



**Maestría en Economía**  
Facultad de Ciencias Económicas  
Universidad Nacional de La Plata

TESIS DE MAESTRIA

**ALUMNO**

Maximiliano Gomez Aguirre

**TITULO**

Caracterización y Representación de las Fases de Crecimiento Argentino:  
Una Aplicación de Modelos No Lineales

**DIRECTOR**

Maria Lorena Garegnani

**FECHA DE DEFENSA**

8/24/2012

Caracterización y representación de las fases de crecimiento  
Argentino: una aplicación de modelos no lineales

Maximiliano Gómez Aguirre

Tesis

Maestría en economía

Universidad Nacional de La Plata

Tutor

Lorena Garegnani

*Clasificación JEL: C22, C52.*

*Palabras claves: Fases de crecimiento, no linealidad, Modelos STAR.*

## 1. INTRODUCCIÓN

La idea de movimientos no lineales asimétricos en variables macroeconómicas ha sido considerada por Mitchell (1927) en su análisis pionero de ciclo de negocios. Keynes, en 1936, describió una dinámica particular respecto a la evolución cíclica del producto, indicando que las contracciones solían ser más violentas, aunque más cortas, que las expansiones. Paralelamente a los estudios de la asimetría del comportamiento cíclico, los cuales se realizan fundamentalmente sobre datos de producción industrial con frecuencia mensual, se realizaron estudios tendientes a determinar la existencia de distintos procesos de crecimiento, sobre todo haciendo referencia a fases más o menos estables en el crecimiento del producto. En este respecto Arthur Burns (1960) fue el primero en asegurar que el ciclo americano había cambiado su configuración hacia una fase de crecimiento más estable después de la segunda guerra mundial.

La idea de una dinámica no lineal en el ciclo de negocios fue reflatada posteriormente por Teräsvirta y Anderson (1992) quienes, a partir de los avances obtenidos por Tiao y Tsay (1991), encontraron evidencia de la existencia de un proceso no lineal en series de producción industrial y por lo tanto estimaron un modelo autorregresivo con dos regimenes diferenciados por un umbral tal como había propuesto Tong (1990), y Teräsvirta (1991).

Teräsvirta y Anderson (1992) utilizaron la modelización propuesta por Tong (1990) a la evolución de los índices de producción industrial de 13 países de la OECD; posteriormente, a partir de estos trabajos se desarrollaron otros estudios tendientes a detectar comportamientos asimétricos en el ciclo de Estados Unidos, como es el caso de Portter (1993). Mas recientemente, en Latinoamérica, Arango y Melo (2001) realizaron un análisis de las propiedades no lineales de ciclo del nivel de actividad en Brasil, Chile, Colombia y México a lo largo de las últimas dos décadas.

La estabilidad registrada en los Estados Unidos durante la década del 60 motivó muchos estudios tendientes a contrastar la hipótesis de fases de crecimiento más estables en el período de post guerra. Entre estos estudios se encuentran los trabajos de Baily (1978) y el de De Long y Summers (1986), los cuales se concentraron en detectar cambios de volatilidad en un conjunto de variables macroeconómicas. Estos trabajos pioneros

fueron duramente criticados por Romer (1986, 1988 y 1989) quien aseguraba que la diferencia de volatilidad del conjunto de variables macroeconómicas se debía a un error de medición más que a un cambio en la estructura de crecimiento en la post guerra; posteriormente, Diebold y Rudebusch (1990) cambiaron la perspectiva metodológica de este debate utilizando un enfoque de duración relativa, para el análisis de existencia de diferentes procesos de crecimiento, en lugar del enfoque tradicional de volatilidad relativa entre el período de pre guerra y la post guerra.

Para este estudio, se han combinado la idea de no linealidades en el ciclo económico con el reconocimiento de que existen fases de crecimiento o cambios estructurales en el mediano plazo, evaluando y analizando la existencia de estructuras no lineales en el Producto Bruto de Argentina (PBI) para la frecuencia anual por medio de la utilización de modelos no lineales de tipo smooth transitions autorregresive (STAR).

Argentina ha tenido, a lo largo de su historia, distintos procesos de crecimiento en los que las expansiones y las contracciones de su economía, en apariencia, parecen corresponder a distintos senderos de crecimiento. Si bien han sido analizados por diversos autores, el análisis se encuentra en el marco de historia económica o descripción de políticas públicas, salvo en Avila (1998), quien analiza el potencial de crecimiento económico argentino basándose en el cumplimiento de la hipótesis de convergencia; a pesar de ello, hasta la actualidad no se ha encarado un análisis empírico que contemple estos aspectos en los patrones de crecimiento de la economía Argentina. El objetivo de este trabajo es estudiar estos procesos de crecimiento dentro de un contexto de modelización no lineal en el cual se determine un umbral que delimite estas fases de crecimiento y, a partir de ello, poder caracterizar cada fase.

Los modelos utilizados aquí se encuentran dentro del grupo de modelos no lineales conocidos como smooth transitions autorregresive (STAR), en los cuales se asume que la dinámica de la serie estudiada, en este caso el ciclo de negocios de una economía, alterna entre un sendero de expansión y uno de contracción, representado las dos fases del ciclo. La dinámica de las fases de crecimiento se especifican con un modelo lineal autorregresivo o de tipo ARMA, los cuales pueden no ser simétricos; mientras que, la parte no lineal, está representada por una función de transición que suavizada la

alternancia entre una fase y otra de forma tal que quede representada por una función continua.

Todo proceso de toma de decisiones implica la observancia de la coyuntura, a la luz de la experiencia acumulada en el pasado, con el objetivo de anticipar los eventos futuros que condicionan nuestras decisiones. En el campo de las finanzas la importancia de las proyecciones recae en el hecho que la actividad implica la administración de diferentes tipos de riesgo; así, por ejemplo, cuando un banco comercial entrega un crédito a un individuo, está asumiendo el riesgo asociado con el individuo por un lapso de tiempo. La situación financiera del individuo depende no sólo de su accionar, sino también de la evolución futura de algunos indicadores macroeconómicos que afectarán tanto su capacidad de pago como la del sistema. Por otra parte, las decisiones de política monetaria, dependen de las reacciones de los agentes económicos ante determinados escenarios de coyuntura en el futuro. En este sentido, contraer la oferta monetaria o elevar la tasa de interés cuando la economía entra en una fase de bajo crecimiento, puede contribuir a amplificar los efectos negativos de la fase. Estos son algunos aspectos por los cuales, las proyecciones, el análisis de señales, cambios de dirección o cambios de regimenes resultan de interés en el campo de las finanzas y la política monetaria.

El trabajo está organizado de la siguiente manera, posterior a la sección introductoria, la segunda sección, describe las características de los modelos no lineales a utilizar; la sección tercera presenta los aspectos metodológicos para la especificación y estimación del modelo; en la sección cuarta los datos utilizados se analizan bajo la metodología planteada en la sección tercera; y, finalmente, en la sección quinta, se concluye y proponen futuros desarrollos.

## 2. EL MODELO BÁSICO

La estructura general desarrollada por Chan y Tong (1986) tiene las siguientes características:

$$y_t = \pi_{10} + \pi_1' w_t + (\pi_{20} + \pi_2' w_t) F(y_{t-d}) + u_t \quad (1.1)$$

Donde  $u_t \sim \text{nid}(0, \sigma^2)$  es un término de error de ajuste del modelo y  $\pi_j = (\pi_{j1}, \dots, \pi_{jp})'$  es un vector de parámetros  $j = \{1, 2\}$ , y  $w_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$  son el conjunto de variables que constituyen las estructuras lineales que corresponden a cada uno de las fases y  $F$  es una función de transición donde, por convención está limitada por cero y uno. Nótese que la ecuación (1.1) puede representarse, de forma alternativa, como:

$$y_t = (\pi_{10} + \pi_{20} F) + (\pi_1 + \pi_2 F)' w_t + u_t \quad (1.2)$$

En este caso, si la función  $F$  toma valor cero, (1.2) queda definido como:

$$y_t = (\pi_{10}) + (\pi_1)' w_t + u_t$$

El cual es un modelo lineal que caracteriza una fase de crecimiento con una constante igual a  $\pi_{10}$  y un vector de parámetros sobre los rezagos de  $y_t$  igual a  $\pi_1$ . Si la variable a explicar es la tasa de crecimiento del producto y, si se supone que el modelo que caracteriza la fase de crecimiento es de tipo AR(1), la media y la varianza de esta fase de crecimiento serían:

$$E(y_t) = \frac{\pi_{10}}{(1 - \pi_1)} \quad \text{Var}(y_t) = \frac{\sigma^2}{(1 - \pi_1^2)}$$

Por otro lado, si el valor de la función de transición  $F$  es uno, (1.2) queda definida como:

$$y_t = (\pi_{10} + \pi_{20}) + (\pi_1 + \pi_2)' w_t + u_t \equiv (\Pi_0) + (\Pi_2)' w_t + u_t$$

El cual, nuevamente es un modelo lineal para la otra fase del ciclo con una constante igual a  $(\pi_{10} + \pi_{20}) = \Pi_0$  y un vector de parámetros sobre los rezagos de  $y_t$  igual a  $(\pi_1 + \pi_2) = \Pi_2$ . En este caso, si la variable a explicar es la tasa de crecimiento del

producto  $y$ , si se supone que el modelo que caracteriza la fase de crecimiento es de tipo AR(1), la media y la varianza de esta fase de crecimiento serían:

$$E(y_t) = \frac{\pi_{10} + \pi_{20}}{(1 - \pi_1 - \pi_2)} \quad \text{Var}(y_t) = \frac{\sigma^2}{(1 - \pi_1^2 - \pi_2^2)}$$

Note que, a medida que la función de transición toma valores entre cero y uno, el modelo que caracteriza las fases de crecimiento también cambia, como así también sus momentos.

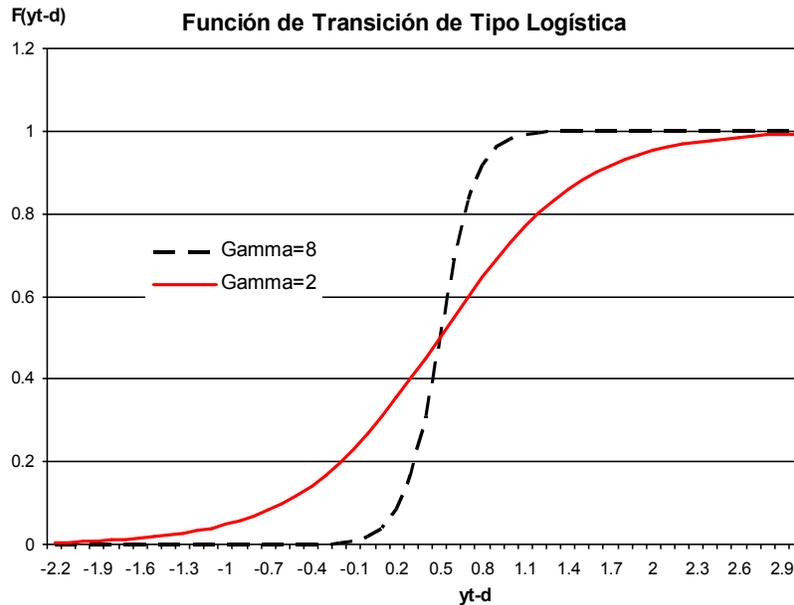
### La función de transición

Las funciones de transición tienen un parámetro de velocidad de ajuste ( $\gamma$ ), un parámetro de rezago o *delay* ( $y_{t-d}$ ), y finalmente un parámetro de umbral ( $c$ ). En este trabajo se consideran dos tipos de funciones de transición, que pueden ser aplicadas a la ecuación (1.1). La primera de ellas está basada en la forma funcional de tipo logística.

$$F(y_{t-d}) = \left(1 + \exp[-\gamma(y_{t-d} - c)]\right)^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (1.3)$$

Los cambios de régimen por medio de la función  $F(Y_{t-d})$  dependen de los parámetros  $\gamma$  y  $c$ . En particular, para un modelo LSTAR los regímenes de transición ocurren alrededor de  $Y_{t-d} = c$ , donde el parámetro  $\gamma$  indica el grado de no linealidad, es decir qué tan rápido ocurre la transición entre los dos regímenes extremos, o el paso de cero a uno en  $F(Y_{t-d})$  en la ecuación (1.1). Por ejemplo, para  $c = 0.5$  con dos valores diferentes en el parámetro  $\gamma$  (2 y 8 respectivamente), se obtiene la siguiente representación gráfica.

**Gráfico 1**



En el gráfico 1, se observa que la función de transición toma valor uno (cero) cuanto más lejos hacia la derecha (izquierda) se encuentre el parámetro de *delay* del umbral respectivamente. Esta característica hace que, en los modelos LSTAR, los regímenes puros estén asociados a una posición del *delay* respecto del umbral. Como puede verse en el gráfico 1, cuanto menor sea el parámetro gamma, se necesitarán valores muy extremos en la diferencia del *delay* respecto del umbral para tener regímenes puros, de lo contrario se observarían situaciones intermedias en las que se compartan parámetros de ambos regímenes.

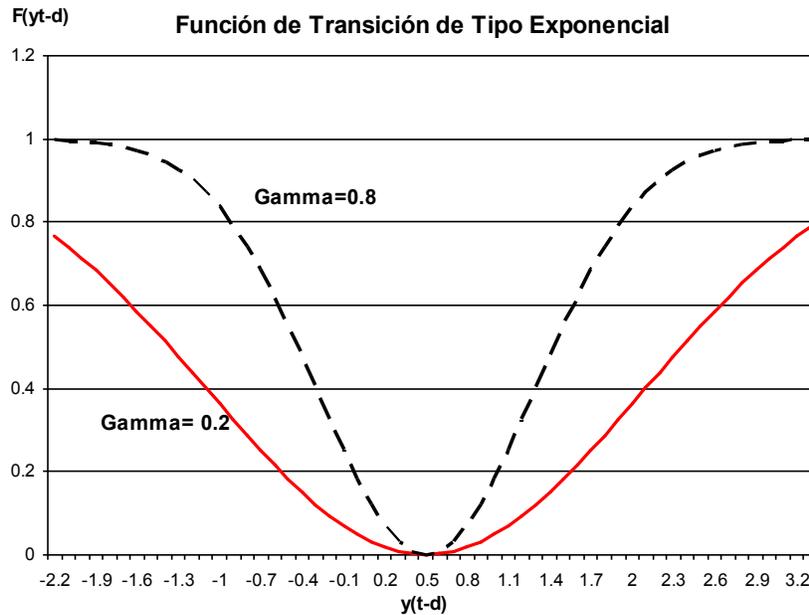
Cuando se aplica un modelo de tipo LSTAR a la evolución del ciclo económico, este tipo de función de transición indica que, cuando la tasa de crecimiento se aleja de un promedio de largo plazo pasados cuatro períodos posteriores a éste, se identifica un régimen específico; así, por ejemplo, cuando una economía entra en un proceso de expansión, la función de transición indica que el modelo pondera en mayor medida aquel modelo que caracteriza una fase de expansión. Una estructura LSTAR a un indicador del ciclo económico, describe una situación donde las fases de contracción y expansión de una economía pueden tener diferentes dinámicas, y donde la transición

(cambio en las dinámicas) de una situación a otra resulta suave.<sup>1</sup> La segunda función de transición esta basada en la forma funcional de tipo exponencial.

$$F(y_{t-d}) = 1 - \exp(-\gamma[y_{t-d} - c]^2), \gamma > 0 \quad (1.4)$$

Viéndose representada en el gráfico 2, la función de transición de tipo exponencial permite un régimen puro cuando el *delay* se encuentra alejado del umbral, independientemente si este se encuentra por arriba o por debajo del mismo, mientras que, el segundo régimen puro se observa cuando el parámetro de *delay* es igual al umbral.

**Gráfico 2**



Rescribiendo (1.2)

$$y_t = (\pi_{10} + \pi_{20}F) + (\pi_1 + \pi_2F)'w_t + u_t \quad (1.5)$$

Es claro que, si en (1.5) se introduce (1.3), se obtiene un modelo de tipo LSTAR, el cual permite que los “parámetros” en el modelo autorregresivo sean dependientes del

<sup>1</sup> Una estructura de tipo STAR es capaz de generar realizaciones asimétricas; para discusión ver Luukkonen y Teräsvirta (1991).

régimen o fase y que puedan cambiar monótonamente con  $y_{t-d}$ . La estructura funcional de los modelos LSTAR queda definida a continuación:

$$y_t = \pi_{10} + \pi_1' w_t + (\pi_{20} + \pi_2' w_t) * (1 + \exp[-\gamma(y_{t-d} - c)])^{-1} + u_t \quad (1.6)$$

De esta forma, cuando  $\gamma$  tiende a  $\infty$  en (1.3),  $F(y_{t-d})$  se convierte en una función hiperbólica, haciendo que  $F(y_{t-d})=0$  para valores de  $y_{t-d}$  menores o iguales a  $c$ ; mientras que  $F(y_{t-d})=1$ , para todo  $y_{t-d}$  estrictamente mayor a  $c$ ; bajo estos valores de los parámetros, (1.5) con (1.3) se convierte en un modelo de tipo threshold autoregressive (TAR) de algún orden. Bajo los modelos de tipo TAR se pasa de un régimen, delimitado por un umbral (threshold), a otro de forma instantánea; siendo estos últimos, un caso particular de los modelos STAR. Por otro lado, cuando  $\gamma \rightarrow 0$ , (1.6) se convierte en un modelo lineal  $AR(p)$ . Desde el punto de vista económico este tipo de función de transición indica que cuando la tasa de crecimiento se aleja de un promedio de largo plazo, cuatro períodos posteriores a este alejamiento, se comienzan a evidenciar tensiones que impactan en la evolución de la serie, presionando a que esta vuelva al sendero de largo plazo o umbral. El valor del umbral es la tasa de crecimiento que separa los dos regímenes identificados dentro de la muestra; es un parámetro, a partir por sobre el cual, las tasas mayores a este se entiende existe un régimen y por debajo otro.

El modelo (1.1) con (1.3) se lo llama el modelo logístico STAR (LSTAR); ver e.g. Chan y Tong (1986) o Teräsvirta (1990a y b) por lo tanto la no-linealidad que introduce los cambios de régimen por medio de la función  $F(y_{t-d})$  depende de los parámetros  $\gamma$  y  $c$ . En particular, para un modelo LSTAR los regímenes de transición ocurren alrededor de  $y_{t-d} = c$  donde el parámetro  $\gamma$  indica el grado de no linealidad, es decir qué tan rápido ocurre la transición entre los dos regímenes extremos o el paso de cero a uno en  $F(y_{t-d})$ . Por ejemplo, basados en datos simulados, el gráfico 1, donde se muestran la función de transición  $F(y_{t-d})$  para  $c = 0.5$  con dos valores diferentes en el parámetro  $\gamma$  (0.2 y 0.8 respectivamente), claramente se puede observar que con un parámetro de 0.8 se obtiene un régimen puro ante pequeñas valores de  $(y_{t-d} - c)$ .

Por otra parte, si (1.5) es acompañado de (1.4) se obtiene un modelo ESTAR en el cual los “parámetros” de (1.5) cambian simétricamente con la diferencia entre  $c$  e  $y_{t-d}$ ; la forma funcional de un modelo ESTAR queda definida, entonces, como en (1.7).

$$y_t = \pi_{10} + \pi_1' w_t + (\pi_{20} + \pi_2' w_t) * (1 - \exp(-\gamma [y_{t-d} - c]^2)) + u_t \quad (1.7)$$

En síntesis, estos modelo tienen como característica que si  $\gamma \rightarrow \infty$  el modelo ESTAR se vuelve lineal, hecho que también ocurre cuando  $\gamma \rightarrow 0$ ; en cada uno de los extremos, el régimen tiene una probabilidad de ocurrencia igual a uno; mientras la probabilidad de ocurrencia del otro es cero. El modelo ESTAR implica, a diferencia de los LSTAR, que la contracción y expansión tienen estructuras dinámicas similares; mientras que, en las situaciones intermedias, el término medio puede tener dinámicas diferentes.

### 3. ESPECIFICACIÓN DE MODELOS STAR

El primer paso para especificar un modelo no lineal es, por tanto, testear la linealidad del modelo contra la especificación de STAR. Si la hipótesis nula de linealidad es aceptada, la conclusión es que el indicador del ciclo económico puede ser descrito adecuadamente por un modelo lineal AR. Si la hipótesis de linealidad es rechazada, se deberá proceder a la estimación de un modelo no lineal. Cabe aclarar al respecto que un modelo no lineal, planteado a partir de esta familia de modelos STAR, representa una situación más general que la que se obtiene con un modelo lineal con lo cual, cualquier estructura lineal está contemplada dentro de esta última familia. El costo asociado a la estimación de modelos no lineales más generales, en cada situación, recae en el esfuerzo de programación asociado a su estimación.

Teräsvirta (1990) sugirió una estrategia para la especificación de los modelos STAR la cual, consiste en la realización sistemática de tres etapas.

1. Determinación del orden de integración de la serie a analizar.
2. Transformación a una serie estacionaria.

3. Especificación de un modelo lineal AR.
4. Testeo de linealidad y determinación del parámetro “ $d$ ”.
5. Elección entre modelo LSTAR y ESTAR usando una secuencia de tests de hipótesis anidadas.
6. Estimación del modelo no lineal asociado

A continuación se explica brevemente los seis pasos mencionados arriba para que el lector pueda seguir los aspectos metodológicos que estos revisten.

### 3.1. Determinación del orden de integración de la serie a analizar

La determinación del orden de integración debe tener en cuenta la posible existencia de una estructura no lineal en el proceso generador de datos. En los test tradicionales, como es el caso del test propuesto por Dickey y Fuller (1979), no se tienen en cuenta la no linealidad ni en la hipótesis nula ni en la alternativa. Posteriormente, algunos autores han considerado variaciones en los test tradicionales, tal es el caso de Perron (1990), quien desarrolló un procedimiento a partir del cual se puede incorporar en el test la posibilidad de cambio estructural de manera exógena. Este tipo de test tenía dos problemas: por un lado, al igual que el test de Dickey y Fuller, producía un sesgo hacia el no rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria y, por el otro, requería la detección (o determinación) a priori del momento y la forma estructural de cambio. Esto presenta un problema a la hora de tratar con modelos que, a priori, se supone puedan contener una estructura no lineal en el proceso generador de datos.

Más recientemente, Zivot y Andrews (1992) incorporan los cambios estructurales de forma endógena, reduciendo así el sesgo de no rechazo de la hipótesis nula. Sin embargo, estos test, contemplan un cambio estructural en algún momento determinado, dejando de lado la posibilidad de múltiples cambios a lo largo de la serie. Al analizar un proceso no lineal, se supone que dicho comportamiento puede ocurrir en distintos momentos del tiempo, a lo largo de la serie. El problema en torno a la detección de la raíz unitaria por medio de este test, es que reconoce un único cambio estructural, lo cual puede resultar un caso particular dentro de procesos no lineales.

Entonces, la manera tradicional de detectar el orden de integración en estructuras no lineales implica conocer de antemano la estructura en sí misma. Tal vez, la manera más sencilla, es recurrir a algún proceso no paramétrico sobre una estructura paramétrica. En este sentido, Phillips y Perron (1988) proponen realizar un test de raíz unitaria sobre la base de una estructura autorregresiva, como fuera especificado por Dickey y Fuller, y posteriormente incorporan un análisis espectral sobre los residuos de la misma. Esta estrategia permite capturar procesos de media móvil no incorporados por la especificación autorregresiva del test. Enders y Ludlow (2002) utilizaron una idea similar, al considerar pruebas de raíz unitaria y cointegración dentro de un contexto no lineal más general. En este caso el proceso no lineal es considerado utilizando aproximaciones de Fourier.

Para el desarrollo de la prueba de raíz unitaria, Enders y Ludlow (2002) proponen un modelo autorregresivo con un coeficiente que es una función determinística del tiempo, como en la ecuación (1.8).

$$y_t = \alpha(t)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

En este caso  $\varepsilon_t$  es un proceso ruido blanco con varianza constante y  $\alpha(t)$  es una función en el tiempo que puede ser no lineal. Aplicando *backward iteration* se puede representar la ecuación (1.8) como en (1.9).

$$y_t = \varepsilon_t + \alpha(t)\varepsilon_{t-1} + \alpha(t-1)\varepsilon_{t-2} + \dots + \alpha(t)\alpha(t-1)\dots\alpha(t-j)y_{t-j-1} \quad (1.9)$$

El decaimiento de la secuencia  $(Y_t)$  requiere que, en el límite,

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

La forma de  $\alpha(t)$  puede ser representada, bajo condiciones muy generales, mediante una serie de Fourier lo suficientemente larga. Sin embargo, a los efectos de lograr parsimonia, una aproximación paramétrica como la descrita en (1.10) resulta válida.

$$\alpha(t) = a_0 + a_1 \sin\left(\frac{2\pi k}{T}t\right) + b_1 \cos\left(\frac{2\pi k}{T}t\right) \quad (1.10)$$

Donde  $T$  (número de observaciones),  $\pi$  (3.1416) y  $t$  (tendencia), son parámetros conocidos; mientras que,  $k$  (frecuencia),  $a_0, a_1$  y  $b_1$  son parámetros a estimar. El punto central de la prueba, consiste en representar  $\alpha(t)$  como una aproximación de Fourier para una frecuencia específica  $k$ . A fin de determinar si el proceso tiene una raíz unitaria, se procede de la siguiente manera:

1) Se determinan la cantidad de rezagos que hay en la ecuación (1.11), para un valor de  $\alpha(t)$  constante, lo cual es de utilidad para definir la estructura de la parte paramétrica.

$$\Delta y_t = \alpha(t)y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.11)$$

2) Una vez definido el número de rezagos, se abre la función de  $\alpha(t)$  en sus componentes, como puede apreciarse en (1.12)

$$\Delta y_t = \left[ a_0 + a_1 \sin\left(\frac{2\pi k}{T}t\right) + b_1 \cos\left(\frac{2\pi k}{T}t\right) \right] y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.12)$$

La dificultad de estimar esta última ecuación se encuentra en el producto de  $k$  con  $a_1$  y  $b_1$ ; para lo cual, es necesario estimar  $k$  mediante una grilla y determinar aquel que minimiza la suma de residuos al cuadrado. Una vez definido  $k$ , se impone dicho valor en la ecuación (1.12) y se estima  $c = a_0 - 1, a_1$  y  $b_1$ .

3) Estimados los parámetros, el paso siguiente es determinar si estos son significativos, mediante una serie de test secuenciales, utilizando el tabulado propuesto por Enders y Ludlow (2002).

$$F\_All: \rightarrow H_0 : c = a_1 = b_1 = 0$$

$$F\_Trig: \rightarrow H_0 : a_1 = b_1 = 0$$

$$C: \rightarrow H_0 : c = 0$$

### 3.2. Transformar la serie en una estacionaria

Una vez definido el proceso generador de datos de las series analizadas, el paso siguiente consiste en transformar las series de manera adecuada, de forma tal de lograr estacionariedad.

### 3.3. Especificación de un modelo lineal AR

Se estima el mejor modelo lineal sobre la serie estacionaria que ajusta a los datos, este ejercicio no es otra cosa que la utilización de la metodología propuesta por Box y Jenkins para la identificación del mejor modelo ARIMA.

### 3.4. Testear linealidad para diferentes valores del parámetro de rezago “d”, y si es rechazada, determinar “d”.

A fin de contrastar la hipótesis nula de linealidad en los datos, se observa que llevar a cabo el testeo de  $H_0 : \gamma = 0$  (asumiendo que  $y_t$  es estacionaria y ergódica bajo  $H_0$ ) en (1.6) o (1.7), resulta ser un problema de testeo no estándar; en el sentido que dichas ecuaciones son correctamente identificadas bajo la alternativa  $H_1 : \gamma \neq 0$ .

En este caso particular, el problema tiene una solución simple basada en el método propuesto por Luukkonen, Saikkonen y Teräsvirta (1988), a partir del cual se toma una estructura como (1.6) y (1.7), a la que se le reemplaza la función de transición (no lineal) por una aproximación de Taylor de tercer orden. Sobre esta última se realiza un test de linealidad de tipo multiplicador de Lagrange (LM) contra un modelo STAR (contemplando las alternativas LSTAR y ESTAR de especificación), suponiendo que el valor del parámetro “d” es conocido, lo cual es equivalente a realizar el siguiente test:

$$H_0 : \beta_{2j} = \beta_{3j} = \beta_{4j} = 0, \quad j = 1, \dots, p \quad (1.13)$$

Contra  $H_1$  : "H<sub>0</sub> no es válida" en la regresión artificial (aproximando)

$$y_t = \beta_0 + \beta_1' w_t + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} y_{t-j} y_{t-d} + \sum_{j=1}^p \beta_{3j} y_{t-j} y_{t-d}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_{4j} y_{t-j} y_{t-d}^3 + v_t \quad (1.14)$$

Con el fin de especificar el valor de “ $d$ ”, el test se lleva a cabo para el rango de valores  $1 \leq d \leq D$  considerados apropiados; básicamente el ejercicio consiste en chequear las hipótesis planteadas en (1.13) a partir de la aproximación lineal de (1.14), teniendo en cuenta distintos valores de rezagos “ $d$ ”. Si la linealidad es rechazada para más de un valor de “ $d$ ”, entonces “ $d$ ” está determinado como:

$$\hat{d} = \operatorname{argmin} p(d)$$

para  $1 \leq d \leq D$ , donde  $p(d)$  es el  $p$ -value del test seleccionado.

El argumento detrás de esta regla es que el test tiene un poder máximo si “ $d$ ” es elegido correctamente, mientras que una elección incorrecta de “ $d$ ” debilita el poder del test. Esta forma de proceder resuelve simultáneamente el problema de la detección de la no linealidad y la determinación del parámetro “ $d$ ”; ya que, cuando se encuentra un valor de “ $d$ ” para el cual se maximiza el  $p$ -value, es natural tomar ese rezago como el momento en el cual se determina la no linealidad.

A fin de establecer si el parámetro “ $d$ ” es suficientemente grande para establecer la existencia de no linealidad, es necesario realizar una prueba  $F$  basada en multiplicadores de Lagrange; con lo cual, una vez encontrado el parámetro “ $d$ ” con mayor significatividad, se procede a establecer si este justifica la construcción de un modelo no lineal.

El procedimiento implica obtener los residuos del mejor modelo lineal (o restringido), obtener los residuos de la ecuación 13 y posteriormente realizar el test de multiplicadores de Lagrange, cuya versión  $\chi^2$  (chi cuadrado) del mismo es<sup>2</sup>:

---

<sup>2</sup> Su versión  $F$  (muestral) tiene la forma  $((RSS_L - RSS_{NL}) / RSS_{NL}) * (T - 4(p + 1)) / (3(p + 1))$

$$LM_{\chi^2} = T \times \frac{(RSS_L - RSS_{NL})^D}{RSS_L} \cong \chi_{3p}^2 \quad (1.15)$$

### 3.5 Elegir entre los modelos LSTAR y ESTAR usando una secuencia de tests de hipótesis anidadas

Luego de determinar “ $d$ ”, se debe determinar qué modelo es el más adecuado entre los LSTAR y ESTAR. Esto se puede llevar a cabo a través de un testeo secuencial dentro de la ecuación (1.14). La secuencia de hipótesis para ser testeadas es la siguiente (Teräsvirta, 1990a):

$$H_{04} : \beta_{4j} = 0, \quad j = 1, \dots, p \quad (1.16)$$

$$H_{03} : \beta_{3j} = 0 \mid \beta_{4j} = 0, \quad j = 1, \dots, p \quad (1.17)$$

$$H_{02} : \beta_{2j} = 0 \mid \beta_{3j} = \beta_{4j} = 0, \quad j = 1, \dots, p \quad (1.18)$$

La lógica detrás de esta secuencia está basada en interpretar el valor de los coeficientes  $\beta_{ij}$  como función de los parámetros del modelo original, es decir, la ecuación (1.1) con la función de transición (1.3) o (1.4). Si el modelo es un ESTAR, entonces,  $\beta_{4j} = 0$  para  $j = 1, \dots, p$  y, por otra parte,  $\beta_{3j}$  será distinto de cero para al menos un  $j$ . Por lo tanto, la hipótesis planteada en (1.16) se acepta; mientras que, la hipótesis nula planteada en (1.17) es rechazada.

Si el modelo es LSTAR, pueden darse dos situaciones: que  $\beta_{4j} \neq 0$  para al menos un  $j$ , por lo que la hipótesis planteada en (1.16) será rechazada y no se testeen las hipótesis siguientes. Por otro lado, de aceptarse (1.16) y (1.17), el rechazo de (1.18) daría como resultado un modelo LSTAR.

En la práctica, no suele plantearse la aceptación o rechazo de estas hipótesis nulas, debido a que los valores críticos suelen ser considerados *ad-hoc* y, por lo tanto, el ejercicio puede ser forzado a un resultado particular. La solución a este problema es considerar el mayor estadístico que surja de los tres test de prueba. En síntesis, si el

menor valor de probabilidad se encuentra en (1.16), el modelo a considerar es un LSTAR. Por otro lado, si el menor valor de probabilidad se encuentra en la hipótesis (1.17), el modelo ESTAR será el elegido. Finalmente, si el menor valor de probabilidad se encuentra en el modelo (1.18), el modelo a emplear es un LSTAR.

### 3.6 Estimar el modelo no lineal asociado

La última etapa de este procedimiento es estimar el modelo no lineal más adecuado. En general, se utiliza la estructura lineal que surge de aplicar la metodología de Box y Jenkins a los datos. Sin embargo, la dificultad asociada al proceso de estimación está en la restricción del modelo no lineal a un caso particular que no necesariamente es el más adecuado bajo distintos criterios estadísticos de optimalidad, como ser mínimo error estándar, normalidad, no autocorrelación en el término de error, etc.

La solución al problema de especificación es plantear algún proceso que permita testear de manera iterativa distintas estructuras a modo de prueba-error, testeando en cada pasada las condiciones de optimalidad requeridas. El proceso planteado en este trabajo consiste en combinar diferentes estructuras lineales de a pares y chequear las condiciones de optimalidad para una función de transición especificada. En términos de la ecuación 1, la cual se reproduce abajo, se estaría obteniendo una  $w_t$  para la parte que esta fuera de los paréntesis y otra para la parte que está entre paréntesis para un tipo de función de transición y un *delay* ( $y_{t-d}$ ) dados.

$$y_t = \pi_{10} + \pi_1' w_t + (\pi_{20} + \pi_2' w_t) F(y_{t-d}) + u_t$$

En este trabajo, como criterio de optimalidad, se ha optado por minimizar el desvío estándar de la serie, bajo algunas condiciones de normalidad del término de error, con el objeto de captar variaciones en el comportamiento de la serie que se trasladen al error.

## 4. ANALISIS DE DATOS

Los datos utilizados para testear la existencia de no linealidad es el PBI de Argentina con periodicidad anual, se utilizó la serie contenida en “Dos siglos de economía Argentina (1810-2004)” de Orlando J. Ferrere, la cual fue completada a 2010 con datos del Ministerio de Economía. El estudio de existencia de raíz unitaria es fundamental en el análisis macroeconómico debido a que, ante la presencia de la misma en un indicador, los shock son permanentes y perdurables en el tiempo; mientras que, si no existe una raíz unitaria en la serie, los shocks son transitorios. El análisis de raíz unitaria sobre la variable considerada arroja los resultados expuestos en el Cuadro I.

El Cuadro I, muestran los resultados del test de Dikey-Fuller, como medida tradicional, indicando claramente que no es posible rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria; y, a su vez, se muestra los test de propuestos por Enders y Ludlow.

**Cuadro I**

Dickey-Fuller		Anual LN(PBI)				
		Enders-Ludlow				
T-Statistic	P-Value		F-Statistic	Valores críticos		
				90%	95%	99%
-0,324	0.9177					
-3,464	1% level	F_ALL	6,22	6,28	6,99	8,61
-2,876	5% level	F_TRIG	0,34	6,97	7,77	9,52
-2,575	10% level	C	4,24	-2,24	-2,72	-3,21
Incluye intercepto en la ecuación del test		CR	17,9	7,31	9,39	14,25
Número de Observaciones		201				
Lags		8				
Frecuencia (k)		81,01				
c		1,003				
a0		0,00306				
a1		-0,00033				
b1		0,00034				
$r=[(a1)^2+(b1)^2]^{0.5}$		0,00048				
a0+r		1,004				

Los test indican que no es posible rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en el logaritmo del PBI anual de Argentina al 10% tanto con el test de Dickey-Fuller, como con el test de Enders-Ludlow<sup>3</sup>. La existencia de una raíz unitaria en el PBI de Argentina para el período 1900-1993, ya había sido analizada por Sosa Escudero (1997), no pudiendo rechazar la hipótesis de existencia de una raíz unitaria en la

<sup>3</sup> Los valores críticos de Enders y Ludlow corresponden a un tabulado de 100 y 250 observaciones, como para el PBI anual de Argentina se cuenta con 201 observaciones, se ha realizado una interpolación lineal de los valores críticos del tabulado original obteniéndose los valores presentados en el Cuadro 1.

muestra completa bajo la aplicación de distintos test aunque, a diferencia de este trabajo, el autor no utilizó el test propuesto por Enders-Ludlow.

La aceptación de la hipótesis de raíz unitaria en el test de Enders-Ludlow, requiere la aceptación de las hipótesis nulas asociadas a los estadísticos  $F\_ALL$ ,  $F\_TRIG$  y  $C$ . La aceptación de  $F\_TRIG$ , estaría indicando la existencia de un comportamiento no lineal en los datos; mientras que, la aceptación de la hipótesis asociada a  $C$ , es una condición necesaria para la existencias de no decaimiento al igual que el test de Dickey-Fuller. La estimación de los parámetros  $c$ ,  $a_1$  y  $b_1$  de la ecuación 1.12, se realizó sobre la base de 201 observaciones; una frecuencia de 81.1 y 8 rezagos.

### **Especificación de la estructura lineal**

En esta sección se determina la especificación lineal, como lo sugiriera Teräsvirta (1990). La metodología empleada para encontrar la estructura lineal que mejor se adapta a los datos observados, es la sugerida por Box y Jenkins (1976). La aplicación de la metodología arrojó como resultado el siguiente modelo.

#### PBI Anual

$$\Delta y_t = c + \alpha_1 \Delta y_{t-8} + D1882 + D1897 + \varepsilon_t \quad (1.19)$$

donde  $\varepsilon_t \cong N(0, \sigma^2)$

Las variables  $D$  que comienzan con  $D$ , son variables binarias que se utilizan para eliminar la existencia de datos extremos en las series analizadas y corresponden a un momento de tiempo específico; así, por ejemplo,  $D90Q1$  hace referencia al primer trimestre de 1990.

### **Test de linealidad**

Una vez establecida la caracterización de la serie del PBI argentino, se transforma la serie en estacionaria y se realiza un test que considera, bajo hipótesis nula, linealidad de la serie analizada y no linealidad bajo la hipótesis alternativa. Si bien ya se encontró un

indicio de no linealidad en la serie del PBI cuando se aceptó la hipótesis nula contenida en el tes F\_TRIG de Enders-Ludlow, en esta sección se realiza una prueba más formal para encontrar evidencia de no linealidad. Para realizar el test se asume que la serie puede ser caracterizada por una estructura lineal como la del modelo lineal presentado en el apartado anterior; mientras que, bajo hipótesis alternativa, la no linealidad puede darse por la interacción de dicho modelo combinado con una función de transición de tipo ESTAR o LSTAR. En el Cuadro II se presentan los resultados.

**Cuadro II**

		PBI Anual
F Statistic	90%	6.2514
	95%	7.8147
	99%	11.3449
Lags significativos		1
Maximo Lag		8
LM		19.1694
Y(t-d)		4
Modelo		ESTAR

En el Cuadro II se indica que, para el caso del PBI anual, no hay evidencia suficiente como para aceptar la hipótesis que la serie contenga una estructura lineal (o dicho de otra forma, existe un única fase que describe la evolución del PBI) con un grado de significatividad del 1%, lo que se observa a partir de un valor del 19.16 en el multiplicador de Lagrange. La aplicación de los test anidados de la sección 3.5, permite identificar la existencia de un modelo ESTAR.

El cuadro también muestra información correspondiente al *delay* óptimo, definiendo como grado de optimalidad a aquel *delay* que maximiza el estadístico del test de Lagrange asociado a la no linealidad, es de 4.

Nótese que el *delay* es de cuatro rezagos, esto se debe a que al ser la función de transición en el modelo no lineal de tipo exponencial, cuando se está cerca del umbral se mantiene en un régimen y ante alejamientos de este umbral, ya sean positivos o negativos, se mantienen en otro régimen. Si el *delay* tuviera muchos *lags*, la diferencia entre este y el umbral sería grande, por lo que el modelo permanecería en un solo régimen.

En síntesis, el PBI en Argentina exhibe momentos de alto crecimiento y momentos de bajo crecimiento alternando entre estos a partir de una función de transición exponencial.

### **Estimación del modelo no lineal**

Hasta aquí, se ha detectado la no linealidad en las distintas frecuencias del PBI, cumpliendo con el primer objetivo de este trabajo. El segundo objetivo es estimar un modelo no lineal que describa el comportamiento de la economía Argentina y, posteriormente, vincular estas características no lineales con fases de crecimiento en Argentina. A fin de cumplir con los objetivos restantes se comenzará por identificar las fases del desarrollo argentino, como fueron descriptas por Kosacoff (1993), las cuales son las comúnmente aceptadas en la literatura relacionada al tema, y construir en torno a éstas un modelo para caracterizarlas y obtener indicadores de transición entre una fase y otra.

#### *Las fases de desarrollo en Argentina*

En el desarrollo argentino, se pueden identificar cinco etapas o fases de crecimiento con características propias; si bien, el objetivo de este trabajo no es hacer un ensayo en torno a las características geopolíticas propias de cada fase, se provee una somera descripción a fin que el lector pueda conceptualizar las mismas. Cronológicamente, en general, las fases de crecimiento argentino, son identificadas dentro de los siguientes períodos (ver cuadro).

**Cuadro III**

Período	Fases de desarrollo en Argentina
1811-1880	Economía de Subsistencia
1881-1929	Agroexportador con industrialización
1930-1975	Sustitutivo de Mercado Interno
1976-2002	Aperturista con Reestructuración y Globalización
2002-2010	Situación Actual

Lo que se conoce como Economía de Subsistencia (que duró hasta 1880), corresponde a un período en el que existía una economía regional autosuficiente, lo que implica que las producciones estaban destinadas al consumo local y que las regiones no habían desarrollado un flujo de comercio entre ellas y mucho menos con el exterior. El comercio interregional, estaba significativamente limitado por las grandes distancias entre las regiones y la ausencia de una infraestructura de transporte para los volúmenes de comercio; y, el comercio internacional por su parte, si bien tenía las ventajas que le daba el Río de la Plata y el Río Paraná, como canal de acceso a las producciones regionales, la falta de capacidad de importación por parte de los locales, convertía la producción local en un no transable<sup>4</sup>.

La producción ganadera fue la primera actividad que se orienta hacia la exportación de manera organizada, siendo las exportaciones de cueros el rubro preponderante del comercio en la etapa de transición hacia un modelo exportador. La expansión de la demanda mundial producto del incipiente proceso de industrialización de las economías europeas estimuló el comercio mundial de productos tales como los cueros y lanas, lo cual, conjuntamente con la liberalización del régimen comercial otorgado a partir del Reglamento de Libre Comercio de 1778<sup>5</sup>, brindaba las condiciones suficiente para organizar el esquema productivo existente y así, aprovechar las posibilidades que ofrecían los mercados internacionales. Frente a este contexto internacional, la actividad ganadera y la producción pecuaria presentaba algunas ventajas dentro de las posibilidades de desarrollo local ya que la empresa ganadera requería escasa complejidad tanto en la cría, matanza, y faena de ganado como así también podía organizarse con muy precarios elementos técnicos, debido a que esta actividad se

---

4 Esto es así debido a que, cuando un buque se dirige a un puerto, se genera un costo que se distribuye entre el comercio de importación y exportación; si el comercio de importación no existe y el precio internacional del producto que se exporta no es suficientemente elevado, la incidencia del costo de transporte sobre el bien a exportar, hace que la exportación del mismo sea económicamente inviable.

5 Reglamento por el cual se puso fin al monopolio que limitaba todo el comercio con las Américas a los puertos españoles de Cádiz y Sevilla y a los puertos americanos de Portobelo y Veracruz.

basaba en la explotación del ganado cimarrón existente; por otra parte, la producción pecuaria, como actividad complementaria, requería escasa demanda de mano de obra<sup>6</sup>.

Otra ventaja era la abundancia de tierras fértiles no obstante, su apropiación estaba limitada por la presencia del indio en la frontera de la zona productiva, y la inmensidad de la distancia, con las dificultades de transportes consiguientes, limitaban las posibilidades de utilización de las tierras pampeanas. Para aprovechar las nuevas oportunidades ofrecidas por el desarrollo pecuario debía aumentarse la extensión de las tierras disponibles, como así también, la organización de las unidades de producción en estancias para criar ganado y establecer derechos de propiedad sobre los rebaños y tierras explotables, lo que implicaba la apropiación privada de la tierra. La expansión ganadera transforma la puja inicial por obtener "acciones de vaquería"<sup>7</sup> por parte de la autoridad del Cabildo, en un plan de expansión de la frontera y la apropiación territorial.

La expansión de la frontera en la zona pampeana, la apropiación privada de las nuevas tierras, ocupadas hasta entonces por el indio, la conformación de las estancias como forma de organización productiva y la inmigración planificada como fuente de mano de obra, fueron los hechos más significativos en la etapa de transición al modelo agroexportador.

A partir de 1880 se dio una etapa en la que la Argentina comenzó a explotar de manera organizada sus ventajas comparativas en la producción de materias primas (praderas fértiles y clima templado), y a destinar gran parte de su producción al sector externo; el destino de esta producción era fundamentalmente Inglaterra, quien había comenzado un fuerte proceso de industrialización que le permitía introducir productos baratos en

---

<sup>6</sup> A pesar de ello, la expansión de esta actividad, hizo sentir la falta de mano de obra durante toda la etapa de transición y hasta bien entrada la segunda mitad del siglo XIX.

<sup>7</sup> Una acción de vaquería era un derecho hereditario otorgado por la Autoridad del Cabildo, generalmente a los descendientes de los primeros colonizadores beneficiarios de la distribución de tierras realizada por Garay, en virtud del cual se podía capturar ganado cimarrón en cantidades, en las áreas y la época del año establecidas en el mismo derecho. Las vaquerías eran expediciones en territorio indio en las cuales se utilizaban los medios necesarios para recuperar animales que en principio se suponía era ganado doméstico escapado del control de sus propietarios y, en consecuencia, dependiente de la autoridad del Cabildo que podía disponer de él en beneficio de los propietarios originales.

países en los que tenía alguna vinculación política (o ejercía su poder hegemónico del momento). Tan elevada era la necesidad de materias primas por parte de Inglaterra que, en aquel entonces, realizó una serie de inversiones directas y financieras en Argentina. Las inversiones directas se concentraron en infraestructura de transporte, lo que le permitían a Inglaterra agilizar el flujo de comercio de las mismas. El agotamiento de la expansión de la frontera agrícola, conjuntamente con la crisis de 1929 y la relación conflictiva que se sucedían en aquel entonces con Estados Unidos e Inglaterra, dieron fin a la etapa conocida como Modelo Agroexportador.

La crisis del 30 se transmitió al sector real, lo que generó que los países industrializados demandaran una menor cantidad de materias primas y comenzaran un proceso de reducción de precios de bienes finales. Con este contexto internacional, se produce en la Argentina un problema de caja cambiario, en cuanto a que el consumo dependía de la importación de productos, que se pagaban con la exportación de materias primas. En estas circunstancias, se realizan distintas medidas que dan origen a una etapa de desarrollo conocida como “Modelo de Sustitución de Importaciones”. Estas medidas se tradujeron en los controles de cambio de 1931, los permisos previos de importación de 1933, el desdoblamiento del mercado cambiario y la elevación de los aranceles de importación. El modelo de sustitución de importaciones tiene tres sub-períodos definidos (Kosacoff -1993), los cuales tienen características propias en cuanto a su desarrollo industrial y sectorial pero con lineamientos macroeconómicos similares.

En abril de 1976, se estableció un programa de liberalización del mercado interno con la posterior apertura externa, con lo que se buscaba la eliminación de un conjunto de regulaciones, subsidios y privilegios establecidos en el modelo anterior con el fin de aumentar la eficiencia de la economía. Esta etapa de desarrollo, que se extendió hasta el 2002,<sup>8</sup> estaba basada en un enfoque monetario de balanza de pagos y se conoce como “Modelo de Apertura con Restructuración y Globalización”.

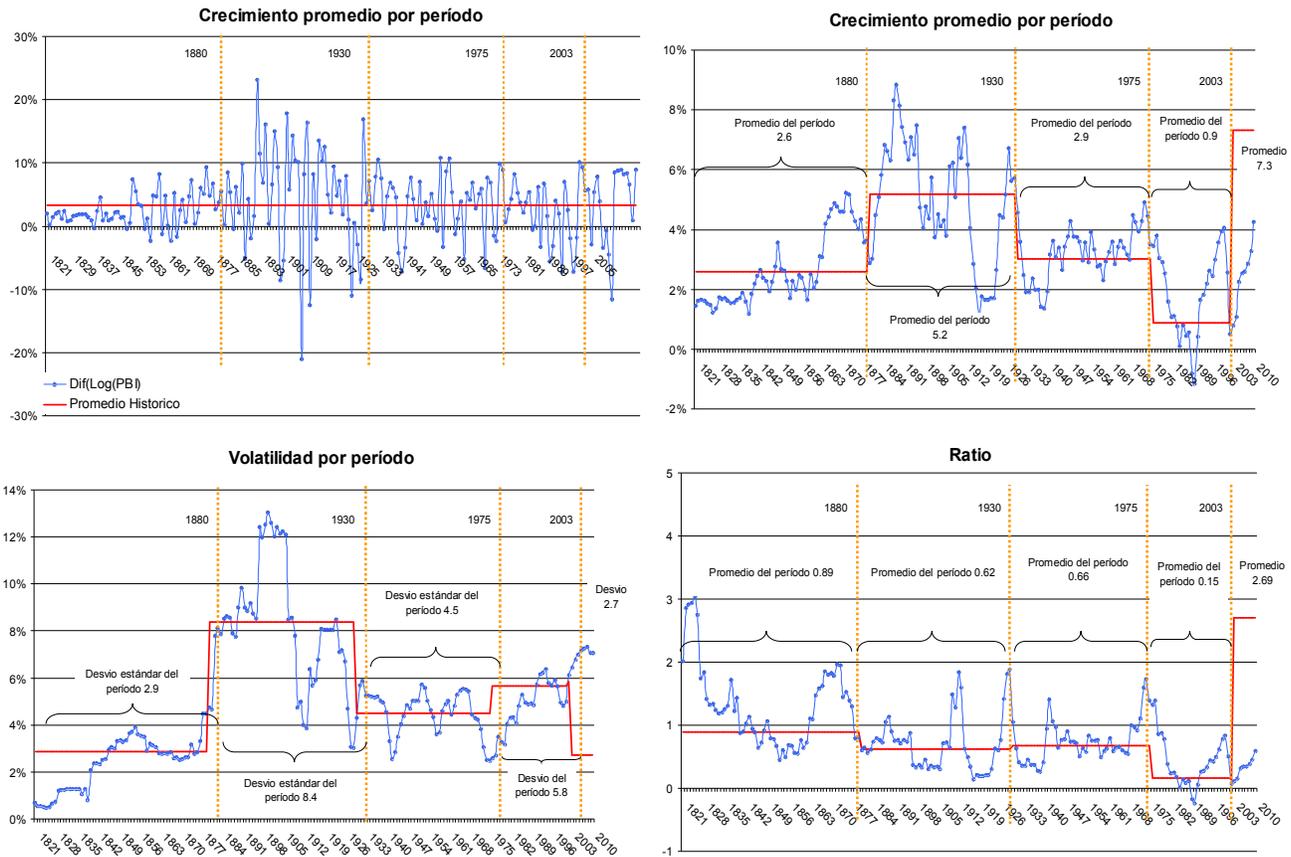
En el gráfico 3 se muestra la evolución de cuatro indicadores que caracterizan las fases de crecimiento del Producto Bruto Interno en términos reales. En el panel superior

---

<sup>8</sup> Existen algunas subetapas, como son la crisis del endeudamiento (1982 - 1990) y la convertibilidad (1991- 2002); sin embargo, a los fines prácticos, consideraré a este período como uno sólo ya que, la característica predominante es la apertura y globalización.

izquierdo, se observa que el promedio de crecimiento de la serie, a lo largo de toda la muestra, está en el orden del 3.2%; sin embargo, existen situaciones en las que el crecimiento es mayor o menor al promedio durante períodos prolongados de tiempo.

**Grafico 3**



En el panel superior derecho, se muestra la evolución del promedio móvil en 10 años del crecimiento, conjuntamente con el crecimiento promedio a lo largo de cada fase. Como puede verse en el gráfico, cada una de las fases se encuentran delimitadas por quiebres en la evolución de las tendencias, salvo para el caso del Modelo Agroexportador, en el que se observa una caída abrupta entre 1912 y 1917, a partir de la cual, revierte nuevamente la tendencia. Este fenómeno, no parece ser un cambio de tendencia o una nueva fase de desarrollo económico, sino más bien un shock, producto del abandono del patrón oro, que se disolvió en Argentina en 1914 el comienzo de la primer guerra mundial. En el gráfico se observa también, que la fase denominada de apertura económica, es la de menor crecimiento histórico.

En el panel inferior izquierdo se observa la evolución de la volatilidad promedio móvil de diez años, donde se caracteriza el modelo agroexportador como una de las fases más volátil de la historia argentina. Finalmente, el ratio de media a volatilidad indica que el período actual (2003-2010) es el que registra un mayor crecimiento con menor costo en volatilidad, lo que implica mayor estabilidad.

A partir de la subdivisión de las etapas de crecimiento reconocidas en la literatura, se observa que hay fases por debajo del crecimiento promedio histórico y fases por sobre el crecimiento histórico, por lo que el objetivo es determinar si existe un patrón de crecimiento generalizado que permita separar estas fases de crecimiento y a su vez construir un modelo para cada una de ellas.

### Caracterización del modelo

El modelo no lineal estimado tiene las siguientes características;

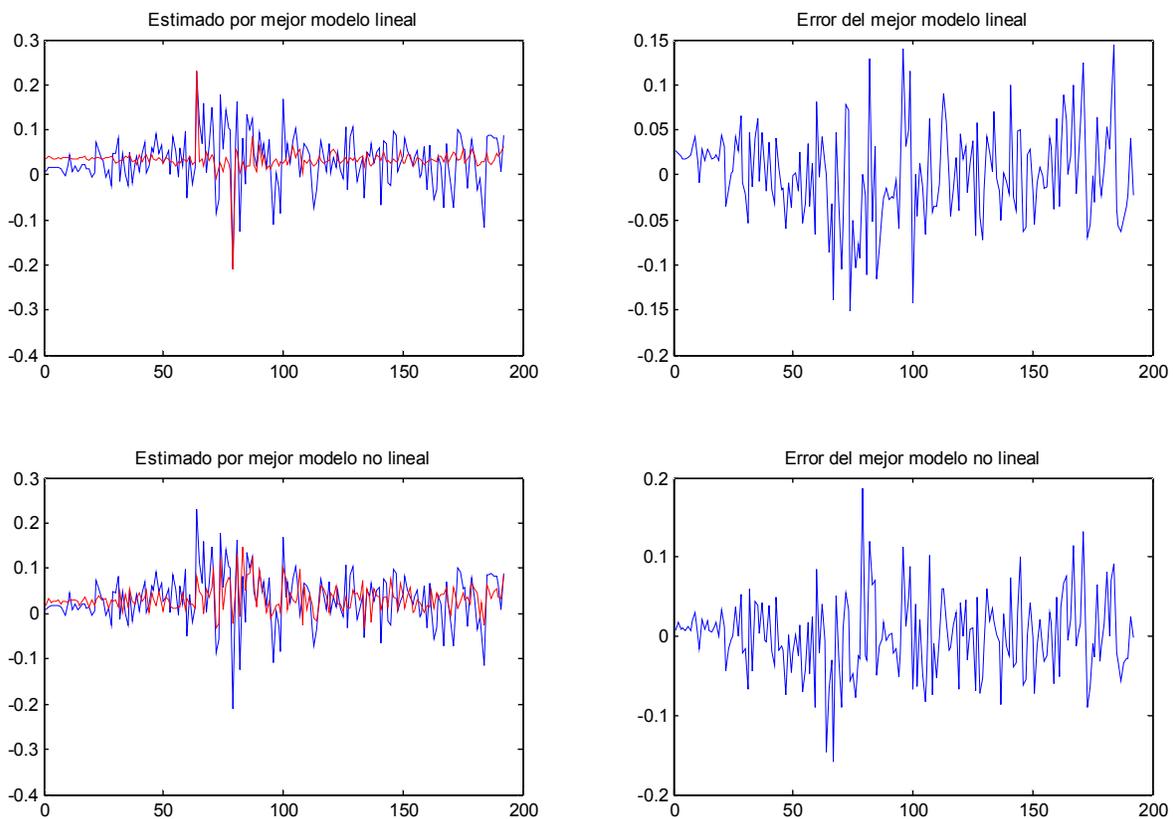
$$\begin{aligned} \Delta y_t = & 0.0243 + \underset{(0.000)}{0.2} \Delta y_{t-1} - \underset{(0.000)}{0.12} \Delta y_{t-1} + \underset{(0.000)}{0.09} \Delta y_{t-3} \\ & - \underset{(0.000)}{0.082} \Delta y_{t-5} + \underset{(0.000)}{0.18} \Delta y_{t-7} - \underset{(0.000)}{0.45} \Delta y_{t-8} \\ & + \left( \underset{(0.000)}{0.049} - \underset{(0.002)}{0.344} \Delta y_{t-1} + \underset{(0.004)}{0.348} \Delta y_{t-5} + \underset{(0.008)}{0.7} \Delta y_{t-8} \right) * \left( 1 - e^{\left( -103(\Delta y_{t-4} - 0.04)^2 \right)} \right) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1.20)$$

Los coeficientes resultaron ser todos significativos, el desvío estándar se muestra entre paréntesis debajo de cada uno de ellos; con excepción del parámetro de suavizado o grado de linealidad de la función. Los residuos obtenidos del modelo no lineal cumplen con la condición de no autocorrelación residual, se realizó un test de residuos al cuadrado, verificándose que no existe varianza condicional hasta el orden dos y son aproximadamente normales. Cuando se compara el residuo que se obtiene de la estimación del modelo no lineal con el que surge de la versión lineal, se obtiene una medida de adecuación relativa del modelo no lineal respecto del lineal. En este caso, un valor de 0.93, indica que la varianza del modelo no lineal es menor que la que surge del

modelo lineal<sup>9</sup>. Con respecto al término de error en el modelo no lineal, si bien se rechaza la hipótesis nula de normalidad al 5%, no puede rechazarse al 1%.

A continuación se muestra, en el panel superior izquierdo del gráfico 3, la comparación entre el valor estimado del mejor modelo lineal (línea roja) y los datos observados (línea azul) conjuntamente con los residuos que surgen de la estimación (línea azul del panel superior derecho); a su vez, se muestra, en el panel inferior izquierdo, el modelo no lineal estimado (línea roja) y los residuos a la derecha.

**Grafico 4**



El modelo no lineal resultante de la estimación tiene las mismas características que el modelo de la ecuación (1.7). El modelo en (1.20) cuenta con un grupo de parámetros equivalentes a lo que en la ecuación (1.7) se definieron como distintos  $\pi$ , dejando como relevante el análisis de las dos estructuras.

<sup>9</sup> La medida de adecuación es simplemente el cociente entre la varianza del modelo que contempla la no-linealidad y la varianza del modelo que no la contempla.

Como puede verse en la ecuación (1.20) el primer aspecto a considerar, el cual es uno de los elementos que justifica la utilización de modelos no lineales, es la diferencia entre las constantes correspondiente a  $\pi_{10}$  y  $\pi_{20}$  de la ecuación (1.7). Esta diferencia entre los términos constantes indica, conjuntamente con la dinámica de cada modelo ( $\pi_1'w_t$  y  $\pi_2'w_t$  del la ecuación 1.7), un diferencial en la tasa de crecimiento promedio en cada uno de los componentes del modelo no lineal. Así, por ejemplo, la media condicional del componente  $\pi_{10} + \pi_1'w_t$  es igual a 2.08%; mientras que, la media condicional del componente  $\pi_{20} + \pi_2'w_t$  es equivalente a 16.5%. Esto implica la existencia de un régimen de bajo crecimiento y otro de alto crecimiento; de forma que, mientras la tasa histórica de crecimiento promedio en Argentina fue de 3.2% y la media condicional del modelo (1.19) es de 3.3%, el modelo no lineal incorpora como elemento de caracterización diferente al existente dentro de la estructura lineal, dos regímenes de crecimiento.

Las diferencias estimadas en las tasas de crecimiento se complementan con el valor que toma la función de transición y, de esta forma, queda definida la media total del modelo no lineal. Así, por ejemplo, cuando la función de transición toma un valor de cero, la media condicional contenida en la componente  $\pi_{20} + \pi_2'w_t$  tendría valor de 2.08%. Por otra parte, cuando la función de transición tome un valor de uno, la media condicional del modelo no lineal es equivalente a 18.6% ya que se suma los parámetros de las dos componentes. La media condicional definida aquí es una condición en el límite, como si fuera la integral particular o solución de largo plazo de una ecuación en diferencias y, aunque estos valores nunca se den en la práctica, revisten interés en el hecho que se reconocen dos senderos de expansión, uno de bajo crecimiento y otro de crecimiento muy elevado. Queda claro que, la magnitud de crecimiento, lo otorgará la función de transición.

En el cuadro VI, se muestran las tasas de crecimiento promedio de cada modelo no lineal resultante como el producto de distintos valores de la función de transición. A su vez, el cuadro muestra el modulo más elevado que se obtiene a partir de las raíces de

cada modelo, conjuntamente con los períodos de oscilación para cada una de las raíces de cada polinomio, en cada uno de los casos<sup>10</sup>.

**Cuadro IV**

Valor de la función de transición	0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1
Tasa de crecimiento promedio	2.1%	3.7%	5.4%	7.0%	8.7%	10.3%	12.0%	13.6%	15.3%	17.0%	18.6%
Modulo	0.95	0.93	0.91	0.89	0.86	0.83	0.81	0.80	0.82	0.86	0.89
Período	16.7	17.2	17.9	19.5	24.0						
	5.6	5.6	5.6	5.7	5.7	5.9	6.2	6.6	6.8	6.9	7.0
	3.3	3.3	3.3	3.3	3.3	3.4	3.5	3.7	3.8	3.9	3.9
	2.3	2.3	2.3	2.3	2.3	2.4	2.4	2.5	2.5	2.6	2.6

En el cuadro se observa que el mayor modulo que se obtiene para cada uno de los modelos que surgen de los valores de la función de transición está por debajo de la unidad; con lo cual, tanto los modelos de bajo crecimiento, como los de crecimiento elevado son estables. En el cuadro se muestran, a su vez, los períodos u ondulaciones que genera cada modelo; en este caso, los modelos de menor crecimiento, con funciones de transición menores a 0.5 suelen mostrar ondulaciones o ciclos más largos.

La función de transición, más allá de la forma funcional definida para la frecuencia anual del PBI de Argentina, cuenta con tres parámetros de interés, el umbral, la velocidad del ajuste y el *delay* de la variable dependiente. El umbral estimado en los datos de frecuencia anual para la economía Argentina resultó ser significativo estadísticamente y de una magnitud de 4.2%, lo que indica que cuando la economía Argentina crece a dicha tasa, se genera un proceso contractivo por la que crece a una menor velocidad y cuya dinámica se encuentra regida por la ecuación (1.22).

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & 0.0243 + 0.2\Delta y_{t-1} - 0.12\Delta y_{t-2} + 0.09\Delta y_{t-3} \\ & - 0.082\Delta y_{t-5} + 0.18\Delta y_{t-7} - 0.45\Delta y_{t-8} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1.21)$$

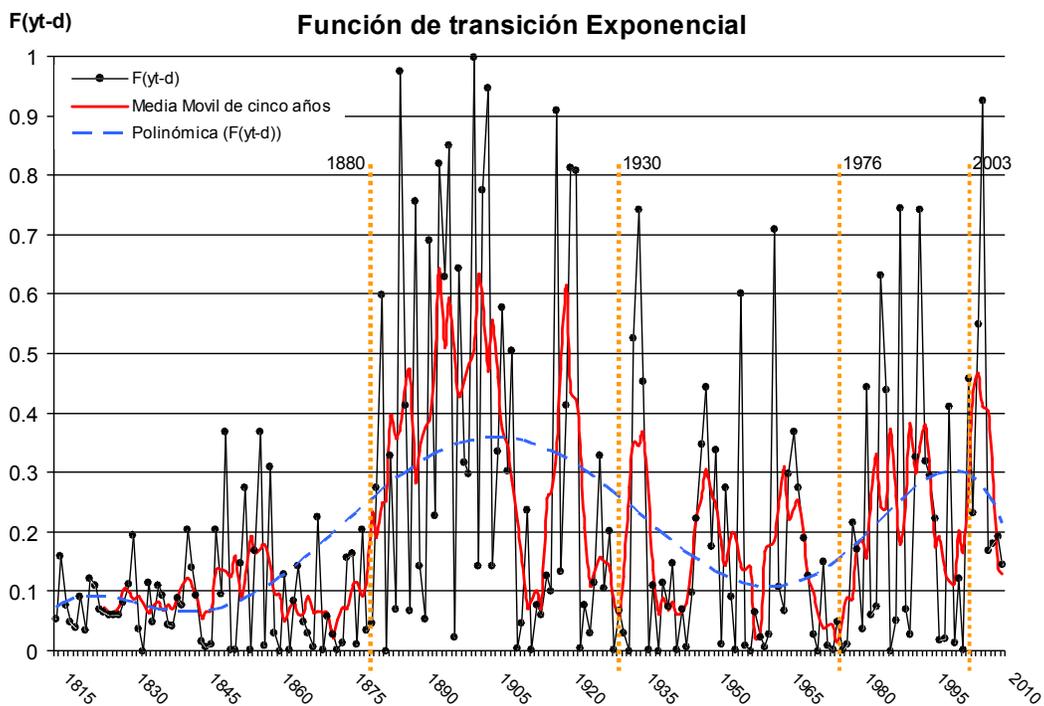
Como la dinámica descrita en la ecuación (1.22) implica una tasa de crecimiento menor a 4.2%, la economía comienza a alejarse del umbral generando una tensión por el período que dura el *delay*, en este caso 4 años.

<sup>10</sup> Como se mencionó, la tasa de crecimiento de largo plazo es la solución particular del modelo para cada valor de la función de transición; en el cuadro, se adicionó la solución homogénea.

Por otra parte, un valor del parámetro  $\gamma$  de 103 indica una alta velocidad de ajuste entre un régimen y otro; con esta magnitud del parámetro, ante un pequeño alejamiento de la tasa de crecimiento registrada respecto del umbral, se elevará significativamente el exponente de la función exponencial, haciendo que ésta alcance un valor de cero; en cuyo caso, el modelo que rige la dinámica del crecimiento anual de la economía argentina es un promedio simple entre los dos polinomios (o modelo autorregresivos) que componen el modelo no lineal de la ecuación (1.20).

Con los valores estimados para el parámetro  $\gamma$ , umbral y el *delay* de cuatro períodos, conjuntamente con el crecimiento del PBI argentino registrado desde 1915 a la actualidad, la función de transición tomaría los valores expresados en gráfico 4.

**Gráfico 4**



El gráfico muestra que, a juzgar por la evolución del promedio móvil de cinco años (línea roja), entre los períodos 1815 y 1880, la dinámica del PBI se veía representada en mayor medida por un modelo como el de la ecuación 1.22, que representa la estructura de crecimiento base. Como puede verse, el promedio móvil de cinco años alcanza sus valores mínimos en los últimos años de esta fase y posteriormente a esa fecha, la línea

de promedio móvil comienza a crecer, lo que implica, que se incorpora a la estructura de crecimiento una mayor proporción de la estructura del modelo con mayor crecimiento. Por otra parte, la tendencia polinómica de orden seis (línea azul punteada) calculada a partir de los datos, estaría mostrando que a medida que se comienza a considerar el período 1881-1929 se estaría en presencia de una dinámica de crecimiento diferente.

A partir de 1880, y hasta 1930, aconteció lo que se conoce como “Modelo Agroexportador”, a lo largo de este período, la dinámica de crecimiento de la economía argentina, puede ser representada por un promedio ponderado por la función de transición, como se muestra en la ecuación 1.20; en el cual, como muestra el punto de inflexión de la línea de tendencia, estaría ocurriendo en el año 1930, al igual que lo indican los estudio de historia económica al respecto.

Finalmente, se observa un período de bajo crecimiento entre los años 1930 y 1975 que, en la literatura de historia económica y desarrollo económico, se conoce con el nombre de “Modelo de sustitución de importaciones”. Utilizando los puntos de inflexión de la línea de tendencia ajustada a la función de transición, se estaría localizando la fecha de inicio en el año 1930 y estaría culminando, aproximadamente, en el año 1980; mientras que, el promedio móvil, tiene un mínimo en el año 1981. Por ultimo, a partir del año 1976, y hasta el 2002, se desarrolla un proceso conocido como periodo de apertura económica o “Aperturista con Reestructuración y Globalización”.

Los comentarios sobre la evolución de la función de transición no implican que haya que modificar las consideraciones en otros campos de investigación, respecto a los procesos de transición de la economía argentina; sino que, simplemente, se busca reconocer, en el modelo no lineal, la coincidencia con las descripciones en otras áreas de investigación más concluyentes. La determinación del tiempo de duración de alguno de los modelos de desarrollo y el momento en el cual se pasa de un modelo de crecimiento a otro, son con fines descriptivos, en el primer caso, y la definición de la fecha es de tipo especulativa, ya que este tipo de herramientas de tendencia no nos permite concluir en ninguno de los dos sentidos. Sin embargo, es posible segmentar los valores que toma la función de transición en cada una de estas etapas de crecimiento de la argentina y posteriormente promediarlos para cada uno de ellos. Esto permitiría

identificar la ponderación en el modelo no lineal del componente de mayor crecimiento existente en cada período. De esta forma, se puede identificar si la media de la función de transición en cada período difiere de la de otros periodos, como se muestra en el cuadro V.

**Cuadro V**

Prueba z para medias de dos muestras								
	1811-1879	1880-1929	1880-1929	1930-1975	1930-1975	1976-2002	1976-2002	2003-2010
Media	9,1%	35,1%	35,1%	16,1%	16,1%	20,5%	20,5%	35,6%
Varianza	0,76%	10,1%	10,1%	3,9%	3,9%	5,3%	5,3%	7,5%
Obs.	68	50	50	49	49	24	24	8
P(Z<=z) una cola	0,0000		0,0002		0,2081		0,0771	

El cuadro muestra que la etapa de “Crecimiento de Subsistencia” (1811-1879) difiere considerablemente del período conocido como “Modelo Agroexportador” indicando que, en promedio, la etapa de “Crecimiento de Subsistencia” tiene muy poca participación el componente de mayor crecimiento del modelo no lineal. Por otra parte, la función de transición del modelo comprendido entre 1981 y 1930 difiere del “Modelo de Sustitución de Importaciones” (1930-1975).

El “Modelo de Sustitución de Importaciones” no es estadísticamente diferente del “Modelo de Apertura Económica” (1976-2002). Para el último período bajo análisis, la media del ponderador que surge de la función de transición aumenta en casi 15 puntos porcentuales, pasando de 20.5% a 35.6% y, aunque no se rechaza la hipótesis de igualdad de medias al 5%, se rechaza la misma al 10%.

Utilizando un test Anova (cuadro VI), se pueden comparar todas las etapas simultáneamente; de este test, se desprende que se acepta la hipótesis de igualdad de medias entre los distintos períodos 1930-1975 y 1976-2002; y la que el “Modelo Agroexportador” y el período actual 2003-2010, no pueden ser rechazadas al 10%.

**Cuadro VI**

Anova F-test				
	1880-1929	1930-1975	1976-2002	2003-2010
1811-1879	0,00000	0,0125	0,0029	0,00000
1881-1929		0,0008	0,01666	0,96460
1930-1975			0,5781	0,0188
1976-2002				0,0818

La fuerte igualdad estadística que se observa en el modelo agroexportador y aquel considerado en los años 2003 y 2010, pueden explicarse a partir de la existencia de algunas similitudes en el contexto internacional y local que, evidentemente, favorecen el alto crecimiento de la argentina en ambos períodos<sup>11</sup>. En primer lugar, en los dos períodos, apareció un gran demandante internacional de materias primas que utilizaba las mismas para producir otros bienes, o bien para sustituir el alimento que dejara de producirse al reconvertir el trabajo rural en trabajo urbano o industrial. En aquel entonces ese papel lo cumplía Inglaterra; mientras que en la actualidad, lo cumplen China e India<sup>12</sup>. No obstante, en cuanto a las capacidades productivas, son muy diferentes en los dos procesos, en ambos se dio una expansión de la frontera agrícola, brindando las condiciones necesarias para favorecer la inserción al mercado internacional de materias primas. La expansión agrícola registrada en el modelo agroexportador se vio beneficiada por la incorporación de mano de obra inmigrante en tierras que, si bien ociosas en aquel entonces, eran muy aptas para el cultivo; tal es así que, en 1876 se dictó la ley N° 761/76 llamada ley de inmigración y colonización y la posterior expansión del territorio en lo que se conoce como “conquista del desierto”. En la actualidad, la expansión de la frontera agrícola se dio a elementos completamente diferentes, principalmente por desarrollos tecnológicos conocidos como “siembra directa” y el desarrollo de semillas transgénicas; sin embargo, finalmente, en los dos períodos se observa un aumento del territorio destinando a la producción agrícola ganadera.

---

11 Doy cuenta de una similitud en el contexto internacional y en cuanto a el crecimiento en áreas similares debido a que, la visión política e ideológica de los dos períodos son completamente opuestas.

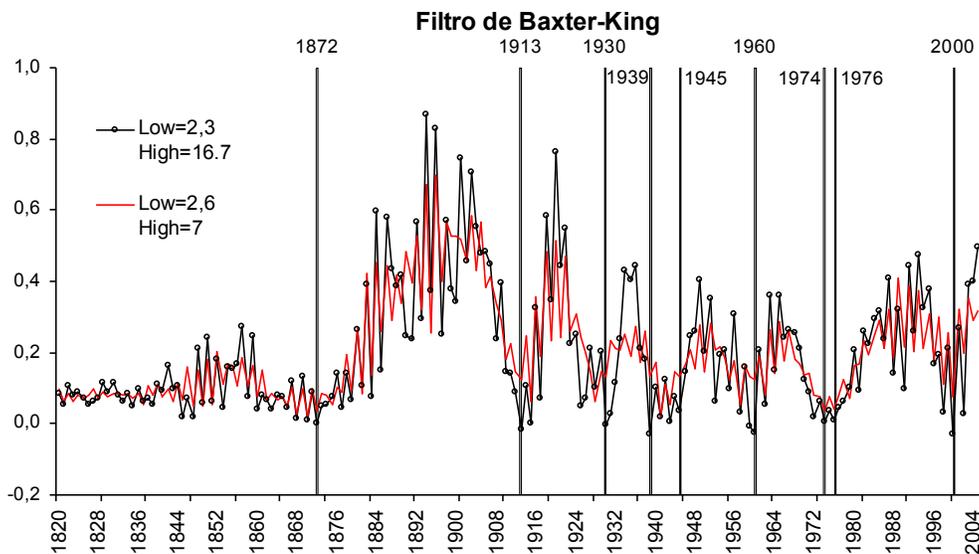
12 En 2004 se firmó el “Memorando de Entendimiento entre la República Argentina y la República Popular China sobre Cooperación en Materia de Comercio e Inversiones”; en este documento se encuentran los lineamientos estratégicos para la región, a partir del cual la partes manifiestan su voluntad de cooperar activamente en el desarrollo de infraestructura, incluido el transporte de pasajeros, vivienda, energía, agricultura, industrias básicas, telecomunicaciones, minería y otros sectores de interés mutuo. En dichas esferas, el Gobierno de la R. P. China estimulará a las instituciones financieras chinas a otorgar apoyo crediticio y facilidades de financiamiento a las empresas de ese origen con proyectos de factibilidad aprobada para su ejecución en la República Argentina.

Otro anuncio, en este sentido, fue la rehabilitación del Belgrano Cargas por la China National Machinery & Equipment. El Belgrano Cargas es una red de ferrocarriles abarca buena parte del norte argentino, donde existen importantes zonas sojeras y mineras, y requiere un reacondicionamiento total. El proyecto se financiaría con fondos del Banco de Desarrollo de China, el cual aportaría la gran mayoría, el Banco Mundial, la Corporación Andina de Fomento y el propio Tesoro Nacional. La motivación principal es el abaratamiento de costos, ya que el transporte por ferrocarril implica un 80% menos que el uso de camiones.

Por otra parte, la igualdad entre el modelo de sustitución de importaciones y el de apertura económica es más difícil de explicar desde el punto de vista de las características de la estructura económica, aunque parece razonable pensar que la imposibilidad de diferenciación se debe a aspectos estadísticos.

A continuación, se muestra un gráfico en el que los valores de la función de transición han sido suavizados por medio del filtro de Baxter-King<sup>13</sup>, lo que permite evidenciar más fácilmente los puntos de quiebre en la función de transición.

**Gráfico 5**



En el gráfico se han marcado los mínimos locales de la función, no obstante, esto no significa que ese sea el momento específico de cambio de fase sino que, simplemente, muestra el momento más crítico de una fase, por lo que para determinar si una fase ha terminado deberíamos ver un mínimo seguido de una variación positiva elevada; esto es así, porque en los momentos de crisis es cuando se introducen medidas de política para mitigar la misma, no obstante la crisis puede continuar independientemente de las políticas que se hayan aplicado. Un ejemplo de ello lo constituye el modelo de Sustitución de Importaciones, ya que se da una culminación abrupta, producto con la

13 La utilización de este filtro se debe a que este permite incorporar ondas de oscilaciones y, como de los modelos estimados se han extraído las oscilaciones de cada caso, se utilizó el período máximo y mínimo obtenido en la caracterización de mayor y menor crecimiento (ver cuadro VI) para utilizarlas como parámetro input en el filtro de Baxter-King.

crisis del 29 del modelo Agroexportador, pero las medidas que se tomaron para constituir el modelo de Sustitución de Importaciones se fueron incorporando de a etapas en sucesivos años y no como un paquete completo de medidas en un solo año.

En el gráfico se observa el primer mínimo local en el año 1872 no obstante ello, el primer salto que se distingue respecto a sus inmediatos anteriores ocurre precisamente en 1880. Luego de la crisis del 29 se observa el valor más bajo en 1930 y, a partir de esa fecha y a lo largo de todo el proceso que significó el modelo de sustitución de importaciones, se observan oscilaciones; la primera de ellas tiene un mínimo en 1939 y se registran leves variaciones hasta que, en 1945 parece ingresar en un nuevo proceso que se extiende hasta registrar un nuevo mínimo local en el año 1960; posteriormente a esta fecha, se observa un crecimiento de la función de transición para luego caer en dos mínimos locales en 1974 y 1976. Esto evidencia que el modelo de sustitución de importaciones (1930 - 1976) no fue un proceso integral, sino que estuvo dominado por cambios intermedios que significaron subperíodos o fases intermedias leves. En este respecto, Kosacoff (1993) identificó tres subperíodos dentro del modelo de Sustitución de Importaciones, lo cuales coinciden con aquellos detectados por el modelo para el mismo período.<sup>14</sup> Estos subperíodos no permiten identificar una única fase para todo el período y por eso es que estadísticamente no puede tomar independencia de la fase de apertura, la cual, a pesar de ser completamente distinta en su concepción económica financiera, no sólo muestra una evolución similar en el promedio de la función de transición sino que también, es similar su varianza.

### *El pronóstico del PBI de Argentina*

A los fines de pronóstico, el modelo indica que no es posible, o por lo menos no es confiable, realizar pronósticos a partir de modelos autorregresivos dentro de una estructura no lineal; la evidencia de esto se encuentra en la magnitud del parámetro gamma que, al ser tan elevado, hace que pequeños desvíos respecto del umbral se materialicen rápidamente en cambios de regímenes. La función de transición fluctúa fuertemente entre cero y uno construyendo diferentes modelos o caracterizaciones

---

14 Los subperíodos mencionados por Kosacoff corresponden a los años 1933-1945; 1945 – 1958 y 1958-1975; los cuales coinciden con las fluctuaciones de la función de transición.

dentro de una misma fase de crecimiento histórica. Si bien es posible tomar estadísticas de la función de transición dentro de un período histórico y comparar los resultados con otros períodos, las fluctuaciones de un año a otro pueden variar significativamente.

Esto se debe a que en el modelo no lineal, a diferencia del lineal, no están los shocks incorporados dentro de la estructura como exógenos, lo que hace que estos se manifiesten como cambios de regímenes o saltos en la función de transición y por tanto arroje distintas caracterizaciones dentro del mismo proceso histórico. Para lo cual, se debería tener en cuenta la incorporación de otras variables relevantes en cada proceso con el fin de estabilizar la función de transición o poder explicar los movimientos de la misma con fines de pronóstico.

Por otra parte, la función de transición de tipo ESTAR no está balanceada en los dos regímenes en el sentido que, cuando el PBI de Argentina se aleja del umbral, va hacia un régimen mientras que, cuando se encuentra en el umbral, toma relevancia el otro; lo que implica, a partir del parámetro de *delay*, el producto de Argentina genera una inestabilidad cada cuatro años que se corrige abruptamente.

## 5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha determinado, no sólo la existencia de un comportamiento no lineal en la evolución del producto anual de Argentina, sino que a su vez, se ha establecido la existencia de una raíz unitaria en ese contexto. De esta forma se ha completando el estudio realizado por Sosa Escudero para caracterizar el proceso estocástico que gobierna el comportamiento del producto de Argentina.

Por otra parte, se ha desarrollado un modelo no lineal que caracteriza las fases de crecimiento de la historia económica Argentina dándole un sustento técnico al conjunto de trabajos desarrollados en el ámbito de historia económica. El modelo obtenido permite también hacer inferencia sobre las fases de crecimiento económico permitiendo así análisis de tipo contra fácticos de los mismos, brindando una posibilidad de simular senderos de crecimiento dentro de una etapa de desarrollo específica; aspecto que no

sólo es de utilidad en el ámbito del análisis de historia económica, sino también en el ámbito del análisis macroeconómico.

La caracterización de las fases de crecimiento del producto argentino, por medio de la función de transición, ha permitido identificar similitudes en el patrón de crecimiento en el período conocido como “Modelo Agroexportador” y el modelo comprendido entre 2003-2012 o “Modelo de acumulación, de matriz diversificada con inclusión social”. Más aún, la función de transición de este último proceso de crecimiento, muestra un abrupta caída indicando un cambio significativo hacia una nueva fase a partir de 2010, hecho que, a su vez, encuentra un paralelismo con eventos ocurridos durante el traspaso hacia el “Modelo de sustitución de importaciones”.

Dentro del plano de análisis de coyuntura macroeconómica, el modelo desarrollado en este trabajo, permite identificar parámetros que hacen al crecimiento económico argentino. Así, por ejemplo, al obtener un parámetro de *delay* de cuatro períodos es un indicio que la economía argentina ha mostrado oscilaciones significativas en ese período de tiempo. El parámetro de *delay* indica que la reducción de la tasa de crecimiento del producto registrada en 2008 respecto a 2007, por debajo de aquellas que se venían registrando en años anteriores, generarían una reducción similar en el 2012 respecto de 2011 y probablemente se continúe en 2013.

A los fines de pronóstico, la función de transición fluctúa fuertemente entre cero y uno construyendo diferentes modelos dentro de una misma fase de crecimiento histórica. Si bien es posible tomar estadísticas de la función de transición dentro de un período histórico y comparar los resultados con otros períodos, las fluctuaciones de un año a otro pueden variar significativamente, lo que evidencia las dificultades al momento de realizar pronósticos estables a partir de uso de modelos autorregresivos.

## BIBLIOGRAFIA

Arango L. E. and Melo L. F. (2006). Expansions and contractions in Brazil, Colombia and Mexico: a view through non-linear models. *Journal of Development Economics*, Vol. 80, 501-517.

Avila Jorge, C. (1998). "El potencial Argentino de Crecimiento". UCEMA.

Baily, M. (1978). "Stabilization Policy and Private Economic Behavior," *Brookings Papers on Economic Activity*.

Burns, Arthur F. (1960). "Progress Toward Economic Stability," *American Economic Review*, March, 50, 1-19.

DeLong, B. & Summers, L.H. (1986). "The American Business Cycle: Continuity and Change", en *The American Business Cycle: Continuity and Change* pages 679-734, 198

Chan, K. S. and Tong, H. (1986). "On estimating thresholds in autoregressive models. *J. Time Ser. Anal.* 7, 179-190.

Dickey, D.A. and Fuller, W.A.(1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.

Diebold, F. y Rudebusch, G., (1991). "Have postwar economic fluctuations been Stylized?", *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 82(4), pages 993-1005,

Enders, W and J. Ludlow (2002). "Test for Nonlinear Decay Using a Fourier Approximations", Universidad de Alabama.

Kosacoff, B. (1993). "La industria Argentina: Un proceso de reestructuración desarticulada". Documento de trabajo N° 53, CEPAL.

Luukkonen R. y Terasvirta T. (1991). Testing Linearity of Economic Time Series against Cyclical Asymmetry. ANNALES DÉCONOMIE ET DE STATISTIQUE, N°20/21.

Luukkonen R., Saikkonen y Terasvirta T. (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. Biometrika, 75, 491-499.

Lutero G. (2006). STAR models: a nonlinear characterization of heterogeneous industrial production cycle. Departament of Economics, Università Politecnica delle Marche.

Munir A. J. B. and Melo Velandia L. F. (1999). Una relación no lineal entre inflación y los medios de pago. Banco Central de la República.

Perron, P. (1990). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," unpublished manuscript, Princeton University, Dept. of Economics.

Potter, S. (1993). "A nonlinear approach to U.S. GNP". UCLA Economics Working Paper N° 693, UCLA Department of Economics.

Romer, Christina D., (1986) "Spurious Volatility in Historical Unemployment Data," Journal of Political Economy, February 1986, 94, 1-37.

Romer, Christina D., (1986). "Is the Stabilization of the Postwar Economy a Figment of the Data?" American Economic Review, June 1986, 76, 314-34.

Romer, Christina D., (1986). "New Estimates of Prewar Gross National Product and Unemployment," Journal of Economic History, June 1986, 46, 341-52.

Romer, Christina D., (1988). "World War I and the Postwar Depression: A Reinterpretation Based on Alternative Estimates of GNP," Journal of Monetary Economics, July 1988, 22, 91-115.

Romer, Christina D., (1989). "The Prewar Business Cycle Reconsidered: New Estimates of Gross National Product, 1869-1908," *Journal of Political Economy*, February 1989, 97, 1-37.

Sanz Villarroya Isabel. "La Belle Époque de la Economía Argentina. 1875-1913". Departamento de Estructura e Historia Económica y Economía Publica", Universidad de Zaragoza.

Sosa Escudero W. (1997). Testing for Unit-Roots and Trend-Breaks in Argentine Real GDP. *Económica*, La Plata, Vol. XLIII, N<sup>ro</sup> 1-2.

Teräsvirta, T. and Anderson H. M. (1992). Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models. *Journal of Applied Econometrics*, 7, 119-136.

Teräsvirta, T. (1994). Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. *Journal of the American Association*, Vol. 89, No. 425, 208-218.

Tiao, G., and Tsay, R., (1991): "Some Advances in Nonlinear and Adaptive Modeling in Time Series Analysis" University of Chicago Graduate School of Business Statistics Research Center Report #118.

Tsay, R. (1986), "Non-Linearity Tests for Time Series," *Biometrika*, 73, 461-466. (1989), "Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes," *Journal of the American Statistical Association*, 84, 231-240.

Tong, H (1990). *Non-linear Time Series. A Dynamical System Approach*, Oxford: Oxford University Press.

Zivot E; Andrews Donald W. K. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3. (Jul., 1992), pp. 251-270.