberg (1982), pero utiliza algunos supuestos del modelo de Calvo (1983). La razón de usar un modelo más del tipo de Rotemberg (1982) y no directamente alguna versión del modelo de Calvo (1983), como en otros casos,² es, primero, la flexibilidad que muestra la curva de Phillips que surge del esquema aquí propuesto. En segundo lugar, otro factor es que el modelo tradicional de Calvo (1983) supone que la probabilidad de que ocurran cambios en los precios individuales es independiente de la inflación. Sin embargo, en épocas de alta inflación la probabilidad del cambio en precios aumenta en forma considerable (ver por ejemplo Devereux y Yetman (2002)). Como este trabajo analiza un período muy largo para México, en el cual hay una etapa de alta inflación, una derivación del modelo tradicional de Calvo (1983) tal vez no sería la mejor opción para llevar a cabo el análisis.

De acuerdo a Rotemberg (1982), en ambientes no totalmente competitivos surgen relaciones clientelares entre compradores y vendedores. Estas relaciones implican que

² Ver, por ejemplo, Ramos Francia y Torres (2008) para el caso de México y, para otros países, Galí y Gertler (1999), entre otros muchos.

el objetivo de los empresarios no es sólo maximizar beneficios en la forma tradicional, sino también mantener esas relaciones clientelares a lo largo del tiempo. Los compradores estarán más satisfechos con el empresario cuando éste incremente sus precios menos que lo esperado o, de hecho, cuanto menos se incrementen dichos precios.

Todos los casos aquí analizados suponen poder monopólico de los empresarios y, por tanto, asumen que el margen de ganancia es suficientemente elevado para que el precio sea siempre superior al costo marginal.

Los empresarios fijan precios y enfrentan una función intertemporal de costos de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 CT_i &= \gamma_0(P_{it} - P_{it}^*)^2 + \gamma_1(P_{it} - P_{it-1})^2 + \gamma_2(P_{it} - P_{it-1} - \pi_t^*)^2 + 2\gamma_3 \\
 (1) \quad &(P_{it} - P_{it-1} - \pi_t^*) + \beta(\gamma_0(E_t P_{it+1} - E_t P_{it+1}^*)^2 + \gamma_1(E_t P_{it+1} - P_{it})^2 + \gamma_2 \\
 &(E_t P_{it+1} - P_{it} - \pi_{t+1}^*)^2 + 2\gamma_3(E_t P_{it+1} - P_{it} - \pi_{t+1}^*)) + \sum_{j=2}^{\infty} \beta^j [\gamma_0(E_t P_{it+j} - E_t P_{it+j}^*)^2 \\
 &+ \gamma_1(E_t P_{it+j} - E_t P_{it+j-1})^2 + \gamma_2(E_t P_{it+j} - E_t P_{it+j-1} - \pi_{t+j}^*)^2 + 2\gamma_3(E_t P_{it+j} - E_t P_{it+j-1} - \pi_{t+j}^*)] \\
 (2) \quad &\pi_{it+j} = P_{it+j} - P_{it+j-1}
 \end{aligned}$$

Donde CT_i es el costo total que enfrenta la empresa i . P_{it+j} es el logaritmo del precio que fija la empresa i en el período $t+j$; P_{it+j}^* es el logaritmo del precio que fijaría la empresa i si no hubiera relaciones clientelares. π_{it+j} es el cambio porcentual de precio de la empresa i en el período $t+j$; π^* es una inflación general de referencia (core inflation). $E_t X_{t+j}$ es el valor esperado en el período t de las variables X en cuestión. El parámetro β es un factor de descuento entre cero y uno. Los costos futuros de la empresa le importan al empresario pero, en general, menos que los costos contemporáneos.

El costo contemporáneo de la empresa es:

$$\begin{aligned}
 CT_{it} &= \gamma_0(P_{it} - P_{it}^*)^2 + \gamma_1(P_{it} - P_{it-1})^2 + \gamma_2(P_{it} - P_{it-1} - \pi_t^*)^2 \\
 (3) \quad &+ 2\gamma_3(P_{it} - P_{it-1} - \pi_t^*)
 \end{aligned}$$

La empresa enfrenta un costo positivo por no establecer el precio que prevalecería en caso de no existir relaciones clientelares ($\gamma_0(P_{it} - P_{it}^*)^2$). P_{it}^* es un margen constante sobre el logaritmo del costo marginal de la empresa, al cual le llamaremos un indicador del costo marginal. Dicho indicador es mayor que el costo marginal por el poder monopólico que tiene la empresa.

Este supuesto constituye una de las dos principales modificaciones del modelo aquí presentado en relación con el modelo original de Rotemberg (1982) y presenta una gran semejanza con el modelo de Calvo (1983), especialmente en la versión de Galí y Gert-

ler (1999). La razón de utilizar este supuesto del modelo general de Calvo es que la curva de Phillips contenga exclusivamente factores de oferta agregada y no de demanda.

En su versión original, Rotemberg (1982) supone una maximización de beneficios intertemporales con un costo cuadrático incluido por incrementar precios per se. Dicho modelo supone una demanda relativa del producto que vende la empresa i . En la versión aquí presentada, el precio óptimo de la empresa es un margen sobre el costo marginal de esa determinada empresa (Galí y Gertler (1999)).

Los resultados generales de utilizar el supuesto de Galí y Gertler (1999) son, de cualquier modo, muy similares a los del modelo original de Rotemberg y de las versiones también analizadas por Lombardo y Vestin (2007) y Dajamanovic y Nolan (2010).

Sin embargo, la empresa también enfrenta dos costos de reputación con sus clientes:

El primero es el que señala Rotemberg (1982). Si la empresa incrementa precios, los clientes la cuestionan. Este costo cuadrático $\gamma_1(p_{it}-p_{it-1})^2$ puede establecerse de esta forma en un ambiente donde siempre hay inflación, porque en ese caso el precio del período t es siempre superior al precio del período anterior (Rotemberg (1982)). En situaciones donde la inflación promedio es cero, el costo cuadrático implicaría que hay un costo de reputación para la empresa por fijar un precio hoy por debajo del precio del pasado, lo cual no tiene sentido desde el punto de vista económico.

El otro costo de reputación ($\gamma_2(\pi_{it}-\pi^*)^2+2\gamma_3(\pi_{it}-\pi^*)$) es el de incrementar precios por arriba de una inflación de referencia (π^*), la cual puede ser, por ejemplo, la inflación esperada general. En este caso hay que agregar un componente lineal que indica que cuando la empresa incrementa precios por debajo de la inflación de referencia, el costo total disminuye. Para que esto suceda γ_3 tiene que ser suficientemente grande, de modo que, en el dominio relevante para la inflación, cambios en los cuales el incremento de precios de la empresa está por debajo de la inflación de referencia propician una reducción del costo total de reputación para la empresa.

Este costo de reputación ($\gamma_2(\pi_{it}-\pi^*)^2+2\gamma_3(\pi_{it}-\pi^*)$) no es considerado por Rotemberg (1982) y constituye la segunda modificación importante de este modelo con respecto al original. La razón de incluir este supuesto es que aparentemente el nuevo costo propuesto tiene más sentido económico que el costo $\gamma_1(p_{it}-p_{it-1})^2$ que sí considera Rotemberg (1982). Si los clientes esperan una inflación general de cierto nivel, se molestarán con el empresario que suba los precios por arriba de esa inflación más que con el empresario que suba los precios per se (ver McCallum (1989 p. 214) para una discusión sobre este problema).

Como ya se ha mencionado, el precio que fijaría el empresario en ausencia de relaciones clientelares está en función directa del costo marginal de la empresa (ver Galí y Gertler (1999)), el cual se relaciona directamente con los precios de los factores y con el exceso de demanda de la empresa. En una economía abierta, un importante costo de producción es el de los bienes intermedios importados. De esta forma, el precio que se fijaría en caso de no haber relaciones clientelares sería

$$(4) \quad P_{it}^* = \alpha_{oi} + \alpha w_t + (1 - \alpha)(e_t + P_{ust}) + \phi y_{it} + \varepsilon_t$$

Donde w es el logaritmo del salario nominal; e es el logaritmo del tipo de cambio nominal; P_{us} es el logaritmo del precio de los bienes importados en moneda extranjera; y_i es el exceso de demanda que enfrenta la empresa i ; a_0 es una constante; ε es un error aleatorio distribuido normalmente con media cero y varianza constante, el cual indica que la productividad y/o el margen sobre los costos son aleatorios.

En el período t la empresa minimiza el costo total (1) con respecto al precio contemporáneo, lo que da por resultado:

$$(5) \quad P_{it} = J(\gamma_0 P_{it}^* + \gamma_1 P_{it-1} + \gamma_2 (P_{it-1} + \pi_t^*) + \gamma_1 \beta E_t P_{it+1} + \gamma_2 \beta (E_t P_{it+1} - \pi_{it+1}^*) - \gamma_3 (1 - \beta))$$

$$(6) \quad J = \frac{1}{\gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_1 \beta + \gamma_2 + \beta}$$

El precio es un promedio ponderado del indicador del costo marginal y de otros precios presentes y futuros, al cual se le resta un factor $\gamma_3(1-\beta)$. Este factor es positivo a menos que los empresarios le den el mismo peso al presente que al futuro, en cuyo caso $\beta=1$.

Restando P_{it-1} de ambos lados de la ecuación (5), re-arreglando términos y suponiendo que todas las empresas hacen el mismo ejercicio (simetría), se obtiene: después de un proceso de álgebra tediosa:

$$(7) \quad \pi_t = \frac{1}{\gamma_1 + \gamma_2} (\gamma_0 (P_t^* - P_t) + \gamma_2 \pi_t^* + \gamma_1 \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma_2 \beta (E_t \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) - \gamma_3 (1 - \beta))$$

La ecuación (7) es la curva de Phillips para la economía, en la cual la inflación presente depende positivamente del indicador del costo marginal real ($P_t^* - P_t$), de la inflación de referencia del período t (π_t^*), del valor esperado de la inflación futura ($E_t \pi_{t+1}$) y de la diferencia- si la hay- entre este valor esperado y la inflación de referencia del futuro (π_{t+1}^*). En la mayor parte de los casos ($\beta < 1$), la inflación depende negativamente de la preocupación de los empresarios por aumentar precios por arriba de la inflación de referencia ($\gamma_3(1-\beta)$).

La suma de los coeficientes de los elementos del lado derecho de la ecuación que están relacionados con inflaciones futuras, o de referencia, es $(\gamma_1 + \gamma_2 \beta) / (\gamma_1 + \gamma_2)$. Este valor es menor o igual a uno. Sería 1 sólo cuando β , el factor de descuento del futuro, sea igual a la unidad. Este resultado sugiere que cuando la inflación de la economía es constante e igual, sus valores referenciales y esperados ($\pi_t = \pi_t^* = E_t \pi_{t+1} = \pi_{t+1}^*$), puede existir una relación positiva de largo plazo entre la inflación de largo plazo y el costo marginal real de la economía.

Siguiendo con lo anterior, como el costo marginal real se compone del salario real, el tipo de cambio real y el exceso de demanda, podría haber una relación positiva de

largo plazo donde un mayor salario real, tipo de cambio real o producción por arriba de su tendencia histórica, puedan obtenerse con una mayor inflación. Este resultado también se obtiene en la versión del modelo de Calvo y de Galí y Gertler (1999) y en las versiones analizadas por Lombardo y Vestin (2007) y Dajamanovic y Nolan (2010).

Para la curva de Phillips (7) analizaremos tres casos relevantes. En los tres las inflaciones de referencia serán las expectativas de inflación formadas en el período inmediatamente anterior, esto implica que:

$$(8) \quad E_{t+j-1}\pi_{t+j} = \pi_{t+j}^*$$

En el primer caso suponemos perfecta visión del futuro, de manera que:

$$(9) \quad E_{t+j-1}\pi_{t+j} = \pi_{t+j}^* = \pi_{t+j}$$

El resultado para la curva de Phillips es:

$$(10) \quad \pi_t = \frac{\gamma_0}{\gamma_1}(P_t^* - P_t) + \beta\pi_{t+1} - \frac{\gamma_3(1 - \beta)}{\gamma_1}$$

Que es un tipo de nueva curva de Phillips muy similar a la original de Rotemberg (1982) y equivalente a la obtenida por Calvo (1983) y Galí y Gertler (1999). El cambio principal es que, en el caso aquí analizado, la preocupación de incrementar los precios de las empresas por arriba de la inflación general propicia, ceteris paribus, una inflación menor que en el caso analizado por los autores mencionados.

El segundo caso es el de expectativas adaptativas, las cuales se especifican como:

$$(11) \quad E_{t-1}\pi_t = \lambda \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \lambda)^i \pi_{t-1-i}$$

$$(12) \quad E_t\pi_{t+1} = \lambda \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \lambda)^i \pi_{t-i}$$

Donde λ es un parámetro que está entre cero y uno.

Sustituyendo las ecuaciones (11) y (12) en (7), utilizando el supuesto (9) y llevando a cabo un proceso algebraico tedioso se llega a que la curva de Phillips en este caso es:

$$(13) \quad \pi_t = \frac{1}{\gamma_2 + \gamma_1(1 - \lambda\beta)} [\gamma_0(P_t^* - P_t) - \gamma_3(1 - \beta) + (\gamma_2\lambda + \gamma_1\beta\lambda(1 - \lambda)) (\sum_{i=1}^{\infty} (1 - \lambda)^{i-1} \pi_{t-i})]$$

La inflación depende positivamente del indicador del costo marginal real ($P_t^*-P_t$), negativamente de la preocupación de los empresarios por incrementar sus precios por arriba de la inflación general y de los rezagos de la inflación, los cuales decaen en forma geométrica conforme pasa el tiempo.

El tercer caso es un híbrido entre los dos primeros. El supuesto aquí será que algunos agentes tienen expectativas racionales, en su modalidad extrema de perfecta visión del futuro, mientras otros tienen expectativas adaptativas.³ De manera que:

$$(14) \quad E_{t-1}\pi_t = \alpha\pi_t + (1-\alpha)\lambda\sum_{i=0}^{\infty}(1-\lambda)^{i-1}\pi_{t-1-i}$$

$$(15) \quad E_t\pi_{t+1} = \alpha\pi_{t+1} + (1-\alpha)\lambda\sum_{i=0}^{\infty}(1-\lambda)^i\pi_{t-i}$$

Donde α es a la proporción de agentes que tienen perfecta visión del futuro y $(1-\alpha)$ es la proporción de agentes que tienen expectativas adaptativas.

Sustituyendo (14) y (15) en (7), utilizando (9) y re-arreglando términos se obtiene:

$$(16) \quad \pi_t = \frac{1}{\gamma_2(1-\alpha) + \gamma_1(1-(1-\alpha)\lambda\beta)} \left[\gamma_0(P_t^* - P_t) - \gamma_3(1-\beta) \right. \\ \left. + (\gamma_2(1-\alpha)\lambda + \gamma_1\beta(1-\alpha)\lambda(1-\lambda)) \left(\sum_{i=1}^{\infty} (1-\lambda)^{i-1} \pi_{t-i} \right) + \alpha\gamma_1\beta\pi_{t+1} \right]$$

(16) es una curva de Phillips híbrida, donde la inflación actual depende del indicador de costo marginal real ($P_t^* - P_t$), de la inflación futura y de los rezagos de inflación que decaen en forma geométrica.

La forma funcional de la curva de Phillips general de este modelo en la ecuación (7) presenta una gran flexibilidad, generalmente mayor que las que surgen de otros esquemas teóricos:

En el modelo original de Rotemberg (1982) y en los modelos del tipo de Calvo (1983), como en la versión original escrita por el mismo Calvo y los de Rotemberg y Woodford (1997) y Galí y Gertler (1999), si el factor de descuento β es menor a la unidad, la curva de Phillips de largo plazo entre la inflación y el costo marginal real tendrá una relación positiva (Devereux y Yetman (2002)). En el modelo aquí presentado aun con $\beta < 1$ puede haber una curva de Phillips vertical.

Como ya se ha mencionado, el factor γ_1 , que representa la preocupación de los empresarios por incrementar precios per se del modelo original de Rotemberg (1982), es discutible. Parece más importante el factor γ_2 , que representa la preocupación de los empresarios por incrementar precios por arriba de la inflación de referencia —un término no considerado por Rotemberg (1982). En el modelo aquí descrito, si $\gamma_1=0$, $\gamma_2>0$ y $\beta < 1$, no habrá una relación de largo plazo entre la inflación y el costo marginal real (ver ecuación (7)); en ese caso, la suma de los coeficientes de las variables relacionadas con la inflación en el lado derecho de la ecuación sería 1).

³ Para que siga existiendo simetría entre las distintas empresas se necesita suponer que las decisiones de precios de cada empresa se toman por votación de un conjunto de personas, donde una proporción α de esas personas tienen expectativas racionales o perfecta visión del futuro y otra proporción $(1-\alpha)$ tienen expectativas adaptativas.

Christiano, Eichenbaum y Evans (2001) trabajan una versión moderna del modelo de Calvo, cuya principal ventaja es que deriva una curva de Phillips híbrida (que depende de la inflación pasada y de la futura). En esta nueva versión, el hecho de que β sea menor a uno tampoco impide que se genere una curva de Phillips vertical de largo plazo. El problema es que la versión de estos autores no puede obtener lo contrario: una curva de Phillips que dependa positivamente del costo marginal real en el largo plazo.

La versión modificada del modelo de Rotemberg (1982) aquí presentada puede obtener una curva de Phillips de largo plazo vertical, o con pendiente positiva, si $\beta < 1$, y vertical siempre en largo plazo-como en todos los demás modelos -si $\beta = 1$ (ver ecuación (7)). Esto posiblemente le dé más flexibilidad que los modelos tradicionales del tipo de Calvo, donde si $\beta < 1$ no puede haber curva de Phillips vertical. También parece tener más flexibilidad que la función obtenida en el modelo de Christiano, Eichenbaum y Evans (2001), el cual no necesita que $\beta = 1$ para obtener una curva de Phillips de largo plazo vertical, pero no puede obtener una curva de Phillips de largo plazo con pendiente positiva.

■ *Estimación de la curva de Phillips en México*

Hay relativamente pocos trabajos que estiman la curva de Phillips para México. La gran mayoría tiene menos de diez años. El Cuadro 1 presenta un resumen de los estudios sobre el tema más representativos:

Cuadro 1
Resumen de diversos trabajos sobre la curva de Phillips en México

| | Periodicidad de la estimación | Factores explicativos de la inflación en la curva de Phillips | Resultados de largo plazo |
|-------------------------------|-------------------------------|--|---|
| Turner y Benavides (2001) | Trimestral de 1980 a 1999 | Inflación esperada, brecha del producto | A priori se supone que no hay relación de largo plazo entre inflación y brecha del producto |
| Bailliu et al. (2003) | Trimestral de 1981 a 2001 | Rezagos de inflación, rezagos del crecimiento de precios internacionales, brecha del producto | Aparentemente no hay relación de largo plazo entre inflación y brecha del producto |
| Laguna Reyes (2007) | Trimestral de 1980 a 2005 | Inflación rezagada, crecimiento de los precios internacionales, brecha del producto | No hay relación de largo plazo entre inflación y brecha del producto |
| Ramos Francia y Torres (2008) | Mensual de 1992 a 2006 | Inflación adelantada y costos unitarios de mano de obra; inflación atrasada, inflación adelantada y costos unitarios de mano de obra | No hay relación de largo plazo entre inflación y brecha del producto |
| Cortez e Islas Camargo (2009) | Trimestral de 1987 a 2004 | Diversos modelos con rezagos de inflación, brecha del desempleo y variables de política monetaria | En algunos casos hay aparentemente una relación de largo plazo entre la brecha del desempleo y la inflación |

| | Periodicidad de la estimación | Factores explicativos de la inflación en la curva de Phillips | Resultados de largo plazo |
|---------------------------|-------------------------------|--|--|
| Agenor y Bayraktar (2010) | Trimestral de 1987 a 2004 | Rezagos y adelantos de inflación, rezagos de brecha del producto | En algunos casos, la ecuación de Phillips no relaciona a la inflación con la brecha del producto ni en corto plazo |

El cuadro muestra la periodicidad del estudio, los factores explicativos de la inflación en la curva de Phillips y los resultados de largo plazo de las estimaciones correspondientes.

Todos los estudios realizados sobre la curva de Phillips en México muestran resultados de interés. Sin embargo, podrían estar omitiendo variables. El artículo de Turner y Benavides (2001) no incluye ni el comportamiento del salario real ni el del tipo de cambio real en la curva de Phillips. Los artículos de Bailliu et al (2003), de Laguna Reyes (2007) y de Cortez e Islas Camargo (2009) incluyen la influencia del tipo de cambio real pero no directamente la del salario real, lo que implicaría que esta variable siempre se relaciona con la inflación de una cierta manera. No obstante, en épocas como la de los pactos de estabilización la forma de especificar salarios cambió. Si no se toma en cuenta este cambio de comportamiento, los resultados pueden estar sesgados.

Por su parte, el trabajo de Ramos Francia y Torres (2008) modela el mercado de trabajo pero parece omitir la influencia del tipo de cambio real. Finalmente, la estimación de Agenor y Bayraktar (2010) deja de lado tanto el mercado de trabajo como la influencia del tipo de cambio real.

La mayoría de los estudios descritos encuentran que no hay relación de largo plazo entre la inflación y la brecha del producto o la brecha de desempleo. Sin embargo, varios de los modelos teóricos utilizados hacen este supuesto a priori: tal es el caso de los modelos de Turner y Benavides (2001), Laguna Reyes (2007) y algunos de los modelos estimados por Cortez e Islas Camargo (2009). Asimismo, el reciente artículo de Agenor y Bayraktar (2010) no parece encontrar una relación siquiera de corto plazo entre la inflación y la brecha del producto, lo que implicaría un caso extremo, donde la curva de Phillips en el largo plazo es horizontal en todo momento.⁴

El trabajo de Mendoza (2003) analiza una relación de largo plazo diferente para el caso de México, la cual ocurre entre la volatilidad de la inflación y la volatilidad del producto. Este autor encuentra que no existe una relación de largo plazo donde la mayor volatilidad de la inflación se vea compensada con una menor variabilidad del crecimiento del producto. En todo caso podría haber una relación positiva entre estas variables en México.

La pretensión de este trabajo es estimar una curva de Phillips, la cual se especifica como una forma estructural que se puede hacer equivalente a una ecuación de oferta

⁴ En el plano donde la inflación está en el eje vertical y la brecha del producto en el eje horizontal.

agregada, como en los modelos de Calvo (1983) y sus derivaciones,⁵ Romer (2000) y muchos otros, entre ellos la parte teórica de este artículo.⁶

Para llevar a cabo lo anterior se estiman diversas versiones obtenidas en el modelo teórico de la sección anterior. La estimación se lleva a cabo de manera anual de 1969 a 2008. Una ventaja es tomar información de los años setenta, algo que no se ha hecho en otros trabajos, sobre la curva de Phillips en México.

Utilizando la ecuación (4) de indicador de costo marginal nominal y suponiendo un equilibrio simétrico para n empresas finitas, el indicador de costo marginal real puede definirse como:

$$(17) \quad P_t^* - P_t = a_0 + a_1(w_t - P_t) + (1 - a_1)(e_t + P_{ust} - P_t) + \frac{a_2}{n}y_t + e_t$$

Donde $w-P$ es el logaritmo del salario real y $e_t+P_{ust}-P_t$ es el logaritmo del tipo de cambio real. n es el número de empresas de la economía y la variable “ y ” es el exceso de demanda de la economía.

Sustituyendo esta ecuación en (10) se obtiene la forma a estimar para el modelo con expectativas racionales o perfecta visión del futuro

$$(18) \quad \pi_t = A_0 + A_1w_{rt} + A_2e_{rt} + A_3y_t + A_4\pi_{t+1} + v_t$$

Donde w_r es el logaritmo del salario real $w-P$; e_r es el logaritmo del tipo de cambio real $e+P_{us}-P$ y v es un error aleatorio que surge del hecho de que el indicador del costo marginal real es estocástico.

Para el caso de expectativas adaptativas hay una fuerte limitación de información, de modo que el término de sumatoria infinita de inflación de las ecuaciones (13) y (16) se sustituye por una aproximación con cuatro rezagos. Así:

$$(19) \quad \sum_{i=1}^{\infty} (1 - \lambda)^{i-1} \pi_{t-i} \approx \sum_{i=1}^4 (1 - \lambda)^{i-1} \pi_{t-i}$$

Esta aproximación no es de consecuencias graves si λ tiene un valor relativamente elevado.

Sustituyendo (17) y (19) en (13) y re-arreglando términos se llega a la forma para estimar:

$$(20) \quad \pi_t = B_0 + B_1w_{rt} + B_2e_{rt} + B_3y_t + B_4\pi_{t-1} + B_4B_5\pi_{t-2} + B_4B_5^2\pi_{t-3} + B_4B_5^3\pi_{t-4} + h_t$$

Donde B_5 es un estimador del valor $(1-\lambda)$, de modo que el coeficiente de expectativas adaptativas puede estimarse en forma econométrica. h es un error aleatorio también relacionado con e en (17).

⁵ Rotemberg y Woodford (1997), Galí y Gertler (1999), Christiano, Eichenbaum y Evans (2001).

⁶ McCallum y Nelson (1999)

El caso de la ecuación (20) suponiendo a priori $\lambda=1$ obtiene la forma para estimar:

$$(21) \quad \pi_t = J_0 + J_1 w_{rt} + J_2 e_{rt} + J_3 y_t + J_4 \pi_{t-1} + f_t$$

Que es una curva de Phillips aumentada donde la inflación del lado derecho de la ecuación es la inflación del período anterior. A esta función se le conoce como la antigua curva de Phillips (ver, por ejemplo, Fuhrer (1995), Gordon (1997)).

En lo que se refiere a la versión híbrida de la curva de Phillips, la sustitución de (17) y (19) en (16) da por resultado:

$$(22) \quad \begin{aligned} \pi_t = & H_0 + H_1 w_{rt} + H_2 e_{rt} + H_3 y_t + H_4 \pi_{t-1} + H_4 H_5 \pi_{t-2} \\ & + H_4 H_5^2 \pi_{t-3} + H_4 H_5^3 \pi_{t-4} + H_6 \pi_{t+1} + j_t \end{aligned}$$

Nuevamente aquí H_5 es un estimador de $(1-\lambda)$.

Una versión restringida de (22) es una en la cual se supone a prior $\lambda=1$, con lo cual queda un modelo híbrido donde la inflación atrasada un período y adelantada un período entran en la ecuación. Este tipo de modelo híbrido ha sido estimado por Galí y Gertler (1999) y, para México, por Ramos Francia y Torres (2008). La ecuación correspondiente a este modelo sería:

$$(23) \quad \pi_t = H_0 + H_1 w_{rt} + H_2 e_{rt} + H_3 y_t + H_4 \pi_{t-1} + H_6 \pi_{t+1} + j_t$$

La estimación de las ecuaciones (18) (curva de Phillips con expectativas racionales o perfecta visión del futuro-nueva curva de Phillips), (20) (curva de Phillips con expectativas adaptativas); (21) (antigua curva de Phillips), (22) (curva híbrida completa de Phillips) y (23) (curva híbrida simple o restringida) se lleva a cabo mediante el método generalizado de momentos (MGM).

En teoría debería estimarse primero la curva híbrida completa de Phillips, que es la que contiene a todas las demás y, después, con base en los resultados, estimar una curva más específica. Sin embargo, como lo muestra el Cuadro 2, la estimación de la función completa no es del todo satisfactoria, lo que puede deberse a un problema de multicolinealidad entre tantos factores explicativos relacionados con la inflación.

Las estimaciones deben llevarse a cabo con variables instrumentales porque pueden surgir problemas de endogeneidad de hacerlo con un método como mínimos cuadrados ordinarios (MCO). En la realidad es muy factible que el error de la curva de Phillips esté correlacionado con las variables explicativas. Esto se debe a que la función que se está estimando no es una forma reducida, sino una forma estructural. Diversas pruebas de Hausman sobre la ecuación completa (22) muestran que el tipo de cambio real y la inflación adelantada son variables correlacionadas con el error.⁷

⁷ Sorpresivamente, la prueba de Hausman rechaza que haya correlación entre el error y el salario real y la brecha del producto.

La inflación se define como el cambio porcentual del índice de precios al consumidor publicado por el Banco de México desde 1969; el salario se aproxima por el índice de remuneraciones medias por persona ocupada en la industria manufacturera, información que comienza en 1968 y termina en 2008 y también publicada por el Banco de México; el tipo de cambio nominal es el que reporta Banco de México para el pago de obligaciones externas (pesos mexicanos por dólares de Estados Unidos); el índice de precios externos se aproxima por el índice de precios al consumidor de Estados Unidos publicado por el Bureau of Labor Statistics; la brecha del producto se construye de restar el logaritmo del PIB de México, publicado por la base de datos del World Economic Outlook del Fondo Monetario Internacional (FMI), del logaritmo del PIB de tendencia, el cual se obtiene de aplicar el filtro de Hodrick-Prescott a la serie del PIB publicada por el FMI.⁸

La brecha del producto idealmente mide la diferencia entre los logaritmos del PIB actual y del PIB potencial. Este último concepto sería aquella producción que surge de elementos puramente estructurales, como la productividad, la situación de competencia del país o el poder de los sindicatos. Como desafortunadamente no hay datos concretos sobre estas variables, se utilizan diferentes aproximaciones para medir ese PIB potencial. Una es la serie de tendencia que surge del filtro de Hodrick-Prescott, otra posibilidad sería aproximar esa serie por una regresión del PIB con respecto al tiempo. Una más sería poner al logaritmo del PIB directamente como regresor y aproximar las variables estructurales por diferentes tipos de tendencias y/o variables dummy que pueden entrar directamente en la regresión.

En este trabajo se reportan las regresiones que se corrieron obteniendo el PIB potencial a través del filtro de Hodrick-Prescott. Sin embargo, se llevaron a cabo regresiones con los otros dos conceptos señalados en el párrafo anterior. Los resultados no variaron demasiado y las conclusiones de utilizar esas otras medidas fueron muy similares a las que se reportan a continuación.

Conviene señalar que el último dato publicado del índice de remuneraciones medias de la industria manufacturera es en diciembre de 2008, por lo que, en sentido estricto, no es posible actualizar esa serie después de esa fecha. Eso implica que es la carencia de información la que limita que podamos tener una estimación con más datos (ver Cuadro 2)

De las estimaciones destacan los siguientes puntos:

- La antigua curva de Phillips y la versión con expectativas adaptativas muestran una estimación más parsimoniosa que las otras versiones. Son estimaciones más robustas por dos razones: una porque requieren pocos instrumentos para ofrecer resultados satisfactorios; la otra porque aunque se amplíe el número de instrumentos siguen mostrando resultados similares (esto no se muestra en el Cuadro 2).

⁸ Se utilizó la serie del FMI porque esta institución tiene una serie consistente entre 1980 y 2008, mientras que por los cambios de metodología, el INEGI no presenta una serie consistente del PIB en ese período. Para completar la serie desde 1969 se utilizaron los crecimientos reportados del PIB real en la Carpeta Histórica de Banco de México y se aplicaron a la serie base del FMI.

Cuadro 2
Estimación de la curva de Phillips en México
 Variable dependiente: Inflación anual del índice de precios al consumidor (π_t)
 Estimación con datos anuales de 1969 a 2008. Estadístico t entre paréntesis
 Método de estimación: Método generalizado de momentos (MGM)

| | Nueva curva de Phillips | Antigua curva de Phillips | Expectativas adaptativas | Curva híbrida completa | Curva híbrida simple |
|--|----------------------------|------------------------------|-----------------------------|---------------------------|-------------------------|
| Número de observaciones | 31 | 38 | 34 | 31 | 32 |
| Constante | -3.4 (-7.4) | -2.7 (-3.8) | -2.1 (-7.0) | -3.0 (-8.4) | -3.1 (-8.4) |
| W_r logaritmo del salario real | 0.2 (2.6) | 0.5 (4.4) | 0.58 (4.4) | 0.28 (3.5) | 0.3 (3.9) |
| e_r logaritmo del tipo de cambio real | 1.4 (7.6) | 1.1 (3.8) | 1.6 (3.6) | 1.25 (8.4) | 1.3 (8.5) |
| y brecha del producto | 1.5 (4.7) | 2.2 (3.2) | 1.6 (3.7) | 1.5 (4.1) | 1.7 (5.2) |
| Π_{t-1} Inflación del período anterior | - | 0.45 | 0.43 | 0.35 | 0.3 |
| Π_{t+1} Inflación adelantada un período | 0.2 (2.8) | - (2.7) | - (4.3) | 0.13 (6.0) | 0.1 (6.5) |
| $(1-\lambda)$ | - | 0 (supuesto) | 0.36 (2.6) | -0.34 (-2.4) | 0 (supuesto) |
| R ² | 0.72 | 0.77 | 0.76 | 0.83 | 0.82 |
| X ² (16) | 17 | 10.3 | 12.7 | 10.3 | 7.6 |
| Durbin Watson | 2.1 | 1.9 | 2.0 | 2.4 | 2.3 |
| Prueba de Wald para la suma de coeficientes de inflación atrasada y/o adelantada = 1 | 95 | 32 | 9.1 | 85 | 69 |
| Prueba de validación de instru- mentos de Sargan. X ² (h) | 9.8 | 1.9 | 2.7 | 8.8 | 10.0 |
| Estadístico J | 0.2 | 0.05 | 0.13 | 0.18 | 0.21 |

R²: Coeficiente de determinación; X² (16): Estadístico Box-Pierce del correlograma.

Instrumentos antigua curva: p_{t-1} ; p_{t-2} ; w_{t-1} ; e_{t-1} ; P_{ust} ; Y_{t-1} Y_{t-1}^*

Instrumentos expectativas adaptativas: p_{t-1} ; p_{t-2} ; w_{t-1} ; e_{t-1} ; P_{ust} ; Y_{t-1} ; Y_{t-1}^* ; p_{t-3} ; p_{t-4} ; p_{t-5} ; p_{t-6}

Instrumentos nueva curva, curva híbrida simple y curva híbrida completa: p_{t-1} ; p_{t-2} ; p_{t-3} ; p_{t-4} ; p_{t-5} ; p_{t-6} ; p_{t-7} ; p_{t-8} ; w_{t-1} ; w_{t-2} ; w_{t-3} ; e_{t-1} ; e_{t-2} ; e_{t-3} ; y_{t-1} ; y_{t-2}

Instrumentos para la estimación de expectativas adaptativas (tercera columna del Cuadro 2): Los mismos más p_{t-3} ; p_{t-4} ; p_{t-5} ; p_{t-6}

$h=3$ para la ecuación de la antigua curva de Phillips; $h=8$ para la ecuación de expectativas adaptativas; $h=11$ para las ecuaciones de nueva curva de Phillips, curva de Phillips híbrida simple y curva de Phillips híbrida completa. Suponemos que el salario real, el tipo de cambio real, la inflación adelantada y la brecha del producto son variables que pueden causar endogeneidad.

- Las versiones que incluyen la inflación futura: nueva curva de Phillips, curva híbrida simple y curva híbrida completa requieren de un conjunto de instrumentos grandes y muchos rezagos para ofrecer resultados satisfactorios. Si se reduce el número de instrumentos, las estimaciones son pobres y, en muchas ocasiones, los signos de las variables son diferentes a lo que predice el modelo teórico (esto no se muestra en el Cuadro (2)). Por lo anterior, no son estimaciones robustas.
- Aun con un número muy considerable de instrumentos, las dos versiones de la curva híbrida rechazan que la inflación futura sea significativa. En la versión completa, el signo del coeficiente $(1-\lambda)$ no coincide con el pronosticado por el modelo teórico.
- Todas las estimaciones de la curva de Phillips rechazan que la suma de los coeficientes de las inflaciones rezagadas y/o adelantadas sea uno, lo que sugiere una relación positiva de largo plazo entre la inflación y los componentes del indicador del costo marginal real (salario real, tipo de cambio real y brecha del producto).

La ecuación que supone expectativas adaptativas y que estima el coeficiente λ (ecuación (20) y tercera columna del Cuadro 2) muestra un ajuste bastante satisfactorio. Todos los determinantes de la ecuación son significativos y tienen el signo esperado. El coeficiente estimado λ es 0.64, que implica que aun cuando la inflación del período anterior es la más importante para determinar las expectativas de la inflación actual, otros períodos anteriores también tienen alguna influencia.⁹

Por otra parte, la ecuación que impone $\lambda=1$ (ecuación (21)) (la antigua curva de Phillips) tiene un ajuste muy satisfactorio. A pesar de que dicha versión está anidada en ecuación general de expectativas adaptativas (ecuación (20)), debe seguirse considerando pues es la que menos instrumentos utiliza.

Dado que las ecuaciones híbridas no pueden rechazar que el coeficiente de la inflación futura sea cero, parecería que las versiones que contienen la inflación pasada y rezagada son mejores.

Pruebas de estabilidad de los parámetros de las regresiones corridas por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), cuyos resultados no se reportan en el Cuadro 2, muestran resultados diversos. Por ejemplo, la prueba de CUSUM para la antigua curva de Phillips, la nueva curva y la curva híbrida simple sugiere estabilidad de los parámetros en toda la muestra. Sin embargo, la prueba CUSUMSQ muestra inestabilidad entre los años 1989 y 1998.¹⁰

En el modelo aquí descrito hay una relación que surge de que el precio está relacionado con el costo marginal. Si la estructura de costos permaneciera relativamente constante, así como los márgenes de ganancia y los efectos de los costos de reputación, los cambios de régimen cambiario, o las modificaciones de la forma en que se generan los salarios nominales, no deberían modificar la estructura de la curva de Phillips. Esta función semejaría una condición de primer orden inmune a los cambios de régimen y la crítica de Lucas (1976) no la afectaría.

⁹ En la ecuación que supone expectativas adaptativas es posible rechazar que λ es uno. No obstante, la ecuación de la antigua curva de Phillips contiene menos instrumentos y por tanto hay más grados de libertad.

¹⁰ No fue posible realizar estas pruebas en las versiones con expectativas adaptativas porque es una estimación no lineal.

Cuando cambian los márgenes de ganancia sobre el costo total, o hay cambios tecnológicos neutrales, parte del cambio estructural se captura a través de la brecha del producto, porque el producto de tendencia obtenido por el filtro de Hodrick-Prescott puede capturar cambios estructurales de ese tipo. Eso es lo que en realidad debería pasar, porque esa serie es la que debería mostrar ese tipo de cambio estructural.

Si se corre una regresión del PIB de tendencia obtenido con el filtro HP contra variables de tendencia y dummies que toman valores de cero en cierto momento, y luego de uno a partir de cierta fecha, se encuentra una relación significativa de esa variable con algunas de esas dummies. Por ejemplo, a partir de mediados de los ochenta, el PIB de tendencia se ve afectado negativamente por la crisis de la deuda pero, a partir de 1994, luego de la puesta en marcha del TLCAN, el mismo PIB se ve afectado positivamente. Así que esa serie que surge del filtro parece estar capturando, tal como debiera, algunos de esos cambios estructurales, lo que reduce el efecto del cambio estructural en la regresión de curva de Phillips.¹¹

Sabemos que al caer las tarifas a la importación, la apertura redujo los precios efectivos de los bienes intermedios importados. Eso no puede capturarse en el producto de largo plazo, tampoco puede capturarse a través de la medición típica del tipo de cambio real, pues los precios externos no contienen ese elemento. Por otra parte había una fuerte dispersión de tarifas y también había cuotas, por lo cual aun contando con información de una tarifa promedio no se resolvería el problema.

Por lo anterior, volvimos a correr las regresiones del Cuadro 2 incluyendo una variable dummy que tiene ceros hasta 1993 y unos a partir de 1994. El proceso de apertura en México ha sido muy largo pero, ensayando con diversas variables dummy, la que comienza en 1994 tuvo el mejor efecto. Los nuevos resultados se muestran en el Cuadro 3.

La variable dummy₉₄ de cambio estructural a partir de ese año resultó negativa y significativa en todos los casos, lo que tal vez esté capturando el abaratamiento de los insumos importados por la apertura. En las versiones híbridas, el coeficiente de adelanto ganó fuerza y ahora fue significativo. El efecto del salario real en general disminuyó al incluir la variable de cambio estructural. En la versión de expectativas adaptativas, el valor estimado de $(1 - \lambda)$ resultó negativo aunque poco significativo, lo que en todo caso favorecería a la versión de la antigua curva de Phillips.

Sigue siendo cierto que las versiones que no utilizan el adelanto de la inflación son mucho más robustas que las que sí la utilizan. En este caso, la versión de la antigua curva de Phillips es la más parsimoniosa, pero la ecuación híbrida simple parecería avalar la presencia de una mezcla de expectativas donde hay agentes que efectivamente miran al futuro. Nuevamente es cierto que, en todos los casos, la suma de los coeficientes que contienen inflación del lado derecho de la inflación es menor a la unidad. Puede

¹¹ Si se corre una regresión del PIB de tendencia obtenido por la serie de Hodrick-Prescott contra una tendencia lineal, cuadrática y cúbica y dummies que comienzan con un valor unitario en 1985, 1994 y 2001, se encuentra una R² de 0.99947 y todas las variables involucradas son significativas. Eso implica que la serie de tendencia de Hodrick-Prescott está capturando cambios estructurales. No es muy claro por qué hay un cambio estructural positivo a partir de 2001.

Cuadro 3

Estimación de la curva de phillips en México con cambio estructural por la apertura
 Variable dependiente: Inflación anual del índice de precios al consumidor (π_t)
 Estimación con datos anuales de 1969 a 2008. Estadístico t entre paréntesis
 Método de estimación: Método generalizado de momentos (MGM)

| | Nueva curva de Phillips | Antigua curva de Phillips | Expectativas adaptativas | Curva híbrida completa | Curva híbrida simple |
|--|----------------------------|------------------------------|-----------------------------|---------------------------|-------------------------|
| Número de observaciones | 32 | 37 | 34 | 32 | 32 |
| Constante | -2.45 (-6.91) | -2.68 (-4.82) | -2.2 (-8.8) | -2.1 (-6.0) | -2.48 (-7.2) |
| W_r logaritmo del salario real | -0.2 (0.2) | 0.31 (1.9) | 0.28 (2.0) | 0.08 (0.7) | 0.2 (2.2) |
| e_r logaritmo del tipo de cambio real | 1.07 (7.3) | 1.17 (5.02) | 0.96 (9.43) | 0.90 (6.41) | 1.06 (7.3) |
| y brecha del producto | 0.79 (2.51) | 2.23 (3.62) | 1.7 (5.9) | 0.77 (2.62) | 0.89 (2.86) |
| Π_{t-1} Inflación del período anterior | - | 0.22 (1.8) | 0.43 (5.8) | 0.38 (7.7) | 0.24 (5.2) |
| Π_{t+1} Inflación adelantada un período | 0.21 (3.7) | - | - | 0.20 (2.9) | 0.16 (2.3) |
| $(1-\lambda)$ | - | - | -0.3 (-1.5) | -0.7 (-4.4) | - |
| Dummy94 | -0.1 (-6.2) | -0.07 (-2.1) | -0.07 (-2.2) | -0.07 (-3.34) | -0.05 (3.1) |
| R ² | 0.81 | 0.77 | 0.84 | 0.85 | 0.83 |
| X ² (16) | 13.5 | 13.2 | 10.2 | 14.3 | 10.8 |
| Durbin Watson | 2.1 | 1.7 | 2.1 | 2.5 | 2.3 |
| Prueba de Wald para la suma de coeficientes de inflación atrasada y/o adelantada = 1 | 193 | 31.4 | 51 | 100 | 70 |
| Prueba de validación de instru- mentos de Sargan. X ² (h) | 11.9 | 1.65 | 3.58 | 10.3 | 11.1 |
| Estadístico J | 0.19 | 0.04 | 0.13 | 0.18 | 0.21 |

R²: Coeficiente de determinación; X²(16): Estadístico Box-Pierce del correlograma.

Instrumentos antigua curva: p_{t-1} ; p_{t-2} ; p_{t-3} ; w_{t-1} ; e_{t-1} ; P_{ust} ; Y_{t-1} ; Y_{t-1}^* ; dummy94.

Instrumentos expectativas adaptativas: p_{t-1} ; p_{t-2} ; w_{t-1} ; e_{t-1} ; P_{ust} ; Y_{t-1} ; Y_{t-1}^* ; p_{t-3} ; p_{t-4} ; p_{t-5} ; p_{t-6} ; dummy94.

Instrumentos nueva curva, curva híbrida simple y curva híbrida completa: p_{t-1} ; p_{t-2} ; p_{t-3} ; p_{t-4} ; p_{t-5} ; p_{t-6} ; p_{t-7} ; w_{t-1} ; w_{t-2} ; w_{t-3} ; e_{t-1} ; e_{t-2} ; e_{t-3} ; y_{t-1} ; y_{t-2} ; dummy94.

h= 6 para la antigua curva de Phillips; 9 para la versión de expectativas adaptativas; 11 para las versiones nueva, híbrida simple e híbrida completa.

rechazarse estadísticamente que dicha suma sea unitaria, lo que de alguna manera impide rechazar una relación de largo plazo entre la inflación con el salario real, el tipo de cambio real y la brecha del producto.

Cabe señalar que las versiones en MCO con cambio estructural de la antigua curva, la nueva y la curva híbrida simple mostraron pruebas CUSUMSQ mucho más estables que las versiones sin cambio estructural.

Los coeficientes de largo plazo de todas las regresiones aquí mostradas en los cuadros 2 y 3 son:

Cuadro 4
Coeficientes de largo plazo de la curva de Phillips en las estimaciones realizadas
Variable dependiente Inflación

| | Constante | Log salario real | Log tipo de cambio real | Brecha del producto |
|----------------------------|-----------|------------------|-------------------------|---------------------|
| Antigua curva | -4.92 | 0.86 | 2.01 | 4.02 |
| Antigua curva CE | -3.61 | 0.42 | 1.52 | 2.82 |
| Nueva Curva | -4.33 | 0.25 | 1.75 | 1.91 |
| Nueva curva CE | -3.20 | -0.25 | 1.51 | 2.81 |
| Expectativas Adaptativas | -6.20 | 1.75 | 4.72 | 4.71 |
| Expectativas Adaptativa CE | -3.42 | 0.43 | 1.43 | 2.51 |
| Híbrida simple | -5.20 | 0.52 | 2.21 | 2.82 |
| Híbrida simple CE | -4.24 | 0.31 | 1.82 | 1.53 |
| Híbrida completa | -4.90 | 0.45 | 2.04 | 2.44 |
| Híbrida completa CE | -3.44 | 0.13 | 1.43 | 1.22 |

CE corresponde a las versiones con cambio estructural.

La relación entre la inflación y la brecha del producto en largo plazo va de entre poco más de 1 punto a poco más de 4 puntos. Esto significaría que un incremento de 1 punto porcentual en el producto de una vez por todas costaría entre 1 y 4 puntos de inflación anual en forma permanente, lo que sugiere un gran costo inflacionario. Algo similar sucede con el tipo de cambio real; incrementarlo en un punto porcentual implicaría aumentar la inflación en un promedio de alrededor de 2 puntos porcentuales en forma permanente. El costo de incrementar en forma secular el salario real en un punto sería, de acuerdo a estas estimaciones, un poco menor.

■ Conclusiones

Este trabajo presenta algunos resultados tanto teóricos como empíricos que podrían ser novedosos.

A nivel teórico se encontró una forma funcional de la curva de Phillips muy flexible, en la cual dicha curva de largo plazo puede ser vertical aun cuando los empresarios descuenten fuertemente el futuro, pero donde si los empresarios efectivamente descuentan el futuro, la curva puede tener pendiente positiva. En los modelos originales de Rotem-

berg (1982) y Calvo (1983), y varias de sus derivaciones,¹² la curva de Phillips de largo plazo no será nunca vertical a menos que los empresarios le den el mismo peso al futuro que al presente. Por su parte, en algunas versiones más modernas,¹³ el descuento del futuro no necesariamente invalida la curva vertical de largo plazo, pero no se encuentran casos en los que dicha curva no sea vertical.

El modelo de Rotemberg (1982) puede criticarse porque no en todos los mercados existen relaciones clientelares. También puede criticarse porque es un modelo agregado que supone simetría. Otros modelos, como el de Rotemberg y Woodford (1997) y el de Christiano, Eichenbaum y Evans (2001), analizan con detalle los cambios posibles en precios relativos y en particular en el análisis de esos movimientos son superiores. En defensa de la versión de Rotemberg (1982) adquirida en este trabajo está principalmente la flexibilidad que puede adquirir la curva de Phillips que, a nivel agregado, es mayor que las distintas versiones del modelo de Calvo¹⁴ y el hecho de que las relaciones clientelares pueden ser mayores que lo que pudiera suponerse.¹⁵

En el terreno empírico, el artículo establece una forma funcional para estimar la curva de Phillips en México probablemente más completa que la de otros trabajos sobre el mismo tema. Esto ocurre al descomponer el indicador de costo marginal en sus elementos constitutivos: el salario real, el tipo de cambio real y el producto. De esta manera se enfatiza que la posible relación positiva de corto y/o largo plazo que muestra la curva de Phillips no se da sólo entre la inflación y el producto o la brecha de éste, sino también puede ocurrir entre la inflación y el salario real o la inflación y el tipo de cambio real.

A pesar de contar con una forma funcional relativamente completa, la posibilidad de cambios estructurales en un período tan largo como el considerado -entre 1969 y 2010- sigue existiendo. Se llevaron a cabo regresiones que consideran un posible cambio estructural por la apertura comercial, pero tal vez haya otros que no fueron considerados. Esto puede ser una debilidad de las estimaciones aquí presentadas.

El período de las estimaciones es largo y eso ayuda en términos de que hay suficiente tiempo para que puedan manifestarse las relaciones de largo plazo. Sin embargo, el número de datos es pequeño, lo que deja pocos grados de libertad. Por lo anterior, los resultados deben tomarse con cautela. Los salarios totales se aproximan por los manufactureros, pero la mayor parte del empleo en México está en el sector servicios. No obstante, datos del Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática muestran una correlación superior a 99% entre un indicador de los salarios totales y el de los salarios de la industria manufacturera entre 1988 y 2004, por lo cual, tal vez la aproximación de los salarios totales por los manufactureros no genere distorsiones de consideración.

¹² Rotemberg y Woodford (1997), Galí y Gertler (1999), Christiano, Eichenbaum y Evans (2001), Lombardo y Vestin (2007).

¹³ Christiano, Eichenbaum y Evans (2001)

¹⁴ Calvo (1983), Rotemberg y Woodford (1997), Galí y Gertler (1999), Christiano, Eichenbaum y Evans (2001).

¹⁵ Puede haber relaciones clientelares en mercados informales y formales e incluso en circunstancias donde no existe una relación personal directa entre vendedores y compradores, pero donde hay consumidores que acuden continuamente a ciertos centros de venta y que podrían dejar de hacerlo si se sienten decepcionados por cambios en precios muy elevados o por arriba de lo esperado.

En lo que respecta a los resultados, las estimaciones muestran que los rezagos de la inflación, y principalmente el rezago más próximo, siguen siendo factores casi necesarios para estimar la curva de Phillips. El estudio deja la duda sobre la pertinencia de las versiones de la nueva curva de Phillips. Aunque en algunas versiones híbridas, el factor adelantado de la inflación resultó significativo, estas estimaciones no parecen del todo robustas. Otros estudios futuros deberán dilucidar el problema más claramente.

Todas las versiones de la curva de Phillips estimadas en este trabajo sugieren que hay una relación positiva de largo plazo entre la inflación y el salario real, el tipo de cambio real y la brecha del producto. ¿Significa esto que sería deseable tener mayor inflación permanente para que las otras variables tengan un nivel mayor? Los resultados sugieren que no:

Por ejemplo, si se quisiera aumentar el producto un punto porcentual de una vez por todas, habría que aumentar la inflación entre y uno y cuatro puntos porcentuales por año para siempre. Pero el efecto de una vez por todas en el producto se diluiría completamente en el tiempo, mientras que los puntos adicionales de inflación, que son muchos, ahí quedarían. Algo similar sucede con el salario real y el tipo de cambio real.

Si la relación positiva entre la inflación y las otras variables mencionadas en verdad existe, parece muy costoso subir permanentemente la inflación para que apenas haya una mejora pequeña para todas las demás variables. Así, el objetivo de una inflación baja debe seguir siendo una prioridad.

■ Bibliografía

- Agenor, P., Bayraktar, N. (2010). "Contracting Models of the Phillips Curve: Empirical Estimates for Middle-Income Countries." *Journal of Macroeconomics*, 32, pp. 555-570.
- Akerlof, G., Dickens, W., Perry, G. (2000). "Near Rational Wage and Price Setting and the Long run Phillips Curve." *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 1-44.
- Bailliu, J., Garcés, D., Kruger, M., Messmacher, M. (2003). "Explicación y Predicción de la Inflación en Mercados Emergentes: El Caso de México." Documento de Investigación 2003-3. Dirección General de Investigación Económica. Banco de México, México D.F.
- Calvo, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 383-398.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., Evans, C. (2001). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Working Paper 01-07*. Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Cortez, W., Islas Camargo, A. (2009). "NAIRU y la Política Monetaria en México." Centro Universitario de Ciencias Económico Administrativas (CUCEA). Universidad de Guadalajara.
- Damjanovic, T., C. Nolan (2010). "Second Order Approximation of the Rotemberg Model Around a Distorted Steady State." *Working Paper CDMA09107*. Centre for Dynamic Macroeconomic Analysis. University of St. Andrews, Escocia.

- Devereux, M., Yetman, J. (2002). "Menu Costs and the Long Run Output Inflation Tradeoff." *Economic Letters*, 76, pp. 95-100.
- Friedman, M. (1968). "The Role of Monetary Policy" *American Economic Review*, 58, pp. 1-17.
- Fuhrer, J. (1995). "The Phillips Curve is Alive and Well." *New England Economic Review*, March-April. pp. 41-56.
- Gali, J., Gertler, M. (1999). "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis." *Journal of Monetary Economics*, 44, pp. 195-222.
- Gordon, R. (1997). "The Time Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy." *Journal of Economic Perspectives*, 11, pp. 11-32.
- Graham, L., D. Snower (2002). "The Return of the Long Run Phillips Curve." *IZA Discussion Paper* 646. Institute for the Study of Labour. Bonn, Alemania.
- Helpman, E., Leiderman, L. (1990). "Real Wages, Monetary Accommodation and Inflation." *European Economic Review*, 34, pp. 897-911.
- Karanassou, M., Sala, H., Snower, D. (2003). "The European Phillips Curve: Does the NAIRU Exist?" *Applied Economics Quarterly*, 49, pp. 93-121.
- Laguna Reyes, C. (2007). "Dinámica Inflacionaria y la Brecha en la Producción: La Curva de Phillips en México." *Análisis Económico*, 50, pp. 121-147.
- Lombardo, G., Vestin, D. (2007). "Welfare Implications of Calvo vs Rotemberg Pricing Assumptions." *Working Paper Series* 770. European Central Bank, Frankfurt, Alemania.
- Lucas, R. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique." *Carnegie Rochester Series on Public Policy*, 1, pp. 19-46.
- McCallum, B. (1989). "Monetary Economics: Theory and Policy." Macmillan.
- McCallum, B., E. Nelson (1999). "An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis." *Journal of Monetary Economics*, 47, pp. 19-30.
- Mendoza, A. (2003). "The Inflation Output Volatility Tradeoff and Exchange Rate Shocks in Mexico and Turkey." *Central Bank Review*, 1, pp. 27-51.
- Perron, P. (1989). "The Great Crash, The Oil Shock and the Unit Root Hypothesis." *Econometrica*, 57, pp.1361-1401.
- Pesaran, H., Pesaran, B. (1997). "Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis." Oxford University Press.
- Pesaran, H., Shin, Y., Smith, R. (2001). "Bound Testing Approaches to the Analysis of Relationships." *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 289-323.
- Phelps, E. (1967). "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time," *Económica*, 34, pp. 254-281.
- Ramos Francia, M., Torres, A. (2008). "Inflation Dynamics in Mexico: A Characterization Using the New Phillips Curve." *North American Journal of Economics and Finance*, 19, pp. 274-289.
- Romer, D. (2000). "Keynesian Macroeconomics without the LM Curve." *Journal of Economic Perspectives*, 14, pp. 149-169.
- Rotemberg, J. (1982). "Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output." *Review of Economic Studies*, 49, pp. 517-531.

- Rotemberg, J., Woodford, M. (1997). "An Optimization Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy." *NBER Macroeconomics Annual*, 12, pp.297-361. National Bureau of Economic Research.
- Samuelson, P., R. Solow (1960). "Analytical Aspects of Anti Inflation Policy." *American Economic Review*, 50, pp. 177-194.
- Shreiber, S., Wolters, J. (2007). "The Long Run Phillips Curve Revisited: Is the NAI-RU Framework Data Consistent?" *Journal of Macroeconomics*, 29, pp. 355-367.
- Turner, P; Benavides, G. (2001). "The Demand for Money and Inflation in Mexico 1980-1999: Implications for Stability and Real Seigniorage Revenues." *Applied Economic Letters*, 8, pp. 775-778.
- Zivot, E., Andrews, K. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, The Oil Shock and the Unit Root Hypothesis." *Journal of Business and Economic Statistics*, pp 251-270.

Apéndice
Estimación de la curva de Phillips a través de un mecanismo
de corrección de error

El cuadro siguiente muestra el resumen de diversas pruebas estadísticas para averiguar el grado de integración de las variables que intervienen en la curva de Phillips:

| | ADF | DF GLS | PhP | ERS | NgP | Porcentaje mayor a 90% | Porcentaje mayor a 95% |
|-------------------------|-----|--------|-----|-----|-----|------------------------|------------------------|
| Inflación | | | | | | 1/6 | 0 |
| I | + | * | + | + | * | | |
| IT | + | + | + | + | + | | |
| NIT | + | | + | | | | |
| Log salario real | | | | | | | |
| I | + | ** | * | ** | ** | 1/2 | 5/12 |
| IT | + | + | + | *** | + | | |
| NIT | ** | | + | | | | |
| Log tipo de cambio real | | | | | | | |
| I | + | *** | * | ** | ** | 5/12 | 1/3 |
| IT | + | + | + | *** | + | | |
| NIT | + | | + | | | | |
| Brecha | | | | | | | |
| I | *** | *** | ** | ** | *** | 1 | 5/6 |
| IT | ** | *** | * | * | *** | | |
| NIT | *** | | | *** | | | |

ADF: Prueba de Dickey-Fuller aumentada; DF GLS: Prueba de Dickey Fuller con residuales sin tendencia; PhP: Prueba de Phillips-Perron; ERS: Prueba de Elliot-Rothenberg-Stock; NgP: Resumen de las cuatro pruebas de Ng-Perron.

I: Prueba con intercepto sin tendencia; IT: Prueba con intercepto y con tendencia; NIT: Prueba sin intercepto y sin tendencia.

Los rezagos de las pruebas los seleccionó de manera automática el programa E-Views 7.0 para satisfacer el criterio de Schwartz.

Un signo más en el cuadro implica que es posible rechazar que la variable en cuestión es integrada de orden cero (I(0) estacionaria). Una estrella implica que no es posible rechazar que la variable es I(0) al 10%; dos estrellas es el mismo concepto al 5% y tres estrellas el mismo concepto al 1%. Las dos últimas columnas del cuadro muestran el porcentaje de las pruebas en que no es posible rechazar que la variable en cuestión es I(0).

Prácticamente, todas las pruebas rechazan que la inflación sea una variable estacionaria; en la mayoría de las pruebas es posible rechazar que el logaritmo del tipo de cambio real sea I(0); aproximadamente la mitad de las pruebas rechazan que el logaritmo del salario real sea I(0) y prácticamente ninguna prueba puede rechazar que la brecha del producto sea una variable estacionaria. En cambio, aunque no se muestra aquí, es posible rechazar en todos los casos y con todas las pruebas que las variables sean integradas de orden mayor a uno (I(1)).

Se llevaron a cabo pruebas que buscan detectar posibles cambios estructurales en las variables en cuestión. Perron (1989) muestra que cuando no se modela el cambio estructural tiende a haber un sesgo en no rechazar la presencia de raíces unitarias. Sin embargo, en realidad, éstas no se presentan. La prueba más simple para modelar este cambio es la ecuación de Dickey-Fuller aumentada, que incluye una variable dummy que muestra una ruptura en el intercepto de la ecuación a partir de un determinado momento. Zivot y Andrews (1992) sugieren utilizar un método secuencial de dummies y tomar aquélla que maximiza el valor absoluto del estadístico Dickey-Fuller aumentado (ADF).

Se llevó a cabo una prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF(1)) con cambio estructural para la inflación y los logaritmos del salario real y el tipo de cambio real. Estas dos últimas variables resultaron I(0) al incluir una dummy en el intercepto a partir de 1982, año en que comenzó una de las mayores crisis económicas de México. La inflación resultó I(0) al incluir una dummy en el intercepto de la prueba ADF (1) a partir de 1990. Cabe señalar que, en el caso de incluir tendencia, todas las pruebas ADF con cambio estructural mostraron ausencia de raíces unitarias al 5% o menos. Al no incluir tendencia, las pruebas ADF rechazan raíces unitarias en el salario real y el tipo de cambio real al 5% y en la inflación al 10%. La brecha del producto resulta en todos los casos I(0) con o sin incluir dummies en las pruebas ADF. Por lo anterior, todas las series consideradas podrían ser de hecho estacionarias.

Las pruebas anteriores muestran que las series o son estacionarias o son integradas de orden 1. Como es casi seguro que algunas de esas series son estacionarias, las pruebas de Engle y Granger y Johansen de cointegración para encontrar una relación de largo plazo entre estas variables no se recomiendan. Para variables, algunas de las cuales son I(0) y otras I(1), como podía ser el presente caso, Pesaran y Pesaran (1997) y Pesaran, Shin y Smith (2001) recomiendan utilizar el mecanismo de corrección de error (MCE) o una formulación ARDL. Cabe señalar que, en muchos casos, estas especificaciones son estrictamente equivalentes. El mecanismo general de corrección de error MCE se define como:

$$(A. 1) \quad \begin{aligned} \pi_t - \pi_{t-1} = & a_0 + a_1(w_t - w_{t-1}) + a_2(e_t - e_{t-1}) + a_3(y_t - y_{t-1}) \\ & + a_4(\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + a_5\pi_{t-1} + a_6w_{t-1} + a_7e_{t-1} + a_8y_{t-1} + h_t \end{aligned}$$

Este mecanismo de estimó por MGM para el mismo período 1969-2008 con el supuesto $a_3=0$, pues el cambio en la brecha del producto fue muy poco significativo. No se consideraron posibles cambios estructurales. Los resultados fueron:

Cuadro 4
 Estimación de la curva de phillips a través de un modelo
 de corrección de error (ecuación (24))
 Variable dependiente: $\pi_t - \pi_{t-1}$. Método de estimación: MGM.
 Estimación anual de 1969 a 2008. Estadístico t entre paréntesis

| | Modelo de Corrección de Error |
|---|-------------------------------|
| Número de observaciones | 37 |
| Constante (a_0) | -5.3 (-3.7) |
| $w_{it} - w_{it-1}$ | 1.8 (2.4) |
| $e_{it} - e_{it-1}$ | 1.3 (4.9) |
| $\pi_{t-1} - \pi_{t-2}$ | 0.2 (1.4) |
| π_{t-1} | -0.93 (-4.2) |
| π_{it-1} | 0.9 (2.7) |
| e_{it-1} | 2.2 (3.7) |
| y_{t-1} | 2.6 (3.3) |
| R ² | 0.39 |
| Durbin Watson | 1.83 |
| X ² (16) | 14.5 |
| Prueba de validación de instrumentos X ² (7) | 2.5 |
| Prueba F de Pesaran | 5.4 |
| Prueba de Wald X ² (4) de relación de largo plazo | 19.2 |
| Estadístico J | 0.03 |

R²: Coeficiente de determinación; X² (16): Estadístico Box-Pierce del correlograma.

Instrumentos: p_{t-1} , p_{t-2} , w_{it-1} , e_{it-1} , y_{t-1} , $w_{it-1} - w_{it-2}$, $e_{it-1} - e_{it-2}$, $\pi_{t-1} - \pi_{t-2}$, $y_{t-1} - y_{t-2}$

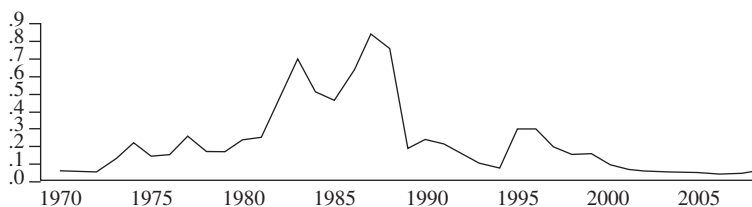
La ecuación de largo plazo para la curva de Phillips dados estos resultados es:

$$(A.2) \quad \pi_t = k + w_{it} + 2.4e_{it} + 2.8y_{it}$$

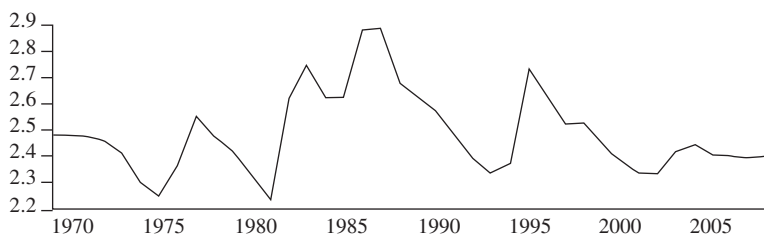
El mecanismo de corrección de error complementa las estimaciones de la curva de Phillips de la sección III al encontrar una relación de largo plazo similar a la estimada en dicha sección.

Variables utilizadas en la estimación de la curva de Phillips

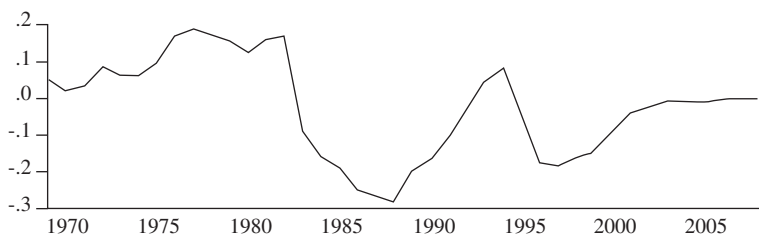
Inflación en México
(Promedio anual %)



Logaritmo del tipo de cambio real



Logaritmo del salario real



Brecha del producto
(Logaritmo del PIB observado - Logaritmo del PIB de tendencia)

