

La inflación en Panamá (2006-2012): Un estudio descriptivo y econométrico

Eloy Fisher*

Abstract

This document provides an econometric model of Panama's inflation over the past six years. To that end, we unbundle the observed consumer price index and build a measure of root inflation which excludes volatile elements. Our models support that the underlying elements to inflation in Panama are, on average, stable. However, we also found that Panamanian inflation is highly elastic to local and international circumstances. These exogenous movements cause heightened levels of root inflation, especially if these are driven by international or local price shocks or sudden changes in government deficit which overheat the economy. In the present context, these factors could open unstable inflationary dynamics over the short and medium run.

Resumen

Este documento ofrece un modelo para el estudio de la inflación panameña para los últimos seis años. Desagrega el índice de precios al consumidor y lo coteja con una medida construida de inflación raíz que excluye elementos volátiles. Los modelos econométricos sustentan que los elementos subyacentes a la inflación en Panamá son, en promedio, estables. También encuentran que la inflación en Panamá, al ser una pequeña economía abierta dolarizada, es muy elástica a situaciones locales e internacionales. Cambios súbitos de precio en algunos insumos cotizados en mercados internacionales o locales (como alimentos) o choques en el déficit fiscal que recalientan la economía pueden ocasionar incrementos en los niveles de inflación, en especial la inflación raíz. En un contexto propicio, estos factores tienen la posibilidad de causar dinámicas inestables en la inflación local a corto y mediano plazo.

Keywords: Inflation, Panama, Dollarization

Palabras clave: Inflación, Panamá, Dolarización

Clasificación JEL: E3, E31, N1, C32

Primera versión recibida el 1 de abril de 2014; versión final aceptada el 5 de julio de 2014

Coyuntura Económica. Vol. XLIV, No. 2, Diciembre de 2014, pp. 127-147. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia

* Correo electrónico fisher248@newschool.edu. Eloy Fisher es panameño, docente e investigador asociado a la Universidad Católica Santa María La Antigua de Panamá. El autor agradece al Instituto de Estadística y Censo de la Contraloría General de la República, al Sr. Hernán Arboleda y al Ministerio de Economía y Finanzas de Panamá, a un evaluador externo y especialmente al Profesor Rogelio Valenzuela, al Profesor Rolando Gordón y a los demás participantes de la Jornada de Actualización 2014 de la Facultad de Economía en la Universidad de Panamá. Todos los errores y omisiones en el documento son responsabilidad exclusiva del autor.

I. Introducción

Este documento pretende explicar el desarrollo y las causales de la inflación panameña en los últimos seis años a partir de datos disponibles entre el 2003 y el 2012 y deslindar el origen de la aceleración actual de la inflación. La inflación panameña se acelera desde el 2004. Una tasa de crecimiento que promedia 7% desde entonces contrasta con la experiencia entre 1990 y el 2004, cuando el promedio nacional se mantuvo alrededor de un 5% - de acuerdo a cifras del Fondo Monetario Internacional (en adelante FMI). Este dinamismo económico propició una reducción inédita en el desempleo, de un 13 a 5% entre el 2000 y el 2012. Así, un crecimiento por encima del potencial, un mercado laboral estrecho, picos de precios recientes en materia alimentaria y un déficit fiscal problemático fueron factores que se conjugaron en la determinación de un panorama inflacionario que hoy gradualmente se estabiliza.

A nivel metodológico, el documento desagrega la medida oficial de la inflación panameña (el IPC, o índice de precios al consumidor) y la coteja con una medida construida de inflación raíz (o subyacente) que excluye elementos volátiles (*i.e.* gastos en alimentos y aquellos relacionados al transporte, especialmente el combustible). Esto busca constatar si las presiones endógenas (producto de la dinámica propia de las expectativas inflacionarias) y exógenas (a causa de efectos locales del déficit fiscal, efectos de picos de precios en los mercados

locales e internacionales, y otras causales, como la depreciación del dólar) son estables. El modelo y los resultados sustentan que los elementos subyacentes a la inflación panameña permanecen estables. No obstante, producto de su singular posición como una pequeña economía abierta dolarizada, el modelo encuentra que la inflación en Panamá es muy elástica a choques locales o internacionales de precios.

A partir del modelo, se sugiere que choques exógenos ocasionan incrementos en los niveles de inflación raíz, especialmente si provienen de choques en el déficit fiscal, o choques en precios de bienes primarios a nivel local o internacional. En el presente contexto, estos movimientos corren el riesgo de causar dinámicas inestables en la inflación a corto y mediano plazo.

El documento esta estructurado de la siguiente forma: tras esta breve introducción, la segunda sección presenta algunas generalidades de la inflación en Panamá, una economía dolarizada desde 1904. La tercera sección presenta puntos descriptivos de la inflación en Panamá, y describe y explica el modelo empírico y los datos utilizados en la estimación. La cuarta sección recoge los resultados del modelo, las pruebas de calidad y de robustez. Asimismo, esta sección presenta el análisis de los resultados, algunos pronósticos y discute brevemente las implicaciones y limitaciones del modelo. La quinta y última sección presenta las conclusiones.

II. Generalidades de la inflación y del desempeño macroeconómico en Panamá

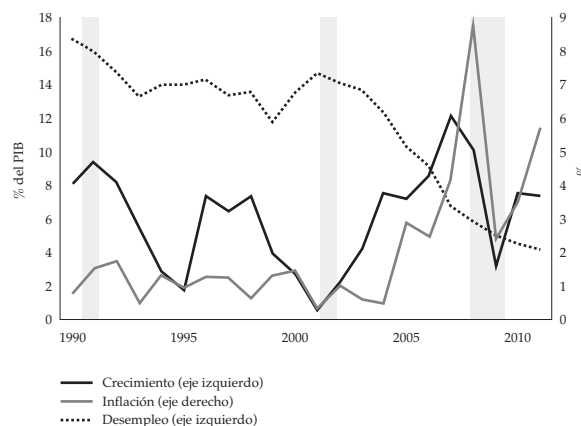
Salvo por episodios muy particulares, la inflación en Panamá no constituye un problema persistente, tal como ocurre en el resto de América Latina. La historia económica panameña (Acosta, 2004) reconoce aumentos en la inflación tras 1971 (cuando EEUU cerró la ventana de descuento oro-dólar y con ello, permitió al dólar flotar en los mercados internacionales), y especialmente durante los picos inflacionarios que se sucedieron en 1972 y 1977 con los choques petroleros derivados de los conflictos en el Medio Oriente e Irán. Panamá es un importador neto de combustible, lo que incide en su sensibilidad a choques en precios del petróleo y derivados. No obstante, en los albores de "la década perdida" la inflación rápidamente se estabilizó a tendencias históricas.

Tras la crisis económica del 2008-2009, Panamá sufrió una corrección en su crecimiento de casi 7 puntos porcentuales en el 2009, pero no tardó en recuperar terreno con un crecimiento económico del 8% en el 2010. El dinamismo económico a consecuencia del inicio de la expansión de El Canal de Panamá y el aumento de la inversión privada (que de acuerdo al FMI alcanzaron un 30 y un 26,5% del PIB respectivamente) permitieron al país alcanzar cifras de desempleo inéditas en la historia reciente (alrededor del 5%) y con ello, situarse como el país de mayor crecimiento en la región en el 2011 y uno con los de mayores proyecciones a futuro.

Como aparece en el Gráfico 1, vemos que a pesar de la corrección en los niveles de crecimiento durante la crisis, el desempleo continuó su tendencia a la baja. La combinación de un contexto laboral estrecho y altos niveles de crecimiento e inversión, conjugados a una recalibración tributaria (a fin de aumentar la recaudación fiscal) incidieron en aumentos en la inflación observada y motivó solicitudes de cautela por parte de organismos internacionales. Hoy aquellos retos permanecen soterrados producto de las tribulaciones económicas en Europa.

Un nutrido grupo de economistas insiste que la relativa estabilidad en el nivel de precios, a pesar de las amenazas que presenta la economía global, se debe a la *dólarización* (Barletta, 2004; Goldfajn

Gráfico 1
CRECIMIENTO, INFLACIÓN Y DESEMPEÑO
EN PANAMÁ (1990-2011)



Fuente: World Economic Outlook, Fondo Monetario Internacional.

y *et al.*, 2001; Moreno-Villalaz, 1999; Salvatore, 2001). Mediante un convenio con EEUU, Panamá dolariza su economía en 1904, si bien el país constitucionalmente mantiene que no existe moneda de curso forzoso¹. Mas que una legalidad, el dólar en Panamá es una realidad que actúa como una camisa de fuerza a los niveles de precios domésticos y reduce los costos asociados al mantenimiento y defensa del régimen flotante, y propician mayor apertura al comercio, transparencia e integración financiera. De acuerdo a Nicolas Ardito Barletta (Barletta, 2004):

El sistema monetario dolarizado ha dado una gran estabilidad al nivel general de precios, casi sin inflación, lo cual se compara muy favorablemente con [las] grandes inflaciones de la mayoría de los países latinoamericanos... En efecto, el gobierno no puede financiar sus déficits con emisión monetaria porque no hay banco central. Tiene que financiarlos con deuda interna y externa, lo cual pone un límite al nivel de déficit sostenible y evita un aumento de circulante que no puede ser compensado en el mercado interno por importaciones, como medio para disipar presiones inflacionarias del gasto.

No obstante, existen posiciones encontradas sobre si la dolarización es una condición *necesaria*

y *suficiente* para garantizar la disciplina fiscal. El estudio de Goldfajn *et al.* (2001), quizás el más profundo sobre la materia en lo atinente a las circunstancias de Panamá, concluye que en el caso panameño "la dolarización no garantiza disciplina fiscal, y la eliminación del riesgo cambiario no precluye riesgo de *default* o la alta volatilidad de los *spreads* de deuda soberana" tal como ocurrió entre 1980 y 1996 (situación que mejoró tras el plan de ajuste que tuvo lugar entre 1994 y 1996). A partir de estudios anteriores suscritos por Edwards y Losada (1994) para Guatemala y Honduras (países que mantuvieron regímenes cambiarios fijos entre 1926-1986 y 1918-1990 respectivamente), Goldfajn *et al.* confirman que si bien la dolarización (como un régimen de cambio fijo al extremo) impone limitaciones al desempeño macroeconómico para países pequeños, aquellas limitaciones no son suficientes para evitar picos de inflación, crisis de balanza de pagos, o incluso problemas con respecto al pago de la deuda externa a causa de déficit fiscales persistentes.

No obstante, los autores reconocen que el control de la inflación en Panamá es *impresionante*, parcialmente producto de su apertura financiera, que mantiene tasas de interés en Panamá con tendencias a la baja y por debajo del resto de los países latinoamericanos. Otro canal internacional inflacionario que recibe menos atención es la cuenta

¹ Constitución de la República de Panamá, Artículo 262.

corriente. Panamá es un importador neto de mercancías, así que encarecimientos de las importaciones y devaluaciones en el valor del dólar merman la capacidad adquisitiva del consumidor panameño en los mercados internacionales. Históricamente la brecha en cuenta corriente que sostiene el país alcanza alrededor de un 6% del Producto Interno Bruto a precios constantes, hecho que magnifica el efecto relativo de las presiones que existen sobre el dólar a nivel internacional. Con una estructura productiva volcada al sector de servicios, tras una devaluación del dólar, Panamá es incapaz de generar una compensación en cuenta corriente que incremente de manera suficiente el volumen de exportaciones y con ello, permita captar un mayor volumen de divisas.

Vista esta batería de situaciones, desenmara~nar las raíces macroeconómicas de la inflación en Panamá se convierte en un ejercicio dable y necesario. Lo anterior implica deslindar los efectos atribuibles a los efectos cambiarios, del aumento de precios de materias primas a nivel internacional y de aquellos efectos locales producto el gasto público.

A. Modelos sobre inflación

Existen muchos modelos para el estudio y comprensión de la inflación. Sobre el particular, Edwards y Losada, y Goldfajn *et al.* (Edwards y Losada, 1994; Goldfajn *et al.*, 2001) realizaron algunas estimaciones con especial relevancia al caso panameño. Asimismo, existen varios estudios

empíricos que intentan estimar la inflación reciente en Panamá con motivo de la ampliación del canal interoceánico y otros cambios de políticas públicas INDESA (2007). A un nivel más general, otras investigaciones buscan atestiguar la dinámica entre inflación raíz subyacente e inflación observada tras choques de precios exógenos, tal como ocurre en la pieza de Cecchetti y Moessner (2008), y otros trabajos que buscan estudiar la inflación a través de modelos VAR que dependiendo de su complejidad, imponen algunas restricciones estructurales (como Mehra y Herrington (2008)).

Utilizando métodos econométricos de series de tiempo, Edwards y Lozada encontraron que el sistema de regímenes cambiarios fijos funcionó muy bien en Guatemala y Honduras, pero que aquello no impidió los efectos inflacionarios tras los choques en los precios del petróleo, y las crisis de balanza de pagos. De acuerdo a estos autores, la adopción de un sistema cambiario fijo no garantiza estabilidad si se permite al país incrementar su deuda externa, es más, el documento propone que no fue óptimo para ambos países mantener un sistema de cambio fijo durante los choques a finales de los 70s y principios de los 80s.

Usando métodos similares, Goldfajn *et al.* utilizan una batería de modelos de vectores autorregresivos (VAR) que analizan el efecto de un choque en las variables domésticas y las dinámicas resultantes (Goldfajn *et al.*, 2001). Goldfajn *et al.* utilizaron datos mensuales en niveles

entre 1994 y 1999. Como variables domésticas incluyeron la tasa de cambio real, la tasa de interés nominal y el nivel de actividad económica. Como factores externos, utilizan el índice de bonos de mercados emergentes de JP Morgan (que representa un índice de confianza en la region y un *proxy* para el costo externo de fondeo), y un índice de producción industrial para los países industrializados.

En el modelo, encontraron que un choque negativo en la variable de confianza produce en Panamá un efecto significativo y negativo en la tasa de cambio real, lo que deprecia y disminuye el nivel de precios en términos reales. Tras un horizonte de veinticuatro meses, 34% de la varianza de la tasa de cambio real es explicada por el índice de confianza, y un 17% de la varianza en el nivel de la actividad económica.

La firma consultora INDESA (INDESA, 2007) realizó un ejercicio econométrico con datos anuales que incluyó efectos inerciales, efectos de comercio exterior y de la brecha entre Producto Interno Bruto (en adelante PIB) actual y potencial para determinar el impacto de la ampliación en los niveles de inflación en el país. Los resultados arrojaron que por cada aumento de un 1% de inflación en un año, el año posterior captura un 0,36% de ese aumento. Por otro lado, la inflación norteamericana del año en curso, por cada 1% de aumento del índice de precios al consumidor (en adelante IPC) de los Estados Unidos, el IPC panameño aumenta en un 0,21

%. Finalmente, la inflación interna también tiene un componente de "recalentamiento": por cada 1% de crecimiento anual de la economía superior al potencial, los precios suben alrededor de 3,6 puntos respecto a la situación en que la economía creciera cónsona al potencial productivo. No obstante, la poca cantidad de datos es incentivo para estudios mas profundos (ya que la estimación utiliza 25 datos anuales).

Por otro lado, a un nivel mas general, Cecchetti y Moessner (2008) utilizaron una estructura de datos panel para validar la reversión al equilibrio entre la inflación raíz y la inflación observada tras la crisis alimentaria del 2008 que afectó el contexto de precios a nivel internacional. A través de una estructura panel de efectos fijos, los autores corrigieron problemas de circularidad y encontraron que los choques en los precios de alimentos no causaron efectos persistentes en países desarrollados y en mercados emergentes.

Finalmente, Mehra y Herrington (2008) presentan un modelo VAR estructural a fin de determinar las expectativas de la inflación (a partir de encuestas de clima de inversión) y los detonantes de la inflación en EEUU a partir de variables exógenas. A fin de imponer alguna estructura causal a su modelo, los autores asumen que la inflación esperada no responde a información contemporánea en materia de precios ni de los choques exógenos, lo que indica una formación autónoma de expectativas inflacionarias.

III. Modelos, metodología y descripción de datos

A. Costos, carácter y expectativas de la inflación panameña

Separar las influencias de los factores de la oferta y la demanda sobre los precios es un ejercicio complejo. A nivel teórico, existen retos en separar el corto plazo (donde las distorsiones en los mercados juegan un rol importante) del largo plazo (donde la flexibilidad de los factores involucrados en la producción es mayor, y debilita la presión de los costos sobre los precios). Con ello en mente, examinaremos los datos en el nivel y la dinámica de precios en Panamá, a fin de constatar cuán estable es la inflación en Panamá, y ver si es posible categorizarla como una inflación empujada por la oferta, jalada por la demanda o una combinación de ambas.

En la inflación empujada por la oferta (que en inglés se conoce *cost-push inflation*) donde incrementos en los costos se filtran en el precio de los insumos, ya sea a través de choques coyunturales en precios internacionales que se transmiten a nivel local a causa de importaciones, o por medio de mecanismos estructurales presentes en las distorsiones del mercado interno. La inflación jalada por la demanda (que en inglés se conoce como *demand-pull inflation*) tiene lugar producto de la expansión en la demanda a consecuencia de políticas fiscales o monetarias.

Con eso presente, basaremos este análisis descriptivo en un modelo básico Neo-Keynesiano como en Blanchard y Kiyotaki (1987) y Phelps (1968) donde la relación entre inflación y desempleo es vertical a largo plazo (es decir, no existe relación a nivel real entre ambas variables visto el supuesto de expectativas racionales a futuro de los agentes en materia de anticipación de precios), pero negativa a corto plazo (a mayor desempleo, menor inflación producto de las influencias de magnitudes nominales sobre la producción a corto plazo). El modelo canónico es atribuido a Blanchard y Kiyotaki, y en su forma más sencilla es:

$$\pi_t = \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \lambda_{mct} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde π_t es la inflación a tiempo t , $E_t \pi_{t+1}$ representan las expectativas de inflación en $t + 1$, mct son los costos marginales y ε_t es una variable aleatoria (γ y λ son funciones para parámetros). Esta variable aleatoria constituye lo que se conoce como ajuste de precio tipo Calvo, donde el sobreprecio que las empresas utilizan en sus productos es representado por choques exógenos y aleatorios. Para usar la ecuación (1) descrita con antelación, se construyeron variables sobre costos marginales y expectativas racionales a futuro en el nivel de precios. Al aislar la señal de la inflación de aquella atribuible a los costos marginales, podemos visualizar la correlación entre aquellos costos subyacentes y la inflación observada.

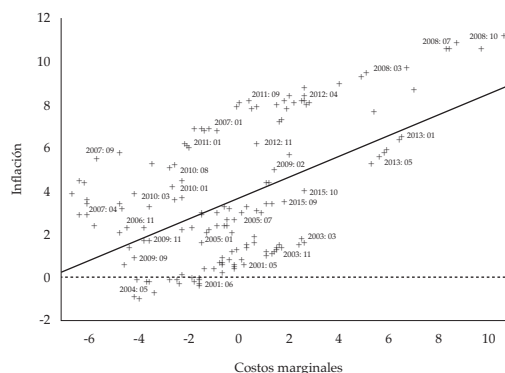
Tal como aparece en el Gráfico 2, la relación entre los costos marginales subyacentes y la inflación

observada en Panamá es compleja: incrementos menores a dos puntos porcentuales año-a-año en los costos marginales explican un 25% del aumento de la inflación (en caso tal de que la inflación ronde alrededor de los 3,5 %) lo que sugiere distorsiones en el mercado de bienes y servicios a nivel local. Sin embargo, en los últimos años ese promedio ha estado más cerca del 4 y 5% - ante estas cifras, el aumento en los costos marginales (en un 5% anual) explica casi la mitad de la inflación observada a nivel general. Usando una correlación simple, encontramos que el cambio mes-a-mes de un punto porcentual en el costo marginal a nivel agregado se traduce en un cambio mensual de 0,44 puntos porcentuales en la inflación año-a-año. Asimismo, el cambio en la inflación estructural no es distinto a cero. Lo anterior indica que la aceleración de los costos marginales se traducen casi en una relación 2:1 en la aceleración de la inflación.

Tal como aparece en el Gráfico 2, por mucho tiempo la inflación en Panamá se mantuvo por debajo del 2% (si se incluyen los datos de los noventa, incrementa la concentración alrededor del cero en la abscisa y por debajo del 2% en la ordenada). No obstante, en el segundo lustro de la década pasada, incluso si descontamos el episodio de encarecimiento en el precio de los alimentos y los commodities que ocurrió anterior al fracaso de Lehman Brothers (en el cuadrante superior derecho), Panamá experimenta recientemente un incremento en la elasticidad costo-inflación donde aumentos menores en los costos marginales causan efectos

mayores en el nivel de precios, lo que indica a su vez la existencia de dos regímenes, uno de baja y otro de alta inflación. En tiempos de baja inflación (como experimentó Panamá desde los noventa hasta el segundo lustro de la década pasada), los costos marginales aumentaban gradualmente y dentro de las expectativas, y no incidían grandemente en los niveles de precio puesto que la elasticidad era menor. No obstante, tras ese periodo, aumentos en

Gráfico 2
COSTOS MARGINALES E INFLACIÓN MENSUAL EN PANAMÁ (AÑOS SELECTOS, 2001-2013)



La ecuación de la relación entre 1991 y 2013 es $\pi_t = 2,67 + 0,483 mc_t$ donde π_t es inflación, y mc el costo marginal.

Nota: Se calculó el componente no-observado de la especificación (es decir, los costos marginales a nivel nacional) a través de datos históricos sobre inflación: Se estableció un horizonte de tiempo a doce meses hacia futuro en vez de utilizar los cambios mes-a-mes y generamos las expectativas de inflación a un año usando datos históricos entre el mes de enero de 1991 y noviembre del 2013 restando los datos históricos. Después filtramos el término aleatorio de esos datos de inflación utilizando un filtro Baxter-King mediante la ecuación $mc_t = \lambda_j^{-1} (\pi_t - \gamma E_t \pi_{t+12} - \varepsilon_t)$ donde λ_j^{-1} es una función inversa. La utilización año a año nos permite des-estacionalizar la inflación doméstica, y con ello eliminar los efectos propios del calendario normal de actividades económicas.

Fuente: Cálculos del autor.

los costos marginales hoy se traducen en agudos aumentos en la inflación. Asimismo, la correlación indica que la inflación estructural panameña explica la mayor parte de la inflación local solo si existen aumentos débiles en los costos a lo largo y ancho de la economía (es decir, si la elasticidad es menor) - a niveles actuales, la inflación estructural no origina la mayor parte de los cambios en los niveles de precio, ni es responsable de su aceleración, si bien constituye un componente importante.

B. Modelo econométrico

A continuación se presenta una descripción del modelo VAR para deslindar los factores causales de la inflación en Panamá entre el 2006 y el 2012 con datos disponibles entre el 2003 y el 2012. A grandes rasgos, esta metodología toma prestado de los modelos ofrecidos por Goldfajn *et al.*, Cecchetti y Moessner, y Mehra y Herrington (Cecchetti y Moessner, 2008; Goldfajn *et al.*, 2001; Mehra y Herrington, 2008) que se reseñaron anteriormente. Usando elementos de estos trabajos, nuestra especificación busca capturar las dinámicas de reversión al equilibrio entre la inflación raíz y la inflación observada, tomando en cuenta los efectos de variables exógenas y endógenas. Con ello, el modelo tiene como propósito explicar la inflación panameña entre el 2006 y el 2012 en función de componentes inerciales, directos, indirectos, locales e internacionales.

La endogeneidad entre inflación raíz y observada rompe con algunos supuestos de estimación

a través de regresiones tradicionales (donde todas las variables independientes se asumen como externas y exógenas). Por eso, similar al modelo de Goldfajn *et al.*, utilizaremos un modelo de vectores auto-regresivos al cual le aplicaremos pruebas de heteroscedasticidad auto-regresiva condicional VAR-ARCH para determinar si la varianza en la inflación es constante, si bien nuestro modelo será estimado en primeras diferencias. Contrario al modelo de Mehra y Herrington, no impondremos una estructura causal del modelo, vista la endogeneidad que existe implícitamente entre inflación raíz y observada. Sin embargo, como ocurre con el trabajo de Cecchetti y Moessner, también determinaremos cuan persistente es el repunte de precios a partir de variables locales e internacionales, y con ello, validar si la estructura de la inflación en Panamá es estable. Al no tener una estructura panel, el VAR es una metodología apropiada para dotar al modelo de una estructura dinámica, y con ello obviar problemas de circularidad. Nuestro modelo teórico general de inflación asume la siguiente forma:

$$\begin{aligned} E(IPC_t^o - IPC_{t-12}^o) &= j(\dot{D}; \dot{P}; \dot{e}; \dot{C}) - E(IPC_t^r - IPC_{t-12}^r) \\ E(IPC_t^r - IPC_{t-12}^r) &= j(\dot{D}; \dot{P}; \dot{e}; \dot{C}) - E(IPC_t^o - IPC_{t-12}^o) \quad (2) \end{aligned}$$

Donde se indica que la diferencia entre el valor esperado de la inflación raíz (o la diferencia del índice de precios entre el mes en curso y ese mes doce meses antes, en $IPC_t^r - IPC_{t-12}^r$ recae sobre una función j de factores exógenos al sistema (que incluyen el déficit fiscal, el nivel de precios internacional de alimentos, la tasa de cambio del dólar en los

mercados internacionales, entre otras) y el valor esperado de la inflación observada (descrita por la diferencia de un índice de precios que excluye elementos volátiles entre el mes en curso y ese mes doce meses antes en $IPC_t^r - IPC_{t-12}^r$.

Si los factores inflacionarios endógenos y circulares (la inflación raíz subyacente y la inflación observada) convergen en primera instancia a tendencias dadas por factores reales y exógenos (en la función j), el efecto del tercer término será negativo en la estimación empírica - una extensión de lo propuesto por Cecchetti y Moessner. Al ser estable, en la primera ecuación, la inflación raíz mantiene una presión a la baja sobre los precios observados a mediano plazo, y en tanto el pico de precios a nivel general es temporal, a mediano plazo, el impacto sobre la inflación raíz también será negativo, tal como aparecen en la segunda ecuación. Sin embargo, si el aumento no es estable, un aumento en la inflación raíz o de picos de precios en la función j ocasiona incrementos en la inflación observada a través de un coeficiente positivo.

Sobre el primer caso, podemos citar como ejemplo las dinámicas entre bienes transables y no-transables. Si existe un choque de precios en el mercado internacional para una economía abierta, aquel producirá un repunte de precios en la inflación observada que afectara los precios de los no-transables, y por consiguiente, los indicadores de inflación raíz. Si el choque es temporal, y la inflación mantiene una tendencia estable, a

mediano plazo el choque en la inflación observada se ajustará a tendencias determinadas por factores exógenos en j tal como ocurre en la ecuación (2); si el choque trastoca elementos subyacentes, $E(IPC_t - IPC_{t-12})$ tendrá un^o coeficiente positivo - existe evidencia que por lo menos para Estados Unidos, la inflación observada ha revertido a niveles de inflación raíz en años recientes - ver Kiley (2008). Si la inflación es persistente e inestable, esta dinámica podría incluso afectar la determinación de inflación raíz.

Ante estos supuestos, las variables exógenas en j impactan los niveles de inflación y evitan su convergencia, y por lo tanto se espera que tengan coeficientes positivos. Estos factores incluyen el cambio del déficit público entre el mes en curso y ese mismo mes un año antes ($\dot{D} = \dot{D}_t - \dot{D}_{t-12}$, medido a través de la prima de riesgo entre rendimientos de bonos del gobierno panameño y del gobierno estadounidense de misma duración y calidad), el cambio en el nivel de precios en los índices internacionales de alimentos y bienes básicos entre el mes en curso y ese mismo mes un año antes ($\dot{P} = \dot{P}_t - \dot{P}_{t-12}$) y el cambio en la tasa de intercambio del dólar en los mercados internacionales entre el mes en curso y ese mismo mes un año antes ($\dot{e} = \dot{e}_t - \dot{e}_{t-12}$). También incluimos una batería de variables como C mensuales para capturar efectos estacionales de la inflación doméstica².

Para probar la validez de los resultados, se realiza una batería pruebas ADF a fin de establecer si

existen raíces unitarias que indiquen la posibilidad de regresiones espurias. La estimación en niveles atestigua que las variables contienen raíces unitarias de orden de integración 1, y por ello, se estima el modelo en primeras diferencias - las pruebas ADF sobre las variables utilizadas en la especificación se incluyen en los resultados. También se incluyen pruebas de cointegración entre la relación de inflación raíz y observada.

También usamos pruebas ARCH a fin de indagar sobre la variabilidad de la inflación, y con ello demostrar si la volatilidad inflacionaria permanece constante. El modelo concluye con pruebas sobre la normalidad de los residuos y con cambios en la especificación afin de ver si el modelo es robusto y los parámetros mantienen sus magnitudes y niveles de significación.

Nuestra especificación empírica adquiere la siguiente forma:

$$\Delta \Pi_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \Pi_{t-1} + \dots + \beta_{24} \Delta \Pi_{t-24} + \gamma \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde Π_t es el vector de variables endógenas, el X es el vector de variables exógenas que aparecen descritas por la función j y Δ indica el operador de

primeras diferencias. A fin de escoger los rezagos que optimicen el modelo, se utilizó el criterio de información Akaike, que arrojó la utilización de veinticuatro rezagos, como en Goldfajn *et al.* Finalmente, ε_t recoge los residuales de estimación.

C. Descripción de datos

Como medida de inflación observada se utilizaron datos mensuales entre el 1/1/2003 y el 1/2/2012 - la diferencia en el índice oficial de precios al consumidor agregado del mes en curso respecto a ese mismo mes un año antes. Para la estimación de la inflación raíz, a partir de los datos desagregados del IPC, se construyó una medida que excluye alimentos y transporte (que incluye combustibles) y recalibra las ponderaciones. La información fue gentilmente suministrada por la Instituto Nacional de Estadística (INEC) de la Contraloría General de la República de Panamá³.

El Cuadro 1 presenta los pesos del índice agregado oficial y aquellos en la nueva construcción a fin de determinar los niveles de inflación observada y raíz, además de pruebas sobre su media y desviación estándar. La construcción del IPC raíz es por definición menos volátil, tal y como aparece

² La inserción de variables comodín en el modelo para medir cuellos de botella busca validar si existen mercados cuya actividad depende de factores climáticos o producto de facilidades de producción o distribución que indican la existencia de mercados imperfectos en ciertos productos.

³ www.contraloria.gob.pa/inec/.

en el cuadro (también se presenta el Gráfico 3 que muestra ambas construcciones).

Respecto a la serie de datos de las variables exógenas, para la prima de riesgo sobre el rendimiento (*D*), se usó información disponible en Bloomberg sobre bonos panameños y estadounidenses de veinte años. Los índices internacionales mensuales de precios de alimentos están públicamente disponibles en la Organización Mundial de Alimentos (FAO)⁴. Los índices que se utilizaron fueron aque-

llos para medir cambios del mes en curso respecto a ese mismo mes un año antes a nivel internacional en cereales, aceites y carnes.

Para la tasa de cambio del dólar, se utilizó la tasa respecto al franco suizo, una moneda 'fuerte' de referencia en los mercados internacionales y que hasta hace poco, recibió mínima intervención a cargo de su respectivo banco central. Esta información está disponible públicamente en el Banco de la Reserva Federal de St. Louis⁵.

Cuadro 1
PONDERACIONES DEL IPC OFICIAL Y RAÍZ

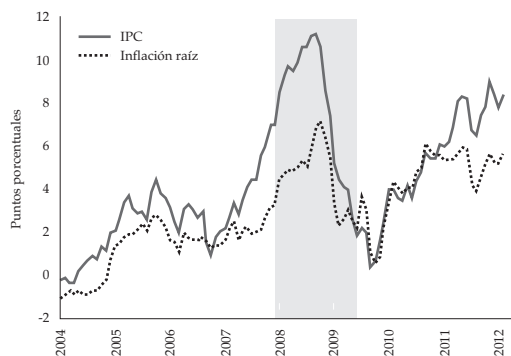
Rubro	IPC Oficial	IPC Raíz	IPC Raíz (Reb.)
Alimentos	22,39	0	0
Bebidas	3,5	3,5	5,49
Comidas fuera del hogar	6,61	6,61	10,36
Vestido y calzado	9,67	9,67	15,16
Vivienda...	10,06	10,06	15,76
Muebles...	8,79	8,79	13,77
Salud	3,15	3,15	4,94
Transporte	13,8	0	0
Esparcimiento...	7,68	7,68	12,04
Educación	3,01	3,01	4,72
Bienes y servicios diversos	8,88	8,88	13,92
Servicios para la comunicación	2,25	2,25	3,52
Tabaco	0,21	0,21	0,32
Total	100	63,82	100
Desviación estandar IPC Raíz	8,33		
Desviación estandar IPC Oficial	12,56		

La tercera columna presenta el IPC Raíz re-balanceado. Las desviaciones estandar muestran la variabilidad de ambos índices.

⁴ <http://www.fao.org/worldfoodsituation/wfs-home/foodpricesindex/en/>

⁵ Esta información aparece en research.stlouisfed.org/fred2/.

Gráfico 3
CONSTRUCCIONES DE INFLACIÓN OFICIAL
IPC Y RAÍZ ENTRE 2004 Y 2012 PARA PANAMÁ



La barra gris denota recesiones de acuerdo al NBER.
Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INEC) de la Contraloría General de la República de Panamá y cálculos del autor.

IV. Resultados y análisis

A. Estimaciones

Tal como se presentó en la ecuación (3), nuestra especificación (en forma extendida) asume la siguiente configuración:

$$\begin{aligned} \Delta \Pi_t &= \alpha_{1,1} + \beta_{1,1} \Delta \Pi_{t-1}^o + \dots + \beta_{1,24} \Delta \Pi_{t-24}^o + \gamma_{1,1} \Delta \Pi_{t-1}^r \\ &+ \dots + \gamma_{1,24} \Delta \Pi_{t-24}^r + \delta_{1,1} \Delta \dot{D} + \delta_{1,2} \Delta \dot{P} + \delta_{1,3} \Delta \dot{e} \\ &+ \delta_{1,4} \Delta \dot{g} + \delta_{1,5} C + \epsilon_1 \\ \Delta \Pi_t &= \alpha_{2,1} + \beta_{2,1} \Delta \Pi_{t-1}^o + \dots + \beta_{2,24} \Delta \Pi_{t-24}^o + \gamma_{2,1} \Delta \Pi_{t-1}^r \\ &+ \dots + \gamma_{2,24} \Delta \Pi_{t-24}^r + \delta_{2,1} \Delta \dot{D} + \delta_{2,2} \Delta \dot{P} + \delta_{2,3} \Delta \dot{e} \\ &+ \delta_{2,4} \Delta \dot{g} + \delta_{2,5} C + \epsilon_2 \end{aligned} \quad (3)$$

Donde $\Delta \Pi_t^o = (1 - L) (IPC_t^o - IPC_{t-12}^o)$ y $\Delta \Pi_t^r = (1 - L) (IPC_t^r - IPC_{t-12}^r)$. Los Cuadros 2 y 3 presentan los resultados del modelo. En este cuadro, 'variable'

Cuadro 2
REGRESION SOBRE Π_t^o

Variable	β	D.E	Valor-p
β_0	0,2843	0,2614	0,3185
$E(\Pi_t^o)$	0,1128	n/a	n/a
$E(\Pi_t^r)$	-0,6259	n/a	n/a
$\Delta \Pi_{t-6}^o$	1.3162	0,5210	0,0449 **
$\Delta \Pi_{t-11}^o$	1.0946	0,4344	0,0453 **
$\Delta \Pi_{t-13}^o$	1.1596	0,5918	0,0977 *
$\Delta \Pi_{t-18}^o$	0,9027	0,4337	0,0826 *
$\Delta \Pi_{t-24}^o$	-1.4729	0,7438	0,0950 *
$\Delta \Pi_{t-4}^r$	-1.8151	0,6638	0,0340 **
$\Delta \Pi_{t-5}^r$	-1.2737	0,5209	0,0501 *
$\Delta \Pi_{t-6}^r$	-1.2285	0,5287	0,0592 *
$\Delta \Pi_{t-7}^r$	-1.2087	0,4803	0,0455 **
$\Delta \Pi_{t-11}^r$	-1.6626	0,5837	0,0292 **
$\Delta \Pi_{t-13}^r$	-0.8612	0,3957	0,0724 *
$\Delta \Pi_{t-14}^r$	-1.2122	0,4667	0,0408 **
$\Delta \dot{P}_{cereales}$	0,0113	0,0224	0,6317
$\Delta \dot{P}_{carnes}$	0,1718	0,1117	0,1750
$\Delta \dot{P}_{hicesites}$	-0,0120	0,0178	0,5275
$\Delta \dot{D}$	0,4158	0,2760	0,1827
$\Delta \dot{e}$	1,2720	5,2618	0,8170
C1	0,1913	0,3202	0,5720
C2	0,6589	0,2170	0,0229 **
C3	0,8655	0,4650	0,1120
C4	0,4920	0,3274	0,1836
C5	0,5625	0,3116	0,1211
C6	0,6308	0,4420	0,2035
C7	0,3058	0,3350	0,3965
C8	0,2660	0,2643	0,3531
C9	-0,0227	0,2919	0,9405
C10	0,2098	0,2735	0,4722
C11	0,4863	0,3349	0,1966
$R^2 Adj$	0,6093		
DW	1.8670		
F-Test			
Todos los rezagos de Π_t^o	F(24,6) = 4,3382 [0,0375]		
Todos los rezagos de Π_t^r	F(24,6) = 3,8998 [0,0483]		
Todos los rezagos	F(2,6) = 5,1813 [0,0493]		

*** Significación menos de 1%; ** significación menos de 5%; * significación menos de 10%.

Fuente: Cálculos del autor.

Cuadro 3
REGRESION SOBRE Π_t^r

Variable	β	D.E	Valor-p
β_0	0,1334	0,2611	0,6278
$E(\Pi_t^r)$	0,0900	n/a	n/a
$E(\Pi_t^r)$	-0,5491	n/a	n/a
$\Delta\Pi_{t-2}^r$	-1,5937	0,7473	0,0769 *
$\Delta\Pi_{t-6}^r$	1,4117	0,4505	0,0202 **
$\Delta\Pi_{t-11}^r$	1,2321	0,4005	0,0218 **
$\Delta\Pi_{t-12}^r$	-1,8163	0,8406	0,0740 *
$\Delta\Pi_{t-13}^r$	1,1193	0,4923	0,0634 *
$\Delta\Pi_{t-17}^r$	1,3348	0,6793	0,0970 *
$\Delta\Pi_{t-18}^r$	1,2838	0,3453	0,0099 ***
$\Delta\Pi_{t-21}^r$	0,7675	0,3184	0,0525 *
$\Delta\Pi_{t-24}^r$	-1,8963	0,6962	0,0345 **
$\Delta\Pi_{t-4}^r$	-1,4430	0,6390	0,0647 *
$\Delta\Pi_{t-5}^r$	-1,1806	0,5022	0,0570 *
$\Delta\Pi_{t-6}^r$	-1,1128	0,5070	0,0706 *
$\Delta\Pi_{t-9}^r$	-2,0220	0,6735	0,0239 **
$\Delta\Pi_{t-11}^r$	-1,4805	0,5378	0,0332 **
$\Delta\Pi_{t-13}^r$	-0,7656	0,3917	0,0984 *
$\Delta\Pi_{t-14}^r$	-1,2358	0,4270	0,0275 **
$\Delta\Pi_{t-17}^r$	-2,4945	0,9723	0,0426 **
$\Delta\Pi_{t-22}^r$	-1,0552	0,4892	0,0744 *
$\hat{P}_{cereales}$	0,0658	0,0211	0,0205 **
\hat{P}_{carnes}	0,2042	0,1031	0,0949 *
$\hat{P}_{aceites}$	-0,0491	0,0179	0,0334 **
$\hat{\epsilon}$	1,6584	4,4979	0,7250
\hat{D}	0,8266	0,2392	0,0135 **
C1	-0,2420	0,3356	0,4980
C2	0,6233	0,2722	0,0619 *
C3	0,8841	0,4280	0,0844 *
C4	0,4387	0,3126	0,2101
C5	0,7094	0,3338	0,0777 *
C6	1,0025	0,4135	0,0515 *
C7	0,5095	0,3620	0,2089
C8	0,2534	0,3301	0,4717
C9	0,0857	0,3263	0,8015
C10	0,4869	0,2841	0,1374
C11	0,5530	0,3320	0,1468
R ² Adj	0,5289		
DW	2,6694		
F-Test			
Todos los rezagos de $\Delta\Pi_t^r$	F(24, 6) = 3,0947 [0,0817]		
Todos los rezagos de $\Delta\Pi_t^r$	F(24, 6) = 3,5891 [0,0585]		
Todos los rezagos	F(2,6) = 9,9903 [0,0123]		

*** Significación menos de 1 %; ** significación menos de 5 %; * significación menos de 10%.

Fuente: Cálculos del autor.

indica las variables de la regresión (que incluyen las variables teóricas/exógenas, los rezagos individuales significativos de las variables endógenas y su respectivo valor-p); ' β ' indica los coeficientes de la regresión - el significado de estos coeficientes es la reacción positiva o negativa en la variable 'dependiente' a causa del incremento en un punto porcentual del cambio mes a mes de la variable 'independiente'. *D.E* es la desviación estándar del coeficiente y el valor-p, su nivel de significancia.

$E(\Pi_t)$ es el valor esperado del vector de variables endógenas, es decir, el promedio simple de los efectos estimados de todas las variables independientes si la prueba de significación conjunta de todos los rezagos es significativa (solo se muestran los rezagos significativos). El F-Test es la prueba de significación conjunta que demuestra la pertinencia de los rezagos de las variables como posibles causas de la variable dependiente. Las variables *C1 ... C11* son las variables comodín (dummies) para cada mes con respecto al mes base (enero) - pueden ser consideradas como el efecto fijo en la variable dependiente (inflación oficial o raíz) a causa de un fenómeno propio de uno de los meses con respecto al mes de enero (*C1* - febrero, *C2* - marzo ... *C11* - diciembre). *R²Adj* es el coeficiente de determinación ajustado a grados de libertad de la regresión y que demuestra su poder explicativo (entre 0 y 100 %), *DW* es la estadística Durbin-Watson para autocorrelación (el valor óptimo es de 2). Todas las estimaciones se hicieron utilizando errores estándar robustos a heteroscedasticidad.

B. Pruebas de calidad y robustez

1. Pruebas ADF

A fin de validar la estacionaridad de los datos en primeras diferencias, se estimo la siguiente regresión:

$$(1 - L)y_t = b_0 + b_1 t + (a - 1) y_{t-1} + \dots + \quad (4)$$

Donde y_t recoge el vector de variables endógenas y exógenas del modelo, y $(a - 1)$ es el coeficiente de reversión a la media de los datos; t es una tendencia de tiempo, b_0 , b_1 son una constante y un coeficiente de estimación respectivamente. Bajo la hipótesis nula, la variable y_t tiene una raíz unitaria - el término $(a - 1)$ no es significativo. Los resultados de esta estimación (en primeras diferencias a fin de estimar si existe integración en las variables utilizadas en el modelo) se muestran en el Cuadro 4.

Cuadro 4

RESULTADOS DE LA PRUEBA ADF SOBRE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN LA ESTIMACIÓN

Variable	(a - 1)	Valor-p
$\Delta \Pi^o$	-0,6797	0,0000 ***
$\Delta \Pi^r$	-0,8286	0,0000 ***
$\Delta \dot{e}$	-0,9369	0,0000 ***
$\Delta \dot{D}$	-0,7296	0,0022 ***
$\Delta \dot{P}_{cereales}$	-0,4045	0,0203 **
$\Delta \dot{P}_{aceites}$	-0,4961	0,0006 ***
$\Delta \dot{P}_{carnes}$	-0,5083	0,0053 ***
$\Delta \dot{g}$	-1,0063	0,0000 ***

*** Significación menos de 1%; ** significación menos de 5%; y * significación menos de 10%.

Fuente: Cálculos del autor.

2. Prueba de cointegración (en niveles)

A fin de validar si es posible estimar un VAR que no elimine demasiada estructura de los datos, se procede a identificar si la inflación raíz y observada están cointegradas en niveles. Al realizar una prueba Engle-Granger (con doce rezagos), atestiguamos la existencia de raíces unitarias para ambos tipos de inflación, pero no podemos validar la existencia de estacionaridad en los residuos. En ese sentido, la especificación del VAR en primeras diferencias es apropiada.

3. Pruebas ARCH

Tras la estimación, exploramos si los residuos tienen algún tipo de estructura que incide en la volatilidad de la inflación tras algún choque exógeno. Con eso en mente, estimamos el siguiente modelo sobre los residuos de Π^o y Π^r :

$$E_t(\hat{\epsilon}_{t+1}^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\epsilon}_t^2 + \alpha_2 \hat{\epsilon}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_{12} \hat{\epsilon}_{t-11}^2 \quad (5)$$

Para ambas ecuaciones los efectos de volatilidad de la inflación (a través de un proceso ARCH de orden 12) son insignificativos, y por tanto podemos concluir que la volatilidad de la inflación en Panamá durante este período es constante.

4. Prueba de normalidad de residuos

Finalmente, una prueba Doornik-Hansen (donde la hipótesis nula es la normalidad de los residuos

producto de la estimación) arroja que no podemos rechazar la hipótesis (con un valor-p de 0.7153). En ese sentido, los errores de la estimación tiene una distribución normal y se ajustan a las condiciones clásicas de estimación econométrica.

5. Pruebas de robustez

A fin de probar la sensibilidad de los resultados, se realizaron varias estimaciones con especificaciones similares pero manteniendo el número de rezagos, tal como arrojaron la prueba Akaike, y el estudio de Goldfajn *et al.* Las estimaciones se realizaron utilizando rezagos de un período en las variables exógenas, y eliminando las variables comodín.

Para las regresiones sobre \prod_{ν}^0 el F-Test para todos los rezagos de todas las variables endógenas pierde significancia, si bien todavía se mantiene significativo para los rezagos particulares. No obstante, los efectos que aparecen descritos en el Cuadro 2 se mantienen a grandes rasgos. Para las estimaciones de inflación raíz en \prod_{ν}^r los niveles de significancia se mantienen, tal como aparecen en el Cuadro 3.

Asimismo, respecto a ese mismo cuadro, las estimaciones de convergencia neta en los rezagos endógenos mantienen su signo (negativo). En esta prueba, las variables exógenas también (y sus rezagos respectivos) mantienen los signos respecto a la variable dependiente, si bien la magnitud de los coeficientes disminuye.

3. Análisis e implicaciones

El Cuadro 2 presenta el modelo de inflación observada. Salvo por efectos en una de las variables comodín, la inflación observada sólo responde a efectos propios y a las presiones de la inflación raíz, hecho que explica 60% del fenómeno de acuerdo al coeficiente de determinación. El F-Test verifica que la especificación recoja de manera significativa los efectos de las variables endógenas y del sistema en general. Así, el aumento promedio de un punto porcentual en el cambio mes a mes de la inflación observada en el transcurso de veinticuatro meses provoca aumentos contemporáneos de 0,11%, mientras que el incremento en el cambio de un punto porcentual en la inflación raíz mes a mes ocasiona una reversion de 0,62% en esa inflación - si usamos rezagos significativos los efectos aumentan a 0,60 y -1,32% respectivamente. Lo anterior indica que aumentos pasados en la inflación observada se traducen en mayores incrementos en el nivel de precios a futuro, pero que choques en la inflación raíz revierten con el tiempo.

No obstante, los resultados importantes recaen sobre el modelo de inflación raíz en el Cuadro 3. Apegado a nuestro modelo teórico, esta estimación sugiere que más de la mitad de los movimientos en la inflación raíz verifican reversión al equilibrio. En este modelo también se atestiguan los resultados en el Cuadro 2: con un F-test positivo, vemos que aumentos promedio del cambio de mes a mes de un punto porcentual en la inflación observada en el

transcurso de veinticuatro meses, en promedio, se traduce en incrementos en la inflación raíz de 0,09 %, si bien aumentos de la inflación raíz convergen y permanecen estables.

Por el lado de las variables exógenas, en promedio, el aumento de un punto porcentual en el cambio mes a mes en el índice de cereales, carnes y aceites a nivel internacional ocasiona un aumento total de de 0,22% puntos porcentuales en el cambio mes a mes de la inflación raíz. Asimismo, el aumento mensual de un punto porcentual en la prima de riesgo (y por consiguiente, en los movimientos del déficit fiscal) ocasiona un aumento de 0,83% en el cambio mes a mes de la inflación raíz. Finalmente, vemos que existen dos efectos estacionales, a principios (marzo, abril) y a mediados de año (junio, julio), justamente durante el periodo de alta cosecha de granos, raíces y hortalizas en Panamá (a principios de año) y frutas (a mediados de año), lo que a su vez puede sugerir fallas por el lado de la oferta (a través de deficiencias en materia de distribución y abastecimiento) o picos de demanda estacionales. Así, el aumento de un punto porcentual en el cambio mes a mes en el índice de precios en marzo y abril (con respecto a enero) ocasiona aumentos de 0,62 y 0,88% respectivamente, y lo propio para junio y julio, cuando el aumento es de 0,70 y 1%. Por eso, ante estos resultados, podemos sugerir que:

□ En efecto, la estructura subyacente de la inflación en Panamá es estable. Los cambios en los

niveles de precios con el tiempo no son persistentes y revierten a niveles históricos, y la volatilidad en el cambio es constante. Asimismo, las magnitudes que arroja el modelo son plausibles y se ajustan a pronósticos similares suscritos en trabajos anteriores sobre la temática.

□ No obstante, la inflación en Panamá es sensible a situaciones locales e internacionales. Tal como reconoce la literatura, movimientos exógenos desde el mercado internacional o local, o incluso, desde el déficit fiscal, pueden ocasionar incrementos en los niveles de inflación raíz.

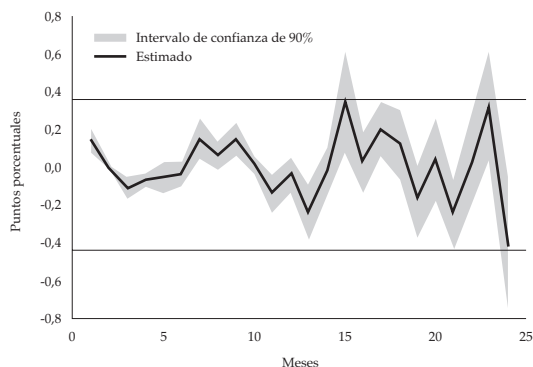
A partir de estos dos puntos, ¿qué podemos establecer respecto a la interacción entre ambos tipos de inflación y otras variables exógenas? Para responder a aquel interrogante, realizamos dos tipos de análisis con un horizonte de veinticuatro meses: el primero es el típico análisis de respuesta de impulsos (mediante una descomposición de Cholesky para identificar el sistema de ecuaciones), que verifica como la perturbación (de tamaño de una desviación estándar) en una de las variables endógenas afecta a la otra (si no existen efectos contemporáneos de la variable simulada). Así, los tres paneles que se presentan a renglón seguido reflejan:

□ Los efectos endógenos de un choque en el cambio de la inflación observada sobre sí misma (Gráfico 4).

- ❑ Los efectos de un choque en el cambio de la inflación raíz respecto a un cambio en la inflación observada (Gráfico 5).

Gráfico 4

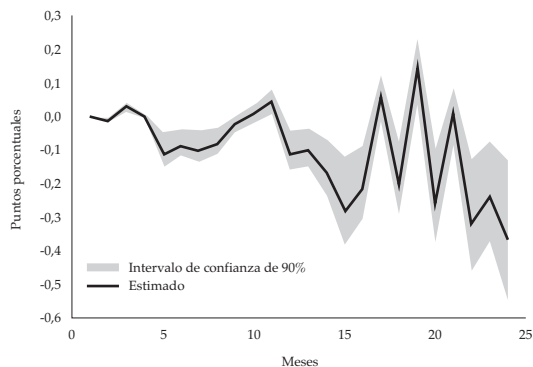
RESPUESTA DE IMPULSOS PARA UN CHOQUE ENDÓGENO EN LA INFLACIÓN OFICIAL OBSERVADA EN EL TRANCURSO DE 24 MESES



Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 5

RESPUESTA DE IMPULSOS PARA UN CHOQUE ENDÓGENO DE LA INFLACIÓN RAÍZ SOBRE LA OBSERVADA EN EL TRANCURSO DE 24 MESES



Fuente: Cálculos del autor.

- ❑ Los efectos de un choque en el cambio de la inflación raíz sobre sí misma (Gráfico 6).

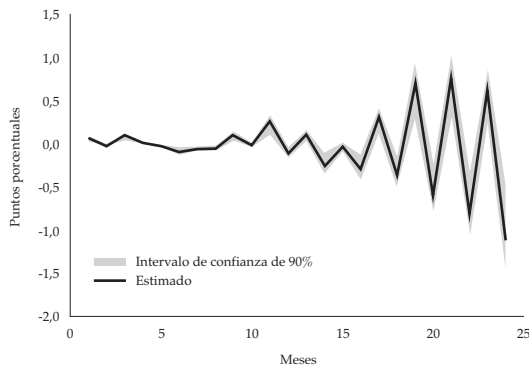
Respecto al Gráfico 5, los efectos endógenos de un choque en el cambio en la inflación observada sobre sí misma oscilan entre 0,4 y -0,4% incrementos porcentuales de mes a mes - efectos que se tornan mas volátiles para el 2013.

El Gráfico 5 demuestra que los efectos de un choque en la inflación raíz ocasiona un efecto menor que aquel atestiguado en el Gráfico 4.

Finalmente, el tercer panel (Gráfico 6) sugiere que si existe un choque en la inflación raíz (a su vez, producto de algún choque en las variables exógenas), es posible que el país genere inestabilidad inflacionaria.

Gráfico 6

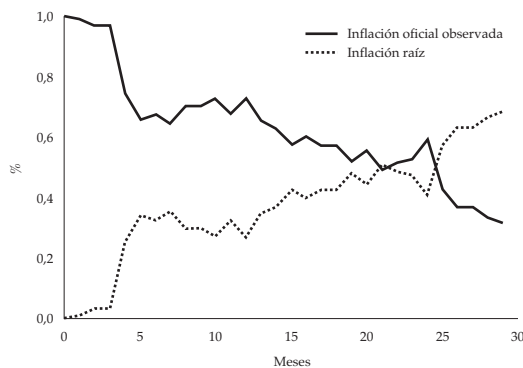
RESPUESTA DE IMPULSOS PARA UN CHOQUE ENDOGENO DE LA INFLACIÓN RAÍZ EN EL TRANCURSO DE 24 MESES



Fuente: Cálculos del autor.

Como último punto, también se presenta la descomposición de la varianza del error del pronóstico en el Gráfico 7. Este indicador detalla la proporción del movimiento de las variables endógenas atribuibles a efectos propios y por causa de la otra variable endógena.

Gráfico 7
DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL
ERROR DEL PRONOSTICO
(%)



La línea en negro muestra cuanto de la varianza es atribuida a cambios en un punto porcentual en el IPC, y la línea punteada respecto a cambios en un punto porcentual en la medida de inflación raíz.

Fuente: Cálculos del autor.

Si bien el movimiento en la inflación oficial observada en IPC recae en un inicio exclusivamente a choques propios (línea negra, lado izquierdo del panel), a medida que pasa el tiempo, los choques en los cambios en el IPC dependen cada vez más en los choques de la inflación raíz, hasta sobrepasar a los choques propios en importancia (alrededor del mes 20 y 23). Por eso, si algún choque futuro ocasiona movimientos en la inflación raíz, su in-

fluencia puede asumir una dinámica expansiva en el cambio del nivel general de precios a medida que pase el tiempo.

A la luz de estos dos últimos paneles, no podemos desestimar los riesgos de un recalentamiento económico, especialmente si existe algún evento imprevisto producto de algún choque exógeno de precios en el mercado local o internacional, o desde el déficit fiscal. Sin embargo, el modelo cuenta con algunas limitaciones: al no poseer datos mensuales sobre salarios, no pudimos incluir instrumentos para validar el impacto de cifras inéditas de desempleo en el aumento de precios, si bien aquellos efectos son capturados de manera indirecta por los rezagos en los cambios en la inflación observada. Asimismo, no contamos con datos mensuales sobre emisión crediticia y monetaria para el rango de tiempo y frecuencia bajo escrutinio, variables que también podrán ser de utilidad en las estimaciones a futuro.

V. Conclusiones

Este documento propuso un modelo sobre el desarrollo de la inflación panameña basado en datos disponibles entre el 2003 y el 2012. Con ese propósito, se desagregó la medida oficial y agregada (el IPC, o índice de precios al consumidor), se cotejó con una medida construida de inflación raíz que excluye elementos volátiles, y se introdujeron elementos exógenos en su determinación. Los modelos econométricos utilizados validan que los

elementos subyacentes a la inflación en Panamá son estables - en efecto, los cambios en los niveles de precio no son persistentes, y gradualmente se estabilizan por sí solos, en la medida que la economía regrese a tasas balanceadas de crecimiento. No obstante, la inflación en Panamá es muy elástica a situaciones locales e internacionales producto de su posición como una pequeña economía abierta dolarizada. Por ello, movimientos exógenos desde el mercado internacional de insumos o alimentos, o desde el deterioro de la posición fiscal pueden propiciar incrementos en los niveles de inflación raíz, movimientos que pueden causar dinámicas inestables en la inflación local.

El modelo propuesto sugiere efectos propios y endógenos de la inflación observada sobre sí misma que oscilan entre 0,4 y -0,4% (incrementos porcentuales) de mes a mes, efectos que se tornarán más volátiles en el marco de un horizonte de veinticuatro meses. No obstante, si existe un choque externo o local en la inflación raíz (producto de alguna posible eventualidad en los mercados internacionales o a través de un súbito deterioro de la posición fiscal del país), permanece la posibilidad de atestiguar inestabilidad a mediano plazo, especialmente si existe algún evento imprevisto a nivel local o internacional que pueda trastocar el contexto actual.

Bibliografía

- Acosta, E. (2004). La economía panameña (1903-2003). En *Historia general de Panamá vol. iii, tomo ii*. Comisión Nacional del Centenario.
- Barletta, N. (2004). El sistema monetario y la banca en Panamá. En *Historia general de Panamá*. Comisión Nacional del Centenario.
- Blanchard, O., y Kiyotaki, N. (1987). Monopolistic competition and the effects of aggregate demand. *American Economic Review*, 77, 647-666.
- Cecchetti, S., y Moessner, R. (2008). Commodity prices and inflation dynamics. *BIS Quarterly Review*, December.
- Edwards, S., y Losada, F. (1994). Fixed exchange rates, inflation and macroeconomic discipline. *National Bureau of Economic Research, Working Paper 4661*.
- Goldfajn, I., Olivares, G., Frankel, J., y Milesi-Ferretti, G. M. (2001). Full dollarization: The case of Panama. *Economía*, 1, 101-155.
- INDESA. (2007). *Impacto del proyecto de ampliación del canal de Panamá sobre la inflación interna y los mercados de algunos insumos*. (Inf. Tec.). Documento de Trabajo, Autoridad del Canal de Panamá.
- Kiley, M. (2008). Estimating the common trend rate of inflation for consumer prices and consumer prices excluding food and energy. *Finance and Economics Discussion Series no 2008-38*.
- Mehra, Y., y Herrington, C. (2008). On the sources of movements in inflation expectations: A few insights from a var model. *Economic Quarterly*, 94, 121-146.
- Moreno-Villalaz, J. (1999). Lessons from the monetary experience of Panama: A dollar economy with financial integration. *Cato Journal*, 18, 421-439.
- Phelps, E. (1968). Phillips curve, expectations of inflation, and optimal inflation over time. *Economica*, 34, 254-281.
- Salvatore, D. (2001). Which countries in the americas should dollarize? *Journal of Policy Modelling*, 23, 347-355.

