

PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN EN REPÚBLICA DOMINICANA: EVOLUCIÓN Y POLÍTICA MONETARIA

Horacio Catalán Alonso
Alexander Medina Félix
José Manuel Michel
Francisco A. Ramírez De León

Banco Central de la República Dominicana

Síntesis

En este documento se propuso identificar la evolución de la persistencia de la inflación en la economía dominicana y la presencia de cambios estructurales usando distintos procedimientos econométricos. Primero se analiza la posible presencia de cambios estructurales en la serie de inflación, mediante los procedimientos de Bai y Perron (1998) y de Leybourne et al (2007) (LKSN), con el fin de identificar posibles quiebres en la tendencia de la serie que pueden reflejar cambios de régimen de política monetaria. Adicionalmente se utilizan las metodologías de técnicas recursivas y de filtro de Kalman para estimar los coeficientes de persistencia y analizarlos según los quiebres detectados, y finalmente se presentan estimaciones de persistencia según definiciones asociadas a la política monetaria.

Los resultados evidencian que existen tres cambios de tendencia en la serie de inflación coincidentes con cambios en los regímenes de política monetaria. Estos hallazgos podrían ser consistentes con la hipótesis de que el esquema de política monetaria influye en la persistencia de la inflación. Las pruebas de ventanas recursivas y de filtro de Kalman sugieren un alto e inestable coeficiente de persistencia para el periodo analizado; y los análisis VAR que relacionan la persistencia a los efectos de la política monetaria encuentran persistencia alrededor del segundo y tercer trimestre de efectuado la decisión de política o el choque monetario.

Clasificación JEL: E31, E52, E58

Palabras Claves: Persistencia Inflación, Política Monetaria, Cambio Estructural.

* Las opiniones expresadas en la presente investigación son de responsabilidad exclusiva de los autores

** Sugerencias o comentarios favor escribir al Email: a.medina@bancentral.gov.do, catalanh@correo.unam.mx, j.michel@bancentral.gov.do, f.ramirez@bancentral.gov.do

I. INTRODUCCION

En las tres últimas décadas la economía de República Dominicana ha experimentado fases de altas tasas de inflación combinadas con periodos de estabilidad de precios, pero estos periodos o etapas están asociados a distintos esquemas de política monetaria y programas de estabilización macroeconómica, entre cuyos objetivos principales está el de lograr la estabilidad de precios. En este contexto, resulta interesante analizar la trayectoria de la inflación y sus propiedades considerando los cambios en los regímenes de política monetaria y choques externos, a fin de lograr un mayor entendimiento de los factores que influyen en la trayectoria de la inflación, información que puede ser utilizada en la toma de decisiones en materia de política monetaria.

Una de las vertientes de investigación sobre las propiedades de la inflación y que en años recientes, ha adquirido atención por parte de los Bancos Centrales de América Latina es la persistencia de la tasa de inflación (Chiquiar, et al., 2007; Álvarez y Guerra, 2000; D'Amato, et al. 2007; Castillo, et al., 2006). Uno de los principales argumentos esgrimidos sobre la importancia de analizar este fenómeno, es que no se conoce completamente el tiempo en que las acciones de la política monetaria afectan a la tasa de inflación, más aun ante un shock inesperado de oferta o demanda agregada, el nivel de incertidumbre crece. En este sentido, una respuesta efectiva ante los shocks inesperados depende del grado de persistencia de la inflación, además el tiempo que tardan en estabilizarse los precios también depende del grado de persistencia, así por ejemplo un menor grado de persistencia permite estabilizar más rápidamente la inflación (Robalo, 2005).

Sin embargo, el tema de la persistencia ha derivado en un debate tanto empírico como teórico, desde el ámbito de las investigaciones empíricas se ha tratado de identificar si la persistencia es constante en el tiempo (Cogley y Sargent, 2002; Pivetta y Reis, 2007; Batini y Nelson, 2002; Kumar, y Okimoto, 2007). Los resultados a nivel internacional muestran que la persistencia de la inflación cambia en el tiempo y está asociada al tipo de esquema de política monetaria. Esto ha derivado en una discusión teórica sobre la forma en que operan los Bancos Central y su efecto en la persistencia.

En efecto, la discusión está asociada a la hipótesis de que los Bancos Centrales inducen de manera exógena una cierta inercia en la política monetaria, al considerar rezagos o ajustes graduales en la tasa de interés o en las metas monetarias, así como en otras variables macroeconómicas como el tipo de cambio y los salarios nominales. Situación que genera que los agentes no dispongan de información completa sobre las condiciones en que opera el régimen de política monetaria y en consecuencia utilizan reglas de indexación con expectativas tipo backward-looking, generando una persistencia en la inflación (Westelius, 2005; Calvo y Végh, 1999; Angeloni, et al., 2006). En este contexto, el régimen de política monetaria afectará a la formación de las expectativas de inflación y a su vez podría afectar la persistencia de la tasa de inflación, así la recomendación de política monetaria es que un régimen de políticas creíbles orientado a la estabilidad de precios está asociada a una disminución del grado de persistencia de la inflación.

La idea central del argumento es que si las políticas no son transparentes y creíbles, entonces los agentes se ven forzados de alguna manera, a entender las verdaderas intenciones de la autoridad monetaria a través de observar los resultados reales de las acciones de política, en consecuencia este proceso genera una mayor persistencia (Angeloni, et al, 2001; Erceg y Levin, 2003;

Ehrmann y Smets 2002; Orphanides y Williams, 2005). Es decir la transparencia de la acciones del Banco Central generan un menor grado de persistencia y en consecuencia una mayor efectividad de la política monetaria para estabilizar los precios. Sin embargo, es importante destacar que esta posición tiene una fuerte oposición, por parte de diversos investigadores. Los cuales muestran que los cambios en la persistencia no son tan sensibles a los regímenes de política monetaria (Meenagh, et al., 2009; Beechey y Österholm, 2009), además la persistencia puede ser explicada por causas estructurales de la economía como el costo marginal, la persistencia en la producción, la persistencia en la tasa de desempleo o la agresividad de la política monetaria (Westelius, 2005). Lo anterior, debido a que la política monetaria actúa a través de sus efectos en la producción y el costo marginal, por lo tanto la persistencia en la inflación puede estar asociada a estas variables (Amano, 2007) o bien a la estructura de los contratos nominales, es decir a la forma en cómo se negocian los precios en la economía (Fuhrer y Moore, 1995; Fuhrer, 2000; Celasun y Kumhof, 2001; Smets y Wouters, 2003).

Para el caso de República Dominicana, el fenómeno de persistencia y sus causas, puede considerarse un tema de interés en la formulación de política monetaria toda vez que en las últimas dos décadas ha transitado por periodos de mayor estabilidad de precios, y actualmente se discute la posibilidad de transitar a un esquema de metas de inflación, que en principio busca una mayor transparencia y autonomía en las decisiones de política monetaria, pero que también implica un mayor seguimiento de las expectativas de los agentes y en consecuencia las acciones del Banco Central buscaran en mayor medida servir de señales al mercado. En un contexto de un alto grado de persistencia las acciones del Banco actuarían con cierto retardo, información que debe ser tomada en cuenta. Así, el principal objetivo de este estudio es identificar la

evolución de la persistencia en la economía dominicana y la presencia de cambios estructurales usando distintos procedimientos econométricos.

Reyes (2006) muestra que la inercia inflacionaria en República Dominicana ha declinado desde principios de la década de los noventa, a pesar de que en el año 2004 la inercia aumenta consistentemente fruto de la crisis bancaria de 2003-2004. Cruz (2008) encuentra un coeficiente promedio de inercia inflacionaria dominicana de 0.25 para el periodo 1960-2007, utilizando una curva de Phillips tradicional modificada.

El trabajo está organizado de la siguiente forma. La sección 2 presenta los aspectos teóricos de la persistencia. La sección 3 analiza la evolución de la inflación dominicana y los cambios ocurridos en el diseño e implementación de la política monetaria como forma de entender los quiebres estructurales observados en la serie. En la sección 4 estima la persistencia inflacionaria con distintas metodologías y tomando en cuenta los cambios estructurales de la serie de inflación. La sección 5 presenta un breve análisis de la persistencia de inflación definida en relación a la política monetaria. Finalmente, la sección 6 detalla las conclusiones y recomendaciones del documento.

II. ASPECTOS TEÓRICOS

La persistencia se puede entender como el tiempo que tarda la tasa de inflación en regresar a su trayectoria inicial después de un shock, cuya especificación básica se apoya en un modelo de especificación dinámica:

$$(1) \quad \pi_t = c + \sum_{i=1}^k \rho_{i,t} \pi_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde k es el número de rezagos escogidos, la ecuación (1) permite medir los cambios en la persistencia a través del tiempo, por medio del conjunto de

parámetros $\rho_t = (c, \rho_{1,t}, \dots, \rho_{k,t})$. Así, la ecuación (1) es un indicador de la repuesta de largo plazo de la inflación ante un shock, que por ejemplo eleve la inflación hoy en 1%, entonces la persistencia indicaría ¿cuánto sería el incremento esperado en los siguientes periodos? y ¿cuánto tiempo tarda en regresar a su nivel anterior después del shock? (Pivetta y Reis, 2007). Esta definición es compatible con el análisis de impulso-respuesta, no obstante implicaría que un proceso autoregresivo de amplia longitud.

Nelson y Batini (2001) identificaron otros dos tipos de persistencia: la persistencia tipo 2, la cual refleja la repuesta óptima de la inflación a los rezagos de los cambios sistemáticos de política monetaria; y la persistencia tipo 3, que es la repuesta óptima de la inflación a los rezagos de los cambios no sistemáticos de política monetaria.

Una vertiente de las investigaciones empíricas sobre la persistencia es abordar el problema desde las propiedades de estacionaridad de la serie (Zhang y Clovis, 2009 y 2010; Noriega y Ramos-Francia, 2009; Chiquiar, et al., 2007). En efecto la idea principal es que cuando una serie presenta estacionaridad, es decir es de orden de integración I(0) el impacto de los shocks será transitorio y regresará rápido a su media, en contraste una serie de orden de integración I(1) exhibiría un comportamiento persistente, esto es, los choques aleatorios tendrán efectos de larga duración, impidiendo así que la serie regrese a su media (Chiquiar, et al., 2007). Así la ecuación (1) puede ser transformada como (Zhang y Clovis, 2009):

$$(2) \quad \pi_t = c + \alpha_t \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t$$

La ecuación (2) representa la especificación de una prueba de raíz unitaria donde los parámetros de la ecuación cambian en el tiempo y por lo tanto el

parámetro α_t mide el impacto de la inflación en periodos anteriores en la inflación actual, y mide la persistencia de la inflación asumiendo periodos de cambio estructural.

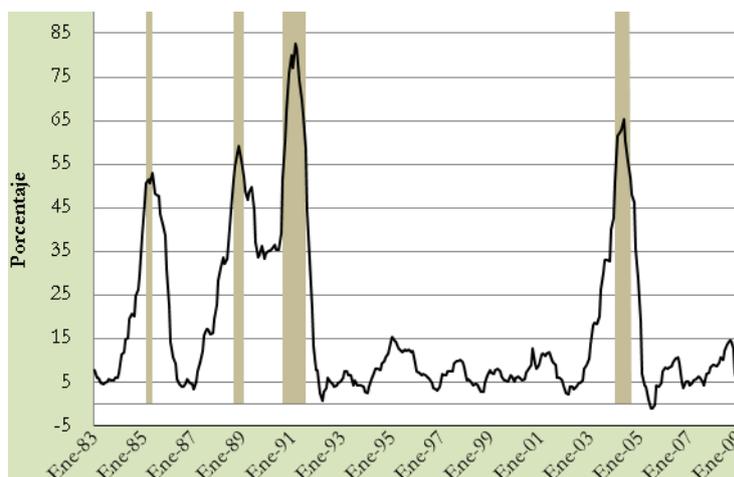
Para fines de este estudio analizaremos esencialmente la persistencia basándonos en la ecuación 2. Utilizando inicialmente pruebas de Bai y Perron (1988) y LKSN (2007) para estimar los periodos de quiebre estructural en la serie de inflación. Luego construimos las series de los coeficientes de persistencia utilizando técnicas de ventanas secuenciales y de filtro de kalman. En una última sección analizamos de manera somera las persistencias tipo 2 y 3 definidas por Nelson y Batini (2001).

III. EVOLUCIÓN RECIENTE DE LA INFLACIÓN Y POLÍTICA MONETARIA EN REPÚBLICA DOMINICANA

En una perspectiva de las últimas tres décadas, la economía de República Dominicana desde finales de la década 70s, inicia una tendencia ascendente en las tasas de inflación, siendo el periodo de 1985 hasta 1991, donde se registran tasas de inflación promedio anual superiores al 50% (Gráfica 1), en varios meses a lo largo de estos diez años. En este periodo la política monetaria mostró poca efectividad en sus acciones, debido principalmente a que su operación estaba limitada por un excesivo predominio de la política fiscal y el mantenimiento de un tipo de cambio fijo. A mediados de la década de los ochenta se unificó el mercado cambiario, pasando de un régimen prácticamente fijo a un régimen de flotación manejada. Aunque esta medida amplió los márgenes de maniobra, el predominio fiscal continuó hasta finales de los 80s restringiendo el ejercicio de la política monetaria. Ante esta situación, se firmaron tres acuerdos con el Fondo Monetario Internacional entre 1983 y 1985, con el objetivo de diseñar y financiar un plan de estabilización para controlar la inflación, que además de la

unificación del mercado cambiario se buscó un mayor control sobre las tasas de interés y modificaciones en la legislación bancaria.

Gráfica 1
Evolución de la inflación interanual 1983:01-2010:05



Fuente: Con base en información del Banco Central de República Dominicana

La década de los 80's se caracteriza no sólo por elevadas tasas de inflación, sino también por una alta volatilidad, que se mantiene por varios periodos. De hecho, entre 1984 y 1989 se registraron 26 meses con una inflación promedio de 38% (Cuadro 1) y una dispersión del orden de 14.1 puntos; no obstante el periodo más crítico de la historia reciente de la economía dominicana se concentra en los 19 meses de principios de los noventa con una volatilidad de 18.32 puntos y es en febrero de 1991 donde se registra el dato de inflación más alto desde 1948, año en que se dispone estadísticas de precios. Es importante señalar, que desde 1987 se hacía evidente el predominio fiscal acompañado por una fuerte expansión monetaria a pesar de los controles de crédito. En efecto, el desequilibrio en las cuentas fiscales debido al desordenado aumento del gasto público, generó desconfianza en la moneda, en consecuencia presiones devaluatorias y, en última instancia, elevadas tasas de inflación. El uso del crédito bancario como canal de transmisión monetaria se redujo

sustancialmente debido al rápido crecimiento del sector financiero no regulado (Fuentes, 2007)

Cuadro 1
Principales estadísticos de la inflación interanual por periodos

Fecha	obs	media	d.e.	max	min
1984:01 1985:12	24	32.91	15.19	52.85	7.05
1987:07 1989:08	26	38.00	14.07	59.01	15.90
1990:03 1991:09	19	58.12	18.32	82.49	33.34
1992:01 2001:12	120	7.21	3.03	15.27	0.77
2003:01 2004:12	24	39.81	16.47	65.29	13.5
2005:01 2010:05	60	6.06	4.38	18.79	-1.57

Fuente: Con base en información del Banco Central de República Dominicana, d.e es la desviación estándar

Claramente la década de los noventa se caracteriza por un periodo estabilidad de precios, de hecho los resultados del Cuadro 1, indican que en 120 meses se registró una inflación promedio de 7.21% y la menor volatilidad en las tres últimas décadas con 3.03 puntos porcentuales, con un valor máximo de 15.27%. Estas condiciones de estabilidad se comparan con valores similares para el periodo actual después de crisis bancaria de enero de 2005 a mayo de 2010 (contabilizando 60 meses), con una inflación promedio de 6.06% y una dispersión de 4.08 puntos porcentuales, pero a diferencia del periodo de los noventa actualmente se han registrado importantes descensos en la tasa de inflación.

Por otra parte, la economía de República Dominicana ha experimentado periodos de elevada inflación que se han prolongado entre 19 y 26 meses, que además se acompaña de una enorme volatilidad de entre 14 a 16 puntos porcentuales. Es decir, hay características que muestran que el patrón de

comportamiento de la inflación, ha sido muy similar en los periodos de crisis, no obstante que las causas que la originaron sean distintas. De igual forma se podría considerar que la inflación ha tenido comportamientos similares en el periodo de los noventa y después de la crisis de 2003, a pesar de que los esquemas de política monetaria han sido diferentes.

A principios de la década de los noventa, en el marco del acuerdo Stand-By con el FMI en 1991, la política monetaria se orientó al control de los agregados monetarios a través de los certificados de deuda del Banco Central, sustituyendo al encaje legal diferenciado que se había utilizado para regular la masa monetaria en la década anterior. Por su parte, el régimen de tipo de cambio de flotación administrada se utilizó como ancla nominal para controlar la inflación, apoyada por la restricción del crédito al sector público y la liberalización de tasas de interés (Fuentes, 2007).

El programa de estabilización permitió reducir de manera importante los niveles de inflación, además se realizaron importantes reformas estructurales que permitieron retomar la senda de crecimiento del conjunto de la economía. A partir de agosto de 2002, el BCRD comenzó a recibir fondos en adelantos de parte de los bancos comerciales, este recurso creció hasta un nivel de RD\$ 8,610 millones en marzo de 2003. En abril de 2003 el Banco Comercial de mayor tamaño (BANINTER) agotó su capacidad para ofrecer las garantías correspondientes, que ascienden a 1.5 veces el monto del adelanto solicitado. Esto resultó en el reconocimiento de la quiebra de BANINTER.

La incertidumbre sobre el sistema bancario, las presiones sobre el tipo de cambio, el entorno internacional adverso caracterizado por una tendencia ascendente en los precios internacionales del petróleo, derivaron en un estancamiento de la producción en el país y un repunte de la inflación. El

incremento en los precios del conjunto de la economía fue de 42.7% durante el año de 2003, y se prolongó hasta el mes de mayo de 2004 con un valor de 65.3%. La crisis financiera de 2003 planteó la necesidad de firmar un nuevo acuerdo Stand-By con el FMI y modificar la política monetaria. Con el propósito de contener las presiones en el mercado cambiario y la inflación ascendente, se toman las siguientes acciones:

- Utilizar la emisión de certificados de participación, a través de subastas, para contrarrestar los excesos de liquidez generada por el rescate de los depositantes en instituciones quebradas.
- Un acelerado proceso de apreciación del tipo de cambio y de retorno de capitales que permite al BCRD acumular reservas internacionales.
- Luego de eliminar el exceso de liquidez, se firma un acuerdo Stand-By en 2005 y se adopta una estrategia de metas monetarias
- Se utilizan instrumentos indirectos de política monetaria y facilidades de liquidez permanente a partir de 2004 (tasa Overnight y tasa Lombarda)

Después de lograr la estabilidad de precios y la recuperación, la política monetaria se ha basado en un esquema de metas monetarias, con las siguientes características:

- 1) Establecimiento de una meta operativa la cual consiste en alcanzar un nivel predeterminado de base monetaria restringida o emisión monetaria con el objetivo de controlar los agregados monetarios. Después de un fuerte ajuste en 2004, la base monetaria restringida tuvo un leve repunte hacia finales de 2006, pero a partir de 2007 se ha registrado un descenso continuo.

- 2) Subasta de certificados cero cupón como instrumento de mercado para enviar señales sobre la postura de la política monetaria (operaciones de mercado abierto).
- 3) Crear un corredor de tasas, con la tasa Overnight como “piso” y la tasa Lombarda
- 4) El exceso de liquidez de la economía generó que el sistema bancario mantuviera un diferencial positivo entre los depósitos y la cartera total. Estos recursos se han colocado de manera permanente en inversiones: títulos de valores¹; préstamos interbancarios y ventanilla de depósito (Ventanilla Overnight)
- 5) El mercado interbancario no ha logrado desarrollo importante, en consecuencia las instituciones de intermediación financiera con excedentes de liquidez utilizan constantemente la Ventanilla de Depósitos Remunerados de Corto Plazo (Overnight), como un instrumento de inversión.²
- 6) El uso de la ventanilla Overnight como instrumento de inversión ha generado que esta tasa sea la de referencia para el sistema bancario, toda vez que el objetivo es que las tasas pasivas se ubiquen por debajo o muy cercana a la tasa Overnight.
- 7) Las tasas pasivas están supeditadas a la tasa Overnight, generando una competencia en las tasas pasivas entre las instituciones bancarias. Por otra parte, y debido a que las tasas pasivas es uno de los componentes importante en los costos de operación de los bancos, se genera un efecto en la estructura de tasas activas de todo el sistema.

¹ Es importante mencionar la estrategia de las instituciones financiera es invertir en instrumentos que pueden estar disponible en cualquier momento, es decir con alto grado de liquidez.

² En principio este instrumento se pensó como temporal, pero se ha vuelto una inversión segura para las instituciones financiera.

- 8) Las tasas de corto plazo como las tasas pasivas promedio del sistema bancario a 30 días y las tasas de operaciones de mercado abierto convergen a la tasa Overnight. Así la Tasa de Ventanilla de Depósito de Corto Plazo adquiere un papel relevante en las decisiones de política monetaria, a fin de afectar el “precio” de la liquidez en la economía
- 9) En el caso del tipo de cambio, el BCRD mantiene un sistema de flotación manejada que permite intervenciones periódicas en el mercado cambiario.

De esta manera la política monetaria asume como el instrumento principal (operaciones de mercado abierto, OMA) para afectar una meta operativa (base monetaria), en espera de que esta meta operativa afecte una meta intermedia (agregados monetarios) y esta a su vez, impacte un objetivo único (precios). Sin embargo, las expectativas de los agentes tienen un papel importante sobre todo en los movimientos del tipo de cambio y su impacto en los precios (Fuentes, 2007). La forma en que el Banco Central influye en las expectativas de los agentes es por medio de las señales de política, por medio de movimientos de la tasa de interés de corto plazo del sistema financiero (tasa interbancaria, tasas de certificados de depósito del BCRD a 30 días por mecanismo de subasta y tasas pasivas).

Este sistema de señales, se basa en la definición de un corredor de tasas para el mercado de excedente o deficiencias de reservas bancarias, permite mantener al mercado informado sobre las intenciones de política monetaria que tiene el BCRD. El corredor de tasas tiene como piso o límite inferior, la tasa overnight o de depósitos remunerados de corto plazo, y como techo, la tasa lombarda. Utilizando este corredor (variando las tasas) el BCRD hace pública sus intenciones de política de manera tal que los agentes económicos ajusten sus expectativas inflacionarias de acuerdo con estas señales.

Así, expectativas de presiones por el lado de la demanda, el Banco Central puede utilizar los movimientos en las tasas y mostrar una postura más restrictiva y cuando la volatilidad del tipo de cambio es muy alta, o se observa un desvío del tipo de cambio nominal de fundamentales. El BCRD interviene en el mercado cambiario cediendo o adquiriendo posiciones de reservas internacionales netas. En ningún caso las intervenciones buscan un objetivo numérico de tipo de cambio, sino que tratan de evitar que el fuerte *pass-through* existente en República Dominicana ponga en peligro la estabilidad de precios.

No obstante los buenos resultados que ha mostrado el esquema actual de política monetaria, existen riesgos importantes que considerar: las presiones inflacionarias derivadas de los desequilibrios fiscal y comercial; las variaciones de los precios internacionales de los energéticos y los alimentos; el entorno internacional; las expectativas de crecimiento e inflación y sobre todo las presiones en el mercado cambiario que pueden generar una posición de riesgo para la economía en términos de la estructura de deuda corto plazo respecto a la deuda de largo plazo. En este contexto, resulta importante identificar los plazos de transmisión de señales de la política monetaria a través de la tasa de interés y el nivel de persistencia, y si dicho nivel está asociado a la credibilidad de las autoridades monetarias del país.

IV EVOLUCION DE LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA: METODOLOGIAS Y RESULTADOS EMPIRICOS

IV.1 Persistencia y cambio estructural

La literatura empírica ha provisto evidencia que la dinámica de la inflación y en particular su persistencia ha ido decreciendo a medida que la inflación ha

tendido a estabilizarse y que es “régimen dependiente”. (Capistrán y Ramos Francia 2006; Humala 2007; Castillo Humala y Tuesta, 2007; D’Amato, Garegnani y Sotes Paladino, 2006). En la medida que la inflación es régimen dependiente, la persistencia de inflación no está desvinculada a los shocks que impactan sobre la economía lo cual es esencial a la hora de pronosticar la inflación (Fuher y Moore ,1995; Angeloni et al, 2003; Coenen ,2007).

Al respecto, en años recientes se ha generado un importante avance en la especificación de distintas pruebas de raíz unitaria en presencia de cambio estructural, identificando el momento de cambio estructural de manera endógena, toda vez que la elección de la fecha de cambio estructural no puede realizarse sin considerar la información generada por los propios datos (Perron y Vogelsang, 1992; Zivot y Andrews, 1992; Perron, 1997; Lumsdaine y Papell, 1997).

No obstante, un aspecto relevante es que en la prueba se asumen distintos periodos de cambio estructural, como también lo confirma la evolución de la serie (Gráfica 1) asociados a cambios de régimen de política monetaria, así que resulta interesante identificar los cambios estructurales de manera endógena en la serie de inflación a fin de identificar si el proceso estocástico de la serie brinda información sobre los cambios en la persistencia. Al respecto Bai y Perron (1998) han desarrollado una metodología para identificar múltiples cambios estructurales en las serie. Considerando un modelo de regresión lineal múltiple con “m” cambios estructurales (m+1 regímenes), (Bai y Perron, 1998).

$$(3) \quad y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j$$

donde y_t es la variable observada, x_t es un vector de orden $p \times 1$, z_t es un vector de orden $q \times 1$, β y δ_j ($j=1, \dots, m+1$) son los vectores de parámetros, u_t el término de

error y las fechas de cambio estructural están representadas por los puntos (T_1, \dots, T_m) que son desconocidos, y que son estimados junto con los parámetros, utilizando T observaciones de las variables disponibles (y_t, x_t, z_t) (Bai y Perron, 1998). Así, en el contexto de la ecuación (3), la variable dependiente se representa por la tasa de inflación, la constante es fija y en consecuencia está definida en la matriz x_t del procedimiento de Bai y Perron (1998) y el resto de las variables cambia en el tiempo agrupadas en la matriz z_t .

En principio la ecuación (3) se estima por el método de mínimos cuadrados ordinarios para m -particiones de la muestra (T_1, \dots, T_m) , el número de cambios y la longitud son determinados de manera exógena. Así, el primer punto de cambio es identificado en el cual se minimiza la suma de errores al cuadrado, que corresponde a una prueba de parámetros constantes³, en ese punto la muestra es dividida en dos segmentos separados, en el segundo tramo de la muestra se sigue un procedimiento similar para estimar un nuevo punto de cambio estructural⁴, y el resto de los puntos se obtiene de manera secuencial.

El Cuadro 2 presenta los resultados de los estadísticos de la prueba de múltiples cambios estructurales asumiendo $m=5$ cambios estructurales en la muestra, la prueba $\text{Sup } F(0|\ell)$ asume como hipótesis nula que existen cero cambios estructurales ($m=0$) y como alternativa un número de cambio igual a " k " ($m=k$), el estadístico rechaza que sean cero cambios estructurales, pero no rechaza la hipótesis de más de dos cambios estructurales en la serie. El criterio bayesiano de información (BIC) confirma la presencia de tres cambios en la trayectoria de

³ Bai(1997) define el estadístico de sup-Wald, cuando este estadístico toma un valor máximo existe evidencia de un cambio en el valor de los parámetros. El estimador que minimiza la suma de errores al cuadrado es el mismo que maximiza el estadístico sup-Wald.

⁴ Cada segmento de la muestra, separado por los puntos de cambio estructural, puede ser aplicado el procedimiento de Bai y Perron a fin de identificar cambio estructural en cada segmento. Este procedimiento se conoce como el refinamiento de Bai. En el presente trabajo no se aplica este procedimiento, ya que los segmentos señalados contienen pocas observaciones (12 observaciones en promedio para cada segmento).

la serie, considerando el cambio en el coeficiente de persistencia. Las fechas de cambio se ubican en junio de 1996; octubre de 2010 y octubre de 2004.

Cuadro 2

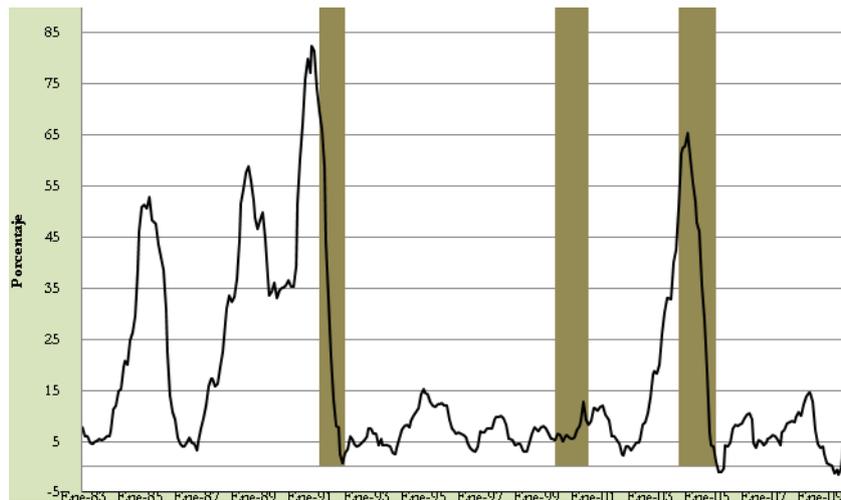
Prueba de cambios estructurales múltiples de Bai y Perron (1998)

Sup $F(0 \ell)$	Sup $F(0 \ell)$ 5%	BIC	Fecha
Sup $F(0 1)=$ 29.430*	8.58	(m=0) 1.6647	
Sup $F(0 2)=$ 7.1390	7.22	(m=1) 1.6486	2004:10
Sup $F(0 3)=$ 14.203*	5.96	(m=2) 1.6530	1991:02 2004:10
Sup $F(0 4)=$ 12.938*	4.99	(m=3) 1.6270*	1991:06 2000:10 2004:10
Sup $F(0 5)=$ 10.442*	3.91	(m=4) 1.6546	1987:03 1991:06 2000:10 2004:10
		(m=5) 1.6855	1987:04 1991:06 1995:11 2000:10 2004:10

Un aspecto relevante a considerar es que el procedimiento de Bai y Perron (1998) permite aproximar un intervalo sobre las fechas de cambio estructural, lo cual permite ubicar los periodos de cambio estructural con información endógena en el proceso estocástico de la serie. El primer cambio se ubica en mayo de 1991 y abril de 1992, cuando la inflación tiende a disminuir de manera importante después de los periodos de gran inestabilidad de los ochenta; el segundo periodo se reporta entre septiembre de 1999 y noviembre de 2000, es decir al final de la década de los noventa, que se ubica en un breve periodo con un ligero aumento de la tasa de inflación y pero después se caracteriza por una disminución de los precios y una gran estabilidad. El tercer periodo inicia en enero de 2004 y termina en mayo de 2005, es decir con los niveles de inflación más altos en la crisis bancaria hasta la segunda mitad de 2005 cuando las tasas

de interés de corto plazo convergen a la tasa Overnigth, es decir cuando la política monetaria adquiere mayor efectividad e inicia el actual régimen de política monetaria.

Gráfica 2
Periodos de cambio con base en la Prueba Bai Perron



Una segunda especificación para identificar los cambios en la persistencia, es asumiendo que la serie presenta cambio en el orden de integración al pasar de $I(0)$ a $I(1)$, esta prueba es desarrollada por Leybourne et al. (2007) (LKSN), cuya especificación asume que la serie de tiempo y_t observada en $t=1,2,\dots,T$ se define como:

$$(4.1) \quad y_t = d_t + u_t$$

$$(4.2) \quad u_t = \rho u_{t-1} + \sum_{j=1}^{k_i} \phi_{i,j} \Delta u_{t-j} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T$$

En la ecuación (4.1) y_t representa a la tasa de inflación como la serie observada, en tanto que $d_t = z_t' \beta$ contiene a los componentes determinísticos de constante

y tendencia $z_t = (1, t)'$ y $\beta = [\beta_0, \beta_1]'$, el término de error de la ecuación (4.2) sigue un proceso estocástico que no está correlacionado con el término u_t y con sus propios valores pasados. La hipótesis nula sobre la prueba es que la serie es en todo el periodo de orden de integración $I(1)$, es decir que $\rho = 1$ en todos los puntos del tiempo. La hipótesis alternativa H_1 , es que la serie está sujeta a uno ó más cambios de régimen cambiando de una propiedad $I(0)$ a una propiedad $I(1)$.

Así, el procedimiento de la prueba consiste en ubicar las particiones de la serie y_t , $t=1,2,\dots,T$, que separan los regímenes $I(0)$ e $I(1)$. La prueba se basa en la aplicar un estadístico de raíz unitaria doble-recursivo GLS-ADF (Elliot et al., 1996). Considerando que $\tau \in (\lambda, 1]$, para λ en $(0,1)$ y se define la prueba de raíz unitaria GLS-ADF en los periodos de tiempo λT y τT la cual se denota por $DF_G(\lambda, \tau)$. El estadístico por lo tanto es asociado a ADF-t para ρ en la siguiente ecuación estimada por mínimos cuadrados ordinarios (mco):

$$(5) \quad \Delta y_t^d = \hat{\rho} y_{t-1}^d + \sum_{j=1}^{p-1} \hat{\zeta}_j \Delta y_{t-j} + \hat{\varepsilon}_t \quad t = \lambda T, \lambda T + 1, \dots, \tau T$$

Donde $y_t^d = y_t - z_t' \hat{\beta}$, cuyos parámetros son estimados mediante la regresión de $y_{\lambda, \tau}$ en $z_{\lambda, \tau}$, donde $y_{\lambda, \tau} = [y_{\lambda T}, y_{\lambda T+1} - \bar{a} y_{\lambda T}, \dots, y_{\tau T} - \bar{a} y_{\tau T-1}]$ y $z_{\lambda, \tau} = [z_{\lambda T}, z_{\lambda T+1} - \bar{a} z_{\lambda T}, \dots, z_{\tau T} - \bar{a} z_{\tau T-1}]$, definido para $\bar{a} = 1 + c/T$ como en la prueba GLS-ADF (Elliot, et al., 1996). De tal manera, que la serie se extraen los componentes constante y tendencia, se aplica la prueba ADF pero en distintos segmentos de la muestra y se obtiene una secuencia de estadísticos de la prueba GLS-ADF asociada a los segmentos definido por λT y τT . De esta manera se

define un estadístico de la prueba para identificar el rechazo de la hipótesis nula:

$$(6) \quad M(\lambda) \equiv \inf_{\tau \in (\lambda, 1]} DF_G(\lambda, \tau)$$

Los valores críticos de la prueba son reportados en la Tabla 1 de Leybourne et al. (2007, pp.13). Además se sugiere utilizar inicialmente $\tau = 0.20$, lo cual garantiza una estimación robusta, al ubicar la primera fecha de cambio estructural es posible utilizar la prueba de manera secuencial para identificar más de un cambio estructural (Noriega y Ramos-Francia, 2009).

Los resultados de la prueba para el caso de la inflación en República Dominicana se presentan en el Cuadro 3. Considerando todo el periodo de análisis es decir desde enero de 1983 a mayo de 2010, se rechaza ampliamente la hipótesis nula de raíz unitaria para el periodo de 1990:06 a 1998:09, lo cual significa que en esta etapa de la inflación mostró un comportamiento bastante estable y por lo tanto una menor persistencia. La prueba se realizó de manera secuencial para otros periodos la década de los ochenta no se identifica ningún periodo como estacionario. Al subdividir la muestra de 1990:07 a 2010:05 los resultados muestran que se sigue reportando la década de los noventa como la etapa de mayor estabilidad. El periodo posterior a la crisis bancaria de 2003, también se puede caracterizar como estable sobre todo a partir de 2004.

Cuadro 3
Resultados de la prueba LKSN (Leybourne, et al., 2007)

Periodo de la muestra utilizado	Núm. Obs.	Estadístico ^{M(λ)}	Propiedad I(0)	
			Inicio	Final
1983:01 2010:05	324	-5.020*	1990:06	1998:09
1983:01 1990:05	89	-3.664	1987:01	1989:01
1990:07 2010:05	239	-4.820*	1990:07	1998:09
1998:10 2010:05	140	-4.030*	2003:10	2009:09
2000:01 2010:05	125	-4.040*	2003:11	2007:08

Nota: (*) rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia, los valores críticos cambian para el número de observaciones (Leybourne, et al., 2007, Tabla 1). La prueba se realiza asumiendo solamente el término de la constante

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria asumiendo cambio estructural muestran:

- La tasa de inflación en República Dominicana, en las últimas tres décadas, muestra fuertes cambios estructurales asociados a periodos de crisis.
- Las pruebas indican que los periodos de cambio se pueden ubicarse a finales de los ochenta, finales de los noventa y en periodo 2003 a 2004.
- Un aspecto que resulta bastante ilustrativo es que la inflación muestra una gran estabilidad entre los años de 1992 al año 2000, lo cual indicaría que en ese periodo la persistencia de la inflación fue menor y mucho más estable.

- El segundo periodo de mayor estabilidad está asociado al periodo posterior de la crisis bancaria de 2003, también caracterizada por una baja inflación.
- Estos resultados podrían ser consistentes con la hipótesis de que el régimen de política monetaria influye en la persistencia de la inflación, en el sentido de que en los noventa el régimen cambió de manera importante al pasar del uso del encaje legal al uso de operaciones de mercado abierto (Certificados de Depósito), dando mayor claridad sobre las decisiones de política monetaria. El segundo periodo, posterior a la crisis, se utilizan las señales de mercado a través del corredor de tasas de interés y su impacto en las tasas pasivas de corto plazo, estas acciones han permitido a los agentes un mayor entendimiento del proceso de toma de decisiones por parte del BCRD.

IV.2 Estimación de coeficientes de persistencia de inflación mediante técnicas secuenciales

Para calcular la serie de persistencia a través de técnicas secuenciales es necesario determinar el orden de integración de la inflación. Si las pruebas indican que el proceso generador de datos es estacionario entonces se podría utilizar un modelo AR como el descrito en la ecuación (2) :

La representación en (2) consiste en una estimación recursiva donde la inflación actual depende de la inflación pasada, cuyo efecto es recogido en el coeficiente α_{π} , el cual mide la persistencia de la inflación. Este coeficiente puede ser estimado con suficiente precisión a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) aún si los coeficientes individuales en el proceso dinámico son estimados de manera imprecisa debido a colinearidad entre los valores rezagados de la inflación.

En esta sección nos enfocamos en una estimación recursiva del modelo especificado, donde en cada estimación se obtiene un vector de parámetros estimados que permite a su vez calcular la predicción de la variable endógena para el periodo siguiente y el error de predicción correspondiente. De esta manera se generan las sucesivas estimaciones que generan los llamados coeficientes recursivos.

En este caso utilizamos, de manera específica, una estimación de ventanas recursivas donde se mantiene constante el tamaño de la muestra en 36 y 48 observaciones. Antes de la estimación especificamos el número de rezagos óptimos basándonos en los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwarz (SC) y siguiendo un principio de parsimonia, para un máximo de 6 rezagos para todas las submuestras sobre el periodo analizado. King (2001) comparó el criterio de AIC con otros criterios de información, por ejemplo el BIC, encontrando mejor desempeño del AIC particularmente en muestras pequeñas, lo que es relevante para los fines de este estudio y para la técnica de estimaciones recursivas.

El modelo seleccionado para modelar la persistencia inflacionaria a través de ventanas recursivas es uno del tipo AR(1) del tipo de la ecuación (1). Por diseño, la estimación para el periodo de la muestra completa produce un valor referencia bajo el supuesto de que el periodo es estable, por lo que comparando los resultados de las submuestras con el del periodo completo podemos tener información relevante de la variación en la persistencia inflacionaria.

Por construcción, si el parámetro de persistencia permanece constante durante todo el periodo, los estimados en las distintas submuestras no deben tener cambios significativos. Si el estimado varía fuertemente de un periodo a otro,

podría ser indicativo de un posible cambio estructural en el parámetro de interés.

Los resultados en la cuadro 4 sugieren que en general el coeficiente de persistencia es alto e inestable para el periodo analizado. En particular se observa que es especialmente inestable en el 2003 – 2004. Los periodos de menor persistencia son del 1992-2002 y 2005-2009, indicando un posible quiebre estructural en el 2003-2004 y en 1987-1991 debido al cambio brusco en el coeficiente de persistencia en esos periodos.

Cuadro 4

Coefficientes de persistencia obtenidos mediante estimaciones secuenciales

Periodo	Coeficiente de Persistencia				Inflación	
	Ventana 36		Ventana 48			
	μ	σ	μ	σ	μ	σ
1987:01 2009:12	0.90	0.09	0.91	0.07	16.83	18.92
1987:01 1992:04	0.94	0.03	0.95	0.02	37.67	22.01
1992:05 2000:11	0.88	0.09	0.90	0.07	7.13	2.94
2000:12 2005:05	0.90	0.11	0.90	0.11	21.65	19.87
2005:06 2009:12	0.87	0.08	0.91	0.07	5.99	4.17

En la Gráfico 3 se muestra que la trayectoria de la persistencia con dos tamaños de las ventanas de 36 y 48 son similares. La persistencia tiene una tendencia a disminuir hasta el año 2001. A partir de 2001 comienza una tendencia al alza, acentuada en el 2003 fruto de la crisis bancaria, hasta alcanzar su punto máximo

a mediados de 2004. A partir de 2005 el coeficiente se estabiliza, y disminuye al final del periodo.

Gráfico 3



IV.3 Estimación de la persistencia inflacionaria mediante Filtro de Kalman

En esta sección se analizan las características estadísticas de la persistencia mediante la técnica de espacio de los estados. Para esto, la persistencia es tratada como una variable no observable que tiende a fluctuar en el tiempo debido a perturbaciones transitorias, cuyo proceso generador es susceptible de ser modelado y estimado a partir de información muestral.

La metodología empírica consiste en tratar a la persistencia inflacionaria como una variable no observable y especificar un modelo en formato de espacio de los estados para proceder a su estimación a partir de la serie de inflación y una especificación de la dinámica de la persistencia.

El punto de partida es la especificación de la dinámica de la inflación presentada en Zhang y Clovis (2010):

$$(7) \quad \pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t$$

En la expresión anterior, π_t es la inflación del IPC, $\Delta \pi_{t-i}$ es el cambio en la misma y ε_t es el término error de la ecuación, cuya distribución se supone gaussiana. El interés se centra en estimar consistentemente β_1 , ya que representa la persistencia de la inflación durante el periodo de estimación.

En vista del propósito de estudiar la evolución de la persistencia, (7) es estimada como una ecuación donde el coeficiente de persistencia es considerado variable.

En consecuencia, el modelo se especifica de la siguiente manera:

$$(8) \quad \pi_t = \beta_0 + \beta_t \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$(9) \quad \beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t$$

Donde (8) supone que la dinámica de la persistencia está descrita por una caminata aleatoria y η_t es la fuente de choques a la trayectoria de la variable de interés y se supone estacionaria centrada en cero.

El sistema compuesto por las ecuaciones (8) y (9), constituye un modelo de espacio de los estados, donde (8) es la ecuación de observación y (9) la de estado o no observable.

Para controlar por los efectos de la crisis de 2003 y la caída súbita de los precios del petróleo durante la recesión de 2008-2009, el modelo descrito se reformula

incorporándole dos variables ficticias en dicho periodos. Por lo que el modelo a estimar es el siguiente,

(10)

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_t \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta \pi_{t-i} + \beta_3 d_{03} + \beta_4 d_{09} + \varepsilon_t$$

(11)

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t$$

La estimación se realiza a partir información de la variable observada, la inflación mensual anualizada del índice de precios al consumidor. El número de rezagos óptimos del componente de aceleración de la inflación, $\sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta \pi_{t-i}$, fue seleccionado minimizando el Criterio de Información Akaike (AIC). El cuadro 5 resume los resultados.

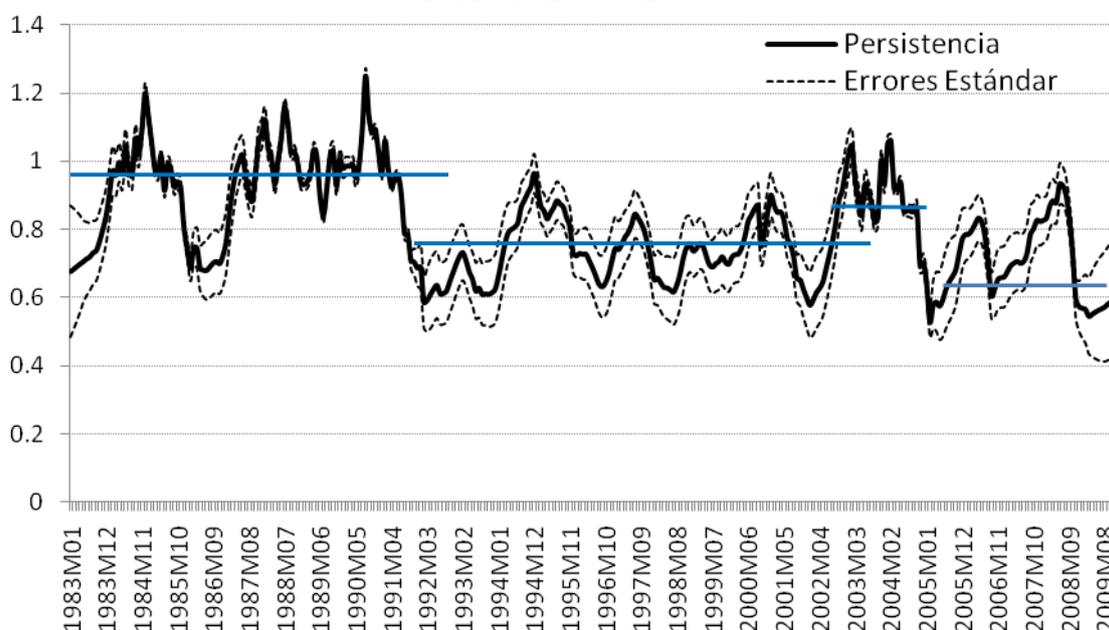
Cuadro 5
Resultados de las estimaciones.

	Modelo Base	Modelo con Variables Ficticias
	Ecuaciones [2] y [3]	Ecuaciones [4] y [5]
β_0	1.33 (0.19)	1.91 (0.21)
σ^η	0.006 (0.0009)	0.006 (0.0009)
σ^ε	1.40 (0.15)	1.21 (0.13)
$\beta_{\Delta \pi_{t-1}}$	0.14 (0.05)	0.15 (0.04)
$\beta_{\Delta \pi_{t-3}}$	0.10 (0.04)	0.12 (0.04)
β_{d03}	-	4.50 (1.30)
β_{d09}	-	2.04 (0.63)
AIC	4.26	4.22
SIC	4.22	4.17

Nota: Errores Estándar entre paréntesis.
Estimaciones en base a información mensual para el periodo 1983-2009

Una vez estimado el modelo la serie suavizada de la persistencia es obtenida mediante al algoritmo del filtro de Kalman descrito en Hamilton (1994). El gráfico 4 muestra la serie estimada. Se distinguen cuatro periodos durante los cuales la persistencia tuvo comportamientos diferentes. Los periodos de crisis (80's y 2003-2004) son en los cuales la persistencia tiende no solo a ser mayor sino también mucho más volátil que el resto de los años de la serie estimada.

Gráfico 4.
Persistencia de la Inflación estimada.
Periodo 1983 – 2009



Asimismo, el cuadro 6 indica que la persistencia es mayor y más volátil en los periodos donde la inflación es mayor a su media histórica, lo que es coherente con la hipótesis de que la persistencia inflacionaria es un síntoma del incremento de la incertidumbre macroeconómica.

Cuadro 6
Estadísticos descriptivos de la persistencia estimada e inflación mensual
anualizada.

Periodo	Coeficiente Persistencia		Inflación	
	μ	σ	μ	σ
1983:1-1992:4	0.91	0.15	30.03	21.89
1992:5-2000:11	0.74	0.09	7.13	2.94
2000:12-2005:5	0.80	0.14	21.65	19.87
2005:6-2009:12	0.71	0.11	5.99	4.17

Nota: μ : Media del Periodo; σ : Desviación Estándar

Periodos seleccionados por las fechas de cambio de regimen sugeridas por el contraste de Bai - Perron

Durante la década de los noventa y el periodo post-crisis, 2005-2009, la persistencia alcanza niveles promedios similares, no obstante la volatilidad relativa es mayor en este último, inclusive cuando se controla por los efectos de la caída de los precios del petróleo de finales de 2009.

v. PERSISTENCIA ASOCIADA A LA POLÍTICA MONETARIA

En esta sección estimamos empíricamente las definiciones de persistencias tipo 2 y tipo 3 referenciadas en Nelson y Batini (2001). En términos prácticos la persistencia tipo 2 se define como la correlación máxima entre la tasa de inflación y la tasa de crecimiento de los agregados monetarios. También puede definirse como la correlación máxima, en valor absoluto, de la inflación con la tasa de interés real, ver Batini (2002).

$$(12) \quad \pi_t = \rho_{\pi\mu}(k)\mu$$

En la ecuación (12) k es el rezago óptimo, μ es la tasa de crecimiento de un agregado monetario y $\rho_{\pi\mu}$ la correlación óptima entre la tasa de crecimiento del agregado y la inflación actual. En otras palabras, $\rho_{\pi\mu}$ es el coeficiente más grande de los rezagos de la tasa de crecimiento del agregado monetario.

$$(13) \quad \pi_t = \rho_{\pi r} (k)r$$

La expresión (13), a diferencia de la ecuación (3), utiliza las tasas de interés real (TI). El coeficiente $\rho_{\pi r}$ tiene signo negativo y representa el coeficiente de mayor valor absoluto de los rezagos de las tasa de interés real. Las ecuaciones 12 y 13 se estiman por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

La persistencia tipo 3 es una medida de los efectos óptimos de los choques de política monetaria en la inflación. Las metodologías utilizadas para calcular este tipo de persistencia son los modelos VAR y los Modelos Equilibrio General. Mediante estos métodos se estima el impacto de las variaciones no sistemáticas de las tasas de crecimiento de los agregados monetarios y la tasa de interés real en la inflación. Este tipo de persistencia es analizada por Rotemberg y Woodford (1997) y Christiano Eichenbaum y Evans (2001) para los Estados Unidos, y por Batini (2002) para la Zona Euro.

V.1 Persistencia Tipo 2

La persistencia tipo 2 para República Dominicana se evaluó usando tres indicadores monetarios y el promedio ponderado de la tasa de interés pasiva real de la banca múltiple. Los indicadores utilizados fueron la emisión monetaria (EM), la oferta monetaria (M1) y la oferta monetaria ampliada (M2). En el presente estudio se realiza en dos dimensiones temporales con datos trimestrales. El análisis con los indicadores monetarios abarca el período

comprendido entre 1986 y 2009, y con la tasa de interés real el periodo 1992-2009.

Los resultados de las estimaciones con los indicadores monetarios se presentan en la cuadro 7. Como se puede observar, el Durbin Watson (DW) tiene valores muy distantes de 2 para los tres modelos. Este resultado nos indica la presencia de autocorrelación serial en los residuos de los tres modelos. La autocorrelación serial en los residuos genera estimaciones no eficientes del coeficiente de persistencia. Este hecho no permite la utilización de los errores estándares tradicionales en la realización de la inferencia estadística. Por tal razón, se utilizaron los errores Newey West para determinar la significancia estadística del coeficiente persistencia. En todos los casos el coeficiente de persistencia resultó ser significativo a los niveles tradicionales de 1, 5 y 10%.

La correlación máxima entre el EM y la inflación fue de 0.25 y se alcanzó en el cuarto rezago, siendo ésta la de menor magnitud y la más rezagada. En el caso del M1 se obtiene con el tercer rezago con una magnitud de 0.34. Por último, el M2 arroja un coeficiente de persistencia tipo 2 de 0.48 que se obtiene en el segundo rezago, ver cuadro 7.

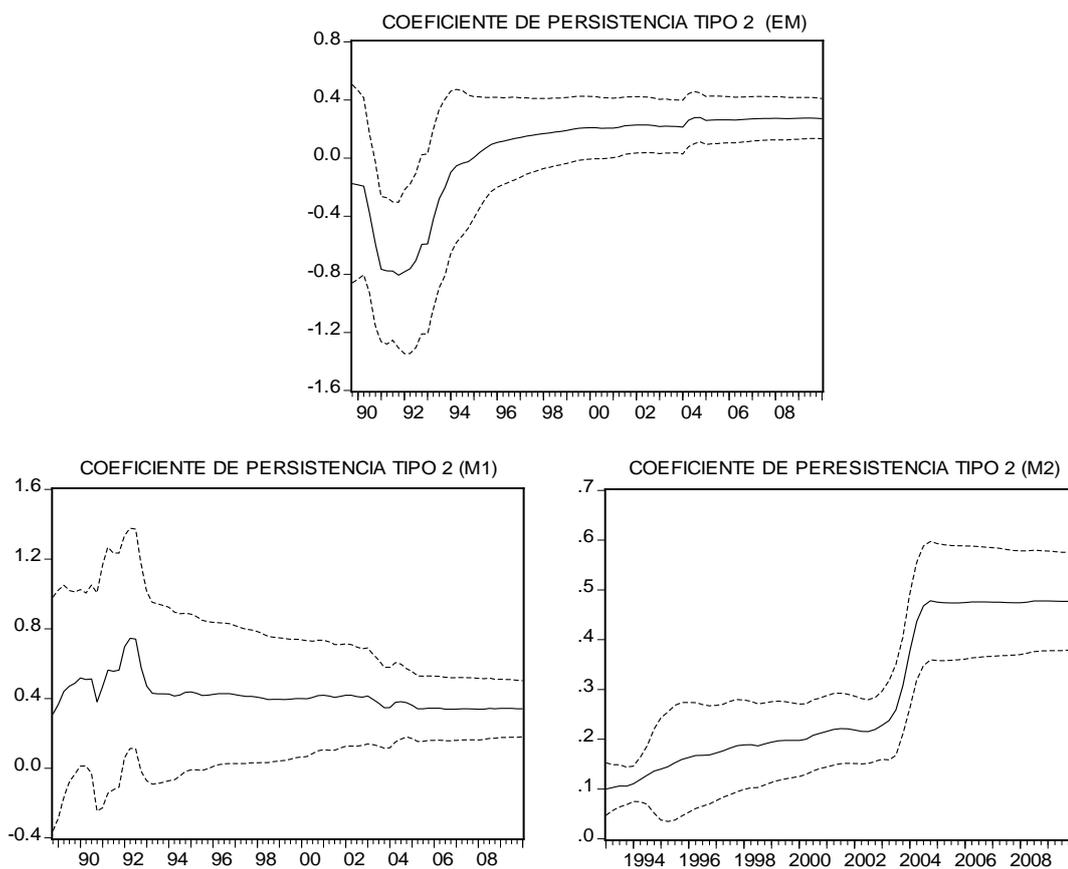
Cuadro 7
MEDIDAS DE PERSISTENCIA TIPO 2
1986T1-2009T4

Indicador	EM	M1	M2
Coefficiente de persistencia	0.25	0.34	0.48
Errores Newey West	0.05	0.08	0.15
R Cuadrado	0.38	0.32	0.25
DW	0.45	0.31	0.30
Logitud del rezago óptimo (k)	4	3	2

En la Gráfica 5 se presentan los resultados del método mínimos cuadrado ordinario recursivo de estimación del parámetro de persistencia con la Emisión Monetaria (EM), en la cual se puede observar un comportamiento estacional

con indicios de un cambio estructural a partir del 2003. Sin embargo, la existencia de cambio estructural en el coeficiente de persistencia es rechazada con el análisis de variables dicotómica. En la Gráfica 1(b) se observa el mismo comportamiento estacional, sin que se sospeche la existencia de cambios estructurales en la correlación. Sin embargo en la Gráfica 5, se presentan las estimaciones recursivas del parámetro de persistencia estimado con el M2, en la cual se observan claros indicios de cambio estructural a partir del 2003. En este caso, el análisis de variables dicotómicas confirma la existencia de cambio estructural a partir de la fecha indicada anteriormente.

Gráfica 5
Coeficiente de Persistencia Tipo 2, 1986t1-2009t4



Cuadro 8

Modelo de Persistencia Tipo 2 con Cambio Estructural (M2)

Correlación entre la inflación e Indicadores monetarios 1986Q1-2010Q1

Indicador	M2
Persistencia antes de la crisis	0.23
Errores Newey West	0.054
Dum*persistencia (efecto de la crisis)	0.63
Persistencia total	0.86
Errores Newey West	0.10
R Cuadrado	0.67
DW	0.69
Logitud del rezago óptimo (k)	2

La magnitud de la persistencia medida como la correlación máxima entre la tasa de interés pasiva y la inflación es mayor a la encontrada con los indicadores monetarios. No obstante, cabe destacar que en este coeficiente se observa un cambio estructural a partir del segundo trimestre del 2003. Durante la etapa anterior a la crisis financiera del 2003 el coeficiente de persistencia se mantuvo estable cercano a -0.5 y después de la crisis se mantiene estable cercano a -1. Otro aspecto importante de destacar es que la inflación responde más rápido a los cambios de tasas de interés, que a los cambios de los agregados monetarios.

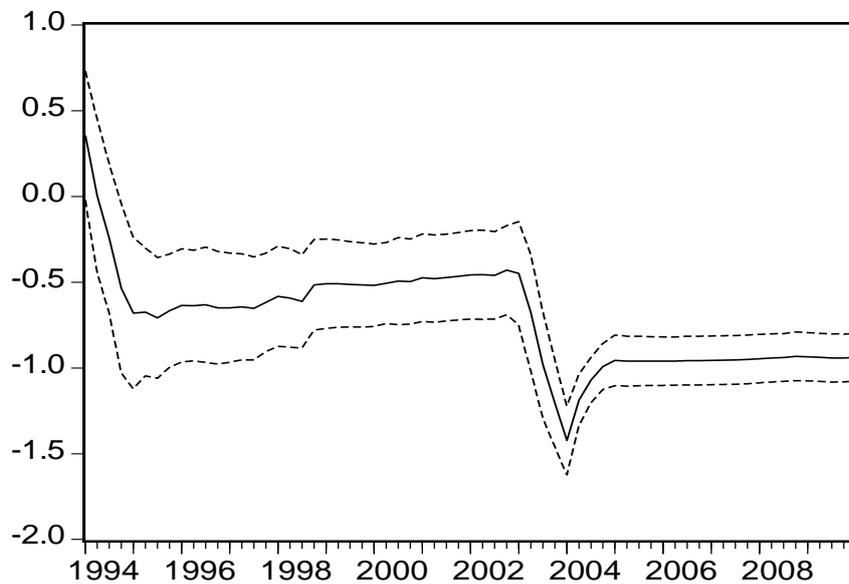
Cuadro 9

Modelo de Persistencia Tipo 2 (Ti)

Correlación entre la inflación y la tasa de interés real 1992Q1-2010Q1

Indicador	Valor
Persistencia	-0.93
Newey West (error estándar)	0.15
R Cuadrado	0.72
DW	0.66
Logitud del rezago óptimo (k)	1

Gráfica 7
Estabilidad del Coeficiente de Persistencia (Ti)



Cuadro 10
Modelo de Persistencia Tipo 2 con Cambio Estructural (Ti)

Indicador	Valor
Persistencia	-0.49
Newey West (error estándar)	0.18
Dum*persistencia	-0.59
Newey West (error estándar)	0.14
R Cuadrado	0.75
DW	0.78
Logitud del rezago óptimo (k)	1

V.2 Persistencia Tipo 3

La persistencia tipo 3 intenta medir los efectos de los choques de política monetaria en la inflación. Para el caso dominicano, este tipo de persistencia se estimó con un modelo VAR de dos rezagos.⁵ Aunque en el estudio en Batini (2002) la persistencia tipo 3 solo es medida con la tasa de interés, en el presente

⁵ Los rezagos fueron escogido por el método de los criterios.

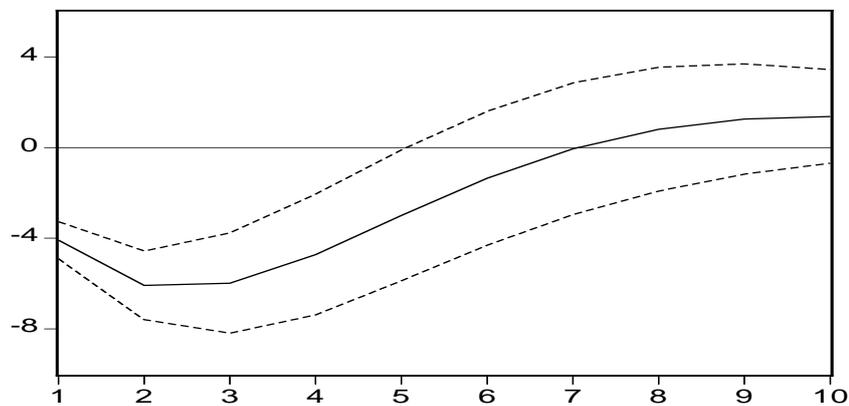
estudio se utilizan también los agregados monetarios. En este sentido, se estimaron 4 modelos VAR con dos rezagos, uno con el promedio ponderado de la tasa de interés pasiva real de la Banco Múltiples (TI) y los otros tres con cada uno de los tres indicadores monetarios: EM, M1 Y M2. Los VAR incluyen además rezagos del GAP PIB.

La respuesta óptima a los cambios no sistemáticos en la tasa de interés real se alcanza en el segundo trimestre. A partir del tercer trimestre los efectos de la tasa de interés comienzan hacerse menos negativos y se hacen positivos a partir del séptimo. En el decimo quinto rezago los efectos convergen a cero. Al sustituir la tasa de interés por la tasa de crecimiento de los indicadores monetarios, la optimización de los cambios no sistemáticos se alcanza después del tercer trimestre y antes del quinto trimestre, ver Gráfica 7 y 8.

Gráfica 7

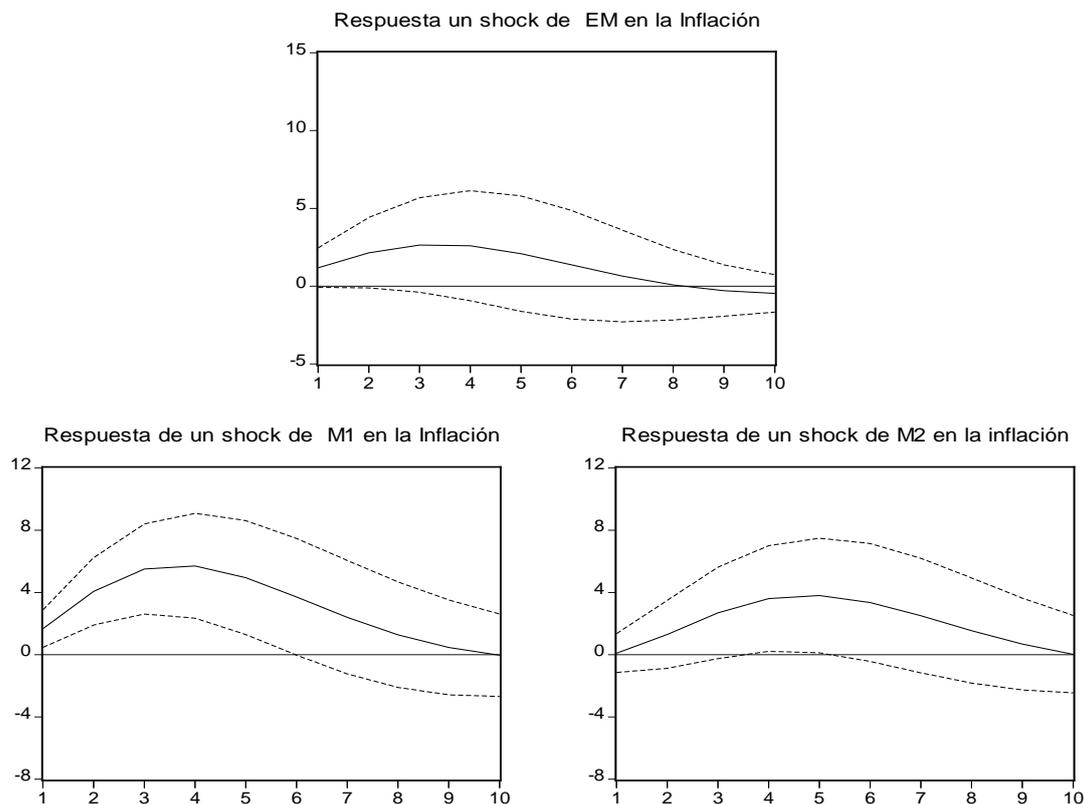
Matriz Impulso Respuesta, Persistencia Tipo 3

Respuesta de un shock de tasa de interés real en la Inflación



Gráfica 8

Matriz Impulso Respuesta, Persistencia 3



VI. CONCLUSIONES

En este documento se propuso identificar la evolución de la persistencia de la inflación en la economía dominicana y la presencia de cambios estructurales usando distintos procedimientos econométricos. Primero se analiza la posible presencia de cambios estructurales en la serie de inflación, mediante los procedimientos de Bai y Perron (1998) y de Leybourne et al (2007) (LKSN), con el fin de identificar posibles quiebres en la tendencia de la serie que pueden reflejar cambios de régimen de política monetaria.

Adicionalmente se utilizan las metodologías de técnicas recursivas y de filtro de Kalman para estimar los coeficientes de persistencia y analizarlos según los quiebres detectados, y se presentan estimaciones de persistencia según definiciones asociadas a la política monetaria.

Los resultados evidencian que existen tres cambios de tendencia en la serie de inflación. El primero se ubica entre mayo de 1991 y abril de 1992 cuando la inflación inicia un proceso descendente luego de la crisis finales de los ochenta y que culmina con un acuerdo Stand- By con el FMI en el 1991. El segundo quiebre se inicia en septiembre de 1999 y culmina en noviembre de 2000 cuando comienzan a evidenciarse signos de inestabilidad de la inflación. El tercero se detectó entre enero de 2004 y mayo de 2005, cuando la inflación comienza a disminuir luego de alcanzar un punto máximo a principios de 2004. A partir de junio de 2005 la política monetaria adquiere mayor efectividad e inicia el régimen de política monetaria prevaleciente en la actualidad.

Estos hallazgos podrían ser consistentes con la hipótesis de que el régimen de política monetaria influye en la persistencia de la inflación, en el sentido de que en los noventa el régimen cambió de manera importante con una mayor claridad sobre las decisiones de política monetaria. El segundo periodo, posterior a la crisis, se utiliza las señales de mercado que han permitido a los agentes un mayor entendimiento del proceso de toma de decisiones por parte del BCRD.

La metodología de ventanas secuenciales es una estimación recursiva donde la inflación actual depende de la inflación pasada, y se utilizan muestras constantes. Los resultados sugieren un alto e inestable coeficiente de persistencia para el periodo analizado. A través de las estimaciones de filtro de kalman se realizan otras estimaciones. Para esto, la persistencia es tratada como

una variable no observable que tiende a fluctuar en el tiempo debido a perturbaciones transitorias. Los resultados muestran que la persistencia es mayor y más volátil en los periodos donde la inflación es mayor a su media histórica, lo que nos permite asociarla con la incertidumbre macroeconómica.

En términos empíricos la persistencia tipo 2 se define como la correlación máxima entre la tasa de inflación y la tasa de crecimiento de los agregados monetarios. Igualmente, puede definirse como la correlación máxima, en valor absoluto, de la inflación con la tasa de interés real, ver Batini (2002). La persistencia tipo 3 es definida como el rezago óptimo de los cambios no sistemáticos de política monetaria. Generalmente, la persistencia tipo 3 se estiman con una matriz impulso respuesta de un modelo VAR o de un modelo de Equilibrio General. En este contexto, la persistencia es el rezago donde la matriz impulso respuesta alcanza su nivel óptimo.

Para el caso dominicano, la persistencia tipo 2 se evaluó con tres indicadores monetarios: Emisión (EM), Oferta Monetaria (M1) y Oferta Monetaria Ampliada (M2) y con el promedio ponderado de la tasa de interés pasiva real. La correlación máxima de menor magnitud y la más rezagada fue la correspondiente al EM. Con este indicador la correlación máxima fue de 0.25 y se obtuvo en el cuarto rezago. La oferta monetaria (M1) arroja un coeficiente de persistencia de 0.34, alcanzado en el tercer rezago. El M2 nos proporciona un coeficiente de persistencia de 0.48, el cual es relativamente superior y se alcanza más rápido que con los demás indicadores. En el caso de la tasa de interés, debido a la reestructuración de la política monetaria a partir 2004, se consigue un coeficiente de persistencia mayor al que se obtuvo con los indicadores monetarios, y al mismo tiempo, en un rezago menor. No obstante, hay que destacar la existencia de cambios estructurales en las medidas de persistencia correspondiente al M2 y a la tasa de interés real después de la crisis financiera.

Los resultados de este estudio podrían reflejar que la política monetaria tiene un efecto en la persistencia inflacionaria, y como resultado debe enfatizar de una manera esencial en los factores de política que aumente cada vez más su credibilidad ante los agentes económicos. Estos resultados son sumamente relevantes ante un posible cambio de régimen de política monetaria en un futuro desde un esquema de metas monetarias en la actualidad a uno de metas de inflación.

VII. REFERENCIAS.

Álvarez, F., Dorta, M. y Guerra, J. (2000) "*Persistencia Inflacionaria en Venezuela: Evolución, Causas e Implicaciones.*" Serie Documentos de Trabajo, No. 26. Banco Central de Venezuela: GCIDP, Mar. 2000.

Altissimo, F., Mojon, B. y Zaffaroni, P. (2006) "Sectoral and Aggregate Inflation Dynamics in the Euro Area." *Journal of the European Economic Association (Apr-May. 2006)*, Vol.4, No.2-3, pp. 585-593.

Altissimo, F., Mojon, B. y Zaffaroni, P. (2007) "Fast Micro and Slow Macro: Can Aggregation Explain the Persistence of Inflation?" *Working Paper Series (2007)*, No.729.

Andrews, D. y Chen, H. (1994) "Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Model." *Journal of Business & Economic Statistics (1994)*, Vol.12, No.2, pp. 187-204.

Amano, R. (2007) "Inflation Persistence and Monetary Policy: A simple result." *Economics Letters (Ene. 2007)*, Vol.94, No.1, pp. 26-31.

Angeloni, I., Galí J., Aucremanne, L., Levin, A., Ehrmann M. y Smets, F. (2006) "New Evidence on Inflation Persistence and Price Stickiness in the Euro Area: Implications for Macro Modeling." *Journal of the European Economic Association* (Jul. 2006), Vol.4, No.2-3. pp. 562-574.

Angeloni, I., Coenen, G. y Smets, F. (2003) "Persistence, the Transmission Mechanism and Robust Monetary Policy." *Scottish Journal of Political Economy, Scottish Economic Society* (Nov. 2003), Vol. 50, No.5, pp. 527-549.

Bai, J. y Perron P. (1998) "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes." *Econometrica, Econometric Society* (Ene. 1998), Vol. 66, No.1, pp 47-78.

Bai, J. y Perron, P. (2003) "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models." *Journal of Applied Econometrics* (Oct. 2003), Vol.18, No.1, pp. 1-22.

Ball, L. y Mankiw, G. (1995) "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks." *The Quarterly Journal of Economics* (Feb. 1995), Vol. 110, No.1, pp. 161-193.

Batini, N. (2006) "Inflation in the Euro Area." *Empirical Economics* (Jul.2006), Vol.31, No.4, pp. 977-1002.

Batini, N. y Nelson, E. (2001) "The Lag from Monetary Policy Actions to Inflation: Friedman Revisited." *International Finance* (Feb. 2003), Vol. 4, No.3, pp.381-400.

Beechey, M. y Österholm, P. (2009) "Time-Varying Inflation Persistence in the Euro Area." *Economic Modeling* (Dic. 2009), Vol.26, No.2, pp. 532-535.

Burstein, A., Eichengreen, M. y Rebelo, S. (2005) "Large Devaluations and the Real Exchange Rate." *Journal of Political Economy* (Ago. 2005), Vol. 113, No.4, pp. 742-784.

Calvo, G.A. y Végh, C. A. (1999) "*Inflation Stabilization and Gap Crises in Developing Countries.*" *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, Vol. 1, Part 3, pp. 1531-1614.

Capistrán, C. y Ramos-Francia, M. (2006) "*Inflation Dynamics in Latin America.*" WP No.11, Banco de México: 2006.

Castillo, P., Humala, A. y Tuesta, V. (2007) "*Regime Shifts, and Inflation Uncertainty in Peru (1949-2006).*" <http://www.cemla.org/pdf/redxi/red-xi-040.pdf>. CEMLA, Ago. 2006. Web. Jul. 2010.

Castagnino, T. y D'Amato, L. (2008) "*Regime Dependence, Common Shocks and the Inflation-Relative Price Variability Relation.*" <http://www.bcra.gov.ar/pdfs/investigaciones/WP%202008%2038i.pdf>. Banco Central de la República de Argentina, WP No.38. Sept. 2008. Web. Jul. 2010.

Cecchetti, S. y DeBelle, G. (2006) "Has The Inflation Process Changed?" *Economic Policy* (Apr. 2006), Vol.21, No.46. pp. 311-352.

Clark, T. (2003) "*Disaggregated Evidence on the Persistence of Consumer Price Inflation.*" RWP No.11, Federal Reserve Bank of Kansas City: 2003.

Calvo, G., Celasun, O., Kumhof M. (2002) "Nominal Exchange Rate Anchoring Under Inflation Inertia." IMF Working Papers No. 2030, International Monetary Fund: 2002.

Chiquiar D., Noriega, A. E. y Ramos-Francia M. (2007) "Un Enfoque de Series de Tiempo para Probar un Cambio en Persistencia de la Inflación: La Experiencia de México." Documento de Investigación No.1, Banco de México: 2007.

Clarida, R., Galí, J. y Gertler, M. (1999) "The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective." *Journal of Economic Literature* (Dic. 1999), Vol.37, No.4, pp. 1661-1707.

Coenen, G. (2007) "Inflation Persistence and Robust Monetary Policy Design." *Journal of Economic Dynamics and Control* (Ene. 2007), Vol. 31, No.1, pp. 111-140.

Clovis, J. y Zhang, C. (2010) "China Inflation Dynamics: Persistence and Policy Regimes". *Journal of Policy Modeling* (May-Jun. 2010), Vol.32, No.3, pp. 373–388.

Cogley, T., y Sargent, T., (2002) "Evolving post-World War II U.S. inflation dynamics." *NBER Macroeconomics Annual* (Dic. 2001), Vol.16, pp. 331-373.

D'Amato L., Garegnani, L. y Sotes-Paladino, J. M. (2006) "Inflation Persistence and Changes in the Monetary Regime: The Argentine Case." <http://www.cemla.org/red/papers/xii-ARGENTINA-03.pdf>. CEMLA, WP No.27. Web. Sept. 2007.

De Gregorio, J., Landerretche, O. y Nielsen, C. (2007) "Another Pass-Through Bites the Dust? Oil Price and Inflation." *Economía (Spring, 2007)*, Vol.7, No.2, pp. 155-196.

Ehrmann, M. y Smets F. (2002) "Uncertain Potential Output: Implications for Monetary Policy." *Journal of Economic Dynamics and Control (Jul. 2003)*, Vol.27, No.9, pp. 1611–1638.

Christiano, L., Eichenbaum, M., Evans, C. (2001). "Nominal Price Rigidities and The Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." NBER, *Working Paper Series*, No. 8403.

Elliott, G., Rothenberg, T. J. y Stock J. H. (1996) "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root." *Econometrica* (Jul. 1996), Vol. 64, No.4, pp.813-836.

Erceg, C. y Levin A. (2003) "Imperfect Credibility and Inflation Persistence." *Journal of Monetary Economics* (May. 2003), Vol.50, No.4, pp. 915–944.

Smets, F. y Wouters, R. (2003) "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area." *Journal of the European Economic Association* (Sept. 2003), Vol.1, No.5, pp. 1123-1175.

Hidalgo, L. I., Tombini, A. y Batini, N. (2006) "*Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria en República Dominicana*" 1era ed. Santo Domingo: Banco Central de la República Dominicana, 2006. Print. Fuentes F. (2007), Auditorio Jose Maria Cabral, Santo Domingo, Republica Dominicana.

Fuhrer, J. y Moore, G. (1995) "Inflation Persistence." *The Quarterly Journal of Economics* (Feb. 1995), Vol. 110, No.1, pp. 127-59.

Galí, J. y Gertler, M. (1999) "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis." *Journal of Monetary Economics*, Vol.44, No.2, pp. 195-222.

Hamilton, J.D. (1994) *Time Series Analysis*. 1era ed. New Jersey: Princeton University Press, 1994.Print.

Humala, A. (2007) "Expectativas de Depreciación y Diferencial de Tasas de Interés: ¿Hay regímenes cambiantes? El caso de Perú." *Revista Estudios Económicos* (2007), No.14, pp. 77-106.

Fuhrer J.C. (2000) "Optimal Monetary Policy in a Model With Habit Formation." http://www.bos.frb.org/economic/wp/wp2000/wp00_5.pdf. Federal Reserve Bank of Boston WP No.5, Nov. 2000. Print. Jul. 2010.

Khan, H. (2001) "Prices Stickiness, Inflation, and Persistence In Real Exchange Rate Fluctuations: Cross-Country Results." *Economic Letters* (Mar. 2001), Vol.71, No.2, pp. 247-253.

Kumar, M. y Okimoto, T. (2007) "Dynamics of Persistence in International Inflation Rates." *Journal of Money, Credit and Banking* (Aug. 2007), Vol.39, No.6, pp. 1457-1479.

Meenagh D., Minford P., Nowell E., Sofat, P. y Srinivasan, N. (2009) "Can the facts of UK inflation persistence be explained by nominal rigidity?" *Economic Modeling* (Sept 2009), Vol.26, No.5, pp. 978-992.

Levin, A. y Pigier, J. (2004) "Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?" <http://ssrn.com/abstract=384584>. European Central Bank, WP No. 334. May. 2003. Print. Jul. 2010.

Leybourne S. et al. (2007) "Detecting Multiple Changes in Persistence." *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* (2007), Vol. 11, No. 3, Art.2.

Marques, C. R. (2004) "*The Inflation Persistence concept: Facts or Artefacts?*" http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=533131ECB. European Central Bank, WP No.371. Jun. 2004. Web. Jul. 2010.

Medina, J., Rappoport, D. y Soto, C. (2007) " Dynamics of Price Adjustments: Evidence from Micro Level Data for Chile". <http://www.bcentral.cl/eng/studies/working-papers/pdf/dtbc432.pdf>. Banco Central de Chile, WP No.432. Oct. 2007. Web. Jul. 2010.

Noriega E. A. y Ramos-Francia, M. (2009) "The Dynamics of Persistence in US Inflation." *Economics Letters* (Nov. 2009), Vol.105, No.2, pp. 168-172.

Perron, P., y Vogelsang, T. (1992) "Testing for a Unit Root in a Time Series with Changing Means: Corrections and Extensions." *Journal of Economic Dynamic & Control* (Oct. 1992), Vol. 10, No.4, pp. 467-470.

Pivetta, F. y Reis, R. (2007) "The Persistence of Inflation in the United States", *Journal of Economic Dynamic & Control* (Apr. 2007), Vol.31, No.4, pp. 1326-1358.

Stock, J. y Watson, M. (2005) "Why has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?" *Journal of Money, Credit, and Banking* (Ene. 2005), Vol.39, No.1, pp. 3-33.

Walsh, C. (2003) *“Monetary Theory and Policy.”* 2da ed. Cambridge: MIT Press, 2003. Print.

Westelius, N. (2005) *“Discretionary Monetary Policy and Inflation Persistence.”* *Journal of Monetary Economics* (Mar. 2005), Vol.52, No.2, pp. 477-496.

Zhang, Ch. y Clovis, J. (2010) *“China Inflation Dynamics: Persistence and Policy Regime.”* *Journal of Policy Modeling* (May-Jun. 2010), Vol.32, No.3, pp. 373-388.

Zhang, Ch. y Clovis J. (2009) *“Modeling US Inflation Dynamics: Persistence and Monetary Policy.”* *Empirical Economics* (Sept. 2009), Vol.36, No.2, pp. 455-477.

Zivot, E., y Andrews, D. (1992) *“Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis.”* *American Statistical Association Journal of Business & Economic Statistic* (Jul. 1992), Vol.10, No. 3. Pp. 404-415.