

# DOCUMENTOS DE TRABAJO

ISSN 2409-1863  
DT 029-Septiembre 2013  
Banco Central de Nicaragua

## Relación No Lineal entre Precio del Petróleo e Inflación en Nicaragua

Oknan Bello



*Banco Central de Nicaragua*  
*Emitiendo confianza y estabilidad*



# *Banco Central de Nicaragua*

## **Relación No Lineal entre Precio del Petróleo e Inflación en Nicaragua<sup>1</sup>**

Elaborado por: Oknan Bello

### **Resumen**

Existe alguna evidencia que muestra que el efecto del precio del petróleo sobre inflación en Nicaragua es dependiente de los estados en que se encuentra ésta; así, en periodos donde la inflación es alta, un incremento en los precios del petróleo tiene un efecto mayor sobre la inflación, que el que se observaría si la inflación estuviera en un estado de relativa estabilidad, comportamiento que podría estar asociado al hecho de que a mayores niveles de inflación hay más incertidumbre inflacionaria.

A la luz de esta evidencia, en este trabajo se examina la relación no lineal entre el precio del petróleo y la inflación en Nicaragua, mediante la aplicación de un modelo autorregresivo de transición suave (STAR), utilizando datos mensuales para el período 1994:01-2011:05. Los resultados muestran que el impacto del petróleo sobre la inflación en Nicaragua depende del estado (régimen) en que se encuentre la inflación. Así, cuando la inflación se encuentra en un régimen de inflación baja- inflación mensual y anual menor a 0.85 y 10.6 por ciento, respectivamente-, el impacto del precio del petróleo sobre inflación es casi 2.5 veces menor al observado cuando la inflación está en un régimen de inflación alta. Además se encuentra que el cambio entre un régimen y otro se da de forma brusca.

Estos hallazgos tienen implicaciones importantes en términos de manejo de la política monetaria, ya que sugerirían que si la autoridad monetaria anticipa un choque de precios de petróleo con suficiente antelación, podría tomar acciones inmediatas para conducir a la inflación en una senda baja, de tal manera de mitigar el impacto del choque una vez que éste se presente. Asimismo, sugiere que la estrategia de comunicación del BCN en términos de buscar que las expectativas se anclen al tipo de cambio, debe ser más agresiva cuando estamos en un período de alta inflación en presencia de un choque adverso en precios externos. Esto último incluiría anunciar una inflación menor a la proyectada, tomar medidas tales como anunciar subidas en la tasa de encaje y ser más agresivo con la política de OMA, entre otras.

---

<sup>1</sup> \* Las opiniones expresadas en este trabajo son exclusivas del autor y no comprometen al Banco Central de Nicaragua ni a su consejo directivo.  
E-mail: [obello@bcn.gob.ni](mailto:obello@bcn.gob.ni). Tel: (505) 2557171 Ext-252.

## I. Introducción

El mandato principal del Banco Central de Nicaragua (BCN) es mantener la estabilidad de los precios. Para lograr este objetivo el BCN ha implementado una política cambiaria basada en un sistema de minidevaluaciones diarias, con la meta de anclar los precios domésticos a la evolución del dólar, dada la alta dolarización de la economía. Aunque esta política ha logrado anclar los precios durante algunos períodos, el alza y la alta volatilidad mostrada por el precio del petróleo en los últimos años ha provocado un desalineamiento entre la inflación y la tasa de devaluación- lo cual en ocasiones ha generado críticas de los agentes sobre la idoneidad del actual régimen cambiario- afectando negativamente las expectativas de los agentes económicos y disminuyendo aún más la capacidad del tipo de cambio de anclar los precios (gráfico 1). Aun en el caso de que el BCN tomara acciones para tratar de compensar el alza de precios externos, el actual régimen cambiario en Nicaragua deja poco margen de maniobra para mitigar el impacto en inflación de estos choques<sup>1</sup>.

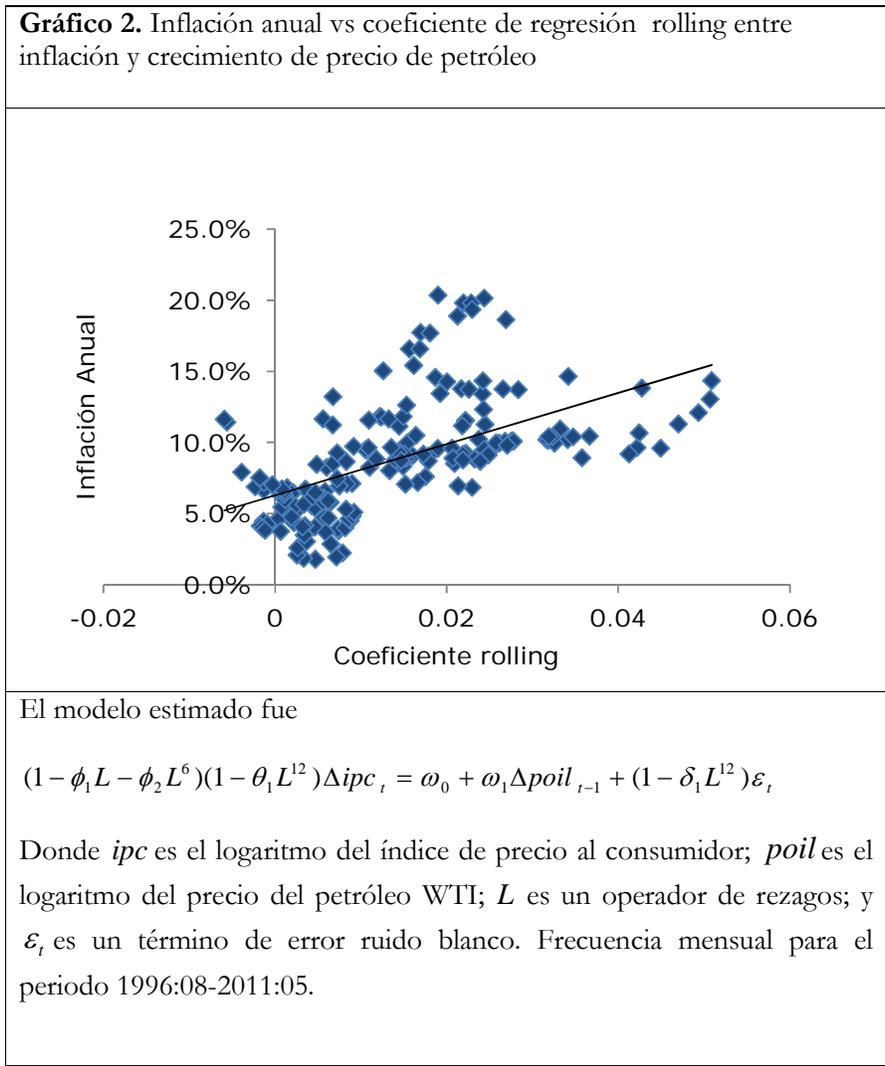


En adición a lo anterior, hay alguna evidencia que muestra que el efecto del precio del petróleo sobre inflación es dependiente de los estados en que se encuentra ésta; así, en periodos donde la inflación es alta, un incremento en los precios externos tiene un efecto mayor sobre la inflación, que el que se observaría si la inflación estuviera en un estado de

<sup>1</sup> El BCN podría disminuir la tasa de deslizamiento ante un choque adverso de precios externos para mitigar el impacto en precios domésticos, sin embargo, elementos de economía política, tales como los ganadores y perdedores del cambio en la tasa de deslizamiento; temas de carácter fiscal; comunicación del cambio en la política; y alcance de la política misma (el tope de reducción es 5%); entre otros, disminuyen la oportunidad, viabilidad y alcance de cambios en la tasa de deslizamiento.

relativa estabilidad, de tal forma que la inflación y el precio del petróleo tienen una relación no lineal. La observación anterior se muestra en el gráfico 2, donde se relaciona la tasa de inflación con el coeficiente de una regresión de ventanas móviles con tamaño de treinta meses entre inflación y crecimiento de precio de petróleo. Se observa que a mayor nivel de la tasa de inflación, mayor es el impacto del precio del petróleo sobre precios domésticos.

Esta asimetría podría estar fundamentada en el hecho de que una inflación más alta genera más incertidumbre inflacionaria, lo cual provoca que los agentes traspasen en mayor medida el incremento de costos relacionado al petróleo en un ambiente de inflación alta, dado que no pueden distinguir el carácter relativo de su movimiento, ni tampoco el grado de permanencia del mismo.



Esta relación no lineal entre petróleo e inflación tiene importantes implicaciones en términos de las estrategias de política monetaria, ya que sugerirían que si la autoridad monetaria anticipa un choque de precios de petróleo con suficiente antelación, podría

tomar acciones inmediatas para conducir a la inflación en una senda baja antes de que ocurra el choque, de tal manera de mitigar el impacto de éste una vez que se presente. Asimismo, sugiere que la estrategia de comunicación del BCN en términos de buscar que las expectativas se anclen al tipo de cambio, debe ser más agresiva cuando estamos en un período de alta inflación en presencia de un choque adverso en precios externos. Esto último incluiría anunciar una inflación menor a la proyectada, tomar medidas tales como anunciar subidas en la tasa de encaje, acciones del gobierno en combate a la inflación y ser más agresivo con la política de OMA, entre otras.

A la luz de la evidencia mencionada, en este trabajo se examina el impacto asimétrico del precio del petróleo sobre la inflación en Nicaragua, mediante la aplicación de un modelo autorregresivo de transición suave (STAR), utilizando datos mensuales para el período 1994:01-2011:05.

Los resultados muestran que el impacto del petróleo sobre la inflación en Nicaragua depende del estado (régimen) en que se encuentre la inflación. Así, cuando la inflación se encuentra en un régimen de inflación baja- inflación mensual y anual menor a 0.85 y 10.6 por ciento, respectivamente-, el impacto del precio del petróleo sobre inflación es casi 2.5 veces menor al observado cuando la inflación está en un régimen de inflación alta. Además se encuentra que el cambio entre un régimen y otro se da de forma brusca.

El trabajo está organizado de la siguiente manera: después de la presente introducción, en la parte II se describen los modelos STAR y el procedimiento a seguir para estimar la no linealidad entre inflación y precio del petróleo; en la parte IV se muestran los principales resultados de las estimaciones; y por último en la parte V se presentan las conclusiones.

## **II. Modelos Autorregresivos de Transición Suave STAR**

### **II.1 Modelos STAR**

Diversos estudios sobre la capacidad de pronósticos de modelos univariantes han mostrado que hay ganancias en precisión cuando se incorporan especificaciones no linealidades entre las variables bajo estudio, dado que en general las variables están sujetas a cambios de régimen o cambios abruptos en su dinámica, lo cual impacta la correlación de las mismas (Hansen, 2000). Trabajos como los de Arango y González (1998), Weise (1999) y Munir y Melo (1999), estudian este tipo de relaciones para el caso de inflación, encontrando que la inflación tiene una relación no lineal con algunos de sus fundamentos.

Una forma de capturar estas no linealidades es a través de los modelos tipo STAR desarrollados por Terasvirta y Anderson (1992). Estos modelos corresponden a una gama de modelos no lineales donde se supone que el proceso generador de datos de la serie ( $Y_t$ ) oscila de forma suave entre dos regímenes extremos, específicamente:

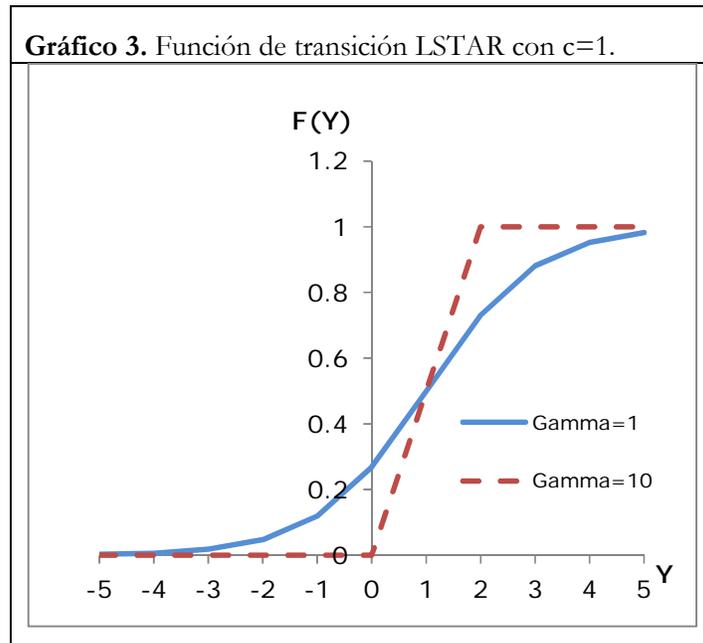
$$(1) Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \left( \beta_0 + \sum_{j=0}^q Y_{t-j} \right) F(Y_{t-d}) + \varepsilon_t$$

donde  $\varepsilon_t \xrightarrow{iid} (0, \sigma_\varepsilon^2)$  y  $F(Y_{t-d})$  es una función no lineal de  $Y_{t-d}$  que toma valores entre 0 y 1, denominada función de transición. Los dos modelos más comunes suponen las siguientes funciones:

$$(2) \text{ Modelo LSTAR } F(Y_{t-d}) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(Y_{t-d}-c)}} \quad \gamma > 0$$

Donde  $F(Y_{t-d})$  es una función monótona creciente de la variable de transición  $Y_{t-d}$ , limitada entre los valores 0 y 1. Si  $Y_{t-d} = c \Rightarrow F(Y_{t-d}) = 0.5$ , de tal forma que el parámetro  $c$  representa el punto de transición entre los dos régimen extremos con  $\lim_{Y_{t-d} \rightarrow -\infty} F(Y_{t-d}) = 0$  y  $\lim_{Y_{t-d} \rightarrow \infty} F(Y_{t-d}) = 1$ . La restricción  $\gamma > 0$  es una restricción de identificación e indica cuan rápidamente se da la transición de  $F(Y_{t-d})$  entre 0 y 1, si  $\gamma = 0$ , entonces estaríamos en presencia de un modelo lineal. Así, entre más bajo es  $\gamma$ , más lenta se da la transición entre un régimen y otro.

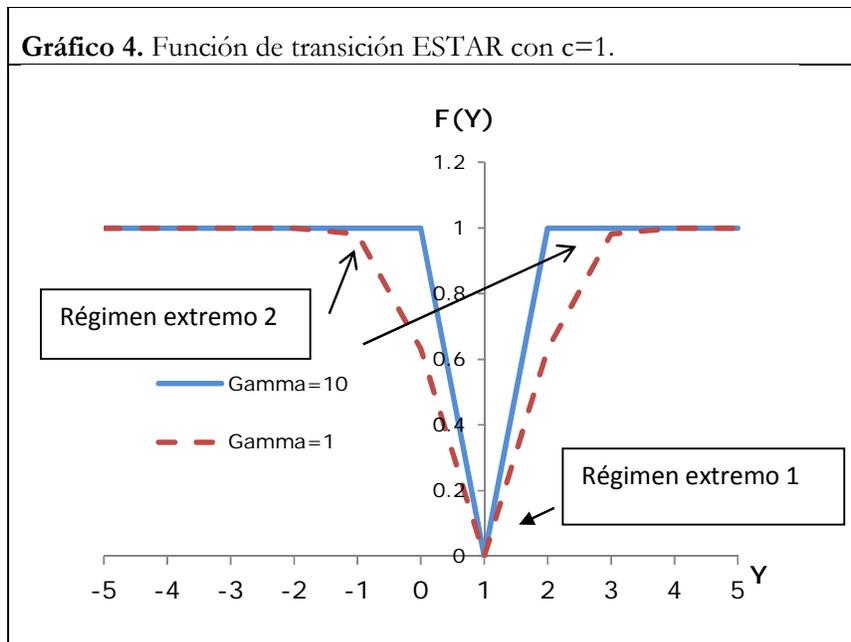
En la gráfico 3 se presenta la función de transición  $F(Y_{t-d})$ , con  $c=1$  y  $\gamma = 1$ ;  $\gamma = 10$ .



$$(3) \text{ Modelo ESTAR } F(Y_{t-d}) = 1 - e^{-\gamma(Y_{t-d}-c)^2} \quad \gamma > 0$$

Donde  $F(Y_{t-d})$  es una función no monótona de la variable de transición  $Y_{t-d}$  y simétrica alrededor de  $c$ . Esta tipo de especificación es deseable cuando se busca que pequeños valores absolutos de la variable de transición estén relacionados a bajos valores de la

función de transición. En la gráfico 4 se presenta la función de transición  $F(Y_{t-d})$ , con  $c=1$  y  $\gamma=1; \gamma=10$ .



Para los dos tipos mencionados de modelos STAR la transición entre los dos regímenes extremos se realiza suavemente dependiendo de los valores de  $Y_{t-d}$  a través de  $F(Y_{t-d})$ , sin embargo la transición funciona de forma diferente. En los modelos LSTAR se tienen diferentes dinámicas locales de regímenes extremos para valores bajos o altos de  $Y_{t-d}$  (gráficos 3). En contraste en los modelos ESTAR la dinámica local es la misma para valores bajos o altos de  $Y_{t-d}$  (régimen extremo 2, gráfica 4), mientras que para los valores cercanos a  $c$  se tiene la dinámica del otro régimen extremo (régimen extremo 1, gráfica 4).

Al compararlos con otros modelos que tratan de capturar dinámicas de cambios de régimen, los modelos STAR presentan las ventajas de que son localmente lineales, relativamente sencillos de interpretar y adicionalmente son más generales que aquellos modelos que suponen un número finito de regímenes o estados de la economía.

## II.2 Estimación Modelos STAR

Para la modelación de los procesos STAR se consideró la estrategia sugerida por Teräsvirta (1994) y Eitrheim y Teräsvirta (1996), la cual consiste en un estimación en tres etapas: especificación, estimación y diagnóstico o evaluación del modelo<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> Antes de proceder a realizar las estimaciones se deben transformar las variables para conseguir estacionariedad.

La primera etapa consiste en realizar una prueba de linealidad donde en la hipótesis alterna se tiene un proceso no lineal tipo STAR. Esta etapa es importante, ya que la estimación del modelo parte del supuesto de que las variables presentan una relación no lineal, si no es este el caso, no tiene sentido aplicar este tipo de modelos.

Para realizar esta prueba se estima la siguiente ecuación

$$(4) \quad Y_t = \beta_{10} + \sum_{l=1}^s \beta_{1l} Y_{t-l} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} Y_{t-i} Y_{t-d} + \sum_{j=1}^q \beta_{3j} Y_{t-j} Y_{t-d}^2 + \sum_{k=1}^r \beta_{4k} Y_{t-k} Y_{t-d}^3 + \varepsilon_t$$

y se prueba la siguiente hipótesis nula de linealidad  $H_0 = \beta_{2i} = \beta_{3i} = \beta_{4i} = 0 \quad \forall i$ , mediante pruebas de multiplicadores de Lagrange. Si la hipótesis es no rechazada, entonces el modelo es lineal y el modelo se estimaría de forma estándar; en cambio si la hipótesis se rechaza, se procede a identificar qué tipo de modelo STAR se ajusta mejor a los datos.

En este paso se supone que el rezago  $d$  asociado con la variable de transición  $Y_{t-d}$  es conocido. Teräsvirta propone que para seleccionarlo se realice esta prueba de linealidad para varios rezagos y se seleccione  $d$  como el rezago con el cual se rechaza el test con el menor p-value, si ninguno de los p-values es suficientemente pequeño la linealidad no es rechazada.

Una vez se ha rechazado la linealidad del proceso que genera la serie, el siguiente paso es escoger entre los modelos ESTAR y LSTAR, para ello se realizan tres pruebas (F2, F3 y F4), si el menor p-value ocurre con la prueba F3 se selecciona un modelo ESTAR, de lo contrario se escoge un modelo LSTAR.

Específicamente, se prueban las siguientes hipótesis sobre el modelo (4):

- (5)  $F_4 \quad H_0 = \beta_{4i} = 0 \quad \forall i$
- (6)  $F_3 \quad H_0 = \beta_{3i} = 0 / \beta_{4i} = 0 \quad \forall i$
- (7)  $F_2 \quad H_0 = \beta_{2i} = 0 / \beta_{3i} = \beta_{4i} = 0 \quad \forall i$

La siguiente etapa de la modelización corresponde a la estimación del modelo, esta es realizada por máxima verosimilitud, pero debido a las no-linealidades en la función de verosimilitud esta es efectuada utilizando algoritmos numéricos de optimización. Para lograr que los parámetros estimados sean consistentes, se debe verificar al menos que no haya autocorrelación en los residuos del modelo (Eitrheim y Teräsvirta, 1996).

### III. Resultados

En esta sección se describen los datos utilizados y los resultados de las estimaciones, aplicando la estrategia sugerida por Teräsvirta (1994) y Eitrheim y Teräsvirta (1996).

### III.1 Datos utilizados

Los datos utilizados en las estimaciones son el IPC base 1994, el precio del petróleo WTI en dólares, el tipo de cambio promedio nominal de venta mensual del mercado de cambios, y el índice de precios de alimentos publicados por el FMI. Todos los datos están en frecuencia mensual para el periodo 1994:01-2011:05. La escogencia de estas variables se debió a que fueron las que resultaron significativas de varias especificaciones estimadas y a que su signo está en línea con la teoría. Asimismo, se usa la variación mensual de las series, para lograr estacionariedad en las variables, evitando así inconsistencias en los parámetros estimados.

### III.2 Pruebas de no linealidad en las series

El primer paso en el proceso de estimación sugerido por Teräsvirta (1994) consiste en probar la linealidad versus una especificación de tipo STAR. La manera de llevar a cabo esta prueba de hipótesis, consiste en estimar inicialmente un modelo autorregresivo (AR) lineal sobre cada una de las series estacionarias. Dado que queremos examinar si existen efectos asimétricos del precio del petróleo sobre la inflación, dependiendo del régimen en que se encuentre la inflación y controlando por otras variables que afectan la inflación, la variable de transición en el modelo es la inflación misma de tal forma que la especificación de la ecuación (4) es:

$$(8)$$

$$\begin{aligned} \Delta ipc_t = & \beta_{10} + \sum_{i=1}^s \beta_{1i} \Delta ipc_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta ipc_{t-i} \Delta ipc_{t-d} + \sum_{j=1}^q \beta_{3i} \Delta ipc_{t-i} \Delta ipc_{t-d}^2 + \sum_{k=1}^r \beta_{4i} \Delta ipc_{t-i} \Delta ipc_{t-d}^3 \\ & + \sum_{l=1}^s \beta_{5i} \Delta poil_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{6i} \Delta poil_{t-i} \Delta ipc_{t-d} + \sum_{j=1}^q \beta_{7i} \Delta poil_{t-i} \Delta ipc_{t-d}^2 + \sum_{k=1}^r \beta_{8i} \Delta poil_{t-i} \Delta ipc_{t-d}^3 \\ & + \sum_{l=1}^s \beta_{9i} \Delta alm_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{10i} \Delta alm_{t-i} \Delta ipc_{t-d} + \sum_{j=1}^q \beta_{11i} \Delta alm_{t-i} \Delta ipc_{t-d}^2 + \sum_{k=1}^r \beta_{12i} \Delta alm_{t-i} \Delta ipc_{t-d}^3 \\ & + \sum_{l=1}^s \beta_{13i} \Delta tc_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{14i} \Delta tc_{t-i} \Delta ipc_{t-d} + \sum_{j=1}^q \beta_{15i} \Delta tc_{t-i} \Delta ipc_{t-d}^2 + \sum_{k=1}^r \beta_{16i} \Delta tc_{t-i} \Delta ipc_{t-d}^3 + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Donde donde  $ipc$  es el logaritmo del índice de precio al consumidor base 1994;  $poil$  es el logaritmo del precio del petróleo WTI;  $alm$  es el logaritmo del índice de precios de alimentos del FMI;  $tc$  es el logaritmo del tipo de cambio promedio de venta;  $\Delta$  indica la variación mensual de la serie; y  $\varepsilon_t$  es un término de error ruido blanco. Bajo la hipótesis nula el modelo lineal AR es adecuado, mientras que la hipótesis alterna indica que se tiene un modelo no lineal tipo STAR.

Dado que no se conoce el rezago  $d$  asociado con la variable de transición  $ipc_{t-d}$ , éste se selecciona mediante una prueba de búsqueda para varios rezagos y se seleccione  $d$  como el rezago con el cual se rechaza el test con el menor p-value, si ninguno de los p-values es suficientemente pequeño la linealidad no es rechazada. Para la prueba de búsqueda se utiliza como máximo rezago doce meses dados el tamaño de la muestra y la cantidad de

parámetros a estimar. Adicionalmente se utiliza un rezago para cada variable independiente para evitar la pérdida de muchos grados de libertad.

Por último, con el objetivo de enriquecer el estudio de las posibles no linealidades entre inflación y precios externos, se prueban como variables de transición el precio del petróleo y el precio de alimentos.

Los resultados presentados en la Tabla 1 para todas las variables analizadas muestran que la tasa de inflación es la única serie en la que se obtienen p-valores menores al 5%, siendo  $d=2$  el rezago con el p-value más bajo. Así la variable de transición a utilizar en el análisis será la tasa de inflación, lo cual está en línea con la hipótesis presentada al inicio del trabajo.

<b>Tabla 1. Prueba de no linealidad para inflación, precio petróleo y precio de alimentos (p-value)</b>			
<b>Rezago</b>	<b>Inflación</b>	<b>Petróleo</b>	<b>Alimentos</b>
Y(-1)	0.02	0.57	0.06
Y(-2)	0.00	0.82	1.00
Y(-3)	0.55	0.34	0.56
Y(-4)	0.00	0.94	0.25
Y(-5)	0.28	0.86	0.72
Y(-6)	0.04	0.31	0.78
Y(-7)	0.38	0.22	0.59
Y(-8)	0.40	0.11	0.32
Y(-9)	0.73	0.40	0.34
Y(-10)	0.33	0.54	0.15
Y(-11)	0.12	0.24	0.95
Y(-12)	0.11	0.34	0.85

### III.3 Modelo a utilizar

Una vez se ha rechazado la linealidad del proceso que genera la serie, el siguiente paso es escoger entre los modelos ESTAR y LSTAR, para ello se realizan las pruebas F2, F3 y F4; si el menor p-value ocurre con la prueba F3 se selecciona un modelo ESTAR, de lo contrario se escoge un modelo LSTAR<sup>3</sup>. Los resultados de la Tabla 2 muestran que el menor p-value para  $d=2$  se da en la prueba F4, por lo cual el modelo a escoger es el modelo LSTAR. El mismo comportamiento se da en todos los casos independientemente del tamaño del rezago.

---

<sup>3</sup> Mayor referencias de esta metodología pueden encontrarse en Teräsvirta (1994) y Eitrheim y Teräsvirta (1996).

**Tabla 2. Prueba de selección de modelos (p-value)**

Rezago	F2	F3	F4
Y(-1)	0.14	0.09	0.04
Y(-2)	0.04	0.70	0.00
Y(-3)	0.46	0.76	0.24
Y(-4)	0.86	0.34	0.00
Y(-5)	0.94	0.36	0.06
Y(-6)	0.01	0.23	0.75
Y(-7)	0.60	0.32	0.23
Y(-8)	0.91	0.79	0.05
Y(-9)	0.47	0.90	0.39
Y(-10)	0.23	0.35	0.46
Y(-11)	0.01	0.90	0.57
Y(-12)	0.02	0.73	0.34

### III.4 Resultados de la estimación

Una vez no rechazada la hipótesis de no lineal para la inflación y seleccionado el modelo a utilizar, el siguiente paso es estimar el modelo, utilizando algoritmos numéricos de optimización.

En la Tabla 3 se presentan los resultados del modelo estimado, observando lo siguiente:

- El punto de transición entre un régimen de inflación alta y baja se da para un valor  $c = 0.85$ ; esto es una inflación mensual de 0.85% (10.6% inflación acumulada anual). Así, el petróleo y el precio de alimentos tendrán un impacto menor sobre la inflación si esta se encuentra en un régimen de inflación bajo (inflación anual  $< 10.6\%$ ), que en un régimen de inflación alto (inflación anual  $> 10.6\%$ )
- El valor de gamma es relativamente alto ( $\gamma = 15.9$ ), lo cual indica que la transición entre ambos regímenes es no suave, de hecho el modelo se asemeja a uno de dos regímenes sin transición. Lo anterior indica que esperaríamos observar reacciones bruscas de la inflación ante cambios en el precio del petróleo una vez que este cambie de régimen.
- El coeficiente de impacto del petróleo sobre inflación en condiciones de inflación baja (inflación mensual  $< 0.85\%$ ) es cerca de 2.5 veces menor al que se observaría en un régimen de inflación alta (inflación mensual  $> 0.85\%$ ). Igual comportamiento sucede en el caso de precios de alimentos.
- El coeficiente de traspaso de tipo de cambio a precios es bajo (0.25) comparado a estimaciones realizadas en el BCN que los sitúan en más de 0.8 (Bello, 2007).

**Tabla 3. Modelo Estimado**

Dependent Variable: @PCH(IPC)*100				
Method: Least Squares				
Date: 06/26/11 Time: 14:46				
Sample (adjusted): 1994M09 2011M05				
Included observations: 201 after adjustments				
Convergence achieved after 11 iterations				
$\begin{aligned} @PCH(IPC)*100 = & C(1) + C(2)*@PCH(IPC(-1))*100+C(100) \\ & *@PCH(IPC(-2))*100+C(3)*@PCH(POIL(-))*100+C(101) \\ & *@PCH(TC(-1))*100+ C(4)*@PCH(alm(-1))*100+C(14) \\ & *@SEAS(3) + C(15)*@SEAS(7) + C(16)*@SEAS(8) + C(17) \\ & *@SEAS(10) + C(18)*D9811+(C(20)*@PCH(POIL(-6))*100 \\ & +C(21)*@PCH(IPC(-7))*100+C(8)*@PCH(alm(-4))*100 \\ & *(1+EXP(-C(22)/0.92*(@PCH(IPC(-2))*100-C(23))))^{(-1)} \end{aligned}$				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.43	0.10	4.50	0.00
C(2)	0.36	0.06	6.24	0.00
C(100)	-0.29	0.06	-4.61	0.00
C(3)	0.01	0.01	2.27	0.02
C(101)	0.25	0.11	2.40	0.02
C(4)	0.02	0.02	1.59	0.11
C(14)	-0.37	0.17	-2.17	0.03
C(15)	-0.48	0.18	-2.65	0.01
C(16)	-0.61	0.17	-3.62	0.00
C(17)	0.53	0.17	3.11	0.00
C(18)	4.46	0.64	6.92	0.00
C(20)	0.02	0.01	1.77	0.08
C(21)	0.27	0.08	3.32	0.00
C(8)	0.09	0.03	3.07	0.00
C(22)	15.6	627.85	0.21	0.83
C(23)	0.85	0.04	17.39	0.00
R-squared	0.52	Mean dependent var		0.73
Adjusted R-squared	0.48	S.D. dependent var		0.88
S.E. of regression	0.63	Akaike info criterion		1.99
Sum squared resid	73.22	Schwarz criterion		2.25
Log likelihood	-183.72	Durbin-Watson stat		2.00

Pruebas de autocorrelación sobre los errores se presentan en el anexo, las cuales indican ausencia de correlación en los mismos.

#### IV. Conclusiones

En este trabajo se encontró una relación no lineal entre la inflación y el precio del petróleo, la cual depende de régimen en que se encuentre la inflación. Cuando la inflación se encuentra en un régimen alto (inflación anual  $>10.6\%$ ), el precio del petróleo tiene un impacto 2.5 veces mayor al observado en un régimen de inflación baja. Similar resultado se observa para los precios de los alimentos.

Asimismo, la transición entre un régimen a otro se presenta de forma brusca, lo cual puede quitar margen de tiempo a la autoridad monetaria para reaccionar a los choques en precios externos.

Esta asimetría podría estar fundamentada en el hecho de que una inflación más alta genera más incertidumbre inflacionaria, lo cual provoca que los agentes traspasen en mayor medida el incremento de costos relacionado al petróleo, dado que no pueden distinguir el carácter relativo de su movimiento, ni tampoco el grado de permanencia del mismo.

Estos hallazgos tienen implicaciones importantes en términos de manejo de la política monetaria, ya que sugerirían que si la autoridad monetaria anticipa un choque de precios de petróleo con suficiente antelación, podría tomar acciones inmediatas para conducir a la inflación en una senda baja, de tal manera de mitigar el impacto del choque una vez que éste se presente. Asimismo, sugiere que la estrategia de comunicación del BCN en términos de buscar que las expectativas se anclen al tipo de cambio, debe ser más agresiva cuando estamos en un período de alta inflación en presencia de un choque adverso en precios externos. Esto último incluiría anunciar una inflación menor a la proyectada, tomar medidas tales como anunciar subidas en la tasa de encaje y ser más agresivo con la política de OMA, entre otras.

Por último, la rapidez de cambio de régimen devela la necesidad de dar seguimiento continuo a la evolución de precios externos y al nivel de inflación misma, para anticipar cambios repentinos en inflación.

El siguiente paso es evaluar la capacidad de pronóstico de este modelo y examinar linealidades en otras variables, principalmente la brecha de producto. Asimismo hay que tomar con reservas el tamaño de los coeficientes de impacto del petróleo sobre inflación, ya que estos son bajos comparados a otros modelos estimados en el BCN. En el modelo se encuentra un coeficiente de impacto en un régimen de inflación alta de 0.038, mientras que otros modelos en el BCN indican un coeficiente cercano a 0.06.

## V. Bibliografía

Arango, L. y A. González (1998). *Some Evidence of Smooth Transition Nonlinearity in Colombian Inflation*. Borradores de Economía No. 105, Banco de la República.

Diebold, F.X. y R. Mariano. (1995). *Comparing Predictive Accuracy*. Journal of Business and Economic Statistics, 13, pp. 253-263.

Eitrheim, O and T. Teräsvirta (1996). *Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models*. Journal of Econometrics, 74, 59-75.

Gamez y Bello (2007). *Inflación e Incertidumbre Inflacionaria en Nicaragua, una Aplicación Usando un Modelo E-GARCH*. Revista Monetaria del CEMLA, Vol. XXX N°3, 2007.

Hansen, B.E. (2000), *Sample Splitting and Threshold Estimation*. Econometrica, Vol.68(3), pp. 575-603.

Munir A. y Fernando Melo (1999). *Una relación no lineal entre inflación y los medios de pago*. Documento de Trabajo, Banco de la República.

Oknan Bello (2010). *Combinación de pronósticos de inflación en Nicaragua*. Revista Monetaria del CEMLA, Vol. XXXIII N° 1, 2010.

Taylor, M.P., Peel D.A. (2000). *Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals*. Journal of International Money and Finance 19, 33-53.

Teräsvirta, T. y H.M. Anderson, (1992). *Characterizing Nonlinearities in Business Cycles using Smooth Transition Autoregressive Models*. Journal of Applied Econometrics, Vol. 7, pp. 119-136.

Teräsvirta, T., (1994). *Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models*. Journal of the American Statistical Association. Vol. 89, 425, pp. 208-218.

Teräsvirta, T. (1998 ). *Modelling economic relationships with smooth transition regressions*. In A. Ullah and D. E. A. Giles (eds) . Handbook of Applied Economic Statistics. Dekker, New York, pp. 507-552.

Weise, C.L., (1999). *The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach*. Journal of Money Credit, and Banking 31 (1), 85-108.

**ANEXO**

**Tabla 4. Correlograma de los residuos**

Date: 07/03/11 Time: 20:10  
Sample: 1994M09 2011M05  
Included observations: 201

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.007	0.007	0.0088	0.925
		2 -0.032	-0.032	0.2182	0.897
		3 0.009	0.010	0.2354	0.972
		4 0.116	0.115	3.0313	0.553
		5 0.004	0.003	3.0344	0.695
		6 0.100	0.109	5.1447	0.525
		7 -0.029	-0.033	5.3260	0.620
		8 0.041	0.036	5.6835	0.683
		9 0.145	0.143	10.123	0.341
		10 -0.051	-0.078	10.679	0.383
		11 0.091	0.116	12.439	0.332
		12 0.081	0.055	13.867	0.309
		13 -0.094	-0.123	15.771	0.262
		14 -0.061	-0.044	16.594	0.278
		15 0.059	-0.001	17.358	0.298
		16 0.014	0.014	17.404	0.360
		17 -0.045	-0.056	17.852	0.398
		18 0.031	0.022	18.072	0.451
		19 -0.066	-0.045	19.056	0.453
		20 -0.043	-0.085	19.480	0.491
		21 0.007	0.011	19.492	0.554