

## REGÍMENES DE INFLACIÓN Y DINÁMICA DE PRECIOS MINORISTAS. UN ESTUDIO EMPÍRICO PARA LA ARGENTINA

**Autores:** Juan Manuel Costa y Ariel Ruffo

**Fuente:** Revista de Economía Política de Buenos Aires, Año 13 Vol 18 (Junio 2019), pp 9-49

**Publicado por:** Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Buenos Aires.

### RESUMEN

La presente investigación tiene por objeto estudiar el comportamiento dinámico de los precios minoristas en la economía argentina durante el periodo 1957-2017. Para ello se estimó un modelo de vectores autorregresivos con quiebres estructurales siguiendo la metodología propuesta por (Balke, 2000) a partir de un conjunto de variables que actúan en el proceso de formación de precios para los distintos regímenes inflacionarios identificados en dicho período. El análisis de sensibilidad de las tasas de inflación minoristas ante fluctuaciones no anticipadas en esas variables indica que, existiría un comportamiento no lineal (doce meses vista) en la transmisión de los shocks registrados en todas las variables del modelo para los tres regímenes identificados.

**Palabras clave:** Precios, Ciclo Económico, Pass-Through, No Linealidad, Regímenes Inflacionarios

Juan Manuel Costa y Ariel Ruffo (2019). REGÍMENES DE INFLACIÓN Y DINÁMICA DE PRECIOS MINORISTAS. UN ESTUDIO EMPÍRICO PARA LA ARGENTINA Revista de Economía Política de Buenos Aires, (18), 9-49. Recuperado a partir de <http://ojs.econ.uba.ar/index.php/REPBA/article/view/1571>



Esta revista está protegida bajo una licencia Creative Commons Attribution-NonCommercialNoDerivatives 4.0 International. Copia de la licencia: <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>.



# REGÍMENES DE INFLACIÓN Y DINÁMICA DE PRECIOS MINORISTAS. UN ESTUDIO EMPÍRICO PARA LA ARGENTINA\*

## INFLATION REGIMES AND RETAIL PRICE DYNAMICS. AN EMPIRICAL STUDY FOR ARGENTINA

*Recibido: 30 de julio de 2017. Aceptado: 11 de diciembre de 2017*

---

Juan Manuel Costa\*\*  
Ariel Ruffo\*\*\*

### RESUMEN

La presente investigación tiene por objeto estudiar el comportamiento dinámico de los precios minoristas en la economía argentina durante el periodo 1957-2017. Para ello se estimó un modelo de vectores autorregresivos con quiebres estructurales siguiendo la metodología propuesta por (Balke, 2000) a partir de un conjunto de variables que actúan en el proceso de formación de precios para los distintos regímenes inflacionarios identificados en dicho período. El análisis de sensibilidad de las tasas de inflación minoristas ante fluctuaciones no anticipadas en esas variables indica que, existiría un comportamiento no lineal (doce meses vista) en la transmisión de los shocks registrados en todas las variables del modelo para los tres regímenes identificados.

*Palabras clave: Precios, Ciclo Económico, Pass-Through, No Linealidad, Regímenes Inflacionarios*

### ABSTRACT

This working paper analyze the dynamic behavior of retail prices in the Argentine economy during the period 1957-2017. For this purpose, a model of autoregressive vectors with structural breaks was estimated, following the methodology proposed by (Balke, 2000), based on a set of variables that impact the price formation process for the different inflationary regimes identified in the considered period. The analy-

---

\* *Agradecemos los comentarios del Dr. Daniel Heymann, los cuales han contribuido al enriquecimiento de la presente investigación.*

\*\* *Juan Manuel Costa: Emerging Markets Information Service (EMIS), Londres, Reino Unido.*

\*\*\* *Ariel Ruffo: Banco Central de la República Argentina, SGG de Supervisión y Seguimiento de Entidades Financieras. Buenos Aires, Argentina.*

sis of the sensitivity of retail inflation rates to unexpected fluctuations in these variables indicates that there would be a non-linear behavior (twelve months horizon) in the transmission of the shocks recorded on the variables of the model for the three identified regimes.

*Keywords: prices, economic cycle, pass-through, non-linearity, inflationary regimes*

---

## I. Introducción

Diversos estudios realizados para distintas economías revelan la existencia de múltiples regímenes inflacionarios, asociados a comportamientos no lineales en la dinámica de los precios minoristas y de un conjunto de variables monetarias y reales. En línea con este argumento, (Bick & Nautz, 2008) plantean la existencia de diferentes regímenes de inflación para la economía estadounidense, donde la variabilidad de precios relativos observada difiere en cada régimen identificado, utilizando para ello modelos de panel por umbrales para distintas regiones geográficas de dicho país. Por otro lado, (Basco, D'Amato, & Garegnani, 2009) sugieren la existencia de una no linealidad en la relación entre precios y oferta monetaria para la economía argentina, asociada a distintos regímenes de inflación, estableciendo umbrales de acuerdo a criterios históricos. Por otra parte, (Faroque & Minor, 2009) identifican una relación no lineal entre los salarios y la inflación para distintos regímenes inflacionarios en la economía canadiense; en tanto (Mandler, 2010) plantea un modelo de vectores autoregresivos con umbrales (VAR TAR) de política monetaria para la economía estadounidense, donde se observa una relación no lineal entre la tasa de política monetaria, la inflación y la tasa de crecimiento del PBI, siendo la inflación la variable de transición. Finalmente (Cheikh & Louhichi, 2016) testean la hipótesis de no linealidad en el pass-through cambiario para un conjunto de datos de sesenta y tres países, donde dicha no linealidad está asociada a diferentes regímenes de inflación, identificándose un total de tres umbrales mediante un sistema de paneles por umbral.

La presente investigación pretende comprobar la existencia de dicho fenómeno, a partir del estudio de las tasas de crecimiento del nivel general de precios minoristas en Argentina, durante el periodo 1957-2017. Para ello se propone identificar variables que actúan en el proceso de formación de los precios en distintos momentos del tiempo, para luego analizar la sensibilidad de la tasa de inflación ante cambios o fluctuaciones no anticipadas en esas variables. Asimismo, se evaluará la contribución marginal de dichos shocks al comportamiento de la tasa de inflación a lo largo del tiempo. Para ello, se identificó un conjunto de variables -tipo de cambio nominal, salarios nominales, oferta monetaria y el precio mayorista de los

productos refinados del petróleo- a partir de una revisión de la literatura sobre regímenes de inflación y dinámica de precios en Argentina (Frenkel, 1979, 1989b; Heymann & Leijonhufvud, 1995).

Desde el punto de vista metodológico, se ha observado un creciente interés por el uso de técnicas econométricas basadas en modelos de ajuste al equilibrio, capaces de describir dinámicas no lineales en las variables bajo estudio. Entre ellas, se encuentran los modelos que reflejan un cambio entre estados, entre los cuales se destacan principalmente: los modelos autorregresivos con umbral (TAR) formulados por (Tong, 1978) los basados en procesos de Markov (MSA) propuestos por (James D Hamilton, 1989) o aquellos que incorporan funciones de transición suave entre regímenes (STAR), formulados por (Teräsvirta, 1994). La idea subyacente detrás de estos modelos se basa en la especificación de una forma funcional no lineal que permita explicar el comportamiento dinámico de la media condicional de la variable que se desea estudiar. Dado que en la presente investigación se desea detectar posibles quiebres estructurales en el comportamiento de un grupo de variables que se consideran potencialmente endógenas (a priori), se utilizara la técnica basada en la estimación un sistema VAR TAR, con el propósito de poder captar la dinámica registrada por las mismas.

Este trabajo consta de ocho secciones. La siguiente sección comprende una revisión del marco conceptual de las distintas herramientas cuantitativas para estimar modelos de comportamiento y/o de análisis de sensibilidad de precios. El tercer apartado se compone de la presentación y análisis estadístico del conjunto de variables seleccionadas para dicho estudio. En la cuarta sección se presenta el modelo elegido para estudiar la dinámica de los precios durante el periodo muestral seleccionado. El quinto capítulo comprende una descripción de las distintas políticas económicas implementadas durante los últimos sesenta años y de sus implicancias en el comportamiento de los precios y de las variables vinculadas a los mismos. En la sexta parte se presenta el cálculo de las funciones de impulso y respuesta de la tasa de inflación minorista ante aumentos no esperados en el resto de las variables incorporadas en el modelo, mientras que en la séptima sección se presentan las conclusiones del trabajo. Finalmente, se

---

incorpora un apéndice metodológico con los Test estadísticos que respaldan la solidez de las estimaciones efectuadas.

## II. Marco teórico

En las últimas dos décadas, el avance de la informática en el campo de los métodos cuantitativos ha contribuido a facilitar la implementación y el cómputo de técnicas econométricas basadas en modelos que permiten analizar comportamientos no lineales en variables que habitualmente explican el funcionamiento de cualquier sistema económico. En línea con este argumento, los modelos autorregresivos con umbral (TAR), fueron concebidos a partir de características de no linealidad observadas en el comportamiento de las series de tiempo tales como la asimetría registrada en los movimientos ascendentes y descendentes de los procesos estocásticos. Al igual que los modelos autorregresivos formulados en base a la metodología propuesta por Box y Jenkins, este tipo de modelos utilizan trayectorias temporales lineales a los fines de obtener una mejor aproximación del comportamiento de la media condicional, incorporando al análisis la existencia de un umbral en el espacio temporal tendiente a minimizar los errores cometidos por el ajuste lineal, permitiendo captar la dinámica de dos o más regímenes diferenciados. De esta manera es posible afirmar que, una determinada serie de tiempo  $x_t$  presenta un comportamiento dinámico asimilable a un proceso autorregresivo con  $k$ - regímenes existentes (SETAR)<sup>1</sup> si se satisface la siguiente relación:

$$x_t = \phi_0^j + \phi_1^j x_{t-1} - \dots - \phi_p^j x_{t-p} + a_t^j \quad (1)$$

$$\text{Si } \gamma_{j-1} \leq x_{t-d} < \gamma_j \quad (2)$$

$$-\infty = \gamma_0 < \gamma_1 < \dots < \gamma_{k-1} = \infty \quad (3)$$

Donde los  $\gamma$ s representan los distintos umbrales ubicados en el espacio temporal que permiten identificar los distintos regímenes existentes, en tanto "d" representa el número de rezagos de la variable bajo estudio y los

---

<sup>1</sup> SETAR (Self exciting autorregresive threshold regression)

---

$a_t^j$  representan los errores de la estimación los cuales son independientes entre sí e idénticamente distribuibles  $\approx N(0, \sigma_j^2)$  para distintos valores de  $j$ .

La principal crítica a los modelos TAR y SETAR se basa en que la función que describe el comportamiento dinámico de la media condicional no está definida para todo el intervalo de tiempo, por cuanto los umbrales  $\gamma$ s representan puntos de discontinuidad de dicha función en el horizonte temporal. En Tong (1993) se describe este tipo de modelos como una combinación de modelos lineales por tramos (*piecewise linear models*), que reflejan diferentes dinámicas de las variables en el tiempo. Para el caso de series de tiempo, el valor umbral determina un cambio de estado. En otras palabras, un modelo de estas características refleja cambios recurrentes en la dinámica de comportamiento de las variables económicas a lo largo del tiempo.

En respuesta a las críticas formuladas a los modelos de umbral, surgieron los modelos autorregresivos con funciones de transición suave (STAR), formulados por (K. S. Chan & Tong, 1986) y (Teräsvirta, 1994). Los modelos tipo STAR corresponden a una gama de modelos no lineales donde se supone que el proceso generador de la serie ( $Y_t$ ) oscila de forma suave entre dos regímenes extremos. Una serie de tiempo  $X_t$  sigue un proceso de dos regímenes del tipo STAR(p) si satisface la siguiente forma estructural:

$$x_t = c_o + \sum_{i=1}^p B_1^i(L)x_t + F\left(\frac{x_{t-d} - \Delta}{s}\right) \left( c_1 + \sum_{i=1}^p B_2^i(L)x_t \right) + u_t \quad (4)$$

Donde  $d$  es un parámetro de rezago,  $\Delta$  y "s" representan la locación y la escala del modelo de transición en tanto  $F(\cdot)$  representa la función que caracteriza la transición entre los dos regímenes. En la práctica,  $F(\cdot)$  asume alguna de las tres siguientes formas funcionales; logística, doble logística, exponencial o distribución acumulativa. Un prerequisite para la estacionariedad de los modelos STAR es que los módulos de todas las raíces de la ecuación polinomial sean menores a uno. Una ventaja de los modelos STAR frente a los TAR es que la función de la media condicional es diferenciable. Sin embargo, la experiencia muestra que los parámetros  $\Delta$  y  $s$  no son fáciles de estimar presentando complicaciones en relación a



la selección del algoritmo de optimización y al método iterativo de resolución de la forma funcional. (Van Dijk & Franses, 1999)

Otra técnica de análisis se basa en la estimación de modelos de cambio de régimen mediante el cálculo de matrices de probabilidades de transición de Markov. La idea de incorporar al análisis no lineal de las series de tiempo este tipo de herramienta estadística fue discutida en (Tong, 1978). En base a esta idea, Hamilton propuso la formulación de un modelo autorregresivo con cambios de régimen utilizando Cadenas de Markov (MSA). En el siguiente ejemplo se considera un modelo de cambio régimen basado en la transición entre dos estados temporales. Por ejemplo, en ese sentido, es posible afirmar que una serie de tiempo sigue un comportamiento dinámico representado por un MSA, si el mismo satisface la siguiente condición:

$$x_t = \begin{cases} c_1 + \sum_i^p = 1 \\ c_2 + \sum_i^p = 1 \end{cases} \begin{cases} \phi_{1i}x_{t-i} + a_{1t} & s_t = 1, \\ \phi_{2i}x_{t-i} + a_{2t} & s_t = 2, \end{cases}$$

Donde  $S_t$  asume valores en (1,2) y se plantea una Cadena de Markov de primer orden con estas probabilidades de transición  $P(s_t = 2 / s_{t-1} = 1) = w_1$ ,  $P(s_t = 1 / s_{t-1} = 2) = w_2$ . Las series de las innovaciones  $\{a_{1t}\}$  y  $\{a_{2t}\}$  representan variables aleatorias idénticamente distribuidas donde  $E(a_{it}) = 0$  y  $\sigma^2(a_{it}) < \infty \forall i = 1,2$ . Para aquellos valores pequeños de  $w_i$ , se interpreta que el modelo permanece por un tiempo prolongado en el estado "i". De hecho,  $1/w_i$  representa el tiempo esperado en que el proceso permanece en el estado "i". A diferencia de los modelos SETAR, donde la transición entre dos estados temporales es determinada por una variable en particular, desfasada "d" periodos, los MSA utilizan un esquema estocástico basado en la aplicación de una cadena de Markov para explicar la transición entre los estados temporales, siendo cada uno de ellos representados por una forma funcional que determina el valor promedio condicional de la variable bajo estudio. Este último punto representa una importante implicancia en lo que respecta a la naturaleza predictiva de estos modelos. Asimismo, los MSA son más difíciles de estimar dado que los estados tem-

porales no son directamente observables, para lo cual habría que utilizar algún algoritmo o método de simulación iterativo (Ej: Método de Monte Carlo), que permita aproximar el cálculo de las probabilidades de ocurrencia de dichos estados. Finalmente, es preciso destacar que (McCulloch & Tsay, 1993) generalizan los MSA para el caso de más de dos estados temporales, utilizando modelos *logic* o *probit* para explicitar las funciones de transición entre los estados temporales, utilizando los MSA como herramienta de comparación entre distintos tipos de modelos no lineales, en donde cada uno de ellos es utilizado para representar un estado temporal determinado. Para una mayor profundidad del tratamiento sobre los modelos de cambio de régimen basados en Cadenas de Markov, ver (James Douglas Hamilton, 1994)

Un segundo grupo de modelos no lineales, de mayor complejidad, han sido resueltos mediante el uso de técnicas avanzadas de cálculo computacional, lo cual ha reducido notablemente los tiempos de resolución de los mismos, accediendo a resultados concretos con suma facilidad y rapidez. Entre ellos se encuentran los modelos basados en métodos no paramétricos (Kernel Regression (Nadaraya, 1964) y (Epanechnikov, 1969), Bandwidth Selection (Härdle, 1990), los modelos de estados espaciales formulados por (Carlin, Polson, & Stoffer, 1992), los modelos de redes neurales de (Ripley, 1993) y los autorregresivos de coeficientes funcionales de (K.-S. Chan & Tsay, 1998). La idea básica de estos modelos se sustenta en el uso de técnicas de simulación con el propósito de describir la evolución de la distribución condicional de la variable bajo estudio o para estudiar la naturaleza del comportamiento no lineal de las series de tiempo. En la siguiente sección se presentan y analizan estadísticamente la naturaleza y comportamiento de las series de tiempo de las variables seleccionadas.

### **III. Preliminares**

En el presente trabajo se utilizan cinco series de tiempo macroeconómicas: la tasa de inflación general minorista, la variación del tipo de cambio nominal, la variación de los salarios nominales, la variación del precio mayorista de los productos refinados del petróleo, y la variación de la base monetaria. La muestra es mensual y abarca desde enero de 1957 hasta di-

---

ciembre de 2017. El siguiente cuadro resume las principales características de cada una de estas variables.

**Características de las Variables (Tabla N° 1)**

Variable	Descripción	Fuente
Tasa de Inflación	Diferencia logarítmica porcentual del IPC.	INDEC: Enero de 1957 a Diciembre 2006. IPC Provincias: Enero de 2007 a Marzo 2016. INDEC: Abril 2016 a Diciembre 2017. Filtro X-12 aplicado para desestacionalizar periodo Febrero 1960 a Febrero 1970.
Variación del Tipo de Cambio	Diferencia logarítmica porcentual del tipo de cambio nominal.	CEPAL: Tipo de cambio efectivo de importación, Enero de 1957 a Diciembre de 1992. BCRA: Tipo de cambio nominal oficial (final de mes), Enero de 1993 a Diciembre de 2017.
Variación Salario	Diferencia logarítmica porcentual del Índice de Salarios Básicos de la Industria y la Construcción/ Índice de Salarios Registrados del Sector Privado	Ministerio de Trabajo: Empalme de Enero de 1957 a Septiembre 2016. INDEC: Octubre d2016 a Diciembre de 2017.
Variación Precios Mayoristas de Productos Refinados del Petróleo	Diferencia logarítmica porcentual de serie empalmada de precios mayoristas de productos derivados del petróleo.	INDEC Base 1960: Enero de 1957 a Febrero de 1993. INDEC Base 1993: Marzo de 1993 a Diciembre de 2017.
Variación de la Base Monetaria	Diferencia logarítmica de la base monetaria nominal.	BCRA: Enero de 1957 a Diciembre de 2017

En la siguiente sección se presentan los resultados obtenidos que surgen de aplicar los Test de raíces unitarias convencionales a las cinco series de tiempo seleccionadas.

### *III.A.1 Test de raíz unitaria convencionales.*

En la Tabla N° 2 se adjuntan los resultados de los Test convencionales de raíz unitaria. El objetivo de estos test es determinar si las series utilizadas en el presente trabajo son un proceso integrado o no. En todos los casos, se realizan test de Augmented Dickey Fuller y Phillip-Perron (versión OLS espectral), utilizando el criterio de Schwarz para determinar el número de rezagos adecuados, y suponiendo la existencia de constante pero no tendencia en las series. Todos los test indican que no existiría raíz unitaria en ninguna de las 5 series analizadas.

### Tests de raíz unitaria. (Tabla N° 2)

Variable	Lags (Schwarz)	Constante	Tendencia	Tipo Test	Estadístico
Tasa de inflación	12	Si	No	ADF	-4.07*
Tasa de inflación	12	Si	No	PP	-6.33*
Var. Tipo de Cambio	6	Si	No	ADF	-6.47*
Var. Tipo de Cambio	6	Si	No	PP	-13.30*
Var. Salario	7	Si	No	ADF	-4.89*
Var. Salario	7	Si	No	PP	-24.98*
Var. Refinados Petróleo	8	Si	No	ADF	-4.75*
Var. Refinados Petróleo	8	Si	No	PP	-30.86 *
Var. Base Monetaria	5	Si	No	ADF	-6.38 *
Var. Base Monetaria	5	Si	No	PP	-28.55*

\*:5% de significatividad

#### III.A.2. Test raíz unitaria de Enders y Ludlow

Además de los test de raíz unitaria convencionales expuestos anteriormente, se realizó el test de raíz unitaria de (Enders & Loudlow, 2002) sobre las cinco series bajo estudio. Este test, tiene similitudes tanto con el test de ADF como Phillip-Perron, aunque permite detectar la presencia de no linealidad en el proceso generador de datos, y de esa manera arroja una información más detallada sobre el comportamiento de las series.<sup>2</sup> A continuación, se adjuntan las tablas con los resultados de los test para las 5 variables.

#### Enders y Ludlow, tasa de inflación (Tabla N° 3)

Test	Estadístico	Valor Crítico (10%)	Valor Crítico (5%)	Valor Crítico (1%)	K Observado	K Máximo
F-all	17.75	7.46	8.25	9.89		
F-trig	26.49	7.27	8.07	9.78		
C	0.93	-3.15	-3.48	-4.16	294	335
CR	0.33	10.64	12.92	18.23		

<sup>2</sup> Para más detalles sobre el test, ver apéndice metodológico.

### Enders y Ludlow, variación tipo de cambio nominal (Tabla N° 4)

Test	Estadístico	Valor Crítico (10%)	Valor Crítico (5%)	Valor Crítico (1%)	K Observado	K Máximo
F-all	14.49	7.46	8.25	9.89	284	335
F-trig	8.53	7.27	8.07	9.78		
C	-1.9	-3.15	-3.48	-4.16		
CR	0.14	10.64	12.92	18.23		

### Enders y Ludlow, variación salario nominal (Tabla N° 5)

Test	Estadístico	Valor Crítico (10%)	Valor Crítico (5%)	Valor Crítico (1%)	K Observado	K Máximo
F-all	29.9	7.46	8.25	9.89	179	335
F-trig	10.59	7.27	8.07	9.78		
C	-3.66	-3.15	-3.48	-4.16		
CR	0.25	10.64	12.92	18.23		

### Enders y Ludlow, variación precio mayorista refinados del petróleo (Tabla N° 6)

Test	Estadístico	Valor Crítico (10%)	Valor Crítico (5%)	Valor Crítico (1%)	K Observado	K Máximo
F-all	18.72	7.46	8.25	9.89	150	335
F-trig	8.76	7.27	8.07	9.78		
C	-2.32	-3.15	-3.48	-4.16		
CR	0.1	10.64	12.92	18.23		

### Enders y Ludlow, variación base monetaria (Tabla N° 7)

Test	Estadístico	Valor Crítico (10%)	Valor Crítico (5%)	Valor Crítico (1%)	K Observado	K Máximo
F-all	35.35	7.46	8.25	9.89	61	335
F-trig	10.75	7.27	8.07	9.78		
C	-5.01	-3.15	-3.48	-4.16		
CR	0.34	10.64	12.92	18.23		

Los resultados globales del test de (Enders & Loudlow, 2002) nos indican que los test F-all y F-trig son rechazadas con un alfa de 5% para todos los casos. El test C solo es rechazado con un alfa 5% para el caso de la variación del salario nominal y la variación de la base monetaria. Finalmente, el test CR no es rechazado al 5% en ningún caso.

Enders y Ludlow consideran que el rechazo conjunto de F-all y F-trig, junto con el no rechazo de los test C y CR, puede interpretarse como evidencia fuerte, aunque no condición suficiente para que el proceso generador de datos se pueda considerar como estacionario con decaimiento no lineal. Los autores argumentan que los test C y CR adolecen de problemas de potencia en determinados contextos, por ejemplo al interpretar los resultados sobre una serie de tasa de inflación de Estados Unidos,<sup>3</sup> donde el resultado de los test es muy similar al obtenido en el presente trabajo.

Finalmente, el parámetro K estimado determina la frecuencia con la que la serie pasa de un estado estacionario a uno explosivo. En el caso de la tasa de inflación y la tasa de variación del tipo de cambio nominal, se encontró un parámetro K muy elevado (294 y 284 respectivamente), lo que indica que la serie oscila permanentemente entre periodos de estabilidad y explosividad. Para las series de variación de salarios nominales y variación de precios mayoristas refinados del petróleo, se encontró un parámetro K moderado (179 y 150 respectivamente), lo que implica una oscilación más lenta, y finalmente para la variación de la base monetaria se encontró un parámetro K bajo (61), lo que muestra una elevada inercia en su dinámica de decaimiento.

### *III.B.1. Test de No Causalidad en el Sentido de Granger*

En esta sección, se realizan tests de no causalidad en el sentido de Granger, con el objetivo de determinar si existe evidencia de precedencia temporal en las variables del presente trabajo. La eventual detección (o no) de endogeneidad generalizada es clave para determinar qué tipo de modelo econométrico correspondería utilizar para modelar las relaciones estadísticas entre las series.

---

<sup>3</sup> Ellos encuentran que si el valor real del parámetro  $c$  está cercano a 0.1, y el de  $r$  a 0.27, la potencia de los test C y CR es muy baja.

---

**Test de Granger. Hipótesis Nula: Variación Base Monetaria no causa Inflación (Tabla N° 8)**

Rezagos	Estadístico F	P-Value
1	0.10	0.74
3	519.52	0.00*
6	188.84	0.08
9	154.83	0.12
12	103.73	0.41

\*:5% de significatividad

**Test de Granger. Hipótesis Nula: Inflación no causa Variación Base Monetaria (Tabla N° 9)**

Rezagos	Estadístico F	P-Value
1	178.24	0.00*
3	416.73	0.00*
6	193.32	0.00*
9	124.67	0.00*
12	910.37	0.00*

\*:5% de significatividad

**Test de Granger. Hipótesis Nula: Variación Refinados no causa Inflación (Tabla N°10)**

Rezagos	Estadístico F	P-Value
1	955.20	0.00*
3	196.03	0.00*
6	958.06	0.00*
9	978.35	0.00*
12	807.28	0.00*

\*:5% de significatividad

**Test de Granger. Hipótesis Nula:  
Inflación no causa Variación Refinados (Tabla N° 11)**

Rezagos	Estadístico F	P-Value
1	265.93	0.00*
3	110.53	0.00*
6	553.07	0.00*
9	353.117	0.00*
12	278.58	0.00*

\*:5% de significatividad

**Test de Granger. Hipótesis Nula:  
Variación Salarios no causa Inflación (Tabla N° 12)**

Rezagos	Estadístico F	P-Value
1	170.50	0.00*
3	661.44	0.00*
6	530.62	0.00*
9	442.12	0.00*
12	323.12	0.00*

\*:5% de significatividad

**Test de Granger. Hipótesis Nula:  
Inflación no causa Variación Salarios (Tabla N° 13)**

Rezagos	Estadístico F	P-Value
1	195.01	0.00*
3	564.87	0.00*
6	319.21	0.00*
9	155.68	0.00*
12	119.51	0.00*

\*:5% de significatividad



**Test de Granger. Hipótesis Nula:  
Variación Tipo de Cambio no causa Inflación (Tabla N° 14)**

Rezagos	Estadístico F	P-Value
1	454.30	0.00*
3	171.61	0.00*
6	152.99	0.00*
9	100.38	0.00*
12	963.88	0.00*
*:5% de significatividad		

**Test de Granger. Hipótesis Nula:  
Inflación no causa Variación Tipo de Cambio (Tabla N° 15)**

Rezagos	Estadístico F	P-Value
1	625.89	0.00*
3	255.25	0.00*
6	117.02	0.00*
9	838.34	0.00*
12	816.45	0.00*
*:5% de significatividad		

**Test de Granger. Hipótesis Nula:  
Variación Refinados no causa Variación Tipo de Cambio (Tabla N° 16)**

Rezagos	Estadístico F	P-Value
1	337.10	0.06
3	491.53	0.00*
6	242.83	0.02*
9	400.35	0.00*
12	451.42	0.00*
*:5% de significatividad		

**Test de Granger. Hipótesis Nula:****Variación Tipo de Cambio no causa Variación Refinados (Tabla N° 17)**

Rezagos	Estadístico F	P-Value
1	900.73	0.00*
3	690.90	0.00*
6	408.53	0.00*
9	259.83	0.00*
12	199.72	0.00*

\*:5% de significatividad

**Test de Granger. Hipótesis Nula:****Variación Base Monetaria no causa Variación Salarios (Tabla N° 18)**

Rezagos	Estadístico F	P-Value
1	564.54	0.00*
3	274.94	0.00*
6	150.21	0.00*
9	879.03	0.00*
12	666.70	0.00*

\*:5% de significatividad

**Test de Granger. Hipótesis Nula: Variación Salarios no causa Variación Base Monetaria (Tabla N° 19)**

Rezagos	Estadístico F	P-Value
1	274.04	0.00*
3	190.695	0.00*
6	748.37	0.00*
9	502.37	0.00*
12	357.25	0.00*

\*:5% de significatividad

Los resultados globales del test de no causalidad en sentido de Granger indican la existencia de endogeneidad generalizada en casi todas las variables y rezagos analizados. La única excepción notable es el débil rechazo de la hipótesis “variación de base monetaria no causa inflación”, ya que esta es rechazada con un 5% de confianza solo para la regresión con tres rezagos.

Desde el punto de vista econométrico, un grado de endogeneidad tan elevado en todas las variables requiere la utilización de modelos que puedan lidiar adecuadamente con esta característica para evitar problemas de sesgo (ej. Un modelo de Vectores Autorregresivos –VAR– no estructural). Desde el punto de vista económico, las relaciones de endogeneidad entre las variables seleccionadas se ven modificadas por la multiplicidad de políticas económicas implementadas a lo largo de la muestra analizada.

#### **IV. El Modelo**

Tal como fuera señalado en el apartado anterior, el objetivo de la presente investigación es encontrar evidencia de la presencia de no linealidades en las tasas de crecimiento del nivel general de precios al consumidor y de un conjunto de variables económicas identificadas que actúan en el proceso de formación de expectativas de los precios minoristas en distintos momentos del tiempo. En ese sentido, los resultados de los test de estacionariedad diseñados por (Enders & Loudlow, 2002) revelan un comportamiento dinámico no lineal de las variables bajo estudio. Un proceso de estas características podría ser representado mediante un modelo de cambio de regímenes con múltiples quiebres estructurales o “Threshold autorregressive regression ” (TAR) dado que estos admiten la posibilidad de tener dos o más situaciones diferenciadas.

##### **IV. A. Test de No Linealidad de Terasvirta**

Los resultados del test de (Enders & Loudlow, 2002) sugieren que las series analizadas en el presente trabajo exhiben características de decaimiento oscilante (no lineal). En tal sentido, es menester testear la hipótesis de si la relación entre dichas variables debe ser modelada según una especificación lineal o una no lineal. Una herramienta clave para determinar ello es el test de Terasvirta (Luukkonen, Saikkonen, & Teräsvirta, 1988), que tiene como objetivo testear la hipótesis nula de especificación lineal, contra una hipótesis alternativa de que la especificación adecuada es un modelo no lineal que pertenezca a la clase de modelos TAR o STAR.

La mecánica del test tiene las siguientes etapas:

1. Se regresan por OLS cada una de las series contra una constante,

rezagos de sí misma y rezagos las demás variables endógenas, generándose la serie de residuos resultante.

2. Los residuos obtenidos en el paso anterior son regresados por OLS contra una constante y rezagos de una variable  $st$ , denominada variable de transición. Estos rezagos entraran en forma directa, y también elevados a diferentes potencias (usualmente 3).
3. Se realiza un test de restricciones de exclusión sobre los parámetros de los rezagos de la variable de transición lineales, cuadráticos y cúbicos, en forma individual y en forma conjunta.
4. Se elige como variable de transición más adecuada a aquella con la que se obtenga el estadístico más elevado para cada ecuación.

Siguiendo a (Balke, 2000), se proponen como variables de transición  $st$  a medias móviles rezagadas del vector de variables endógenas  $yt$  bajo estudio. La idea de utilizar una media móvil en vez de rezagos directos de las variables endógenas, es que estas últimas tienen un comportamiento periodo a periodo muy errático cuando están medidas en frecuencias elevadas (ej frecuencia trimestral o mensual), lo que las hace inadecuadas como variables de transición en un modelo no lineal del tipo TAR o STAR. La elección de la ventana de la media móvil depende de las series utilizadas y de la frecuencia de las mismas. Consideramos que por criterios económicos, dado que los datos son mensuales, una media móvil de seis meses permite capturar adecuadamente una dinámica de corto y mediano plazo sin resultar en una serie demasiado inestable.

Tal como sugiere (Winkelried, 2003) el análisis ha sido restringido un sistemas VAR con una única función de transición para todas las ecuaciones del sistema. Por tal motivo, las cinco variables endógenas presentadas en la sección anterior son estudiadas por separado con la expectativa de que los resultados sean complementarios y que se pueda extraer un único conjunto de conclusiones de las diversas estimaciones. Se exploró heurísticamente a estas cinco variables como potenciales de variables de transición, ejecutándose para cada candidata el contraste de linealidad descrito anteriormente.

En consecuencia, el test se planteó realizando cinco regresiones (una por cada variable endógena), y considerando la media móvil a seis meses

---

de un conjunto de cinco potenciales variables de transición. A continuación, se presenta una tabla resumen, donde se expone el estadístico obtenido para cada ecuación y para cada variable de transición.

### Tests de No Linealidad de Terasvirta (Tabla N° 20)

Variable dependiente/ transición	Tasa de inflación	Var. Tipo de Cambio Nominal	Var. Salario Nominal	Var. Refinados Petróleo	Var. Base Monetaria
Tasa de inflación	24.28*	<b>25.34*</b>	23.49*	21.29*	23.62*
Var. Tipo de Cambio Nominal	<b>7.80*</b>	7.78*	6.14*	6.95*	6.78*
Var. Salario Nominal	5.69*	5.52*	5.69*	6.19*	<b>6.20*</b>
Var. Refinados Petróleo	7.60*	<b>7.64*</b>	7.36*	7.30*	7.05*
Var. Base Monetaria	<b>3.31*</b>	2.78*	2.18*	2.14*	2.22*

\*:5% de significatividad

Los resultados del test de no linealidad indican que, en dos de las ecuaciones (aquellas donde la variable dependiente es la tasa de inflación y la variación del precio mayorista de refinados del petróleo) la variable de transición más adecuada sería la media móvil de la variación del tipo de cambio nominal. En cambio, en otras dos ecuaciones (donde la variable dependiente es la variación del tipo de cambio nominal y la variación de la base monetaria), la variable de transición adecuada sería la tasa de inflación. Finalmente, para la ecuación de variación del salario nominal, la variable de transición adecuada sería la variación en la base monetaria.

En tal sentido, tanto la inflación como la variación del tipo de cambio nominal serían variables plausibles de ser consideradas como *de transición*, ya que ambas son relevantes en al menos dos ecuaciones del modelo, descartándose la evidencia en favor de la base monetaria por ser relevante solo en una ecuación del modelo. Entre ambas, consideramos que la inflación es la mejor variable de transición potencial, tanto por criterios econométricos como económicos. Dado que la evidencia empírica arrojada por el test de Terasvirta no es concluyente en favor de la elección de una u otra variable (inflación o variación del tipo de cambio nominal), se corrió el modelo bajo estudio considerando una u otra como variable de transición, habiéndose obtenido el mejor ajuste en el caso de la tasa de inflación. Por

otro lado, una parte de la literatura económica (Frenkel, 1989a), (Heymann & Leijonhufvud, 1995), considera a la propia inflación como variable de transición entre distintos regímenes inflacionarios.<sup>4</sup>

#### **IV. B. Estimación**

Siguiendo esta idea y en base a los resultados arrojados por los Test de No Causalidad en el sentido de Granger, se estimará un sistema de vectores autorregresivos con múltiples umbrales (Multiple Threshold Autorregressive Vectors) (Balke, 2000) que permita representar un cambio entre estados de la dinámica de las variables bajo estudio, para luego a partir del cálculo de las funciones de impulso respuesta, mediante la técnica del bootstrapping, con el objetivo de poder evaluar la sensibilidad de los precios minoristas ante las fluctuaciones registradas en esas variables durante el periodo muestral Enero 1957 – Diciembre 2017. Entre las propiedades que ofrece esta metodología se encuentran las siguientes ventajas:

- Permite reflejar la existencia de asimetrías y/o no linealidad en el comportamiento de los precios minoristas identificando regímenes cambiantes (para el caso del análisis de series de tiempo, esta herramienta permite reflejar la existencia de distribuciones estacionarias multimodales).
- Los valores umbrales a partir de los cuales se distinguen los cambios de régimen inflacionario se determinan de manera endógena (Test de identificación de cambio estructural de Likelihood-Ratio, basado en el teorema de (Wilks, 1938)).
- Estos modelos reducen el número de parámetros de movimiento del sistema al no requerir la estimación del coeficiente de transición entre los distintos estados requerido en los modelos STAR,<sup>5</sup> en los cuales su cálculo resulta de gran complejidad con la existencia de más de dos regímenes para la variable de cambio de estado.
- Son útiles para poder realizar análisis de sensibilidad entre las va-

---

*4 Recientes trabajos empíricos para la Argentina tales como Trajtenberg, Brufman y Donaldson (2014), encuentran que efectivamente la inflación es una adecuada variable de transición para un modelo TAR univariado (que incluye al tipo de cambio nominal y a la brecha del producto como variables explicativas).*

*5 A diferencia de los modelos STAR, los modelos TAR asumen que el parámetro de transición tiende a infinito*

---

riables seleccionadas (Inflación minorista, tipo de cambio nominal, nivel general de salarios, precios de los productos refinados del petróleo y de la base monetaria). En otras palabras, permite calcular funciones de impulso respuesta para shocks en las variables del modelo para distintas condiciones iniciales.

- Permite identificar en que régimen de inflación se encuentra la economía en cada momento del tiempo.

A continuación, se presenta el modelo a estimar caracterizado por la siguiente estructura de comportamiento:

$$Y_t = \mu_j + \sum_{i=1}^4 B_1^i(L)Y_t + \left( \mu_j + \sum_{i=1}^4 B_2^i(L)Y_t \right) I(c_{t-d} > \gamma_1) + \left( \mu_j + \sum_{i=1}^4 B_3^i(L)Y_t \right) I(c_{t-d} > \gamma_2) + U_t$$

$Y_t$  = Vector de variables endógenas

$\mu_j$  = Constante para cada régimen "j"

$B_1^i(L)$  = Matriz de coeficientes polinomiales de cada variable en cada régimen "j". El sub-índice "i" indica el orden de rezago para cada variable.

$c_{t-d}$  = Variable umbral que determina en que régimen inflacionario se encuentra el sistema  $I(c_{t-d} > \gamma_j) = 1$   $I(c_{t-d} \leq \gamma_j) = 0$

$U_t$  = Término de perturbación estructural estocástica en el momento "t"

Los pasos para estimar el modelo antes descripto requieren la consideración en primer lugar, de los siguientes tres parámetros de control:

- La cantidad de observaciones comprendidas en cada régimen no puede ser inferior al 15% de las observaciones
- El tamaño de la ventana móvil para la determinación de los umbrales fue seleccionado en función de los resultados arrojados por el Test de no linealidad y tamaño óptimo del rezago en base a la propuesta formulada por (Teräsvirta & Yang, 2014). En base a los mismos, se considera una media móvil a seis meses con el objetivo de suavizar el cálculo para la detección de manera eficiente de los quiebres estructurales. De esta manera se evita el cambio constante entre regímenes.
- Luego se define el periodo muestral en base al cual se efectuará la estimación de los potenciales quiebres estructurales o valores de

umbral a partir de los cuales se observaría un cambio de régimen. Para la identificación de los shocks estructurales se definió el Ordenamiento de Cholesky en base a un criterio económico convencionalmente aceptado ya que si bien los resultados de los Test de no Causalidad en el sentido de Granger revelan causalidad en ambos sentidos entre las variables seleccionadas, no es posible identificar relaciones de contemporaneidad entre las mismas.

- En base a estas consideraciones, se recurrió al siguiente criterio económico a los efectos de proponer un ordenamiento para la Matriz de Cholesky: Las dos variables elegidas como más exógenas (variación de la base monetaria y variación de los precios de los productos refinados del petróleo), son aquellas que el gobierno utiliza para ejecutar su política monetaria y de precios públicos, y por lo tanto serían menos afectadas en sentido causal por las demás variables del modelo. En otras palabras, ambas son reguladas por el *policy maker*. Por el contrario, las tres variables restantes (tasa de inflación, variación de los salarios nominales, y variación del tipo de cambio nominal), no son reguladas por el gobierno (salvo en ciertos periodos de la muestra y durante la vigencia de algún plan de estabilización), por lo que se determinan endógenamente. Dentro de este segundo grupo de variables, identificamos a la variación del tipo de cambio nominal como aquella más endógena, porque usualmente suele ser la última en reaccionar ante variaciones no anticipadas en el resto de las variables del modelo. Por lo tanto y en base al criterio anteriormente descripto, se plantea el siguiente ordenamiento: variación de la base monetaria –variación de los precios de los productos refinados del petróleo– tasa de inflación –variación de los salarios nominales– variación del tipo de cambio nominal.<sup>6</sup>

A continuación, se procede a la estimación del modelo y de los quiebres de la siguiente manera:

---

<sup>6</sup> Se probaron diferentes ordenamientos para la variación del tipo de cambio nominal, asumiéndola como más exógena con respecto a la tasa de inflación y a la variación de salarios. Los resultados obtenidos no se vieron alterados en forma apreciable.

---



- En primer lugar, se corre el modelo de Vectores autorregresivos lineales para el periodo muestral seleccionado y se definen las condiciones iniciales para luego generar una malla de valores para la variable de transición elegida (inflación mensual) que oscila entre un valor mínimo y uno máximo los cuales surgen de truncar el 7.5% de la distribución de datos en cada cola. El objetivo es excluir valores extremos que puedan confundir shocks transitorios con quiebres estructurales que sean indicadores de cambio de regímenes. A su vez es necesario garantizar un mínimo de observaciones en cada régimen para que el modelo sea consistente. Cada régimen tiene su propia matriz de varianzas y covarianzas. Esto implica que la varianza del proceso se comporta de manera heterocedástica a lo largo del periodo muestral bajo estudio.
- Una vez detectado los posibles quiebres estructurales, se corren diferentes modelos lineales para los diferentes valores de umbral seleccionando aquellos que presentan el mejor ajuste. La elección del mejor modelo se realiza en base al resultado arrojado por el estadístico de Likelihood ratio:<sup>7</sup>

A continuación, se resumen los principales resultados del Test de Identificación de Umbrales y las características generales del modelo estimado por Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS):

### Test para umbrales de modelo VAR con 6 rezagos por variable. (Tabla 21)

Variable de Transición	Umbrales estimados	Likelihood Ratio Test (Valor de función)
Inflación, MA(6), d=1	1.91%	-7965*
Inflación, MA(6), d=1	4.30%	-7880*
Inflación, MA(6), d=1	3.00%	-7802*
*:5% de significatividad		

<sup>7</sup> El estadístico de Likelihood ratio se calcula en base al siguiente algoritmo  $\frac{FMV(\text{Completo} - \text{restringido})}{FMV(\text{sin restricciones})}$  (c umbrales) el cual para una muestra de tamaño grande, el estadístico sigue una Distribución Chi-cuadrado con  $\frac{n^{\circ} \text{ de regresores}}{2 + n^{\circ} \text{ de variables} * (1 + n^{\circ} \text{ de } \frac{\text{variables}}{2})}$  grados de libertad.

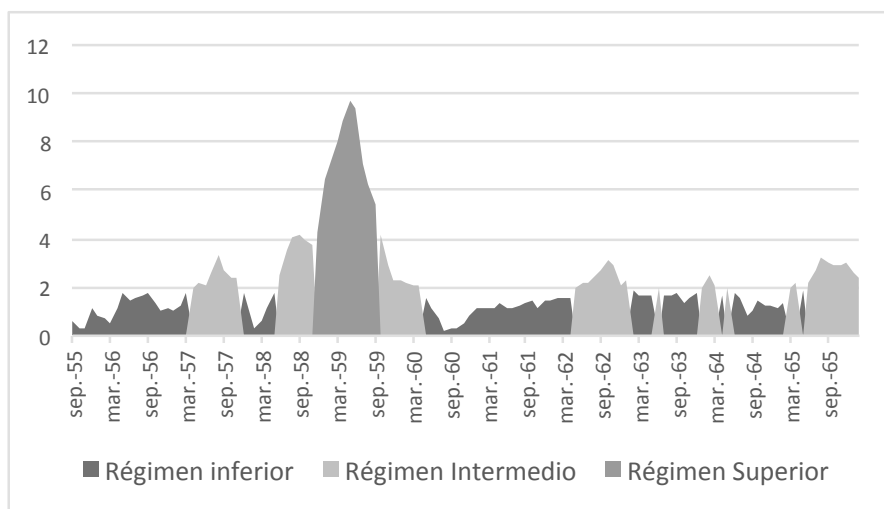
Los resultados arrojados por el Test de Likelihood ratio permiten identificar tres regímenes de inflación bien marcados (régimen inferior, intermedio y superior) a partir de los dos quiebres estructurales o valores umbral estimados con mayor probabilidad de ocurrencia. En ese sentido, cada vez que la media móvil para los últimos seis meses del proceso inflacionario, se encuentre por debajo del 1,9% mensual, la economía se encontraría transitando por el régimen de inflación inferior, para valores comprendidos entre 1,9% y el 4,3% mensual, el proceso se encontraría en un régimen de inflación intermedia, en tanto que para aquellos valores que superen el umbral del 4,3% mensual, el comportamiento dinámico de los precios se asimilaría al del régimen de inflación superior.

#### **V. Dinámica histórica de los precios minoristas y de sus principales determinantes durante el periodo 1957-2017**

En la presente sección se realiza un análisis del comportamiento dinámico que registraron los precios minoristas y las variables que actuaron en el proceso de formación de las expectativas inflacionarias en cada momento del tiempo. Para ello, se calculó la media móvil histórica de los últimos seis meses del proceso inflacionario y utilizando los valores umbrales detectados a partir del Test de Likelihood ratio, se clasificó el comportamiento dinámico de los precios minoristas en base a los tres regímenes de inflación identificados en el apartado anterior (régimen inferior, intermedio o superior, según corresponda). A continuación, se presenta un breve análisis descriptivo de los principales shocks acontecidos en las variables del modelo para el periodo muestral seleccionado

---

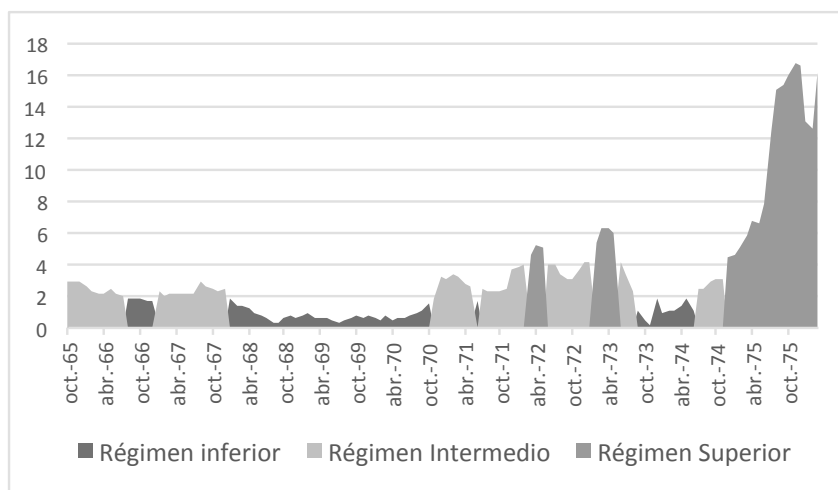
### Régimenes de Inflación (Septiembre 1955 - Septiembre 1965)



Periodo Enero 1957- Marzo 1976: El periodo comprendido entre enero de 1957 y marzo de 1976, estuvo caracterizado mayoritariamente por una inflación alternando entre el régimen inferior y el régimen intermedio. No obstante, existen periodos claramente identificados donde la inflación alcanzó niveles compatibles con el régimen caracterizado como “superior”. Por ejemplo, la devaluación del tipo de cambio a comienzos de 1958 provocó un aumento en la media móvil de la inflación minorista superando el umbral del 4,30% mensual lo cual conlleva a un cambio en la dinámica de comportamiento de los precios desde el régimen intermedio (área de color amarillo) hacia un régimen de inflación superior (área de color rojo)

Por otra parte, bajo la contención de los salarios y la estabilidad del tipo de cambio, las presiones inflacionarias se mantuvieron comparativamente moderadas a partir de 1960 hasta 1967. En línea con este argumento, se observa una reversión de la media móvil del proceso hacia los regímenes más bajos, hecho que se ve reflejado por su alternancia entre ambos regímenes.

### Regímenes de Inflación (Octubre 1965 - Octubre 1975)

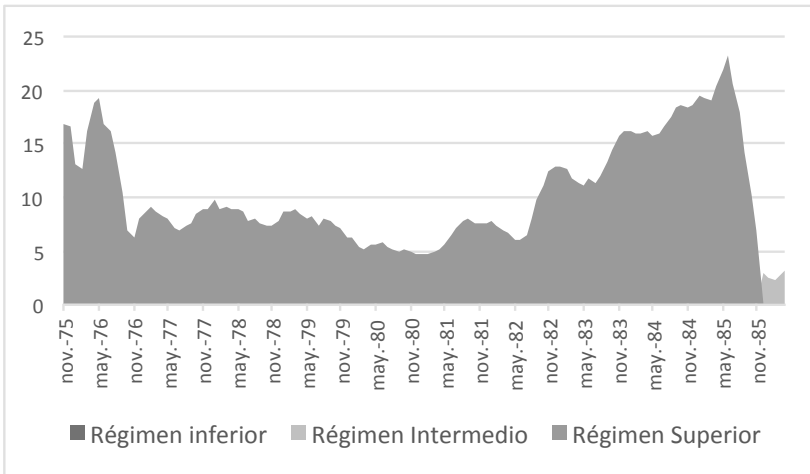


No obstante, a partir de la segunda mitad de 1969, el progresivo deterioro del contexto macroeconómico se ve representado en un nuevo incremento de la tasa de inflación, presentando una alternancia entre los regímenes intermedio y superior hasta principios del año 1976. En líneas generales, este último periodo descrito se caracteriza por un fuerte incremento en la volatilidad de los precios y de sus principales determinantes; base monetaria, tipo de cambio, salarios, tarifas públicas y precio de los combustibles. La media móvil del proceso se encuentra mayoritariamente por encima del 1,91% mensual para finalmente converger en un régimen de inflación con tasas ampliamente superiores al 4,30% mensual luego del efecto conocido como “el Rodrigazo”.

#### Periodo Marzo 1976 - Diciembre 2001:

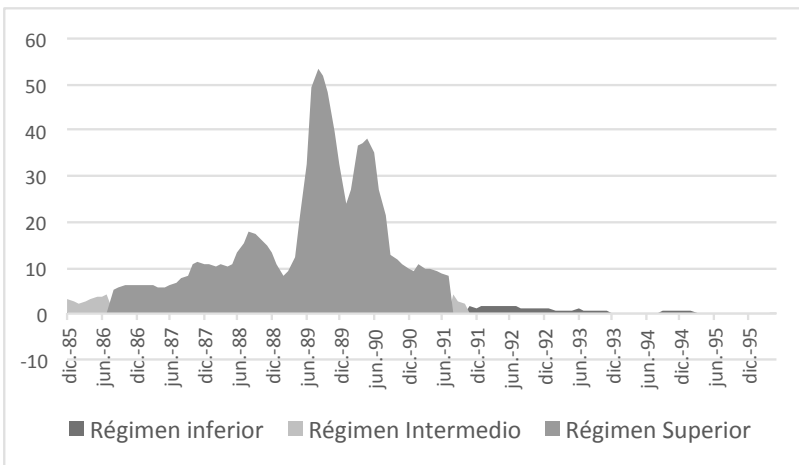
Luego del shock inflacionario del “Rodrigazo” de junio de 1975 la argentina entra en un periodo de inflación muy elevada que se extendería por 15 años. Una serie de saltos cambiarios contribuyeron a mantener la inflación por arriba del 5% mensual, alcanzando un 25% mensual en el primer trimestre de 1985.

### Regímenes de Inflación (Noviembre 1975 - Noviembre 1985)



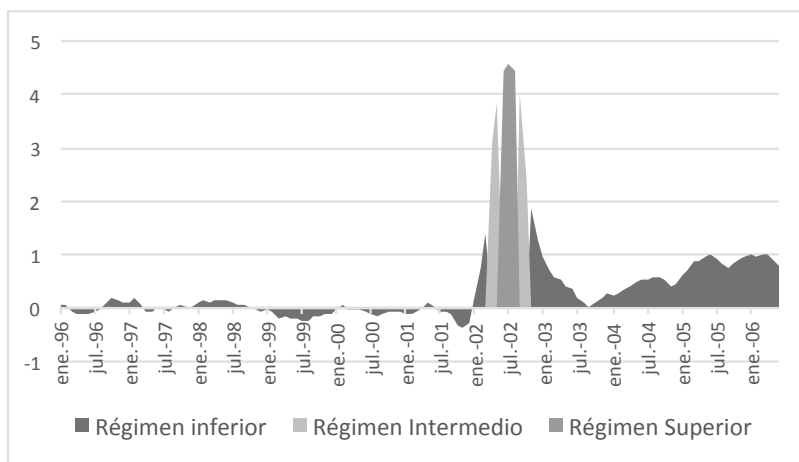
En Julio de 1985 se implementa un plan de estabilización *heterodoxo*, denominado “Plan Austral”. Los resultados en términos inflacionarios del plan fueron inmediatos, con la tasa de inflación mensual descendiendo abruptamente a niveles comprendidos entre el 1.91% y el 4.30% mensual (correspondientes a un régimen de inflación intermedio según los resultados del modelo estimado en el presente trabajo).

### Regímenes de Inflación (Diciembre 1985 - Diciembre 1995)



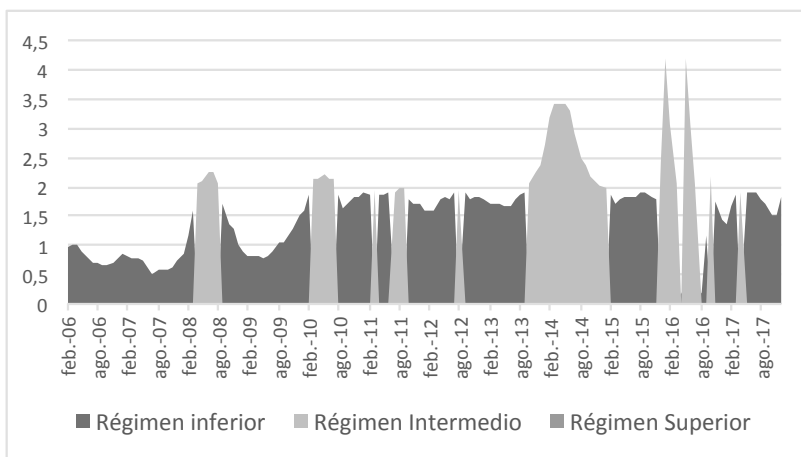
En abril de 1986, comienza un proceso de “flexibilización” de precios de tarifas, combustibles y tipo de cambio, que dan lugar a un nuevo rebrote inflacionario. En los años subsiguientes, la economía argentina entraría en una nueva etapa de “alta inflación” persistente – incluyendo dos procesos hiperinflacionarios ocurridos a finales de los 80 y principios de los 90, respectivamente. Durante el periodo 1991-2001, la aplicación del “Plan de Convertibilidad” permitió reducir los niveles de inflación a valores comprendidos en el régimen “inferior”.

### Régimenes de Inflación (Enero 1996 - Enero 2006)



Durante el curso de 1991, la inflación mensual comenzó a descender progresivamente hasta ubicarse en registros cercanos al 1.5% mensual hacia el final de dicho año, aunque permaneció en todo 1992 en valores superiores al 1%. El descenso de la tasa de inflación hasta alcanzar el régimen inferior, se acentuó a partir de enero de 1993 cuando la misma se ubicó claramente por debajo del 1% desde allí hasta diciembre de 2001.

### Regímenes de Inflación (Febrero 2006 - Diciembre 2017)



#### Periodo Enero 2002 - Diciembre 2017:

A comienzos de 2002, el nuevo gobierno dispuso una devaluación del tipo de cambio en el orden del 40%. En el gráfico siguiente puede apreciarse que con excepción del segundo y tercer trimestre de 2002, y el segundo trimestre de 2016, en los cuales la inflación transitoriamente se ubica en el régimen superior, la media móvil de la inflación minorista se caracterizó por presentar una alternancia entre los regímenes “inferior” e “intermedio”.

En la siguiente sección, se analizara la sensibilidad de la tasa de inflación ante movimientos no anticipados en las demás variables del modelo a partir del cálculo de las funciones de impulso-respuesta, siguiendo la metodología propuesta en (Balke, 2000).

#### VI. Cálculo de las Funciones de Impulso Respuesta

En el presente trabajo se utiliza la metodología de función de impulso respuesta generalizada (en adelante FIRG) para modelos no lineales desarrollada por (Balke, 2000). Estas FIRG pertenecen a la familia de funciones para modelos multivariados diseñadas por (Koop, Pesaran, & Potter, 1996). Las mismas surgen del promedio de 500 simulaciones que el programa realiza en base al método de Bootstrapping para un determinado

tamaño de shock, dada una determinada condición inicial (el régimen en el cual ocurre el shock).

El algoritmo computa las matrices de varianza y covarianza de cada régimen y en base a un factor de descomposición de Choleski se reestandarizan los residuos. El factor inverso se utiliza para volver a estandarizar los residuos, reexpresando los mismos a sus verdaderos valores. Para definir la fórmula que permita contemplar el cambio de régimen reflejado en la trayectoria que presenta la variable (dado un determinado shock y una condición inicial en particular), se contempla la posibilidad de que el tamaño del shock induzca a la variable bajo estudio hacia un cambio de régimen, situación en la cual se toman los residuos estandarizados y se restauran teniendo en cuenta la estructura de la matriz de varianzas y covarianzas del nuevo régimen hacia el cual la variable se ha trasladado. A continuación se detallan las propiedades más relevantes de las FIRG.

$$FIRG_y(n, v_t, \omega_{t-1}) = E[Y_{t+n} | v_t, \omega_{t-1}] - E[Y_{t+n} | \omega_{t-1}], n = 0, 1, \dots$$

#### Propiedades

##### 1) Media no condicional de la FIRG

$$E[FIRG_y(n, V_t, \Omega_{t-1})] = 0_k$$

##### 2) Media condicionada de la FIRG a la historia

$$E[FIRG_y(n, V_t, \omega_{t-1})] = 0_k$$

##### 3) Media de la FIRG condicionada al shock

$$E[FIRG_y(n, v_t, \Omega_{t-1})] = E[Y_{t+n} | v_t] - E[Y_{t+n}]$$

Las FIRG son calculadas como la diferencia entre el escenario simulado para los periodos posteriores a la ocurrencia del shock adicional y un escenario base en ausencia de dicho shock. Durante el proceso un shock adicional lo suficientemente relevante en términos empíricos puede provocar que la simulación sufra un cambio de régimen. Los valores arrojados por las FIRG en la presente investigación corresponden a los puntos adicionales de inflación obtenidos ante shocks en las demás variables endógenas.



---

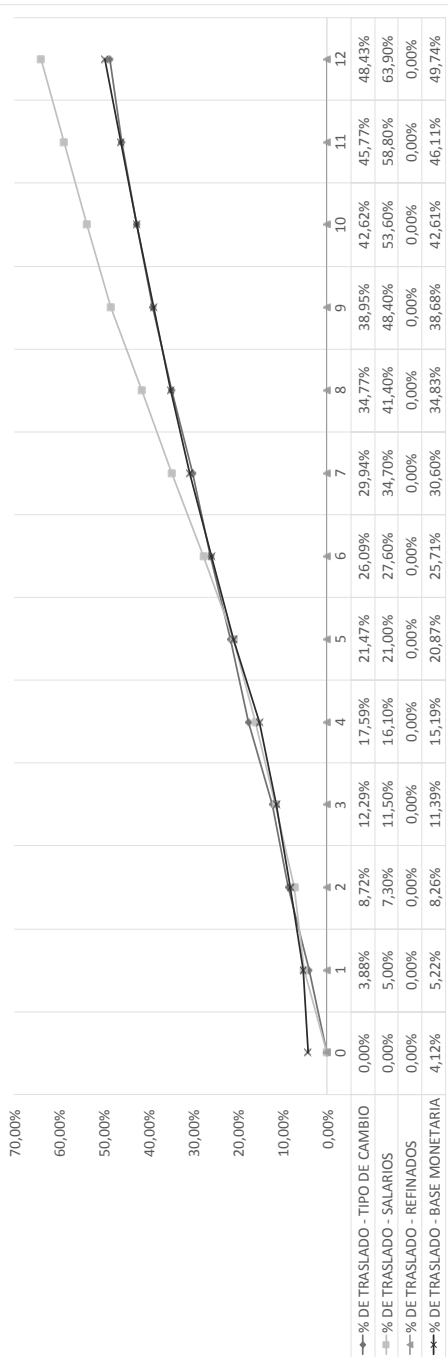
Para poder dimensionar la magnitud de las respuestas ante los mismos, se presenta el acumulado mes a mes de las FIRG estandarizadas como un porcentaje del shock inicial.

#### **VI. A. Funciones de impulso respuesta para el régimen inferior**

Los gráficos del porcentaje de traslado del shock inicial indican a 12 meses vista, que las variables que generan un mayor impacto sobre la tasa de inflación de los precios minoristas son los salarios, el tipo de cambio y la base monetaria, respectivamente. En relación a los productos refinados del petróleo, no se encontró transmisión alguna, lo cual es atribuible a la ausencia de shocks en dicho régimen. En todos los casos el porcentaje de traslado acumulado a 12 meses vista es apreciablemente inferior al 100% del shock inicial.

---

RÉGIMEN INFERIOR - RESPUESTA DE LA TASA DE INFLACION ANTE SHOCKS EN LAS DEMAS VARIABLES



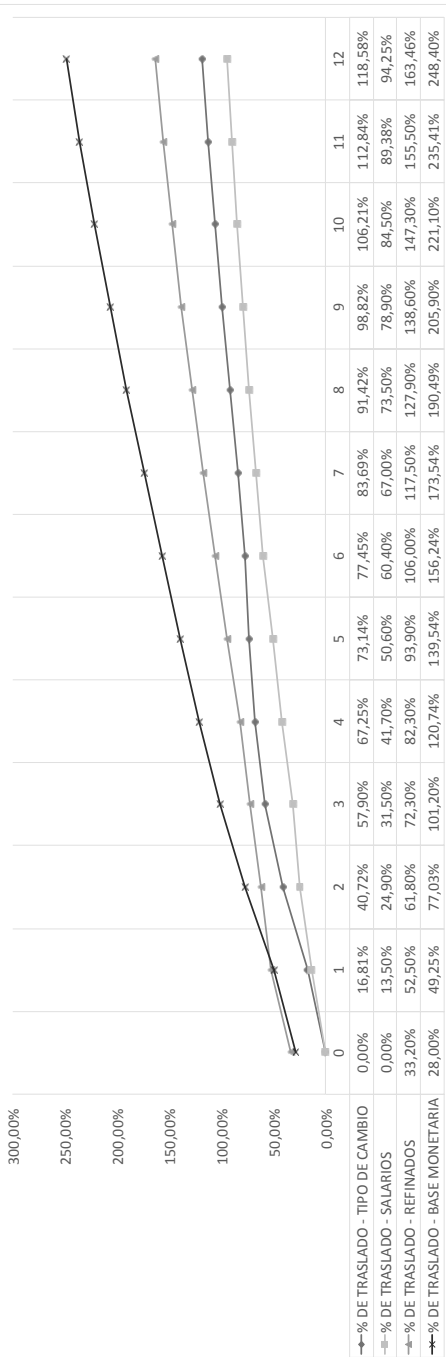
---

**VI. B. Funciones de impulso respuesta para el régimen intermedio**

En el régimen intermedio, el porcentaje de traslado del shock inicial a 12 meses vista, indica que las variables que generan un mayor impacto sobre la tasa de inflación de los precios minoristas son la base monetaria, los precios de productos refinados del petróleo, el tipo de cambio, y los salarios respectivamente. Para los casos de la base monetaria, los precios de los productos refinados del petróleo, y tipo de cambio, se observa un porcentaje de traslado acumulado a 12 meses vista significativamente superior al 100% del shock inicial, induciendo un cambio de régimen desde el intermedio hacia el superior cuando ocurren shocks en dichas variables, aun cuando estos no fueran de una gran magnitud. Mientras tanto, en el caso de los salarios, el porcentaje de traslado acumulado a 12 meses vista no supera el 100%, por lo que un eventual salto desde un régimen intermedio a uno superior, solo debería ocurrir a partir de shocks de gran magnitud en dicha variable.

---

RÉGIMEN INTERMEDIO - RESPUESTA DE LA TASA DE INFLACION ANTE SHOCKS EN LAS DEMAS VARIABLES



### **VI.C. Funciones de impulso respuesta para el régimen superior**

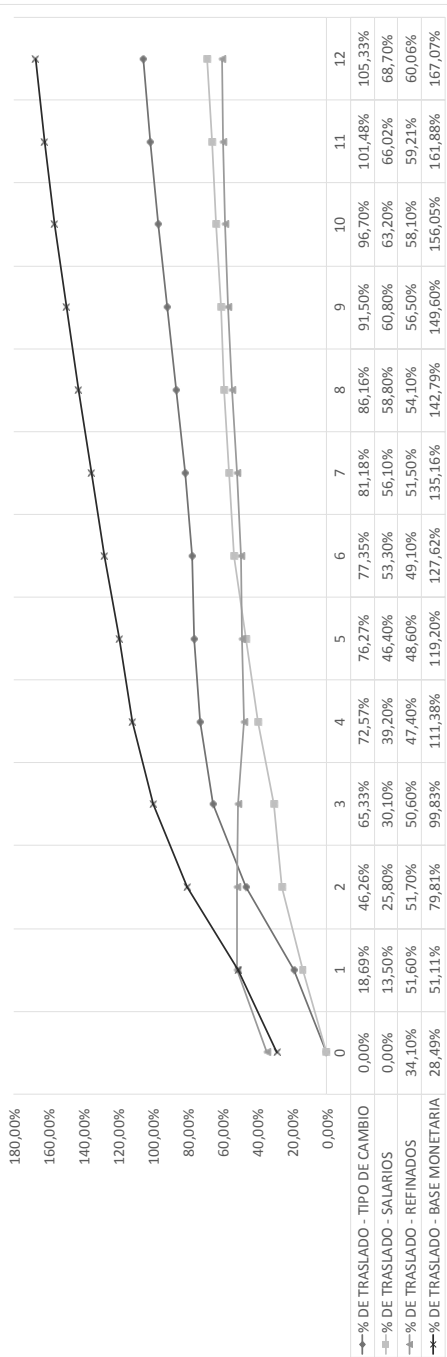
En el caso del régimen superior, se observa que las variables que generan un mayor impacto sobre la tasa de inflación de los precios minoristas (a 12 meses vista), son la base monetaria, el tipo de cambio nominal, los salarios y los precios de productos refinados del petróleo, respectivamente. Para el caso de la base monetaria y el tipo cambio se observan porcentajes de traslado acumulado a 12 meses vista superiores al 100% del shock inicial. En relación al comportamiento de la tasa de inflación ante incrementos no anticipados en la base monetaria, la FIRG revela un porcentaje de traslado significativamente mayor al 100% lo cual estaría indicando la existencia de un potencial cuarto régimen no incluido en el presente modelo.<sup>8</sup>

---

*8 Dicho régimen sería característico de un proceso hiperinflacionario, como los registrados en la Argentina hacia finales de la década del 80 y principios de los años 90. Dada la insuficiencia de observaciones correspondientes a dichos procesos, por restricciones metodológicas no se pudo incluir un estado independiente para los mismos, motivo por el cual éste forma parte del régimen superior.*

---

RÉGIMEN SUPERIOR - RESPUESTA DE LA TASA DE INFLACION ANTE SHOCKS EN LAS DEMAS VARIABLES



A continuación, se presentan tablas resúmenes con los principales resultados de la simulación de las FIRG. En la primera de ellas, se incluyen los porcentajes de traslados acumulados estandarizados (expuestos en los gráficos anteriores), mientras que en la segunda se detallan los puntos adicionales de inflación obtenidos periodo a periodo. El tamaño de shock seleccionado surge de considerar el desvío estándar observado en cada variable para cada uno de los regímenes.

### Respuesta Inflación (% de traslado) – Régimen Inferior. (Tabla 22)

Variable	T+1	T+4	T+12	T+22
Var. Tipo de Cambio Nominal (4.08%)	3.88%	17.59%	48.43%	64.06%
Var. Salario Nominal (2.76%)	4.97%	16.15%	63.87%	89.72%
Var. Refinados Petróleo (3.64%)	0%	0%	0%	0%
Var. Base Monetaria (5.31%)	5.22%	15.19%	49.74%	73.53%

### Respuesta Inflación (% de traslado) – Régimen Intermedio. (Tabla 23)

Variable	T+1	T+4	T+12	T+22
Var. Tipo de Cambio Nominal (4.93%)	16.81%	67.25%	118.58%	155.31%
Var. Salario Nominal (5.08%)	13.51%	41.75%	94.25%	128.50%
Var. Refinados Petróleo (5.13%)	52.54%	82.28%	163.46%	219.06%
Var. Base Monetaria (4.58%)	49.25%	120.74%	248.40%	336.00%

### Respuesta Inflación (% de traslado) – Régimen Superior. (Tabla 24)

Variable	T+1	T+4	T+12	T+22
Var. Tipo de Cambio Nominal (14.51%)	18.69%	72.57%	105.33%	131.05%
Var. Salario Nominal (16.37%)	13.52%	39.18%	68.70%	86.80%
Var. Refinados Petróleo (20.24%)	51.60%	47.39%	60.06%	67.23%
Var. Base Monetaria (16.09%)	51.11%	111.38%	167.07%	202.77%

**Respuesta Inflación (Puntos Adicionales de Inflación) –  
Régimen Inferior. (Tabla 25)**

Variable	T+1	T+4	T+12	T+22
Var. Tipo de Cambio Nominal (4.08%)	0.16	0.72	1.98	2.61
Var. Salario Nominal (2.76%)	0.14	0.45	1.76	2.48
Var. Refinados Petróleo (3.64%)	0.00	0.00	0.00	0.00
Var. Base Monetaria (5.31%)	0.28	0.81	2.64	3.90

**Respuesta Inflación (Puntos Adicionales de Inflación) –  
Régimen Intermedio. (Tabla 26)**

Variable	T+1	T+4	T+12	T+22
Var. Tipo de Cambio Nominal (4.93%)	0.83	3.32	5.85	7.66
Var. Salario Nominal (5.08%)	0.69	2.12	4.79	6.53
Var. Refinados Petróleo (5.13%)	2.70	4.22	8.39	11.24
Var. Base Monetaria (4.58%)	2.26	5.53	11.38	15.39

**Respuesta Inflación (Puntos Adicionales de Inflación) –  
Régimen Superior. (Tabla 27)**

Variable	T+1	T+4	T+12	T+22
Var. Tipo de Cambio Nominal (14.51%)	2.71	10.53	14.72	19.02
Var. Salario Nominal (16.37%)	2.21	6.41	11.25	14.21
Var. Refinados Petróleo (20.24%)	10.44	9.59	12.16	13.61
Var. Base Monetaria (16.09%)	8.22	17.92	26.88	32.63

## VII. Reflexiones finales

La presente investigación tuvo por objeto estudiar el comportamiento dinámico de los precios minoristas en la economía argentina durante el período 1957-2017. Para ello se estimó un modelo de vectores autorregresivos con quiebres estructurales adoptando criterios metodológicos propuestos por (Balke, 2000) y (Winkelried, 2003), a partir de un conjunto de variables que actúan en el proceso de formación de precios, para los distintos regímenes inflacionarios identificados en dicho período.

Asimismo, la especificación y realización del Test de Likelihood ratio permitió encontrar dos probables quiebres estructurales a partir de los cual fueron delimitados tres regímenes inflacionarios para el período



---

muestral seleccionado; un régimen inferior para aquellas tasas de inflación registradas por debajo del 1,9% mensual, un régimen intermedio para valores comprendidos entre 1,9% y 4,3% mensual y un régimen superior para valores observados por encima del 4,30% mensual. En base a estos resultados, la economía argentina se encontraba en Diciembre 2017 transitando un régimen inferior de inflación, si se considera para dicha clasificación que la variación del IPC GBA registró una media móvil semestral de 1.81% mensual.

Asimismo, se calcularon las funciones de impulso-respuesta de los precios minoristas respecto a las fluctuaciones no anticipadas simuladas para cada una de las cuatro variables seleccionadas, las cuales revelan diferentes resultados promedio según los niveles de inflación existentes previos a la ocurrencia de cada innovación.

Por ejemplo, si la economía se encuentra experimentando tasas de inflación inferiores al 1,9% mensual, si se consideran situaciones de stress no simultaneas para cada una de las cuatro variables seleccionadas, los resultados indican que las fluctuaciones no esperadas en los salarios y la base monetaria, son las que generan los mayores porcentajes de traslado a los precios minoristas al cabo de doce meses. Por el contrario, si dicho shock ocurriese en una situación intermedia, con tasas de inflación pre-existentes entre el 1,9% y 4,3% anual, los mayores impactos sobre la tasa de inflación minorista, se explican por shocks registrados en la base monetaria y en los precios de los refinados del petróleo. Por otra parte, ante un escenario económico con tasas de inflación superiores al 4,3% mensual, son las fluctuaciones no anticipadas en la base monetaria y el tipo de cambio nominal las que registran los mayores porcentajes de traslado a precios, doce meses vista.

Finalmente, a la luz de los resultados obtenidos, es posible concluir que existiría un comportamiento no lineal (doce meses vista), en la transmisión de los shocks registrados en todas las variables del modelo para los tres regímenes identificados.

---

## Referencias

- Balke, N. S. (2000). Credit and economic activity: credit regimes and nonlinear propagation of shocks. *Review of Economics and Statistics*, 82(2), 344-349.
- Basco, E., D'Amato, L., & Garegnani, L. (2009). Understanding the money–prices relationship under low and high inflation regimes: Argentina 1977–2006. *Journal of International Money and Finance*, 28(7), 1182-1203.
- Bick, A., & Nautz, D. (2008). Inflation thresholds and relative price variability: evidence from US cities. *International Journal of Central Banking*, 4(3), 61-76.
- Carlin, B. P., Polson, N. G., & Stoffer, D. S. (1992). A Monte Carlo approach to non-normal and nonlinear state-space modeling. *Journal of the American Statistical Association*, 87(418), 493-500.
- Chan, K.-S., & Tsay, R. S. (1998). Limiting properties of the least squares estimator of a continuous threshold autoregressive model. *Biometrika*, 413-426.
- Chan, K. S., & Tong, H. (1986). On estimating thresholds in autoregressive models. *Journal of time series analysis*, 7(3), 179-190.
- Cheikh, N. B., & Louhichi, W. (2016). Revisiting the role of inflation environment in exchange rate pass-through: A panel threshold approach. *Economic Modelling*, 52, 233-238.
- Enders, W., & Loudlow, 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)*.
- Epanechnikov, V. A. (1969). Non-parametric estimation of a multivariate probability density. *Theory of Probability & Its Applications*, 14(1), 153-158.
- Faroque, A., & Minor, R. (2009). Inflation regimes and the stability of the pass-through of wages to consumer prices in Canada. *Applied Economics*, 41(8), 1003-1017.
- Frenkel, R. (1979). Decisiones de precio en alta inflación. *Desarrollo Económico*, 291-330.
- Frenkel, R. (1989a). *El régimen de alta inflación y el nivel de actividad*: Centro de Estudios de Estado y Sociedad.
- Frenkel, R. (1989b). Régimen de alta inflación y el nivel de actividad. *Documento CEDES/Centro de Estudios de Estado y Sociedad*; no. 26.
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 357-384.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis* (Vol. 2): Princeton university press Princeton.
- Härdle, W. (1990). *Applied nonparametric regression*: Cambridge university press.
- Heymann, D., & Leijonhufvud, A. (1995). High Inflation: The Arne Ryde Memorial Lectures. *OUP Catalogue*.
- Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147.
-

- 
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., & Teräsvirta, T. (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, 75(3), 491-499.
- Mandler, M. (2010). Macroeconomic dynamics and inflation regimes in the US Results from threshold vector autoregressions.
- McCulloch, R. E., & Tsay, R. S. (1993). Bayesian inference and prediction for mean and variance shifts in autoregressive time series. *Journal of the American Statistical Association*, 88(423), 968-978.
- Nadaraya, E. A. (1964). On estimating regression. *Theory of Probability & Its Applications*, 9(1), 141-142.
- Ripley, B. D. (1993). Statistical aspects of neural networks. *Networks and chaos—statistical and probabilistic aspects*, 50, 40-123.
- Teräsvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89(425), 208-218.
- Teräsvirta, T., & Yang, Y. (2014). Specification, estimation and evaluation of vector smooth transition autoregressive models with applications. *Research Paper*, 8.
- Tong, H. (1978). *On a threshold model*: Sijthoff & Noordhoff.
- Van Dijk, D., & Franses, P. H. (1999). Modeling multiple regimes in the business cycle. *Macroeconomic Dynamics*, 3(03), 311-340.
- Wilks, S. S. (1938). The large-sample distribution of the likelihood ratio for testing composite hypotheses. *The Annals of Mathematical Statistics*, 9(1), 60-62.
- Winkelried, D. (2003). ¿Es asimétrico el pass-through en el Perú?: Un análisis agregado. *Estudios Económicos*, 10, 1-29.
-