

¿El fin de la persistencia inflacionaria?

Fernando N. de Oliveira y Myrian Petrassi*

1. INTRODUCCIÓN

Una de las características más importantes de la dinámica de la inflación es su grado de persistencia, la cual está relacionada con la rapidez con la que la inflación regresa a su nivel inicial luego de un impacto. Como indica Mishkin (2007), si la inflación es persistente, esto aumenta los costos de la política monetaria (en términos de producto o desempleo) para mantener la inflación bajo control.¹

En los últimos años, las economías emergentes e industriales han experimentado cambios importantes en el grado de persistencia inflacionaria. Como muestran Cecchetti *et al.* (2007), tanto la volatilidad como el nivel de inflación de las economías industriales ha disminuido. En estas economías, los decenios del sesenta y del setenta se consideraron como periodos de inflación alta y persistente, mientras que los decenios más recientes de los noventa y primero del siglo XXI, tienen niveles bajos de inflación además de una persistencia baja.

A diferencia de los países industriales, las economías emergentes han experimentado altos niveles de inflación durante un periodo más largo. Algunos de estos países, como Brasil, Argentina, Bolivia, Perú, México, Israel, Polonia y Turquía, han atravesado episodios de *hiperinflación* en los últimos treinta años.² Recién en los años noventa han comenzado a

* F. N. de Oliveira y M. Petrassi son funcionarios del Departamento de Investigación del Banco Central do Brasil.

¹ De manera más formal, podemos definir la persistencia inflacionaria como la propensión de la inflación a converger lentamente hacia su nivel de equilibrio de largo plazo tras un choque que haya conducido a la inflación lejos de este equilibrio.

² En algunos casos es difícil definir si un proceso inflacionario de un país fue un

decrecer los niveles de inflación en estos países. Esto se debe en parte a cambios significativos en la conducta de sus políticas macroeconómicas.³ Sin embargo, no resulta claro si la reducción de los niveles de inflación ha estado acompañada por una reducción de su persistencia inflacionaria.⁴

El objetivo de este trabajo es analizar de manera empírica la persistencia inflacionaria en varios países industriales y emergentes en los últimos años. Seleccionamos una muestra muy representativa de 23 economías industriales y 17 emergentes. Es nuestra intención responder las siguientes interrogantes: ¿Es la persistencia inflacionaria baja tanto en economías emergentes como en industriales? ¿Se mantuvo estable la persistencia a lo largo de nuestro periodo de muestra en todos los países? ¿Resulta más alta la persistencia inflacionaria en los países que han sufrido *hiperinflación* en los últimos años que en los otros países?⁵

Nuestros resultados muestran que la persistencia inflacionaria es baja y en general se ha mantenido estable tanto en las economías industriales como en las emergentes. Observamos que la persistencia parece ser más baja en las economías industriales que en las economías emergentes. Asimismo, mostramos que incluso las economías que han experimentado episodios de *hiperinflación* en los últimos años, hoy en día tienen una baja persistencia inflacionaria, si bien es cierto que esta es aparentemente más alta que la observada en los otros países de la muestra. Una explicación posible de esto es que la memoria inflacionaria aún puede estar viva en los agentes económicos.

Para obtener nuestros resultados estimamos varias dinámicas de inflación de forma reducida. Calculamos los siguientes tipos de modelos: modelos con rezagos inflacionarios con o sin brecha del PIB; curvas de Phillips neokeynesianas con tipos de cambio, y modelos de dinámicas de

episodio de *hiperinflación*. Es por ello que hemos decidido indicar con letra cursiva este concepto.

³ Como ejemplo de algunas de estas políticas macroeconómicas podemos señalar: adopción de metas de inflación, reducción de déficits presupuestales, mejora de la regulación financiera, liberalización comercial y políticas de tipo de cambio flexible, entre otras.

⁴ Ver Stock y Watson (2004) para un breve análisis de la política monetaria en algunos países industriales en los últimos años.

⁵ Nuestra muestra de economías emergentes incluye a: Argentina, Brasil, Bolivia, Chile, Colombia, Corea, Eslovaquia, Filipinas, Hungría, Israel, México, Perú, Polonia, República Checa, Sudáfrica, Tailandia y Turquía. La muestra de países industriales incluye a: Alemania, Austria, Australia, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, Estados Unidos Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Islandia, Italia, Japón, Luxemburgo, Noruega, Nueva Zelanda, Países Bajos, Portugal, Reino Unido, Suecia y Suiza.

inflación de forma reducida de modelos estructurales que incorporan alguna forma de rigidez de salarios según Blanchard y Galí (2005). Nuestro periodo de muestra comienza el primer trimestre de 1995. Contamos con datos trimestrales y utilizamos la inflación general de precios al consumidor como nuestra medida de inflación.⁶

El hallazgo de un parámetro de persistencia bajo y estable en una gran cantidad de países diferentes puede resultar un tanto sorprendente considerando la obvia relevancia de la crítica de Lucas (1976) para nuestro ejercicio. Sin embargo, resulta coherente con evidencia reciente de Estados Unidos, como lo muestra Rudebusch (2005). Rudebusch estima una curva de Phillips neokeynesiana para mostrar que los parámetros de regresión de forma reducida tenderán a mantenerse relativamente estables incluso en presencia de cambios realistas en las reglas de la política monetaria.

En muchos de los países que hemos considerado se han llevado a cabo cambios sustanciales en la política monetaria en las últimas dos décadas. En el caso de los países europeos, la introducción del euro resulta un hito muy importante. En el caso de las economías emergentes, podemos citar más políticas macroeconómicas saludables incluyendo, en muchas de ellas, la elección de metas de inflación como marco para sus políticas monetarias. Por este motivo, uno de nuestros enfoques claves fue permitir la posibilidad de quiebres estructurales en la dinámica inflacionaria para evitar estimaciones espurias del grado de persistencia.

Observamos que hay poca inestabilidad en los parámetros de persistencia inflacionaria en la mayoría de las economías que estudiamos. Llevamos a cabo varias pruebas de estabilidad, así como estimaciones por medio de mínimos cuadrados recursivos. La estimación de toda la muestra del parámetro de persistencia está en general alejada de uno y es estable debido a que los resultados de los puntos de quiebre desconocidos son coherentes con la hipótesis nula de que no hubo cambio alguno en la persistencia inflacionaria en el tiempo. En general, nuestros resultados concuerdan con una representación estable de forma reducida para la inflación y un nivel bajo de persistencia inflacionaria.

⁶ Varios factores pueden explicar la persistencia: la persistencia se puede heredar de fluctuaciones persistentes en los factores determinantes de la inflación, como el costo marginal o la brecha del producto (esto se conoce como persistencia extrínseca); la dependencia de la inflación de su propio pasado, también llamada persistencia intrínseca; y la persistencia debido a la formación de expectativas de inflación. Cada una de estas formas puede estar asociada con uno de los tres términos de una curva de Phillips neokeynesiana.

Nuestros resultados son coherentes con una vasta literatura que muestra que la persistencia inflacionaria ha disminuido, tales como: Dossche y Everaert (2005), Taylor (1999), Altissimo *et al.* (2006), Benati (2008) y Batinì (2002). Sin embargo, nuestro trabajo contribuye a la literatura al estudiar un grupo mayor de países y más diversificado, incluyendo varios emergentes; al considerar un periodo más reciente, y al estimar varias especificaciones de dinámicas inflacionarias.

Otros trabajos estudian cómo la persistencia inflacionaria ha evolucionado a lo largo de un periodo de tiempo mayor, también mediante la estimación de modelos de inflación de forma reducida. Por ejemplo, Mishkin (2007) estudia la persistencia inflacionaria en Estados Unidos en los últimos 40 años utilizando modelos autorregresivos y descomponiendo la inflación en ciclo y tendencia, como en Stock y Watson (2006). Mishkin confirma los resultados de Stock y Watson (2006), y demuestra que la persistencia inflacionaria está decreciendo en todo el mundo desde los noventa comparada con la persistencia observada durante los decenios de los sesenta y setenta.⁷

Nason (2006) describe la dinámica inflacionaria en Estados Unidos con diferentes modelos de inflación y confirma los resultados de Mishkin (2007) y de Stock y Watson (2006) que indican que la persistencia inflacionaria ha disminuido en los últimos años en Estados Unidos. Rudd y Whelan (2005) estiman una curva de Phillips neokeynesiana híbrida con rezagos en la inflación y muestran que la inflación en Estados Unidos es mucho más prospectiva que retrospectiva, lo que indica que la persistencia inflacionaria está disminuyendo. Fuhrer (2005) también estima un modelo de inflación utilizando la curva de Phillips neokeynesiana híbrida. Distingue dos tipos de persistencia: una relacionada con la dinámica de la brecha de producto, y la otra con el costo marginal –que depende de los rezagos inflacionarios. Fuhrer muestra que la parte más relevante de la inflación de los últimos años se debe a la inflación intrínseca y no a la brecha de producto.

Un factor explicativo importante detrás de este bajo nivel y de la persistencia inflacionaria estable en el pasado cercano es el anclaje de las

⁷ Stock y Watson (2006) muestran que la dinámica de la inflación en Estados Unidos está bien descrita por una serie de factores latentes, tales como el ciclo y la tendencia, ambos con volatilidad estocástica. El ciclo es un proceso estacionario mientras que la tendencia es no estacionario. La persistencia inflacionaria se describe como una tendencia. Los autores muestran que la persistencia inflacionaria ha disminuido sustancialmente en Estados Unidos en la última década.

expectativas de inflación de los agentes económicos. Al llevar a cabo políticas monetarias que anclan las expectativas de inflación de los agentes económicos, los bancos centrales pueden asegurar que la inflación real no se desvíe por demasiado tiempo y de manera muy persistente de sus objetivos a mediano plazo. Creemos que las expectativas de inflación a largo plazo se han anclado con éxito en años recientes y que, como resultado, las expectativas de inflación dependen mucho menos de la inflación pasada. Asimismo, la evolución real de la inflación es mucho menos persistente.

El resto del trabajo se presentará de la siguiente manera: la sección 2 describe los datos. La sección 3 presenta el análisis empírico; y en la sección 4 se concluye.

2. DATOS

Nuestros datos son trimestrales y comienzan en el primer trimestre de 1995. Se componen de 40 países: 23 industriales y 17 emergentes. Nuestra fuente de datos son las Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional. Nuestra medida de inflación es la inflación general del IPC. Asimismo, utilizamos las siguientes variables como exógenas: el tipo de cambio nominal y la brecha del PIB, es decir la diferencia entre el PIB nominal y el PIB potencial obtenida mediante la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott.

Para propósitos de nuestro análisis, separamos nuestra muestra de países en tres grupos: un grupo compuesto por países industriales (Alemania, Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, Estados Unidos, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Islandia, Italia, Japón, Luxemburgo, Noruega, Nueva Zelanda, Países Bajos, Portugal, Reino Unido, Suecia y Suiza), países emergentes que no sufrieron *hiperinflación* en los últimos años (Chile, Colombia, Corea, Eslovaquia, Filipinas, Hungría, República Checa, Sudáfrica y Tailandia) y economías emergentes que sí tuvieron episodios de *hiperinflación*, tales como Argentina, Bolivia, Brasil, Israel, México, Perú, Polonia y Turquía.

El cuadro 1 muestra estadísticas descriptivas de inflación de esas economías: emergentes (total), emergentes con *hiperinflación* y economías industriales. Podemos observar que la inflación trimestral promedio en las economías de mercado emergentes (EME) fue de un 1.84% y la desviación estándar promedio fue de 0.018. En lo que respecta a la brecha del PIB, la brecha promedio es del 0.14%.

CUADRO 1. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS: INFLACIÓN Y BRECHA DEL PRODUCTO (en porcentajes)

	<i>Países de mercados emergentes</i>		<i>Países de mercados no emergentes</i>
	<i>Total</i>	<i>Con hiperinflación</i>	<i>Total</i>
Inflación promedio	1.84	2.32	0.54
Desviación estándar promedio	0.018	0.022	0.006
Inflación máxima	19.43	19.43	5.55
Inflación mínima	-4.10	-1.42	-3.99
Promedio de la brecha de producto	-0.14	-0.30	-0.01

FUENTE: Fondo Monetario Internacional.

La columna 2 del cuadro 1 muestra estadísticas descriptivas de inflación del grupo de economías emergentes que han tenido episodios de *hiperinflación* en los últimos 30 años. Se puede observar que la inflación promedio fue de un 2.32% y que la desviación estándar promedio fue de 0.022. La brecha de producto promedio fue el -0.30% en este subgrupo. La columna 3 se señala que en los países no emergentes de la muestra, la inflación promedio fue de sólo un 0.54%. La brecha de producto promedio, por otro lado, fue mayor, -0.01%.

En el cuadro 1 queda claro que la inflación es mayor en las economías emergentes que han tenido *hiperinflación* en los últimos años. La inflación promedio en estas economías fue un punto porcentual (pp) más alta que la inflación promedio en las economías emergentes que no sufrieron *hiperinflación* y 1.78 pp más alta que las economías industriales que tampoco sufrieron *hiperinflación*. No sólo el promedio, sino también la volatilidad es mucho más alta que en los países no emergentes y también en los no hiperinflacionarios.

En la próxima sección, se presentará nuestro análisis empírico basado en la estimación de la dinámica inflacionaria de forma reducida para estos grupos de países.

3. ANÁLISIS EMPÍRICO

3.1 Modelos tradicionales de inflación

El grado de persistencia inflacionaria se puede medir de diferentes maneras. Los resultados que se informan en esta sección se basan en los métodos más frecuentes utilizados en la literatura. Con el objeto de mostrar la rapidez con la que la inflación regresa a su nivel medio luego de

una perturbación, o su persistencia, medimos la dependencia de la inflación con base en sus valores pasados.

La manera más obvia de medir la persistencia inflacionaria es realizar una regresión de la inflación con respecto a algunos de sus rezagos, como en la ecuación (1), y luego calcular la suma de coeficientes de la inflación rezagada. Si la suma de los coeficientes se acerca a uno, entonces los choques a la inflación han tenido efectos duraderos sobre la inflación. Mientras más alta es la suma de los coeficientes de los rezagos de la inflación, más le toma a la inflación regresar a su punto medio. En otras palabras, la inflación se comporta como un camino aleatorio por lo que cuando la inflación sube, tiende a mantenerse arriba. Si la suma de los coeficientes es bastante menor que uno, entonces cualquier choque a la inflación tiene solo un efecto temporal y la inflación pronto regresa a su nivel de tendencia.

$$(1) \quad \pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \sum_{k=2}^L \phi_k \pi_{t-k} + \varepsilon_t, \quad E[\varepsilon_t] = 0, \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2,$$

donde π_t es la inflación general de precios al consumidor.

En la medida en que la inflación rezagada captura la verdadera persistencia en el proceso de fijación de precios, el modelo implica que sólo se pueden producir reducciones rápidas de la inflación contra un aumento sustancial en el desempleo o una baja en el producto. Por ello, el modelo apunta a un enfoque gradualista como la mejor manera de llevar a cabo una reducción grande de la inflación.

Un enfoque equivalente para analizar la persistencia (que utilizaremos en este trabajo) es estimar ρ en la ecuación (2) como se muestra en O'Reilly y Whelan (2005).

$$(2) \quad \pi_t = \beta_0 + \rho \pi_{t-1} + \sum_{k=2}^L \phi_k \Delta \pi_{t-k} + \varepsilon_t, \quad E[\varepsilon_t] = 0, \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2.$$

Hay un número de buenas razones para concentrarse en ρ como nuestra medida principal de persistencia inflacionaria. Por ejemplo, en este modelo, ρ es un factor determinante de la respuesta a los choques a lo largo del tiempo. También puede demostrarse que $1/(1 - \rho)$ da un impulso-respuesta agregado de horizonte infinito a los choques. Asimismo, una ventaja de centrarse en la estimación de ρ en lugar de en la suma de coeficientes es que el primero permanece pertinente incluso cuando el proceso subyacente contiene una raíz unitaria o es explosivo.

Escogimos el número de rezagos de la primera diferencia de la inflación general de precios al consumidor en la ecuación (2) para que los residuos no presenten autocorrelación; para ello se utilizó la prueba del multiplicador de Lagrange para identificar la autocorrelación. También verificamos la heterocedasticidad con las pruebas de White y Breusch-Pagan. Si había evidencia de heterocedasticidad, esta se corrigió con los errores robustos de Newey-West. Llevamos a cabo una prueba de Wald de $\rho = 1$ para todas las estimaciones de los modelos tradicionales y rechazamos $\rho = 1$ en todos los casos. Además comparamos el promedio del coeficiente de persistencia inflacionaria de los tres grupos mediante pruebas de Wald en un sistema de ecuaciones estimadas con mínimos cuadrados ordinarios en los que en cada ecuación es la misma que estimamos individualmente.

Asimismo, desde un punto de vista econométrico resulta crucial permitir quiebres estructurales en la dinámica inflacionaria. De otro modo, podríamos estar estimando coeficientes incoherentes y sesgados. Buscamos quiebres utilizando diferentes métodos, como por ejemplo: las pruebas de Andrews-Quandt y de Chow. Encontramos indicios de quiebres estructurales en los siguientes países: Argentina, Austria, Grecia y Polonia. Luego seleccionamos posibles puntos de quiebre con la prueba de Chow. Cambiamos la especificación utilizando variables ficticias como regresores o interactuándolos con los regresores de rezagos de la inflación. Nuestros resultados no se modificaron con estas nuevas especificaciones.

En la gráfica I mostramos las estimaciones recursivas de mínimos cuadrados para el coeficiente de persistencia inflacionaria (ρ) en la ecuación (2): los países emergentes que han sufrido episodios de alta inflación y aquellos que no lo hicieron y 10 (de 23) países industriales. La persistencia inflacionaria de todos los países parece mantenerse estable, en especial después de 2003. Los países emergentes parecen tener persistencia inflacionaria que fluctúa alrededor de 0.5, mientras que la persistencia en los países industriales parece fluctuar alrededor de cero.

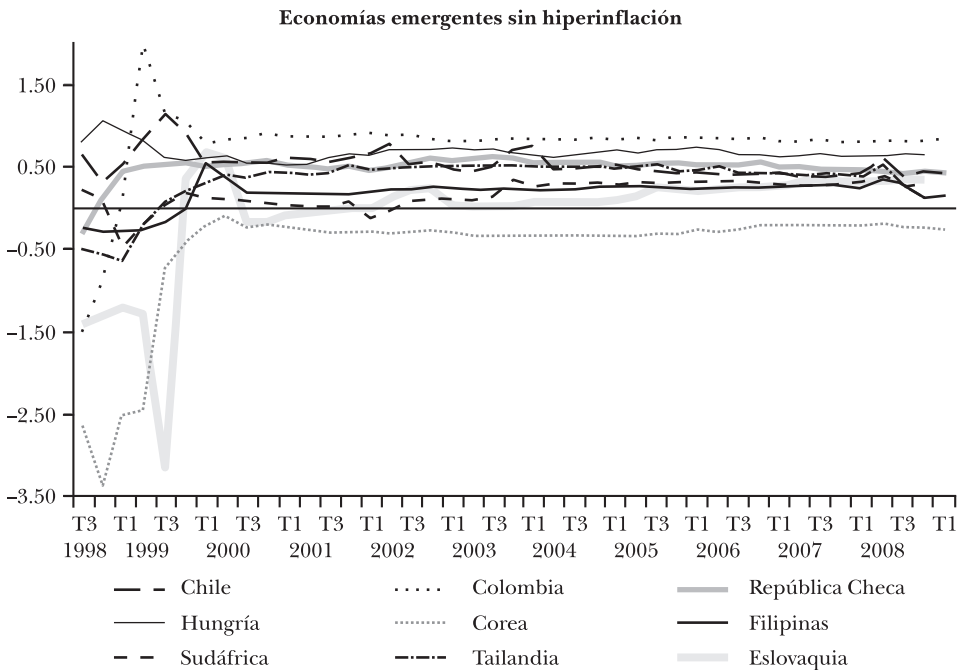
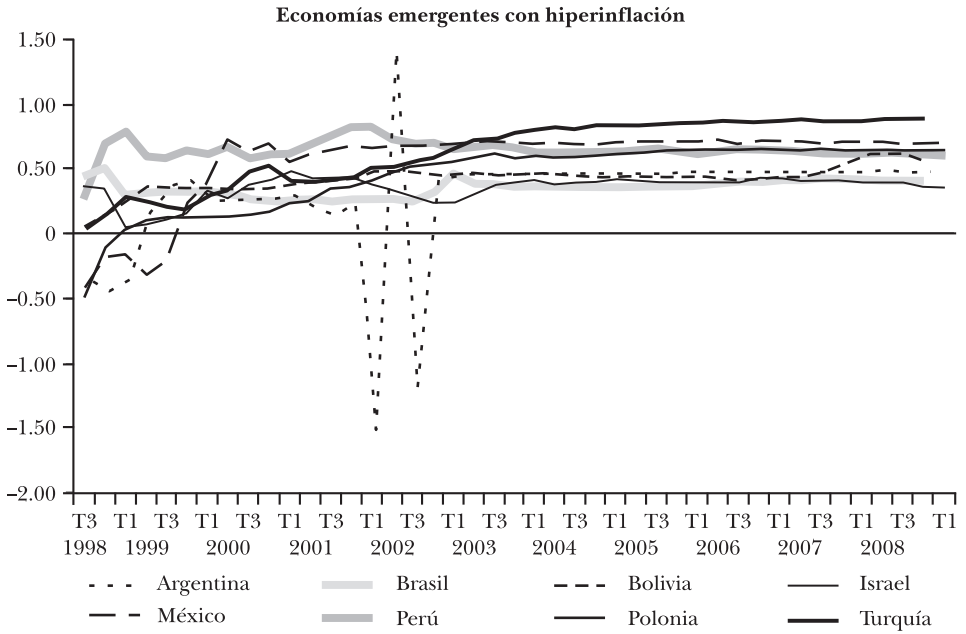
El cuadro 2 (columna 1) muestra el ρ estimado para esta especificación. El coeficiente promedio de persistencia fue 0.15, y Turquía tiene el más alto, 0.879. Los mercados de economías emergentes parecen tener, en promedio, los coeficientes más altos, 0.45 comparado con el 0.07 de las economías industriales. Asimismo, los países de mercados emergentes con *hiperinflación* parecen tener una persistencia incluso mayor. Considerar solo estos países aumenta el coeficiente de persistencia a 0.59. La persistencia promedio de las economías emergentes que no sufrieron

CUADRO 2. PARÁMETROS ESTIMADOS DE PERSISTENCIA INFLACIONARIA

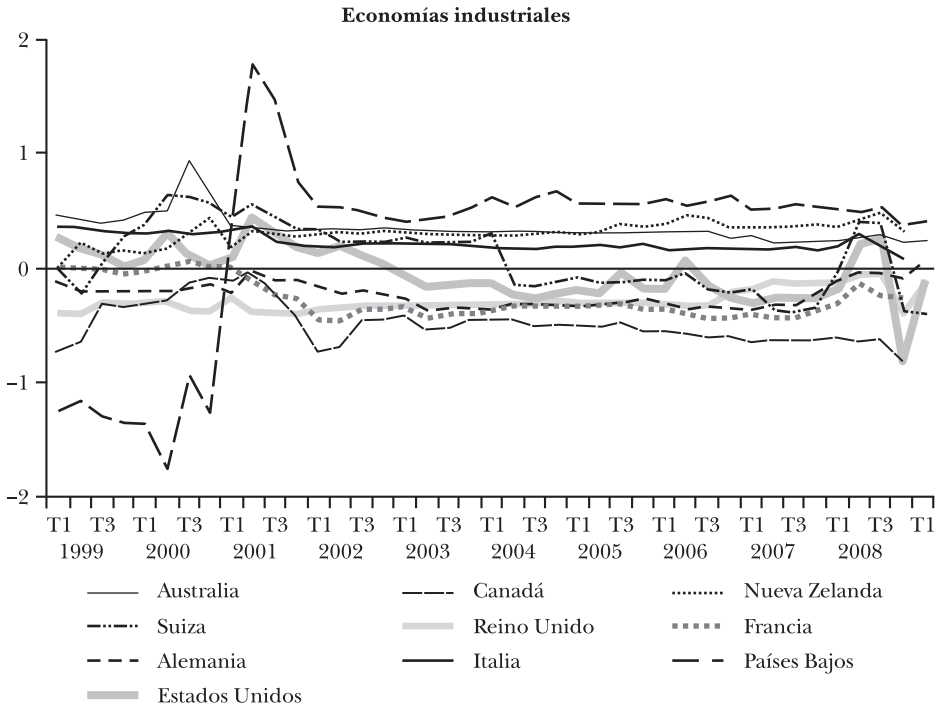
	<i>Ecuación (2)</i>	<i>Ecuación (2)</i>	<i>Ecuación (3)</i>	<i>Ecuación (4)</i>	<i>Ecuación (5)</i>
	<i>AR(ρ)</i>	<i>Incluye la brecha del producto</i>	<i>Curva de Phillips neokeynesiana</i>	<i>Curva de Phillips neokeynesiana incluido rezago del producto (-1)</i>	<i>Galí y Gertler, con desempleo</i>
Alemania	0.068	(0.057)	(0.188)	0.148	0.036
Argentina	0.479	0.428	0.296	0.412	0.539
Australia	0.250	0.282	0.018	0.125	0.065
Austria	0.123	(0.149)	(0.018)	0.146	(0.102)
Bélgica	(0.265)	(0.397)	0.198	(0.051)	0.118
Bolivia	0.581	0.596	(0.026)	0.070	-
Brasil	0.416	0.426	0.441	0.509	0.503
Canadá	(0.805)	(0.883)	0.021	0.067	0.157
Chile	0.435	0.288	0.073	0.101	-
Colombia	0.825	0.782	0.408	0.481	0.445
Corea	(0.284)	(0.416)	(1.008)	(0.464)	(0.641)
Dinamarca	(0.199)	(0.184)	0.147	0.140	0.229
Eslovaquia	0.347	0.007	(0.127)	(0.116)	(0.180)
España	(0.385)	(0.394)	(0.906)	0.103	2.921
Estados Unidos	(0.817)	(1.337)	0.166	0.154	0.172
Filipinas	0.136	0.183	0.158	0.138	-
Finlandia	(0.038)	(0.095)	(0.126)	0.600	0.050
Francia	(0.250)	(0.357)	0.147	(0.150)	0.317
Grecia	0.393	(1.431)	-	-	-
Hungría	0.657	0.656	0.641	0.596	0.714
Irlanda	0.297	0.141	-	-	0.601
Islandia	0.577	0.568	(0.387)	(0.270)	-
Israel	0.366	0.381	0.158	(0.071)	-
Italia	0.095	(0.046)	0.481	0.399	-
Japón	(0.343)	(0.473)	0.370	0.292	0.323
Luxemburgo	0.177	0.068	(0.049)	0.406	0.036
México	0.704	0.783	0.534	0.455	-
Noruega	(0.504)	(0.599)	0.173	0.119	0.187
Nueva Zelanda	0.319	0.123	0.260	0.347	0.263
Países Bajos	0.409	(0.082)	(0.523)	1.124	(0.739)
Perú	0.601	0.617	0.229	0.245	-
Polonia	0.661	0.659	0.616	0.591	0.547
Portugal	(0.340)	(0.101)	(1.058)	(0.397)	-
Reino Unido	(0.110)	(0.250)	0.170	0.224	0.437
República Checa	0.404	0.508	(0.079)	(0.221)	0.124
Sudáfrica	0.290	(0.071)	(0.099)	(0.134)	0.397
Suecia	0.115	(0.040)	0.045	0.112	(0.304)
Suiza	(0.383)	(0.436)	(0.934)	(0.834)	(0.396)
Tailandia	0.134	(0.263)	0.316	0.312	0.350
Turquía	0.879	0.864	(0.177)	0.100	0.224

¿El fin de la persistencia inflacionaria?

GRÁFICA I. ESTABILIDAD DE LA INFLACIÓN MODELADA CON PARÁMETROS DE PERSISTENCIA



COMO EN UN PROCESO ARMA, 1998-2009



hiperinflación también parece ser mayor que la de los países industriales (0.33 comparado con 0.07).⁸

Repetimos la estimación indicada incluyendo en la ecuación (2) la brecha de producto calculada mediante el filtro de Hodrick-Prescot.⁹ Los resultados son muy similares a los descritos anteriormente (ver columna 2 del cuadro 2). Una vez más, las economías que han sufrido episodios de *hiperinflación* en los últimos años mostraron promedios más altos, así como mayor volatilidad de la persistencia inflacionaria.

Si la inflación ciertamente se ha tornado menos persistente debido a

⁸ Comparamos el promedio del coeficiente de la persistencia en los tres grupos mediante una prueba de Wald en un sistema de ecuaciones estimadas con mínimos cuadrados ordinarios, en donde cada ecuación es la misma que estimamos de manera individual.

⁹ De nuevo, se realizaron pruebas para identificar autocorrelación, heterocedasticidad y quiebres estructurales, y comparamos las diferencias estadísticas de los promedios del coeficiente de persistencia inflacionaria de los diferentes grupos. Asimismo, se volvió a realizar la prueba de Wald de $\rho = 1$, para todas las estimaciones de los modelos tradicionales de la brecha del PIB. La hipótesis $\rho = 1$ se rechazó para todas las estimaciones.

que la política monetaria ha anclado las expectativas de inflación de manera más sólida, las autoridades monetarias pueden descubrir que tienen menos necesidad de provocar grandes cambios en la actividad económica para controlar la inflación. Este es un beneficio clave de establecer un ancla nominal. De ser correcto, no hace falta que los movimientos cíclicos en las tasas de interés sean tan marcados como es necesario cuando las expectativas no están ancladas. Para intentar estudiar esta posibilidad, en la próxima sección estimaremos modelos neokeynesianos de inflación que incorporen las expectativas de inflación.

3.2 Estimación de modelos neokeynesianos

La implicación más importante del modelo neokeynesiano puro de inflación es que no tiene persistencia intrínseca de la inflación en el sentido de que no hay dependencia estructural de la inflación sobre sus propios valores rezagados. En cambio, la inflación se determina de una manera completamente prospectiva. Una implicación de este modelo en contraste con los tradicionales es que con este es mucho más sencillo reducir la inflación con rapidez que con el tradicional. De hecho, de acuerdo con el modelo neokeynesiano, la inflación se puede controlar sin costo con un compromiso creíble de mantener la producción cerca de su potencial.

Se ha demostrado que en economías en las que los bancos centrales han adoptado objetivos de inflación explícitos, las expectativas de inflación a largo plazo no se relacionan con la inflación pasada. En este contexto, la transparencia del banco central es vital. En tal entorno, los agentes intentarán diferenciar los movimientos persistentes en los objetivos de inflación de las perturbaciones transitorias, y podrán hacerlo con mayor rapidez mientras más transparente y creíble sea el banco central.¹⁰

Debido a la dificultad de ajustar los datos con el modelo neokeynesiano puro prospectivo, se ha producido una vasta cantidad de literatura que incorpora los rezagos de la inflación en la curva de Phillips neokeynesiana.¹¹ Para muchos, esta clase de modelos representa un tipo de término

¹⁰ La formulación más popular de un marco neokeynesiano tiene su base en el modelo de ajuste aleatorio de precios de Calvo (1983). El modelo asume que en cada periodo una fracción aleatoria de empresas reajusta su precio mientras que otras lo mantienen sin cambio alguno. Calvo asume competencia imperfecta como la estructura de mercado. Estas dos hipótesis generan la base del modelo neokeynesiano de inflación.

¹¹ Ver Furher y Moore (1995), Galí y Gertler (1999) y Christiano *et al.* (2005), sobre algunos modelos teóricos que justifican la inclusión de rezagos de la inflación en las curvas

medio sensato que mantiene la perspicacia de los modelos de expectativas racionales estándar a la vez que permiten un mejor ajuste empírico al atacar directamente una deficiencia conocida del modelo puro prospectivo de inflación. Como resultado, esta clase de modelos se ha utilizado de manera extendida en los análisis de política monetaria aplicada.

La ecuación estructural para la inflación que estimamos está inspirada en cierta medida en la curva de Phillips neokeynesiana híbrida como se observa en la ecuación (3). Estos modelos le agregan a la inflación una dependencia de sus valores rezagados con respecto a los modelos prospectivos puros. Con frecuencia, se considera a tales modelos como una solución intermedia entre la necesidad de fundamentos micro rigurosos del tipo en que se apoya la curva de Phillips neokeynesiana pura y la necesidad de ajustar los datos de manera empírica.

$$(3) \quad \pi_t = \rho\pi_{t-1} + (1-\rho)E_t[\pi_{t+1}] + \beta_2 h_{t-1} + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad E[\varepsilon_t] = 0, \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2,$$

donde h_t es la brecha de producto y X_t es el tipo de cambio.

El parámetro que mide la persistencia inflacionaria es ρ . Estimamos la ecuación (3) antes indicada utilizando rezagos de la inflación general de precios al consumidor como instrumentos. Asimismo, evaluamos la presencia de autocorrelaciones con la prueba del multiplicador de Lagrange y heterocedasticidad con la prueba de White. En presencia de autocorrelación, incluimos más rezagos de los regresores, hasta que no hay más evidencia de autocorrelación. En presencia de heterocedasticidad, la corregimos con la matriz robusta de Newey-West. Una vez más, evaluamos la significancia de las diferencias en los coeficientes promedio de persistencia inflacionaria.

La columna 3 del cuadro 2 muestra el ρ estimado. El estimador promedio de persistencia fue de 0.009 y la desviación estándar fue de 0.43. El país con el promedio más alto fue Hungría, mientras que el que tenía el menor fue Portugal. Considerando nuestros tres grupos, las economías emergentes que no sufrieron episodios de *hiperinflación* tuvieron un estimador promedio de persistencia de 0.03. Dentro del grupo de economías industriales, el coeficiente promedio fue de -0.095. El país con la mayor persistencia fue Italia.

Considerando los países que sufrieron episodios de *hiperinflación*, la mayor persistencia la tuvo Polonia (0.62), mientras que la más baja fue Turquía (-0.18). El promedio de este grupo fue de 0.26.

de Phillips neokeynesianas.

En la gráfica II mostramos las estimaciones recursivas de mínimos cuadrados para el coeficiente de persistencia inflacionaria (ρ) en la curva de Phillips neokeynesiana. Una vez más, las economías de mercado emergentes parecen tener niveles más altos de persistencia. Y los países que tienen una historia de *hiperinflación* tienen un nivel de persistencia aun mayor.

Como se puede observar, estos resultados no difieren de lo estimado por los modelos más tradicionales presentados en la sección 3.1. Una vez más, una inflación alta en el pasado implica una mayor persistencia inflacionaria en el presente.

En la sección siguiente, incluiremos la rigidez salarial en el marco neokeynesiano de acuerdo con Blanchard y Galí (2005). El objetivo de esto es ver si existe un cambio en la persistencia estimada debido a estas rigideces.

3.3 Cálculo de nuevos modelos keynesianos con rigidez salarial

Blanchard y Galí (2005) incorporan rigideces salariales en el modelo estructural de inflación. La ecuación de forma reducida que resulta de su modelo estructural es la ecuación (4) que se incluye más adelante. Nótese que esta ecuación resulta muy similar a la especificación de las curvas de Phillips neokeynesianas híbridas utilizadas en muchas aplicaciones de análisis empíricos y de políticas, y que permite tanto términos de inflación rezagados como prospectivos (con coeficientes cuya suma se acerca a uno). En nuestro modelo, el peso relativo de la inflación rezagada se vincula de manera estrecha con el grado de rigidez de los salarios reales. La novedad es la inclusión de la primera diferencia de la brecha de producto rezagada. Esto es el resultado de rigidez salarial, que hace que no sea posible la divina coincidencia –cuando al estabilizar la inflación, el banco central también estabiliza la brecha relevante de bienestar. El coeficiente ρ continúa midiendo la persistencia inflacionaria. Galí y Blanchard demuestran que este coeficiente es una función creciente de rigidez salarial.

$$(4) \quad \pi_t = \rho\pi_{t-1} + (1-\rho)E_t[\pi_{t+1}] + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 \Delta h_{t-1} + \varepsilon_t, \quad E[\varepsilon_t] = 0, \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2.$$

La columna 4 del cuadro 2 muestra el ρ estimado para esta especificación. El coeficiente promedio de persistencia fue 0.16 y Turquía tiene el más alto, 1.124. Las economías de mercados emergentes que han sufrido *hiperinflación* en el pasado reciente parecen tener en promedio coeficientes más elevados, 0.289 comparado con 0.134 de las economías industriales.

Para todas las estimaciones se buscaron quiebres estructurales mediante las pruebas Andrews-Quandt, Chow y mínimos cuadrados recursivos. No se observaron quiebres en los procesos calculados. Una vez más llevamos a cabo una prueba de Wald de $\rho = 1$ para todas las estimaciones. La hipótesis $\rho = 1$ se rechazó para casi todas las economías con excepción de los Países Bajos. Una vez más, comparamos las diferencias estadísticas de los promedios del coeficiente de persistencia inflacionaria de los diferentes grupos con un enfoque de sistema de ecuaciones.

Otra implicación del modelo de Blanchard y Galí (2005) es la relación entre la inflación y el desempleo como se indica en la ecuación (5). Como explica Mishkin (2007), cuando los investigadores estiman esta ecuación, en general encuentran que los coeficientes de la brecha de desempleo han disminuido en valor absoluto desde el decenio de los ochenta, a menudo en un monto significativo. En otras palabras, la evidencia sugiere que la curva de Phillips se ha achatado.

$$(5) \quad \pi_t = \rho\pi_{t-1} + (1-\rho)E_t[\pi_{t+1}] + \beta_1 u_{t-1} + \varepsilon_t, \quad E[\varepsilon_t] = 0, \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2.$$

La columna 5 del cuadro 2 muestra el ρ estimado para esta especificación. El coeficiente promedio de la persistencia fue 0.246 y España tiene el más alto, 2.921. Las economías de mercados emergentes con *hiperinflación* en el pasado reciente parecen tener en promedio coeficientes más elevados, 0.453 comparado con 0.23 de las economías industriales.

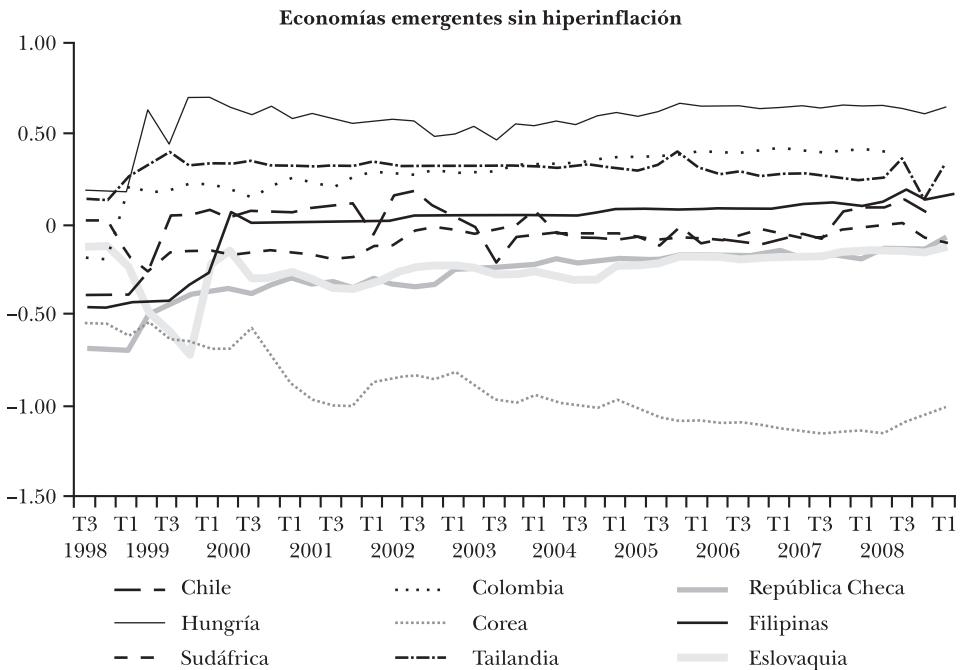
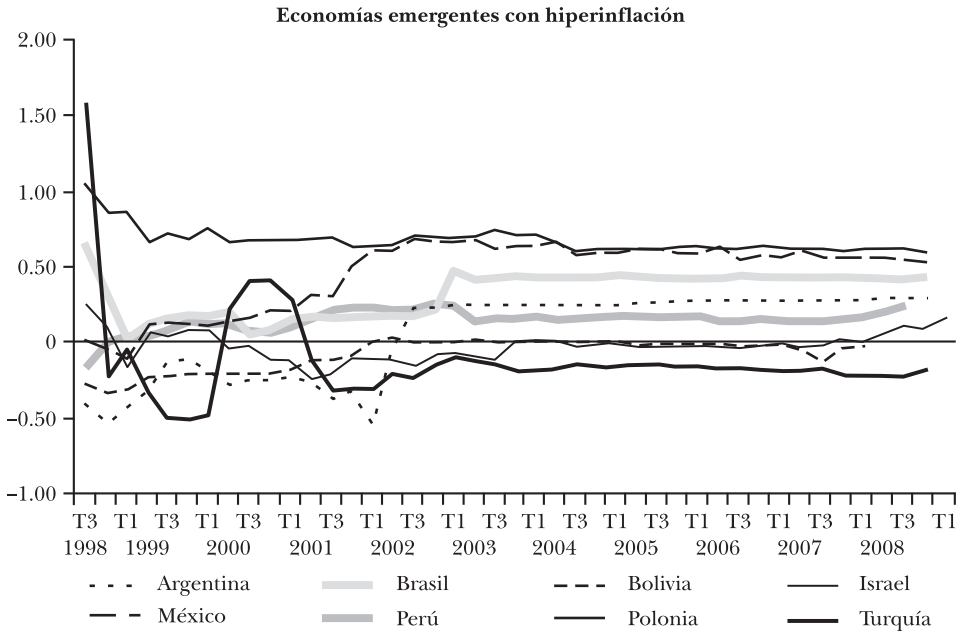
Para todas las estimaciones, se buscaron quiebres estructurales con las pruebas Andrews-Quandt, Chow y mínimos cuadrados recursivos. No observamos quiebres en ninguno de los procesos que estimamos. La prueba de Wald rechazó $\rho = 1$ en casi todas las economías con la excepción de España e Irlanda.

Como se puede observar, una vez más los resultados de ambos modelos de rigidez salarial resultan similares a los modelos tradicionales y al modelo neokeynesiano híbrido. Existe una clara evidencia de que la persistencia es más alta y volátil en las economías emergentes que han sufrido *hiperinflación* que en el resto de nuestra muestra.

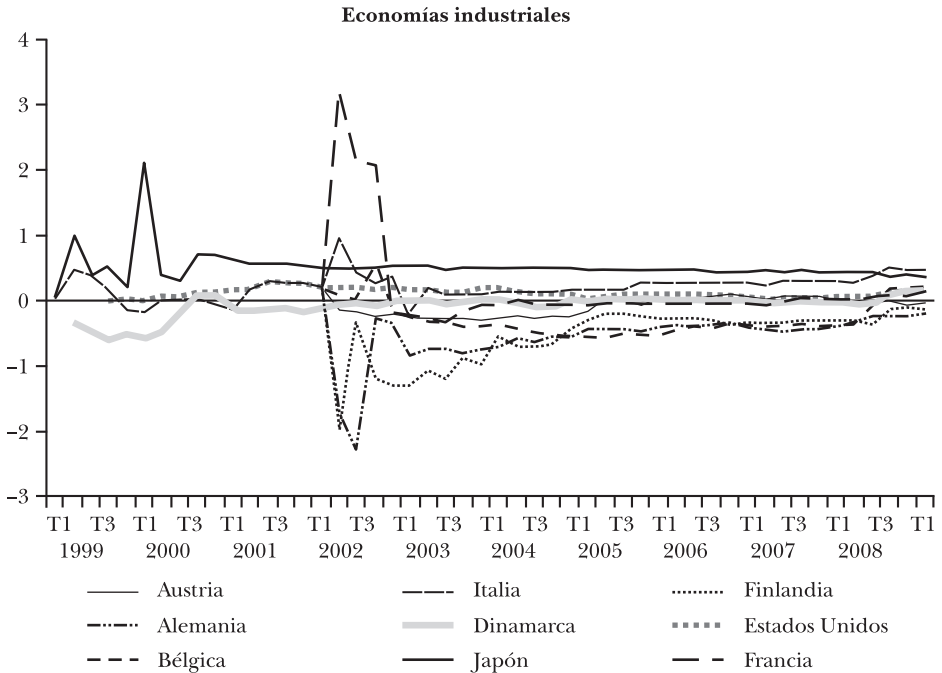
4. CONCLUSIÓN

Analizamos la persistencia inflacionaria en distintos países industriales y emergentes en el pasado reciente mediante la estimación de varios modelos de inflación de forma reducida. Nuestros resultados muestran que la

GRÁFICA II. ESTABILIDAD DE LA INFLACIÓN MODELADA CON PARÁMETROS DE PERSISTENCIA



COMO EN UNA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA, 1998-2009



persistencia inflacionaria es baja y estable, si bien es cierto que es más baja en los países industriales que en los emergentes. Asimismo, mostramos que incluso los países que han sufrido episodios de *hiperinflación* en los últimos años mostraron bajos niveles de persistencia si bien tienen niveles más altos que los otros países de la muestra. En general, nuestros resultados concuerdan con una representación estable de forma reducida de la inflación y un nivel bajo de persistencia inflacionaria en el mundo.

Al interpretar nuestros resultados, debemos primero reconocer que todos se basan en relaciones de forma reducida. Por ello, se trata de correlaciones y no necesariamente de verdaderas relaciones estructurales. Las variables explicativas de nuestras estimaciones de la inflación están influenciadas en sí mismas por cambios en las condiciones económicas. Por ello, es posible que cambios en el régimen de política monetaria subyacente produzcan cambios en la dinámica inflacionaria de forma reducida. Este problema es en especial agudo en las relaciones estructurales que involucren expectativas u otros factores que no son observables de manera directa o que no se pueden incluir en regresiones de forma reducida. En tales casos, no podemos utilizar ecuaciones de forma reducida para separar

los efectos de tales factores no observables que en sí mismos pueden deberse a cambios en la política monetaria por esa u otras influencias.

Mishkin (2007) aclara que las expectativas de inflación deben ser un motor clave detrás de la inflación. Por años esta dependencia ha estado implícita en el análisis de la curva tradicional de Phillips, pero ahora las expectativas son explícitas y también son una característica central en las curvas de Phillips neokeynesianas en las que el periodo actual de inflación es una función de las expectativas del próximo periodo y de la brecha de producto.

El anclaje de las expectativas de inflación se debe relacionar con la política monetaria. En los últimos años, la mayoría de los bancos centrales han aumentado su compromiso con la estabilidad de precios tanto en palabras como en hechos. La Reserva Federal, el Banco Central Europeo y varios bancos centrales de economías emergentes se han comprometido a mantener la inflación bajo control. El resultado ha sido inflaciones bajas y estables pero también, como indicamos en este trabajo, una persistencia inflacionaria baja y estable.

La búsqueda de políticas monetarias más agresivas para controlar la inflación y lograr anclarla contribuye a explicar en parte nuestros resultados. Con expectativas de inflación ancladas, el coeficiente de sacrificio descende y la política monetaria se vuelve más efectiva para mejorar el bienestar de la economía.

Referencias

- Altissimo, F., M. Ehrmann y F. Smets (2006), *Inflation Persistence and Price-Setting Behavior in the Euro Area. A Summary of the IPN Evidence*, Banco Central Europeo, junio (Occasional Paper Series, núm. 46).
- Batini, N. (2002), *Euro Area Inflation Persistence*, Banco Central Europeo (Working Paper, núm. 201).
- Benati, L. (2008), "Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, núm. 3, pp. 1005-1060.
- Blanchard, O., y J. Galí (2005), *Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model*, Conference on Quantitative Evidence of Price Determination, Washington D. C., septiembre, pp. 29-30.
- Calvo, G. (1983), "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, pp. 383-398.

- Cechetti, G. S., P. Hooper, C. B. Kasman, L. K. Schoenholtz y W. M. Watson (2007), *Understanding the Evolving Inflation Process*, US Monetary Policy Forum, Brandeis University, febrero.
- Christiano, L., M. Eichenbaum y E. Charles (2005), "Nominal Rigidities and the Dynamics Effects of Shocks to Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, vol. 113, pp. 1-45.
- Dossche, M., y G. Everaert (2005), *Measuring Inflation Persistence. A Structural Time Series Approach*, Banco Central Europeo (Working Paper, núm. 495).
- Fuhrer, C. J. (2005), *Intrinsic and Inherited Inflation Persistence*, Federal Reserve Bank of Boston (Working Paper Series Federal, núm. 05).
- Fuhrer, C. J., y G. Moore (1995), "Inflation Persistence", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, pp. 127-159.
- Galí, J., M. Gertler y D. López-Salido (2001), "European Inflation Dynamics", *European Economic Review*, vol. 45, pp. 1237-1270.
- Galí, J., y M. Gertler (1999), "A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, pp. 195-222.
- Lucas, R. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 1, pp. 19-46.
- Mishkin, S. F. (2007), *Inflation Dynamics*, NBER (Working Paper Series, núm. 13147).
- Nason, M. J. (2006), *Instability in US Inflation: 1967-2005*, Federal Reserve Bank of Atlanta (Working Paper).
- O'Reilly, G., y K. Whelan (2005), "Has Euro-Area Inflation Persistence Changed Over Time?", *Review of Economics and Statistics*, vol. 87, núm. 4, noviembre, pp. 709-720.
- Rudd, J., y K. Whelan (2005), *Modelling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research*, Federal Reserve Board (Working Paper Series).
- Rudebusch, G. (2005), "Assessing the Lucas Critique in Monetary Policy Models", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 37, pp. 245-272.
- Stock, H. J., y W. M. Watson (2003), *Has the Business Cycle Changed? Evidence and Explanations*, Federal Reserve of Kansas City Symposium on Monetary Policy and Uncertainty, agosto, pp. 28-30.
- Stock, H. J., y W. M. Watson (2006), *Why Has US Inflation Become Harder to Forecast?*, NBER (Working Paper, núm. 12324).
- Taylor, J. (1999), "Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomic", en J. B. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, cap. 15, North-Holland, pp. 1051-1135.