

# Borradores de ECONOMÍA

Impactos de los fenómenos climáticos sobre el precio de los alimentos en Colombia

Por: Davinson Stev Abril Salcedo,  
Luis Fernando Melo Velandía,  
Daniel Parra Amado



Núm. 902  
2015



otá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia



# IMPACTOS DE LOS FENÓMENOS CLIMÁTICOS SOBRE EL PRECIO DE LOS ALIMENTOS EN COLOMBIA

**DAVINSON STEV ABRIL SALCEDO**

(dsabrils@unal.edu.co)

**LUIS FERNANDO MELO VELANDIA**

(lmelevel@banrep.gov.co)

**DANIEL PARRA AMADO**

(dparraam@banrep.gov.co)

BANCO DE LA REPÚBLICA

**RESUMEN.** En este documento se estima el impacto de los fenómenos climáticos sobre el crecimiento de la inflación de alimentos. Para ello se utiliza funciones de impulso respuesta generalizadas de un modelo no lineal de transición suave para la inflación de alimentos y las anomalías del índice de la temperatura superficial del mar 3.4 (ENSO). Este análisis se realiza para el periodo mensual comprendido entre junio de 1955 y mayo de 2015. Los resultados obtenidos indican que estos choques son transitorios y asimétricos. En particular, un choque positivo y fuerte sobre ENSO tiene un efecto significativo sobre el crecimiento de la inflación de alimentos y la incrementa en 72,5 y 100 puntos básicos en el cuarto y quinto mes después de la perturbación, respectivamente.

*Palabras Clave.* Fenómenos climáticos, modelos no lineales de transición suave, precios de alimentos.

*Clasificación JEL.* C22, C50, E31.

## ABSTRACT

This paper estimates the impacts of weather conditions on Colombian food inflation growth. We use generalized impulse response functions for a smooth transition non-linear model that includes food inflation and the sea surface temperature index (SST v3.4). In this study, the data were obtained from the monthly period between June 1995 and May 2015. The results suggest that the weather shocks

---

*Date:* 26 de enero de 2016.

\* Los autores son, en su orden, Estudiante de Maestría en Estadística de la Universidad Nacional, Econometrista Principal de la Unidad de Econometría y Profesional Experto del Departamento de Programación e Inflación del Banco de la República. Los resultados y opiniones son responsabilidad exclusiva de los autores y su contenido no compromete al Banco de la República ni a su junta directiva. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Carlos Gustavo Cano, Edgar Caicedo y de dos evaluadores anónimos, e igualmente dan las gracias por la colaboración de Santiago Aldana.

are transitory and asymmetric. In particular, a strong and positive shock has a significant effect on the food inflation growth and produces a 72,5 and 100 bases points increment four and five months later, respectively.

*Key words.* Weather anomalies, non-linear smooth transition models, food prices index.

*JEL codes.* C22, C50, E31.

## 1. INTRODUCCIÓN

El clima es una variable que ha impactado de diversas formas la historia de la humanidad. Los cambios climáticos han generado efectos en ámbitos sociales y económicos, en la producción y en la salud pública, en especial ante la presencia de eventos adversos. Existen muchos fenómenos climáticos que pueden afectar diversos aspectos de la sociedad en un momento determinado, en este trabajo se aborda en particular el fenómeno de *El Niño* y el de *La Niña*, siendo el primero el que concentra la mayor atención de la literatura académica. Ambos son eventos de naturaleza oceánica y atmosférica que afectan principalmente la región del océano Pacífico ecuatorial, cuyas manifestaciones surgen a través de variaciones anómalas de la presión atmosférica (Oscilación del Sur) y de la temperatura en la superficie del mar (*El Niño* en la fase cálida o *La Niña* en la fase fría) en el océano Pacífico. En general, este fenómeno es conocido como *El Niño Southern Oscillation* (ENSO).

Para el seguimiento periódico del ENSO, se utilizan usualmente indicadores como el índice de oscilación del Sur (SOI- *The Southern Oscillation Index*) y el índice de temperatura superficial del mar (SST- *Sea Surface Temperature*)<sup>1</sup>, los cuales se describirán brevemente en la siguiente sección. Durante un episodio de *El Niño*, la contracorriente ecuatorial se acentúa y produce que la temperatura máxima superficial del mar que había en la zona occidental del Pacífico se desplace gradualmente hacia el Este y, alrededor de seis meses después, alcance la costa de América del Sur. Para ello se pueden monitorear los diversos indicadores antes mencionados, con la salvedad de que no existe una única medida oficial para identificar el ciclo del ENSO en un momento determinado del tiempo.

Cuando las anomalías son extremas puede provocar alteraciones en la circulación marina y atmosférica a escala global que pueden intensificar el desarrollo de precipitaciones torrenciales. Esto a su vez puede conllevar inundaciones, avalanchas, tormentas y ciclones tropicales, como también a sequías que terminan afectando a más de la mitad del planeta Tierra (Wang [2002]). Así, estos fenómenos generan alteraciones significativas en diversos tipos de ecosistemas tanto terrestres como marinos. En el caso de *El Niño*, de acuerdo a instituciones internacionales como la NOAA<sup>2</sup>, se estima que su duración promedio está alrededor de doce meses, con eventos desde los siete meses hasta más de

<sup>1</sup>Un caso particular de la familia de indicadores SST, es el índice oceánico El Niño (ONI- *The Oceanic Niño Index*).

<sup>2</sup>The National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA).

treinta meses. Aunque el calentamiento del mar por dicho fenómeno es recurrente, no es periódico y, en términos generales, se presenta cada dos a siete años (Gráfico 6 y Cuadro 3 del Apéndice A).

Davis [2002] analiza algunos de dichos eventos extremos, los cuales provocaron fuertes sequías globales de los años 1876 – 1878, 1888 – 1891 y 1896 – 1902 relacionadas con el fenómeno climático de *El Niño*. El estudio encuentra que las consecuencias del colonialismo y la introducción del capitalismo junto con las condiciones climáticas en India, China, Brasil, Etiopía, Corea y Vietnam contribuyeron a incrementar la pobreza del campesinado en dichos periodos, que a su vez generaron hambrunas y la muerte de millones de personas<sup>3</sup>. Algo similar se aprecia en la recopilación de estudios del libro de Grove and Chappell [2000], donde se describen una cronología de eventos climáticos de *El Niño* y estudia sus consecuencias a nivel de la salud pública y las secuelas epidemiológicas en algunos países del Este Asiático, sequías y hambrunas en Nueva Guinea (1997 – 1998), e impactos en la productividad agrícola en la India, entre otros.

En Colombia, dichos fenómenos también afectan significativamente el medio ambiente y el ciclo hidrológico (Restrepo and Kjerfve [2000]). En particular, *El Niño* de 1997 – 1998 ocasionó condiciones de sequía que dominaron en cerca del 90 % del territorio colombiano, y numerosos ríos presentaron una disminución de los caudales en relación con los promedios mensuales multi-anales con record histórico de los últimos 50 años (CAF [2000]). En el caso colombiano el análisis del ENSO se complica ya que su impacto no es fácil de predecir por diversas razones: i) los efectos climáticos dependen principalmente de la extensión, intensidad y duración de las anomalías en el océano y la atmósfera (las cuáles varían para cada evento del ENSO) y ii) los planes de contingencia del gobierno para moderar los impactos socioeconómicos en una región particular.

Puertas and Carvajal [2008] encontraron que para el caso colombiano, *El Niño* se caracteriza por el incremento del (SST) y una reducción del (SOI); de igual manera concluye que para el centro, norte y occidente del país este fenómeno ocasiona la disminución en la precipitación e incrementa la temperatura del aire. Durante *La Niña* ocurre lo contrario. Así mismo, la evidencia estadística del estudio

---

<sup>3</sup>El autor estima que la cifra de muertos de hambre durante el período de 26 años de estudio fue de entre 30 y 60 millones de personas.

sugiere que el ENSO tiene mayor incidencia sobre la variabilidad intra-anual de la precipitación y la temperatura media del aire, principalmente en el trimestre determinado por los meses diciembre-enero-febrero<sup>4</sup>.

Los efectos de dichos fenómenos climáticos también resultan perjudiciales a nivel macroeconómico, ya sea a través del impacto en los precios o en la actividad económica. Desde el punto de vista de la inflación, objeto del presente estudio, las menores precipitaciones producidas por *El Niño* generan una reducción de la oferta agrícola, que a su vez repercuten la dinámica de los precios de los alimentos al alza de forma transitoria. Esto ocurre principalmente cuando la incidencia de *El Niño* es fuerte ya que el impacto es limitado en eventos moderados o débiles del fenómeno.

Por otra parte, aunque el presente estudio se concentra únicamente en los efectos sobre la inflación, también existen otros impactos sobre la actividad económica. Por ejemplo, una caída en los niveles de embalses y represas disminuye la generación de energía eléctrica e incrementa las tarifas. Adicionalmente, en un entorno de condiciones climáticas desfavorables se puede observar una reducción de los volúmenes de pesca marítima y de transporte de carga a través de ríos. En general, los efectos climáticos principalmente recaerían sobre el sector agrícola ya que lo anterior se refleja en una caída de la productividad de las tierras.

De acuerdo a MinAgricultura [2006], se estima que ante la presencia de dicho fenómeno el rendimiento agrícola se reduce alrededor del 5 %, donde los cultivos permanentes (5,5 %) son más impactados que los transitorios (4,4 %). Caicedo [2007] analiza las series históricas de los precios y encuentra que *El Niño* genera aumentos significativos en los precios de los alimentos, especialmente en los perecederos. Asimismo, muestra que en presencia de *El Niño*, los alimentos explicaron en promedio el 30,6 % de la inflación total causada en dichos años y que los efectos sobre los aumentos en los precios tienden a concentrarse esencialmente en la primera mitad del año.

---

<sup>4</sup>En Colombia, la precipitación intraanual presenta dos regímenes: i) Bimodal en la zona andina, cuyos trimestres diciembre-enero-febrero y junio-julio-agosto son de baja pluviosidad, frente a marzo-abril-mayo y septiembre-octubre-noviembre que son de alta pluviosidad, y ii) Unimodal la parte oriental. En la región andina se presentan diversos pisos térmicos y en promedio por cada 100 metros sobre el nivel del mar disminuye la temperatura en 0,625 Grados Celsius (GC), mientras que en el resto del país la temperatura promedio oscila entre 24 GC y 30 GC. [Pabón et-al., 2001]

El interés en la medición del impacto de dicho fenómeno sobre variables económicas ha crecido a nivel internacional en la última década. Brunner [2002] examina el efecto del ENSO sobre los precios y la actividad a nivel global, concentrándose en el crecimiento conjunto de la inflación y el PIB de los países del *G7* y de los precios mundiales de bienes básicos (*commodities*). Entre los resultados más sobresalientes, el autor encontró que ante un choque positivo de una desviación estándar en el ENSO, medido a través del indicador SOI<sup>5</sup>, se genera un incremento en la inflación real de los bienes básicos entre 3,5 % y 4 % que a su vez explica alrededor del 20 % de los movimientos de dichos precios en el periodo de estudio. En términos de la inflación y crecimiento de PIB, la evidencia estadística sugiere que el ENSO explica aproximadamente entre el 10 % y el 20 % de la variabilidad de dichas series para los países del *G7*.

A diferencia de Brunner [2002] que examina un agregado de las tasas de crecimiento y la inflación de los países desarrollados del *G7*, Laosuthi and Selover [2007] estudian los efectos de *El Niño* en distintos países, especialmente en los países en desarrollo más vulnerables al fenómeno. Entre los resultados más sobresalientes del trabajo se encuentra que: i) los efectos de los episodios de *El Niño* pueden ser relativamente pequeños de acuerdo al tamaño de las economías<sup>6</sup> y ii) el conocimiento del fenómeno ha permitido a los países prepararse y responder de mejor manera a sus efectos negativos<sup>7</sup>. Otros estudios que se destacan son los de Berry and Okulicz-Kozaryn [2008] y Chimeli et~al. [2008]. EL primero evaluó la coordinación de los ciclos climáticos y las variables macroeconómicas (inflación y PIB) encontrando que no hay prociclicidad para el caso de Estados Unidos (EEUU), así el autor concluye que a pesar de que pueden existir efectos locales, estos desaparecen con la persistencia de las tendencias macroeconómicas de una economía tan grande y compleja como la de los EEUU<sup>8</sup>. El segundo investigó la relación entre las anomalías en el clima y la actividad agrícola del maíz en Brasil

---

<sup>5</sup>The Southern Oscillation Index.

<sup>6</sup>Cuando la participación de los sectores agrícola y de pesca de la economía es bajo, entonces dichos países son menos vulnerables a las fluctuaciones climáticas.

<sup>7</sup>Con el creciente conocimiento de la existencia del ENSO y los avances tecnológicos que permiten ampliar la capacidad de medir y predecir *El Niño*, algunos de los efectos negativos de ENSO podrían ser contrarrestados mediante respuestas de política apropiadas para el sector agrícola a través de la mejora de las estrategias de riego, almacenamiento de agua, la construcción y preparación de mecanismos de defensa frente a posibles incendios forestales, entre otros.

<sup>8</sup>El autor argumenta que los efectos negativos que el clima tiene sobre algunas actividades es contrarrestado por otras actividades como la industria manufacturera, los servicios financieros, entre otros. Así, a nivel agregado los choques del clima no son significativos para el PIB total o la inflación total del país.

encontrando una correlación negativa del ENSO con la producción de maíz y positiva con los precios.

Los estudios mencionados en los párrafos anteriores utilizaban modelos lineales para las estimaciones que no tenían en cuenta que el efecto de las anomalías climáticas también varía en el tiempo debido al cambio climático. Así, surge una literatura que trata de incorporar esto en el análisis mediante el modelamiento de no linealidades y asimetrías. Hall et~al. [2001] muestran cómo un modelo autorregresivo de transición suave logístico se ajusta mejor que un modelo autorregresivo lineal para describir los periodos de turbulencia climática observados en indicadores como el SOI, demostrando la existencia de una dinámica no lineal. Ubilava [2012b] investiga la dinámica potencialmente no lineal de la relación entre el precio de la soya y maíz aplicando modelos de transición suave (*Smooth Transition AutoRegression* (STAR)) sobre los precios de derivados financieros de dichos bienes. El modelo estimado demuestra la existencia de una dinámica no lineal, dando lugar a asimetrías en el ajuste al equilibrio a largo plazo de la relación del precio de la soya y el maíz.

Ubilava [2012a] utilizando la misma familia de modelos STAR incorporó al análisis el modelo multivariado (*Smooth Transition Vector Error Correction* (STVEC)) para modelar un sistema de cuatro precios de variedad de café y su interrelación con el ENSO. El estudio muestra que existen asimetrías generadas por el ENSO que se transmiten a los precios del café. El autor encuentra que debido a las diferencias existentes en la geografía de los países donde se producen las variedades de café, los eventos del ENSO tiende a afectar de manera diferente a los precios. Por ejemplo, un choque positivo del ENSO (fenómeno de *El Niño*) tiene un impacto positivo en los precios de la variedad Robusta pero negativo en la variedad Arábica. Adicionalmente, los efectos de *El Niño* y *La Niña* no son simétricos, y el impacto final de dichas asimetrías depende del régimen específico en el que se encuentre el ENSO.

Algo similar se aprecia en el trabajo de Ubilava and Holt [2013], donde los autores demuestran no linealidades entre los precios del aceite vegetal y el ENSO, en este caso los efectos de los choques sobre la dinámica del ENSO tienen impactos diferenciados sobre los precios del aceite vegetal dependiendo del régimen en el que se encuentre el ENSO. En general, el autor encuentra que las desviaciones positivas del ENSO (*El Niño*) resultan en el aumento de precio de aceite vegetal, mientras que las



desviaciones negativas (*La Niña*), dan como resultado la disminución de dichos precios.

Este documento realiza un aporte a la literatura colombiana al cuantificar los impactos del clima en la inflación de alimentos, lo que podría ser de utilidad para el Banco Central en la toma de decisiones de política. El presente estudio encontró que después de presentarse un choque en el clima (sea *El Niño* o *La Niña*), el crecimiento de la inflación de los alimentos reacciona significativamente en mayor medida entre cuatro y cinco meses después, y su respuesta es asimétrica, dependiendo del signo y tamaño del choque. Las estimaciones sugieren que los impactos de *El Niño* sobre la inflación de alimentos, dependiendo si es una fase fuerte o moderada del fenómeno, son aproximadamente de 100 puntos básicos (p.b.) y 65 (p.b.) para el quinto mes, respectivamente. Por su parte, en el caso de *La Niña* su impacto se sitúa entre  $-80$  (p.b.) y  $-55$  (p.b.).

Este escrito se divide en tres secciones adicionales. La primera describe la información utilizada para las estimaciones, la segunda enuncia la metodología propuesta para abordar la estimación de los efectos de los fenómenos climáticos en los precios de los alimentos en Colombia, la tercera muestra los resultados encontrados. Para finalizar, se presentan las principales conclusiones.

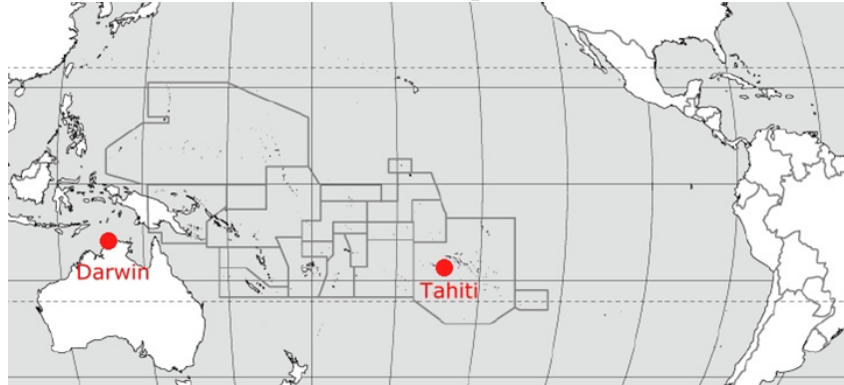
## 2. DESCRIPCIÓN DE LOS FENÓMENOS CLIMÁTICOS Y SU MEDICIÓN

Los fenómenos climáticos de *El Niño* y de *La Niña* se dan como resultado de fluctuaciones periódicas de la presión del aire en la atmósfera y de la temperatura superficial del mar. Para medir la primera se utiliza el índice de oscilación del Sur (SOI) mientras que para la segunda se recurre al índice de temperatura superficial del mar (SST).

### **El índice de oscilación del Sur (SOI):**

Los cambios en la circulación de los vientos Alisios debidos a perturbaciones de la dinámica atmosférica relacionados con cambios en los sistemas de presión a nivel del mar se conoce como Oscilación Sur. El Índice de Oscilación del Sur (SOI) es un índice estandarizado con base en las diferencias observadas en la presión a nivel del mar entre Tahití (Polinesia Francesa) y Darwin (Norte de Australia).

GRÁFICO 1. Estaciones para medir el SOI



En general, al suavizar con promedios móviles las series de tiempo del SOI se encuentra una alta correspondencia con los cambios en la temperatura del océano en todo el Pacífico tropical oriental. La fase negativa del SOI se tiene cuando la presión de aire en Tahití está debajo de lo normal y por encima de lo usual en Darwin. Períodos prolongados de valores negativos (positivos) del indicador SOI coinciden con aguas anormalmente cálidas (frías) a lo largo del océano Pacífico tropical oriental, lo que es típico de un episodio de *El Niño* (*La Niña*).<sup>9</sup>

### El índice de temperatura superficial del mar (SST)

Para el monitoreo de las condiciones del ENSO la mayoría de instituciones se centra principalmente en las anomalías en la temperatura superficial del mar. Para ello vigilan constantemente cuatro regiones geográficas<sup>10</sup> del Pacífico ecuatorial a través de observaciones satelitales. La medición se basa en la amplitud de las radiaciones con longitudes de onda en espectros infrarrojos y microondas que emite el océano, las cuales varían de acuerdo a la temperatura del mismo.

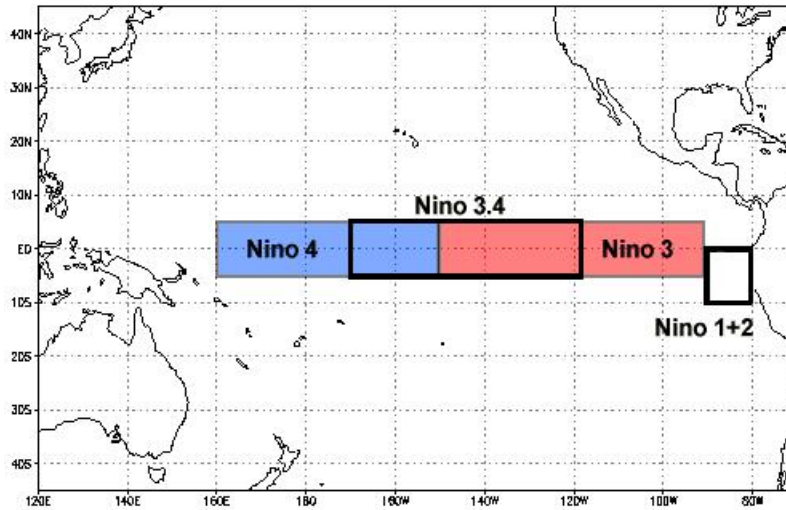
Un caso particular de esta familia de indicadores SST es el índice oceánico El Niño (ONI- *The Oceanic Niño Index*), el cual se calcula como la media de 3 meses consecutivos de las anomalías de la temperatura superficial del mar medidas por el sensor ERSST.v3 en la región 3.4 del Niño (5°N - 5°S, 120° - 170°W). Se consideran episodios cálidos y fríos cuando las anomalías superan el umbral de + / - 0.5

<sup>9</sup>Para conocer la metodología de cálculo se puede consultar <https://www.ncdc.noaa.gov/teleconnections/enso/indicators/soi/>

<sup>10</sup>Las estadísticas de los sensores disponibles para las cuatro regiones se pueden encontrar en <http://www.cpc.ncep.noaa.gov/data/indices/ersst3b.nino.mth.ascii>

°C. Cuando dicho umbral es cubierto durante un mínimo de 5 meses consecutivos se definen como episodios del Niño (+) o de la Niña (-). En el Gráfico 2 se indican las diferentes zonas en recuadros (azul, rojo y blanco).

GRÁFICO 2. Distribución de ENSO según el índice SST



**NIÑO1+2 (0-10S, 80-90W).** Es la región que primero se calienta cuando comienza el fenómeno.

**NIÑO3 (5S-5N; 150W-90W).** Es la región de del pacífico tropical que posee la más alta variabilidad en la SST sobre la escala del Niño.

**NIÑO4 (5S-5N; 160E-150W).** Región en donde los cambios de la temperatura superficial del mar conducen a los valores totales alrededor de 27.5 C, que se cree que es un umbral importante en la producción de lluvias.

**NIÑO3.4 (5S-5N; 170W-120W).** Es la región que tiene gran variabilidad en las escalas de tiempo de El Niño, y que está más cerca (de NIÑO3) a la región donde los cambios en la temperatura superficial del mar local son importantes para el desplazamiento de la lluvia normalmente ubicada en el Pacífico occidental.

### 3. METODOLOGÍA

En esta sección se presenta la metodología econométrica utilizada para analizar las dinámicas no lineales entre ENSO y el precio de los alimentos en Colombia. Siguiendo a Teräsvirta [1994], Teräsvirta [1998] y Hall et al. [2001], se utilizan los modelos de transición suave (*Smooth Transition Regression models - STR*). Un modelo regresivo con transición suave asume que existen estados de la economía o regímenes que influyen en el comportamiento de un determinado indicador económico. Estos estados de la economía son descritos por el comportamiento de una variable que se denomina de transición. En este documento, los modelos regresivos con transición suave pueden ser utilizados para estudiar la no linealidad del efecto del clima sobre los precios de los alimentos ya que la respuesta

de dichos precios dependerá del estado del clima en el cual las temperaturas son frías o cálidas (Fenómeno de El Niño y de la Niña). Adicionalmente, el hecho de encontrar asimetrías en los impactos del clima sobre el precio de los alimentos justifica también la elección de dicha metodología.

**3.1. Modelos de Transición Suave.** Teräsvirta [1994] propone el siguiente modelo no lineal:

$$y_t = \phi_1' \mathbf{x}_t [1 - G(s_t; \gamma, \mathbf{c})] + \phi_2' \mathbf{x}_t G(s_t; \gamma, \mathbf{c}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde  $y_t$  es la variable dependiente de interés;  $\mathbf{x}_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, z_{1,t}, \dots, z_{m,t})'$  es un vector de variables explicativas compuesto por rezagos de la variable dependiente y de otras variables exógenas ( $z_{j,t}$  para  $j = 1, \dots, m$ ), y  $\phi_1$  y  $\phi_2$  son vectores de parámetros a estimar de las variables contenidas en  $\mathbf{x}_t$ .

Adicionalmente,  $G(s_t; \gamma, \mathbf{c})$  es la función de transición definida en el intervalo 0 y 1, que depende de la variable de transición ( $s_t$ ) y los parámetros  $\gamma$  y  $\mathbf{c}$ . La variable de transición se puede definir como un rezago de la variable endógena ( $y_{t-d}$ ), una función del tiempo ( $t$ )<sup>11</sup> o una variable exógena ( $z_s$ ). El parámetro de suavizamiento  $\gamma$  indica la velocidad del ajuste, la cual determina que tan rápido ocurre el cambio de un régimen a otro; y  $\mathbf{c}$  es un conjunto de parámetros de localización o umbral asociado a la transición definida por la función  $G$ . Por último,  $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ .

La expresión (1) puede ser notada como:

$$y_t = \varphi_1' \mathbf{x}_t + \varphi_2' \mathbf{x}_t G(s_t; \gamma, \mathbf{c}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde  $\varphi_1 = \phi_1$  y  $\varphi_2 = \phi_2 - \phi_1$ .

En la literatura se han planteado varias especificaciones para la función de transición (Teräsvirta [1994], Teräsvirta [1998] y Hall et al. [2001]). Una de ellas es la función logística, que en términos generales puede ser escrita como:

$$G(s_t; \gamma, \mathbf{c}) = \left[ 1 + \exp \left( - \left( \frac{\gamma}{\sigma_{s_t}} \right) (s_t - c) \right) \right]^{-1}, \quad (3)$$

<sup>11</sup>Este tipo de especificación ha sido trabajada en Lin and Teräsvirta [1994].

con  $\gamma > 0$ ,  $c$  es un parámetro de localización que corresponde al umbral y  $\sigma_{s_t}$  es la desviación estándar de la variable de transición. Cuando la ecuación (3) es combinada con (2), el modelo resultante es conocido como LSTR (por sus siglas en inglés), el cual es usualmente utilizado en situaciones donde existen asimetrías en las dinámicas de respuesta a  $(s_t - c)$ .

Otra especificación importante de la función de transición es la representación exponencial que se puede expresar como:

$$G(s_t; \gamma, \mathbf{c}) = 1 - \exp \left[ - \left( \frac{\gamma}{\sigma_{s_t}^2} \right) (s_t - \mathbf{c})^2 \right], \quad (4)$$

donde los parámetros y variables corresponden a los definidos anteriormente. Al reemplazar la ecuación (4) en (2) se obtiene la representación ESTR, la cual es útil para modelar las dinámicas asociadas con la magnitud del valor absoluto de la variable de transición.

**3.2. Prueba para no linealidad (LM).** Como paso preliminar a la estimación de este tipo de modelos, se debe verificar si el proceso generador de los datos es no lineal. Y posteriormente, si es el caso, identificar la variable de transición. Teniendo en cuenta estos objetivos, Luukkonen et~al. [1988] proponen una expansión de Taylor de tercer orden sobre la función de transición del modelo STR<sup>12</sup>, de tal forma que se llegue a la siguiente regresión auxiliar:

$$y_t = \phi'_1 \mathbf{x}_t + \sum_{j=1}^p \phi'_{21j} \mathbf{x}_t s_t + \sum_{j=1}^p \phi'_{22j} \mathbf{x}_t s_t^2 + \sum_{j=1}^p \phi'_{23j} \mathbf{x}_t s_t^3 + \varepsilon_t \quad (5)$$

En este caso, la hipótesis nula de linealidad y la estadística de prueba están dadas por:

$$H_{01} : \phi'_{21j} = \phi'_{22j} = \phi'_{23j} = 0 \quad \text{para } j = 1, \dots, p \quad (6)$$

$$LM = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/(k_1 - k_0)}{(SSR_0)/(T - k_1)} \quad (7)$$

donde  $SSR_0$  es la suma de residuales al cuadrado de la ecuación (5) bajo la hipótesis nula y  $SSR_1$  expresa la suma de residuales al cuadrado de la regresión auxiliar completa. La prueba LM se distribuye

<sup>12</sup>La propuesta de Luukkonen et~al. [1988] permite solucionar el problema planteado por Davies [1987], en el cual se tenía un problema de identificación debido a que este modelo se puede reducir a uno lineal en dos casos: cuando  $\gamma = 0$  o al asumir que todos los coeficientes asociados a  $\varphi_2$  son cero.

F, bajo la hipótesis nula, con  $k_1 - k_0$  y  $T - k_1$  grados de libertad<sup>13</sup>. Como se muestra a continuación, esta prueba también permite seleccionar la función de transición más apropiada.

**3.3. Elección de los modelos.** Una vez se rechaza la hipótesis nula de linealidad antes mencionada, se selecciona la variable de transición. El siguiente paso consiste en elegir el tipo de función de transición de la familia de modelos (STR). Teräsvirta [1994] propone hacerlo a través de una secuencia de pruebas anidadas, así:

- $H_{04} : \phi'_{23j} = 0 \quad j = 1, \dots, p$
- $H_{03} : \phi'_{22j} = 0 | \phi'_{23j} = 0 \quad j = 1, \dots, p$
- $H_{02} : \phi'_{21j} = 0 | \phi'_{22j} = \phi'_{23j} = 0 \quad j = 1, \dots, p$

Si el  $p$ -value asociado a la hipótesis  $H_{03}$  es el más pequeño de las tres pruebas de hipótesis anteriormente reseñadas ( $H_{02}$ ,  $H_{03}$ ,  $H_{04}$ ), se selecciona el modelo ESTR, en otro caso se escoge el modelo LSTR. Por otra parte, como lo señalan van Dijk et al. [2002] se pueden estimar ambas especificaciones (LSTR o ESTR) y elegir la más adecuada de acuerdo a los resultados de las pruebas de diagnóstico descritas en el Apéndice E.

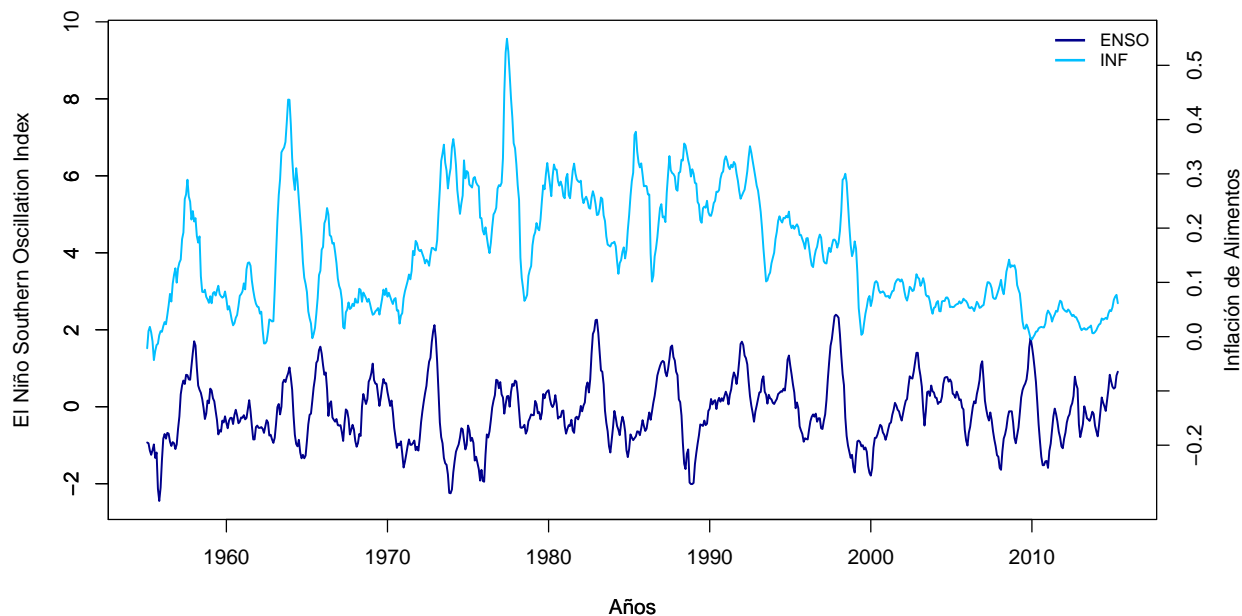
#### 4. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

En este documento la variable endógena a modelar es la inflación de alimentos, calculada como la variación anual porcentual del índice mensual de precios al consumidor de la canasta de alimentos divulgada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). El período de estudio está comprendido entre junio de 1955 y mayo de 2015. Por su parte, para incorporar en el análisis los impactos de los fenómenos climáticos (ENSO) sobre la inflación de alimentos se utilizaron las anomalías<sup>14</sup> del índice de temperatura superficial del mar (SST) para la región 3.4 del Pacífico Central publicada por el Centro de Predicción Climática de la NOAA. Esta variable es tratada como exógena en la modelación y similar al IPC de alimentos, se cuenta con cifras mensuales para el mismo período

<sup>13</sup> $k_0$  y  $k_1$  representan el número de variables regresoras  $k_0$  bajo la hipótesis nula y la regresión auxiliar completa, respectivamente.

<sup>14</sup>Estas anomalías corresponden a las desviaciones mensuales de El Niño 3.4 respecto a su promedio histórico. De acuerdo con el Centro de Predicción Climática de la NOAA, la región SST v3.4 es la más frecuentemente utilizada para hacer análisis de los fenómenos climáticos de El Niño y La Niña. Al realizar cálculos con otras regiones se encontró como resultado que la mayor correlación con los precios de los Alimentos en Colombia se encontraba con dicha variable.

GRÁFICO 3. ENSO e Inflación de Alimentos



de tiempo (Gráfico 3).

Inicialmente, se realizan las pruebas de raíz unitaria propuestas por Enders and Ludlow [2002] para procesos no lineales ya que la metodología que se desarrolla a continuación requiere del supuesto de estacionariedad. El Cuadro 1 resume los estadísticos F y t de dichas pruebas<sup>15</sup>, donde los valores entre paréntesis representan los respectivos valores críticos correspondientes a un nivel de significancia del 5%. Los resultados obtenidos muestran que la serie del ENSO es estacionaria, mientras que la inflación anual de alimentos (INF) si presenta una raíz unitaria. Estos resultados son confirmados al utilizar las pruebas de raíz unitaria de Kapetanios et-al. [2003] y Sollis et-al. [1999], tal como se muestran en el Cuadro 2. Por lo tanto, se utiliza la primera diferencia de la inflación anual de alimentos (DINF), que corresponde al crecimiento de la inflación anual de los alimentos.

<sup>15</sup>La descripción de esta prueba se encuentra en el Apéndice D.

CUADRO 1. Prueba de raíz unitaria de Enders and Ludlow [2002]

	$F_{all}$	$F_{trig}$	$c$	$cr$
ENSO	35.01	19.75	-7.14	53.33
INF	6.10	8.04	-1.19	1.52
DINF	24.26	8.85	-7.23	53.01
Valores críticos al 5 %	(7.12)	(8.03)	(-2.58)	(9.14)

La hipótesis nula indica la existencia de raíz unitaria.

CUADRO 2. Otras pruebas de raíz unitaria

	Kapetanios et~al. [2003]	Sollis et~al. [1999]
ENSO	-7.858	-11.218
INF	-0.031	-1.880
DINF	-7.084	-6.335
Valores críticos al 5 %	(-2.220)	(-4.966)

La hipótesis nula indica la existencia de raíz unitaria.

Para la modelación se asume, siguiendo a Brunner [2002], que la inflación de alimentos está correlacionada contemporáneamente con el ENSO y con sus rezagos. Para ello, primero se estima una ecuación para el ENSO como un proceso univariado no lineal como lo sugiere la literatura. De esta manera, se pretende incorporar en el análisis que los efectos del clima tienen una dinámica propia y no sólo ocurren en un mes y desaparecen. En otras palabras, si hoy se observa un choque en el clima (*El Niño* o *La Niña*), este puede perdurar unos meses lo que se modela a través de la estructura de rezagos de la ecuación del ENSO. Adicionalmente, este modelo hace parte de los insumos de la metodología que se utiliza para estimar la respuesta de la inflación de alimentos a choques en ENSO, tal como se explica en la Sección 4.3 y en el Apéndice F.

Posteriormente, esta variable se incorpora en la ecuación de los precios ya que los eventos climáticos afectarían el comportamiento de los precios de los alimentos no sólo una vez sino por el tiempo en el que perdure el efecto del fenómeno climático.



Como paso siguiente, se procede a ajustar un modelo para la inflación de alimentos incluyendo el ENSO como una variable regresora exógena. Así, el sistema de ecuaciones a estimar es el siguiente:

$$ENSO_t = \sum_{i=1}^{p1} \phi_{1i} ENSO_{t-i} + G_1(ENSO_{t-d_1}; \gamma_1, c_1) \sum_{i=1}^{p1} \phi_{2i} ENSO_{t-i} + \epsilon_t \quad (8)$$

$$DINF_t = \sum_{i=1}^{p2} \varphi_{1i} DINF_{t-i} + \sum_{i=0}^{p3} \psi_{1i} ENSO_{t-i} + G_2(ENSO_{t-d_2}; \gamma_2, c_2) \left( \sum_{i=1}^{p2} \varphi_{2i} DINF_{t-i} + \sum_{i=0}^{p3} \psi_{2i} ENSO_{t-i} \right) + \epsilon_t \quad (9)$$

donde  $p_1$ ,  $p_2$  y  $p_3$  son los rezagos máximos utilizados para ENSO, inflación y ENSO como exógena, respectivamente. Teniendo en cuenta el anterior sistema de ecuaciones, el presente trabajo pretende cuantificar el impacto de choques en el ENSO sobre la inflación de alimentos (DINF) mediante el uso de funciones de impulso respuesta generalizada. A continuación se describe la especificación de estas dos ecuaciones.

**4.1. Ecuación del ENSO.** Inicialmente, se especifica el modelo STR para la serie de tiempo del ENSO de acuerdo a los procedimientos descritos en las secciones 3.2 y 3.3. Se realiza la prueba de no linealidad LM, cuyos resultados se presentan en la segunda columna del Cuadro 4 ( $H_{01}$ ) del Apéndice B. Allí, se puede observar que no se rechaza la especificación no lineal de tipo STR y que la variable de transición elegida corresponde a  $ENSO_{t-2}$ .<sup>16</sup> Para completar la especificación, el tipo de función de transición seleccionada fue la exponencial, de acuerdo a los resultados obtenidos para las hipótesis  $H_{02}$ ,  $H_{03}$  y  $H_{04}$ .

Luego, se estima la ecuación (8) para la variable ENSO, cuyos resultados se muestran en el Cuadro 5 del Apéndice B. Se puede apreciar que los coeficientes estimados son significativos al 10%<sup>17</sup>. El parámetro de localización ( $\hat{c}$ ) indica que las variaciones de la función de transición ocurren cuando ENSO se encuentra alrededor de 1.439 (asociado al fenómeno de El Niño en fase moderado). Por su parte,

<sup>16</sup>El número de rezagos máximo de ENSO presentado en el Cuadro 4 del Apéndice B fue seleccionado a partir del criterio de información de Akaike (AIC).

<sup>17</sup>En este documento, las estimaciones de los parámetros que no fueron significativos han sido eliminados, a excepción de las constantes y los parámetros de suavizamiento y localización.

el parámetro de suavizamiento ( $\hat{\gamma}$ ) sugiere una transición suave, aunque similar a lo que ocurre en la mayoría de las aplicaciones empíricas éste no es significativo [van Dijk et-al., 2002]. Finalmente, en los Cuadros 6, 7 y 8 del Apéndice B se presentan los resultados de las pruebas de diagnóstico del modelo estimado. Estas indican que no existen problemas de especificación.<sup>18</sup>

**4.2. Ecuación de DINF.** Similar a lo anterior, en el Cuadro 9 del Apéndice B se muestran los resultados para la inflación de alimentos (DINF). Allí, se aprecia que la especificación no lineal tipo STR es adecuada, la variable de transición seleccionada corresponde a  $ENSO_{t-6}$  y la función de transición es exponencial. Posteriormente, se realiza la estimación de la ecuación (9), la cual incluye a ENSO y sus rezagos como variables exógenas. El cuadro 10 del Apéndice B muestra que las estimaciones de estos parámetros son significativas al 10 %. Como resultado se destaca que el parámetro de localización ( $\hat{c}$ ) es 1.585, el cual indica que las variaciones de la función de transición del modelo se presentan en periodos donde el fenómeno de *El Niño* tiene una fase fuerte. También se observa que dicha transición obtenida es suave ( $\hat{\gamma} = 0.886$ ). Cabe señalar que las pruebas de diagnóstico presentadas en los Cuadros 11, 12 y 13 del Apéndice B sugieren que las especificaciones y el modelo utilizado es apropiado.

En el Gráfico 7 del Apéndice C se presenta la función y la variable de transición para la muestra analizada. Allí se puede apreciar que valores de la función de transición cercanos a cero están asociado a altas magnitudes de ENSO, que a su vez, corresponden a un fenómeno fuerte de *El Niño*. Adicionalmente, en el Cuadro 14 del mismo Apéndice se encuentran los módulos de las raíces dominantes del polinomio característico del modelo STR de DINF para distintos valores de la función de transición ( $G$ ). Se observa un comportamiento local explosivo (módulos menores que uno) para magnitudes cercanas a cero de  $G$ , es decir, cuando ocurre un fenómeno de *El Niño* de intensidad fuerte. Sin embargo, para la gran parte de los valores de la función de transición se tiene un comportamiento estacionario (módulos mayores que uno).<sup>19</sup>

<sup>18</sup>Estas pruebas son descritas en el Apéndice E

<sup>19</sup>Tal como ocurre es este caso, es de notar que en contextos no lineales se pueden presentar comportamientos locales explosivos a pesar que el proceso sea globalmente estacionario. Las pruebas de raíz unitaria sobre DINF, presentadas en los Cuadros 1 y 2 confirman que esta serie es globalmente estacionaria.

**4.3. Análisis de Impulso Respuesta Generalizado (GIRF).** Para cuantificar la respuesta en el crecimiento de la inflación anual de alimentos (DINF) ante choques relacionados con fenómenos climáticos (ENSO), se implementa un impulso respuesta generalizado (GIRF) propuesto por Koop et al. [1996] que se describe de manera detallada en Apéndice F. La ventaja de dicha metodología consiste en incorporar al análisis de impulso respuesta las características de los modelos no lineales como el STR. En particular, permite asimetrías asociadas al signo y al tamaño del choque, y sus resultados pueden depender del tiempo en el que ocurra dicha perturbación.<sup>20</sup>

La estimación de la GIRF incluye todas las observaciones disponibles en la muestra como parte de la historia a analizar y cuatro choques sobre el ENSO (positivo moderado, negativo moderado, positivo fuerte y negativo fuerte). Los choques positivos se asocian al fenómeno de *El Niño*, mientras que los negativos al de *La Niña*. Los choques fueron definidos así: positivo fuerte como el promedio de los valores de ENSO cuando es mayor a 1.5, positivo moderado como la media de los valores de esta variable que se encuentran entre 1 y 1.5, negativo fuerte como la media de valores menores al umbral -1.5 y negativo moderado a la media del intervalo entre -1 y -1.5 (Gráfico 6 del Apéndice A)<sup>21</sup>. Para cada combinación de la historia y choques, se calculó la GIRF con horizontes de 60 periodos y 100 replicaciones.

En los Gráficos 4 y 5 se muestran las respuestas de los precios de alimentos (DINF) ante choques fuertes y moderados del ENSO, respectivamente. El panel superior de cada gráfico tiene la GIRF para choques positivos (Fenómeno de *El Niño*), mientras el panel inferior presenta las respuestas a choques negativos (Fenómeno de *La Niña*). Dado que la significancia de la GIRF no se puede analizar con intervalos de confianza debido a sus comportamientos multimodales, es necesario utilizar regiones de alta densidad (HDR por sus siglas en inglés). El gráfico de la respuesta para cada mes tiene dos regiones una al 50 % (gris oscuro) y otra al 95 % (gris claro)<sup>22</sup>.

<sup>20</sup>El impulso respuesta tradicional (IRF) para modelos lineales exhibe dos características: simetría e independencia en el tiempo. La primera implica que un choque de magnitud  $-\delta$  produce el mismo efecto que un choque de magnitud  $\delta$ . La segunda implica que la respuesta de un choque no depende del periodo en el que se realice.

<sup>21</sup>Los valores de la variable ENSO entre -1 y 1 definen fenómenos de El Niño y La Niña débiles. Los impulsos respuesta de los fenómenos climáticos de carácter débil sobre los precios de los alimentos no tuvieron significancia estadística, por lo que no se muestran en el documento.

<sup>22</sup>La mediana se incorpora en el gráfico como una línea horizontal negra para cada momento de tiempo.

Se observa que la respuesta de DINF ante choques de ENSO es transitoria y solo es significativa para dos periodos que corresponden al cuarto y quinto mes después del choque. También se destaca que los choques positivos tienen mayores efectos que los choques negativos, es decir el impacto del fenómeno de *El Niño* es superior al de *La Niña*. Así, en este trabajo se encuentra evidencia estadística que soporta la respuesta asimétrica en el crecimiento de la inflación de alimentos ante choques en el ENSO. Con base en las medianas asociadas a la GIRF se tiene que la respuesta de DINF ante choques positivos fuertes (fenómeno de *El Niño* Fuerte) de ENSO es aproximadamente de 72,5 y 100 puntos básicos (p.b.) para el cuarto y quinto mes después del choque, mientras que para un fenómeno de *El Niño* moderado el efecto es cercano a 51 y 65 (p.b.) para el mismo número de periodos adelante. De esta manera, se tendría un efecto medio acumulado de 172,5 (p.b) en los fenómenos de *El Niño* Fuertes y de 116 (p.b) en los moderados. Es importante mencionar que estas estimaciones son los valores medios del impacto, pero como se aprecia en el gráfico de impulso respuesta, el intervalo encontrado indica que en algunos episodios el impacto puede ser más elevado. Por ejemplo, para el cuarto mes el impacto podría estar contenido entre 42,5 y 140 (p.b) y para el quinto mes entre 47,5 y 272,5 (p.b). En el caso choques negativos, cuando son fuertes (*La Niña* Fuerte) el impacto sobre DINF es  $-60$  y  $-80$  (p.b) mientras que cuando son moderados su efecto es  $-37,5$  y  $-55$  (p.b) (Gráfico 4 y Gráfico 5).<sup>23</sup>

Teniendo en cuenta que el ENSO tiene una mayor incidencia en la variabilidad intra-anual de la precipitación y la temperatura media del aire en el trimestre Diciembre-Enero-Febrero (Ver Puertas and Carvajal [2008]), el modelo estimado en este documento sugiere que una vez observado el choque en dicho trimestre el impacto sobre el crecimiento de la inflación de alimentos se observaría de forma significativa hacia mitad del año (mayo-junio-julio); lo cual es coherente con lo que se ha observado en los últimos episodios del fenómeno de *El Niño* en Colombia.

<sup>23</sup>Es importante notar que la escala de los Gráficos 4 y 5 de los GIRF están en términos porcentuales. Por ejemplo, 0,04 equivale a 4% o 400 puntos básicos.

GRÁFICO 4. GIRF de DINF para un choque fuerte a ENSO

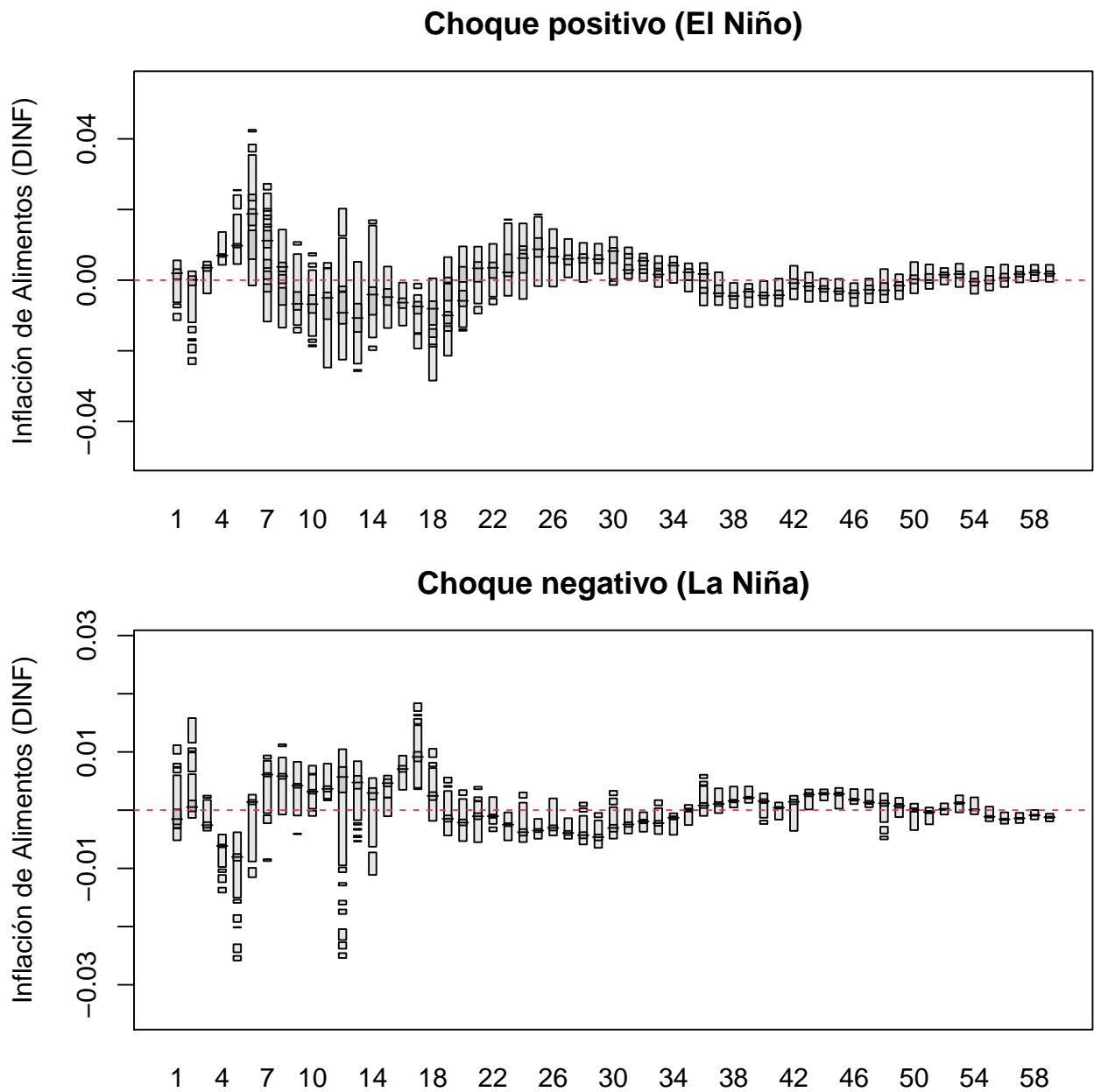
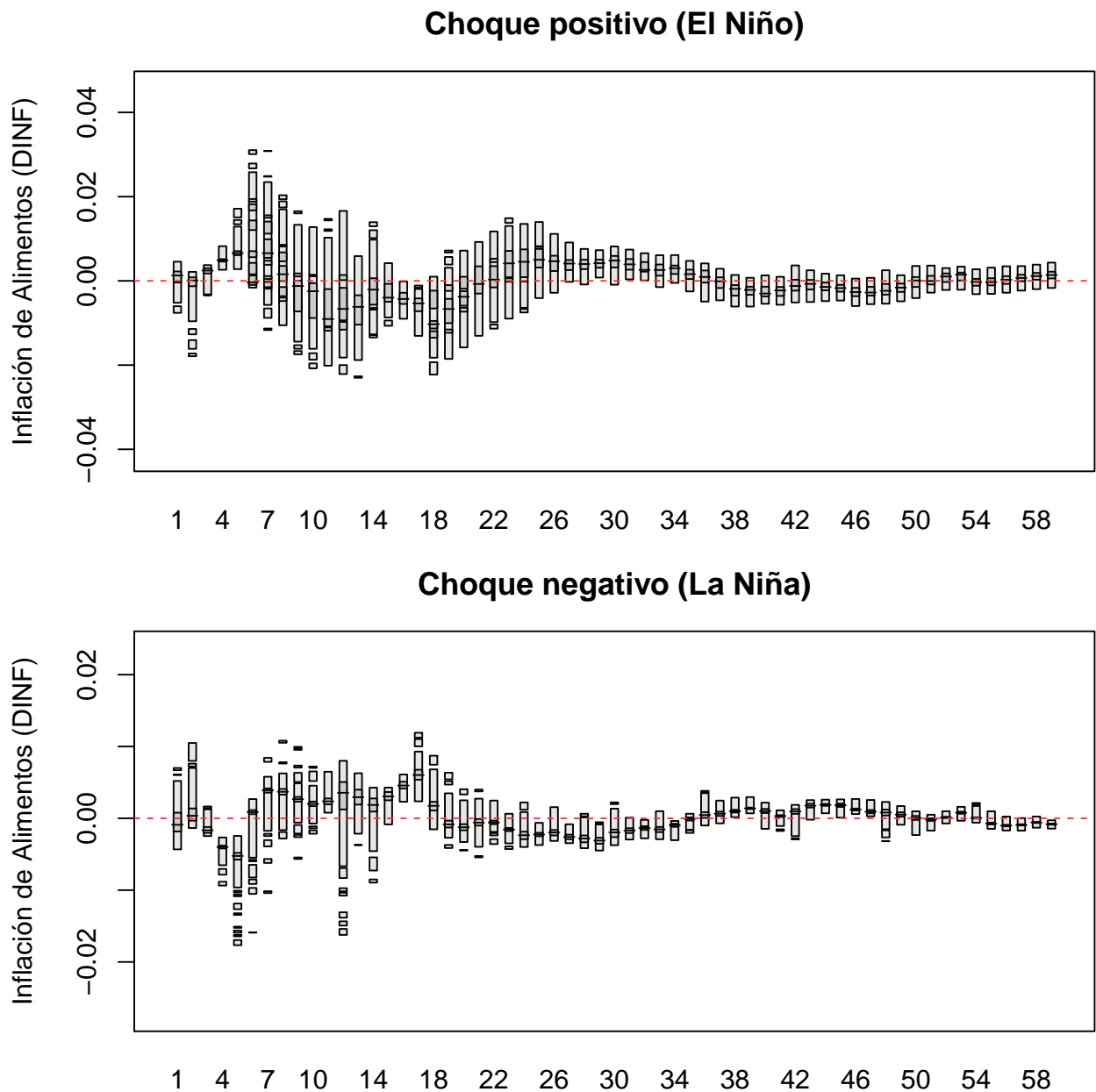


GRÁFICO 5. GIRF de DINF para un choque moderado a ENSO



## 5. COMENTARIOS FINALES

Los cambios climáticos han generado efectos en ámbitos sociales y económicos, en la producción y en la salud pública, en especial ante la presencia de eventos adversos. Son muchos los fenómenos climáticos que pueden repercutir en la sociedad en un momento determinado, pero en este trabajo se abordaron el fenómeno de *El Niño* y el de *La Niña*. En términos de la inflación, el estudio del tema

toma relevancia ya que dichos eventos impactan los precios de los alimentos y con ello el poder adquisitivo de los hogares colombianos.

La evidencia estadística encontrada en el presente trabajo sugiere que existen no linealidades en la evolución de la variable climática que mide el ENSO, lo que es coherente con el cambio climático y con la presencia de fenómenos (*El Niño* o *La Niña*) cuya intensidad puede variar en el tiempo entre débil, moderada y fuerte de manera no lineal. Esto ratificó la implementación de los modelos de transición suave (STR), utilizados en esta investigación, para cuantificar el impacto de los fenómenos climáticos sobre la inflación de alimentos.

Entre los principales resultados encontrados en las estimaciones se destacan que los choques climáticos impactan el crecimiento de la inflación de alimentos de manera transitoria y que una vez se presenta el choque en el clima (sea *El Niño* o *La Niña*) los precios reaccionan significativamente entre cuatro y cinco meses después cuando el fenómeno es de carácter moderado y fuerte. En el caso de fenómenos climáticos catalogados como débiles, se encontró que no tienen un impacto significativo sobre los precios en ningún período de tiempo. De acuerdo con Puertas and Carvajal [2008] estos fenómenos climáticos se presentan con mayor intensidad, en promedio, en el trimestre conformado por los meses diciembre-enero-febrero, de tal manera que el modelo estimado en el presente trabajo sugiere que el impacto sobre el crecimiento de la inflación de alimentos se observaría de forma significativa hacia mitad del año (mayo-junio-julio).

La evidencia estadística muestra que la respuesta en la inflación de alimentos ante la presencia de dichos fenómenos es asimétrica, y depende de manera importante del signo y tamaño del choque. Las estimaciones sugieren que los impactos de un fenómeno de *El Niño* fuerte sobre el crecimiento de la inflación de alimentos es aproximadamente 72,5 y 100 (p.b.) para el cuarto y quinto mes después del choque, mientras que para un fenómeno de *El Niño* moderado el efecto es cercano a 51 y 65 (p.b.) para el mismo número de periodos adelante. Así, el efecto acumulado de un fenómeno de *El Niño* fuerte y moderado es 172,5 y 116 (p.b.) en promedio, respectivamente. No obstante, los impactos máximos para *El Niño* fuerte podrían alcanzar niveles alrededor de 140 y 272,5 para el cuarto y quinto mes, es decir un efecto acumulado de 412,5 (p.b.). Por su parte, en el caso del fenómeno de *La*

*Niña*, fuerte y moderado, su impacto cuatro meses después del choque se sitúa en  $-60$  y  $-37,5$  (p.b.), respectivamente. Para el quinto mes las estimaciones indican  $-80$  y  $-55$  (p.b.).

Por último, aunque el modelo presentado en este documento es de carácter econométrico y no tiene en cuenta otros aspectos económicos en el análisis, a continuación se comentan algunas posibles implicaciones de política, así como potenciales investigaciones futuras.

En el caso de la política monetaria, tradicionalmente en un esquema de inflación objetivo el hacedor de política no debería intervenir ante choques de oferta como el fenómeno de El Niño y menos aun cuando su naturaleza es transitoria como se encontró en este documento. No obstante, trabajos como BIS [2009] y González et~al. [2010] muestran que la respuesta de la política monetaria a los choques de oferta en Colombia dista de ser un tema trivial. De hecho, en estos trabajos se sugiere que si dichos choques tienen gran magnitud, su efecto puede propagarse a la inflación básica y a las expectativas de inflación, y es allí donde el banco central debe transmitir a los agentes que no permitirá mayores niveles de inflación, garantizando la estabilidad de la inflación y el producto, objetivos fundamentales de la política monetaria en Colombia.

Teniendo en cuenta esto, una forma de mitigar los impactos del fenómeno de El Niño sobre los precios requiere de políticas públicas adicionales diseñadas para disminuir las consecuencias negativas del cambio climático, lo cual se vería reflejado no sólo en los precios sino en general sobre el bienestar de la sociedad. Por ejemplo, Cano [2014] propone los siguientes retos: i) El desarrollo de una agricultura menos costosa y de reducida intensidad en emisiones de gases de efecto invernadero a través del menor uso de agroquímicos, ii) El desarrollo de una segunda generación de biocombustibles basada en materias primas que no compitan con la alimentación humana y animal y iii) La ampliación de la frontera agrícola ambientalmente sostenible mediante el desarrollo de nuevos materiales genéticos resistentes a la sequía y tolerantes a la salinidad y a la acidez de los suelos. Esto en un entorno institucional y una inversión en ciencia y tecnología que deberían fortalecerse con objetivos de largo plazo en busca del desarrollo sostenible de la economía colombiana.



Por otra parte, cabe señalar que una alternativa de corto plazo frente a las alzas transitorias en los precios pero cuyas implicaciones no han sido exploradas a profundidad, sería contemplar la importación de alimentos. Asimismo, se podrían reducir los aranceles de aquellos alimentos cuyos precios se disparan en situaciones como las actuales. Aunque en este documento no se aborda esta cuestión valdría la pena sostener el debate para el caso de algunos productos, pero para ello, es necesario que tanto los productores nacionales como el gobierno generen los espacios de discusión sobre políticas de largo plazo y la sostenibilidad alimentaria del país.

Hacia adelante, de este estudio se desprenden algunas interrogantes que podrían ser analizadas en agendas de investigación futuras. Por ejemplo, el impacto del fenómeno de El Niño sobre los diferentes productos de la canasta de alimentos puede ser heterogéneo ya que algunos de los bienes son de carácter perecedero mientras que otros son procesados. Algo similar ocurre si la clasificación que proviene de la oferta agrícola, pues esta se compone de cultivos permanentes y cultivos transitorios. Por otra parte, las características geográficas de Colombia hace relevante el estudio del impacto a nivel regional, ya que en el país los patrones climáticos también cambian según el piso térmico y con ello el tipo de cultivo.

## REFERENCIAS

- Berry, B. and Okulicz-Kozaryn, A. (2008). Are there ENSO signals in the macroeconomy? *Ecological Economics*, 64(3):625–633.
- BIS (2009). Monetary policy and the measurement of inflation: prices, wages and expectations. BIS Papers 49, Bank of international settlements.
- Brunner, A. D. (2002). El niño and world primary commodity prices: warm water or hot air? *Review of Economics and statistics*, 84(1):176–183.
- CAF (2000). *Las lecciones de El Niño, retos y propuestas para la región andina*. Corporación Andina de Fomento, Colombia.
- Caicedo, E. (2007). El fenómeno de El Niño y su posible impacto en Colombia. Reportes del Emisor 92, Banco de la República.
- Cano, C. G. (2014). Carestía e inflación: qué esperar de la política agrícola y los gravámenes a la tierra y el carbono. Borradores de Economía 836, Banco de la República.
- Chimeli, A., De Souza, F., Holanda, M., and Petterini, F. (2008). Forecasting the impacts of climate variability: lessons from the rainfed corn market in Ceará, Brazil. *Environment and Development Economics*, 13(02):201–227.
- Davies, R. B. (1987). Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternatives. *Biometrika*, 74(1):33–43.
- Davis, M. (2002). *Late Victorian holocausts: El Niño famines and the making of the third world*. Taylor & Francis.
- Eitrheim, O. and Teräsvirta, T. (1996). Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models. *Journal of Econometrics*, 74(1):59–75.
- Enders, W. and Ludlow, J. (2002). Non-linear decay: tests for an attractor using a Fourier approximation. *The University of Alabama, Economics, Finance and Legal Studies, Working Paper Series WP01-02-02*, (02).
- Godfrey, L. G. (1979). Testing the adequacy of a time series model. *Biometrika*, 66(1):67–72.
- González, E., Jalil, M., and Romero, J. V. (2010). Inflación y expectativas de inflación en Colombia. In López, E. and Ramírez, M. T., editors, *Formación de precios y salarios en Colombia*, pages 489–519. Banco de la República.

- Grove, R. H. and Chappell, J. (2000). *El Niño: history and crisis, studies from the Asia Pacific Region*. Cambridge: White Horse Press.
- Hall, A. D., Skalin, J., and Teräsvirta, T. (2001). A nonlinear time series model of el nino. *Environmental Modelling & Software*, 16(2):139–146.
- Jalil, M. A. and Melo, L. F. (2000). Una relación no lineal entre inflación y los medios de pago. Borradores de Economía 145, Banco de la República.
- Kapetanios, G., Shin, Y., and Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear star framework. *Journal of econometrics*, 112(2):359–379.
- Koop, G., Pesaran, M. H., and Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1):119–147.
- Laosuthi, T. and Selover, D. (2007). Does El Niño affect business cycles? *Eastern Economic Journal*, 33(1):21–42.
- Lin, C.-F. J. and Teräsvirta, T. (1994). Testing the constancy of regression parameters against continuous structural change. *Journal of Econometrics*, 62(2):211 – 228.
- Lütkepohl, H. (2007). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer, New York, 2 edition.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., and Teräsvirta, T. (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, 75(3):491–499.
- MinAgricultura (2006). *Plan de prevención y mitigación de efectos del fenómeno de El Niño en el sector agropecuario*. Ministerio de Agricultura, Colombia.
- Pabón, J., Zea, J., León, G., Hurtado, G., González, O., and Montealegre, J. (2001). La atmósfera, el tiempo y el clima. In Leyva, P., editor, *El medio ambiente en Colombia*, pages 38–86. IDEAM.
- Potter, S. M. (2000). Nonlinear impulse response functions. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24(10):1425–1446.
- Puertas, O. L. and Carvajal, Y. (2008). Incidencia de El Niño oscilación del sur en la precipitación y la temperatura del aire en colombia utilizando el climate explorer. *Ingeniería & Desarrollo*, 23:114–118.
- Restrepo, J. and Kjerfve, B. (2000). Magdalena river: interannual variability (1975–1995) and revised water discharge and sediment load estimates. *Journal of hydrology*, 235(1):137–149.
- Sollis, R., Leybourne, S., and Newbold, P. (1999). Unit roots and asymmetric smooth transitions. *Journal of Time Series Analysis*, 20(6):671–677.
- Teräsvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89(425):208–218.

- Teräsvirta, T. (1998). Modelling economic relationships with smooth transition regressions. In Giles, D. and Ullah, A., editors, *Handbook of Applied Economic Statistics*, pages 229–246. Marcel Dekker.
- Ubilava, D. (2012a). El Niño, la Niña, and world coffee price dynamics. *Agricultural Economics*, 43(1):17–26.
- Ubilava, D. (2012b). Modeling nonlinearities in the US soybean-to-corn price ratio: a Smooth Transition Autoregression Approach. *Agribusiness*, 28(1):29–41.
- Ubilava, D. and Holt, M. (2013). El Niño southern oscillation and its effects on world vegetable oil prices: assessing asymmetries using smooth transition models. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 57(2):273–297.
- van Dijk, D. and Franses, P. H. (1999). Modeling multiple regimes in the business cycle. *Macroeconomic dynamics*, 3(3):311–340.
- van Dijk, D., Teräsvirta, T., and Franses, P. H. (2002). Smooth transition autoregressive models - a survey of recent developments. *Econometric Reviews*, 21(1):1–47.
- Wang, C. (2002). Atmospheric circulation cells associated with the El Niño southern oscillation. *Journal of Climate*, 15(4):399–419.

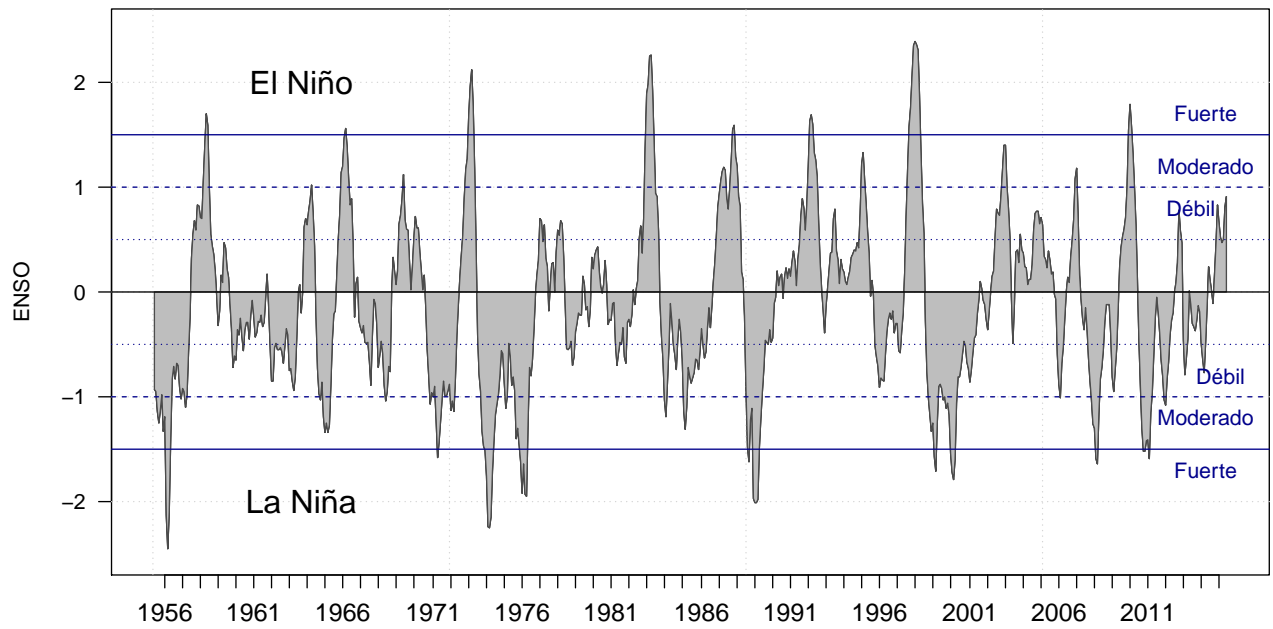
## APÉNDICE A. EPISODIOS EL NIÑO Y LA NIÑA EN COLOMBIA

CUADRO 3. Cronología de eventos en Colombia

Fechas	Episodio	Duración meses	Sin episodios meses	Observaciones
sep-49 - ago-50	La Niña	12		
oct-50 - feb-51	La Niña	5	1	Dos La Niña seguidas
jul-51 - ene-52	El Niño	7	4	
ene-53 - feb-54	El Niño	14	11	Dos El Niño seguidos
may-54 - dic-56	La Niña	32	2	
abr-57 - jul-58	El Niño	16	3	
nov-58 - mar-59	El Niño	5	3	
jun-63 - feb-64	El Niño	9	50	Tres El Niño seguidos
may-64 - ene-65	La Niña	9	2	
may-65 - abr-66	El Niño	12	1	
ago-68 - ene-70	El Niño	18	27	Dos El Niño seguidos
jul-70 - ene-72	La Niña	19	5	
may-72 - mar-73	El Niño	11	3	
may-73 - jul-74	La Niña	15	1	
oct-74 - abr-76	La Niña	19	2	Dos La Niña seguidas
sep-76 - feb-77	El Niño	6	4	
sep-77 - feb-78	El Niño	6	6	
may-82 - jun-83	El Niño	14	50	Tres El Niño seguidos
sep-83 - ene-84	La Niña	5	2	
oct-84 - sep-85	La Niña	12	8	Dos La Niña seguidas
ago-86 - feb-88	El Niño	19	10	
may-88 - may-89	La Niña	13	2	
may-91 - jun-92	El Niño	14	23	
sep-94 - mar-95	El Niño	7	26	Dos El Niño seguidos
sep-95 - mar-96	La Niña	7	5	
may-97 - abr-98	El Niño	12	13	
jul-98 - mar-01	La Niña	33	2	
may-02 - feb-03	El Niño	10	13	
jul-04 - ene-05	El Niño	7	16	Dos El Niño seguidos
nov-05 - mar-06	La Niña	5	9	
sep-06 - ene-07	El Niño	5	5	
ago-07 - jun-08	La Niña	11	6	
nov-08 - mar-09	La Niña	5	4	Dos La Niña seguidas
jul-09 - abr-10	El Niño	10	3	
jul-10 - abr-11	La Niña	10	2	
sep-11 - mar-12	La Niña	7	4	Dos La Niña seguidas
Promedio duración El Niño		10.6		Máxima duración 19 meses
Promedio duración El Niña		12.9		Máxima duración 33 meses
Promedio condiciones neutras		9.37		Máxima duración 50 meses

Fuente: NOAA; elaboración del Banco de la República para el informe al congreso julio 2014, recuadro 1, página 83.

GRÁFICO 6. Fenómenos de El Niño y La Niña según SST 3.4



## APÉNDICE B. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

CUADRO 4. Prueba de no-linealidad (LM) para ENSO

$s_t$	$H_{01}$	$H_{04}$	$H_{03}$	$H_{02}$	Modelo
$ENSO_{t-1}$	0.010823	0.802055	0.054113	0.003519	LSTR
$ENSO_{t-2}$	<b>0.008834</b>	<b>0.747603</b>	<b>0.042484</b>	<b>0.104173</b>	<b>ESTR</b>
$ENSO_{t-3}$	0.008880	0.189148	0.146092	0.009436	LSTR
$ENSO_{t-4}$	0.009958	0.088759	0.261193	0.013200	LSTR
$ENSO_{t-5}$	0.066109	0.402153	0.269741	0.029792	LSTR
$ENSO_{t-6}$	0.060781	0.618039	0.062639	0.068304	ESTR
$ENSO_{t-7}$	0.015279	0.121057	0.040124	0.128346	LSTR

CUADRO 5. Estimación STR para ENSO

Variable Dependiente: ENSO										
Variable de Transición: $ENSO_{t-2}$										
	Coef.	STD	Z	p-valor						
$\gamma$	0.670	0.493	1.360	0.174						
$c$	1.439	0.339	4.242	0.000						
Componente Lineal					Componente No lineal					
	Coef.	STD	Z	p-valor	Coef.	STD	Z	p-valor		
Constante	0.113	0.049	2.295	0.022	Constante	-0.155	0.070	-2.234	0.025	
$ENSO_{t-1}$	1.475	0.051	28.982	0.000	$ENSO_{t-1}$	-0.129	0.056	-2.315	0.021	
$ENSO_{t-2}$	-0.571	0.059	-9.732	0.000	$ENSO_{t-3}$	0.144	0.054	2.668	0.008	
$ENSO_{t-5}$	-0.070	0.041	-1.684	0.092	$ENSO_{t-5}$	0.099	0.048	2.054	0.040	
$ENSO_{t-7}$	-0.060	0.021	-2.928	0.003						
STD inversa de ENSO				1.1963	R Cuadrado				0.9328	
Suma de Errores al Cuadrado (SSR)				33.5873	Errores Estándar de los Residuos				0.2178	
Log Likelihood				33.2416	Var(Nolin)/Var(Lin)				0.9729	
AIC				10.9924						
BIC				35.6271						

CUADRO 6. Prueba de no-linealidad remanente para ENSO

Prueba	Num	Den	Estadístico F	p-valor
Eitrheim and Teräsvirta (1996)	12	694	0.4190	0.9564

Ho: No hay no-linealidades remanente del tipo STR.

CUADRO 7. Prueba de no autocorrelación para ENSO

Rezagos	Estadístico F	p-valor
36	1.4782	0.0238
48	1.2864	0.0808
60	1.1983	0.1382
72	1.1029	0.2611

Ho: No hay autocorrelación.

CUADRO 8. Prueba de parámetros constantes para ENSO

Prueba	Num	Den	Estadístico F	p-valor
LM1	8	700	1.1290	0.3412
LM2	16	692	1.4400	0.1166
LM3	24	684	1.3509	0.1225

Ho: Todos los parámetros del modelo son constantes.

CUADRO 9. Prueba de no-linealidad (LM) para DINF

$s_t$	$H_0$	$H_{04}$	$H_{03}$	$H_{02}$	Modelo
$ENSO_t$	0.967530	0.966613	0.244193	0.999997	ESTR
$ENSO_{t-1}$	0.814453	0.910285	0.094242	0.999121	ESTR
$ENSO_{t-2}$	0.217180	0.953056	0.002401	0.960585	ESTR
$ENSO_{t-3}$	0.027473	0.892902	0.000179	0.756724	ESTR
$ENSO_{t-4}$	0.005053	0.368059	0.000155	0.642963	ESTR
$ENSO_{t-5}$	0.000495	0.291759	0.000010	0.580430	ESTR
$ENSO_{t-6}$	<b>0.000420</b>	<b>0.217074</b>	<b>0.000014</b>	<b>0.575274</b>	<b>ESTR</b>
$ENSO_{t-7}$	0.001517	0.183764	0.000081	0.643870	ESTR



CUADRO 10. Estimación STR para el crecimiento de la inflación de alimentos (DINF)

Variable Dependiente: Inflación de Alimentos (DINF)									
Variable de Transición: $ENSO_{t-6}$									
	Coef.	STD	Z	p-value					
$\gamma$	0.886	0.376	2.358	0.018					
$c$	1.585	0.217	7.314	0.000					
Componente Lineal					Componente No lineal				
	Coef.	STD	Z	p-value	Coef.	STD	Z	p-value	
Constante	0.002	0.004	0.470	0.638	Constante	-0.003	0.005	-0.562	0.574
$DINF_{t-1}$	0.511	0.034	14.920	0.000	$DINF_{t-3}$	0.237	0.082	2.873	0.004
$DINF_{t-3}$	-0.257	0.070	-3.665	0.000	$DINF_{t-6}$	-0.069	0.039	-1.759	0.079
$DINF_{t-5}$	0.087	0.035	2.518	0.012	$DINF_{t-11}$	-0.159	0.087	-1.836	0.066
$DINF_{t-8}$	0.068	0.031	2.223	0.026	$DINF_{t-17}$	0.251	0.091	2.759	0.006
$DINF_{t-11}$	0.216	0.078	2.756	0.006	$DINF_{t-18}$	-0.074	0.043	-1.724	0.085
$DINF_{t-12}$	-0.770	0.037	-20.625	0.000	$DINF_{t-19}$	-0.324	0.099	-3.269	0.001
$DINF_{t-13}$	0.348	0.044	7.900	0.000	$DINF_{t-20}$	0.309	0.102	3.036	0.002
$DINF_{t-14}$	-0.058	0.030	-1.941	0.052	$DINF_{t-21}$	-0.250	0.086	-2.896	0.004
$DINF_{t-16}$	-0.068	0.030	-2.263	0.024	$DINF_{t-22}$	0.080	0.038	2.098	0.036
$DINF_{t-17}$	-0.199	0.079	-2.520	0.012	$ENSO_t$	0.025	0.007	3.395	0.001
$DINF_{t-19}$	0.354	0.087	4.059	0.000	$ENSO_{t-1}$	-0.042	0.013	-3.204	0.001
$DINF_{t-20}$	-0.254	0.092	-2.775	0.006	$ENSO_{t-2}$	0.033	0.013	2.474	0.013
$DINF_{t-21}$	0.191	0.073	2.632	0.008	$ENSO_{t-3}$	-0.019	0.009	-2.198	0.028
$DINF_{t-23}$	0.061	0.036	1.707	0.088	$ENSO_{t-6}$	-0.005	0.003	-1.686	0.092
$DINF_{t-24}$	-0.416	0.037	-11.191	0.000	$ENSO_{t-7}$	0.011	0.005	2.393	0.017
$DINF_{t-25}$	0.160	0.036	4.421	0.000					
$ENSO_t$	-0.024	0.006	-3.720	0.000					
$ENSO_{t-1}$	0.040	0.011	3.524	0.000					
$ENSO_{t-2}$	-0.033	0.012	-2.877	0.004					
$ENSO_{t-3}$	0.021	0.007	2.962	0.003					
$ENSO_{t-7}$	-0.008	0.004	-2.347	0.019					
STD inversa de DINF				1.2103	R-Cuadrado				0.5906
Suma de Errores al Cuadrado (SSR)				0.1189	Errores Estándar de los Residuos				0.0134
Log Likelihood				0.1173	Var(Nolin)/Var(Lin)				0.5324
AIC				80.2860					
BIC				183.3334					

CUADRO 11. Prueba de no-linealidad remanente para DINF

Prueba	Num	Den	Estadístico F	p-valor
Eitrheim and Teräsvirta (1996)	45	614	1.3712	0.0577

Ho: No hay no-linealidades remanente del tipo STR.

CUADRO 12. Prueba de no autocorrelación para DINF

Rezagos	Estadístico F	p-valor
36	1.4782	0.5615
48	1.2864	0.7439
60	1.1983	0.6745
72	0.9878	0.7817

Ho: No hay autocorrelación.

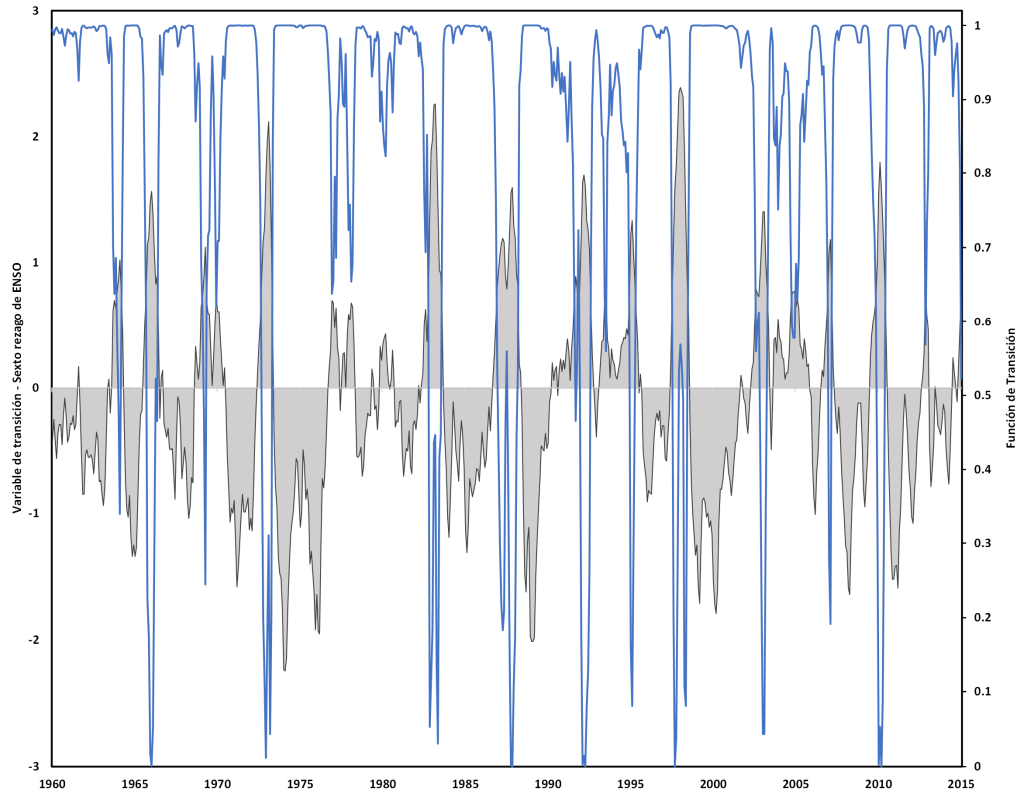
CUADRO 13. Prueba de parámetros constantes para DINF

Prueba	Num	Den	Estadístico F	p-valor
LM1	32	629	0.7625	0.8255
LM2	64	597	0.7267	0.9442
LM3	96	565	0.7735	0.9401

Ho: Todos los parámetros del modelo son constantes.

APÉNDICE C. FUNCIÓN DE TRANSICIÓN Y RAÍCES DEL POLINOMIO CARACTERÍSTICO

GRÁFICO 7. Función y variable de transición del modelo STR de DINF



CUADRO 14. Módulos de las raíces dominantes del polinomio característico del modelo STR de DINF para diferentes regímenes

G=0	G=0.2	G=0.4	G=0.6	G=0.8	G=1
0.991	0.999	1.007	1.017	1.028	1.023
0.991	0.999	1.007	1.017	1.028	1.023
1.002	1.009	1.017	1.024	1.030	1.031
1.002	1.009	1.017	1.024	1.030	1.031
1.007	1.017	1.023	1.029	1.031	1.031

G corresponde a la función de transición. Las filas están asociadas a los módulos de las cinco raíces mayor dominantes.

## APÉNDICE D. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA DE ENDERS &amp; LUDLOW

Enders and Ludlow [2002] proponen una prueba de raíz unitaria que incorpora un modelo autorregresivo que es una función determinística del tiempo:

$$y_t = \alpha(t)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

donde  $\varepsilon_t$  es un proceso ruido blanco con varianza constante y  $\alpha(t)$  es una función en el tiempo que puede ser no lineal. Aplicando una recursión sobre  $y_t$ , la Ecuación (10) se puede representar como:

$$y_t = \varepsilon_t + \alpha(t)\varepsilon_{t-1} + \alpha(t)\alpha(t-1)\varepsilon_{t-2} + \dots + \alpha(t)\alpha(t-1)\dots\alpha(t-j)y_{t-j-1} \quad (11)$$

en donde el decaimiento de la secuencia  $y_t$  requiere que,<sup>24</sup>

$$p \equiv \lim_{N \rightarrow \infty} \prod_{j=0}^N \alpha(t-j) = 0 \quad (12)$$

De acuerdo con los autores, con el fin de lograr parsimonia, se puede realizar la siguiente aproximación paramétrica:

$$\alpha(t) = a_0 + a_1 \sin\left(\frac{2\pi k}{T}t\right) + b_1 \cos\left(\frac{2\pi k}{T}t\right) \quad (13)$$

donde  $T$  corresponde al número total de observaciones y  $k$  es un número entero entre 1 y  $T/2$ . De este modo, solo se deben encontrar valores apropiados para  $a_0$ ,  $a_1$ ,  $b_1$ , y  $k$ . Generalizando la expresión (10) se tiene el siguiente proceso:

$$\Delta y_t = \alpha(t)y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Luego, reemplazando la Ecuación (13) en (14) se obtiene:

$$\Delta y_t = \left[ c + a_1 \sin\left(\frac{2\pi k}{T}t\right) + b_1 \cos\left(\frac{2\pi k}{T}t\right) \right] y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

En este caso, se puede estimar  $k$  minimizando la suma de residuos al cuadrado asociados a la Ecuación (15). Después se estiman los parámetros  $a_1$ ,  $b_1$  y  $c = a_0 - 1$ . El siguiente paso es determinar si estos son significativos, mediante una serie de pruebas anidadas como lo sugiere Enders and Ludlow

<sup>24</sup>La forma de  $\alpha(t)$  puede ser representada, bajo condiciones muy generales, mediante una serie de Fourier lo suficientemente larga.

[2002]<sup>25</sup>.

$$F_{all} \rightarrow H_0 : c = a_1 = b_1 = 0 \quad (16a)$$

$$F_{trig} \rightarrow H_0 : a_1 = b_1 = 0 \quad (16b)$$

$$c \rightarrow H_0 : c = 0 \quad (16c)$$

$$cr \rightarrow H_0 : cr = r^2/4, \text{ donde } r = \sqrt{a_1^2 + b_1^2} \quad (16d)$$

Si el proceso que genera la serie tiene una raíz unitaria, se acepta la hipótesis nula asociada a las estadísticas  $F_{all}$ ,  $F_{trig}$  y  $c$ . En caso contrario, cuando no existe una raíz unitaria las estadísticas  $F_{trig}$  y  $c$  servirán para especificar si se tienen decaimientos lineales ( $a_1 = b_1 = 0$ ) o no lineales ( $a_1 \neq 0$  ó  $b_1 \neq 0$ ). La aceptación de la hipótesis nula asociada a la estadística  $cr$  indica que el proceso que genera la serie no cumple la condición  $|a_0| < 1 + r^2/4$  y  $r < 2$ .<sup>26</sup>

#### APÉNDICE E. PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO DEL MODELO STR

Para verificar que se cumplen los supuestos sobre el residual y los parámetros del modelo no lineal STR, se realizan las siguientes pruebas de diagnóstico.

**Prueba de no autocorrelación de errores:** Esta prueba desarrollada en Teräsvirta [1998] es un caso especial de la prueba de autocorrelación propuesta por Godfrey [1979]. El procedimiento parte de una regresión de los residuos  $\hat{\varepsilon}_t$  en función de sus valores rezagados  $\hat{\varepsilon}_{t-1} \dots \hat{\varepsilon}_{t-q}$  y las derivadas parciales de la función log-verosimilitud con respecto a los parámetros del modelo obtenidos en la regresión auxiliar. El estadístico de prueba es:

$$F_{LM} = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/q}{SSR_1/(T - k - q)} \quad (17)$$

donde  $k$  es el número de parámetros del modelo,  $q$  es el número de rezagos de los residuos,  $SSR_0$  es la suma de los residuos al cuadrado del modelo STR y  $SSR_1$  es la suma de los residuos al cuadrado de la regresión auxiliar.

**Prueba de no-linealidad remanente:** Una vez el modelo STR ha sido estimado, se debe verificar que no existan no-linealidades adicionales. La alternativa propuesta por Eitrheim and Teräsvirta [1996]

<sup>25</sup>Las estadísticas asociadas a estas pruebas de hipótesis son calculadas de la forma usual mediante las distribuciones F ó t.

<sup>26</sup>Una descripción detallada de esta prueba se encuentra Enders and Ludlow [2002] y Jalil and Melo [2000].

se define como:

$$y_t = \varphi'_1 \mathbf{x}_t + \varphi'_2 \mathbf{x}_t G(s_{1t}; \gamma, \mathbf{c}) + \varphi'_3 \mathbf{x}_t H(s_{2t}; \gamma, \mathbf{c}) + \varepsilon_t \quad (18)$$

donde  $G$  y  $H$  son funciones de transición asociadas a las variables de transición  $s_{1t}$  y  $s_{2t}$ . Adicionalmente,  $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} (0, \sigma^2)$ . Para evaluar esta alternativa se utiliza la siguiente regresión auxiliar:

$$y_t = \varphi'_1 \mathbf{x}_t + \varphi'_2 \mathbf{x}_t G(s_{1t}; \gamma, \mathbf{c}) + \phi'_{31} \mathbf{x}_t s_{2t} + \phi'_{32} \mathbf{x}_t s_{2t}^2 + \phi'_{33} \mathbf{x}_t s_{2t}^3 + \varepsilon_t \quad (19)$$

El estadístico de prueba parte de una regresión de  $\hat{\varepsilon}_t$  en función de  $(\hat{\mathbf{x}}'_t s_{2t}, \hat{\mathbf{x}}'_t s_{2t}^2, \hat{\mathbf{x}}'_t s_{2t}^3)'$  y las derivadas parciales de la función log-verosimilitud con respecto a los parámetros del modelo. La hipótesis nula  $\phi_{31} = \phi_{32} = \phi_{33} = 0$  representa la ausencia de no-linealidades remanentes. Los estadísticos F asociados a esta prueba están dados de la misma forma que para el test de linealidad.

Posteriormente, van Dijk and Franses [1999] proponen una alternativa a la metodología de Eitrheim and Teräsvirta [1996] que busca comparar un modelo STR de dos regímenes respecto a una posibilidad de multi-régimen (MRSTR). Aunque la idea de esta prueba es similar a la anterior (Ecuación (18)), su representación es de la siguiente manera:

$$y_t = \varphi'_1 \mathbf{x}_t + \varphi'_2 \mathbf{x}_t G(s_{1t}; \gamma, \mathbf{c}) + \phi'_{31} \mathbf{x}_t s_{2t} + \phi'_{32} \mathbf{x}_t s_{2t}^2 + \phi'_{33} \mathbf{x}_t s_{2t}^3 + (\phi'_{34} \mathbf{x}_t s_{2t} + \phi'_{35} \mathbf{x}_t s_{2t}^2 + \phi'_{36} \mathbf{x}_t s_{2t}^3) G(s_{1t}; \gamma, \mathbf{c}) + \varepsilon_t \quad (20)$$

Donde la hipótesis nula es formulada como  $H_0 : \phi_{3i} = 0, i = 1, \dots, 6$ .

**Prueba de parámetros constantes:** Con el objeto de contrastar la hipótesis nula de parámetros constantes frente a cambios suaves y continuos en los parámetros, se parte de la regresión presentada en la Ecuación (20) con  $s_{2t} = t^*$  donde  $t^* = \frac{t}{T} - \frac{1}{2}$ :

$$y_t = \varphi'_1 \mathbf{x}_t + \varphi'_2 \mathbf{x}_t G(s_{1t}; \gamma, \mathbf{c}) + \sum_{j=1}^K \phi'_{3j} \mathbf{x}_t (t^*)^j + \left[ \sum_{j=1}^K \phi'_{3j} \mathbf{x}_t (t^*)^j \right] G(s_{1t}; \gamma, \mathbf{c}) + \varepsilon_t \quad (21)$$

La hipótesis nula es  $H_0 : \phi_{3j} = 0, j = 1, \dots, K$  donde los estadísticos  $LM_1, LM_2$  y  $LM_3$  están asociados diferentes valores de  $K$ . Lin and Teräsvirta [1994] muestran que la distribución estadística de la prueba (F) se mantiene.

## APÉNDICE F. FUNCIÓN DE IMPULSO-RESPUESTA GENERALIZADA (GIRF)

Una forma de considerar el comportamiento dinámico de un modelo no lineal como el STR es examinando los efectos de choques  $\varepsilon_t$  sobre valores futuros de la serie de tiempo  $y_t$ . Este análisis se puede realizar mediante el uso de funciones de impulso respuesta. Los impulsos respuesta se definen como la diferencia entre dos pronósticos de  $y_t$ . En el primer pronóstico, el proceso es afectado por un choque de tamaño  $\delta$  en el momento  $t$ , mientras que en el segundo, el choque no ocurre. Los choques en los periodos intermedios entre  $t$  y  $t + h$  son cero en ambas realizaciones. Así, la función tradicional impulso respuesta IRF está dada por:

$$\begin{aligned} IRF_y(h, \delta, t - 1) = & E[y_{t+h} | \varepsilon_t = \delta, \varepsilon_{t+1} = \dots = \varepsilon_{t+h} = 0, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots] \\ & - E[y_{t+h} | \varepsilon_t = 0, \varepsilon_{t+1} = \dots = \varepsilon_{t+h} = 0, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots] \end{aligned} \quad (22)$$

Para  $h = 0, 1, 2, \dots$  esta función tiene algunas propiedades cuando el modelo subyacente es lineal. En primer lugar, la función IRF es *simétrica*, lo que implica que un choque de tamaño  $-\delta$  tiene exactamente un efecto opuesto pero de igual magnitud al de un choque de tamaño  $+\delta$ . Adicionalmente, es *lineal* pues la respuesta es proporcional al tamaño del choque. Por último, el impulso respuesta es *independiente en su historia* ya que no depende del periodo de tiempo donde se realice el choque.<sup>27</sup>

En contraste con lo anterior, en modelos como el STR, el impacto de un choque depende de la historia del proceso, del signo y de la magnitud del choque. Por lo tanto, el enfoque tradicional de impulso respuesta no es adecuado para dicha modelación. Una alternativa metodológica, introducida por Koop et al. [1996], es la función impulso respuesta generalizada (GIRF) en el contexto de modelos no lineales. La GIRF para un choque específico  $\varepsilon_t = \delta$  con historia  $\omega_{t-1}$  está definida como:

$$GIRF_y(h, \delta, \omega_{t-1}) = E[y_{t+h} | \varepsilon_t = \delta, \omega_{t-1}] - E[y_{t+h} | \omega_{t-1}] \quad (23)$$

Para  $h = 0, 1, 2, \dots$ , donde  $\omega_{t-1}$  representa la historia del proceso en el periodo  $t$ . En esta definición el valor esperado está condicionado tanto al choque ( $\delta$ ) como a la historia particular o periodo de tiempo donde ocurre el choque ( $\omega_{t-1}$ ).

<sup>27</sup>Por ejemplo, en un modelo AR(1)  $y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ , el impulso respuesta está dado por  $IRF_y(h, \delta, t - 1) = \phi_1^h \delta$ , para  $h = 0, 1, 2, \dots$ , el cual no depende de  $t$

La GIRF es una función de  $h$ ,  $\delta$  y  $\omega_{t-1}$ . Es importante notar que  $\delta$  y  $\omega_{t-1}$  son realizaciones de variables aleatorias  $\varepsilon_t$  y  $\Omega_{t-1}$ . Koop et al. [1996] destacan que la  $GIRF_y(h, \delta, \omega_{t-1})$  es en si misma una realización de una variable aleatoria definida como:

$$GIRF_y(h, \varepsilon_t, \Omega_{t-1}) = E[y_{t+h} | \varepsilon_t = \delta, \Omega_{t-1}] - E[y_{t+h} | \Omega_{t-1}] \quad (24)$$

La definición anterior permite diferentes versiones condicionales de interés potencial. Por ejemplo, se puede considerar solamente una historia particular  $\omega_{t-1}$  y tratar la GIRF como una variable aleatoria en términos de  $\varepsilon_t$ . También, se puede considerar la GIRF como variable aleatoria condicionada a subconjuntos  $S$  y  $H$  de choques e historias, respectivamente ( $GIRF_y(h, S, H)$ ). Así, se puede condicionar a todas las historias en un régimen particular y considerar solamente choques negativos.<sup>28</sup>

El choque asociado a la GIRF se puede realizar sobre variables endógenas y exógenas<sup>29</sup>. En este caso, la metodología descrita anteriormente se mantiene tomando en consideración que deben existir dos sendas de valores pronosticados de las variables exógenas. En el primer componente del lado derecho de la ecuación (24) se debe incorporar la senda con choque, mientras que el segundo componente la senda sin choque.

<sup>28</sup>Ver Koop et al. [1996] para una descripción detallada de las técnicas relevantes y Potter [2000] para mas discusiones sobre la GIRF y sus posibles usos.

<sup>29</sup>En el caso lineal para modelos VAR, este análisis se encuentra desarrollado en detalle en Lütkepohl [2007], bajo el nombre de análisis de multiplicadores.





Este documento puede ser  
consultado en  
[http://www.banrep.gov.co/  
publicaciones/pub\\_borra.htm](http://www.banrep.gov.co/publicaciones/pub_borra.htm)

