



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

No-linealidades y asimetrías en el crédito peruano

Walter Bazán Palomino*

* Universidad de San Martín de Porres.

DT. N° 2011-015
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Setiembre 2011

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden al autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the author and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

NO-LINEALIDADES Y ASIMETRÍAS EN EL CRÉDITO

PERUANO

Walter Bazán Palomino*

Resumen

En este trabajo se identifica las no-linealidades y asimetrías del ciclo del crédito bancario para Perú en el periodo 1994 - 2010. Estas características del crédito son importantes porque los lineamientos de política monetaria, la regulación financiera y el planeamiento estratégico de los bancos dependen del estado de la economía. Para tal fin, se utiliza dos modelos de cambio de régimen, LSTAR y *Markov Switching*. Tanto el modelo LSTAR como *Markov Switching* identifican el estado de contracción para los años 1999-2004. Para estos años, la probabilidad de transición hacia el estado de contracción aumenta, lo que guarda relación con el traspaso recesivo de las crisis financieras internacionales. Los resultados muestran que el crédito tiene una mayor severidad en el régimen expansivo que en el contractivo, no tiene una memoria larga y tiene un ajuste relativamente rápido frente a diversos tipos de choques.

Clasificación JEL: E32, E51, E52

Palabras Clave: Regímenes, crédito, producto, Markov switching, LSTAR.

* Economista de la Universidad de San Martín de Porres (USMP). Docente de la Escuela Profesional de Economía de la USMP e investigador del Centro para la Competitividad y el Desarrollo (CCD), wbazanp@usmp.pe. El documento ocupó el tercer puesto en el Concurso de Investigación de Jóvenes Economistas 2009-2010 “Luis Felipe De las Casas Grieve”. Se agradece a Alberto Humala, César Carrera y Gabriel Rodríguez por sus comentarios y sugerencias.

I.- INTRODUCCIÓN

Esta investigación examina empíricamente si el crédito otorgado por los bancos al sector privado a nivel agregado para el periodo 1994-2010, puede tener un comportamiento que es condicional a la realidad económica en distintos periodos. Este tipo de comportamiento de la serie implicaría que el crédito puede actuar como un propagador no-lineal de los choques, tomando la forma de un LSTAR y/o *Markov Switching*, los cuales toman en cuenta la transición entre regímenes a partir de un umbral crítico para la tasa de cambio del crédito.

La econometría tradicional se ha enfocado en estimaciones de un vector de parámetros constantes, los cuales describen el tipo de relación existente entre la(s) variable(s) explicativa(s) y la explicada. No obstante, las decisiones y relaciones humanas son cambiantes por lo que las ecuaciones matemáticas que proponen los economistas son poco aplicables empíricamente. Más aún, en variables financieras que cambian con mayor rapidez.

En la década de los 70, Lucas (1976) ya criticaba los lineamientos de política económica basados sobre modelos que no permitan cambio en el vector de parámetros. Si la estructura de un modelo econométrico consiste en decisiones óptimas de los agentes y las reglas de decisiones óptimas varían sistemáticamente, entonces predecir el comportamiento futuro de alguna variable sobre la base de parámetros constantes sería incorrecto. Inclusive, el cambio puede ocurrir por existencia de rigideces o información incompleta, características del mercado bancario peruano.

Esto ocasionaría que, aunque la estabilidad de cierta ecuación se pueda cumplir en el largo plazo, en el corto plazo los parámetros pueden distar de este valor de equilibrio. Si el objetivo es conocer la dinámica de corto plazo, entonces los modelos deben permitir cambio en el vector de parámetros, según Lucas (1976). En este sentido, se requieren modelos que permitan que los coeficientes de corto plazo puedan ser distintos o tener características propias dependiendo en que parte del ciclo económico nos encontremos. Esencialmente, para el interés de esta investigación, que los coeficientes de corto plazo del crédito pueden tener características no-lineales.

El comportamiento asimétrico y no-lineal del crédito durante el ciclo económico – o teoría del ciclo del crédito – tiene origen hace más de cien años en economistas como Wicksell (1898), Mises (1912), Hayek (1929) y Keynes (1936). La discusión se centraba en la excesiva liquidez como causa principal del incremento desmedido y hasta infundado del crédito. Los años siguientes, el comportamiento del crédito fue tema de debate en el ámbito académico y político.

Durante la década de los 80, Blinder y Stiglitz (1983), Blinder (1987), y Bernanke y Gertler (1989), dan soporte a la idea de que el crédito es un amplificador del ciclo económico. La existencia de fricciones en el mercado bancario, como asimetrías y rigideces contractuales hacen que el mercado de crédito actúe como un propagador no-lineal del impacto del sector real de la economía. Incluso, cuando los agentes tienen restricción al acceso del crédito, shocks exógenos tienen efectos en el crédito.

En la década de los 90, Kiyotaki (1998), Azariadis y Smith (1998) y Fisher (1999), mantienen la tradición del comportamiento no-lineal del crédito, al modelar el

racionamiento crediticio en un contexto de equilibrio general dinámico microfundamentado.

Recientemente, investigaciones como las de Caballero y Krishnamurty (2001, 2003, 2004), Cordova y Ripoll (2004) y Villar y Salamanca (2005), muestran los mecanismos de propagación y amplificación de ciclos financieros internacionales por flujos externos de capital, vía el canal del crédito.

Son estos estudios los que inspiraron la profundización del tema y su contrastación empírica. Precisamente, los modelos de cambio de régimen permiten condicionar el vector de parámetros al estado o régimen prevaeciente. Estos difieren en sus supuestos sobre la variable que determina el régimen y pueden clasificarse en Modelos de Transición Determinística, si fuera observable, y Modelos de Transición Estocástica, si fuera no observable.

Granger y Teräsvirta (1993), Franses y Van Dijk (2000), y Franses et al. (2002), son quienes popularizan los Modelos de Cambio de Régimen de Transición Determinística y Suave o *Smooth Transition Autoregressive* (STAR). En estos modelos la variable de transición determina la velocidad de cambio entre los regímenes, el umbral y la probabilidad de estar en un régimen u otro.

La aplicación de la metodología STAR sobre el crédito es basta. Entre los diversos estudios destaca el trabajo de Fielding (1999), quien analizó la evolución de la demanda de depósitos bancarios y su relación con la inflación, la renta y la tasa de interés, en Costa de Marfil. Un documento de igual relevancia es el de Franses et al. (2001), quienes emplearon un STAR multivariado para analizar la relación entre el crédito y el dinero en la economía estadounidense y estimar el valor a partir del cual ocurre el cambio.

Teniendo en cuenta que los Modelos Autoregresivos de Umbral o *Threshold AutoRegressive* (TAR) son un caso específico de los modelos STAR cuando el cambio de régimen es repentino, Calza y Souza (2005), investigaron si el producto y la inflación responden asimétricamente ante shocks de crédito en la zona euro. De la misma forma, Balke (2000), Balke y Chang (1995), Galbraith (1996) encontraron que el crédito es un propagador no-lineal de los choques monetarios.

Por otro lado, Hamilton (1989) y Krolzig (1996, 1997, 2002), desarrollan y difunden los Modelos de Cambio de Régimen de Transición Estocástica tipo Markov o *Markov Switching* (MS). En estos modelos el proceso generador del régimen es una cadena de Markov y la probabilidad de transición entre los estados (regímenes) dependen de los valores pasados de la variable de régimen.

Los modelos MS tienen la ventaja de estimar la duración de los regímenes lo cual capturó la atención de los economistas deviniendo en un gran número de aplicaciones empíricas. Por ejemplo, Karakatsani y Salmon (2008), midieron la duración del impacto del cambio de las expectativas de los inversionistas en los rendimientos de los activos financieros en Estados Unidos (DJIA, SP500, y NASDAQ); y Coe (2002), mide la duración de los ciclos del producto y del crédito en la economía estadounidense. Entre los estudios sobre el efecto que puedan tener la masa monetaria, inflación y/o la tasa de interés sobre el crédito tenemos a Ribeiro y Teixeira (2007), Serwa (2007), Kaufmann y Valderrama (2004) y Dionne et al. (2007).

Para el caso peruano, la modelación del crédito no ha tenido la atención necesaria, ergo, la literatura es escasa y únicamente hay estimaciones lineales las cuales pueden presentar resultados incompletos en cuanto a inferencia, explicación y predicción. Si bien los hacedores de política toman en consideración la información que se puede extraer del comportamiento del crédito, no hay estimaciones formales.

No obstante, algunas investigaciones han logrado especificar una función para el crédito a pesar de no ser su principal objetivo. Entre ellas, rescato los aportes de Mendoza y Olivares (1998), quienes analizaron los determinantes del tipo de cambio y la tasa de interés en un modelo macrofinanciero para un sistema bancario dolarizado. De igual importancia son las contribuciones de Shiva y Loo-Kung (2002) y Carrera (2010), quienes identifican la existencia de un canal de préstamos bancarios como mecanismo de propagación de un shock monetario; y Berróspide y Dorich (2002), quienes analizan la restricción crediticia en el sector privado de los 30 bancos existentes durante los años 1997 y 2000.

En este trabajo se considera que la tasa de crecimiento del crédito puede ofrecer condiciones interesantes para la verificación empírica de los dos modelos propuestos. La evidencia peruana muestra que ha habido un comportamiento asimétrico del crédito en el periodo de análisis por lo que puede existir más de un régimen. En los datos se puede identificar tres etapas: dos de expansión y una de contracción. La primera etapa, considerada de expansión, fue entre los años 1994:T1 – 1999:T1, donde el crecimiento del crédito en promedio fue de 8.79%. La segunda etapa, considerada de contracción, entre 1999:T2 – 2004:T4, es caracterizada por el efecto de las crisis financieras internacionales – principalmente la Asiática y la Rusa –sobre la economía peruana, en la cual la caída del crédito en promedio fue de -1.11%. La última etapa, considerada de expansión, entre 2005:T1 – 2010:T2, post crisis, el crecimiento promedio fue de 4.60%. No obstante, en el año 2009 el crédito se desaceleró, siendo consecuencia del impacto de la crisis *sub-prime* de Estados Unidos.

Adicionalmente, se puede inferir que, frente a cambios fuertes en las tasas de crecimiento, la desviación estándar de la serie no es la misma a lo largo del período de investigación. En esta línea, se cree que el aporte de Lucas (1976) es más relevante en épocas en las que el sistema económico atraviesa por cambios profundos por lo que analizar la bondad de los ejercicios econométricos es fundamental.

La naturaleza de este tipo de comportamiento de la serie motiva al presente documento a determinar si cambian los parámetros asociados a una especificación no-lineal autorregresiva para la tasa de cambio ($\Delta\%$) del crédito bancario al sector privado. Adicionalmente, dada la especificación de los modelos, se pretende identificar los estados o regímenes de la economía peruana que gobiernan al crecimiento del crédito.

Esta variable es una de las mayores contrapartidas de las deudas monetarias en el balance consolidado de las instituciones financieras y constituye una fuente de financiamiento importante en el Perú. Tal como mencionan Calza, et al. (2001), el desarrollo del crédito contiene información para el análisis y predicción de la actividad económica, precios y desarrollo monetario.

La detección temprana de futuros cambios en el crédito es crucial para que la toma

de decisiones económicas sea óptima, en el sentido amplio de la palabra. Los agentes económicos pueden incorporar en su programa de optimización información sobre las características del crédito en épocas de expansiones y contracciones. Por ejemplo, las firmas cambiarían su gasto, producción y planes de expansión para explotar su mercado objetivo. Por su parte, los consumidores suavizarían su consumo, los inversionistas aprovecharían las oportunidades de financiamiento en el mercado bancario y los hacedores de política realizarían una mejor política de estabilización y/o maximizarían la utilidad de la sociedad en su conjunto.

Se espera que esta nueva aproximación metodológica mejore las acciones de política monetaria, regulación financiera y montos intermediados. El Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), conociendo los parámetros asociados a los diferentes estados de la economía peruana, puede mejorar sus operaciones en el mercado de dinero y prevenir a los bancos de los riesgos de *default*, liquidez y mercado. Por su parte, la Superintendencia de Bancos, Seguros y AFP (SBS), puede tener en cuenta la reacción del crédito en fases de contracciones y expansiones, además de la probabilidad de ocurrencia de los regímenes, con el fin de modificar las provisiones que exige a los bancos. Asimismo, los agentes privados, esencialmente los bancos, pueden adoptar diferentes estrategias frente a la calidad y morosidad de cartera.

Cabe resaltar que se escogió el mercado bancario por tener la mayor participación en los créditos¹ y porque su estudio en el proceso de asignación de los recursos, en el reparto de riesgo, diseño de política y crecimiento económico, es de real importancia para el desarrollo de las sociedades como la peruana.

Finalmente, esta investigación no cuenta con antecedentes (doméstico), por lo que la técnica que se propone justifica la falta de investigación sobre el tema.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se hace una descripción breve del tratamiento y análisis de los datos. En la sección 3 se presenta de manera sintética los dos métodos no-lineales que se usaron en las estimaciones. En la sección 4 se presenta y discute los resultados. En la última sección, las conclusiones y recomendaciones.

II.- ANÁLISIS DE LOS DATOS

El análisis se realizó con datos de la serie de frecuencia trimestral y abarca el periodo 1994:T1 hasta 2010:T2. Se consultó las estadísticas elaboradas por la Superintendencia de Bancos, Seguros y AFP (SBS) y el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) para el crédito y el Índice de Precios al Consumidor (IPC), respectivamente.

Teniendo en cuenta la alta dolarización de los créditos, se tomó el monto total en moneda nacional de nuevas colocaciones publicado por la SBS. Cabe resaltar que es una variable flujo, el crédito no se trabajó con saldos a final del período porque este no refleja el comportamiento de la variable debido a que puede haber una variación de pasivos y activos en una misma magnitud que deje el saldo inalterado.

¹ 88.97% de los créditos otorgados por el Sistema Financiero. Fuente – SBS – Estadísticas.

Para la delimitación temporal de la investigación, se eligió el período 1994-2010, por ser el más extenso y confiable. Si bien hay datos disponibles desde 1980, la alta inflación de casi 10 años (1984-1993) distorsiona las estimaciones y deflacciones que se pudieron hacer. Inflación como síntesis del desorden macroeconómico del país durante la década de los 80 y principios de los 90, devino en políticas de estabilización, cuyos impactos se dejaron sentir recién entre el último trimestre de 1993 y primer trimestre de 1994. Adicionalmente, se cuenta con una misma moneda – el Nuevo Sol – vigente hasta el 2010.

Para obtener la tasa real de crecimiento trimestral del crédito ($\Delta\text{crédito}_t$) se deflactó el crédito nominal total en moneda nacional utilizando el IPC, se aplicó logaritmo, se desestacionalizó la serie resultante usando el *Seasonal Adjustment-Census X12* y se realizó la primera diferencia porque el crédito es $I(1)$ ².

III.- LA MODELACIÓN DEL CRÉDITO

En esta sección se presentan las dos alternativas econométricas para la modelación no-lineal del crédito. En todos los casos, la tasa de crecimiento real trimestral del crédito será denotado por y_t .

3.1 Modelo de Cambio de Régimen de Transición Suave (STAR)

Como mencionan Granger y Teräsvirta (1993), los Modelos de Cambio de Régimen de Transición Suave tiene como supuesto que los cambios de regímenes son generados por una variable de transición observable z_t y esta puede ser endógena rezagada $\Delta\text{crédito}_{t-1}$, exógena o una combinación de ambas la cual cruza un umbral c .

Para el caso de dos regímenes la probabilidad de ocurrencia del estado 2 sería:

$$\Pr(S_t = 2 / S_{t-1}, Y_{t-1}, X_t) = G(z_t, \gamma, c)$$

donde la **función de transición** $G(z_t, \gamma, c)$ es una función continua que determina la probabilidad del régimen 2 y está limitada entre 0 y 1, asociados con los valores extremos de la función de transición: $G(z_t; \gamma, c) = 1$ y $G(z_t; \gamma, c) = 0$. El parámetro γ indica la velocidad de transitar entre 0 y 1, el parámetro c nos indica dónde empieza la transición y z_t determina la probabilidad de estar en un régimen de expansión o de contracción a través de $G(z_t; \gamma, c)$. Además, el régimen que ocurre en el período t es observable (para z_t , c , γ , dados).

El modelo STAR univariado para una serie de tiempo, sería de la siguiente manera:

² Se analizó la presencia de raíz unitaria utilizando los tests Augmented Dickey-Fuller, Dickey-Fuller – GLS y Ng-Perron indicando la presencia de raíz unitaria o que es $I(1)$, (Ver Anexo 1). No hay suficientes argumentos para afirmar que el crédito es una serie $I(2)$.

$$y_t = \left(v_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} y_{t-i} \right) (1 - G(z_t; \gamma, c)) + \left(v_2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} y_{t-i} \right) G(z_t; \gamma, c) + \varepsilon_t$$

donde ε_t es i.i.d. $(0, \sigma^2)$.

Hay que tener en cuenta que existen dos tipos de modelos STAR, según la función de transición que se especifique. Si el modelo incluye una función de transición logística tendríamos un LSTAR, mientras que la otra posibilidad es que se utilice una función de transición exponencial, con lo que tendríamos un ESTAR.

Como se mencionó en la sección anterior, hay evidencia de asimetrías en la dinámica de las variables económicas, entre ellas el crédito. La evidencia empírica sugiere que es más adecuado emplear una función logística cuando el propósito principal es la identificación de estados de expansión y contracción porque la transición entre un régimen a otro puede tomar algún tiempo. Por ello, se empleará un LSTAR porque se busca diferenciar entre valores positivos y negativos de $\Delta \text{crédito}_t$ respecto al umbral c , así como valores grandes y pequeños de $G(z_t, \gamma, c)$ respecto a c . La función logística de transición se define como:

$$G(z_t, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma(z_t - c)\}}$$

3.2 Modelo de Cambio de Régimen tipo Markov (MS)

Existe la posibilidad que la variable de transición sea no observable por lo que es necesaria una estimación tipo *Markov-Switching*.

Siguiendo la propuesta de Hamilton (1989) y Goodwin (1993), $\Delta \text{crédito}_t$ puede ser modelado de la siguiente manera:

$$y_t = v(s_t) + \sum_{j=1}^p A_j(s_t) y_{t-1} + u_t$$

donde el error es un proceso Gaussiano condicional en s_t . La variable de estado (s_t) es una variable aleatoria discreta que describe un número finito de posibles regímenes, donde cada dato provendría de un s_t específico no observable por lo que hay que inferir la probabilidad que una determinada observación provenga de un régimen en particular. Asimismo, se asume el mismo número de rezagos en cada régimen y que todos los parámetros cambian en el mismo momento.

En un modelo AR(p) con cambios tipo cadena de Markov se asume que el régimen s_t es generado por una cadena de Markov no observable, homogénea y ergódica, de estado discreta³:

³ La evolución de los regímenes puede ser inferida de los datos. Para mayor detalle ver Hamilton (1989; 1994).

$$\Pr(s_t / S_{t-1}, Y_{t-1}; X_t) = \Pr(s_t / s_{t-1}; \rho)$$

definida por las probabilidades de transición:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j / s_{t-1} = i)$$

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i)$$

y la condición que:

$$\sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\}$$

La no-linealidad del modelo se da porque el proceso está sujeto a cambios discretos en media, entre estados de crecimiento alto y bajo. Estos cambios discretos tienen su propia dinámica especificados en una matriz de cadenas de Markov. Por ejemplo, el crédito puede estar en una fase expansiva o contractiva y el cambio entre estados proviene del resultado de un proceso de Markov, donde $S_0 = 0$ (contracción) y $S_1 = 1$ (expansión). La matriz de transición sería:

$$P = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{10} \\ P_{01} & P_{00} \end{pmatrix}$$

$\Pr(S_{t+1} = 1 | S_t = 1) = P_{11}$, $\Pr(S_{t+1} = 0 | S_t = 1) = P_{10}$, $\Pr(S_{t+1} = 1 | S_t = 0) = P_{01}$, $\Pr(S_{t+1} = 0 | S_t = 0) = P_{00}$. Esta matriz asume que cada p_{ij} es menor que uno, de manera que aunque un régimen pueda ser persistente, no es absorbente.⁴

Siguiendo la notación de Krolzig (1997), el modelo es denotado por MSM(2)-AR(4) para un modelo tipo *Markov-Switching* con cuatro coeficiente autorregresivos que cambian en media entre dos regímenes. No obstante, hay otras especificaciones como cambio en coeficientes autorregresivos, media y varianza, denotado por MSMAH(m)-AR(k) donde m indica el número de estados y k el número de rezagos. Si el modelo incorpora un intercepto que depende del régimen es denotado por MSIAH(m)-AR(k).

Para el fin de este documento, se especificó un *Markov-Switching* empezando por cambios en intercepto para luego extenderlo a cambios en los otros parámetros, tal como sugiere Krolzig (1997, 2002). Además, se utilizó el Algoritmo de Maximización de Expectativas⁵ (EM) el cual puede ser usado para encontrar estimadores de máxima verosimilitud de los parámetros de un modelo probabilístico, donde el modelo depende de variables latentes no observadas.

Habiendo discutido los dos modelos de cambio de régimen a emplearse, es necesario precisar que los criterios de información de *Akaike* y *Schwarz*, así como la función de log-verosimilitud, sirvieron para elegir el mejor modelo, tal como sugieren Krolzig (1997), Rodríguez (2010) y Vuranok (2009).

⁴ Si fuera absorbente sería equivalente a un modelo lineal, en el que no hay cambios de régimen.

⁵ Para detalles más técnicos en lo que concierne a las estimaciones, Algoritmo EM y representación espacio-estado, ver Krolzig (1997).

IV.- RESULTADOS EMPÍRICOS

4.1 Análisis Preliminar

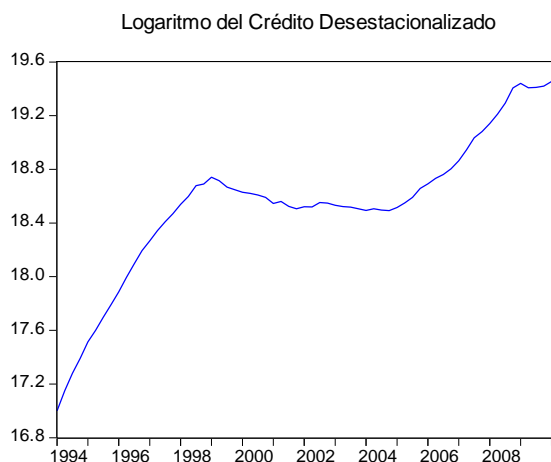
En esta sección se presenta un análisis descriptivo de los datos así como la mejor especificación lineal. Para el resto del documento la definición de crédito hará referencia al logaritmo natural del crédito real sin estacionalidades que otorgaron los bancos al sector privado y, $\Delta \text{crédito}_t$, a su tasa de cambio..

Los datos del crédito muestran una clara contracción a partir del segundo trimestre del año 1999, en donde la crisis internacional ocasiona un racionamiento crediticio en el mercado interno. Este efecto dura hasta finales del año 2004, en donde se revierte la tendencia y la $\Delta \text{crédito}_t$ pasa de un valor negativo a uno positivo. Para los años posteriores hay un crecimiento acelerado del crédito. En el año 2009 se registra la desaceleración del crédito que probablemente tuvo su origen en la crisis internacional *sub-prime* de los Estados Unidos, la que habría afectado el mercado de dinero y luego, el mercado crediticio. En el 2009 las colocaciones bancarias se contrajeron por 2 trimestres continuos (junio y septiembre) pero el resultado acumulado fue de apenas 1.46 %.

Si se compara el menor crecimiento del 2009 respecto al año 2008 (donde hubo una expansión acumulada del 36.46 %), tendríamos un hecho que indicaría un riesgo de contracción crediticia. La causa posiblemente sea la aversión al riesgo de los bancos como consecuencia de la incertidumbre propia de ese contexto..

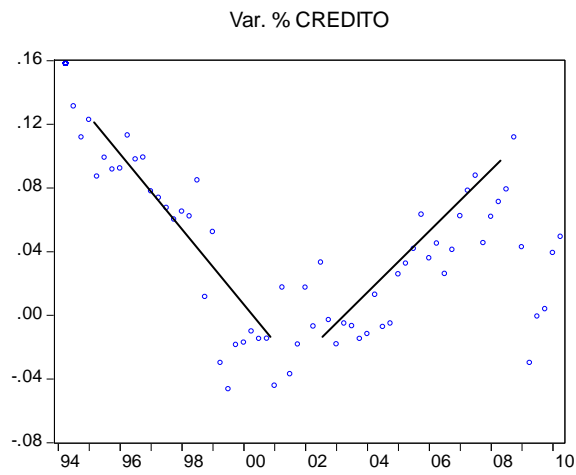
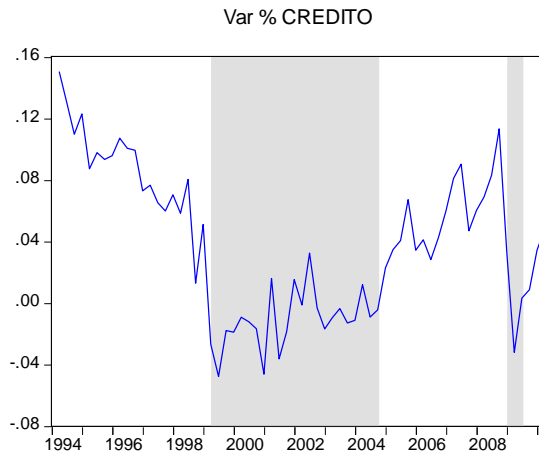
Las expansiones aceleradas y los dos periodos de contracción, tanto en niveles como en $\Delta \text{crédito}_t$, se pueden apreciar en el Gráfico N° 1 y el Gráfico N° 2, respectivamente. Por otra parte, en el Gráfico N° 3 se aprecia una bimodalidad de la distribución, evidenciando una no normalidad la cual puede sugerir más de un proceso generador de datos.

Gráfico N°1: Logaritmo del Crédito



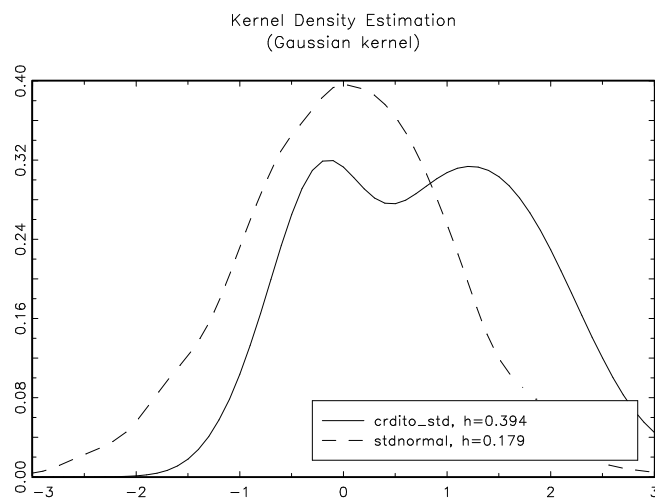
Fuente: SBS – Elaboración propia

Gráfico N°2: Evolución de $\Delta\text{crédito}_t$



Fuente: SBS – Elaboración propia

Gráfico N° 3: Función de Distribución de $\Delta\text{crédito}_t$



Fuente: SBS – Elaboración propia

A fin de tener una base sobre la cual comparar los modelos no-lineales, se estimó un modelo lineal. Siguiendo la metodología Box-Jenkins, el mejor modelo lineal es un AR(2) para $\Delta \text{crédito}_t$, cuyos residuos se sometieron a un conjunto de tests estadísticos para verificar si son ruido blanco.

El Cuadro N° 1 muestra que los coeficientes asociados al modelo AR(2) son estadísticamente significativos. Los dos modelos que se presentan son bastante similares en persistencia (0.86 y 0.87). Esto significa que cuando hay un shock negativo que golpea a la economía, sus efectos puede descomponerse en dos periodos y este es relativamente rápido, tal como indica la suma de sus coeficientes autoregresivos. Adicionalmente, el modelo AR(2) presenta raíces reales diferentes y dentro del círculo unitario indicando que no hay comportamiento pseudo-cíclico (0.898 y -0.270).

El Cuadro N° 2 muestra los tests estadísticos aplicados a los residuos del modelo AR(2). El test LM(j) muestra que no existe autocorrelación, aunque a para los rezagos de orden 8, 9 y 10, podrían considerarse significativos al 10%. Asimismo, se presenta el test ARCH el cual indica componentes de este tipo hasta el tercer rezago; para rezagos de orden superior se acepta la hipótesis nula. Para testear la normalidad de la distribución de los errores, se utilizó el test de Jarque y Bera (JB), mostrando no normalidad. Finalmente, se utilizan los test de White, White términos cruzados, Glejser y Harvey los cuales indican homocedasticidad, salvo en el caso del test de White con componentes cruzados.

Cabe señalar que los resultados sobre posibles quiebres y/o outliers evidencian uno pequeño para el final de la muestra. Por tal motivo, se estimó un modelo con una variable *dummy* que capturan las observaciones atípicas 2008:T3, 2008:T4 y 2009:T2 aunque el coeficiente asociado a esta es no significativo. La inestabilidad de parámetros en el modelo lineal se reafirma cuando se rechaza de hipótesis nula del Test de Chow con punto de quiebre en el año 2009 (p-value: 0.000).⁶

Cuadro N° 1. Estimaciones de Modelos Lineales

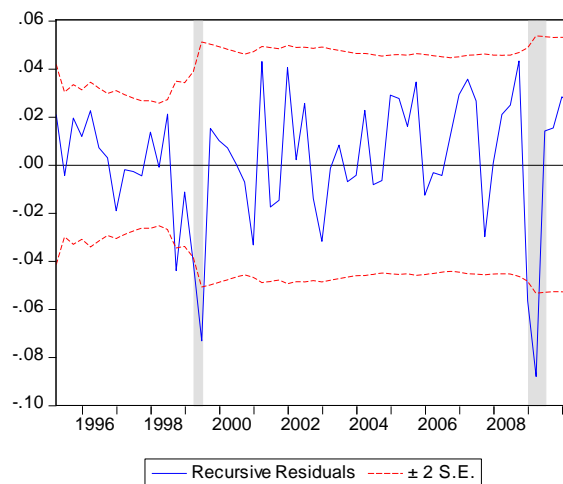
Coeficiente	AR(1)		AR(2)		AR(2) + Outliers Aditivos	
	Estimación	p-value	Estimación	p-value	Estimación	p-value
α_1	0.855	0.000	0.627	0.000	0.626	0.000
α_2			0.243	0.045	0.248	0.046
Dummy					-0.004	0.805
R^2 ajustado	0.672		0.666		0.661	
AIC	-4.378		-4.396		-4.366	
SC	-4.344		-4.328		-4.264	
HQ	-4.365		-4.370		-4.325	

⁶ Las estimaciones con otras fechas para *outliers* no se presenta por dos motivos: no hay corrección del quiebre y el coeficiente asociado a la variable *dummy* es no significativo estadísticamente. Los resultados se pueden solicitar si se desea. Adicionalmente, si se desea ver algunos de los resultados de corrección de quiebre en pendiente se recomienda ver el Anexo 3. El mejor modelo lineal es un modelo de “seudo” cambio de régimen (*dummy* cuando $\Delta \text{crédito}_t \leq 0$).

Cuadro N° 2. Evaluación Residuos Modelo AR(2)

Estadístico	Valor	p-value
Test LM para Autocorrelación		
LM(1)	0.187	0.667
LM(2)	0.093	0.911
LM(3)	1.750	0.167
LM(4)	1.733	0.155
LM(8)	1.841	0.090
LM(9)	1.950	0.065
LM(10)	1.845	0.076
LM(12)	1.513	0.152
Componentes ARCH		
ARCH(1)	9.039	0.004
ARCH(2)	4.368	0.017
ARCH(3)	2.899	0.043
ARCH(4)	2.274	0.073
ARCH(8)	1.116	0.371
ARCH(12)	0.673	0.766
Normalidad		
JB	14.036	0.000
Heterocedasticidad		
Harvey	0.575	0.566
Glejser	0.128	0.880
White	0.401	0.672
White (cross)	6.998	0.000

Gráfico N° 4: Test de Residuos Recursivos



4.2 Resultados

En las siguientes líneas se presentarán dos o tres especificaciones para cada tipo de modelo no-lineal propuesto. En primer lugar se muestran los resultados de las estimaciones LSTAR y en segundo lugar, las estimaciones de *Markov Switching*.

El Cuadro N° 3 muestra que una especificación STAR no aprueba el test de linealidad⁷ propuesto por Teräsvirta (1998). No obstante, si se toma al 90% de confianza, procesos AR(2) y AR(3) con variable de transición $\Delta \text{crédito}_{t-2}$, pueden modelarse mediante LSTAR. Asimismo, si se toma como variable de transición la tendencia, el proceso autoregresivo de orden 2 pasa satisfactoriamente la prueba. Las otras especificaciones están muy cerca del valor de rechazo de la hipótesis nula de linealidad, por lo que se estimó para diferentes variables de transición.

Acorde con los valores presentados en el Cuadro N° 4, el mejor modelo es un LSTAR(2) con variable de transición (z_t) $\Delta \text{crédito}_{t-1}$. Algunos parámetros asociados a los regresores son estadísticamente significativos como α_{11} , α_{21} y α_{22} . De igual manera, el umbral es significativo con un valor de 4.5% lo cual indica que valores mayores a 4.5% pertenecen al régimen expansivo y valores menores a 4.5% pertenecen al régimen contractivo. El valor del umbral es fundamental para diferenciar la ocurrencia de los regímenes por lo que $\Delta \text{crédito}_t$ cercanas a 4.5 % anticiparía una transición entre periodos de expansión y contracción, y viceversa.

Además, si sumamos los coeficientes asociados a los diferentes estados, podemos esperar que el crédito se expanda en promedio 0.635 por cada punto porcentual de expansión previa. Para el segundo régimen, el crédito decrece en promedio -0.078 por cada punto porcentual de contracción previa. Esto evidencia que el régimen de expansión es más persistente que el régimen de contracción y que en este último, no sólo hay una reducción de la magnitud de los parámetros sino un cambio de signo.

Para evaluar el performance del modelo LSTAR(2) con $z_t = \Delta \text{crédito}_{t-1}$, se siguió la sugerencia de Eirtheim y Teräsvirta (1996) para utilizar tests tipo LM para No Autocorrelación en los Residuos, No-linealidad Subsistente y Constancia de Parámetros. Además, se testeó la normalidad de los residuos con el estadístico Jarque-Bera (JB). El Cuadro N° 5 muestra los resultados. Como en el caso lineal, hay algún tipo de autocorrelación entre el rezago 6 y 9 entre de los residuos; el rechazo de la hipótesis nula a favor de la alternativa indica no-linealidades asociadas a un modelo STAR aditivo; los parámetros son constantes dentro de cada régimen y los residuos se distribuyen como una normal. Adicionalmente, se testeó componentes ARCH mediante test LM, indicando que se acepta la hipótesis nula, resultado distinto al del modelo lineal.

Al complementar el análisis con el Gráfico N° 5, podemos ver que la función de transición del modelo LSTAR(2) muestra cambios abruptos en lugar de cambios graduales

⁷ Es importante recordar que la teoría convencional no se puede aplicar porque no tiene una distribución F estándar y los valores críticos deben ser determinados por medio de métodos de simulación. Además, el test bajo la hipótesis nula es muy sensible a la inclusión de rezagos, c juega un rol preponderante y tanto c como los α 's no están identificados.

esperados debido principalmente al parámetro gamma que es elevado. Otra información que proporciona este gráfico es que la función de transición no es constante a lo largo del período de investigación. Entre los años 1999 y 2005, y a principios del 2010, esta función pasa de 1 a 0 como era de esperar, evidenciando el cambio de estado de la economía. Si bien el régimen expansivo es más persistente (Cuadro N° 4), este gráfico indica que hay similar número de periodos de expansión y contracción. Además, por las pocas observaciones en la vecindad del punto de inflexión de $G(z_t; \gamma, c)$, el parámetro γ no puede ser estimado de forma eficiente. Esta puede ser una de las causas de estimar un γ muy elevado (γ y c se estiman de manera simultánea).

Cuadro N° 3. Test de Linealidad

Variable de Transición	Especificación Autoregresiva					
	AR(2)		AR(3)		AR(4)	
	modelo	p-value	modelo	p-value	modelo	p-value
Δ crédito $_{t-1}$	Lineal	0.304	Lineal	0.110	Lineal	0.229
Δ crédito $_{t-2}$	Lineal	0.165	Lineal	0.098	Lineal	0.089
Δ crédito $_{t-3}$	-	-	Lineal	0.943	Lineal	0.738
Δ crédito $_{t-4}$	-	-	-	-	Lineal	0.769
Tendencia	LSTAR	0.038	Lineal	0.076	Lineal	0.075

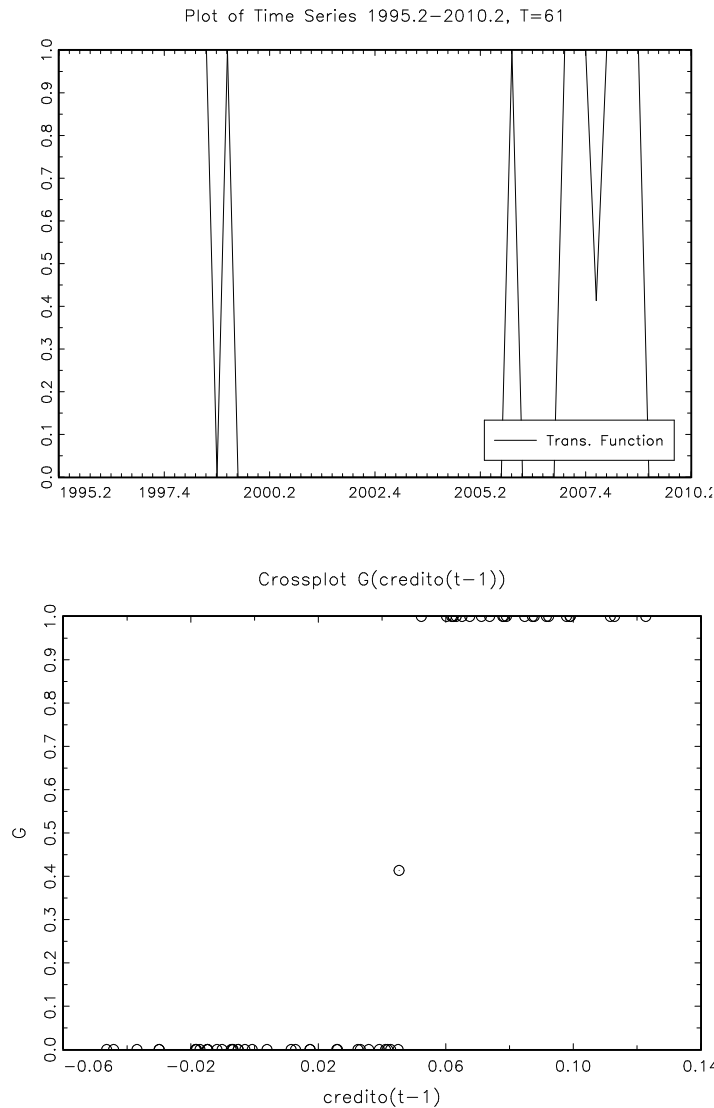
Cuadro Nº 4. Estimaciones de los Modelos LSTAR

Coeficiente	$z_t = \Delta \text{crédito}_{t-1}$			
	LSTAR(2)		LSTAR(3)	
	Valor	p-value	Valor	p-value
Primer Régimen				
μ_1	0.005	0.259	0.005	0.301
α_{11}	0.572	0.003	0.570	0.003
α_{12}	0.063	0.640	0.015	0.926
α_{13}			0.084	0.568
Segundo Régimen				
μ_2	0.026	0.252	0.023	0.350
α_{21}	-0.990	0.038	-0.895	0.064
α_{22}	0.912	0.006	1.218	0.002
α_{23}			-0.365	0.208
Otros Parámetros				
γ	3618.096	0.979	2977.314	0.998
c_1	0.045	0.023	0.045	0.065
Otra Información				
R^2 ajust	0.725		0.724	
AIC	-7.199		-7.159	
SC	-6.927		-6.816	

Cuadro N° 5. Evaluación del Modelo LSTAR

Test LM de No Autocorrelación en los Residuos		
Lag	LSTAR(2), $z_t = \Delta\% \text{ crédito}_{t-1}$	
	Valor	p-value
1	0.663	0.420
2	0.565	0.572
3	0.406	0.750
4	0.769	0.551
5	1.213	0.320
6	2.438	0.042
7	2.609	0.026
8	2.294	0.042
9	2.216	0.045
10	1.934	0.076
11	1.621	0.142
12	1.712	0.116
Test LM para No-linealidad subsistente		
Estadístico	LSTAR(2), p-value	
	$z_t = \Delta\% \text{ crédito}_{t-1}$	$z_t = \Delta\% \text{ crédito}_{t-2}$
F	0.068	0.004
F4	0.028	0.223
F3	0.158	0.233
F2	0.713	0.001
Test LM para Constancia de Parámetros		
Estadístico	LSTAR(2), $z_t = \Delta\% \text{ crédito}_{t-2}$	
	Valor	p-value
F1(H1)	2.260	0.077
F2(H2)	1.342	0.250
F3(H3)	1.916	0.063
Test de Componentes ARCH en los Residuos		
Estadístico	Valor	p-value
ARCH-LM	8.234	0.767
Test de Normalidad para los Residuos		
Estadístico	Valor	p-value
JB	1.543	0.462

Gráfico N°5: Función de Transición



Este cambio tan vertiginoso de la función de transición puede sugerir que la variable que genera el régimen sea estocástica y no determinística, por lo que se procedió a las estimaciones de los Modelo de Cambio de Régimen Estocásticos tipo Markov.

El Cuadro N° 6 muestra las estimaciones para diferentes especificaciones MSIAH(m)-AR(k) con $m=2$ y $k=4$. Siguiendo la estrategia sugerida por Krolzig (1997), los modelos MSIAH(k)-AR(p) estimados para cada variable, fueron ajustados por cambio en regresores y en varianza; cambio en intercepto, regresores y varianza; cambio en regresores y varianza, pero no en intercepto; utilizando entre 2 y 4 rezagos.⁸

⁸ Tener presente que MSIAH: Cambio en intercepto, regresores y desviación estándar; MSAH_I: Cambio en regresores y desviación estándar, pero no en intercepto; MSAH: Cambio en regresores y desviación estándar, sin intercepto.

Si bien se presentan los tres modelos seleccionados mediante el criterio de información AIC – el mejor para cada número de rezagos – las otras estimaciones realizadas también admiten cambio en intercepto, varianza y regresores. La especificación MSIAH(2)-AR(3) es el mejor modelo no-lineal de este tipo, en el cual todos los parámetros son significativos a excepción de ϕ_{13} y presenta un mejor criterio de información (AIC: -7.739). A diferencia de las especificaciones LSTAR, los modelos *Markov-Switching* presentan más parámetros significativos y hay un fuerte rechazo de la hipótesis nula en el test de linealidad LR propuesto por Davies (1987).

Otro resultado importante es que en los tres modelos que se presentan, la desviación estándar es diferente en cada régimen y es estadísticamente significativa. No obstante, su valor no guarda cierto patrón de cambio, es decir, aumenta la desviación estándar en el régimen de contracción para las estimaciones MSIAH(2)-AR(2) y MSIAH(2)-AR(4), mientras que para la estimación MSIAH(2)-AR(3) disminuye – la volatilidad del modelo elegido es menor en el régimen 0. Esto no ocurre con el intercepto (μ_i), pues en los tres modelos cambia de un valor positivo a uno negativo cuando transita del régimen 1 al régimen 0.

Además, en el modelo MSIAH(2)-AR(3) existe una mayor probabilidad de estar en una contracción y salir de ella, que encontrarnos en una fase expansiva y entrar en un régimen de contracción. Este resultado es conforme con la teoría de ciclos económicos, precisamente, el ciclo del crédito. Para evaluar la persistencia de cada régimen se analizó en cada uno de ellos los coeficientes. El crédito se expande en promedio 0.852 por cada punto porcentual de cambio previo cuando se encuentra en el régimen 1. Del mismo modo, el crédito se expande en promedio 0.273 por cada punto porcentual de cambio previo cuando se encuentra en el régimen 0. Al igual que en el mejor modelo LSTAR, el régimen 1 (expansivo) es más persistente que el régimen 0 (contractivo). No obstante, en ambos regímenes hay crecimiento aunque presenta una particularidad el segundo régimen (contractivo). El coeficiente ϕ_{01} captura casi todo el efecto positivo y el coeficiente ϕ_{03} todo el efecto negativo. Por su parte, el coeficiente ϕ_{02} si bien es significativo es muy cercano a cero. La memoria es más larga en el segundo régimen y tiene un impacto contractivo luego de dos trimestres.

Para evaluar el performance del modelo MSIAH(2)-AR(3) se siguió el procedimiento empleado por Rodríguez (2010) para la verificación de normalidad, autocorrelación y componentes ARCH(j) en los errores. El Cuadro N° 7 muestra que los errores se comportan como una normal, no tienen autocorrelación y no presenta componentes ARCH(j). El comportamiento de los residuos indica una superioridad de este modelo y sugiere que no hay *outliers* o algún otro cambio estructural⁹ como en el caso lineal.

El Gráfico N° 6 muestra las probabilidades suavizadas de cada uno de los regímenes del modelo MSIAH(2)-AR(3). La probabilidad de estar en un régimen de expansión ($S_t = 1$) identifica los periodos de 1995:T3-1998:T3, 2005:T1-2008:T4 y 2009:T3-2010:T2. De igual manera, la probabilidad de estar en un régimen de contracción ($S_t = 0$) identifica los periodos de 1998:T4-2004:T4 y 2009:T1-2009:T2. La duración

⁹ Se estimó MSIAH(m)-AR(k) con $m=3$ y $k=5$ pero no se tuvo superioridad frente a los modelos seleccionados.

esperada del régimen 1 es de 11 trimestres que es equivalente al 55% del total de número de observaciones. La duración esperada del régimen 0 es de 13.50. Resultado muy similar al mejor modelo LSTAR donde hay mayores observaciones del régimen contractivo.

En este escenario, el segundo régimen puede indicar no severidad de la contracción del crédito en recesiones aunque persistencia ya que presenta una duración esperada mayor que la del régimen expansivo.

Cuadro Nº 6. Estimación de los Modelos Markov-Switching

Coeficiente	MSIAH(2)		MSIAH(3)		MSIAH(4)	
	Valor	p-value	Valor	p-value	Valor	p-value
Primer Régimen ($S_t = 1$)						
μ_1	0.019	0.012	0.011	0.004	0.028	0.000
ϕ_{11}	0.566	0.001	0.463	0.000	0.648	0.000
ϕ_{12}	0.190	0.165	0.389	0.008	0.252	0.001
ϕ_{13}			0.000	0.997	-0.059	0.272
ϕ_{14}					-0.087	0.042
σ_1	0.015	0.000	0.018	0.000	0.005	0.000
Segundo Régimen ($S_t = 0$)						
μ_0	-0.007	0.125	-0.019	0.000	-0.002	0.702
ϕ_{01}	0.161	0.279	0.797	0.000	0.535	0.005
ϕ_{02}	0.044	0.759	0.064	0.037	0.203	0.299
ϕ_{03}			-0.588	0.000	0.009	0.972
ϕ_{04}					-0.012	0.950
σ_0	0.022	0.000	0.003	0.000	0.027	0.000
Otra Información						
Log Likelihood	148.654		158.896		146.295	
AIC	-4.473		-4.739		-4.338	
LR test	20.341		40.753		20.187	
p-value (Davies)	0.002		0.000		0.010	
Matriz de Probabilidades de Transición						
P_{11} P_{10}	0.88 0.12		0.92 0.08		0.49 0.51	
P_{01} P_{00}	0.59 0.41		0.10 0.90		0.26 0.74	

Cuadro N° 7. Evaluación del Modelo Markov-Switching

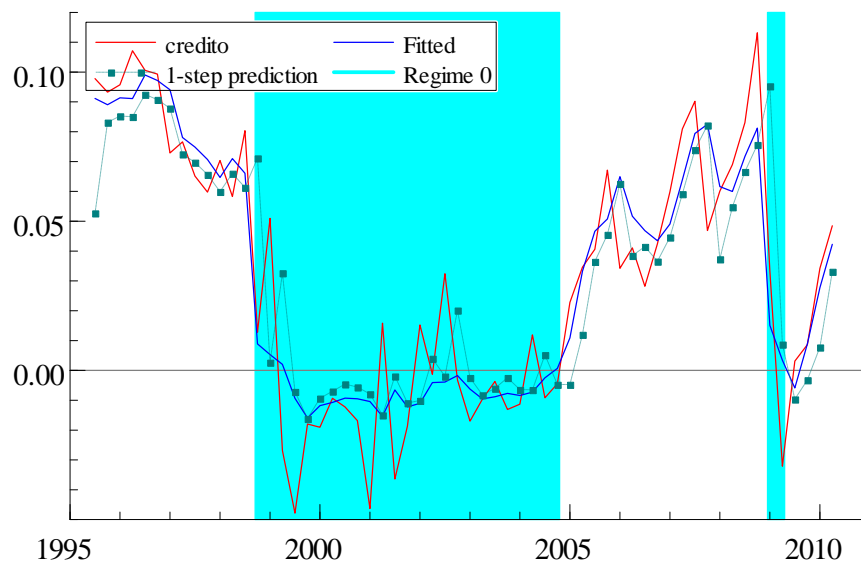
Test LM de No Autocorrelación en los Residuos		
Lag	Valor	p-value
1	0.118	0.731
2	0.224	0.894
3	1.153	0.764
4	6.122	0.190
6	7.833	0.251
8	11.784	0.161
12	14.029	0.299

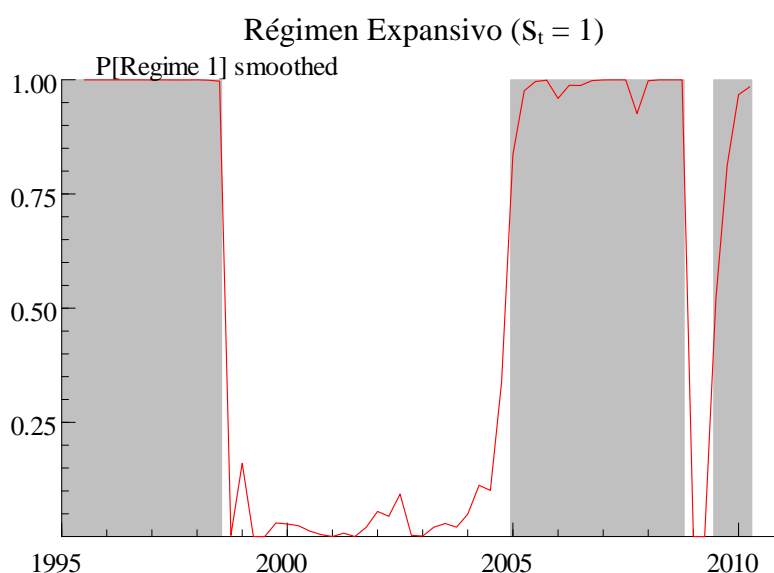
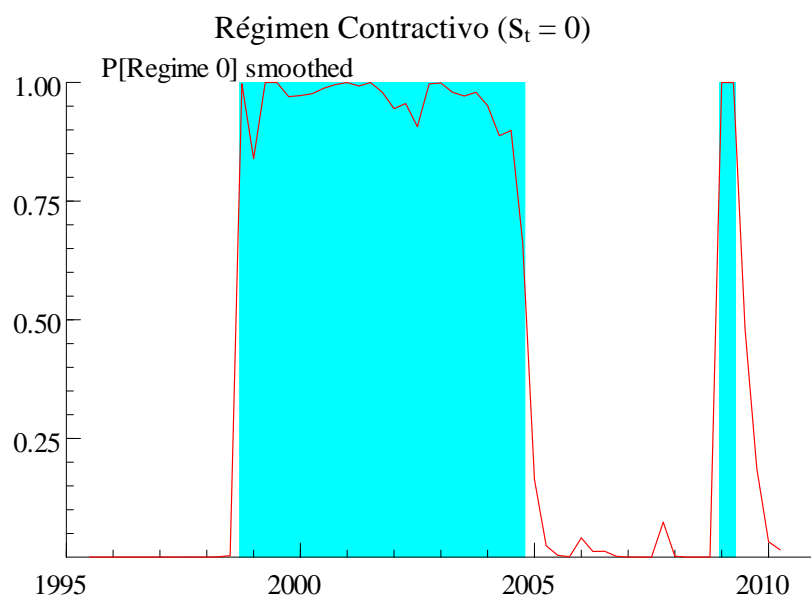
Test de Componentes ARCH en los Residuos		
Estadístico	Valor	p-value
F(1,46)	0.052	0.821
F(2,44)	0.573	0.568
F(4,40)	0.693	0.601
F(8,32)	0.438	0.889
F(12,24)	0.374	0.960

Test de Normalidad para los Residuos		
Estadístico	Valor	p-value
JB	1.260	0.533

Gráfico N° 6: Probabilidades Suavizadas

Transición del crédito entre regímenes





A continuación se presenta un resumen de los cuatro principales hallazgos de este trabajo. Primero, los resultados tanto del modelo determinístico como estocástico, determinan que el periodo de contracción del crédito es entre 1998 y 2004. La crisis internacional - primero la asiática (1997) y luego la rusa (1998)- puede considerarse como causa principal de esta contracción prolongada del crédito. La recesión del sector real de la economía se agravó y se prolongó porque se aplicaron políticas fiscales y monetarias restrictivas durante los años 1998 y 1999. Esto, sumado a la aversión al riesgo de los bancos en ese contexto, el crédito se recupera recién en el primer trimestre de 2005.

Durante 1998-2004, los bancos utilizaron todos sus ingresos de caja para cumplir sus obligaciones con el exterior. Este hecho, dejó sin fondos para el cumplimiento de sus obligaciones domésticas deviniendo en una interrupción de la cadena de pagos la cual restringió severamente las transacciones económicas e indujo a una fuerte recesión.

Era de esperarse que su contrapartida, la inversión, se contrajera de manera

considerable. Para el periodo 1998-2004 la inversión se contrajo a tasas anuales de -2.3%, -13.6%, -2.7 y -7.1%, respectivamente.

El otro periodo que los modelos identifican como contractivo estaría asociado con la desaceleración del crédito que se observa en el periodo 2009:T1-2009:T2. Nuevamente el periodo coincide con el efecto traspaso de una crisis internacional a la economía peruana. En esta ocasión, la crisis financiera que se inició en Estados Unidos en agosto de 2007 fue el detonante de una concatenación de hechos recesivos a escala mundial y su consecuente sincronización internacional de la fase contractiva del ciclo económico. En comparación con el impacto negativo que ha tenido el sistema bancario estadounidense y el de la euro-zona; la banca peruana fue afectada de manera reducida. Los datos muestran que en el primer trimestre del 2009, el crecimiento fue casi nulo, luego hubo dos trimestres consecutivos de contracción y finalmente, el cuarto trimestre tuvo una variación porcentual muy cercana a cero y luego se recupero (desaceleración del crédito). A diferencia del primer periodo contractivo, la rápida recuperación estaría asociado con las oportunas políticas fiscales y monetarias¹⁰.

Un segundo resultado es la estimación de un umbral crítico que anticipe el cambio de estado de la economía. Con relación al umbral estimado por el LSTAR, $\Delta \text{crédito}_t$, cercanas a 4.5 % sugiere un cambio de régimen. Si el crédito creciera a esta tasa de manera trimestral, tendríamos un crecimiento anual de 19.25%. Por otro lado, la estimación *Markov-Switching* no tiene un umbral establecido pero el Gráfico N° 6 muestra que antes de transitar hacia el régimen contractivo hubo una expansión trimestral cercana al 7.2%, deviniendo en un crecimiento anual de 32.06%

Estos resultados guardan estrecha relación con las expansiones del crédito previas a la fase contractiva. Para el primer periodo 1998-2004, el crédito creció a tasas anuales de 46.77% y 30.38% para los años 1996 y 1997, respectivamente. Para el año 2009, el crédito creció en los años 2007 y 2008 a tasas anuales de 30.76% y 36.62%, respectivamente, lo cual incrementó la probabilidad de cambio de régimen. En otras palabras, tasas elevadas de crecimiento superiores al 30% anual precederían periodos de contracción.

El tercer resultado es la elección del modelo MSIAH(2)-AR(3) como mejor modelo no-lineal estimado. La bondad de este modelo es que estima la duración promedio de cada régimen y muestra un umbral, aunque desconocido, muy cercano al 7.2%. Si este fuera el caso, el análisis ex-ante a un racionamiento crediticio resulta crucial para tomar medidas preventivas, tanto por parte de las autoridades de política económica como por parte de los agentes económicos.

Adicionalmente, este modelo estima una desviación estándar menor en el segundo régimen. La poca variabilidad de los datos en los últimos trimestres de la muestra puede deberse a la estabilidad de política económica vigente desde el 2001, principalmente la política monetaria. La adopción de metas de inflación redujo la varianza no solo de los precios sino también de otras variables económicas, entre ellas, el crédito. Otra explicación es que cuando hay crecimiento este lo hace de forma “desordenada” mientras que cuando hay recesión se contrae el crédito a tasas muy similares, se concentra en un valor.

¹⁰ Esencialmente la política monetaria porque evitó que se detuviera el crédito al aplicar medidas para inyectar liquidez por más de S/. 35 mil millones, suma equivalente a casi el 9% del PBI

Finalmente, el cuarto resultado es sobre el número de rezagos y sus coeficientes asociados. La teoría económica señala que los movimientos del crédito deben estar en línea con la economía, pues las percepciones de riesgo y valor de activos, se mueven en relación con los fundamentos económicos. No obstante, dice nada en cuanto al retardo y magnitud del cambio. En este sentido, los dos modelos no-lineales propuestos estiman una mayor severidad del régimen uno ($S_t = 1$) que del régimen cero ($S_t = 0$). Adicionalmente el efecto de las variables rezagadas es de 2 y 3 períodos, es decir, la serie no tiene una memoria larga y tiene un ajuste relativamente rápido. En decir, si un shock negativo golpea a la economía sus efectos pueden descomponerse en dos (LSTAR) o tres (*Markov-Switching*) períodos y este es relativamente rápido.

Del modelo MSIAH(2)-AR(3) se observa que el crédito tiene una sobre reacción en el segundo estado ($\phi_{01}=0.797$) y que hay una mayor probabilidad de estar en una recesión y salir de ella, que estar en auge y decrecer fuertemente.

Estos resultados muestran que la información económica para la toma de decisiones de los agentes es relevante solo durante un año. Adicionalmente, la alta probabilidad de que el crédito tenga un fuerte crecimiento y permanezca en este régimen ($P_{11} = 0.92$) conjuntamente con la alta probabilidad de estar en contracción y quedarse en este estado los siguientes períodos ($P_{00} = 0.90$), puede sugerir que en épocas “de abundancia” los bancos se olvidan de los riesgos y en épocas de “vacas flacas”, tienden a asustarse.

Es importante señalar que tal como se asumió en un principio, los bancos y los agentes privados reaccionan de distinta manera diferente en expansiones y contracciones. Ergo, los parámetros son cambiantes y la inclusión de uno o más rezagos en las diferentes estimaciones, ayudan a un mejor ajuste más no a la no condicionalidad de los parámetros.

No quiero terminar esta sección sin mencionar que el objetivo de este documento no es la predicción, sino dar solidez y verificar si la tasa de crecimiento del crédito tiene asimetrías y no-linealidades. Encontrar información relevante y distinta a las estimaciones lineales tradicionales y evidenciar si el crédito puede actuar como un amplificador de los shocks negativos a la economía, ha sido su complemento.

V.- CONCLUSIONES

El documento describe la aplicación de dos modelos de cambio de régimen para el crédito. El primero es el modelo Autoregresivo de Transición Suave y Logística (LSTAR) propuesto Granger y Teräsvirta (1993) donde una variable observable guía la transición entre los regímenes. El segundo, es el modelo Autoregresivo de Transición Estocástica tipo Cadenas de Markov (*Markov Switching*) propuesto por Hamilton (1989) donde una variable no observable determina el comportamiento cambiante entre los estados de la economía.

Los modelos estimados identifican el periodo recesivo del crédito entre los años 1998 y 2004; aunque también muestran una desaceleración del crédito en el año 2009. Estos resultados sugieren que eventos internacionales negativos afectan el sector financiero de la economía peruana, precisamente el bancario el cual representa el 90% del total de colocaciones en el sistema financiero. Este sería un mecanismo de propagación del

choque exógeno e internacional que tiene comportamientos distintos según el estado prevaleciente en ese momento.

Por consiguiente, modelos teóricos sobre propagación y amplificación de ciclos financieros internacionales por flujos externos de capital vía canal de crédito como los de Caballero y Krishnamurty (2001, 2003, 2004), Cordova y Ripoll (2004) y Villar y Salamanca (2005), pueden explicar hechos de la economía peruana.

Una posible explicación son los inlujos de capitales (básicamente de corto plazo) hacia países con relativo orden macroeconómico. Por ejemplo, en el año 2008 el Perú atrajo de manera considerable este tipo de capitales a raíz del grado de inversión y de las expectativas de apreciación del Nuevo Sol. Anteriormente, en el año 1997 también tuvo un importante inlujos de capitales, aunque no en la misma magnitud. Entonces, la significativa entrada de capitales de corto plazo puede amplificar un shock negativo e incluso puede desestabilizar el sistema financiero. El ajuste del modelo MSIAH(2)-AR(3), la débil aceptación de la hipótesis nula del test de linealidad sugerido por Teräsvirta (1998) y el fuerte rechazo de la hipótesis nula del test de linealidad sugerido por Davies (1987) son evidencias suficientes del comportamiento no-lineal del crédito, siendo este de tipo Markov y no determinístico. Por ende, la variable no observada determina la naturaleza de los choques de la economía. Este hecho, sugiere que las estimaciones lineales de esta serie son inadecuadas o al menos incompletas.

Las autoridades de política, los bancos y los agentes privados, deben tener en cuenta que las expansiones del crédito duran en promedio 11 trimestres mientras que las contracciones, 13.5 trimestres. Entonces, en promedio el ciclo del crédito dura 24.5 trimestres¹¹.

La mayor duración del régimen contractivo, muestra que la prolongada etapa recesiva del crédito se debería a la alta aversión al riesgo de los bancos. Adicionalmente, la probabilidad de estar en una fase expansiva y pasar a una contractiva es baja (0.08).

No obstante, hay que tener en cuenta que si no hay una correcta identificación o no se observa de manera clara la prevalencia de un estado, las predicciones lineales y no-lineales pueden resultar similares. Durante la desaceleración del crédito del año 2009, el modelo no-lineal no tendría ganancias considerables sobre el modelo lineal. Esto resultados son similares a Teräsvirta y Anderson (1992).

Otro hallazgo hace referencia a la economía cuando se encuentra en un estado de expansión. En este régimen, la magnitud y sentido de un choque se distribuye de manera proporcional. Caso contrario al régimen contractivo, donde un choque se distribuye desproporcionalmente. Adicionalmente la severidad de la etapa expansiva es mayor que el de la recesiva, aunque esta última es más prolongada. Sin embargo, los choques no tienen una memoria larga y se ajustan con relativa rapidez.

Esta característica del crédito puede asociarse a lo señalado por Azariadis y Smith (1998), por lo que la economía peruana puede cambiar entre un sistema de equilibrio

¹¹ Si esto lo contrastamos con el espectro de $\Delta \text{crédito}_t$, el componente de mayor frecuencia está entre 8 y 30 trimestres, aproximadamente. (Ver Anexo 2)

“Walrasiano” o uno de mayor competencia en épocas de expansiones, a uno de Racionamiento Crediticio, en épocas de contracciones.

Finalmente, los hallazgos del presente documento son compatibles con los encontrados por Serwa (2007), Ribeiro y Teixeira (2007) y Calza y Souza (2005). Si bien pueden diferir en los años de los regímenes y magnitud de la duración de los mismos, los modelos de cambio de régimen utilizados corroboran una modelación no-lineal del crédito y que por lo menos existen 2 regímenes que gobiernan a la variable.

Recomendaciones

Los métodos usados y los resultados presentados en esta investigación, proveen algunas características del ciclo del crédito, la identificación de los estados y que es una variable que amplifica los ciclos económicos. Asimismo, se abre el debate frente a nuevas estimaciones no-lineales para el crédito que permitan un mayor ajuste de los datos.

Queda como agenda de investigación la especificación de un modelo dinámico como un VAR dentro de los procesos LSTAR y MS. Las variables a considerar pueden ser el producto, la masa monetaria y tasa de interés. La inclusión de esta última debe realizarse con mucho cuidado para que no se capture efectos de oferta y demanda al mismo tiempo. Si se desea capturar efectos de oferta, la tasa debería ser la interbancario en soles y dólares, o un promedio ponderado de ellas; si se desea capturar efectos de demanda, la tasa relevante sería la activa en moneda nacional y extranjera, o un promedio ponderado de ambas. La ponderación puede ser el nivel de dolarización de las colocaciones bancarias al sector privado.

Otra modificación, tal como se señaló anteriormente, es la ampliación del período de investigación para incluir el período contractivo hacia finales de la década de los 80's e inicios de los 90's, previo tratamiento de los datos.

En último lugar, se pueden emplear un modelo *Markov Switching* con probabilidades de transición cambiantes y encontrar razones por las cuales las probabilidades y/o regímenes cambian durante el período de investigación. También, se puede estimar un modelo GARCH para analizar si la volatilidad es un factor importante en la explicación de la tasa de crecimiento del crédito.

REFERENCIAS

Azariadis, C. y Smith, B. (1998). Financial Intermediation and Regime Switching in Business Cycle. *The American Economic Review*. pp. 516-535.

Balke, N. (2000). Credit and Economic Activity: Credit Regimes and Nonlinear propagation of shock. *The Review of Economics and Statistics*. pp. 344-349

Balke, N., y Chang, C. (1995). Credit and Economic Activity: Shocks or Propagation Mechanism?. Federal Reserve Bank of Dallas. Research Department. Working Paper N° 95-19. pp. 1-50

Bernanke, Ben. y Gertler, M. (1989). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *American Economic Review* N° 79. pp. 14-31.

Berróspide, J. y Dorich, J. (2002). Aspectos Macroeconómicos de la restricción crediticia en el Perú: 1997-2000. Banco Central de Reserva del Perú. Documento de trabajo. Lima – Perú. pp. 8.

Blinder, S. (1987). Credit Rationing and Effective Supply Failures. *Economic Journal* N° 97. pp 327-352.

Blinder, S. y Stiglitz, J. (1983). Money, Credit Constraints, and Economic Activity. *American Economic Review* N° 73. pp. 297-302.

Caballero, R. y Krishnamurthy, A. (2004). Exchange Rate Volatility and the Credit Channel in Emerging Markets: A Vertical Perspective. National Bureau of Economic Research. pp. 1-30.

_____ (2003). Smoothing Sudden Stops. *Journal of Economic Theory*. pp. 1-22.

_____ (2001). International and Domestic Collateral Constraints in a Model of Emerging Market Crises. *Journal of Monetary Economics*. pp. 513-548.

Calza, A., y Souza, J. (2005). Output and inflation responses to credit shocks. Are there threshold effects in the Euro Area. European Central Bank. Working Paper N° 481. pp.7-27.

Calza, A., Gartner, C., y Souza, J. (2001). Modelling the demand for loans to the private sector in the Euro Area. European Central Bank. Working Paper N° 55.

Carrera, C. (2010). The Bank Lending Channel in Peru: evidence and transmission mechanism. Banco Central de Reserva del Perú. Documento de trabajo N° 21. Lima – Perú. pp. 2-30.

Coe, P. (2002). Financial Crisis and the Great Depression: A Regime Switching Approach. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 34, pp. 76-93.

Cordoba, J.C. y Ripoll, M. (2004). Credit Cycles Redux. *International Economic Review*. Vol. 45. pp 1011-1046.

Davies, R.B. (1987). Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is present only under the Alternative. *Biometrika* 74. pp 33-43.

Dionne, G., Genevieve, G., Hammami, K., Maurice, M. y Simonato, J. (2007). A Reduced Form Model of Default Spreads with Markov Switching Macroeconomic Factors. CIRPEE. Working Paper 07-41. pp. 2-20.

Eirtheim, A. y Teräsvirta, T. (1996). Testing the Adequacy of Smooth Transition Regression Models. *Journal of Econometrics* 74. pp. 56-75.

Fielding, D. (1999). Interest, Credit and Liquid Assets in Côte D'Ivoire. *Journal of African Economies*. Vol. 8. pp. 1-8.

Fisher, J. (1999). Credit Market Imperfections and the Heterogeneous Response of Firms to Monetary Shocks. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 31, No. 2. pp. 187-211.

Franses, P.H. y Van Dijk, D. (2000). Non-linear time series models in empirical finance. Cambridge University Press. Primera Edición. Capítulos 3 y 4.

Franses, P.H., Van Dijk, D y Teräsvirta, T. (2002). "Smooth Transition Autoregressive Models – A survey of recent developments". *Econometric Reviews*. N° 21. pp. 1-47.

Franses, P.H., Van Dijk, D. y Rothman, P. (2001). Multivariate STAR analysis of the money-output relationship. *Macroeconomic Dynamics*. Vol. 5. N° 4. pp. 506-532.

Fritzer, F. y Reiss, L., (2009). An analysis of credit to the household sector in Austria. *Financial Stability Report* 16.

Galbraith, J. (1996). Credit Rationing and Threshold Effects in the Relation Between Money and Output. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11. pp. 419-429.

Goodwin, T. (1993). Business Cycle Analysis with a Markov-Switching Model. *Journal of Business & Economic Statistics*. Vol. 11, N° 3. pp. 331-339.

Granger, J. y Teräsvirta, T. (1993). *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Advanced Texts in Econometrics. Oxford. Oxford University Press. pp 187

Hamilton, J. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*. N° 57.

_____ (1994). *Times Series Analysis*. Princeton University Press. Princeton University. Estados Unidos. Capítulo 22.

Hayek, F.A. (1929). *Monetary Theory and the Trade Cycle*. London: Jonathan Cape, 1933. Capítulo 1.

Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. London: MacMilla.

Karakatsani, N. y Salmon, M. (2008). *Sentiment and Price Formation: Interactions and Regime Shifts*. Financial Econometrics Research Center. Warwick Business School. University of Warwick. Reino Unido. pp. 4-24

Kaufmann, S. y Valderrama, M.T. (2004). *Modeling Credit Aggregates*. Oesterreichische Nationalbank.. Working Paper N° 20. pp. 2-54

Kiyotaki, N. (1998). *Credit and Business Cycles*. *The Japanese Economic Review*. Vol. 49, N° 1. Japón. pp.18-35.

Krolzig, H. (1996). *Statistical Analysis of Cointegrated VAR Processes with Markovian Regime Shifts*. Institute of Economics and Statistics and Nuffield College. Oxford. Discussion Paper N° 25. pp. 1-21.

_____. (1997). *Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Springer-Verlag. Alemania. Capítulos 1-3, 7.

_____. (2002). *Regime-Switching Models*. Institute of Economics and Statistics and Nuffield College. Oxford. *Econometric Course*. pp. 18-46.

Lucas, R. Jr. (1976). *Economic Policy Evaluation: A Critique*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1. pp. 19-46.

Mendoza, W. y Olivares, A. (1998). *Los determinantes del tipo de cambio y la tasa de interés en una economía con un sistema bancario*. Lima – Perú. Pontificia Universidad Católica del Perú. Departamento de economía. pp. 12 – 20.

Mises, L.v. (1912). *The Theory of Money and Credit*. Indianapolis: Liberty Press, 1980. Capítulos 15-20.

Ribeiro, M. y Teixeira, J. (2007). *Financial System, Savings and Investment in Brazil: Evidence from Markov Switching Autoregressive Models*. VI International Colloquium. Universidad de Brasilia. Brazil. pp. 95-106.

Rodríguez, G. (2010). *Application of Three Non-Linear Econometric Approaches to Identify Business Cycles in Peru*. *OECD Journal: Journal of Business cycle Measurement and Analysis*. Vol. 2010. pp 1-25.

Serwa, D. (2007). *Banking crises and nonlinear linkages between credit and output*. Munich Personal RePEc Archive. pp. 1-12.

Shiva, M. y Loo-Kung, R. (2002). *El efecto de la Política Monetaria en la dinámica de los préstamos bancarios: un enfoque a nivel de bancos*. Banco Central de Reserva del Perú. Publicaciones propias. Lima – Perú. pp. 5 -20.

Teräsvirta, T y Anderson, H.M. (1992). Characterizing Nonlinearities in business cycles using smooth transition Autoregressive Models. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. N° 7. pp 125-131.

Teräsvirta, T. (1998). Modelling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions. A. Ullah and D.E.A. Giles. *Handbook of Applied Economics Statistics*. New York – USA. pp. 507-552

Villar, L. y Salamanca, D. (2005). Un Modelo Teórico sobre Crédito, Represión Financiera y Flujos de Capital. Banco de la República. Documento de Trabajo. pp. 2-30.

Vuranok, S. (2009). Financial Development and Economic growth: A cointegration approach. Institute of Applied Mathematics. Term project. Middle East Technical University. pp. 11.

Wicksell, K. (1898). *Interest and Prices: A Study of the Causes Regulating the Value of Money*. London, Macmillan.

ANEXO 1

Test de Raíz Unitaria

TEST DE RAÍZ UNITARIA EN PRIMERA DIFERENCIA - CRÉDITO

		Augmented Dickey-Fuller		DF-GLS		Phillips-Perron	
		t-Statistic	Prob.*	t-Statistic	Prob.*	Adj. t-Stat	Prob.*
		-3.157048	0.0273	-1.002796		-3.039521	0.0366
Test critical values:	1% level	-3.536587		-2.602185		-3.536587	
	5% level	-2.90766		-1.946072		-2.90766	
	10% level	-2.591396		-1.613448		-2.591396	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

TEST DE RAÍZ UNITARIA EN PRIMERA DIFERENCIA - CRÉDITO

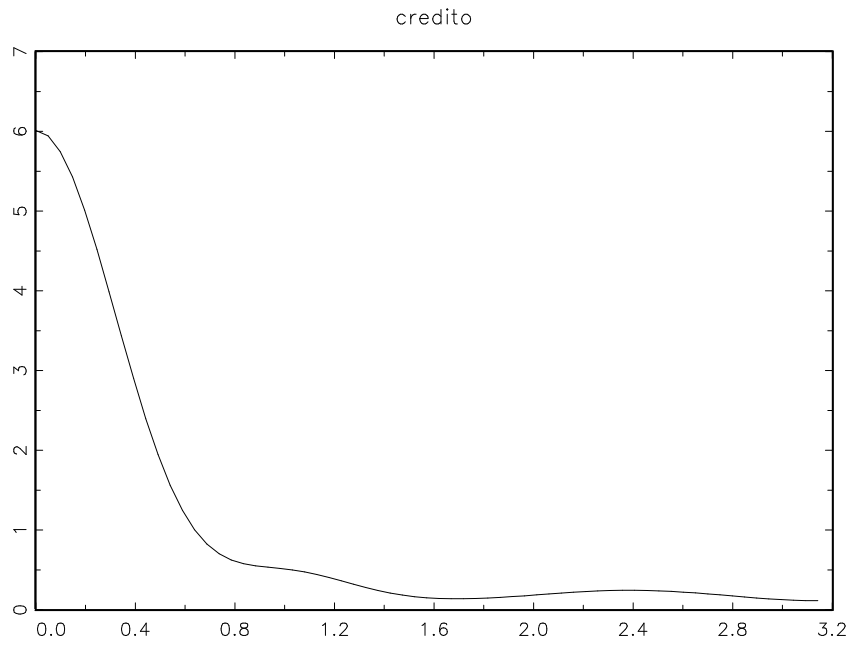
		Ng-Perron				ERS - Optimal Point
		MZa	MZt	MSB	MPT	P-Statistic**
Ng-Perron test statistics		-2.08842	-0.97415	0.46645	11.29	11.05682
Asymptotic critical values*:	1%	-13.8	-2.58	0.174	1.78	1.894
	5%	-8.1	-1.98	0.233	3.17	3.012
	10%	-5.7	-1.62	0.275	4.45	3.988

*Ng-Perron (2001, Table 1)

**Elliott-Rothenberg-Stock (1996)

ANEXO 2

Espectro de $\Delta\text{crédito}_t$



ANEXO 3

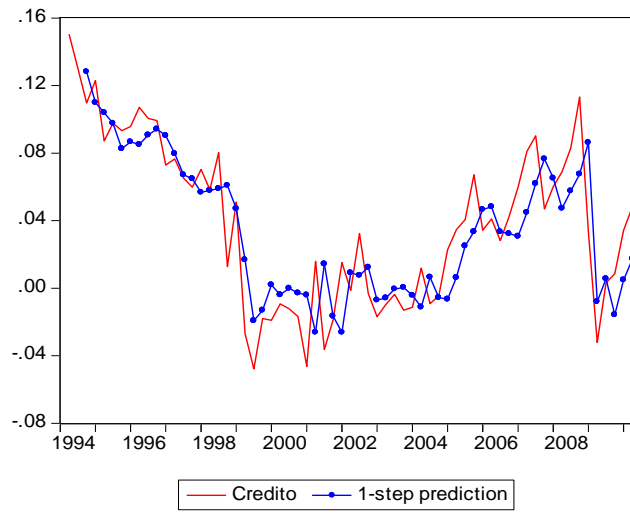
Cuadro Nº 8. Estimaciones de Modelos Lineales con Quiebre

Coeficiente	AR(1)*		AR(2)*		AR(2)**	
	Estimación	p-value	Estimación	p-value	Estimación	p-value
α_1	0.891	0.000	0.375	0.006	0.547	0.000
α_1 *Dummy	-0.745	0.003			0.269	0.045
α_2			0.527	0.000	0.265	0.027
α_2 *Dummy			-0.709	0.000		
<hr/>						
R ² ajustado	0.711		0.724		0.683	
AIC	-4.491		-4.572		-4.432	
SC	-4.424		-4.470		-4.330	
HQ	-4.465		-4.532		-4.392	
<hr/>						
<u>Capacidad Predictiva</u>						
Coef. Theil	0.219		0.213		0.230	
Error Cuadrat.	0.024		0.023		0.025	
Medio						
<hr/>						

*La variable *dummy* son para todas las variaciones negativas de la muestra. Se puede tomar como un "seudo" modelo de cambio de régimen. El modelo AR(2) bajo estas características es el que se utiliza para comparar con el *Markov Switching*.

**La variable *dummy* son para todas las variaciones entre 2002.T1 : 2008.T4

Modelo Lineal - AR(2)



MSIAH(2)-AR(3)

