

Inflación y variación de precios relativos en Venezuela

Inflation and relative price variability in Venezuela

José Contreras* y Nora Guarata**

Códigos JEL: C12, C22, E31

Recibido: 31/05/2013 Revisado: 27/07/2013 Aceptado: 09/09/2013

Resumen

Existen varias teorías sobre los determinantes del fenómeno inflacionario sin que se pueda señalar una de ellas que sea capaz de explicar la inflación en todos los casos. En Venezuela, la inflación parece estar más influenciada por factores estructurales que coyunturales. En este trabajo se utilizaron tres índices con respecto a la distribución de los precios relativos: varianza, asimetría y un combinado de ambas, para proceder a determinar su relación con la inflación. Además se utilizó una curva de Phillips modificada donde se incluye el tipo de cambio como variable explicativa, además de las variables construidas. Se llegó a la conclusión que los índices construidos ayudan a explicar la inflación en Venezuela para el periodo estudiado.

Palabras clave: Inflación, curva de Phillips, variación de precios relativos.

Abstract

There are several theories about the causes of inflation but none of them is capable of explaining the phenomenon in all cases. We started with an overview of the main theories. In the particular case of Venezuela, it seems that the inflationary phenomenon responds to structural factors rather than circumstantial ones. We utilized three variables that measure relative price distribution and tested for their relation with inflation. Later we used a modified Phillips curve, which included exchange rate as an explanatory variable and regressed it with and without the variables relating relative price distribution: variance, skewness and a combination of both. We concluded that those variables helped explain inflation in Venezuela for the period we studied.

Key words: Inflation, Phillips curve, relative price distribution.

* Oficina de Investigaciones Económicas, Banco Central de Venezuela. Carmelitas Caracas, Venezuela. Correo electrónico: joscontr@bcv.org.ve.

** Oficina de Investigaciones Económicas, Banco Central de Venezuela. Carmelitas Caracas, Venezuela. Correo electrónico: nguarata@bcv.org.ve.

Las ideas y opiniones contenidas en este documento son de la exclusiva responsabilidad de los autores y no necesariamente coinciden con las del Banco Central de Venezuela.

1. Introducción

El largo proceso inflacionario que ha sufrido Venezuela desde 1974 (el índice de precios al consumidor (IPC) ha estado por encima del 10%) ha generado grandes debates y muchos menús de acciones para eliminarlo.

Comúnmente se menciona que los déficits fiscales son los causantes del fenómeno inflacionario, mientras que otros afirman que es la “maquinita la gran culpable”. Corrientes adversas señalan que factores de demanda no tienen ningún efecto sobre la inflación y que más bien son componentes estructurales los que explican el proceso. Enfoques contemporáneos señalan los factores de costo y los mecanismos de indexación como los únicos determinantes del persistente crecimiento de los precios y, por último, se sugiere que la formación de las expectativas es la variable explicativa.

En el caso de Venezuela, la inflación parece estar más influenciada por fenómenos de carácter estructural que por elementos coyunturales, aunque estos últimos siempre estén presentes. Los arreglos para controlar el índice, en la medida que no ataquen la dinámica de la formación de los precios, no afectarán la inflación y su tendencia: solo inciden sobre

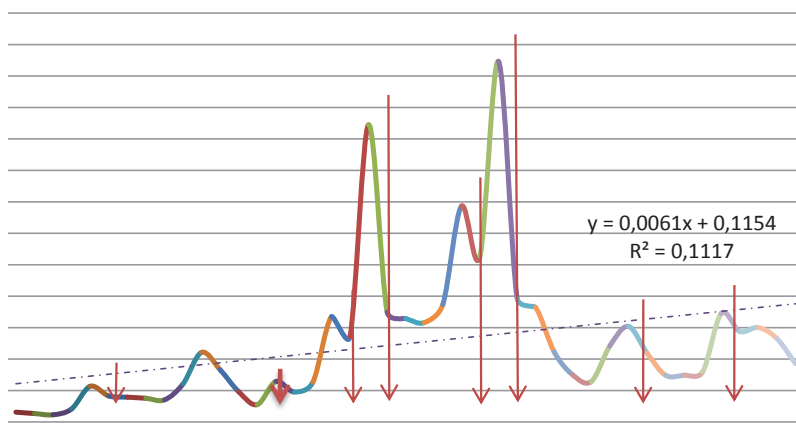


Figura 1. Tasa de inflación anual. Variación porcentual del índice de precios al consumidor del Área Metropolitana de Caracas (IPC-AMC). Fuente: Banco Central de Venezuela.

el instrumento de medida o indicador puntual, por tanto siempre habrá que estar actuando –sin respiro– sobre la coyuntura.

El objetivo de este trabajo consiste en contribuir con algunas explicaciones de la inflación en Venezuela. En particular se analiza la relación que existe entre las características de la distribución de precios relativos (varianza y asimetría) y la inflación a la que se enfrentan los consumidores en Venezuela. Muchos han sido los trabajos que confirman una relación positiva entre la distribución de precios relativos e inflación. En el caso latinoamericano se confirma para México (Blejer and Leiderman, 1979), Chile (Leffort, 1996), Argentina (Dabús, 2000), Colombia (Langebaek y González, 2007). En el resto del mundo, por ejemplo Suecia (Assarsson, 2004), España (Usabiaga and Caraballo, 2004), Estados Unidos (Hiranya, 2004), Nicaragua (Rivas and Rojas, 2000), Bélgica (Aucremanne, Brys, Rousseeuw, Struyf, and Hubert, 2003), Turquía (Çatik, Martin, and Onder, 2008). Resulta significativo indagar si para Venezuela se mantiene esta relación y si la varianza de la distribución de precios relativos (VPR) puede contribuir a explicar la inflación en el corto plazo.

Si se considera que las principales fuentes de la variación de los precios en Venezuela están constituidas por elementos de oferta tales como producción agrícola, variación internacional de los precios de las materias primas, ajustes en precios regulados y cambios en los patrones de consumo, entre otros, es pertinente verificar si estas variaciones tienen impacto sobre el índice de precios al consumidor. En primer lugar, se revisan las principales teorías que han sido desarrolladas para explicar el fenómeno inflacionario con el fin de contextualizar el problema planteado y, en segundo lugar, se analiza la relación que existe entre la distribución de precios relativos (varianza y asimetría) y la inflación.

El trabajo está organizado de la siguiente forma. En la sección 2 se presentan las principales teorías que han tratado de explicar el fenómeno inflacionario. En la sección 3 se hace el planteamiento de las hipótesis estructurales sobre la inflación; se incluye el caso latinoamericano y la relación que existe entre la distribución de los precios relativos y la inflación en Venezuela. En la siguiente sección, la cuarta, se presentan los resultados econométricos mientras que en la sección 5 se concluye y se enumeran una serie de implicaciones política.

2. Principales teorías que han sido desarrolladas para explicar el fenómeno inflacionario

A continuación se hará una breve revisión de las principales teorías expuestas para explicar el fenómeno inflacionario.

2.1. La ecuación de transacciones de Irving Fisher y la ecuación cuantitativa de Cambridge

La ecuación de Fisher establece una relación entre la oferta monetaria, M , la velocidad del dinero, V , el volumen de transacciones, T (en general, la *proxy* de T es Y , el ingreso) y el nivel de precios, P . A cada compra le corresponde una venta: $MV = PY$. Suponiendo que V es constante en el corto plazo y que el sector real determina el volumen de transacciones, entonces el nivel de precios será proporcional a la oferta monetaria M . Es decir

$$P = \left(\frac{V}{Y} \right) M \quad [1]$$

En la ecuación de Cambridge, se supone que las demandas individuales de dinero se agregan en una demanda macroeconómica (M^d) proporcional al nivel de la renta; entonces, se tiene que $M^d = kPY$ donde k es la porción del ingreso nominal que se desea mantener en forma de dinero. Si se supone que la oferta monetaria (M^s) es exógena y el mercado monetario está en equilibrio, se obtiene: $M^d = M^s = M$. Definiendo $V = 1/K$ se tiene que $MV = PY$ y por tanto, $\frac{dM}{M} + \frac{dV}{V} = \frac{dP}{P} + \frac{dY}{Y}$. Dado que la velocidad, V , su supuso constante, entonces, $\frac{dV}{V} = 0$ y la expresión anterior puede escribirse como $m = p + y$, donde m es la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero, y es la tasa de crecimiento del producto real y p es la tasa de inflación. Después de una manipulación algebraica se obtiene:

$$p = m - y$$

Esta expresión dice que la tasa de inflación será igual a la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero menos la tasa de crecimiento del producto real.

2.2. Brecha inflacionaria (Keynes, 1940)

Sea la demanda real Y_t constituida por la demanda de consumo real C_t y la demanda de inversión I_t . Sea Y_o la producción real de pleno empleo, entonces, se tiene que:

$$Y_t = C_t + I_t = Y_o$$

Supóngase que el consumo real y la inversión vienen dadas por las siguientes expresiones, respectivamente:

$$C_t = a + b \frac{Y_{P_{t-1}}}{P_t} \text{ y } I_t = I_o$$

Partiendo de $Y_{P_t} = Y_o P_t$ y sustituyendo las ecuaciones anteriores, se tiene que: $\frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{bY_o}{Y_o - (a + I_o)}$

De donde se obtiene:

$$\text{Inflación} = p_t = \frac{a + I_o + bY_o - Y_o}{Y_o - a - I_o}$$

Es decir, la inflación surge de un exceso de demanda agregada por encima de la capacidad de pleno empleo de la economía. Por ejemplo, si existe una fuerte concentración oligopólica, los precios responden lentamente a la demanda y rápidamente a los costos. Entonces los precios suben por vía del incremento de los costos, que se produce por el incremento en los salarios provocado por un exceso de demanda en el mercado de factores.

2.3. La curva de Phillips (Phillips, 1958)

Phillips confirmó que en Gran Bretaña y para el periodo 1861-1957 existía una correlación negativa no lineal entre la tasa de crecimiento de los salarios w_t y la tasa de desempleo U_t . Es decir, $w_t = -a + bU_t^{-a}$. Posteriormente, otros trabajos remplazaron la tasa de crecimiento de los salarios nominales por la tasa de inflación y el nivel de desempleo por el nivel de actividad económica y afirmaron que la relación inversa era estable. Este enfoque coincide en señalar que la administración de la demanda agregada a través de la política fiscal constituye un instrumento de política solo en situaciones de subutilización de recursos. Sin embargo, en la década de los 60's y 70's se presentaron, en forma generalizada, fenómenos de inflación con desempleo.

2.4. El rol preponderante de los factores monetarios

Los monetaristas asignan un rol preponderante a la política monetaria como determinante para actuar tanto en situaciones de estancamiento como de inflación. Afirman que el *trade-off* entre inflación y desempleo es solo transitorio. En efecto, una vez que los agentes incorporan la inflación efectiva en sus expectativas, la producción y el empleo vuelven a sus niveles iniciales. Un modelo monetarista contemporáneo y representativo (Cagan, 1956) (Harberguer, 1963) es el siguiente:

$$\frac{M^d}{P_t} = Y^{\beta_0} e^{\beta_1 - \beta_2 \pi_{t+1}} \quad [2]$$

Donde, $\frac{M^d}{P}$ se define como la demanda real de dinero, P el nivel de precios, Y el ingreso real y π la tasa de inflación esperada. De la condición de equilibrio $P = \frac{M^s}{M^d}$ y tomando la primera diferencia en logaritmos, se tiene que:

$$p_t = m_t - \beta_0 y_t + \beta_2 \Delta \pi_{t+1}$$

De aquí que la tasa de inflación (p_t) depende positivamente de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria (m_t) y de la aceleración de las expectativas de inflación ($\Delta \pi_{t+1}$) y negativamente de la tasa de crecimiento del ingreso real (y_t). En el caso de que las expectativas sean adaptativas, se tiene que:

$$\Delta \pi_{t+1} = \mu(p_t - \pi_t)$$

Del hecho que $\pi_t = \mu \sum_{j=0}^n (1 - \mu)^j p_{t-1-j}$ y $p_t = m_t - \beta_0 y_t + \beta_2 \mu(p_t - \pi_t)$ se desprende que $p_t = m_t - \beta_0 y_t + \beta_2 \mu^2 \sum_{j=0}^n (1 - \mu)^j p_{t-1-j}$. Es decir, la inflación no solo depende de las tasas de crecimiento de la oferta monetaria (m_t) y del ingreso real (y_t), sino también de la inflación de periodos anteriores. En el caso particular en que $\mu=1$, se tiene un componente inercial que afectaría positivamente la tasa de inflación actual. En efecto, $p_t = \left(\frac{1}{1 - \beta_2}\right)(m_t - \beta_0 y_t - \beta_2 p_{t-1})$, donde $\beta_2 < 1/2$ para garantizar la estabilidad. En el caso que $\Delta p=0$ se tiene que $p_t = m_t - \beta_0 y_t$.

2.5. El enfoque monetario de la balanza de pagos

El enfoque monetario de la balanza de pagos relaciona el déficit externo con el desequilibrio en el mercado de dinero. Para ilustrar la idea se supone que la tasa de crecimiento de la oferta monetaria viene dada por $m_t^s = k_t + dc_t + (1 - d)r_t$, donde m_t^s es la tasa de crecimiento de la oferta

monetaria, k_t la tasa de crecimiento del multiplicador monetario, C_t la tasa de crecimiento del crédito interno y r_t la tasa de crecimiento de las reservas internacionales.

Por otra parte, se supone que la tasa de crecimiento de la demanda nominal de dinero tiene la siguiente forma: $m_t^d = p_t - \beta Dp_t$. Donde Dp_t se define como la aceleración de las expectativas inflacionarias. La tasa de inflación general es un promedio ponderado entre los precios de los bienes transables y no transables, es decir: $p_t = spT + (1-s)pNT_t$, donde, s es el peso de los no transables en la inflación general y pT junto con pNT representan la inflación de los precios de los transables y no transables. Por otra parte, la inflación de los bienes transables está dada por la tasa de devaluación (e_t) y la inflación internacional (pi_t). O sea que, $pT_t = e_t + pi_t$. En cambio, la inflación de los bienes no transables viene dada por el exceso de demanda en ese mercado y aproximado por la tasa de expansión del crédito interno (c_t), es decir, $pNT_t = Fc_t$, siendo F un parámetro.

Finalmente, se obtiene que la inflación agregada se expresa como: $p_t = se_t + spi_t + F(1-s)c_t$ y el equilibrio monetario se logra mediante el ajuste de las reservas internacionales. Si r_t es endógena $r_t = \frac{1}{1-d}\{se_t + spi + [F(1-s) - d]c_t - k_t - \beta Dp_t\}$, se puede observar que la tasa de crecimiento de las reservas internacionales depende positivamente de la devaluación, la inflación internacional y negativamente de la aceleración de las expectativas de inflación. Con respecto al crédito queda indeterminado su signo.

2.6. La síntesis neoclásica

En los años 60 se hicieron intentos para reconciliar las teorías monetaristas y keynesianas en la denominada síntesis neoclásica. Considérese el siguiente modelo representativo.

Supóngase la función de producción con productividad marginal positiva y decreciente $Y = F(N)$. Se supone un *stock* de capital físico constante, en el sentido que la inversión tiene efectos en la demanda agregada y no en la capacidad productiva. Por otra parte, considérese que $W = PF_N = G(P, N)$ con G_p y G_N positivos. Diferenciando ambas ecuaciones se tiene que $\frac{dP}{dY} = \frac{-(PF_{NN} - G_N)}{F_N(F_N - G_p)}$. Si hay ilusión monetaria completa o parcial ($G_p = 0$ o $0 < G_p < F_N$) la pendiente de la oferta agregada es positiva. Si no hay

ilusión monetaria ($G_p = F_N$), la pendiente sería infinita (curva de oferta vertical). Si los precios son fijos ($G_N = F_{NN}$), la pendiente de la oferta agregada es cero.

Por el lado de la demanda de bienes y el mercado monetario se consideran las siguientes ecuaciones: para el mercado de productos $Y = C(Y) + I(r) + G$ y para el monetario $\frac{M}{P} = L(Y, r)$. De estas dos curvas se obtiene que $\frac{dP}{dY} = \frac{-[L_r(1 - C_y) + L_y I_r] P^2}{I_r M}$ el cual es negativo. En el caso de ilusión monetaria, incrementos sostenidos de gasto u oferta monetaria, incrementan los precios y la actividad económica. Sin ilusión monetaria, cualquier desplazamiento de la demanda agregada sólo provoca incrementos de precios. En el caso de precios fijos, desplazamientos de la demanda agregada solo provocan incrementos en la actividad económica.

2.7. La nueva escuela neoclásica

La nueva escuela neoclásica es conocida, también, como la escuela de las expectativas racionales. Lo fundamental es que el equilibrio de los mercados es automático y los agentes forman sus expectativas racionalmente (eficientemente).

A manera de ilustración, considérese la siguiente formulación de equilibrio del mercado de dinero:

$$\frac{M_t^d}{P_t} = \gamma \beta_0 e^{\beta_1 - \beta_2 \pi_{t+1}} \quad [3]$$

Tomando la primera diferencia en logaritmos, se tiene que: $p_t = m_t - \beta_0 y_t + \beta_2 \Delta \pi_{t+1}$. Ahora, supóngase que no hay crecimiento económico y que las expectativas se forman racionalmente. Es decir: $\pi_{t+1} = E_t p_{t+1}$ y $\pi_t = E_t p_t = p_t$. Bajo estas hipótesis se tiene que $p_t = m_t + \beta_2 (E_t p_{t+1} - p_t)$.

Resolviendo la ecuación se obtiene que $p_t = \frac{1}{1 + \beta_2} m_t + \frac{\beta_2}{1 + \beta_2} E_t p_{t+1}$. De allí se desprende que la inflación actual depende de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria y la inflación esperada para el periodo siguiente. Dado que las expectativas son racionales, los agentes usan el modelo para formar sus expectativas. Adelantando la ecuación anterior un periodo, tomando la función esperanza en t y aplicando propiedades de las expectativas iteradas se tiene que:

$$p_t = \frac{1}{1 + \beta_2} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{\beta_2}{1 + \beta_2}\right)^j E_t m_{t+j} \quad [4]$$

Si el público tuviera seguridad de que la tasa de crecimiento del dinero fuera m , entonces $p_t = m$.

2.8. El déficit fiscal y la inflación

La idea es considerar que la oferta monetaria es endógena y que aumenta por los préstamos que el Banco Central concede al gobierno para financiar el déficit fiscal. Véase el siguiente modelo: $\frac{M_t^d}{P_t} = e^{\beta_2 \pi_t}$, de donde se obtiene que la tasa de crecimiento es $m^d - p = -\beta_2 \frac{d\pi_t}{dt}$. Por otra parte, el incremento de la oferta monetaria para financiar el déficit viene dado por $\frac{dM^s}{dt} = P g$, donde g es el déficit fiscal real. En tasas de crecimiento se tiene $m^s = \frac{M}{P} g = e^{\beta_2 \pi_t} g$.

Finalmente $p - \beta_2 \frac{d\pi_t}{dt} = e^{\beta_2 \pi_t} g$ y en equilibrio $p = m = e^{\beta_2 \pi_t} g$. Es decir, a mayor déficit fiscal (g), mayor la tasa de crecimiento del dinero y mayor la tasa de inflación.

2.9. Enfoque de represión financiera

Los modelos que se inscriben en esta corriente afirman que uno de los factores que incide en los elementos inflacionarios es la tasa de interés pasiva real. La idea es que la demanda real de dinero depende de las tasas de interés y la restricción presupuestaria. Considérese la tasa de interés real esperada sobre los depósitos ($d-x$) y la restricción de presupuesto viene dado por el ingreso real per cápita, es decir,

$$\frac{M^d}{P} = Y^\alpha e^{+\beta(d-x)} \quad [5]$$

Donde M^d es la demanda *per cápita* de dinero, Y el ingreso *per cápita*, d la tasa de interés nominal sobre los depósitos en moneda nacional y x la inflación esperada. La condición de equilibrio del mercado monetario se escribe de la siguiente forma:

$P = \frac{M^s}{\left(\frac{M^d}{P}\right)}$. Donde M^s es la oferta nominal per cápita ($M2$). Por lo tanto

$$p_t = m_t - \alpha y_t - \beta \Delta(d-x)_t$$

Según este modelo, un incremento de la tasa de interés pasiva real reduce la inflación en el corto plazo a través de una mejora de la demanda de dinero y reduciendo la demanda de bienes. Si se supone que la oferta monetaria está determinada, básicamente, por la evolución del crédito interno, entonces la oferta monetaria viene dada por $m_t = f c_t$. Luego se tiene que:

$$y_t^d = \frac{-p_t - \beta\Delta(d - x)t + fc_t}{\alpha}$$

Por otro lado, supóngase que $Y_t^s = P_t^{\delta_1} W_t^{-\delta_2} E_t^{-\delta_3} P u_t^{-\delta_4} \exp(-\delta i_t)$, y por lo tanto, $y_t^s = \delta_1 p_t - \delta_2 w_t - \delta_3 e_t - \delta_4 p u_t - \delta \Delta i_t$.

Donde w_t es la tasa de variación de los salarios, e_t tasa de devaluación de la moneda local, $p u_t$ tasa de crecimiento de las tarifas públicas y Δi_t variación de la tasa de interés activa. Además, si se supone que los salarios se ajustan de acuerdo con la inflación del periodo anterior, se puede escribir $w_t = \gamma p_{t-1}$. Igualando la oferta y demanda se tiene la siguiente expresión para p_t .

$$p_t = \frac{-\beta\Delta(d - x)t + fc_t + \alpha\delta_2\gamma p_{t-1} + \alpha\delta_3 e_t + \alpha\delta_4 p u_t + \alpha\delta\Delta i_t}{1 + \alpha\delta_1} \quad [6]$$

De modo que la inflación es la interacción de factores de demanda y costos al mismo tiempo.

3. Hipótesis estructurales en la teoría de la inflación

La teoría estructural de la inflación se basa en la hipótesis que relaciona los precios, manifestación del proceso económico, con la estructura del sistema económico (Canavese, 1979). Los elementos centrales de la teoría estructural de la inflación son: los precios relativos que cambian cuando cambia la estructura económica, la inflexibilidad a la baja de algunos precios monetarios y la oferta monetaria pasiva que cubre con aumentos de la cantidad de dinero la brecha originada por el alza de los precios.

3.1. Enfoque neoestructuralista

El enfoque neoestructuralista adopta una visión no monetaria de la inflación. Se dividen los bienes en dos clases: aquellos con precios flexibles (como materias primas) y precios administrados (productos industriales) cuyos precios se determinan aplicando márgenes sobre los costos y se supone que los salarios siguen una regla de indexación que toma en cuenta la inflación de periodos anteriores. El siguiente modelo ilustra las ideas principales de esta corriente.

La inflación p es un promedio ponderado de la inflación de precios flexibles (pa), la inflación de precios industriales (pi) y la inflación de precios públicos (pu), como tarifas a los servicios de interés social.

$$P = \alpha_1 pa + \alpha_2 pi + \alpha_3 pu$$

Los precios industriales dependen de los aumentos salariales y de los insumos importados (incluyendo el tipo de cambio, e). Es decir, $pi = b_1 w + b_2 e$. Por otro lado, $w = \beta p_{t-1}$. De esta manera, la inflación está influenciada por el sector de precios flexibles, la tasa de devaluación, la inflación en precios públicos y la inflación del periodo anterior.

$$P = \alpha_1 pa + \alpha_2 b_1 \beta p_{t-1} + \alpha_2 b_2 e + \alpha_3 pu$$

La característica fundamental es que cambios en los precios relativos afecten la tasa de inflación. Por otro lado, la tasa de inflación de equilibrio tiende a perpetuarse indefinidamente ($p_t = p_{t-1}$). Es decir, aun en ausencia de *shocks* en el mercado de precios flexible, una política cambiaria y de precios públicos pasiva, generará inflación en el presente debido a que hubo inflación en los periodos precedentes.

3.2. Enfoque de conflicto distributivo

La idea es partir de un proceso de formación del salario; los trabajadores intentan fijar un salario nominal en función de un objetivo exógeno de salario real Z_t . Es decir, $Z_t = \frac{W_t}{P_{ct}^e}$. Donde W_t es el salario nominal y P_{ct}^e el índice esperado de precios al consumo. Tomando logaritmos y haciendo una manipulación algebraica resulta $w_t = z_t + p_{ct}^e$. Este enfoque supone que el salario real es el resultado del proceso de negociación entre trabajadores, Estado y empresas. Aunque es posible considerar diferentes elementos que influyen en la negociación, en este modelo $z_t = z_t(u_t)$ es decreciente y u_t la tasa de desempleo.

Por otra parte, se supone que el índice de precios al consumo P_{Ct} se define como una media ponderada del nivel de precios internos P_t y el nivel de precios de importación P_t^* . Es decir $P_{Ct} = P_t^{1-\gamma} (E_t P_t^*)^\gamma$. En logaritmos se tiene la siguiente expresión: $p_{ct} = p_t + \gamma T_t$, donde T_t es la expresión $T_t = e_t + p_t^* - p_t$. Por otro lado, las empresas maximizan beneficios $Máx \pi_t = P_t Y_t - W_t N_t$. Al derivar esta expresión e igualarla a cero se tiene que: $P_t = \mu \frac{W_t}{F}$, con F' la derivada de Y_t respecto de N_t y $\mu = (1+1/\eta)^{-1}$, con $\eta = \frac{dY_t}{dP_t}$. Dado que la producción está sujeta al pago de tributos y desgravámenes,

W_t se define como el salario neto que perciben los trabajadores. Defínase la elasticidad producto del trabajo como $\alpha = \frac{dY/N}{dN/Y} = \frac{F'}{Y/N}$. Por lo tanto, $P_t = \mu \frac{W_t}{Y_t/N_t} \frac{1}{\alpha} S_t = \frac{\mu}{\alpha} \frac{W_t N_t}{Y_t} S_t$. Donde S_t denota el factor impositivo. Definiendo $\delta_a = \log\left(\frac{\mu}{\alpha}\right)$ y $q_t = \log\left(\frac{Y_t/N_t}{Y_t}\right)$, se tiene que, $p_t = \delta_a + w_t - q_t + s_t$ y junto con la ecuación $p_{C_t} = p_t + \gamma T_t$, se obtiene la ecuación de fijación de precios: $w_t - p_{C_t} = q_t - \delta_a - s_t - \gamma T_t$. Así, se tiene que la productividad del trabajo determina el margen de distribución existente en la economía. Esta renta ha de satisfacer las aspiraciones de los trabajadores $z_t(u_t)$, los objetivos de las empresas δ_a (μ -mark-up), las participaciones del estado s_t y el sector externo γT_t . Más aún, si la ecuación $w_t = z_t + p_{C_t}^e$ la sustituimos en $w_t - p_{C_t} = q_t - \delta_a - s_t - \gamma T_t$ se tiene que: $p_{C_t} = q_t + \delta_a + s_t + \gamma T_t + z_t + p_{C_t}^e$. Restando $p_{C_{t-1}}$, finalmente se obtiene que:

$$p_{C_t} - p_{C_{t-1}} = z_t(u_t) - (q_t(u_t) - \delta_a - s_t - \gamma T_t) + p_{C_t}^e - p_{C_{t-1}}$$

Es decir, la tasa de inflación es igual al salario exigido menos el margen distributivo, más la tasa esperada de inflación.

3.3. Modelo latinoamericano de inflación estructural

Como demuestra Olivera (1977), a cada estructura económica le corresponde un único vector de precios relativos y viceversa. Esto implica que cambios estructurales requieran cambios en precios relativos. Si existe una estructura en la que hay precios inflexibles a la baja, el ajuste de precios relativos exige el alza de los precios monetarios (equilibrio general). La idea es que cambios estructurales den lugar a presiones inflacionarias cuando vayan acompañadas por una oferta monetaria pasiva (acomodaticia). Considérense los siguientes ejemplos: primero, tómesese el sector agrícola e industrial venezolano cuyos precios viene dados por P_a y P_b , respectivamente; por lo tanto, los precios relativos se expresan como $P = P_a/P_b$. El equilibrio de la oferta y la demanda viene dado por $S(P,t) = D(P,t)$. Derivando ambos términos, se tiene que: $\frac{\partial P}{\partial \epsilon} + \frac{\partial S}{\partial P} = \frac{\partial D}{\partial P} \frac{\partial P}{\partial \epsilon} + \frac{\partial S}{\partial P}$, que en términos de elasticidades se escribe como: $\frac{1}{P} \frac{dP}{dt} (\epsilon + \eta) = \frac{1}{S} \frac{\partial D}{\partial P} - \frac{1}{S} \frac{\partial S}{\partial P} = \delta - \sigma$, es decir, si $p = \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}$, entonces, $p = p_a - p_b = \frac{\delta - \sigma}{\epsilon + \eta}$. En Venezuela, la demanda agrícola viene creciendo más rápidamente que la oferta; si los precios de los bienes industriales son inflexibles a la baja, entonces, los precios relativos deben cambiar. Además, con una oferta monetaria acomodaticia, la tasa de inflación de los precios de los bienes del sector agrícola debe crecer más rápido que la de los industriales.

Considérese ahora el índice del nivel de precios como la media geométrica del índice del nivel de precios de los bienes industriales y de los bienes agrícolas, es decir, $INPC_t = p_{at}^\alpha p_{bt}^{1-\alpha}$. Luego la tasa de inflación viene dada por $\pi = \alpha p_a (1 - \alpha) p_b$. Sustituyendo $p = p_a - p_b = \frac{\delta - \sigma}{\varepsilon + \eta}$ en la ecuación $\pi = \alpha p_a + (1 - \alpha) p_b$ se tiene que $\pi = \alpha \frac{\delta - \sigma}{\varepsilon + \eta} + p_b$, de valor positivo, si $p_b \geq 0$ y en razón de presiones estructurales que afectan los precios relativos.

Como segundo ejemplo, tómesese un sector con poder de negociación cuya productividad media del trabajo crece a una tasa r . Por ejemplo, el sector petrolero o sector público (poder de la renta petrolera) o un sector progresivo de alta productividad. Para este sector, denótese el índice de precios por P_c . Agréguese otro sector, cuya productividad no crece, denotado por P_e . Los salarios del sector con poder de negociación crecen a una tasa igual a la suma de la tasa de crecimiento de los precios y de su productividad. Es decir, en tasas: $s_c = p_c + r$. Ahora, supóngase un principio de justicia, en el cual se conservan los salarios relativos y, por lo tanto, los salarios del sector de baja productividad crecen a la misma tasa que los de alta productividad. En resumen, $s_c = p_c + r$, $s_e = s_c$ y $p_e = s_e$. Luego se concluye que $s_c = p_c + r$. Usando la relación $INPC_t = p_{at}^\alpha p_{bt}^{1-\alpha}$ se concluye que $\pi = \alpha r + p_c$, de valor positivo, si $p_c \geq 0$ y en razón de presiones estructurales que afectan los precios relativos.

Finalmente, se considera el caso general Olivera (1960). Sea un sistema de mercado en el que participan n bienes económicos, de los cuales $n-1$ son mercancías y el restante es dinero. Denótese por x_i la demanda excedente del bien i , con q_i su precio real en términos de la mercancía $n-1$ y p_i su precio en dinero. Sea $x_i(q_1, \dots, q_{n-2})$ con $i=1 \dots n-1$, la demanda excedente, donde el numerario puede ser alimentos. Supóngase que la velocidad de circulación o la oferta monetaria es pasiva de manera que los efectos de saldos monetarios reales, o no existen o son continuamente compensados por el ajuste de la cantidad de dinero. Las ecuaciones de equilibrio en los mercados de mercancías $x_i(q_1, q_{n-2}) = 0$. Por otra parte, dado que la oferta monetaria o la velocidad de circulación mantiene equilibrado el mercado de dinero, se tiene que $\sum_{i=1}^{n-1} p_i x_i = 0$, de donde se desprende que:

$$\sum_{i=1}^{n-2} p_i x_i = -p_{n-1} x_{n-1} \quad [7]$$

Por lo tanto, si $n-2$ mercados de mercancías están en equilibrio, el restante tiene que estar en equilibrio. Es decir, el sistema de $n-2$ relaciones independientes determina los $n-2$ precios relativos ($q_{n-1} = 1$). Si el sistema tiene solución única y uno de los precios en dinero está dado por relaciones extra mercantiles, el conjunto de todos los precios queda determinado inequívocamente.

Sean $(q_i)^0$ y $(p_i)^0$ los vectores de precios relativos y monetarios, respectivamente. Ahora supóngase un cambio en los datos de equilibrio que desplaza $(q_i)^0$ a $(p_i)^1$. Si hay rigidez a la baja en al menos un precio (p_k) y del hecho que, por definición, $p_i^1 = p_k^1 \frac{q_i^1}{q_k^1}$ para $i = 1, \dots, n-1$, y denotando $\Delta q_i = q_i^1 - q_i^0$, se obtiene $p_i^1 = p_k^1 \frac{q_i^0 + \Delta q_i}{q_k^0 + \Delta q_k}$. Dado que $p_k^1 = p_k^0$ y $\Delta q_i \geq q_k$, se sigue que $p_i^1 \geq p_i^0$. De la hipótesis que $(q_i)^1 \neq (q_i)^0$, se desprende que $(p_i)^1 \geq (p_i)^0$. En conclusión, el nivel general de precios es superior a la situación inicial. Tal como concluye (Leonardo, 2012), choques en los precios relativos con precios inflexibles a la baja y con un régimen monetario acomodaticio, produce incrementos en los niveles de precios. De modo que este tipo de modelos define una relación de causalidad de los precios relativos a la inflación.

3.4. Relación que existe entre la distribución de precios relativos y la inflación al consumidor en Venezuela

El objetivo consiste en analizar la relación entre la variación de precios relativos, VPR, y la inflación en Venezuela para el periodo que se extiende de enero 2000 a octubre 2011. Se quiere examinar si esta relación se comporta en sintonía con los resultados internacionales y así como también determinar la causalidad entre inflación y VPR.

Como primer paso del proceso, se caracteriza la distribución de los precios relativos partiendo de su definición. El precio relativo de un bien i en el tiempo t se define como $P_{i,t}/IPC_t$. Se quiere evaluar el impacto de cambios entre $t-1$ y t en los precios relativos; es decir, el interés se concentra en la diferencia porcentual entre $P_{i,t}/IPC_t$ y $P_{i,t-1}/IPC_{t-1}$. Esta diferencia es equivalente a la diferencia entre $\ln(P_{i,t}/IPC_t) - \ln(P_{i,t-1}/IPC_{t-1})$. Si se utilizan las propiedades de los logaritmos y se reorganizan términos, se puede expresar la variación en precios relativos como $(\ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}) - (\ln IPC_t - \ln IPC_{t-1})$.

Seguidamente, se toman los precios de 265 productos de la canasta de bienes que componen el índice de precios, IPC.¹ La muestra se extiende desde enero 2000 a octubre 2011 con periodicidad mensual. En una primera parte se calculan los indicadores en forma global, es decir, haciendo uso de todos los productos de la canasta con que se mide el IPC. Posteriormente, esta canasta de productos se subdivide en alimentos y bebidas no alcohólicas y el resto de los productos. Esto se hizo con la finalidad estudiar la incidencia sobre la tasa de inflación de los alimentos y bebidas no alcohólicas.

En la figura 2 se presenta la distribución de la variación de los precios relativos para febrero 2003 y marzo 2007; febrero 2003 fue el mes donde se registró una mayor inflación (5,51) y marzo 2007 fue el mes donde se registró la inflación más baja del periodo en estudio (-0,74). La figura muestra la variación del precio relativo de cada uno de los productos que componen la canasta que se tomó para este estudio, es decir, el precio de cada producto dividido por el IPC, con respecto al mes anterior. Las variaciones se agrupan por rango. Se observa que en marzo 2007 una mayor proporción de productos se agrupaba en el rango de 0 a 0,1% en comparación con febrero 2003 y, además, era mayor el número de observaciones extremas (el número de productos con variación superior a 1% llegó a 26 en marzo 2007, frente a 25 en febrero 2003). A pesar de esas variaciones extremas, tanto la varianza como el coeficiente de asimetría de la distribución de la variación de precios relativos

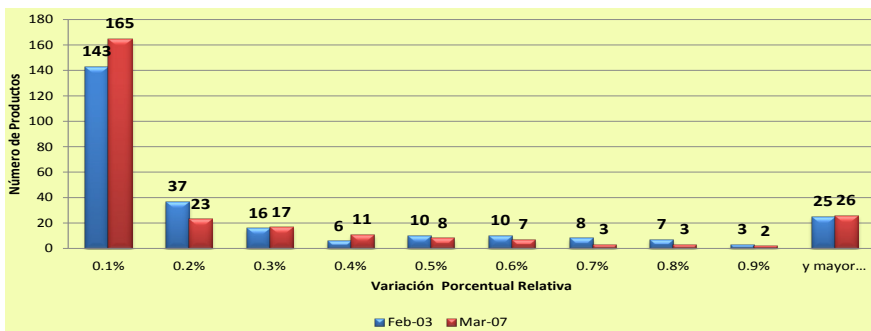


Figura 2. Distribución de los precios relativos. Fuente: BCV. Cálculos propios.

en febrero de 2003 fueron más elevados que en marzo de 2007; esto es consecuencia de la cantidad de productos que variaron sus precios en los tramos intermedios.

Dado que la distribución en la variación de precios relativos puede ser resumida por el segundo momento (varianza) y tercer momento (asimetría) y siguiendo la literatura sobre el tema, Parks (1978) sugiere calcular la varianza de la distribución de precios relativos VPR para cada mes:

$$VPR_t = \left(\sum_{i=1}^n w_i (DP_{i,t} - Dp_i)^2 \right)^{1/2} \quad [8]$$

Donde n representa el número de productos en la canasta de bienes, la participación del bien i en la canasta del IPC, $DP_{i,t}$ la variación logarítmica de los precios del bien i en el mes t frente al mes $t-1$, y la variación logarítmica del IPC en el periodo t frente al periodo inmediatamente anterior.

De igual forma se procede a calcular el coeficiente ponderado de asimetría de la distribución de las variaciones en los precios relativos:

$$S_t = \sum_{i=1}^n w_i \left(\frac{DP_{i,t} - Dp_t}{VPR_t} \right)^3 \quad [9]$$

Además de estos dos índices, se construye un índice $ASYMX$ que combina la varianza en los precios relativos y la asimetría:

$$ASYMX_t = \sum_{i=1}^N w_i (DP_{i,t-} - Dp_t) \alpha_i^- + \sum_{i=1}^P w_i (DP_{i,t-} - Dp_t) \alpha_i^+ \quad [10]$$

Donde α^+ y α^- son variables dicótomas que toman valor uno si la variación de precios cae en el 5% superior o inferior, respectivamente, de la distribución de la variación de precios relativos y $w_i (DP_{i,t-} - Dp_t)$ es la variación de precios relativos del bien i ponderada por su participación en la canasta.

4. Resultados econométricos

4.1. Pruebas de raíz unitaria

Para abordar el problema, en primer lugar, se hace una regresión entre inflación, medida como la diferencia logarítmica del índice de precios al consumidor y los índices mencionados anteriormente: VPR, S, y ASYMX. Esto se hace con la finalidad de determinar si existe una relación entre ellos. Seguidamente, se procede a realizar las pruebas de raíz unitaria a las variables bajo estudio para determinar el orden de integración de las variables y de esta forma detectar si se está o no en presencia de relaciones espurias. En esta primera parte del análisis las variables involucradas son: inflación, VPR, S, y ASYMX. La inflación es medida como la diferencia logarítmica del IPC mensual.

En el cuadro 1 se presentan las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada y de Phillips-Perron comúnmente utilizadas en la literatura. De acuerdo con el cuadro, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 1% de significancia y se concluye que todas las variables o series son I (0); es decir, son estacionarias.

Cuadro 1. Prueba de raíz unitaria

| | Augmented Dickey-Fuller* | Phillips-Perron* |
|---------|--------------------------|------------------|
| DLOGIPC | -7,769535 | -7,954481 |
| VPR | -10,06587 | -10,06587 |
| S | -10,48191 | -11,74238 |
| ASYMX | -9,712768 | -12,38892 |

Nota: *Valor crítico al 1%: 3,47748. En todos los casos se rechaza la H_0 al 1%. Fuente: Cálculos propios.

Como se mencionó anteriormente, se analiza la relación existente entre la inflación y cada uno de los índices que se han creado a nivel agregado: VPR, S, y ASYMX. Las figuras 3, 4 y 5 muestran la relación contemporánea entre la VPR, S, y ASYMX con la inflación. Se observa una relación positiva entre las variables pero sin embargo no es conclusiva.

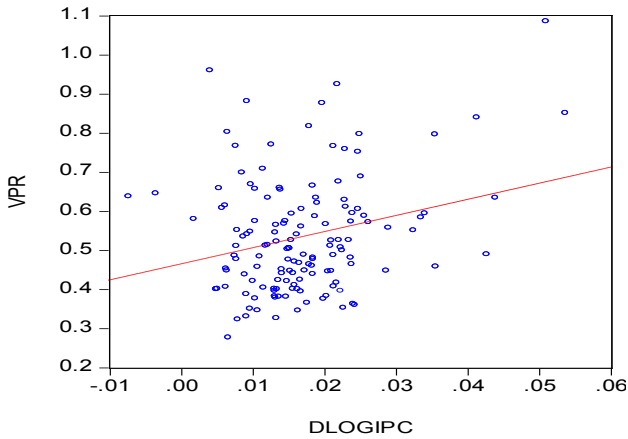


Figura 3. Inflación y VPR: Enero de 2000-octubre de 2011. Fuente: Cálculos propios.

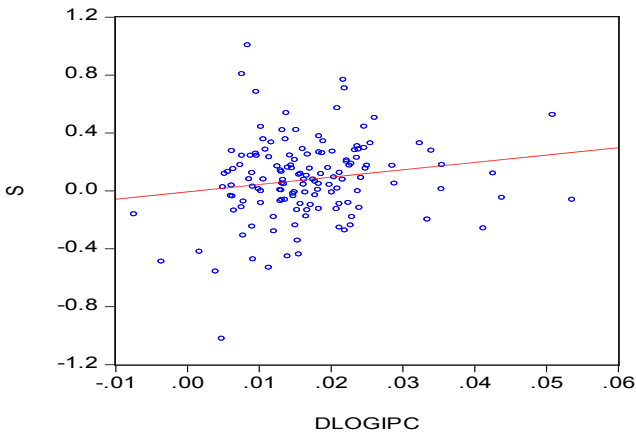


Figura 4. Inflación y S: Enero de 2000-octubre de 2011. Fuente: Cálculos propios.

La relación entre las variables se confirma con los resultados de la regresión de la inflación como variable dependiente y VPR y S como variables independientes, por un lado, y la inflación y la variable ASYMX, por el otro.

$$Dlogipc_t = 0,0082 + 0,0153VPR_t + 0,0047S_t \quad \bar{R}^2 = 0,074$$

(2,89) (2,98) (1,74)

$$Dlogipc_t = 0,0159 + 0,0071ASYMX_t \quad \bar{R}^2 = 0,094$$

(20,67) (3,96)

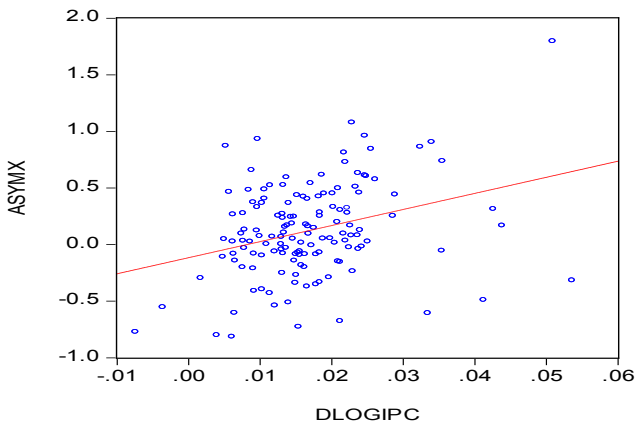


Figura 5. Inflación y ASYMX: Enero de 2000-octubre de 2011. Fuente: Cálculos propios.

Estas dos regresiones confirman la relación que existe entre la inflación y los indicadores construidos. En ambas regresiones, los coeficientes resultan significativos. Es importante notar que el \bar{R} de ambas regresiones es muy bajo, indicando la necesidad de incluir otras variables que expliquen la inflación pero, para los fines de esta investigación, es suficiente con saber que los coeficientes son significativos. El ajuste de la regresión de la inflación contra la variable que combina la VPR y S, es mayor que el ajuste de la regresión que considera estas variables en forma independiente. Estas dos regresiones confirman la relación que existe entre la inflación y los indicadores construidos.

4.2. Regímenes inflacionarios

En la figura 6 que muestra el comportamiento de la inflación, se puede observar cómo, a partir del 2007, se da un cambio en el nivel de la variable. Para probar un cambio estructural en la variable inflación, se procede a realizar la prueba de Quandt-Andrew de cambio estructural. En esta prueba los cambios estructurales son desconocidos *a priori*.

La prueba de Quandt-Andrew está basada en la prueba de cambio estructural de Chow en la que a partir de las regresiones de dos submuestras se verifica si existen diferencias entre los parámetros de las ecuaciones estimadas. En la prueba de Quandt-Andrew se realiza una

DLOGIPC

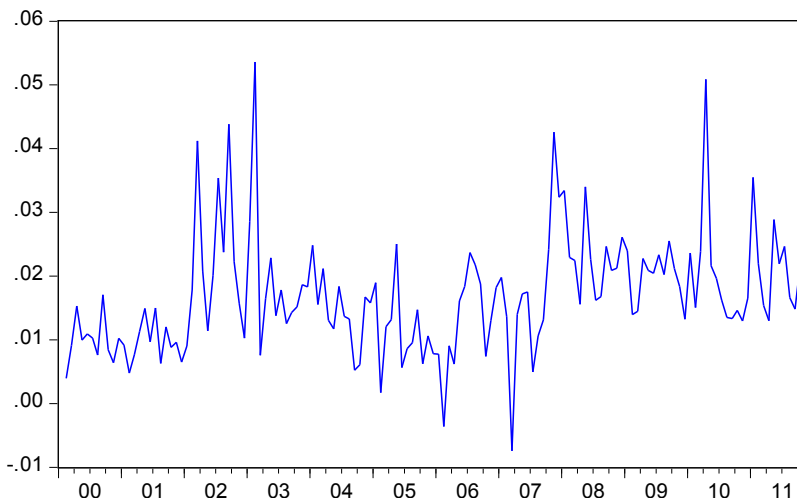


Figura 6. Comportamiento de la inflación. Fuente: Cálculos propios.

prueba de Chow a cada observación entre dos observaciones, t_1 y t_2 . El estadístico k de cada una de las pruebas de Chow realizadas se resume en una prueba estadística en la que la hipótesis nula es que no existe cambio estructural entre t_1 y t_2 .

Cuadro 2. Prueba Quandt-Andrews

| Regresión | Estadísticos | Valor | Probabilidad |
|---------------------|----------------------------|--------|--------------|
| Inflación = VPR + S | Maximun Wald F-Estadístico | 12,078 | 0,100 |
| | Exp Wald F-Estadístico | 3,853 | 0,073 |
| | Ave Wald F-Estadístico | 5,555 | 0,074 |
| Inflación = ASYMX | Maximun Wald F-Estadístico | 15,056 | 0,011 |
| | Exp Wald F-Estadístico | 4,811 | 0,009 |
| | Ave Wald F-Estadístico | 7,268 | 0,007 |

Nota: H_0 : No hay cambio estructural en 2007M10. Las probabilidades se calculan usando el método de Hansen (1997). Fuente: Cálculos propios.

Cuando se utiliza la VPR y la asimetría s como variables independientes y la inflación como variable dependiente no se puede rechazar la hipótesis de la no existencia de cambio estructural en el 2007M10. Por otro lado, cuando se utiliza el índice combinado, ASYMX, se rechaza la hipótesis nula de estabilidad estructural para el 2007M10. Esto muestra que existen resultados contradictorios dependiendo de las variables independientes que se utilicen en la regresión.

En vista de ese resultado, se procede a efectuar la prueba de Chow, esta vez indicando el punto de quiebre en 2007M10. Los resultados indican que existe un cambio estructural en el 2007M10, independientemente de las variables independientes que se utilicen.

Cuadro 3. Prueba Chow

| Regresión | Estadísticos | Valor | Probabilidad |
|---------------------|----------------------|--------|--------------|
| Inflación = VPR + S | F-Estadístico | 12,078 | 0,000 |
| | Log likelihood ratio | 33,523 | 0,000 |
| | Wald F-Estadístico | 36,234 | 0,000 |
| Inflación = ASYMX | F-Estadístico | 15,056 | 0,000 |
| | Log likelihood ratio | 28,015 | 0,000 |
| | Wald F-Estadístico | 30,113 | 0,000 |

Nota: Ho: No hay cambio estructural en 2007M10. Fuente: Cálculos propios.

Se concluye así que existen dos regímenes inflacionarios en el periodo estudiado. A continuación se presenta un resumen que caracteriza cada uno de estos periodos:

Cuadro 4. Inflación

| | Promedio | Desviación Estándar | VPR | S | ASYMX |
|-------------------|----------|---------------------|-------|-------|--------|
| 2000M1 - 2007M09 | 0,014 | 0,008 | 0,015 | 0,002 | 0,003* |
| 2007M10 - 2011M10 | 0,021 | 0,007 | 0,025 | 0,006 | 0,010 |

*Este valor no es estadísticamente significativo. Fuente: Cálculos propios.

Se pueden definir dos regímenes de inflación. El primero que va de enero 2000 a septiembre 2007 caracterizado por una más baja inflación y menor volatilidad y un segundo periodo que va desde octubre 2007 a octubre 2011, durante el que se observa que la inflación es más alta y con una mayor volatilidad.

4.3. Causalidad entre VPR, asimetría S, ASYMX e inflación

Se presentan los resultados de la prueba de causalidad de Granger en la que no se rechaza la hipótesis nula de no causalidad en el sentido de Granger, para ninguno de los periodos especificados anteriormente.

Cuadro 5. Pruebas de causalidad de Granger

| Variable: | Causa a: | Muestra | | |
|-----------|----------|----------------|---------------|-----------------|
| | | 2000M1-2011M10 | 2000M1-2007M9 | 2007M10-2011M10 |
| dlogipc | VPR | * | * | * |
| VPR | dlogipc | * | * | * |
| dlogipc | S | * | * | * |
| S | dlogipc | * | * | * |
| dlogipc | ASYMX | * | * | * |
| ASYMX | dlogipc | * | * | * |

*No se rechaza la hipótesis nula de no causalidad en el sentido de Granger al 1%. Fuente: Cálculos propios.

Además, se aplicó la prueba de causalidad de Granger utilizando un VAR, tanto para la muestra completa como para los dos regímenes inflacionarios que se definieron en la sección anterior. Los resultados de la prueba de causalidad de Granger usando la especificación de un VAR, indican que no hay causalidad de Granger, excepto, en el caso de ASYMX y dlogipc para el periodo completo de la muestra y para la VPR y dlogipc para el periodo 2000M10 – 2007M09 (ver Anexo 1).

4.4. Pruebas de causalidad contemporánea

El siguiente cuadro muestra los resultados de la prueba de causalidad instantánea o contemporánea entre la inflación y los momentos de la

distribución de los precios relativos, la asimetría S y ASYMX, en los diferentes periodos de la muestra.

Cuadro 6. Resultados prueba de causalidad instantánea

| Variables | Muestra | | |
|------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| | 2000M1-2011M10 | 2000M1-2007M9 | 2007M10-2011M10 |
| dlogipc y VPR | 9,182715* (0,0567) | 11,74211* (0,0194) | 1,538133 (0,8199) |
| dlogipc y S | 9,441139* (0,0510) | 8,985334* (0,0615) | 0,665195 (0,9556) |
| dlogipc, VPR y S | 24,30717* (0,0038) | 16,00151* (0,0669) | 11,50665 (0,2426) |
| dlogipc y ASYMX | 8,151861* (0,0862) | 20,71332* (0,0004) | 0,569407 (0,9664) |

Nota: se muestra el valor del estadístico y entre paréntesis el valor p. *Se rechaza la hipótesis nula de no causalidad instantánea. Fuente: Cálculos propios.

En principio, cuando se utiliza la muestra completa, en todas las especificaciones no se puede rechazar la hipótesis nula de no causalidad instantánea, así como para la sub-muestra que va del 2000M1 al 2007M9. En el caso de la sub-muestra 2007M10 al 2011M10 no se encontró evidencia de causalidad contemporánea.

4.5. Resultados de la exogeneidad

En el proceso marginal de cada una de las variables (VPR, S y ASYMX) representado por un proceso autorregresivo se aplicó la prueba de variables omitidas para probar que la inflación contribuye a explicar cada una de estas variables. Esto llevó a incorporar rezagos de la inflación a las especificaciones del proceso marginal. Los resultados de estas pruebas indican que la inflación contribuye a explicar cada una de las variables VPR, S y ASYMX, por lo que el proceso marginal contiene la variable inflación rezagada.

En el proceso condicional, se estimó el mejor modelo para la inflación, con rezagos de la propia variable, así como cada una de las variables de la distribución de los precios relativos, tanto contemporánea como rezagada. Para probar la existencia de exogeneidad débil, se incluyeron los residuos obtenidos de la regresión marginal en la regresión condicional y se probó la hipótesis de significancia del parámetro del término de error.

Para todos los casos no se pudo rechazar la hipótesis nula de significancia del parámetro, con lo cual se concluye que la variable relacionada con los precios relativos, es decir, VPR, S y ASYMX, es exógena débil con respecto a la inflación para los parámetros del proceso condicional (ver Anexo 2).

Ahora bien, se define una variable como exógena fuerte cuando esa variable es exógena débil y, además, los rezagos de las variables endógenas no causan en el sentido de Granger a esa variable exógena débil. En este caso, la inflación rezagada sí causa a la VPR, S y ASYMX,² por lo que las variables son exógenas débiles pero no así exógenas fuertes.

4.6. Curva de Phillips modificada

De acuerdo con estos resultados de exogeneidad débil encontrados previamente, donde se supuso que las variables de la distribución de precios son exógenas, se procede a formular una curva de Phillips. Siendo Venezuela una economía abierta, es conveniente definir el índice de precios como el ponderado entre los precios internos, aproximado por los salarios, y el precio promedio de las importaciones, es decir $P = W^\alpha (EP^*)^\beta$. De esta última expresión se desprende que

$$\pi = \alpha w + \beta(e + p^*) \quad [11]$$

Donde las letras minúsculas denotan las tasas de crecimiento correspondientes. Por otra parte, la curva de Phillips representa una correlación negativa no lineal entre la tasa de crecimiento de los salarios, w_t , y la tasa de desempleo, U_t . Es decir, $w_t = -a + bU_t^{-\alpha}$. Pero posteriormente, diferentes trabajos remplazaron el nivel de desempleo por el nivel de actividad económica y afirmaron que la relación inversa era estable entre salarios y actividad económica. Así, a partir de $\pi = \alpha w + \beta(e + p^*)$ y la forma de la curva Phillips, se puede intuir una relación entre inflación, actividad económica y tipo de cambio. En consecuencia, la forma de la curva de Phillips vendría dada por:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^p \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^k GAP_{t-j} + \sum_{j=1}^k Tc_{t-j} + \varepsilon_t \quad [12]$$

Donde π es la tasa de inflación mensual medida como la diferencia logarítmica del IPC. El modelo incluye rezagos de la inflación que persiste en el tiempo. La variable GAP es una medida del ciclo económico. Para esta variable GAP se utilizó el IGAEM (Índice General de Actividad

Económica Mensual) y el índice de comercio al detal, ambas desestacionalizadas y logarítmicas. El IGAEM es un índice que se construye en el Banco Central de Venezuela para medir la actividad económica de forma mensual. El GAP se construyó como la diferencia entre la variable en nivel y el filtro de Hodrick-Prescott. Adicionalmente, se incluyó la variación logarítmica del tipo de cambio no oficial.

A partir de esta especificación, se consideran dos versiones. Una primera versión pretende explicar la inflación con base en la propia inflación pasada, el ciclo económico y el tipo de cambio; la segunda versión incluye, adicionalmente, las variables relacionadas con la distribución de los precios relativos, VPR, S y ASYMX. Si en la segunda regresión, que incluye las variables relacionadas con la distribución de los precios relativos, resultan significativos los coeficientes de dichas variables y mejoran el ajuste de la regresión, indica que las variables contribuyen a explicar la inflación. La forma de incluir las variables fue, primero incluyendo VPR y S+ o alternativamente, el índice combinado ASYMX. A todas las variables a ser utilizadas se les hizo la prueba de raíz unitaria para determinar su orden de integración y se encontró que todas son I (0), como lo muestra el cuadro 7 a continuación.

Cuadro 7. Prueba de raíz unitaria

| | Augmented Dickey-Fuller* | Phillips-Perron* |
|--------------------|---------------------------------|-------------------------|
| GAPIGAEMSA | -4,562,672 | -4,500,059 |
| GAPCOMERCIODETALSA | -3,039,771 | -3,794,870 |
| DLOGTDC | -8,158,134 | -8,131,032 |

Nota: *Valores críticos al 1%: 3,47748. 5%: -2,882127. Fuente: Cálculos propios.

Para la medida de actividad económica se realizaron pruebas con el IGAEM y con el comercio al detal, ambas ajustadas por estacionalidad. Luego de hacer las diferentes pruebas, la variable que mejor se ajusta es el IGAEM como medida de la actividad económica, por lo que los resultados se refieren a esta variable. La selección del mejor modelo se realizó mediante un procedimiento donde se elimina sucesivamente aquellas variables menos significativas en el modelo (de acuerdo al estadístico t),

hasta que las variables que quedan en el modelo son significativas; esta metodología esta descrita en (Brüggemann and Lütkepohl, 2000). A continuación se presenta el cuadro que resume las estimaciones realizadas, de acuerdo con la metodología antes mencionada.

Cuadro 8. Estimación curva de Phillips diferentes escenarios

| | 1.1 | 1.2 | 1.3 | 1.4 |
|--------------------|------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | IGAEM | IGAEM Incluye VPR | IGAEM Incluye S | IGAEM Incluye ASYMX |
| C | 0,00466 (2,244) | 0,015965 (2,841698) | 0,004758 (2,309106) | 0,003769 (1,963700) |
| DLOGIPC(-1) | 0,279994 (3,7528) | 0,184757 (2,673793) | 0,279148 (3,774539) | 0,261801 (3,821869) |
| DLOGIPC(-4) | 0,196245 (2,7127) | 0,182353 (2,750268) | 0,190790 (2,658258) | 0,202040 (3,047825) |
| DLOGIPC(-6) | 0,152024 (1,9871) | 0,190781 (2,540180) | 0,135913 (1,779464) | 0,142705 (2,016623) |
| GAPIGAEMSA(-2) | -0,047768 (-2,8135) | -0,045758 (-2,915877) | -0,048220 (-2,864902) | -0,049020 (-3,143976) |
| GAPIGAEMSA(-3) | 0,075546 (4,4637) | 0,076592 (5,009851) | 0,074361 (4,429126) | 0,078529 (5,060562) |
| DLOGTDC(-1) | 0,022850 (2,3231) | 0,018230 (2,069584) | 0,023183 (2,377501) | 0,021677 (2,403628) |
| DLOGTDC(-3) | 0,027689 (2,8293) | 0,030353 (3,453150) | 0,027607 (2,845942) | 0,028228 (3,137030) |
| DLOGTDC(-10) | 0,021769 (2,1547) | 0,023547 (2,591640) | 0,020826 (2,076652) | 0,021010 (2,269133) |
| DLOGTDC(-12) | 0,030402 (3,1069) | 0,027585 (3,123959) | 0,028575 (2,929471) | 0,026065 (2,892596) |
| VPR | | 0,018526 (4,275130) | | |
| VPR(-3) | | -0,007654 (-1,819688) | | |
| VPR(-6) | | -0,009506 (-2,076837) | | |
| VPR(-8) | | -0,009572 (-2,235748) | | |
| VPR(-11) | | -0,010452 (-2,479611) | | |
| S | | | 0,004393 (1,765079) | |
| ASYMX | | | | 0,005661 (3,798152) |
| ASYMX(-9) | | | | 0,004556 (3,044266) |
| Adjusted R-squared | 0,369001 | 0,498930 | 0,380023 | 0,470306 |

Nota: en paréntesis estadístico t. Fuente: Cálculos propios.

Con base en los resultados del cuadro anterior es posible llegar a las siguientes conclusiones: en primer lugar, no se pudo obtener una regresión donde estuvieran las variables VPR y s en forma independiente ya que el coeficiente de asimetría, S , se hace no significativo. El coeficiente de determinación ajustado \bar{R}^2 de la curva de Phillips básica (columna 1.1) es 0,369. La contribución de las variables asociadas a la distribución de los precios relativos para explicar la inflación es entre 1 y 13%, siendo la VPR la de mayor contribución (13%), seguida de ASYMX (10%), variable que combina VPR y asimetría, S . A partir de los resultados se puede afirmar que la estimación de la inflación a partir de la curva de Phillips, donde se incluye el tipo de cambio, mejora cuando se tiene en cuenta momentos de la distribución de la variación de los precios relativos como determinante de la inflación, ya sea VPR o ASYMX y especialmente la primera variable, VPR.

Es importante resaltar que las especificaciones que se presentaron en el cuadro anterior no es conveniente que se utilicen para pronosticar la inflación, ya que como se constató en la sección anterior, ninguna de las variables, VPR, la asimetría S o ASYMX, son exógenas fuertes respecto a la inflación. Además de esto, también se hacen algunas pruebas adicionales, donde se selecciona la mejor curva de Phillips sin tener en cuenta dentro de las variables explicativas los momentos VPR, S y ASYMX contemporáneos, sino solamente rezagos de estas variables. Estas últimas estimaciones se presentan en el cuadro 9. En este cuadro se puede destacar que en el caso de la regresión que incluye solamente los rezagos de la VPR, los signos de estos difieren de los coeficientes y signos esperados. En el caso de la asimetría, s , no se encuentra ningún rezago que sea significativo para ser incluido en una regresión de la curva de Phillips planteada. Los \bar{R}^2 son menores que los obtenidos en las regresiones presentadas en el cuadro 8. Es decir, ninguna de estas regresiones es superior a las obtenidas previamente. De estos resultados se desprende que no hay una curva de Phillips que incluya solo rezagos de los momentos de la distribución de precios relativos que mejore la curva planteada inicialmente y que incluye los momentos de la distribución de los precios relativos de manera contemporánea y en particular la VPR.

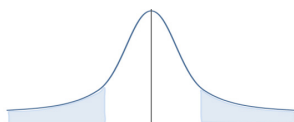
Cuadro 9. Estimación curva de Phillips diferentes escenarios sin variables de la distribución de precios relativos contemporáneas

| | 1.1 | 1.2 | 1.3 |
|--------------------|------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | IGAEM | IGAEM Incluye VPR | IGAEM Incluye ASYMX |
| C | 0,00466 (2,244) | 0,025253 (4,603733) | 0,003906 (1,928728) |
| DLOGIPC(-1) | 0,279994 (3,7528) | 0,209678 (2,844161) | 0,266275 (3,683833) |
| DLOGIPC(-4) | 0,196245 (2,7127) | 0,155096 (2,213005) | 0,198897 (2,843255) |
| DLOGIPC(-6) | 0,152024 (1,9871) | 0,193688 (2,404501) | 0,171552 (2,310459) |
| GAPIGAEMSA(-2) | -0,047768 (-2,8135) | -0,058351 (-3,527991) | -0,045771 (-2,785811) |
| GAPIGAEMSA(-3) | 0,075546 (4,4637) | 0,082456 (5,066784) | 0,076756 (4,688989) |
| DLOGTDC(-1) | 0,022850 (2,3231) | 0,024448 (2,579377) | 0,021710 (2,280961) |
| DLOGTDC(-3) | 0,027689 (2,8293) | 0,028979 (3,069879) | 0,029756 (3,136544) |
| DLOGTDC(-10) | 0,021769 (2,1547) | 0,022240 (2,284494) | 0,021855 (2,237204) |
| DLOGTDC(-12) | 0,030402 (3,1069) | 0,031927 (3,402330) | 0,029194 (3,082752) |
| VPR(-5) | | -0,008721 (-1,896455) | |
| VPR(-6) | | -1,896455 (-1,743832) | |
| VPR(-8) | | -0,009272 (-2,030482) | |
| VPR(-11) | | -0,010037 (-2,233199) | |
| ASYMX(-9) | | | 0,004806 (3,045889) |
| Adjusted R-squared | 0,369001 | 0,427787 | 0,410038 |

Nota: en paréntesis estadístico t. Fuente: Cálculos propios.

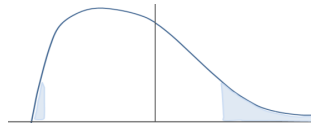
Con base en estos resultados, y a manera de resumen, la distribución de los precios relativos pudiera mostrar uno de los siguientes tres comportamientos:

Comportamiento I

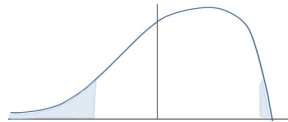


Al no existir ningún tipo de rigidez en los precios, los choques sobre la estructura de producción pudieran generar cambios en los precios relativos de manera que los rubros para los que cae la demanda, también cae el precio, en contraste con los rubros en que sube la demanda de manera simétrica.

Comportamiento II



Comportamiento III



La existencia de rigideces de los precios a la baja, pudiera producir que choques sobre la estructura de producción ocasionaría cambios en los precios relativos, pero el ajuste recae sobre aquellos precios que son flexibles. Si la distribución de los precios relativos se sesga a la derecha, entonces, se tiene una presión de precios hacia arriba.

5. Conclusiones

5.1. Resultados del modelo

- Existe evidencia empírica para no rechazar la hipótesis que para Venezuela existe una relación contemporánea positiva entre la variación de precios relativos y la inflación.
- Los resultados de las pruebas de causalidad de Granger permiten concluir que para el periodo considerado existe evidencia de que la VPR es una de las variables que causa la inflación.
- La falta de poder predictivo de las características de la distribución sobre la inflación ponen en duda que choques en la oferta o ajustes de precios pasados tengan impacto sobre la inflación, distinto al que tienen en periodos contemporáneos.

- Los resultados sugieren que no necesariamente el incremento de precio de un bien será necesariamente compensado por la caída de otros.
- Cuando la distribución de precios relativos tiene media mayor que la mediana se espera un aumento de la tasa de inflación.

5.2. Implicaciones de política

- La relación positiva entre el índice de variación de precios relativos y la inflación muestra la vulnerabilidad de la inflación venezolana en términos de choques en los precios relativos. Por lo tanto, el análisis realizado sobre la información estadística de inflación para el caso venezolano sugiere que ante los intentos por moderar la inflación debe considerarse dentro de los planes de mitigación de riesgos inflacionarios elementos como:
 - [a.] Los factores que influyen la devaluación por su efecto sobre la distribución de los precios relativos en un ambiente de precios regulados e inflexibles a la baja.
 - [b.] La poca o nula influencia de la incorporación de una tasa creciente, por año, de rubros a la regulación de precios por su posible impacto sobre la inflación y la creciente presión de los agentes económicos para acelerar el proceso de autorización de ajustes, que en pocas oportunidades son tomados en cuenta, debido al contexto inflacionario en que se va manifestando la economía.
 - [c.] La contradicción existente entre el contexto inflacionario y los diseños regulatorios que cada año incorpora nuevos costos hundidos al proceso productivo, incentivando a que sobrevivan las empresas de gran tamaño.
 - [d.] La aparición de cuellos de botella y la descoordinación entre la tasa de crecimiento de la demanda de productos agrícolas y las disponibilidades para suplirla.
- Finalmente, siguiendo a Davus y Viego (2003), se muestra que la inflación y el grado de variabilidad de precios relativos afectan negativamente el crecimiento. Es imperativo considerar análisis integrales de las causas de la inflación para generar los planes de mitigación de esta con el fin de eliminar el impacto perjudicial para el crecimiento de la economía venezolana.

6. Notas

- 1 En el periodo que abarca el presente estudio, la canasta de bienes sufrió una modificación en enero 2008, por lo cual se procedió a incluir solo aquellos bienes que tenían continuidad en la nueva canasta.
- 2 Este punto se prueba usando los procesos marginales para cada una de las variables: VPR, S, ASYMX, reportados en el Anexo 2.

7. Referencias

- Assarsson, Bengt (2004). "Inflation and relative-price changes in the Swedish economy." *Economy Review*, 3, pp. 43-61.
- Aucremanne, Luc; Guy Brys; Peter Rousseeuw; Anja Struyf and Mia Hubert (2003). "Inflation, relative prices and nominal rigidities." *Bis paper*, 19, 3, pp. 81-105.
- Blejer, Mario and Leonardo Leiderman (1979). "Inflation and relative price variability in the open economy." *Discussion Paper* (Center for Latin American Development Studies), 35, 35 pp.
- Brüggemann, Ralf and Helmut Lütkepohl (2000). "Lag selection in subset VAR models with an application to the U.S monetary system." *Econometric Society World Congress 2000 Contributed Papers* (Econometric Society), 0821, 25 pp. También en: <https://ideas.repec.org/e/plt2.html>
- Cagan, Phillip (1956). "The monetary dynamics of hyperinflation." En M. Friedman (Ed) *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 25-117.
- Canavesse, Alfredo (1979). "La hipótesis estructural en la teoría de la inflación." *Ensayos Económicos*, 11, pp. 29-46.
- Caraballo, María Ángeles and Carlos Usabiaga (2004). "Inflation and relative prices: Empirical evidence for the Spanish economy." *Problems and Perspectives in Management*, 3, pp. 59-71.
- Çatik, Abdurrahman Nazif; Christopher Martin and A. Özlem Önder (2008). "Relative price variability and the Phillips curve: Evidence from Turkey." *Journal of Economic Studies*, 38, 5, 546-561.

- Christ, Carl (1963). *Measurement in economics: Studies in mathematical economics and econometrics in memory of Yehuda Grunfeld*. Stanford: Stanford University Press.
- Dabus, Carlos (2000). "Inflationary regimes and relative price variability: Evidence from Argentina." *Journal of Development Economics*, 62, 2, (August, 2000), pp. 535-547.
- Dabus, Carlos y Valentina Viego (2003). "Inflación, precios relativos y crecimiento: Evidencia de América Latina." *Estudios de Economía Aplicada*, 21, I (abril, 2003), pp. 91-107.
- Engle, Robert; David Hendry, D. and Jean-Francois Richard (1983). "Exogeneity." *Econometrica*, 51, 2, pp. 277-304.
- Fischer, Stanley. (1981). "Relative shocks, relative price variability, and inflation." *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 381-441.
- Friedman, Milton (1956). *Studies in the quantity theory of money*. Chicago: University of Chicago Press.
- Hansen, Bruce (2001). "The new econometrics of structural change: Dating breaks in U.S. labor productivity." *Journal of Economic Perspectives*. 15, 4, pp. 117-128.
- Harberguer, Arnold (1963). "The dynamics of inflation in Chile." En C. F. Christ (Ed.), *Measurement in economics: Studies in mathematical economics and econometrics in memory of Yehuda Grunfeld*. Stanford: Stanford University Press, pp. 219-250
- Keynes, John. Maynard (1940). *How to pay for the war*. Peguin Ed.
- Langebaek, Andrés y Eliana González (2007). "Inflación y precios relativos en Colombia." *Borradores de Economía* (Banco de la República), 459, 30 pp.
- Lefort, Fernando (1996). "Shocks de precios relativos e inflación: La mediana ponderada como mediana subyacente en Chile." *Documentos de trabajo* (Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile).
- Nath, Hiranya (2004). "Inflation and relative price variability: Short-run vs. long-run." *Economics Letters*, 82, pp. 363-369.
- Olivera, Julio (1960). "La teoría no monetaria de la inflación." *Trimestre económico*, XXVII, 4 (octubre-diciembre) pp. 616-628.
- Olivera, Julio (1977). *Economía clásica actual*. Buenos Aires: Macchi.
- Parks, Richard (1978). "Inflation and relative price variability." *Journal of Political Economy*, 86, 1, pp. 79-95.

- Phillips, Alban William (1958). "The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957." *Economica*, 25, 100, pp. 283-299.
- Rivas, Luis y José Rojas (2000). "Precios relativos, inflación subyacente y metas de inflación: Un análisis para Nicaragua." *Documentos de Trabajo* (Banco Central de Nicaragua), 3-2000 (abril), 29 pp.
- Vera, Leonardo (2012). *Desequilibrio estructural y conflicto distributivo. Algunas enseñanzas de las inflaciones latinoamericanas*. Argentina: Jornadas de Política Monetaria y Bancaria 2012 del Banco Central de Argentina.

8. Anexos

7.1. Anexo 1

Causalidad utilizando VAR

Dlogipc VPR 2000M1 – 2011M1

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 09/13/12 Time: 16:17

Sample: 2000M01 2011M10

Included observations: 129

Dependent variable: DLOGIPC

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| VPR | 14,00803 | 12 | 0,3002 |
| All | 14,00803 | 12 | 0,3002 |

Dependent variable: VPR

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| DLOGIPC | 10,49997 | 12 | 0,5722 |
| All | 10,49997 | 12 | 0,5722 |

Nota: Para todos los casos, el VAR tiene 12 rezagos.

2000M1 – 2007M9

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 09/13/12 Time: 16:21

Sample: 2000M01 2007M09

Included observations: 80

Dependent variable: DLOGIPC

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| VPR | 7,619716 | 12 | 0,8141 |
| All | 7,619716 | 12 | 0,8141 |

Dependent variable: VPR

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| DLOGIPC | 19,49337 | 12 | 0,0773 |
| All | 19,49337 | 12 | 0,0773 |

2007M10 – 2011M10

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 09/13/12 Time: 16:23

Sample: 2007M10 2011M10

Included observations: 49

Dependent variable: DLOGIPC

| Excluded | Chi-sq | Df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| VPR | 9,320836 | 12 | 0,6753 |
| All | 9,320836 | 12 | 0,6753 |

Dependent variable: VPR

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| DLOGIPC | 4,400788 | 12 | 0,9751 |
| All | 4,400788 | 12 | 0,9751 |

Dlogipc S 2000M1 – 2011M10

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 09/13/12 Time: 16:27

Sample: 2000M01 2011M10

Included observations: 129

Dependent variable: DLOGIPC

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| S | 15,50195 | 12 | 0,2151 |
| All | 15,50195 | 12 | 0,2151 |

Dependent variable: S

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| DLOGIPC | 6,134100 | 12 | 0,9092 |
| All | 6,134100 | 12 | 0,9092 |

2000M1 – 2007M9

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 09/13/12 Time: 16:26

Sample: 2000M01 2007M09

Included observations: 80

Dependent variable: DLOGIPC

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| S | 8,718299 | 12 | 0,7268 |
| All | 8,718299 | 12 | 0,7268 |

Dependent variable: S

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| DLOGIPC | 4,757465 | 12 | 0,9656 |
| All | 4,757465 | 12 | 0,9656 |

2007M10 – 2011M10

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 09/13/12 Time: 16:24

Sample: 2007M10 2011M10

Included observations: 49

Dependent variable: DLOGIPC

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| S | 9,788290 | 12 | 0,6345 |
| All | 9,788290 | 12 | 0,6345 |

Dependent variable: S

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| DLOGIPC | 10,27830 | 12 | 0,5916 |
| All | 10,27830 | 12 | 0,5916 |

Dlogipc ASYMX 2000M1 – 2011M10

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 09/13/12 Time: 16:28

Sample: 2000M01 2011M10

Included observations: 129

Dependent variable: DLOGIPC

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| ASYMX | 19,35246 | 12 | 0,0804 |
| All | 19,35246 | 12 | 0,0804 |

Dependent variable: ASYMX

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| DLOGIPC | 11,08243 | 12 | 0,5219 |
| All | 11,08243 | 12 | 0,5219 |

2000M1 – 2007M9

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 09/13/12 Time: 16:30

Sample: 2000M01 2007M09

Included observations: 80

Dependent variable: DLOGIPC

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| ASYMX | 9,207473 | 12 | 0,6851 |
| All | 9,207473 | 12 | 0,6851 |

Dependent variable: ASYMX

| Excluded | Chi-sq | Df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| DLOGIPC | 5,886967 | 12 | 0,9217 |
| All | 5,886967 | 12 | 0,9217 |

2007M10 – 2011M10

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 09/13/12 Time: 16:31

Sample: 2007M10 2011M10

Included observations: 49

Dependent variable: DLOGIPC

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| ASYMX | 9,029591 | 12 | 0,7004 |
| All | 9,029591 | 12 | 0,7004 |

Dependent variable: ASYMX

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| DLOGIPC | 7,826188 | 12 | 0,7986 |
| All | 7,826188 | 12 | 0,7986 |

7.2. Anexo 2

Pruebas de Exogeneidad Débil

Dlogipc y VPR

Modelo Marginal para VPR

LS VPR VPR(-1) VPR(-2) VPR(-4) VPR(-7) DLOGIPC(-1) DLOGIPC(-7)
DLOGIPC(-11)

Modelo condicional para Inflación

LS DLOGIPC DLOGIPC(-1) DLOGIPC(-4) DLOGIPC(-5) VPR VPR(-3) VPR(-
8) RESIDUALVPR

Ho: $\lambda = 0$ estadístico $t = 0,911$ p-value 0,364

Dlogipc y S

Modelo Marginal para S

LS S S(-4) S(-6) DLOGIPC(-6)

Modelo condicional para Inflación

LS DLOGIPC C DLOGIPC(-1) S S(-4) S(-8) RESIDUALS

Ho: $\lambda = 0$ estadístico $t = -1,238$ p-value 0,217

Dlogipc y ASYMX

Modelo Marginal para ASYMX

LS ASYMX ASYMX(-2) ASYMX(-3) ASYMX(-5) ASYMX(-6) DLOGIPC(-3)
DLOGIPC(-6)

Modelo condicional para Inflación

LS DLOGIPC C DLOGIPC(-1) DLOGIPC(-4) ASYMX ASYMX(-9)
RESIDUALASYMX

Ho: $\lambda = 0$ estadístico $t = -0,579$ p-value 0,563