

EFFECTO DE LAS SEQUÍAS SOBRE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA

Rodrigo Avella*

Banco de la República
Subgerencia de Estudios Económicos

Julio de 2001

Resumen

En este paper se analiza la relación entre las sequías y la inflación en Colombia como choques de oferta de corto plazo, por medio de la descomposición de la inflación total en inflación de alimentos y no alimentos, dentro de un modelo macroeconómico de pequeña escala con régimen de inflación objetivo. La inflación de alimentos no responde a choques de demanda en el corto plazo, pero en el largo plazo se ajusta a la inflación de los no alimentos, la cual si responde a los choques de demanda. Se prueba el efecto de las sequías bajo distintas reglas de política monetaria para ver en qué casos se puede disminuir la variabilidad de la inflación total ante choques de oferta. La variabilidad de la inflación total depende muy poco de la regla de política que se aplique. De la misma manera, es mínimo el efecto de alternar la inflación objetivo entre total y sin alimentos; sin embargo, la variabilidad sobre la tasa de interés nominal, real y la brecha del producto aumenta cuando se fijan las metas sobre la inflación total. Los pronósticos de inflación pueden mejorar notablemente si se incluyen los choques de oferta generados por las sequías, dentro de los determinantes de la variación de los precios.

* Las opiniones contenidas en este documento son responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen al Banco de la República ni a sus directivas. Se agradece la orientación de Javier Gómez y los comentarios de Adolfo Cobo, Norberto Rodríguez, Edgar Caicedo y Yesid Castro.

1. Introducción

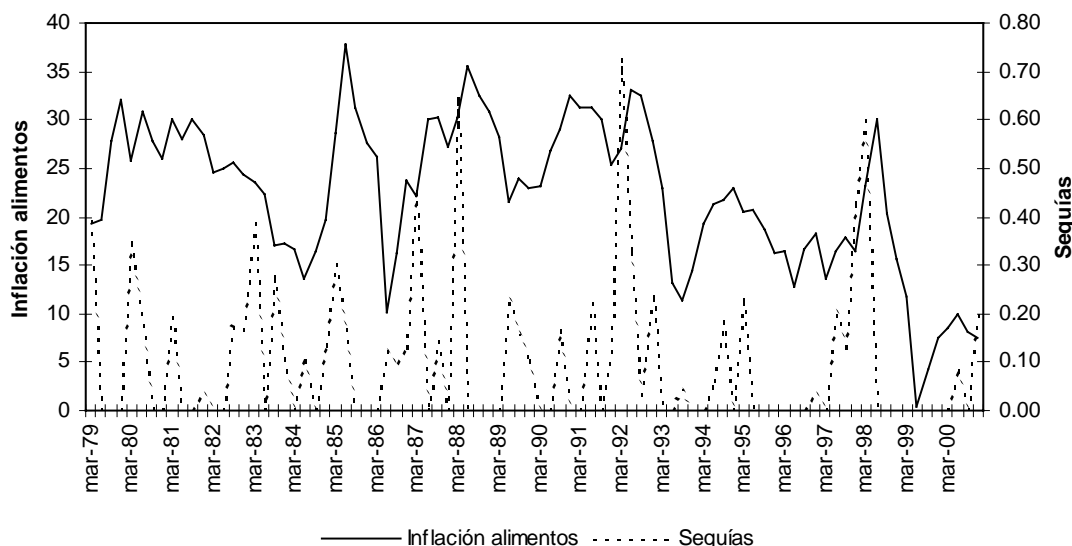
La inflación en Colombia se ha caracterizado por ser muy sensible a cambios climáticos bruscos, como lo son los fenómenos de El Niño (el cual se ha presentado con distinta intensidad siete veces en las últimas tres décadas, esto es, 1972-73, 1976-78, 1982-83, 1986-87, 1991-92, 1994-95, 1997-98) y las sequías de principio de año que algunas veces son de intensidad fuerte o muy fuerte (1985 y 1988) y que no son catalogadas como fenómenos de El Niño. Dicha sensibilidad se presenta debido a que el IPC en Colombia esta compuesto en un alto porcentaje por alimentos (29.5%) y la mayoría no procesados, cuya oferta es muy susceptible a dichos cambios en las condiciones climáticas. Entonces, es de suma importancia, como se pretende explicar en este artículo, incluir un indicador del déficit de lluvias en los determinantes de la inflación como choque de oferta de corto plazo.

El Gráfico 1 presenta el valor absoluto de un indicador de sequías que se explica a continuación y la inflación de los alimentos. Para construir el indicador de sequías, primero se tomó el nivel de precipitaciones de 10 estaciones agrometeorológicas de 31 estaciones que maneja el IDEAM en todo el país. El criterio de selección de estas 10 estaciones fue la participación en la producción agrícola de la región donde se encuentra ubicada la estación, la fecha de instalación de la estación y el grado de continuidad de las series. Luego se tomó la diferencia entre el logaritmo del total de precipitaciones trimestrales y el logaritmo del valor promedio de lluvias de cada trimestre en todo el periodo. Por último, la variable utilizada en el gráfico es una función que toma el valor de la diferencia entre las lluvias y el promedio si el dato es menor que cero, y toma el valor de cero si la diferencia entre las lluvias y el promedio es mayor que cero. La razón por la que se toman sólo los valores por debajo de cero es que al introducir los déficits y excesos de lluvias por separado en las estimaciones, los segundos no fueron estadísticamente significativos. De todas formas, se advierte que el indicador utilizado en las estimaciones es una modificación del indicador del Gráfico 1, tal como se explica en la Sección 2.

El Gráfico 2 ilustra las variaciones anuales del total del IPC, del grupo de alimentos y de los no alimentos. Se puede observar como las sequías del 85, 88, 92 y 98 ejercieron mayores presiones sobre la inflación de los alimentos, en comparación a las sequías del 83, 87 y 94. Por ejemplo, a raíz del déficit de lluvias del primer trimestre del 85¹, la inflación de alimentos subió de 28.6% a 37.7% entre marzo y junio del mismo año, la inflación total pasó de 22.8% a 27.9% y la inflación sin alimentos pasó de 20.2% a 23.4%. Durante el resto del año hasta el primer trimestre del siguiente año, el efecto del choque de oferta se desvanece y luego, en el segundo trimestre se produce una caída notable, debido a que una vez se han normalizado las condiciones climáticas y que los precios de los alimentos son altos, los productores expanden el área cosechada, generando un exceso de oferta. Lo anterior obedece a lo comúnmente llamado en economía como la telaraña. Este segundo choque de oferta llevó a la inflación de alimentos de 26.2% en marzo de 1986 al 10.1% en junio del mismo año. Igualmente la inflación total y sin alimentos cayeron de 22.6% a 13.4% y de 20.9% a 15.1% respectivamente. Otro hecho destacable del evento del año 85 es que la intensidad de la sequía no es tan fuerte comparado con las otras sequías, pero su impacto sobre la inflación es uno de los más marcados en las dos últimas décadas.

Gráfico 1

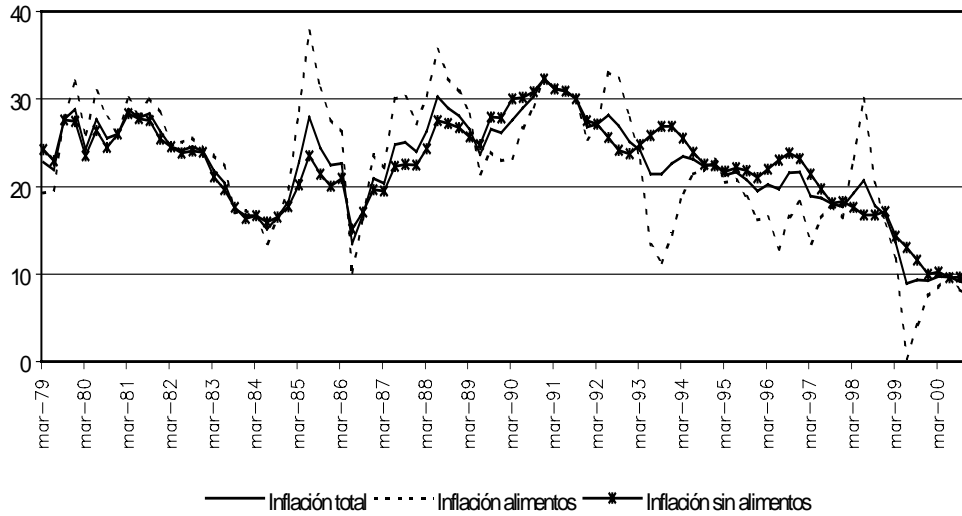
Las Sequías y la inflación de alimentos



¹ Se hace la aclaración que el máximo del déficit de lluvias fue alcanzado en el primer trimestre del 85, pero la sequía se venía presentando desde el último trimestre del 84 y finalizó en el segundo trimestre del 85.

Gráfico 2

Inflación total, de alimentos y de no alimentos



Otro aspecto característico del efecto de las sequías en las últimas décadas ha sido la asimetría en la distribución de las variaciones de los distintos componentes del IPC, es decir, cuando se presenta un choque de oferta, la mayoría de los precios de la canasta aumentan. Un episodio en el que la asimetría no fue tan marcada, fue la sequía del 92, en el que la inflación de alimentos en primer lugar aumentó y luego cayó precipitadamente, mientras que la inflación de los no alimentos tuvo el comportamiento contrario. El efecto neto estuvo dominado por la inflación de los alimentos. El mismo fenómeno se dio con el primer impacto de la sequía del 98. Entonces, se propone como tema de investigaciones futuras, a qué se deben las asimetrías en la distribución de la inflación descompuesta por gasto básico².

Sobre otras investigaciones adelantadas en el tema de los choques de oferta y la inflación, Jaramillo y Garrido (1998) hicieron un análisis de la inflación de los alimentos a través una desagregación de dicha variable en flexibles, cíclicos, transables e indexados. En este artículo los autores incluyen la variable precipitaciones en los modelos estructurales de inflación; pero el problema de este análisis es que en primer lugar, tiene un sesgo hacia el fenómeno de El Niño, y no le presta importancia a la escasez de lluvia que se presenta en las temporadas secas de principio de año, que en

² La discusión sobre choques de oferta y precios relativos se encuentra en Ball y Mankiw (1992).

algunos casos, como lo fue en el primer trimestre de 1985 y el primer trimestre de 1988, tuvieron un efecto más potente sobre la inflación que los Niños que se dieron en el 82-83, 86-87 y 94-95. En segundo lugar, no tuvieron en cuenta el exceso de oferta que se produce en el sector agrícola, el cual genera presiones a la baja sobre inflación un año después de la caída en el nivel de precipitaciones y por lo tanto le imprime mayor variabilidad al crecimiento de los precios. Esto será explicado en detalle más adelante. Y en tercer lugar, suponen una relación en U entre la inflación y las precipitaciones, lo que significa que los excesos de lluvia también ejercen presiones sobre la inflación de los alimentos.

López y Misas (1999) estimaron una curva de Phillips triangular en donde el choque de oferta está dado por el precio de los bienes importados, pero omiten el factor lluvias como determinante de la inflación en Colombia.

Gómez y Julio (2001) incluyen el precio de los alimentos relativo al IPC total como variable proxy de choque de oferta sobre la inflación total. Aquí el problema radica en que el modelo no captura el efecto directo de la falta de lluvias ni el efecto posterior del exceso de oferta.

En consecuencia con este artículo se pretende hacer una mejor descripción del comportamiento de corto plazo de la inflación en Colombia, haciendo énfasis sobre el principal choque de oferta que afecta los precios de los alimentos y que podría eventualmente provocar el incumplimiento de las metas de inflación por parte de la autoridad monetaria.

La primera sección del artículo es esta introducción. En segundo lugar, se hacen las estimaciones de los modelos uniecuacionales de la inflación de alimentos y no alimentos. En la tercera sección se describe el modelo macroeconómico de pequeña escala. La cuarta sección presenta una primera simulación de una sequía de intensidad muy fuerte, para evaluar el comportamiento del modelo. Después, en la sección cinco se evalúa el efecto de intercambiar la inflación sobre la cual se define el objetivo (total o sin alimentos), dentro las reglas de política (pronóstico o Taylor). En la sección seis se

presentan los pronósticos de inflación y crecimiento del producto en los próximos dos años. La última sección concluye.

2. El Modelo de Alimentos y No alimentos

2.1 Inflación de alimentos

En esta sección se hace la estimación de un modelo para las variaciones anuales del índice de precios de los alimentos. La novedad del modelo radica en la inclusión de un indicador de sequías rezagado un trimestre para capturar el efecto directo de la escasez de precipitaciones, y cinco trimestres para capturar el efecto del exceso de oferta anteriormente explicado. Por otro lado se restringe la estimación a la década de los noventa debido al cambio en el comportamiento de la inflación de los no alimentos; es decir, como se mostró en el Gráfico 2, en la década de los ochenta existe una relación directa entre inflación de los no alimentos y las sequías, pero para la siguiente década esta relación no es clara. Entonces se tiene que la inflación de los alimentos está dada por:

$$\pi_t^A = 0.176\pi_t^{NA} + 0.801\pi_{t-1}^A - 0.140ll_{t-1} + 0.165ll_{t-5} - 0.225z_{t-1} + \varepsilon_t^{\pi^A} \quad (1)$$

(0.088) (0.097) (0.035) (0.034) (0.136)

Método de estimación: OLS

Periodo de muestra: 1990:1-2001:1

$R^2 = 0.913$

Error estándar de la regresión: 0.022

P-value del estadístico Q: 0.275

2.1.1 Definiciones

π_t^A es la inflación de alimentos. $\pi_t^A = \log P_t^A - \log P_{t-4}^A$ donde P_t^A es el promedio geométrico mensual del IPC de alimentos.

π_t^{NA} es la inflación de los no alimentos y esta definido de la misma manera que al inflación de los alimentos.

ll_t es el indicador de sequías.

$$ll_t = \begin{cases} ll_t^O - ll_t^t & \text{si } ll_t^O - ll_t^t \leq 0 \\ 0 & \text{si } ll_t^O - ll_t^t > 0 \end{cases}$$

donde ll_t^O es el logaritmo del nivel de lluvias observado y ll_t^t es el logaritmo del 80% del valor promedio de lluvias de cada trimestre en todo el periodo. Es importante aclarar que el promedio de cada trimestre de las lluvias se multiplica por 0.8 debido a que el IDEAM considera que los valores de las precipitaciones entre el 80% (déficit) y el 120% (exceso) del promedio son normales.

z_t es el largo plazo definido como $z_t = \log P_t^A - 0.540 - 0.885 \log P_t^{NA}$.

2.1.2 Resultados

La inflación de alimentos rezagada un trimestre presenta un coeficiente bastante alto, lo que indica un alto grado de inercia y en consecuencia, altos costos de desinflación. El primer rezago de las sequías tiene el signo esperado y es estadísticamente significativo, por lo cual es fundamental tener en cuenta los déficit de precipitaciones en los pronósticos de inflación, para capturar el efecto de la escasez de oferta que se produce en el sector de alimentos y por consiguiente el efecto sobre sus precios. De la misma manera, el quinto rezago de las sequías confirma la existencia del proceso de la telaraña en la producción de bienes alimenticios. De acuerdo con estimaciones previas, la brecha del producto no es estadísticamente significativa como determinante de la inflación de los alimentos³. La dinámica de largo plazo de la inflación de los no alimentos y de los

³ En el modelo de alimentos también se probaron variables como la variación de los precios de los alimentos importados y el crecimiento de las importaciones de alimentos, resultando ser no significativas. También se hicieron estimaciones desagregando la inflación de alimentos en cíclicos, flexibles y agroindustriales, pero el ajuste de las ecuaciones fue inferior al de la inflación de alimentos agregada.

alimentos es la misma; por tal razón se introduce el error de cointegración en el modelo de la inflación de los alimentos.

Es importante tener en cuenta que el efecto de las sequías puede cambiar entre distintos bienes alimentarios contenidos en el IPC y entre diferentes regiones relevantes del país; pero ese es tema de otra investigación, ya que aquí se evalúa el efecto en un contexto macroeconómico.

2.2 Inflación de los no alimentos

La inflación de los no alimentos se especifica como una curva de Phillips, donde los choques de demanda están dados por la brecha del producto. Se incluye la variación del precio relativo de los importados como el canal directo del efecto de la tasa de cambio sobre los precios. Como se dijo anteriormente, las estimaciones se restringen para los años noventa, ya que para los años ochenta el efecto de las sequías sobre la inflación de los no alimentos es positivo; pero para los años noventa la relación de corto plazo con los choques de oferta es negativa vía precios relativos, pero no es estadísticamente significativa. Por lo tanto la curva de Phillips para la inflación de los no alimentos es la siguiente:

$$\pi_t^{NA} = 0.993\pi_{t-1}^{NA} + 0.103y_{t-1}^G + 0.036\chi_{t-1} + \varepsilon_t^{\pi^{NA}} \quad (2)$$

(0.008) (0.041) (0.018)

Método de estimación: OLS

Periodo de muestra: 1990:1-2001:1

$R^2 = 0.983$

Error estándar de la regresión: 0.007

P-value del estadístico Q: 0.000

2.2.1 Definiciones

y_t^G es el gap del PIB. $y_t^G = y_t^O - y_t^P$, donde y_t^O es el logaritmo del PIB observado e y_t^P es el PIB potencial estimado con el filtro de HP.

χ_t es el cambio en la tasa de cambio real. $x_t = q_t - q_{t-4}$, donde $q_t = \log Pm_t - \log P_t$. Pm_t es el precio de los importados y P_t es el IPC total.

2.2.1 Resultados

El coeficiente del rezago de la variable dependiente es casi 1, lo que indica al igual que en la inflación de alimentos alta rigidez en los precios. Los coeficientes de la brecha del producto y de la variación de la tasa de cambio real, son positivos y significativos. Dado que las sequías no son significativas dentro de la estimación de la curva de Phillips, entonces se puede decir que la inflación de los no alimentos no está sujeta a choques de oferta de corto plazo y por lo tanto es un buen indicador de inflación núcleo.

El modelo presenta autocorrelación, pero no fue posible corregir el problema añadiendo rezagos de la variable independiente. No obstante la existencia de autocorrelación, los coeficientes de la ecuación (2) son comparables a los de Gómez y Julio (2001).

3. El Modelo Macroeconómico de Pequeña Escala

Los modelos macroeconómicos de pequeña escala son muy útiles para analizar el comportamiento de toda la economía de forma agregada, frente a cambios de política o choques exógenos como las sequías. Estos modelos permiten un mejor entendimiento de los mecanismos de transmisión de un determinado choque en una variable macro, sobre las demás variables relevantes. Estos modelos comprenden normalmente una curva de demanda agregada, demanda de dinero, de oferta (o de Phillips), la paridad de tasa de interés descubierta y se cierra el modelo con una regla de política. Entonces, el modelo que acá se plantea es el siguiente:

$$\pi_t^A = 0.176\pi_t^{NA} + 0.824\pi_{t-1}^A - 0.140ll_{t-1} + 0.165ll_{t-5} - 0.225z_{t-1} \quad (1')$$

$$\pi_t^{NA} = \pi_{t-1}^{NA} + 0.103y_{t-1}^G + 0.036\chi_{t-1} \quad (2')$$

$$\pi_t = 0.295\pi_t^A + (1 - 0.295)\pi_t^{NA} \quad (3)$$

$$y_t^G = 0.542y_{t-1}^G + 0.383y_{t-2}^G - 0.112(r_{t-1} - \bar{r}_{t-1}) + 0.016(q_{t-1} - \bar{q}_{t-1}) + 0.075\tau_t \quad (4)$$

$$r_t = i_t - \pi_t \quad (5)$$

$$q_t = q_{t+1} - 0.25(i_t - \pi_{t+1} - r_t^* - \varphi_t) \quad (6)$$

$$i_t = \pi_t + \bar{r}_t + 0.5(\pi_{t+4} - \bar{\pi}) \quad (7)$$

$$i_t = \pi_t + \bar{r}_t + 0.5(\pi_{t+4}^{NA} - \bar{\pi}) \quad (7')$$

$$i_t = \pi_t + \bar{r}_t + 0.5(\pi_t - \bar{\pi}) + 0.5y_t^G \quad (8)$$

$$i_t = \pi_t + \bar{r}_t + 0.5(\pi_t^{NA} - \bar{\pi}) + 0.5y_t^G \quad (8')$$

Las ecuaciones (1') y (2') son la inflación de alimentos y no alimentos respectivamente. Siguiendo la ecuación (1), la suma de los coeficientes de las variables nominales es 0.977; pero en el modelo macro, en (1') se calibran los mismos parámetros para que la suma sea igual a 1 y además se elimina el término de error. Así, en (2) también se tiene que el coeficiente de la inflación de los no alimentos rezagada un trimestre es 0.993 y en (2') se calibra este coeficiente a 1 y se elimina el término de error. Lo anterior se hace para garantizar la homogeneidad del modelo que implica la verticalidad de la curva de Phillips en el largo plazo. De esta forma, se tiene que (3) es una identidad que define la inflación total como la suma ponderada de la inflación de los alimentos y los no alimentos.

La demanda agregada en términos de la brecha del producto está dada por la ecuación (4), la cual se tomó de la actualización de la estimación de Gómez y Julio (2001). Dado que los datos que aquí se utilizan son los mismos de la actualización de “Transmission Mechanisms and Inflation Targeting: The Case of Colombia’s Disinflation”, entonces (4) es compatible con las demás ecuaciones del modelo. La demanda agregada está en función de su primer y segundo rezago (la suma de los coeficientes de los rezagos de la variable dependiente debe ser menor o igual a uno, para garantizar la estabilidad del modelo), la desviación de la tasa de interés real (r_t) de un nivel de equilibrio (\bar{r}_t), la desviación de la tasa de cambio real (q_t) de la tendencia de largo plazo (\bar{q}_t) y la desviación de los términos de intercambio de la tendencia de largo plazo (τ). La tasa de interés real está definida en (5) como la diferencia entre la tasa de interés nominal y la inflación total.

La ecuación (6) es la paridad de la tasa de interés descubierta. Aquí la tasa de cambio real está determinada por la tasa de cambio en t+1, la tasa de interés real esperada definida como la diferencia entre la tasa de interés nominal en t y la inflación total en t+1, la tasa de interés real en el extranjero y una tasa premium de riesgo.

La ecuación (7) es una regla de política en la que la autoridad monetaria responde a las desviaciones del pronóstico de inflación total, con respecto a la meta de inflación, con un horizonte de cuatro trimestres. En (7') la tasa de interés nominal se mueve en t para evitar las desviaciones del pronóstico de la inflación de los no alimentos del objetivo en t+4. Alternar esta regla de política con la inflación total y la inflación de los no alimentos implica que el banco central en el primer caso está sujeto a una mayor volatilidad que en el segundo caso, ya que como se ha dicho, la inflación de los no alimentos no responde a choques generados por las sequías y por lo tanto es más estable. También se supone que el coeficiente de respuesta a las desviaciones del pronóstico con respecto a la meta es 0.5; pero el valor de este coeficiente está sujeto a mayor estudio.

La ecuación (8) es una versión de la regla de Taylor en la que la tasa de interés responde a la brecha del producto en t y a las desviaciones de la inflación total del objetivo en t.

En (8') la tasa de interés no se mueve con la inflación total sino con la inflación sin alimentos. Al igual que en (7) y (7'), (8) y (8') responden a una medida de inflación más volátil que otra respectivamente y el coeficiente de respuesta a las desviaciones es 0.5. El coeficiente de respuesta de la tasa de interés a la brecha del producto también es 0.5.

4. Simulación del Choque de Oferta

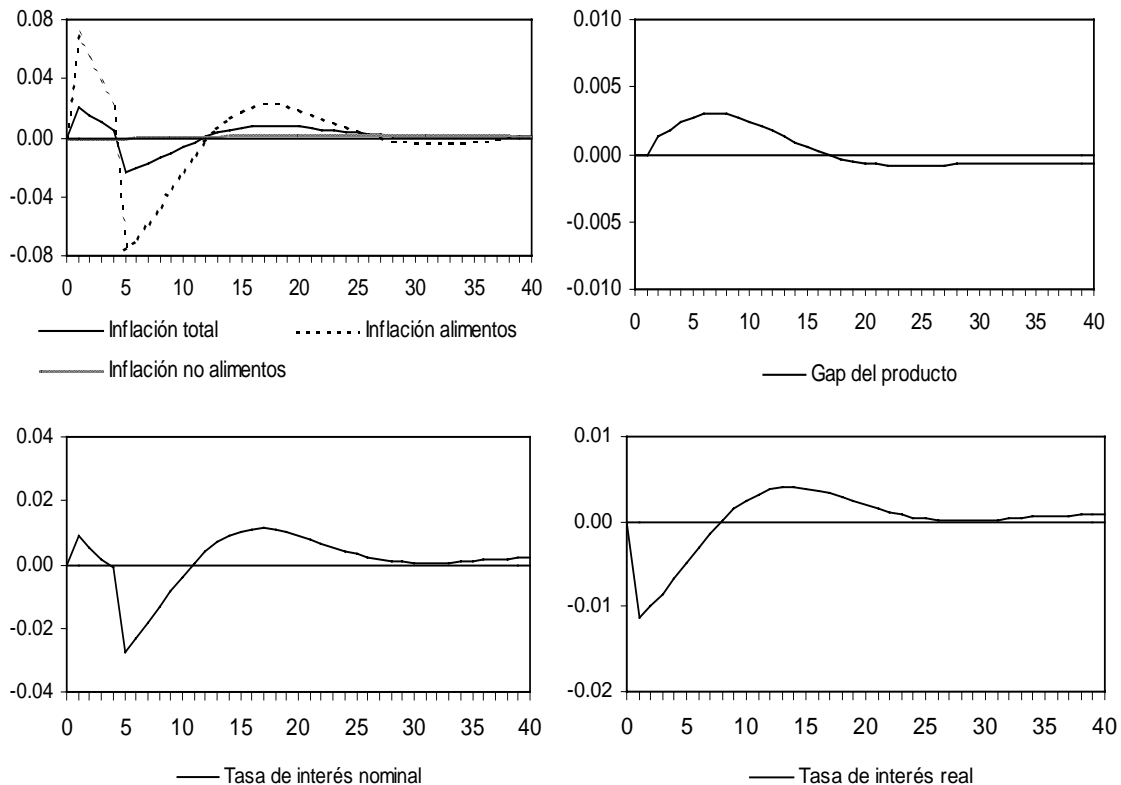
En esta sección se simula un choque con la intensidad de la sequía del primer trimestre de 1992 causada por el fenómeno de El Niño, la cual en términos del indicador, es la más fuerte que se ha presentado en las últimas dos décadas. En esta simulación (Gráfico 3) se utiliza además de las primeras cinco ecuaciones básicas del modelo mas la identidad, la regla de pronóstico sujeta a la inflación total de $t+4$ en (7). Dado el choque de oferta, los cuadrantes I, II, III y IV del Gráfico 3 presentan las funciones impulso respuesta para: la inflación total, alimentos y no alimentos, la tasa de interés nominal, el gap del producto y la tasa de interés real respectivamente.

Después de la sequía en el momento inicial, la inflación de alimentos aumenta 7 puntos porcentuales en el primer trimestre. Durante los tres trimestres siguientes la inflación de alimentos exhibe una caída progresiva y del cuarto al quinto trimestre se presenta un aumento en la pendiente de la tendencia decreciente provocado por el exceso de oferta, lo que lleva a la inflación de alimentos a una desviación de -7.5% con respecto a la base. Lo anterior significa que el efecto de la telaraña cuatro trimestres después del punto máximo de la inflación de alimentos a raíz del impacto directo de la sequía, es de -9.6% entre el primer y segundo trimestre del segundo año.

La inflación total sigue una trayectoria menos pronunciada que la inflación de alimentos; es decir, la inflación total aumenta un poco más de 2% con respecto a la base, a causa de la sequía. Luego, el exceso de oferta lleva a la inflación a un punto mínimo de -2.3% cinco trimestres después del primer choque. Es importante destacar, que la inflación se desvía del objetivo en el último trimestre del primer año en 1% , lo que se traduce en el incumplimiento de la meta de inflación por parte de la autoridad monetaria. No obstante el 1% , en términos de inflación de un dígito, la pérdida de credibilidad por parte del público en general puede ser más que proporcional a la

magnitud del incumplimiento de la meta. La inflación de los no alimentos no presenta desviaciones notables con respecto a la base, debido a que no está sujeta a los choques de oferta de corto plazo.

Gráfico 3
Choque al indicador de sequías



Si se tiene que el choque de oferta se produce en el momento t , entonces la trayectoria de la tasa de interés nominal está dada inicialmente por la respuesta de la autoridad monetaria a la mayor aceleración del crecimiento de los precios en $t+1$ e igualmente por la desviación de la inflación total en $t+5$, que en este caso es de -2.3% . Al tener una desviación negativa cuatro trimestres adelante, se produce un aumento de menos del 1% de la tasa de interés nominal en $t+1$, y una caída de 2.8% en $t+5$ con respecto a t . La dinámica conjunta de la inflación total y de la tasa de interés nominal, llevan a una caída súbita en $t+1$ de la tasa de interés real, y en consecuencia se produce a partir de $t+2$ una expansión que en términos de la brecha del producto, es cuantitativamente pequeño. Luego se presenta un crecimiento sostenido en la tasa de interés real, pero sólo cuando

esta toma valores positivos o mejor aún, superiores a un nivel de equilibrio, la brecha del producto inicia una trayectoria decreciente por un largo periodo de tiempo, hasta que el producto alcanza los niveles de pleno empleo. El efecto indirecto que tiene la tasa de interés sobre la brecha del producto vía tasa de cambio, es secundario.

La conclusión del choque de oferta es que son los movimientos del gap, los que tratan de contrarrestar la volatilidad en la inflación, pero dada la inesperada presencia del choque que genera poca respuesta, y el relativamente bajo coeficiente de los choques de demanda en la inflación de los no alimentos, el impacto de este proceso en el corto plazo, no es efectivo. Finalmente, la variabilidad que se presenta en la inflación y en las demás variables macro después del efecto directo e indirecto de las sequías, se debe al ajuste de la inflación de alimentos a la inflación de no alimentos en el largo plazo. En resumen se puede decir que el modelo representa una dinámica similar de la inflación observada como consecuencia de los choques de oferta, y mejora el choque a precios relativos representado por Gómez y Julio (2001).

5. Las Sequías y las Reglas de Política

En esta sección se simula una sequía muy fuerte al igual que en la sección anterior, pero en este caso se evalúan las implicaciones de alternar la respuesta de la tasa de interés nominal a la inflación total o a la inflación sin alimentos, bajo distintas reglas de política.

5.1 La regla de pronóstico sujeta a la inflación total y sin alimentos

Para facilitar las cosas, en esta parte se transcriben las ecuaciones de regla de pronóstico presentadas en la sección 3. Como se puede ver en el Gráfico 4, es sumamente pequeño el efecto sobre los precios de alternar el objetivo sobre la inflación total y la inflación de los no alimentos, representado por el pronóstico a un horizonte de cuatro trimestres de las mismas variables dentro de la regla de política. Hay una pequeña excepción cualitativa en la trayectoria de largo plazo de la inflación de los no alimentos que se debe precisamente a las diferencias en la dinámica que sigue la brecha del producto que

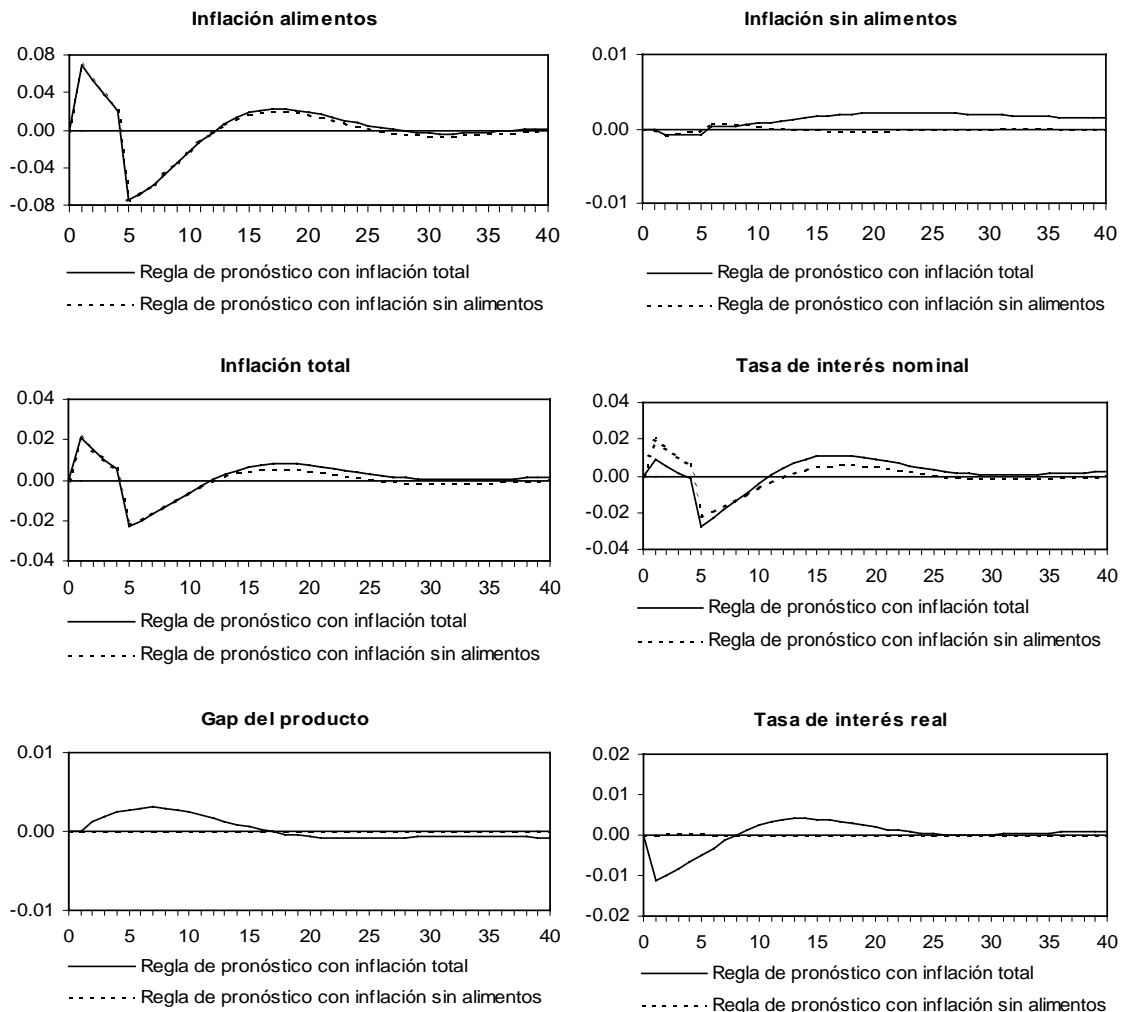
a su vez es consecuencia de las diferencias en la trayectoria de la tasa de interés real. Siguiendo el gráfico de la tasa de interés nominal, en el caso de la regla de pronóstico con inflación sin alimentos, las magnitudes de las variaciones de dicha variable con respecto al momento t , son casi las mismas a las variaciones del IPC total, a razón que el impacto de la sequía sobre la inflación de los no alimentos es casi nulo. Entonces se tiene que el impacto sobre la tasa de interés real se aproxima a cero durante todo el periodo cuando se define la meta sobre la inflación de los no alimentos.

$$i_t = \pi_t + \bar{r}_t + 0.5(\pi_{t+4} - \bar{\pi}) \quad (7)$$

$$i_t = \pi_t + \bar{r}_t + 0.5(\pi_{t+4}^{NA} - \bar{\pi}) \quad (7')$$

Gráfico 4

Comparación de regla de pronóstico con inflación total y sin alimentos



Por el contrario, al fijar la meta sobre la inflación total, se incrementa notablemente la variabilidad de la tasa de interés real y por ende de la brecha del producto. En conclusión, en términos de inflación, ambas reglas de política producen el mismo comportamiento; pero en términos del gap y de la tasa de interés real, la regla de política sujeta a la inflación sin alimentos es más eficiente ya que no produce tanta variabilidad.

5.2 Regla de Taylor sujeta a la inflación total y sin alimentos

Al igual que con el ejercicio de la regla de pronóstico, la inflación total no se ve afectada por intercambiar la variable objetivo en la regla de Taylor. Claro está que en este caso a diferencia del anterior, la tasa de interés nominal en función de las desviaciones de la inflación total con respecto a la meta, es más volátil. Como las desviaciones de la inflación de la meta entran contemporáneas en la regla de política, y en la base la meta de inflación es cero, entonces se tiene que el impacto de la sequía sobre la inflación se multiplica por 1.5. A lo anterior se debe la mayor volatilidad en la tasa de interés nominal. Al ser mayor el impacto de la sequía sobre la tasa de interés nominal que sobre la inflación total, la tasa de interés real inicialmente aumenta con el primer choque y luego cae con el segundo choque, llevando a una dinámica contraria pero cuantitativamente pequeña sobre la brecha del producto.

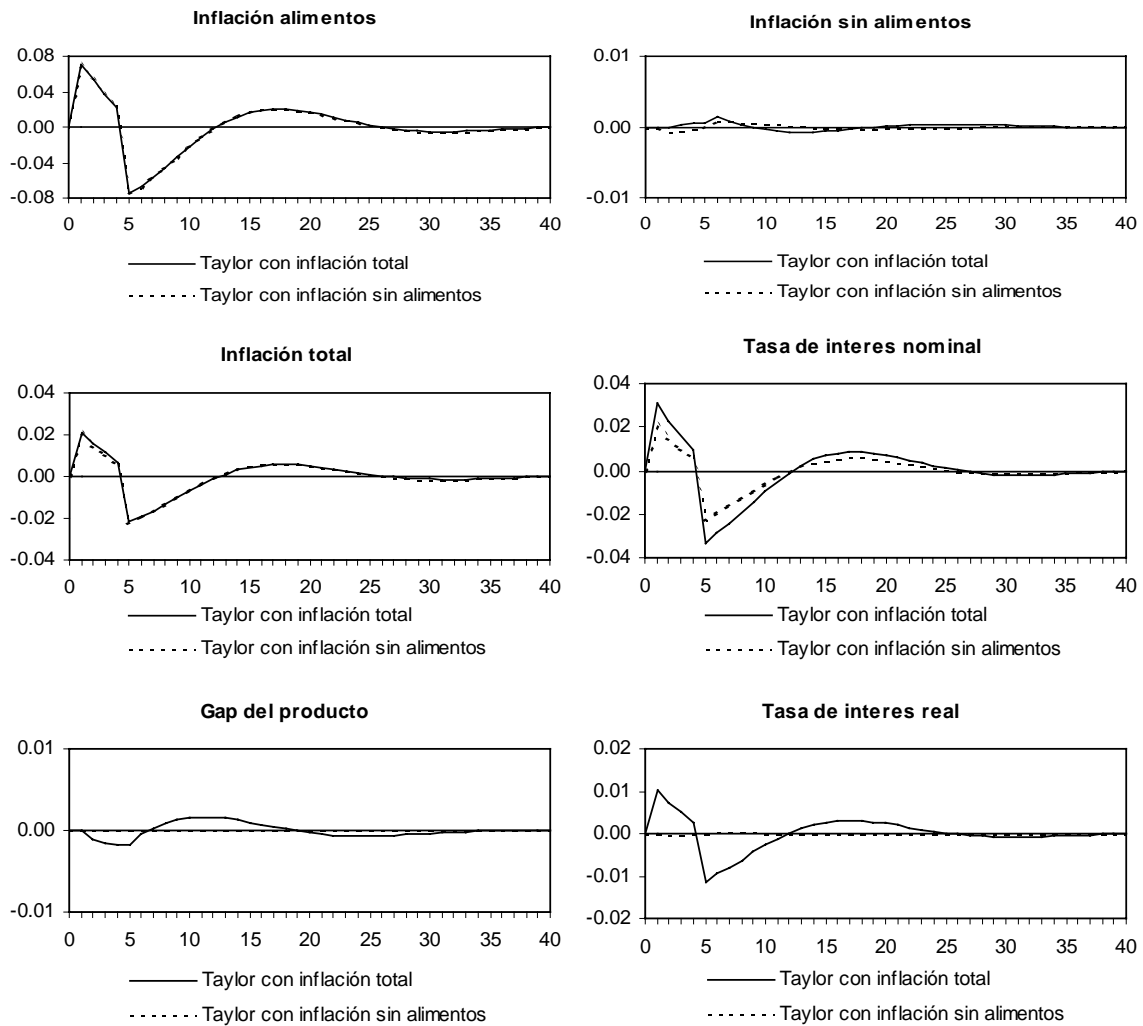
$$i_t = \pi_t + \bar{r}_t + 0.5(\pi_t - \bar{\pi}) + 0.5y_t^G \quad (8)$$

$$i_t = \pi_t + \bar{r}_t + 0.5(\pi_t^{NA} - \bar{\pi}) + 0.5y_t^G \quad (8')$$

En resumen, el sujetar la tasa de interés nominal a una meta sobre la inflación de los no alimentos, no contrarresta el efecto de la sequía, pero tampoco imprime mayor variabilidad sobre los demás componentes macroeconómicos, como si ocurre con la regla en función de las desviaciones de la inflación total.

Gráfico 5

Comparación de regla de Taylor con inflación total y sin alimentos



7. Pronóstico de inflación

El resultado puntual del pronóstico de inflación total (Gráfico 7) para el último trimestre de 2001, definida como la transformación exponencial de la variación del logaritmo del nivel de precios, es de 7.1% y existe una probabilidad del 90% de que la inflación se ubique entre 5.2% y 10%. Lo anterior quiere decir que al final del presente año, la desviación de la inflación de la meta puede estar alrededor de -0.9%. De la misma manera, la visión central de la inflación de alimentos (Gráfico 8) y sin alimentos

(Gráfico 9) es de 6.8% y 7.2% respectivamente. El 90% de la probabilidad se encuentra entre 3.0% y 14.0% para la inflación de alimentos y entre 3.6% y 10.0% para la inflación sin alimentos. Es importante resaltar el mayor rango que presenta la inflación de los alimentos debido precisamente a la mayor variabilidad que le imprime el efecto de los cambios climáticos bruscos. Por otro lado, el pronóstico del crecimiento del PIB (Gráfico 10) a fin de año es de 2.2%, mientras el intervalo al 90% es de -0.9% a 6.5%. Igualmente el Gráfico 11 y la Tabla 1, presentan la visión central de las principales variables macroeconómicas.

Gráfico 7
Pronóstico de inflación

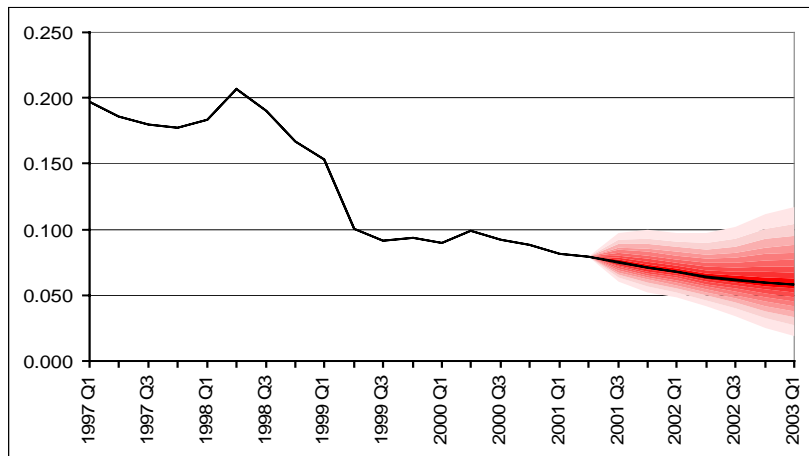


Gráfico 8
Pronóstico de inflación de alimentos

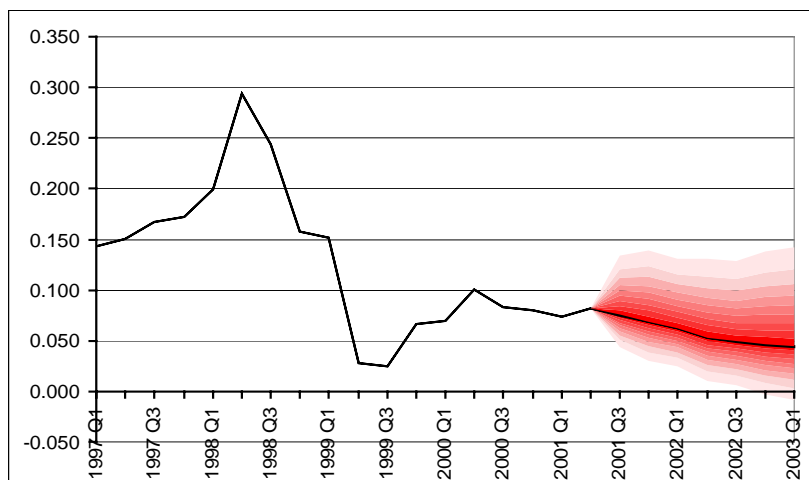


Gráfico 9

Pronóstico de inflación de sin alimentos

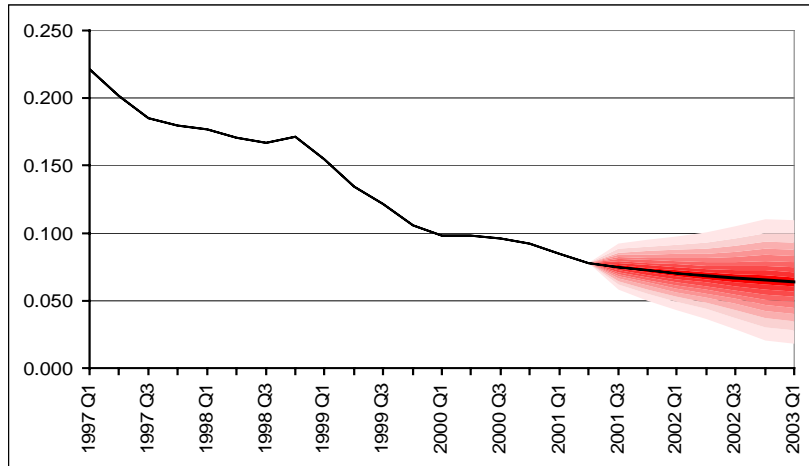


Gráfico 10

Pronóstico crecimiento del PIB

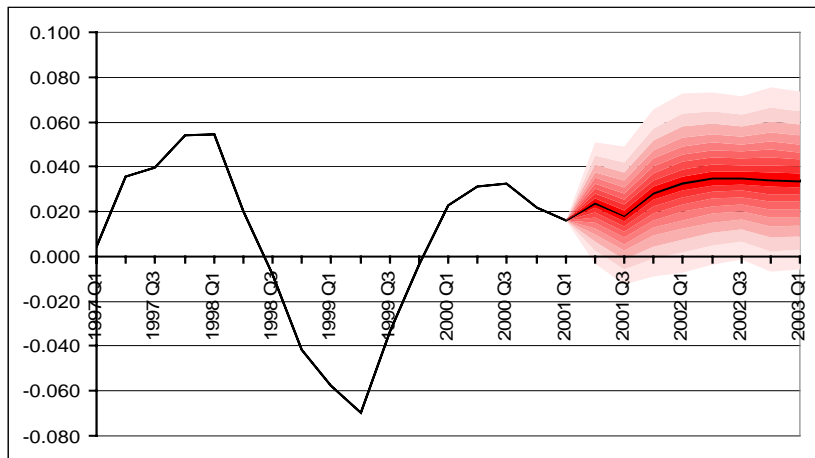


Gráfico 11

Visión central de las principales variables macroeconómicas

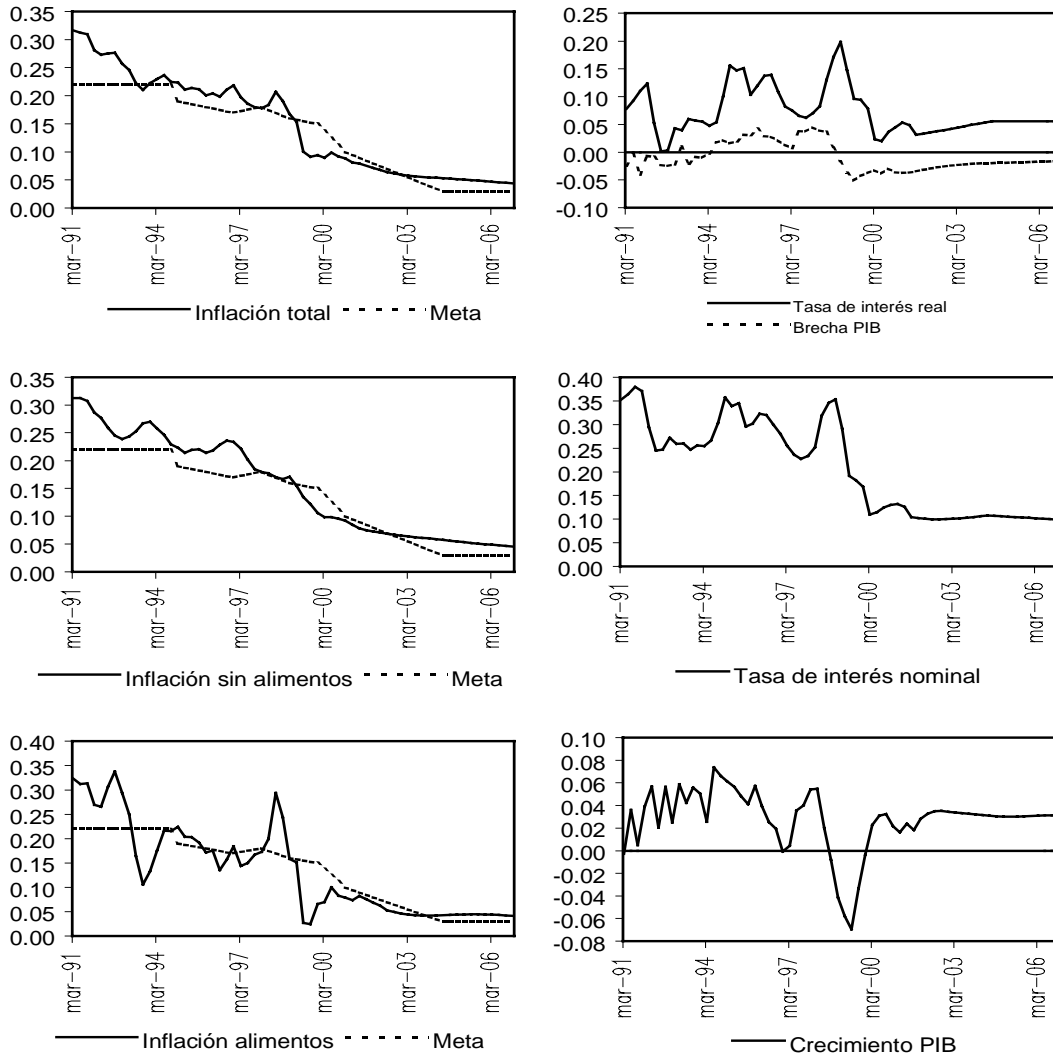


Tabla 1

Visión central de las principales variables macroeconómicas

	Inflación total	Inflación alimentos	Inflación sin alimentos	Meta de inflación	Tasa de interés nominal	Tasa de interés real	Crecimiento trimestral	Crecimiento anual
mar-01	8.1	7.3	8.5	9.5	13.2	5.4	1.6	
jun-01	7.9	8.2	7.8	9.0	12.6	4.9	2.4	
sep-01	7.5	7.5	7.5	8.5	10.4	3.1	1.8	
dic-01	7.1	6.8	7.2	8.0	10.2	3.3	2.8	2.2
mar-02	6.8	6.2	7.0	7.5	10.1	3.5	3.3	
jun-02	6.4	5.3	6.8	7.0	9.9	3.8	3.5	
sep-02	6.1	4.9	6.7	6.5	9.9	4.0	3.5	
dic-02	6.0	4.6	6.5	6.0	10.0	4.2	3.4	3.4

8. Conclusión

La variabilidad que ha tenido la inflación en los últimos veinte años, se ha debido en gran medida a los choques de oferta, a los que está sujeto el sector agrícola del país. Cabe resaltar que los altibajos que se detectan en la inflación de alimentos han sido causados por sequías que no necesariamente están asociadas a fenómenos del Niño, como por ejemplo en el primer trimestre de 1985 y en el primer trimestre de 1988, periodos en los cuales la caída del nivel de precipitaciones ha sido bastante agresiva.

En el corto plazo, la inflación de los alimentos no responde a choques de demanda, pero en el largo plazo se ajusta a la inflación sin alimentos especificada por una curva de Phillips. El efecto de las sequías como choques de oferta de corto plazo tiene dos etapas. La primera, es la disminución de la producción de los bienes alimentarios por el déficit de lluvias, que genera el incremento en los precios. La segunda, es la expansión del área cosechada a causa de las expectativas de precios altos y condiciones climáticas normales, que lleva a una caída en los precios de los alimentos.

El efecto sobre la variabilidad de la inflación cuando se alterna la inflación objetivo en las reglas de política es mínimo. Sin embargo, la variabilidad de la tasa de interés real y la brecha del producto aumenta al fijar la meta sobre la inflación total. Igualmente, ni la regla de pronóstico ni la regla de Taylor independientemente de la definición de la meta, pueden contrarrestar ninguna de las dos etapas en la dinámica de la inflación, producida por los déficit de lluvias intensos de principio de trimestre. Por tal razón, en términos de credibilidad, es mejor fijar la meta sobre la inflación de los no alimentos, que en cualquiera de los casos no presenta desviaciones notables.

Referencias

1. Andersen, P., N, De Londoño y E, Hoover, (1976) “The Impact of Increasing Food Supply on Human Nutrition: Implications for Commodity Priorities in Agricultural Research and Policy”, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 58, No. 2, pp.131-142.
2. Ball, L. y Mankiw, G., (1992). “Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks”, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 4168.
3. Batini, N. y Haldane, A., (1999). Forward-Looking Rules for Monetary Policy. En Monetary Policy Rules, Ed. John B. Taylor. The University of Chicago Press.
4. Brunner, A., (1998), “El Niño and Primary Commodity Prices: Warm Water or Hot Air?”, International Finance Discussion Papers, No. 608.
5. Crane, C., (1990), “Relación Entre la Política Macroeconómica y al Producción Agropecuaria”, Coyuntura Económica, Fedesarrollo, Vol. 20, No. 1, pp. 107-130.
6. Economic Models at the Bank of England, Bank of England, 1999.
7. Gómez, J y Julio, J., (2000), “Transmission Mechanisms and Inflation Targeting: the Case of Colombia’s Disinflation”, Borradores de Economía, Banco de la República, No. 168.
8. Gordon, R, (1997), “The Time Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy”, The Journal of Economic Perspectives, Vol. 11, No. 1, pp. 11-32.
9. Jaramillo, C. y Garrido, D., (1998), “Actualización de Cálculos Acerca del Efecto del Niño Sobre la Inflación”, Informe a la Junta Directiva, Banco de la República.

10. Jaramillo, C. y Junguito, R., (1993), “Crisis Agropecuaria y Política Macroeconómica”, Debates de Coyuntura Económica, No. 29, pp. 47-66.
11. McCallum, B. y Nelson, E., (1999). Performance of Operational Policy Rules in an Estimated Semiclassical Structural Model. En Monetary Policy Rules, Ed. John B. Taylor. The University of Chicago Press.
12. Misas, M y López, E., (1999), “Un Examen Empírico de la Curva de Phillips en Colombia”, Borradores de Economía, Banco de la República, No. 117.
13. Posibles Efectos Naturales y Socioeconómicos del Fenómeno El Niño en el Periodo 1997-1998 en Colombia. IDEAM, 1997.
14. Svensson, L, (2000), “Open Economy Inflation Targeting”, Journal of International Economics, Vol. 50, No. 1, pp. 155-183.