

Una curva de Phillips con doble *pass through*. Estimación para el caso argentino

Santiago Chelala*

Resumen

El trabajo presenta una curva de Phillips que considera un doble grado de traslación o *pass through*. Uno para apreciaciones y otro para depreciaciones cambiarias. Se analiza un posible origen endógeno de la asimetría para el caso de los inventarios y se obtienen conclusiones vinculadas al manejo de la política monetaria al considerar el desdoblamiento del grado de traslación.

Palabras clave: Curva de Phillips, *pass through*, Banco Central.

Abstract

The research presents a Phillips curve with a double *pass through*, one for exchange rate appreciations and other for depreciations. It also analyzes the endogenous origin of this asymmetry for inventories and presents conclusions linked to monetary policy.

Key words: Phillips curve, *pass through*, Central Bank.

JEL Classification: E3, E5, E61, E10

Résumé

Ce travail présente une courbe de Phillips qui considère un double degré de transfert ou de traitement. Un pour l'appréciation et l'autre pour la dépréciation du taux de change. On analyse comme d'origine probablement endogène la dissymétrie dans le cas des inventaires et on obtient ainsi des conclusions liées à la conduite de la politique monétaire en considérant le dédoublement du degré de transfert.

Mots clés: Courbe de Phillips, traitement (*pass through*), banque centrale.

Recibido:31/10/2013 Aceptado:13/12/2013 Versión final: 04/02/2014

* Doctor en Economía, investigador del Conicet y Profesor de la Universidad de Buenos Aires.
schelala@gmail.com

Introducción

Existen distintos métodos para estudiar el efecto de las variaciones cambiarias sobre los precios (o *pass through*) utilizando información empírica. En primer término, son frecuentes los estudios del grado de traslación que utilizan una metodología VAR, Modelos Autorregresivos Vectoriales, que permite tener en cuenta la interrelación entre las variables y considerar en forma endógena variables explicativas en caso de resultar conveniente.¹ Con este método se analiza empíricamente el grado de traslación en los trabajos de McCarthy (1999), Murillo et al. (2001), Bhundia (2002), Bravo y García (2002), Miller (2003) y Winkelried Quezada (2003), entre muchos otros.²

Por otro lado, existen estimaciones del *pass through* realizadas a partir de una única ecuación, que enfatizan la causalidad unidireccional y buscan aislar el efecto que producen las variaciones del tipo de cambio sobre los precios. La metodología utilizada en estos trabajos empíricos puede ser la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), Método Generalizado de Momentos (MGM), Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MC2E) o alguna variante que incluya el uso de variables instrumentales. En esta línea metodológica se encuentran los trabajos de Woo (1984), Hausmann et al. (2000), Leiderman y Bar-Or (2000), Mihaljek y Klau (2001), Choudri y Hakura (2001), Campa y Goldberg (2002) y Campa y González (2002).

El grado de traslación también fue estudiado con otro tipo de metodologías alternativas. Tal es el caso de Goldfajn y Werlang (2000), que emplean Datos de Panel, o Rojas et al. (2006), que recurren a regresiones móviles. Cada autor enfatiza uno o varios de los determinantes del coeficiente de ajuste. También se sirven de diferentes medidas de índices de precios, como precios de importación, precios minoristas, inflación núcleo (*core*) o precios al productor.

Asimismo, una serie de trabajos analiza el *pass through* a partir de la conformación de una curva de Phillips. Tal es el caso de Varela Loschiavo e Iglesias (2003), Muñoz Salas et al. (2003), D'Amato y Garegnani (2004) y Martínez Riekes (2006), que estiman los coeficientes de la curva de Phillips con metodologías econométricas de series de tiempo. Estas estimaciones son relevantes para el diseño de la política económica ya que la curva de Phillips es utilizada en muchos países, incluso en la Argentina, para pronosticar la inflación. El Minis-

-
- 1 Sobre el origen de esta metodología y sus bases teóricas véase Urbisaia y Brufman (2000). A pesar de su proliferación, los modelos VAR no están exentos de críticas y se los acusa de ser poco apropiados para analizar políticas. Gujarati (1997, 732) presenta un resumen de las objeciones a la metodología VAR.
 - 2 Para más antecedentes de trabajos empíricos utilizando VAR véase Bravo y García (2002) y Miller (2003).

terio de Economía de la Nación y el Banco Central de la República realizan proyecciones sobre la base de esta relación.³

Precisamente en el siguiente trabajo utilizaremos el método empírico sustentado en la curva de Phillips por su uso práctico actual ya que permite identificar de manera sencilla las implicancias en materia de política económica que se desprenden de la investigación.

La relación inversa entre la inflación y la tasa de desempleo propuesta por Phillips (1958) se convirtió en una pieza recurrente del andamiaje teórico de la economía. Muñoz Salas et al. (2003) y Bejarano Rojas (2004) ofrecen una revisión histórica de la Curva de Phillips y su transformación a partir de los aportes de Okun (1962), que permitió reemplazar la tasa de desempleo por la brecha del Producto, de Phelps (1967), quien incorpora las expectativas a la relación tradicional, y de los autores de la llamada Escuela Nuevo o Neo Keynesiana, que consideran rigideces de precios en un contexto de optimización.⁴

En varios países, las autoridades aceptan una adaptación “híbrida” denominada Curva de Phillips Neokeynesiana basada en los trabajos de Svensson (1998) y Galí y Gertler (1999), quienes introducen a la ecuación el tipo de cambio y el pasado inflacionario a partir de un proceso de maximización de los agentes (firmas y Banco Central).⁵

Mediante la estimación de la curva de Phillips se aíslan los efectos en el nivel general de precios del pasado inflacionario, de las expectativas, de la presión de la demanda y de las variaciones cambiarias. Pueden encontrarse distintas versiones o especificaciones de la curva, que en muchos casos dependen de la información estadística disponible.⁶

D’Amato y Garegnani (2004) y Martínez Riekens (2006) comprueban la existencia de una relación del tipo curva de Phillips para la Argentina. Ambas explicaciones, que difieren levemente en su formulación teórica, consideran las variaciones cambiarias relevantes en la determinación de la inflación y concluyen que el grado de traslación, el coeficiente que acompaña estas variaciones, resulta ser de 3% y 10% para los dos análisis respectivamente. La diferencia entre ambos se debe a que el estudio más reciente tiene en cuenta dos años adicionales de flotación cambiaria, luego de una década de sistema de caja de conversión (convertibilidad) que sesga la muestra, y a la diferente metodología de estimación usada.⁷

3 Para más detalles, véase “El Modelo Estructural Pequeño (MEP) del BCRA”, Gerencia de Investigaciones Económicas, Banco Central de la República Argentina.

4 El artículo de Calvo (1983) es uno de los trabajos pioneros en esta área.

5 En adelante cuando hablemos de curva de Phillips nos referiremos a esta versión generalizada de curva de Phillips Neo-Keynesiana Híbrida.

6 Como por ejemplo la utilización de logaritmos, de filtros de Hodrick y Prescott, de series desestacionalizadas o de más rezagos para cada factor explicativo. También se suele diferenciar las relaciones de corto de las de largo plazo.

7 En ambos trabajos, el supuesto de verticalidad en la curva de Phillips (es decir que la sumatoria de los coeficientes sea 1) no altera las principales conclusiones.

Basaremos nuestro enfoque en los trabajos de Galí y Gertler (1999), D'Amato y Garegnani (2004) y Martínez Riekes (2006), que luego ampliaremos para añadir la asimetría en la respuesta de los precios y su naturaleza endógena. En línea con los dos primeros artículos, nos valdremos del Método Generalizado de Momentos (MGM o GMM, según sus siglas en inglés). Pero la especificación de Martínez Riekes (2006) tiene, a pesar de utilizar una estimación más rudimentaria por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), algunas ventajas. Por ejemplo, no incluye la inflación internacional, medida por la evolución de los precios de los Estados Unidos, criterio que compartimos ya que su huella sobre la inflación local está contenida en el impacto de las alteraciones cambiarias.

I. Origen de los datos y metodología de estimación

Las series de tiempo que utilizaremos tendrán una frecuencia trimestral, siendo esta la periodicidad del Producto Interno Bruto (PIB) y el Producto Potencial. Llamaremos inflación a la variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC) que realiza el Instituto Nacional de Estadística y Censos (Indec), siendo esta medida relevante para cuestiones prácticas, como la actualización de contratos y la conformación del Presupuesto Nacional. Tomaremos el valor del índice al final de cada trimestre y lo compararemos con el valor del último mes del período anterior para obtener la inflación trimestral, así como sus rezagos.

Obraremos de manera análoga con el tipo de cambio de referencia del Banco Central de la República Argentina (BCRA) para obtener las variaciones cambiarias trimestrales. Más complejo será el tratamiento de la brecha del Producto, definida como la diferencia porcentual entre el PIB real observado y el PIB potencial, siendo este último la producción óptima alcanzable con un uso normal de los factores de producción. Este término de la ecuación busca identificar la incidencia de presiones inflacionarias por mayor demanda.

Como dijimos, todas las estimaciones del modelo se harán con datos trimestrales, desde el segundo trimestre de 1993 al segundo trimestre de 2006, ante la dificultad de mensualizar la brecha del Producto, no observable directamente y portadora de inconvenientes adicionales. Si bien existen varios métodos alternativos para estimar el PIB potencial, utilizamos el método del filtro Hodrick-Prescott (HP), que junto al método de la función neoclásica de producción es uno de los más empleados.⁸ Identificar la tendencia del PIB a través del filtro HP requiere menos supuestos que el cálculo de la Productividad Total de los Factores (PTF) necesario en el otro caso.⁹

El PIB real a precios constantes de 1993 es difundido por la Dirección de Cuentas Nacionales que depende del Indec. Como sugiere el método de cálculo de la brecha del Pro-

-
- 8 Sobre los distintos métodos para calcular la brecha del Producto y una aplicación de todos ellos para la Argentina, véase el trabajo de Elosegui et al. (2006, 16), quienes demuestran que la dinámica seguida por la brecha basada en el filtro HP y la brecha basada en la función de producción "es muy similar a lo largo del tiempo".
 - 9 Para un cálculo de la brecha del PIB en la Argentina con el método de la función neoclásica véase Maia y Kweitel (2003) y Falbo (2006).

ducto, se desestacionalizó la serie para eliminar saltos bruscos mediante el procedimiento X12-ARIMA y se obtuvo la tendencia mediante el cálculo del filtro HP.¹⁰

En relación con la metodología de estimación, D'Amato y Garegnani (2004) optan por el Método Generalizado de Momentos (MGM), que mediante variables instrumentales permite un tratamiento más conveniente de la endogeneidad de las variables explicativas a la vez que no requiere imponer una distribución de probabilidad a las variables. El empleo de las variables instrumentales supone que la perturbación no está correlacionada con los valores pasados (rezagados) de las variables del modelo.

Nos ceñiremos también a esta metodología que es utilizada con frecuencia en el contexto de expectativas racionales ya que está basada en el hecho de que el error de predicción de la inflación es ortogonal a la información disponible para las empresas, como destaca Favero (2001). Es decir, utilizaremos variables instrumentales. Asimismo, según Green (2001, 487), la estimación MGM se basa en la siguiente condición de ortogonalidad: $E[z_i(y_i - x_i'\beta)] = 0$. Siendo el modelo clásico de regresión $y_i = x_i'\beta + \varepsilon$, si las perturbaciones no están correlacionadas y se cumple el supuesto de homoscedasticidad, con $z = x$ la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) coincide con MGM. En tanto si $z \neq x$ y se supone heteroscedasticidad, se obtiene el estimador MGM:

$$b_{MGM} = [X'ZS_0^{-1}Z'X]^{-1}[X'ZS_0^{-1}X'y].^{11}$$

II. Una curva de Phillips con doble grado de traslación

Hecho estas salvedades veremos la especificación de la curva de Phillips para la economía argentina propuesta por Galí y Gertler (1999) y adaptada para el caso argentino por D'Amato y Garegnani (2004). Según ambos trabajos, la inflación sigue el siguiente proceso:

$$\pi_t = \phi\pi_{t-1} + (1-\phi)E_t\{\pi_{t+1}\} + \delta mc_t + \varepsilon_t.^{12} \quad [1]$$

En donde π_t es la inflación minorista en el período t , π_{t-1} su primer rezago y $E_t\{\pi_{t+1}\}$ la inflación esperada en $t+1$.¹³ Mientras mc_t son los costos marginales. En tanto ε_t son

10 En todos los casos se utilizó el paquete estadístico provisto por el programa Eviews 5.

11 Para más detalle sobre la metodología MGM véase el Capítulo 11 de Greene (2000).

12 Para facilitar al lector la referencia, remarcamos que esta ecuación equivale a la ecuación (10) del trabajo original de Galí y Gertler (1999) y a la ecuación (1) del trabajo de D'Amato y Garegnani (2004).

13 Como es usual en estos modelos, la inflación depende de una combinación convexa entre inflación pasada e inflación futura esperada. Por lo tanto, la expectativa futura de inflación es también una combinación convexa de la inflación presente, la inflación pasada y la brecha del producto. Solo es necesario intercambiar los términos de la ecuación (Galí y Gertler, 1999: 10).

los residuos de la ecuación. Se asume $0 < \phi < 1$, lo que implica neutralidad del dinero en el largo plazo, o lo que es lo mismo, verticalidad en la curva de Phillips.¹⁴

El comportamiento empresarial (microfundamentos) se encuentra presente en el modelo, ya que cada firma enfrenta una probabilidad $1 - \theta$ de ajustar los precios en el período y una probabilidad θ de no hacerlo:

$$p_t = (1 - \theta) \sum_{j=0}^{\infty} (\theta)^j p_{t-j}^* = \theta p_{t-1} + (1 - \theta) p_t^*, \text{ siendo}$$

$$p_t^* = (1 - \beta\phi) \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\phi)^j E_t \{ mc_{t+j} \},$$

es decir que las firmas se suponen idénticas (supuesto de agente representativo) y fijan precios según sus costos esperados y un factor de descuento β . Se obtiene así la ecuación

$$\pi_t = \lambda mc_t + \beta E_t \{ \pi_{t+1} \},^{15}$$

$$\text{donde } \pi_t = p_t - p_{t-1} \text{ y } \lambda = \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta}.$$

La historia inflacionaria se introduce en el modelo al suponer que una fracción de las firmas $(1 - \omega)$ ajusta los precios teniendo en cuenta sus costos esperados y otra fracción ω lo hace según los precios pasados. Así, la regla de ajuste se convierte en:

$$\bar{p}_t^* = (1 - \omega) p_t^f + \omega p_t^b,$$

donde, siguiendo la notación de Galí y Gertler (1999), p_t^f es el precio fijado por las firmas que miran hacia adelante, tal como se describió hasta ahora (forward looking), y p_t^b el precio fijado por las firmas que miran el pasado (backward looking), de modo que $p_t^b = \bar{p}_{t-1}^* + \pi_{t-1}$.

La curva de Phillips Híbrida, que contempla ambos tipos de comportamientos, resulta entonces

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t \{ \pi_{t+1} \} + \lambda mc_t,^{16}$$

14 No es propósito de este trabajo discutir tal extremo supuesto que fue sujeto de abundantes y acertadas críticas, sino que nos serviremos del modelo tal como fue formulado y como es utilizado por las Autoridades Monetarias para señalar nuestro punto de vista sobre la relación entre el tipo de cambio y los precios.

15 Mantenemos la notación y seguimos los artículos de Galí y Gertler (1999) y D'Amato y Garegnani (2004). Esta ecuación lleva el número (3) y el (4) respectivamente en ambos trabajos.

16 Se llega a este resultado, que equivale a la ecuación (24) de Galí y Gertler (1999) y (7) de D'Amato y Garegnani (2004), combinando algebraicamente los resultados previos.

donde

$$\begin{aligned}\lambda &\equiv (1-\omega)(1-\theta)(1-\beta\theta)\phi^{-1}, \\ \gamma_f &\equiv \beta\theta\phi^{-1}, \\ \gamma_b &\equiv \omega\phi^{-1}, \quad \text{con } \phi \equiv \theta + \omega[1-\theta(1-\beta)].\end{aligned}$$

El tipo de cambio ingresa en la ecuación, en línea con el trabajo de D'Amato y Garegnani (2004) y la literatura económica sobre el *pass through*, al considerar el efecto que tienen las variaciones cambiarias sobre el nivel general de precios en economías pequeñas y abiertas. Además, la brecha del Producto (diferencia entre Producto Bruto real y potencial) se asume como proxy de los costos marginales. Con estas consideraciones, la ecuación del modelo propuesto toma la siguiente forma:

$$\pi_t = \phi_1\pi_{t-1} + \phi_2 E_t \{\pi_{t+1}\} + \delta x_t + \lambda \Delta e_t + \varepsilon_t,^{17} \quad [2]$$

donde Δe_t es la variación del tipo de cambio nominal y x_t la brecha del Producto. Por las relaciones teóricas usuales, es de esperar que todos los coeficientes sean positivos, es decir que alteraciones positivas de las variables explicativas se traduzcan en una suba de precios. La inflación pasada π_{t-1} , la expectativa inflacionaria $E_t(\pi_{t+1})$, el incremento del Producto real en términos del potencial x_t y el aumento del tipo de cambio (devaluación) se traducen teóricamente en un alza de precios. Para nuestro propósito es fundamental la estimación del coeficiente λ , que refleja el impacto de las alteraciones cambiarias en los precios, es decir el grado de traslación o *pass through*.

Nos limitaremos aquí a la economía argentina. No obstante, el horizonte de las conclusiones de la investigación es más amplio y se podría extender a otros países la búsqueda de evidencia empírica compatible con la hipótesis.

III. Resultados de la estimación para la economía argentina

Basándonos en los antecedentes citados y en la metodología descrita, estimamos la curva de Phillips según la formulación de [2] y obtuvimos los siguientes resultados:

17 La ecuación es idéntica la propuesta por D'Amato y Garegnani (2004) [ecuación (8)], aunque obviarnos, siguiendo a Martínez Riekes (2006), el término que contempla el efecto de la inflación internacional al considerar que su impacto sobre la inflación queda reflejado en las variaciones cambiarias.

Tabla 1. Estimación de la Curva de Phillips

| Variable | Coefficiente (Error Estand.) |
|--------------|---------------------------------|
| π_{t-1} | 0.386084 0.001663) |
| π_{t+1} | 0.553191 (0.012381) |
| x_t | 0.059776 (0.002128) |
| Δe_t | 0.067858 (0.003834) |

VI (variables instrumentales): 9 rezagos de cada variable

Suma de residuos al cuadrado: 251.5633

Durbin-Watson: 2.44 ; Estadístico "J": 0.1858

Fuente: Elaboración propia

Al igual que D'Amato y Garegnani (2004) optamos por la variante Newey – West Variable para la matriz de covarianzas y por usar nueve rezagos de las variables explicativas como instrumentos.¹⁸ El valor de los coeficientes toma el signo esperado y está en línea con las estimaciones realizadas en investigaciones previas. La incidencia de la brecha del Producto es baja mientras que las expectativas de inflación ganaron terreno con relación a la historia inflacionaria. El coeficiente de traslación, donde radica nuestro mayor interés, es de 0.0678 o 6,78%, un punto intermedio entre el 3% y el 10% de los estudios citados. Como dijimos, la diferencia puede radicar en la actualización de las series y su periodicidad trimestral. Según nuestras estimaciones casi el 7% de la variación cambiaria se traslada al índice de precios.

Antes de continuar con el análisis de evidencia empírica compatible resulta apropiado realizar un test de causalidad en el sentido de Granger, para estudiar si la relación entre las variaciones cambiarias y la inflación es recíproca.¹⁹ A continuación presentamos los resultados del test para cuatro rezagos de las variables:

18 Las autoras encuentran un mejor ajuste del modelo bajo esta forma de la $\hat{\Omega}_{HAC}$, por sobre las especificaciones Newey-West Fija o Andrews. Sobre el tema, véase la Guía del Usuario de E-views 5.

19 Sobre el concepto de causalidad en el sentido de Granger véase Urbisaia y Brufman (2000, 254).

Tabla 2. Test de causalidad de Granger

| Test de causalidad de Granger | | |
|--|-----------------|--------------|
| Hipótesis Nula: | Estadístico "F" | Probabilidad |
| VARTC no causa INFLA en sentido de Granger | 30.5329 | 0.00000 |
| INFLA no causa VARTC en sentido de Granger | 1.21493 | 0.30607 |

Fuente: Elaboración propia

Podemos así rechazar la hipótesis nula de que las variaciones cambiarias (VARTC) no causan, en sentido de Granger, las variaciones de precios (INFLA). En tanto no podemos rechazar la hipótesis de que las modificaciones de precios no causan las alteraciones cambiarias. Estos resultados están en concordancia con la literatura habitual sobre el tema.

IV. Análisis de asimetría

Una vez obtenido el grado de traslación en la curva de Phillips, estimamos otra ecuación en búsqueda de evidencia compatible con la tesis de que las apreciaciones y las depreciaciones cambiarias tienen un impacto diferente sobre la variación de los precios. Para esto modificamos la ecuación [2] y reemplazamos la expresión que acompaña a las variaciones cambiarias por dos nuevos términos. El primero incluye la variable VARPOS, que toma los valores de las modificaciones del tipo de cambio cuando estas son positivas (depreciaciones) y cero en caso contrario. El segundo contiene la variable VARNEG que toma los valores de las modificaciones cambiarias cuando estas son negativas y cero en el caso opuesto.

La división del impacto del tipo de cambio para contemplar por separado ambas direcciones en el sentido del movimiento tiene como antecedente los trabajos de Rassekh y Wilbratte (1990), Coughlin y Pollard (2000) y Varela Loschiavo e Iglesias (2003). La formulación que proponemos es la siguiente:

$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 E_t \{\pi_{t+1}\} + \delta x_t + \lambda_1 VARPOS + \lambda_2 VARNEG + \varepsilon_t \quad [3]$$

La incorporación de estas variables adicionales, en el lugar de la variación conjunta del tipo de cambio, permite observar si efectivamente existe una asimetría en el grado de traslación. La estimación de la ecuación [3] arrojó los siguientes resultados:

Tabla 3. Asimetría en el grado de traslación

| Variable | Coefficiente (Error Est.) |
|---------------|--------------------------------|
| π_{t-1} | 0.390578 (0.002794) |
| π_{t+1} | 0.508828 (0.025778) |
| x_t | 0.073856 (0.006359) |
| <i>VARPOS</i> | 0.094815 (0.005726) |
| <i>VARNEG</i> | -0.047876 (0.009772) |

VI: 9 rezagos de cada variable

Suma de residuos al cuadrado: 297.89

Durbin-Watson: 2.40 ; Estadístico "J": 0.2729

Fuente: Elaboración propia

Los coeficientes que acompañan a las variables explicativas tienen el signo esperado. Puede advertirse en la tabla 3 que el coeficiente de traslación de las depreciaciones cambiarias, *VARPOS*, es positivo y más alto que el coeficiente que acompaña a las variaciones negativas del tipo de cambio (apreciaciones), *VARNEG*.²⁰ Las apreciaciones cambiarias no tienen entonces un efecto equivalente a las depreciaciones. La estimación refuerza el argumento teórico que sugiere la consideración de un doble *pass through*, según se trate de variaciones positivas o negativas del tipo de cambio.²¹ Además, *VARNEG* es negativo al igual que las variaciones cambiarias (apreciaciones) indicando que una apreciación cambiaria no genera deflación, sino que también tiene un impacto en los precios al alza, aunque mucho menor que las devaluaciones. No se produce aquí antinomia alguna, sino que se trata de otra conclusión en línea con la importancia de la inflexibilidad de precios y del ajuste de los precios relativos como causante de la inflación.

20 El resultado está en línea con el análisis empírico de la hipótesis de rigidez a la baja para la Argentina efectuado por Helman et al. (1984).

21 La serie utilizada incluye 22 periodos de depreciaciones cambiarias con un promedio de 2,8% y 20 periodos de apreciaciones cambiarias con un promedio (negativo, por ser disminuciones del tipo de cambio) de 1,6%. La mayor magnitud absoluta de las depreciaciones podría sesgar la muestra a su favor aunque la diferencia entre ambos coeficientes de traslación es importante.

Este último corolario echa por tierra la idea de generar deflación con una apreciación cambiaria: aunque un precio se reduzca (el tipo de cambio) el ajuste de los precios relativos en condiciones de inflexibilidad puede ocasionar un alza del nivel general de precios. No obstante, es claro que durante un proceso inflacionario, movimientos a la baja del tipo de cambio harán al menos que la inflación suba menos de lo que lo haría ante devaluaciones cambiarias. Es decir, puede modificar la pendiente de la tasa de inflación aunque no su tendencia.²²

V. Naturaleza endógena de la dinámica asimétrica

Es posible relacionar la inflexibilidad descendente de los precios con respecto al tipo de cambio con un modelo generador de rigidez endógena como el propuesto por Blinder (1982), en donde la política de inventarios que siguen las empresas resulta fundamental para explicar la rigidez. Si añadimos los inventarios al análisis del grado de traslación puede analizarse si las depreciaciones cambiarias tendrán un mayor efecto sobre la inflación cuando los stocks son bajos o cuando son altos, es decir cuando existen más o menos márgenes de maniobra acumulando o vendiendo stocks como iniciativas previas a la alteración de los precios.

La inexistencia de una medición cuantitativa del nivel de stocks para el conjunto de la economía nos obligó a incorporar como *proxy* una encuesta cualitativa realizada por la Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas (FIEL) para la industria manufacturera.²³ En esta encuesta se pregunta a los empresarios si consideran que sus inventarios están por arriba o por abajo de lo deseado, y posteriormente se crea un índice sobre la base del número de respuestas de una y otra posición. Este método es utilizado por varios países para tener información complementaria a las cuentas nacionales.²⁴

Para la Argentina, el promedio de la serie es de 8,4 puntos (o respuestas afirmativas), valor por debajo del cual consideramos los inventarios escasos y por encima del cual los consideramos excesivos. Es posible crear así variables dicotómicas.²⁵ El resultado son dos series adicionales *SA* (stocks altos) que toma valores 1 cuando la medición de inventarios supera 8,4 y *SB* (stocks bajos) en el caso contrario.

22 Que se revierta la tendencia dependerá de otros factores, desde el nivel de actividad económica hasta el grado de apertura de la economía.

23 Sería de interés incluir, en investigaciones futuras, los inventarios en el sector primario por separado, ya que estos son más difíciles de retener por las características propias de los bienes del sector.

24 Sobre este tipo de encuestas y la implementación en otros países véase Gallardo y Zúñiga (2005).

25 Este valor significa que, en promedio, 8,4 encuestados más consideran sus stocks altos con relación a quienes responden que son bajos. De esta forma, este valor representa en el agregado el valor crítico que Blinder (1982) denomina con la letra *K*.

Para relacionar los stocks con las variaciones cambiarias se crean dos variables artificiales, Y_1 e Y_2 , de manera tal que:

$$Y_1 = VARPOS * SB,$$

$$Y_2 = VARPOS * SA.$$

Así, con Y_1 se mide el efecto de las depreciaciones cambiarias sobre la dinámica de precios cuando los inventarios son bajos, mientras que con Y_2 se observa el impacto cuando los inventarios son altos. El modelo propuesto es entonces el siguiente:

$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 E_t \{ \pi_{t+1} \} + \delta x_t + \lambda_3 Y_1 + \lambda_4 Y_2 + \varepsilon_t. \quad [4]$$

En otras palabras, esta variante permite percibir si la escasez de stocks genera presiones inflacionarias. Para que la evidencia empírica sea compatible con las conclusiones del modelo de Blinder. Esto equivale a sostener que las depreciaciones tienen mayor impacto sobre la inflación cuando los stocks son bajos que cuando son altos. A continuación exponemos los resultados de la estimación:

Tabla 4. Generación endógena de la asimetría

| Variable | Coefficiente (Error Estand.) |
|-------------|---------------------------------|
| π_{t-1} | 0.388681 (0.001774) |
| π_{t+1} | 0.492024 (0.012693) |
| x_t | 0.083452 (0.004527) |
| Y_1 | 0.096107 (0.006853) |
| Y_2 | 0.058693 (0.011251) |

VI: 9 rezagos de cada variable

Suma de residuos al cuadrado: 212.35

Durbin-Watson: 2.51; Estadístico "J": 0.2743

Fuente: Elaboración propia

Todos los términos tienen el signo esperado. Según estos resultados, las depreciaciones cambiarias se trasladan a los precios con un coeficiente de ajuste de 9,6% cuando los inventarios son bajos, mientras que el grado de traslación es de sólo 5,8% cuando los inven-

tarios son altos. Como $\lambda_3 > \lambda_4$, la evidencia se encuentra en línea con los corolarios del modelo de Blinder (1982).

VI. Conclusiones

Si los precios tienen una inflexibilidad asimétrica por motivos endógenos al sistema económico, no se cumple la ley de un solo precio y el grado de traslación será incompleto bajo condiciones normales. Los modelos que pretenden representar la traslación de movimientos del tipo de cambio a los precios deberían tener en cuenta alguno de estos argumentos, o una combinación de ellos, para distinguir la asimetría en el impacto de las apreciaciones y las depreciaciones cambiarias.

Diversos autores enfatizan el rol del ciclo de la economía en la determinación del grado de traslación, pero esto no es equivalente a considerar el nivel de stocks imperante en cada momento del tiempo. Recesiones o expansiones tienen lugar mientras los inventarios son altos o bajos.

Ignorar la rigidez asimétrica y su origen endógeno podría conducir a expectativas infundadas respecto a la eliminación de sus efectos, aunque decisiones gubernamentales y normas legales son decisivas para aminorar el impacto de la inflexibilidad de precios. Una adecuada elucidación de los orígenes de la rigidez contribuye a evitar la búsqueda de mayor flexibilidad por caminos errados y a frenar las expectativas exageradas sobre el resultado de medidas aisladas para ganar flexibilidad.

Un menor o mayor coeficiente de ajuste suscita argumentos a favor o en contra de políticas económicas, tales como la estrategia de metas de inflación, el manejo de las reservas internacionales y la adopción a un régimen cambiario. No es lo mismo analizar el efecto de las variaciones del tipo de cambio en los precios teniendo en cuenta la asimetría y su génesis endógena que sin considerarlas.

Si importa la magnitud del *pass through*, conviene necesariamente reparar en el desdoblamiento del coeficiente de ajuste, ya que el *pass through* podría ser alto para devaluaciones pero no para apreciaciones. Esto atañe al *timing* de implementación de las metas de inflación, pues no será lo mismo avanzar en este esquema en un contexto de apreciación cambiaria que en uno de depreciación: el grado de traslación será distinto y también las posibilidades de éxito.

Como la oferta y demanda de divisas determinan el tipo de cambio, la acumulación o disminución de las reservas afecta la paridad cambiaria. En este marco, la dualidad del grado de traslación implica una asimetría en el efecto sobre los precios del manejo de las reservas internacionales. El impacto absoluto en los precios de las alteraciones cambiarias generadas por variaciones en las reservas es asimétrico y depende del sentido en que varíen los activos. Lo mismo vale para la oferta monetaria. Una devaluación desencadenada por un incremento de la oferta de dinero producirá una mayor reacción en los precios que una apreciación cambiaria concebida por una absorción del circulante.

Bibliografía

- Arellano, M. (2003). Panel data econometrics. *Oxford University Press*.
- Bejarano, J. A. (2004). Estimación Estructural y Análisis de la Curva de Phillips Neo-Keynesiana para Colombia. *Ensayos sobre Política Económica (ESPE)*,(48), 64-117.
- Bhundia, A. (2002). An empirical investigation of exchange rate pass-through in South Africa. Documento de Trabajo165, *International Monetary Fund*.
- Blinder, A. (1982). Inventories and Sticky Prices: More on the Microfoundations of Macroeconomics. *American Economic Review*, 334-348.
- Bravo, H. F., & García, C. J. (2002). *Una revisión de la Transmisión Monetaria y el Pass-Through en Chile*. Documento de Trabajo 149. Banco Central de Chile.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Campa, J. M., & González, J. (2002). Differences in Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area. Documento de Investigación 479, *Centro Internacional de Investigación Financiera*. Universidad de Navarra.
- Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2002). Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon? Documento de Trabajo 8.934. *National Bureau of Economic Research*.
- Choudhri, E. U., & Hakura, D. (2001). Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter? Working Paper 194. *International Monetary Fund*.
- Coughlin, C. C., & Pollard, P. S. (2000). Exchange rate pass-through in US manufacturing: exchange rate index choice and asymmetry issues. Documento de Trabajo 022A. *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series*,
- D'Amato, L., & Garegnani, M. L. (2004). The short-run dynamics of inflation: estimating a "Hybrid New Keynesian Phillips Curve" for Argentina. En: Anales de la Reunión Anual, Asociación Argentina de Economía Política (AAEP), Buenos Aires.
- Falbo, R. (2006). PIB Potencial y Brecha de Producto. *Situación Argentina*, 2(7).
- Gali, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of monetary Economics*, 44(2), 195-222.
- Gallardo, M., & Zúñiga, C. (2005). La Encuesta de Inventarios del Banco Central de Chile. Serie de Estudios Económicos 47. *Banco Central de Chile*.
- Goldfajn, I., & da Costa Werlang, S. R. (2000). *The pass-through from depreciation to inflation: a panel study*. Pontificia Universidade Católica de Rio de Janeiro, Departamento de Economía.
- Green, W. (2000). *Econometric Analysis*. Nueva York: Prentice Hall.
- Gujarati, D. (1997). *Econometría*. Bogotá: MacGraw-Hill [traducción al castellano, tercera edición].

- Hausmann, R., Panizza, U., & Stein, E. (2001). Why do countries float the way they float?. *Journal of development economics*, 66(2), 387-414.
- Helman, H., Roiter, D., & Yoguel, G. (1984). Inflación, variación de precios relativos e inflexibilidad de precios. *Desarrollo económico*, 24(95), 415-430.
- Leiderman, L., & Bar-Or, H. (2000). Monetary policy rules and transmission mechanisms under inflation targeting in Israel. Documento de Trabajo 71, *Banco Central de Chile*.
- Maia, J. L., & Kweitel, M. (2003). Argentina: Sustainable output growth after the collapse. *Dirección Nacional de Políticas Macroeconómicas, Ministerio de Economía y Producción*.
- Martínez, R. (2006). Estimación de una Curva de Phillips para Argentina. *Situación Argentina*, 2(6).
- Mccarthy, J. (1999). Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialised Economies”, Documento de Trabajo 79. *Bank for International Settlements (BIS)*, Basilea, Suiza.
- Mihaljek, D., & Klau, M. (2001). A Note on the Pass-through from Exchange Rate and Foreign Price Changes to Inflation in Selected Emerging Market Economies. *Bank for International Settlements (BIS)*, (8), 69-81.
- Miller, S. (2003). Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995-2002. *Estudios Económicos, Banco Central de Reserva del Perú*, (10), 1-34.
- Muñoz, E., Sánchez, M. R., Manrique, C., & Chavez, E. T. (2003). La Curva de Phillips en Costa Rica. Documento de Investigación, Departamento de Investigaciones Económicas, *Banco Central de Costa Rica*.
- Murillo, J., Morera, A. P., & Ramos, W. (2001). El passthrough del tipo de cambio: un análisis para la economía costarricense de 1991 al 2001. Documento de Investigación 11, *Banco Central de Reserva de Costa Rica*.
- Okun, Arthur M. (1962), “Potential GNP: Its Measurement and Significance”, reimpreso en J. Pechman (ed.), *Economics for Policymaking*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Phelps, E. S. (1967). Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, 34, 254-281.
- Phillips, A. W. (1958). The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957. *Economica*, 25(100), 283-299.
- Rassekh, F., & Wilbratte, B. (1990). The effect of import price changes on domestic inflation: an empirical test of the ratchet effect. *Journal of Money, Credit and Banking*, 22(2), 263-267.
- Svensson, L. E. (1986). Sticky goods prices, flexible asset prices, monopolistic competition, and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, 53(3), 385-405.
- Urbisaia, H. L., & Brufman, J. Z. (2001). *Análisis de series de tiempo: univariadas y multivariadas*. Buenos Aires: Ediciones Cooperativas.

- Varela, G., & Iglesias, C. V. (2003). Mecanismos de transmisión de la política monetario-cambiaria a precios. *Revista de economía*, 10(1), 87-150.
- Winkelried, D. (2003). ¿ Es asimétrico el pass-through en el Perú?: Un análisis agregado. *Estudios Económicos*, (10), 1-29.
- Woo, W. T., & Hooper, P. (1984). Exchange rates and the prices of nonfood, nonfuel products. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 511-530.