



# *Umbral de inflación y crecimiento económico en el Perú: Predicción e inferencia en un contexto de estabilidad macroeconómica, 1992 – 2002*

**Arturo Leonardo Vásquez Cordano\***

[vasquez.al@pucp.edu.pe](mailto:vasquez.al@pucp.edu.pe)

Este documento re-examina la cuestión sobre la existencia de relaciones de umbral entre inflación y crecimiento económico en el Perú en un contexto de estabilidad macroeconómica utilizando para ello las técnicas econométricas propuestas por Hansen (1999) que proveen procedimientos apropiados para la estimación e inferencia de los umbrales de inflación. Estas herramientas metodológicas permiten superar los resultados de las investigaciones previas sobre la materia para el caso peruano. Los hallazgos de este estudio señalan que existe una relación no lineal entre inflación y crecimiento en un contexto de estabilidad macroeconómica lo cual contrasta con diversas investigaciones en la literatura que señalan que una relación no lineal entre crecimiento e inflación se observa cuando en la muestra analizada existen períodos de alta inflación.

De otra parte, los hallazgos de esta investigación permiten sostener que la relación entre crecimiento e inflación se produce a través de una banda definida por dos valores umbrales estimados en 0,5% y 4,65% siendo ambos parámetros estadísticamente significativos. La presencia de la banda provoca que la relación entre las variables tienda a revertirse de negativa a positiva de acuerdo al nivel de inflación observado. La incertidumbre asociada a estos parámetros ha sido cuantificada mediante la construcción de intervalos de confianza los cuales resultan ser muy pequeños para el caso peruano por lo que se puede sostener que las estimaciones de estos parámetros son precisas y robustas. Además, como novedad, se ha verificado que la relación no – lineal entre inflación y crecimiento a través de umbrales, lo que se denomina en este documento como *efecto threshold*, provoca distorsiones significativas sobre las predicciones de la inflación de corto plazo. Estimando ecuaciones de inflación, se ha constatado que no controlar por este efecto puede provocar errores de especificación en los modelos predictivos y sesgos significativos en las predicciones de corto plazo de la inflación lo cual puede inducir a errores en el momento del diseño de la política monetaria.

Las recomendaciones de política que se pueden extraer de esta investigación son diversas. Una primera recomendación que puede formularse a la autoridad monetaria es la necesidad de mantener niveles inflacionarios alrededor del 0,5% y 4,65% con el objetivo de elevar las posibilidades de alcanzar un crecimiento sostenido. Otra recomendación importante a destacar es que resulta necesario para la realización de las predicciones de inflación en el Perú controlar por el *efecto threshold* en los modelos predictivos que utiliza la autoridad monetaria con el propósito de hallar predicciones no sesgadas e inconsistentes que sean útiles para el diseño y ejecución de la política monetaria.

Se espera con este documento contribuir al debate sobre la relación entre inflación y crecimiento así como presentar un aporte para mejorar las predicciones de la inflación en el Perú.

---

\* Licenciado en Economía por la Pontificia Universidad Católica del Perú y Especialista de la Oficina de Estudios Económicos del Organismo Supervisor de la Inversión en Energía del Perú (OSINERG). El autor manifiesta su agradecimiento a Julio Villavicencio por su valiosa colaboración en la revisión de las fuentes estadísticas y por sus acertados comentarios, así como a Rocío Urbina por su paciencia y apoyo durante la realización de este documento. Este trabajo obtuvo el segundo puesto en el Concurso de Investigación para Jóvenes Economistas 2002-2003. Las opiniones vertidas en este documento son responsabilidad exclusiva del autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú o de la institución en la cual labora.



## 1. Introducción

Alcanzar el crecimiento sostenido en concordancia con niveles bajos de inflación es uno de los objetivos centrales de los hacedores de política macroeconómica alrededor del mundo. No es sorprendente que por esta razón la relación entre inflación y crecimiento haya cobrado mucho interés por parte de la comunidad académica y generado numerosos debates desde hace treinta años, más aún, si se tiene en cuenta las experiencias hiperinflacionarias de los países en desarrollo que ocasionaron graves distorsiones en estas economías al provocar severas crisis y recesiones a fines de la década de 1980 y comienzos de 1990.

A la fecha, no existe un consenso en la literatura especializada respecto a si la inflación tiene un efecto positivo, negativo o nulo sobre el crecimiento<sup>1</sup>. Sin embargo, a partir de década de 1990 comienza a surgir una nueva perspectiva sobre el tema pues aparece una abundante literatura empírica donde se señala que la relación entre inflación y crecimiento es de carácter no lineal. En trabajos como los de Fischer (1993), Roubini y Sala-i-Martin (1992), Levine y Renelt (1992), Sarel (1995), Bruno y Easterly (1998) y Barro (1996), en los cuales se utilizan datos de panel para diversos países desarrollados y sub-desarrollados, se muestra evidencia de la existencia de una relación negativa y no lineal entre la inflación y el crecimiento.

El caso peruano resulta ser una experiencia interesante dentro de esta línea de investigación dado que el Perú ha sido uno de los países que más distorsiones ha sufrido sobre su crecimiento económico por causa de la inflación. Para la experiencia peruana, deben destacarse los trabajos de Arrieta y Portilla (1999) y Chiang (2000) los cuales, utilizando datos anuales de inflación y PBI, encuentran evidencia de no linealidad en la relación entre estas variables al verificar que altos niveles de inflación afectan negativamente el crecimiento del producto.

Si la inflación tiene un efecto adverso sobre el producto, entonces es coherente que los hacedores de política económica y los bancos centrales busquen mantener la inflación en niveles mínimos. Pero ¿Qué tan baja debería ser la inflación para garantizar el crecimiento? ¿Debería fijarse una meta de inflación de 10%, 5% o 0%? ¿O debería establecerse un rango de inflación donde esta variable pueda fluctuar sin afectar significativamente el crecimiento?

Estas preguntas han sido examinadas en los recientes estudios empíricos, los cuales han centrado su interés en evaluar si efectivamente existe una relación no lineal entre crecimiento e inflación (o, en otras palabras, para tasas bajas de inflación la relación es positiva o nula pero para elevadas tasas la relación revierte a ser negativa). Si tal relación no lineal existiera entre las variables analizadas, cabría la posibilidad de poder estimar los puntos de inflexión o umbrales (*thresholds*) donde el signo de la relación entre las dos variables cambia. A nivel teórico, la posibilidad de tal relación no lineal ha sido sugerida por De Gregorio (1992) y Fischer (1983 y 1993) quienes señalan la existencia de una relación positiva a bajas tasas de inflación y una negativa a tasas muy elevadas. A nivel empírico, Sarel (1996) evaluó la existencia de un cambio estructural en la relación entre crecimiento e inflación para una muestra de 87 países mostrando evidencia de un quiebre significativo a una tasa anual de inflación de 8%. Por encima de este umbral, la inflación presentó un efecto negativo y significativo sobre el crecimiento<sup>2</sup>. Ghosh y Phillips (1998), ampliando la muestra de Sarel (1996), encontraron que el umbral de inflación es 2,5%. Para el caso peruano, Arrieta y Portilla (1999), utilizando la metodología propuesta por Sarel (1996), estiman que el umbral de inflación para el período 1950-1998 asciende a 17,38%, estimador que puede estar influenciado y sesgado por el efecto de las observaciones extremas del período hiperinflacionario acaecido en el Perú entre los años 1987 y 1990. Con una muestra más grande (1920-1999) y utilizando variables de control (como la razón inversión/PBI), Chiang (2000) estima que el umbral de inflación donde se maximiza la probabilidad de crecimiento para la economía peruana alcanza el 4%.

<sup>1</sup> No obstante, las políticas económicas propuestas por los organismos multilaterales están dirigidas a mantener un estricto control sobre la inflación en los países sub-desarrollados con el fin de garantizar la estabilidad macroeconómica y el crecimiento sostenido. En el caso peruano, esta orientación es explícita dado que el Banco Central de Reserva tiene como objetivo garantizar la estabilidad de los precios. (BCRP, 2002).

<sup>2</sup> Bruno y Easterly (1998) sostienen que la relación no – lineal negativa entre inflación y crecimiento, usualmente hallada en los estudios de corte transversal, se presenta solo en bases de datos de alta frecuencia y con observaciones extremas para la inflación. Ellos establecen que para un umbral arbitrario de 40%, la relación entre inflación y crecimiento es negativa.



La insuficiencia de los estudios aplicados a nivel internacional y en el caso peruano radica en los siguientes puntos: En primer lugar, si bien es cierto que se ha reconocido la existencia de una relación no lineal entre crecimiento e inflación, diversas investigaciones han carecido de soporte y consistencia puesto que determinan el umbral de inflación de manera arbitraria o exógena al modelo de estimación. En segundo lugar, los estudios que sí estiman el umbral de inflación no muestran resultados robustos sobre el parámetro puesto que no realizan contraste de hipótesis alguno que indique la significancia de estos parámetros y no cuantifican su grado de incertidumbre ya que no calculan intervalos de confianza estadísticos. En tercer lugar, no analizan si es posible identificar más de un umbral de inflación que determine diferentes quiebres en la relación analizada dado que no efectúan pruebas de especificación funcional a los modelos utilizados. De esta manera, las investigaciones no contemplan la posibilidad de que existan bandas o rangos de inflación determinados por dos o más umbrales en donde se configuren diferentes regímenes para la relación entre crecimiento e inflación. En cuarto lugar, si bien es cierto que los estudios remarcan la existencia de discontinuidades en la relación crecimiento – inflación, no es posible derivar a partir de ellos, métodos que permitan una mejora en la práctica de la política monetaria dado que no brindan herramientas metodológicas para la realización de predicciones de la inflación incorporando el efecto de los umbrales (*efecto threshold*) dentro de esquemas predictivos. En particular, para el caso peruano, la utilización de datos anuales imposibilita que el Banco Central pueda utilizar este tipo de investigaciones como base para el diseño de la política monetaria y la predicción de la inflación en el corto plazo, hitos claves dentro del esquema de *Inflation Targeting* asumido por la autoridad monetaria en el Perú.

Por estas razones, el presente documento re-examina la naturaleza de la relación empírica entre inflación y crecimiento tomando como caso de estudio la economía peruana y como novedad utiliza las técnicas econométricas propuestas por Hansen (1997, 1999 y 2000), las cuales proveen procedimientos apropiados para realizar estimación e inferencia en modelos que incorporan los efectos de umbrales. La hipótesis central a verificar en este trabajo es que existen al menos dos umbrales de inflación asimétricos y significativos, los cuales configuran un rango o banda de inflación donde la relación entre esta variable y el crecimiento se torna positiva o negativa. Se espera que dentro de la banda, la relación entre inflación y crecimiento sea estadísticamente nula y que por encima o debajo de la banda exista un efecto negativo o positivo de la inflación sobre el crecimiento. El planteamiento de esta hipótesis contrasta con las investigaciones anteriores para el caso peruano en donde no se pone a prueba la existencia de múltiples umbrales que pueden afectar la relación entre inflación y crecimiento y no se verifica que el umbral estimado sea significativo para afectar la relación entre estas variables.

Por otro lado, el documento analizará cuál es el efecto de no tener en cuenta la presencia de umbrales para la realización de predicciones de inflación. La hipótesis a verificar es que la no incorporación del efecto *threshold* en las predicciones de inflación de corto plazo para el Perú puede constituirse en un severo error de especificación que puede introducir sesgos sistemáticos en las predicciones que haga la autoridad monetaria sobre esta variable.

Para lograr estos objetivos, en este documento se realizará brevemente, en primer término, una breve revisión teórica para justificar el por qué es posible que exista más de un único umbral de inflación a nivel empírico. En segundo lugar, se presentará el modelo econométrico y la metodología que posibilita estimar los umbrales óptimos de inflación, verificar su significancia estadística y construir intervalos de confianza. Luego, se pasa a describir la base estadística cuyos datos son de periodicidad mensual (dado que este documento busca extraer lecciones para la realización de predicciones de inflación en el corto plazo) desde enero de 1992 hasta junio del 2002. En cuarto lugar, se presentan las estimaciones y, en base a los resultados obtenidos, se mostrará la existencia de relaciones de umbral de carácter asimétrico para el caso peruano. Por último, como aplicación de los resultados para la práctica de la política monetaria, se estimarán modelos predictivos de la inflación<sup>3</sup> que incorporen el efecto *threshold* con el propósito de evaluar su capacidad predictiva fuera de muestra frente a modelos que no consideran este efecto. Las lecciones que pueden extraerse de este ejercicio resultan interesantes para la autoridad monetaria dado que pueden mejorar la capacidad predictiva que tiene sobre la inflación en el corto plazo, lo cual tiene múltiples implicancias para la programación de la política monetaria.

---

<sup>3</sup> Para ello es necesario, como sugieren muchos estudios abocados a este tema, incorporar en estos modelos un estimador de la brecha del producto que se define como la discrepancia entre el producto actual y el potencial. Por esta razón, en este documento se estimará la brecha del producto a partir de un modelo de componentes no observados y mediante el filtro univariado de Hodrick-Prescott.



Se espera con este documento contribuir al debate sobre la relación entre inflación y crecimiento, así como proporcionar una alternativa para mejorar las predicciones sobre la inflación en el Perú.

## 2. Umbrales de inflación asimétricos y crecimiento: Breve discusión teórica

La controversia sobre si efectivamente existe una relación positiva o negativa entre inflación y crecimiento tiene su origen en el viejo debate de la década de 1950 entre estructuralistas y monetaristas. Como señala Mallik y Chowdhury (2001):

*The structuralists believe that inflation is essential for economic growth, whereas the monetarists see inflation as detrimental to economic progress. There are two aspects to this debate: (a) the nature of the relationship if one exists and (b) the direction of causality. Friedman [...] succinctly summarized the inconclusive nature of the relationship between inflation and economic growth as follows: “historically, all possible combinations have occurred: inflation with and without development, no inflation with and without development”. (Mallik y Chowdhury, 2001: 1)*

Como puede notarse, no existe consenso respecto a si la inflación afecta o no al crecimiento económico. Mucha de la literatura teórica que analiza la relación entre estas variables ha estudiado el efecto que tiene la inflación sobre el crecimiento en una situación de equilibrio estacionario (De Gregorio, 1992). Algunos autores como Stockman (1981) sugieren que la inflación reduce la acumulación de capital al elevar los costos de este factor. Otros autores como Friedman (1977) y Fischer (1993) señalan que una alta variabilidad de la inflación puede disminuir la eficiencia económica a través de la generación de costos asociados a las dificultades que tienen los agentes para predecir los precios relativos y efectuar proyectos de inversión de largo plazo con lo cual se afecta negativamente el crecimiento<sup>4</sup>.

Teniendo en cuenta estos argumentos teóricos, se han realizado diversas investigaciones con el propósito de cuantificar el impacto de la inflación sobre el crecimiento de manera lineal pero sus resultados han sido poco concluyentes. Sin embargo, a mediados de la década pasada se inició una corriente de investigación importante que buscó analizar los aspectos no lineales de la relación entre crecimiento e inflación inspirada en la evidencia empírica que reportaba la existencia de asimetrías en la relación entre estas variables (Sarel, 1995; Bruno y Easterly, 1998).

Los resultados de estos estudios fueron relevantes porque mostraron evidencia de que el nexo entre crecimiento e inflación se da a través de umbrales, los cuales determinan regímenes donde la inflación puede afectar positiva o negativamente al crecimiento. Para niveles elevados de inflación, las investigaciones probaron la existencia de un fuerte efecto negativo (principalmente en los países en desarrollo) sobre el crecimiento, pero en situaciones donde los niveles inflacionarios fueron bajos, los estudios señalaron que existe una relación nula o marginalmente positiva. Las estimaciones de los umbrales de inflación varían de acuerdo al carácter y a las muestras estadísticas disponibles para los países analizados<sup>5</sup>. A pesar de la importancia de estas investigaciones para el esclarecimiento de la relación analizada, éstas dejan aún algunas interrogantes.

### 2.1 Múltiples umbrales y bandas de inflación

Si bien es cierto que la literatura sugiere la existencia de una relación no lineal entre inflación y crecimiento debido a la presencia de un umbral de inflación, las investigaciones no han evaluado la posibilidad que existan múltiples umbrales los cuales determinen diversos tipos de relaciones entre estas variables. Por esta razón, la presencia de diversos umbrales podría determinar la existencia de bandas o rangos de inflación en donde la relación entre las variables cambia entre regímenes. Así por ejemplo, como puede apreciarse en el gráfico 1, la

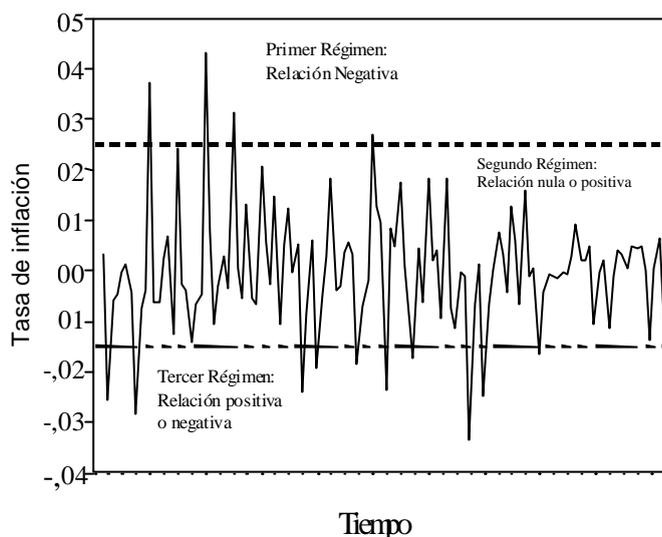
<sup>4</sup> En esta situación, la inflación puede inducir a los agentes a una conducta buscadora de rentas por la cual retiran recursos de actividades productivas para destinarlos a negocios menos afectados por la inflación como aquellos desarrollados en los mercados financieros a través de modernos instrumentos, con el propósito de proteger su poder adquisitivo.

<sup>5</sup> Sarel (1995) por ejemplo, empleando datos para un conjunto de 87 países durante el período 1970 – 1990 y utilizando una metodología de búsqueda de quiebres estructurales, estima que por encima de un umbral de inflación de 8%, la relación entre crecimiento e inflación se torna significativamente negativa y que para tasas menos a este umbral la relación es positiva pero poco significativa. Ghosh y Phillips (1998) muestran que reversiones en la relación entre inflación y crecimiento se alcanzan a tasas del 10%.



presencia de dos umbrales de inflación podría configurar una banda en donde si la inflación se hallara por encima del umbral superior, la relación entre crecimiento e inflación se tornaría marcadamente negativa. Por otro lado, si la inflación se encontrara dentro de la banda, la relación entre las variables podría ser nula y, si la inflación se ubicara por debajo del umbral inferior, cabría la posibilidad de hallar una relación positiva.

**Gráfico 1**  
**Banda de Inflación Hipotética**



Elaboración: Propia.

Detrás de la intuición señalada líneas arriba, existe cierto soporte teórico que da sustento a la idea de la existencia de bandas de inflación. La presencia del primer régimen (tasas de inflación superiores a un umbral máximo) en donde prima un efecto negativo de la inflación sobre el crecimiento halla sustento en trabajos como los de Fischer (1983 y 1993) y De Gregorio (1992). Altas inflaciones pueden generar distorsiones en los precios relativos de una economía por lo cual los agentes económicos no pueden interpretar correctamente la información que se transmite vía los precios. Al estar las señales de precios distorsionadas, se pierde eficiencia puesto que los agentes no asignarán de manera óptima sus recursos, sino que por la incertidumbre se dedicarán a actividades especulativas, dejando de realizar inversiones productivas lo cual genera un menor crecimiento<sup>6</sup>. En este contexto, los agentes que anticipan mejor la inflación tienen ventajas sobre aquellos que no la anticipan oportunamente<sup>7</sup>. Este efecto negativo puede verse reforzado por sistemas impositivos ineficientes que no se corrigen por inflación lo cual “puede llevar a que el retorno real del capital luego de impuestos sea una función decreciente de la tasa de inflación aun si la tasa de retorno antes de impuestos es independiente de la tasa de inflación” (Fischer, 1983: 270).

De otra parte, la presencia de un segundo régimen (tasas de inflación dentro de una banda de umbrales) en donde predomina un efecto nulo o marginalmente positivo de la inflación sobre el crecimiento, tiene sustento si se considera que dentro de determinados umbrales es posible que variaciones menores de la tasa de inflación no

<sup>6</sup> Si el dinero es visto por los agentes como reserva de valor y complemento del capital, una elevación de los precios disminuye el poder de compra del dinero que está siendo utilizado para financiar proyectos de inversión (al incrementarse el costo de mantener el dinero para comprar nuevos bienes de capital) por lo cual disminuye la acumulación de capital y, por tanto, se reduce el crecimiento económico. Este es el conocido *efecto Stockman*. En otras palabras, como sostiene Chiang (2000: 56), “altas inflaciones acortan el horizonte de planeación de los agentes económicos y dado que la inversión es una actividad de mediano y largo plazo, ésta sería postergada en un contexto de incertidumbre por lo que el crecimiento de la economía se vería severamente afectado [...] la inestabilidad de la inflación afecta negativamente la tasa de acumulación de capital por la mayor incertidumbre que ésta provoca sobre el valor presente de los proyectos de inversión”.

<sup>7</sup> Existen otros canales por los cuales la inflación afecta negativamente al crecimiento. De Gregorio (1992), mediante el planteamiento de un modelo de equilibrio general con crecimiento endógeno, demuestra que la inflación afecta el crecimiento a través de su efecto sobre el empleo puesto que la subida de precios incrementa los costos laborales reduciendo la demanda por trabajo de las empresas, lo cual ocasiona que la productividad marginal del capital decrezca generándose una disminución en la tasa de crecimiento.



generen tanta incertidumbre sobre las expectativas de los inversionistas como sí ocurriría en el caso de tener niveles elevados de inflación. Dentro de determinado rango o banda de inflación, los inversionistas recibirían señales correctas a través de los precios relativos no percibiendo riesgo alguno sobre la rentabilidad de sus inversiones. De esta manera, en una situación donde la inflación se mantuviera dentro de determinados umbrales, los agentes económicos no se sentirían amenazados por el efecto corrosivo de la inflación por lo cual no alterarían sus decisiones de inversión, así la tasa de acumulación de capital no se vería afectada por las variaciones de la inflación y por tanto el crecimiento se vería inalterado *ceteris paribus*<sup>8</sup>.

Finalmente, la existencia de un tercer régimen (tasas de inflación inferiores a un umbral mínimo) en donde prima una relación positiva de la inflación sobre el crecimiento puede hallar sustento en trabajos como los de Haslag (1997). En un escenario con muy baja inflación, el dinero (visto como reserva de valor) puede cumplir la función de sustituto para capital por lo que un leve aumento en el nivel de precios iría sucedido por un incremento del ahorro con el fin de mantener la riqueza que esta siendo diluida por el impuesto inflación. Esto ocasionaría una caída en las tasas de interés y aumentaría la acumulación de capital impulsando el crecimiento<sup>9</sup>.

Sin embargo, Krugman (1999) sugiere que tasas bajas de inflación no garantizan un estímulo al crecimiento pues sostiene, tomando como referencia el caso japonés, que tasas decrecientes de inflación pueden llevar al país a una especie de trampa de liquidez donde la deflación y la caída de las tasas de interés a 0% pueden ocasionar un efecto contractivo y significativo sobre el producto. Con tasas nominales de interés nulas, la política monetaria pierde todo efecto para reactivar la actividad agregada. Con una deflación sostenida pueden generarse efectos adversos sobre el crecimiento si ésta sobrepasa cierto límite dado que desincentiva la producción al reducir la rentabilidad de las inversiones (ya que el precio de los bienes tiende a ser cero), lo cual puede provocar un exceso de capacidad instalada severo y un desperdicio de recursos. En un contexto de este tipo, los agentes tienden a dedicarse a actividades especulativas dado que no encuentran rentabilidad en la producción pero la excesiva especulación puede generar “burbujas” especulativas en los mercados financieros que pueden conducir a crisis financieras y bancarias donde se generan grandes pasivos para los inversionistas. De otro lado, el descenso de los precios, con una demanda agregada deprimida, al deteriorar los beneficios de las empresas, induce a que éstas respondan reduciendo salarios y/o empleo. Por otra parte, la deflación eleva los tipos de interés reales, aumentando la ya de por sí elevada deuda de las empresas. De esta manera, el incremento de la carga de la deuda real para los agentes, la depresión de la producción y el consumo, la caída de los precios y las tasas de interés sumado a la ineffectividad de las políticas del gobierno para revertir esta situación, genera lo que denomina Krugman (1999), *la espiral deflacionaria de la muerte* para un país dado que se llega a una situación con deflación y depresión económica<sup>10</sup>.

## 2.2 Hipótesis de trabajo

Recapitulando, puede decirse entonces, en base a lo discutido en la sección anterior, que hay diversos argumentos teóricos que sostienen la idea de la existencia de diversos regímenes donde la relación entre crecimiento e inflación varía de acuerdo a los niveles de esta última variable. Considerar que existe un solo umbral de inflación puede llevar a un error en la estimación de la verdadera relación entre las variables.

<sup>8</sup> En este contexto, la estabilidad de precios dentro de determinados umbrales puede determinar un escenario donde existan medios de pagos sustitutos al dinero por lo que ante un pequeño aumento en el nivel de precios se reducirían las tasas de ahorro de los agentes, hecho que induciría a que éstos economizaran sus balances reales de dinero. La reducción resultante del consumo de bienes se compensaría por un aumento de servicios financieros (que conforman el producto total) puesto que el aumento de la inflación dentro de la banda puede ocasionar un traslado desde la posesión del dinero hacia un aumento de activos de capital (efecto portafolio), lo cual aumenta el precio relativo del capital instalado llevando a mayores tasas de inversión. De esta manera, los efectos tanto favorable como adverso de la inflación se cancelarían manteniéndose el crecimiento económico inalterado. Este posible efecto es conocido en la literatura como la *superneutralidad de Sidrauski* (Arrieta y Portilla, 1999).

<sup>9</sup> Este efecto es conocido en la literatura como el efecto *Mundell – Tobin* (Arrieta y Portilla, 1999). Estudios como los de Mallik y Chowdhury (2001) muestran evidencia empírica que corrobora la existencia de un efecto positivo de la inflación sobre el crecimiento para Bangladesh, India, Pakistan y Sri-Lanka. Lo interesante del estudio es que ninguno de estos países ha sufrido una crisis hiperinflacionaria, habiendo mantenido niveles inflación promedio entre 7 % y 10% durante casi 25 años.

<sup>10</sup> Puede consultarse el artículo de OVIEDO, Luis (1999): *Japón, la depresión económica y la economía mundial* (<http://www.po.org.ar/edm/edm25/japnla.htm>) para mayores detalles sobre la crisis deflacionaria japonesa.



Por este motivo, en este trabajo se plantea la hipótesis de que la relación entre inflación y crecimiento se da a través de varios umbrales de inflación, es decir se plantea la existencia de bandas determinadas por dos o más umbrales en donde se determinan diversos regímenes donde la relación entre crecimiento e inflación tienden a revertirse a medida que la inflación aumenta o disminuye. Desde este punto de vista, inflaciones o deflaciones excesivas (como se ha discutido en la sección anterior) pueden perjudicar el crecimiento, mientras que inflaciones bajas o moderadas podrían no perjudicarlo e incluso facilitarlo. Se tomará como caso de estudio el peruano y, en particular, se evaluará la hipótesis que sostiene la presencia de dos umbrales de inflación que determinan tres regímenes por los cuales se presentan reversiones en la relación empírica entre inflación y crecimiento.

Para probar esta hipótesis se utilizarán las técnicas econométricas propuestas por Hansen (1996, 1999 y 2000), el cual desarrolla métodos para estimar modelos de umbral no lineales de transición directa a partir de los cuales es posible evaluar la significancia estadística de los parámetros y calcular sus intervalos de confianza<sup>11</sup>.

Además como novedad, puesto que puede resultar relevante para la autoridad monetaria del país incorporar en los modelos de predicción de los niveles de inflación el efecto que genera la presencia de los umbrales en las predicciones de corto plazo de esta variable (necesarias para una adecuada programación monetaria consistente con el esquema *Inflation Targeting*), en este documento se evaluará la hipótesis de que las predicciones de la inflación de corto plazo mejoran al incorporar el efecto de umbrales en los modelos predictivos, una vez controladas todas aquellas fuentes de explicación de la variabilidad de la inflación.

No es el propósito de esta investigación mostrar cómo se origina la inflación ni demostrar si es que existe alguna relación de causalidad con el crecimiento económico a nivel teórico. Lo que se pretende en este documento es mostrar que una vez que la inflación se produce, el efecto que esta variable tiene sobre el crecimiento varía de acuerdo al nivel en que se halle la inflación y que la presencia de este fenómeno puede ocasionar sesgos sistemáticos en las predicciones de la inflación si no se adoptan esquemas de predicción que controlen por este efecto.

En la siguiente sección se presentarán una serie de herramientas econométricas que permiten solucionar el problema de la estimación e inferencia en un contexto donde existen múltiples umbrales de inflación y, a su turno, permitirán evaluar la primera hipótesis de esta investigación.

### 3. Un modelo con umbrales de inflación asimétricos. Estimación e inferencia

Las relaciones entre muchas variables económicas se desarrollan con diversos tipos de distorsiones y fricciones. Este hecho puede ser justificado por la presencia de costos de transacción, fallas de información y por la incertidumbre sobre el futuro comportamiento de las variables económicas, lo cual ocasiona que los efectos de una variable sobre otras no se produzcan de manera continua y simétrica<sup>12</sup>. En este contexto, “asumir una relación lineal podría llevar a sobrevalorar y subvalorar la significancia de la relación estadística” (Arrieta y Portilla; 1999: 10). Así, los modelos que incorporan los efectos umbrales<sup>13</sup> en el análisis de la relación entre crecimiento e inflación hallan sustento en la idea que los agentes sólo responden ante cambios relevantes de alguna variable observable y esta respuesta es diferente si estas variaciones son negativas o positivas. De esta forma, en estos modelos el vínculo o nexo entre las variables, como se ha mencionado anteriormente, se da a través de bandas que definen regímenes donde se producen reversiones en las relaciones que existen entre las variables de acuerdo al nivel que alcance la inflación.

<sup>11</sup> Hansen (2000) desarrolla una teoría asintótica, la cual sirve de base para realizar inferencia sobre los umbrales en situaciones donde existen relaciones no lineales entre variables.

<sup>12</sup> La existencia de los umbrales puede deberse a la presencia de costos de transacción, factores psicológicos o problemas de fallos en la información que afectan las respuestas de los agentes. De esta manera, resulta más probable que los agentes respondan a variaciones fuertes de una variable observada y no a pequeñas desviaciones de su equilibrio de largo plazo. Sin embargo, puede darse el caso que exista una relación importante cuando la variable exógena se halla estable bajo ciertos límites, pero una vez que los atraviesa, la relación podría perderse fruto de la distorsión que provocan los desequilibrios bruscos de la variable. Pueden consultarse, por ejemplo, los trabajos de Prakash y Taylor (1997) y Baulch (1997) para hallar una discusión teórica sobre este particular.

<sup>13</sup> Los modelos de umbrales pueden entenderse como una generalización de los modelos con cambio estructural exógeno porque estos buscan endogenizar la presencia de quiebres estructurales en la relación entre la variable dependiente y los regresores. Véase Hansen (1996) para mayores detalles.

### 3.1 Modelo con un solo umbral de inflación

Teniendo en consideración lo mencionado en el apartado anterior, la estructura matemática para analizar la relación entre crecimiento e inflación bajo la presencia de un umbral puede resumirse en la ecuación (1):

$$(1) \quad \Delta y_t = b_0 + b_1 p_t I(p_t \leq \tau_1) + b_2 p_t I(p_t > \tau_1) + \sum_{k=1}^n f_k X_{it} + e_t$$

donde  $\Delta y_t$  es la tasa de crecimiento del PBI real,  $p_t$  es la tasa de inflación,  $\tau_1$  es el nivel umbral de inflación,  $I(p_t \leq \tau_1)$  y  $I(p_t > \tau_1)$  son funciones índice cuyo valor es uno cuando la condición entre paréntesis es verdadera y cero si es falsa, y  $X_t$  es el conjunto de variables de control que incluye el retardo de la tasa de inversión como porcentaje del PBI y la tasa de crecimiento de los términos de intercambio<sup>14</sup>. Las observaciones son divididas en dos regímenes dependiendo de si la inflación se halla por encima o por debajo del umbral  $\tau_1$ . Los dos regímenes quedan definidos por los diferentes coeficientes de regresión  $\beta_1$  y  $\beta_2$ . La identificación de estos parámetros requiere que  $X_t$  posea regresores fijos. El término de error  $e_t$  se asume que está idénticamente distribuido (iid) con medio cero<sup>15</sup> y varianza finita ( $\sigma^2$ ).

#### 3.1.1 Estimación

Si el umbral  $\tau_1$  fuera conocido, el modelo (1) podría ser estimado mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Dado que  $\tau_1$  es desconocido, éste no puede ser estimado utilizando las técnicas convencionales. El método apropiado para estimar el modelo sería el de Mínimos Cuadrados No Lineales (MCNL) pero como  $\tau_1$  entra de manera no lineal y no diferenciable en el modelo, las técnicas convencionales de estimación mediante gradientes son inapropiadas. Por esta razón Chan (1993) y Hansen (1996) sugieren estimar este tipo de modelos a través de la técnica de Mínimos Cuadrados Secuenciales (MCS), la cual se describe como sigue: Para cada valor posible de  $\tau_1$  dentro de determinado intervalo, el modelo (1) es estimado por MCO del cual puede hallarse la suma de errores al cuadrado  $S_1$  que depende de  $\tau_1$ . El estimador de Mínimos Cuadrados para  $\tau_1$  se halla mediante la minimización de la serie concentrada de todas las sumas de errores al cuadrado obtenidas por el método MCS. De aquí que el estimador para  $\tau_1$  sea igual a:

$$(2) \quad \mathbf{g}_1^* = \underset{\mathbf{g}}{\operatorname{argmin}} S_1(\mathbf{g}_1)$$

Una vez calculado el umbral óptimo  $\tau_1^*$ , es posible re-estimar la ecuación (1) para hallar los coeficientes  $\beta_1^*$  ( $\tau_1^*$ ) y  $\phi_1^*$  que dependen del umbral, la suma de errores al cuadrado  $S_1(\tau_1) = e^{**}$  y la varianza residual:

$$(3) \quad \mathbf{s}_1^2 = \frac{1}{n(T-1)} S_1(\mathbf{g}_1^*)$$

Para propósitos empíricos en el presente estudio se selecciona el intervalo de búsqueda entre tasas de inflación de {0%, 0,1%, 0,2%, 0,3%... 10%} puesto que el período de análisis comprende años de media y baja inflación en el Perú (1992 – 2002).

#### 3.1.2 Inferencia

Es importante determinar si el efecto *threshold* efectivamente es estadísticamente significativo. La hipótesis de la no presencia de un umbral de inflación en la ecuación (1) puede ser representada mediante la siguiente restricción lineal.  $H_0: \beta_1 = \beta_2$ . Bajo la hipótesis nula  $H_0$  el umbral  $\tau_1^*$  no está identificado por lo que la

<sup>14</sup> Nótese que  $X_t$  contiene solo las variables más importantes de un gran conjunto de otras variables utilizadas en los numerosos estudios empíricos sobre crecimiento puesto que éstas pasan las pruebas de robustez realizadas por Levine y Renelt (1992).

<sup>15</sup> Según Hansen (1999) el supuesto de errores iid no permite la inclusión de rezagos de la variable dependiente en la matriz  $X_t$ . No resulta claro como extender la generalidad del modelo para abarcar el caso de modelos dinámicos o con errores heteroscedásticos.



clásica prueba de hipótesis no posee una distribución estándar tipo F-Student. Hansen (1996) sugiere utilizar la técnica de remuestreo *bootstrap* de tal manera de simular la distribución asintótica de la prueba de razón de verosimilitud. Bajo la hipótesis nula de ausencia de umbrales la ecuación queda definida como sigue:

$$(4) \quad \Delta y_t = \mathbf{b}_0 + \sum_{k=1}^n \mathbf{f}_k X_{it} + \mathbf{e}_t$$

La ecuación (4) puede ser estimada mediante MCO para calcular la suma de errores al cuadrado  $S_0$ . La prueba de razón de verosimilitud para  $H_0$  esta basada en el siguiente estadístico:

$$(5) \quad F_1 = \frac{S_0 - S_1(\mathbf{g}_1^*)}{\mathbf{s}_1^2}$$

La distribución asintótica de  $F_1$  no es estándar aunque tiende hacia una Chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de regresores del modelo. Desafortunadamente como demuestra Hansen (1999), esta distribución dependerá en general de los momentos de la muestra específica por lo que los valores críticos no pueden ser tabulados. Hansen (1996) demuestra que a partir de un procedimiento de tipo *bootstrap* es posible hallar la función de distribución asintótica de primer orden para  $F_1$ . De esta manera, los *p-values* construídos a partir del *bootstrap* serán asintóticamente válidos. El autor recomienda implementar el re-muestreo de la siguiente manera: Considérese que los regresores en  $X_t$  y la inflación están dados manteniendo sus valores fijos para un número determinado de re-muestreos de tipo *bootstrap*. Tómese la muestra de residuos del modelo (1) como la distribución empírica para usarse en el re-muestreo. Luego, deben extraerse muestras repetidas (con reemplazo) de tamaño “n” de la distribución empírica de los errores y luego usarlas para simular la variable dependiente bajo la hipótesis nula a través de la ecuación (4).

Utilizando la variable dependiente simulada, es necesario estimar la ecuación (1) bajo la hipótesis alternativa y luego calcular el estadístico *bootstrap* de razón de verosimilitud especificado en (5). Repitiendo este proceso un número elevado de veces se obtiene la distribución empírica de  $F_1$ . A partir de la función  $F_1$  es posible calcular el porcentaje de veces que los estadísticos simulados exceden al actual. Este es el estimador *bootstrap* del *p-value* asintótico para  $F_1$  bajo  $H_0$ . La hipótesis nula de ausencia de un umbral de inflación es rechazada sí el *p-value* es menor que el valor crítico deseado (0,1; 0,05 ó 0,01).

### 3.1.3 Distribución asintótica del umbral de inflación y del resto de parámetros del modelo

Cuando la presencia del efecto *threshold* no puede rechazarse ( $\beta_1 = \beta_2$ ), Chan 1993) y Hansen (1999) han demostrado que  $\hat{\gamma}_1^*$  es súper consistente pero su distribución asintótica no es estándar. Hansen (2000) argumenta que la mejor forma de calcular intervalos de confianza para  $\gamma_1$  es construir una región de no rechazo usando el estadístico de razón de verosimilitud (LR). Para evaluar la hipótesis  $H_0: \gamma_1 = \gamma_0$  (siendo  $\gamma_0$  un número arbitrario como por ejemplo cero) el estadístico  $LR_1^{16}$  necesario es:

$$(6) \quad LR_1(\mathbf{g}_1) = \frac{S_1(\mathbf{g}_1) - S_1(\mathbf{g}_1^*)}{\mathbf{s}_1^2}$$

Hansen (1999) demuestra que la distribución de  $LR_1$  es:

$$(7) \quad P(\mathbf{u} \leq x) = (1 - e^{(-x/2)})^2$$

donde  $\mathbf{u}$  es una variable aleatoria. A partir de esta función de distribución es posible calcular intervalos de confianza asintóticos para  $\gamma_1$ . Además, Hansen (1999) también prueba que la expresión (7) puede invertirse para hallar  $f(a) = -2 \log(1 - (1-a)^{0.5})$  de la cual se pueden calcular los valores críticos para un nivel de significancia  $a$ . Por ejemplo, a un nivel del 10% se obtiene un valor crítico de 6,53, al 5% el valor crítico es 7,35% y al 1% el valor crítico es 10,59. La hipótesis  $H_0: \gamma_1 = \gamma_0$  se rechaza a un nivel de significancia de  $a$  si  $LR_1(\gamma_0)$  excede el valor crítico  $f(a)$ .

<sup>16</sup> Nótese que el estadístico en (6) esta evaluando una hipótesis diferente a la del estadístico (5).  $LR_1$  está evaluando que  $H_0: \gamma_1 = \gamma_0$  (por ejemplo  $\gamma_1 = 0$ ) mientras que  $F_1$  evalúa  $H_0: \beta_1 = \beta_2$ .

Finalmente, para hallar el intervalo de confianza correspondiente al umbral de inflación, la región de no rechazo a un nivel de confianza del  $(1-\alpha)$  es el conjunto de valores tal que  $LR_1(\tau_1) = f(\alpha)$ . Es fácil encontrar el intervalo mediante la realización de un gráfico de dispersión de los valores de  $LR_1(\tau_1)$  contra el conjunto de umbrales factibles definido en (3.1.1) y donde luego se traza una línea recta en el valor  $f(\alpha)$ . La intersección del valor  $f(\alpha)$  con la función  $LR_1(\tau_1)$  nos da el intervalo de confianza al nivel  $(1-\alpha)$ .

Para realizar inferencias en el caso del resto de parámetros es posible utilizar las técnicas estándar con el objeto de realizar inferencia estadística dado que Chan (1993) ha demostrado que la distribución de estos coeficientes es asintóticamente normal y que no depende de  $\tau_1$ .

### 3.2 Modelo con múltiples umbrales de inflación

Dado que el modelo (1) presenta solamente un umbral de inflación, es necesario modificarlo para permitir la presencia de varios umbrales. En el caso particular de esta investigación, interesa re-escribir la ecuación (1) de tal manera que se incorpore el efecto de dos umbrales de inflación, lo cual se hace a continuación:

$$(8) \quad \Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 p_t \mathbb{1}(p_t \leq \tau_2) + \beta_2 p_t \mathbb{1}(\tau_2 < p_t \leq \tau_1) + \beta_3 p_t \mathbb{1}(p_t > \tau_1) + \sum_{k=1}^n f_k X_k + e_t$$

donde los umbrales de inflación son ordenados de la siguiente manera:  $\tau_2 < \tau_1$ .

#### 3.2.1 Estimación, determinación del número de umbrales y construcción de los intervalos de confianza

El método de estimación para el segundo umbral de inflación resulta ser una extensión general del método propuesto en (3.1.1) aunque, como sostiene Hansen (1999), el método demandaría realizar un número demasiado alto de regresiones de búsqueda ( $nT^2$ ), lo cual puede ser costoso en términos de tiempo y cómputo. Para evitar esta dificultad, el autor, tomando como base el trabajo de Bai (1997), sugiere utilizar la siguiente estrategia: En una primera etapa, se debe estimar el modelo (1) como se ha sugerido en (3.1.1) calculando la suma de errores al cuadrado siendo  $\tau_1^*$  el primer umbral que minimiza  $S_1(\tau_1)$ . Dado que  $\tau_1^*$  es súper consistente, puede fijarse este valor en (8) y luego estimar, en una segunda etapa,  $\tau_2$  mediante MCS por lo que el estimador bi-etápico de este parámetro será:

$$(9) \quad \mathbf{g}_{2r}^* = \underset{\mathbf{g}}{\operatorname{argmin}} S_2^r(\mathbf{g}_2)$$

donde  $S_2^r(\tau_2) = S(\tau_2, \tau_1^*)$ . Bai (1997) ha demostrado que  $\tau_{2r}^*$  es asintóticamente eficiente pero no  $\tau_1^*$  puesto que este estimador ha sido hallado a partir de un modelo que en principio tiene un error de especificación al ignorar la presencia del segundo umbral. Para mejorar la eficiencia asintótica de  $\tau_1^*$  es necesario, en una tercera etapa, estimar el modelo (8) mediante MCS pero ahora fijando el valor del estimador bi-etápico de  $\tau_2$ . De esta manera el estimador tri-etápico de  $\tau_1$  será:

$$(10) \quad \mathbf{g}_{1r}^* = \underset{\mathbf{g}}{\operatorname{argmin}} S_1^r(\mathbf{g}_1)$$

donde  $S_1^r(\tau_1) = S(\tau_1, \tau_{2r}^*)$ . De otra parte, para evaluar si es que la presencia del segundo umbral es significativa o no, es necesario llevar a cabo otra prueba de razón de verosimilitud para poder discriminar entre un modelo con uno o dos umbrales. El estadístico para evaluar la hipótesis  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3$  es el siguiente:

$$(11) \quad F_2 = \frac{S_1(\mathbf{g}_1^*) - S_2(\mathbf{g}_{2r}^*)}{s_2^2}$$

donde  $s_2^2$  se calcula como en (3) pero reemplazando  $S_1(\tau_1^*)$  por  $S_2^r(\tau_2^*)$ . Para el cálculo de este estadístico es posible utilizar el método de *bootstrap* como el descrito en 3.1.2 con la salvedad de que el modelo que debe utilizarse para simular la variable dependiente ahora es la ecuación (1) bajo la hipótesis nula  $H_0: \tau_1 = \tau_2$ .



Finalmente, ahora se pasa a detallar cómo se pueden construir los intervalos de confianza para los umbrales de inflación  $\{\theta_1, \theta_2\}$ . Dado que Bai (1997) ha demostrado que para el caso de un modelo con múltiples umbrales la distribución del estadístico de razón de verosimilitud se asemeja a la función (7), es posible generalizar la misma estrategia descrita en (3.1.3) para construir los intervalos de confianza de los umbrales de inflación. De esta manera se tiene que:

$$LR_1^r(\mathbf{g}_1) = \frac{S_1^r(\mathbf{g}_1) - S_2^r(\mathbf{g}_{1r}^*)}{s_2^2} \quad \text{y} \quad LR_2^r(\mathbf{g}_2) = \frac{S_2^r(\mathbf{g}_2) - S_2^r(\mathbf{g}_{2r}^*)}{s_2^2}$$

Los intervalos de confianza asintóticos a un nivel de  $(1 - \alpha)\%$  para  $\theta_1$  y  $\theta_2$  son el conjunto de valores tal que  $LR_1^r(\theta_1) = f(\alpha)$  y  $LR_2^r(\theta_2) = f(\alpha)$ .

## 4. Bases de datos y metodología

### 4.1 Los Datos

La base estadística comprende datos mensuales para el Perú desde Enero de 1992 hasta Junio del 2002<sup>17</sup>. De un lado, el interés por este período de tiempo en particular responde al hecho que para el caso peruano las investigaciones anteriores sobre la materia ya han analizado los períodos anteriores bajo una perspectiva de largo plazo, cubriendo inclusive la etapa hiperinflacionaria. De otro lado, para propósitos de esta investigación resulta interesante analizar la relación entre inflación y crecimiento en un período de mayor estabilidad macroeconómica respecto a los anteriores, con el objeto de verificar si es que la evidencia empírica hallada por diversos estudios a nivel internacional sobre la existencia de una relación marcadamente negativa entre crecimiento e inflación (cuando en una economía en particular se han sucedido etapas con elevadas tasas de inflación), se corrobora para el caso peruano. De ser válida esta evidencia, lo que se esperaría es que para el período de análisis escogido no existieran umbrales de inflación significativos y, por tanto, relaciones de umbral dado que dentro de la muestra no existen tasas de inflación extremas en relación al período 1980-1990 (véase Chiang, 2000).

Por otra parte, la preferencia por utilizar datos mensuales responde al interés de esta investigación por vincular el tema de las relaciones de umbral con la práctica de la política monetaria a través de las predicciones de inflación. El uso de datos anuales imposibilita, en la práctica, generar las predicciones de inflación de corto plazo que requiere la autoridad monetaria para llevar a cabo una programación monetaria continua que no afecte el nivel de actividad económica. El uso de datos de mayor frecuencia amplía el campo de análisis y permitirá evaluar si es que el hecho de no considerar los umbrales de inflación en las predicciones de esta variable genera sesgos sistemáticos que pueden inducir a errores de predicción a la autoridad monetaria.

Los datos provienen principalmente de las Notas y Boletines Semanales que el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) emite periódicamente y de los Compendios Estadísticos publicados por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). Las variables seleccionadas para este estudio son: La tasa de crecimiento del PBI en soles constantes de 1994 ( $\gamma_t$ ), la inflación calculada a partir de las variaciones en el índice de precios al consumidor ( $p$ ), la inversión bruta en soles constantes de 1994 como porcentaje del PBI<sup>18</sup> (ratio), la tasa de crecimiento de los términos de intercambio calculada a partir de las variaciones en el índice de términos de intercambio ( $\gamma_{TI}$ ), la variación del tipo de cambio real a doce meses ( $\gamma_{TC}$ ), la tasa de crecimiento del dinero bancario ( $\gamma_{M1}$ ), la tasa de utilización de la capacidad instalada del sector manufacturero (medida en porcentajes, CU) y la desviación estándar del precio internacional del petróleo calculada a partir de las cotizaciones del barril de crudo en los mercados internacionales ( $s_{\text{petróleo}}$ )<sup>19</sup>.

<sup>17</sup> Se considera un período de 10 años como el mínimo necesario para evaluar la relación empírica de largo plazo entre el crecimiento y la inflación. Otro factor que motivó la elección de este período fue la disponibilidad de los datos mensuales a partir del año 1992 publicados oficialmente por el Banco Central de Reserva del Perú.

<sup>18</sup> Dado que los datos de inversión son presentados trimestralmente, se optó por repetir las observaciones que comprenden un trimestre a aquellos meses donde no se tenía observaciones.

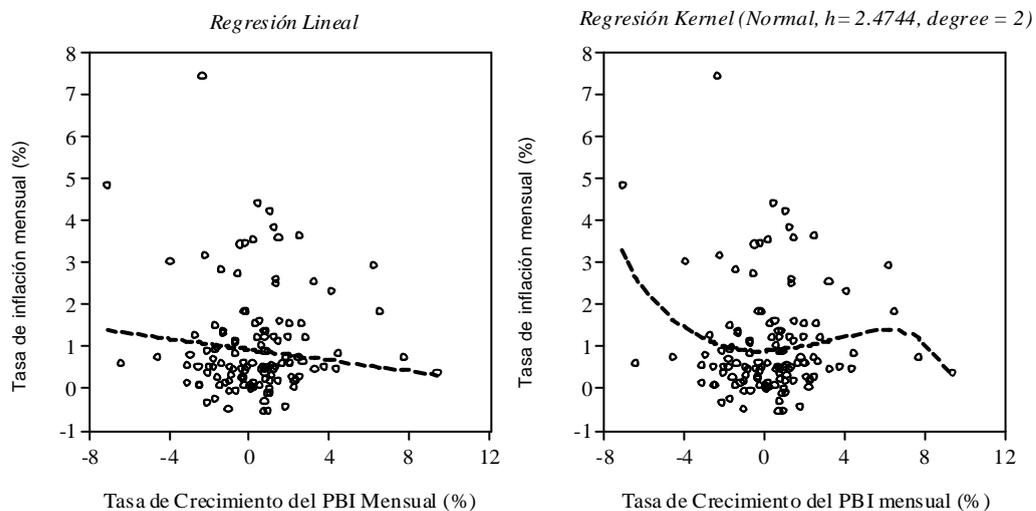
<sup>19</sup> Esta variable fue construida como el logaritmo de la desviación estándar de períodos de serie meses de la serie del precio del barril de crudo según información de la *Energy Information Agency* (EIA).

No se utiliza el logaritmo de la inflación como sugiere Sarel (1995) porque para la muestra analizada, existen tasas de inflación negativas que provocaría que la serie re-calculada tenga muchos valores omitidos lo cual puede introducir sesgos en la estimación de los umbrales. Además, como puede notarse en la Tabla 2A del Anexo A, la serie en niveles es estacionaria como se aprecia en las pruebas ADF y de Phillips & Perron, lo cual señala que no se generará una correlación espúrea entre la tasa de crecimiento e inflación cuando se realicen las estimaciones por la presencia de una raíz unitaria. Por estos motivos no se cree necesario trabajar con el logaritmo de la inflación.

Los estadísticos descriptivos y las pruebas de no estacionariedad de las series se presentan en los Cuadros 1A y 2A del Anexo A. Como puede, notarse en el Cuadro 2A, todas las series son estacionarias en primeras diferencias según las pruebas estadísticas convencionales por lo cual el uso de las variables medidas en cambios porcentuales no distorsiona las estimaciones que se presentan más adelante. Además, aquellas variables como el logaritmo del PBI, la tasa de utilización de la capacidad instalada, etc. son series que son diferencia-estacionarias dado que las pruebas de Zivot & Andrews (1992) rechazan la existencia de series estacionarias con quiebre estructural.

A partir de un análisis preliminar de los datos de crecimiento e inflación de la realidad peruana puede notarse que existe una ligera relación negativa entre ambas variables dentro del período de análisis. Si se observa la primera dispersión ajustado por una regresión lineal en el gráfico 1, se puede apreciar además que, en principio, no habría evidencia de la existencia de múltiples umbrales de inflación.

**Gráfico 2**  
**Relación entre la tasa de crecimiento y la inflación en el Perú**



Elaboración: Propia.

Sin embargo, al utilizar una regresión de tipo *kernel* gauseana para aclarar la tendencia entre las variables puede notarse que existen reversiones en la relación para distintos niveles de inflación como se muestra en la segunda imagen del gráfico 2. Esta evidencia estaría señalando que en el caso peruano existe una relación asimétrica entre la inflación y el crecimiento, a pesar que dentro de la muestra no existen observaciones extremas en los niveles de inflación. Al parecer, la presencia de no linealidad entre estas variables podría darse también en escenarios de mayor estabilidad macroeconómica.



## 4.2 Metodología aplicable al caso peruano

Básicamente, la metodología que se aplicará para la estimación e inferencia sobre los umbrales de inflación para el período 1992-2002 es la propuesta por Hansen (1996 y 1999), la cual ha sido descrita en detalle en la Sección 3. A partir de esta metodología será posible evaluar la hipótesis que sostiene la existencia de dos umbrales de inflación en la economía peruana así como estimar estos parámetros, evaluar su significancia estadística y calcular los intervalos de confianza respectivos con el propósito de cuantificar la incertidumbre asociada a estos coeficientes.

Una vez estimados los umbrales de inflación, se procederá a evaluar si es que, en efecto, la presencia de umbrales introduce sesgos en las predicciones de inflación de corto plazo. Esta verificación se realizará incorporando a una ecuación de predicción de la inflación dos funciones índice. La primera tomará el valor de 1 si es que la inflación está por encima del umbral superior de inflación y cero en otro caso:  $I(p_t > \tau_1)$ . La segunda tomará el valor de 1 si es que la inflación se halla dentro de la banda determinada por los dos umbrales de inflación  $\{\tau_1, \tau_2\}$  y cero si se sucede otro caso:  $I(\tau_2 < p < \tau_1)$ . Las ecuaciones de predicción a utilizarse en este trabajo se derivan de la abundante literatura sobre el tratamiento teórico y empírico de la curva de Phillips<sup>20</sup>. En particular, se tomará el esquema propuesto por López y Misas (1999) para las predicciones de la inflación el cual consiste en estimar una ecuación donde la variable dependiente es la inflación, y los regresores son los retardos de la inflación, la brecha del producto y las variaciones del dinero bancario (M1)<sup>21</sup>. Como variables de control se incluyen: 1) la desviación estándar de los precios del petróleo para controlar por los shocks de oferta que pueda haber sufrido la economía y 2) la variación del tipo de cambio a doce meses para controlar por la variación del precio de la moneda en dólares.

La estimación de la brecha del producto (definida como la discrepancia entre el producto observado y el potencial<sup>22</sup>) se llevará a cabo mediante una simplificación del método de componentes no observados sugerido por Gerlach y Smets (1997) y Kichian (1999), con el propósito de incorporar información sobre la estructura económica del país al introducir la tasa de utilización de la capacidad instalada como un componente que explica la dinámica del producto potencial. La necesidad de incorporar la brecha del producto en la estimación de la ecuación de inflación radica en los recientes desarrollos sobre la curva de Phillips, los cuales consideran a este indicador como una de las mejores herramientas para predecir la dinámica inflacionaria<sup>23</sup>. Sin embargo, se estimará también la brecha del producto por medio del filtro univariado de Hodrick y Prescott con el propósito de comparar cuál de las dos medidas de la brecha resulta ser la mejor para la predicción de la inflación. Una vez especificada la ecuación de predicción de la inflación, el siguiente paso será evaluar si ésta presenta algunos errores de especificación mediante la prueba Ramsey – Reset. De corroborarse la presencia de algún error de especificación se procederá a incluir las funciones índices como regresores y contrastar la hipótesis de que estos parámetros son estadísticamente nulos. De lo contrario, se probará que la presencia de umbrales de inflación afecta significativamente las predicciones de inflación. A continuación se pasa de discutir los resultados de la aplicación de esta metodología al caso peruano.

<sup>20</sup> Pueden consultarse al respecto los trabajos de Goodfriend y Robert (1997) y Gordon (1997) sobre el particular.

<sup>21</sup> Esta forma reducida puede derivarse a partir de modelos de equilibrio general dinámicos nekeynesianos con agentes optimizadores, los cuales incorporan microfundamentos para dar sustento a las relaciones macroeconómicas clave que se producen en una economía. Véase Goodfriend y Robert (1997).

<sup>22</sup> El producto potencial puede entenderse como el componente permanente del producto o el nivel de producción que se alcanzaría si se diera una utilización normal de los factores productivos. Debe entenderse por normal aquel nivel que no excede a la tasa natural de desempleo de los factores ni al nivel medio de productividad del capital. Bajo esta definición es perfectamente factible que la producción efectiva sobrepase su nivel potencial (o sea, que se produzca una brecha del producto positiva) si las condiciones de mercado cambian de tal forma que los factores que permanecían desempleados entran al mercado, provocando que el producto se eleve por encima de su nivel potencial. Otra manera de entender el producto potencial es como aquel nivel máximo de producción que no genera presiones inflacionarias o más precisamente “el punto de balance entre mayor producción y estabilidad de precios” (Okun, 1970).

<sup>23</sup> En el Anexo 2 se detalla brevemente las razones que sostienen esta afirmación y se detalla el método para calcular la brecha del producto bajo el esquema de componentes no observados.



## 5. Resultados

### 5.1 Evaluación de la existencia de los múltiples umbrales de inflación

El primer paso a seguir es evaluar si existe evidencia del efecto *threshold* en la relación entre crecimiento e inflación dentro de la muestra seleccionada. Para ello, es necesario utilizar los estadísticos de razón de verosimilitud  $F_1$  y  $F_2$ , presentados en la Sección 3, con los cuales es posible determinar el número de umbrales óptimos de inflación. Los resultados del contraste de hipótesis pueden apreciarse en el cuadro 1.

**Cuadro1**  
**Pruebas para evaluar la existencia de umbrales de inflación**

<i>Modelo con un sólo umbral</i>	
F1	80,5026
Bootstrap p-value	0,00520
Valores Críticos (10%, 5%, 1%)	(23,21; 31,10; 65,64)
<i>Modelo con dos umbrales</i>	
F2	14,4392
Bootsprtra p-value	0,12440
Valores Críticos (10%, 5%, 1%)	(16,58; 23,22; 40,97)

p-value asintóticos y valores críticos computados a partir de 5 000 replicaciones de tipo bootstrap siguiendo el procedimiento propuesto por Hansen (1999).

Fuente: Las estimaciones realizadas.

Elaboración: Propia.

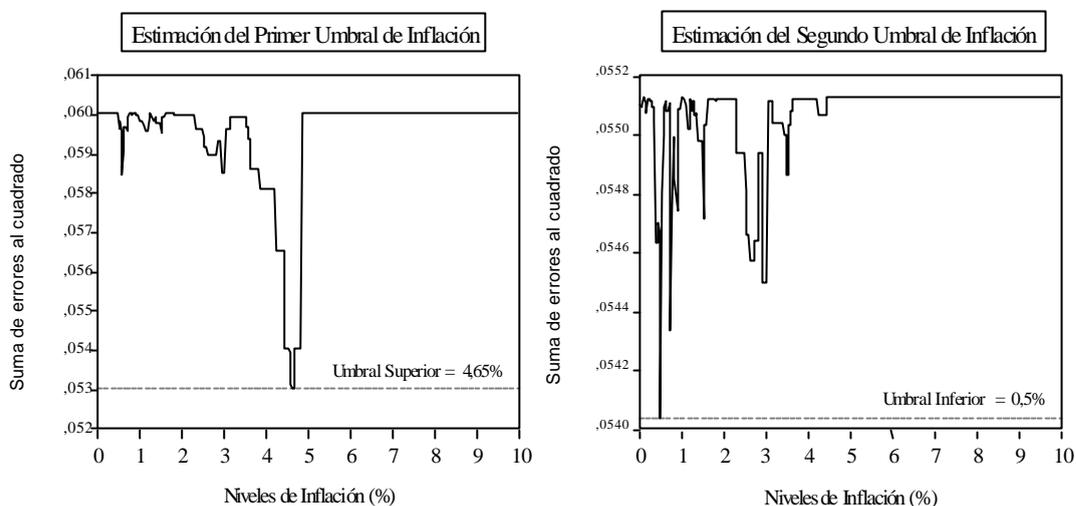
Puede notarse que la prueba  $F_1$  que evalúa si existe un solo umbral en la relación entre crecimiento e inflación es altamente significativa con un *p-value* de 0,00052. De otro lado, la prueba  $F_2$  es menos significativa pues su *p-value* es de 0,124 por lo que la presencia de un segundo umbral de inflación puede aceptarse con un nivel de confianza del 88%. Por lo tanto, se concluye que existe clara evidencia que sostiene la presencia de umbrales de inflación en la relación entre crecimiento e inflación, aunque debe reconocerse que para el caso del umbral inferior la confianza estadística es menos robusta. Sin embargo, dada la menor significancia del estadístico  $F_2$ , queda claro que existe escasa evidencia de la presencia de un tercer umbral de inflación en el caso peruano<sup>24</sup>.

Ya que la presencia de dos umbrales en la relación entre crecimiento e inflación es válida para el caso peruano durante el período de análisis, se procedió a estimar dichos parámetros mediante el método de Mínimos Cuadrados Secuenciales. Según el criterio de minimización de la suma de errores al cuadrado, se ha estimado en tres etapas el modelo de umbrales descrito en (8) calculándose que el umbral superior e inferior de inflación es 4,65% y 0,5% mensual respectivamente como puede apreciarse en el gráfico 3. Ambos umbrales definen una banda donde la relación entre crecimiento e inflación tiende a revertirse según los resultados de la estimación en tres etapas del modelo que se presentan en el cuadro 2. SUP\_INFLA es una variable que captura el efecto de la inflación sobre el crecimiento cuando la inflación se halla por encima del umbral superior de inflación, MED\_INFLA captura el efecto de la relación entre las variables cuando la inflación se encuentra dentro de la banda y INF\_INFLA recoge el efecto de la inflación cuando aquella está por debajo del umbral inferior.

<sup>24</sup> El cálculo del *p-value* para el estadístico  $F_3$  arrojó un valor de 0,783.



**Gráfico 3**  
**Suma de errores al cuadrado como función de los umbrales de inflación**



Elaboración: Propia

**Cuadro 2**  
**Estimación del modelo con doble umbral de inflación**

<b>Variables</b>	<b>Parámetros</b>	<b>t - stat</b>
Constante	0,0010	( 0,3930 )
SUP_INFLA	-1,4982	( 3,3473 ) ***
MED_INFLA	0,1922	( 1,0599 )
INF_INFLA	1,8265	( 1,6735 ) *
?RATIO (t-1)	0,1234	( 3,2621 ) ***
?TI (t-1)	-0,1462	( 1,6940 ) *
Observaciones		123
R cuadrado ajustado		0,1609
Suma de errores al cuadrado		0,0530
D-W		2,6064
P (F-stat)		0,0001

t-estadísticos en valor absoluto entre paréntesis. \*\*\* significativa al 1%,

\*\* significativa al 5%, \* significativa al 10%.

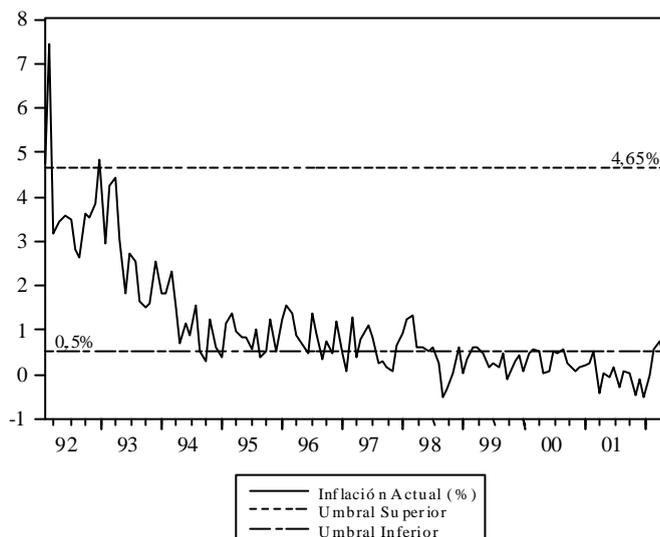
Fuente: Las estimaciones realizadas.

Elaboración : Propia.

Como era de esperarse, las hipótesis planteadas en la Sección 2 de este documento son validadas con esta evidencia puesto que a niveles por debajo del umbral inferior, la relación entre crecimiento e inflación es positiva al 90% de confianza, para niveles de inflación dentro de la banda de umbrales la relación no es estadísticamente significativa aunque muestra el signo esperado y, para niveles de inflación por encima del

umbral máximo la relación es negativa y significativa<sup>25</sup>. Una representación gráfica de la banda de umbrales puede apreciarse en el gráfico 4.

**Gráfico 4**  
**Inflación y umbrales estimados,**  
**Perú: 1992 – 2002**



Elaboración: Propia.

## 5.2 Incertidumbre sobre los umbrales de inflación: Estimación de los intervalos de confianza

El siguiente paso a llevarse a cabo es evaluar qué tan precisos son los estimadores de los umbrales de inflación hallados en este documento. Para responder a esta pregunta, es necesario el cálculo de una región de confianza alrededor de los umbrales pues, mientras que la presencia del efecto *threshold* en la relación entre inflación y crecimiento es válida para el caso peruano, el nivel preciso de los umbrales de inflación aún es debatible. En verdad, como se ha discutido anteriormente, si se tienen en cuenta los estudios previos de Arrieta y Portilla (1999) y Chiang (2000) para el caso peruano, el rango donde podrían hallarse los umbrales de inflación va desde el 4% hasta el 17,65% anual. Si los intervalos de confianza mostraran que los umbrales estimados no son estadísticamente diferentes de un gran número de otros potenciales umbrales, entonces se tendría una gran incertidumbre sobre las estimaciones puntuales de estos parámetros. En caso contrario, intervalos de confianza pequeños señalarían que las estimaciones presentadas en este documento son efectivamente precisas.

Para dar respuesta a este conjunto de interrogantes y siguiendo la metodología de cálculo detalla en la Sección 3, se realizó una prueba de razón de verosimilitud para evaluar la significancia estadística de los umbrales de inflación estimados y luego se calcularon los intervalos de confianza para estos parámetros. Los estimadores de los umbrales de inflación, las pruebas de significancia de estos parámetros y sus respectivos intervalos de confianza asintóticos al 95% y 99% son reportados en el cuadro 3.

<sup>25</sup> El rezago de la tasa de inversión como proporción del PBI muestra el signo positivo esperado y es significativo para explicar la tasa de crecimiento. Por otro lado, las variaciones en los términos de intercambio, que busca controlar por el efecto de los shocks externos sobre la economía peruana, presenta el signo negativo esperado siendo también una variable significativa al 90% de confianza.



**Cuadro 3**  
**Umbrales de inflación y sus intervalos de confianza**

	Parámetros	LR	95% Intervalo Confianza	99% Intervalo Confianza
$\pi^1$	4,650%	97,047 ***	[ 4,625%    4,725% ]	[ 4,60%    4,75% ]
$\pi^2$	0,5%	14,439 ***	[ 0,475%    0,55% ]	[ 0,40%    0,575% ]

Valores Críticos del estadístico LR al 10%, 5% y 1% : 6,53; 7,35 y 10,59 reportados en Hansen (1999).

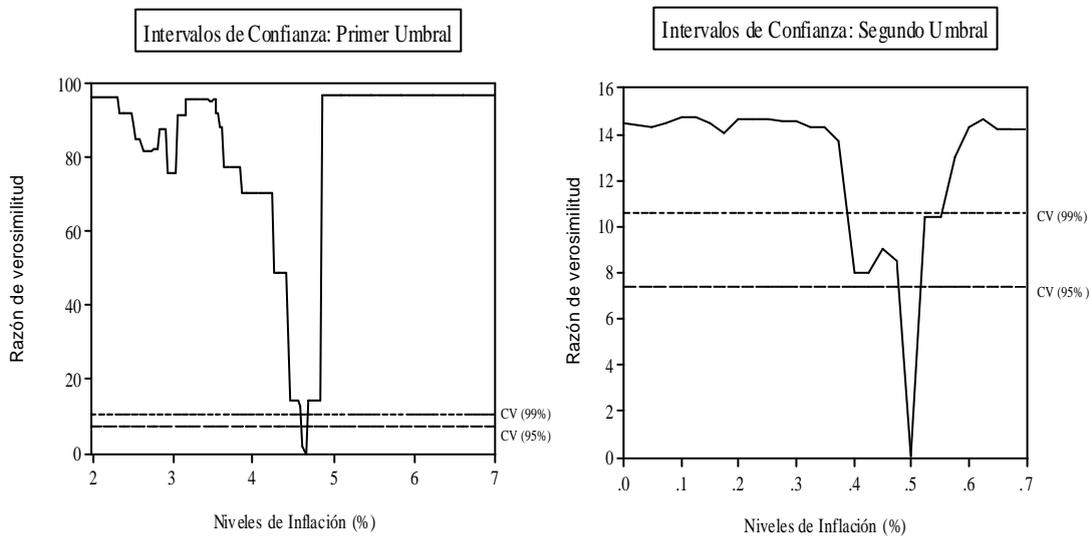
\*\*\* significativa al 1%, \*\* significativa al 5%, \* significativa al 10%.

Fuente: Las estimaciones realizadas.

Elaboración: Propia.

Como puede notarse, los umbrales de inflación son estadísticamente significativos con unos intervalos de confianza reducidos y muy ceñidos a los estimadores puntuales, lo cual señala que existe poca incertidumbre sobre el valor de estos parámetros. En el gráfico 5 puede observarse las funciones concentradas de razón de verosimilitud  $LR^r_1(\pi_1)$  y  $LR^r_2(\pi_2)$  (correspondientes a los estimadores asintóticamente eficientes de  $\pi_1$  y  $\pi_2$ ) a partir de las cuales se han calculado los intervalos de confianza para los umbrales de inflación siguiendo la metodología de Hansen (1999). Los estimadores puntuales de los umbrales de inflación son los valores de  $\pi_1$  y  $\pi_2$  donde las funciones  $LR^r_1(\pi_1)$  y  $LR^r_2(\pi_2)$  alcanzan el valor de cero en el eje de las abscisas. Los intervalos de confianza al 95% y 99% son hallados cuando los valores críticos al 5% y 1% de confianza (7,53 y 10,39, véase Hansen, 1999) interceptan las funciones de razón de verosimilitud.

**Gráfico 5**  
**Construcción de los intervalos de confianza para el modelo con doble umbral de inflación**



Elaboración: Propia.

### 5.3 Relación de umbrales y su efecto sobre las predicciones de inflación

Habiendo verificado la presencia significativa de umbrales en la relación entre crecimiento e inflación, es necesario evaluar si es que este hecho tiene repercusiones para la práctica de la programación monetaria a través de su efecto sobre las predicciones de inflación, dado que la presencia de umbrales puede ser un factor relevante para explicar el comportamiento de la inflación a corto plazo. En este contexto, el no considerar las reversiones en la relación entre la inflación y crecimiento durante un determinado horizonte temporal de análisis podría ocasionar sesgos sistemáticos en las predicciones de las tasas inflacionarias, hecho que podría inducir al error a la autoridad monetaria cuando lleve a cabo medidas para evitar desequilibrios macroeconómicos.

Para este propósito y siguiendo los lineamientos planteados por López y Misas (1999), se analiza el efecto de las relaciones de umbral en las predicciones de inflación a través de un modelo ampliado de predicción de inflación. La ecuación lineal básica<sup>26</sup> que no considera el efecto de umbrales es la siguiente:

$$(12) \quad p_t = c_0 + \sum_{i=1}^L f_i p_{t-i} + \sum_{i=1}^L a_i \text{GAP}_{t-i} + \sum_{i=1}^L a_i \Delta M1_{t-i} + I_1 s_{(\text{Petróleo})t} + I_2 \Delta \text{TC}_t + e_t$$

Los regresores de esta ecuación son las variables más utilizadas en los estudios empíricos. Como se mencionó en la sección 4.1,  $p$  es el nivel de inflación, GAP es la brecha del producto estimado a partir del método de componentes no observados o el filtro univariado de Hodrick y Prescott<sup>27</sup>,  $\Delta M1$  es la variación del de dinero bancario,  $s_{(\text{petróleo})}$  es la desviación estándar del precio del barril de petróleo para controlar por los shocks de oferta internacionales y  $\Delta \text{TC}$  es la variación del tipo de cambio real a doce meses para controlar por el efecto de la devaluación del dólar. La inclusión de la brecha del producto, entendida como la discrepancia del producto observado con su nivel potencial, responde al hecho que es un buen indicador de las presiones inflacionarias como consecuencia de la interacción entre las fuerzas de la oferta y la demanda agregada<sup>28</sup> (Kichian, 1999).

La estrategia para lograr evaluar si las relaciones de umbral entre crecimiento e inflación influyen en las predicciones de esta última variable consiste en la inclusión en la ecuación (12) de funciones índice cuyo valor sea uno si la inflación sobrepasa el umbral máximo o si la inflación se halla dentro de la banda. Estas funciones son  $I(p_t > ?_1)$  y  $I(?_2 < p_t = ?_1)$  y, al igual que aquellas funciones descritas en la Sección 3.1 dependen de los umbrales estimados. Se presenta en este documento la estimación de tres modelos de predicción de inflación para el período 1992:01 – 2001:06<sup>29</sup>. En primer lugar, se estimó la ecuación (12) sin el efecto *threshold* (Modelo 3) hallándose que presenta un nivel de ajuste aceptable y algunos parámetros significativos con los signos

<sup>26</sup> Como se mencionó anteriormente, esta ecuación de tipo lineal es la forma reducida de la Curva de Phillips ampliada por expectativas, la cual puede derivarse a partir de un modelo canónico IS – LM neo-keynesiano con microfundamentos para la competencia imperfecta, las rigideces nominales y la no neutralidad monetaria como demuestran Goodfriend y Robert (1997). Este modelo forma parte de lo se conoce en la literatura como *La Nueva Síntesis Neoclásica*. La forma ampliada de esta ecuación deriva de la basta literatura sobre el particular como señalan López y Misas (1999).

<sup>27</sup> Véase el Anexo B para una breve presentación del método de componentes no observados. La estimación de la brecha a partir del filtro de Hodrick y Prescott responde al propósito de comparar cuál es el método que arroja el mejor estimador de la brecha del producto para predecir la inflación.

<sup>28</sup> “La utilización de la brecha del producto como indicador de las presiones inflacionarias se basa en la teoría de los ciclos económicos, la cual predice que los cambios en los precios y salarios de la economía a lo largo del ciclo están influenciados por el nivel relativo del producto real, es decir por la relación entre la oferta y la demanda agregada. Entonces, si [se asume] una situación en donde la brecha de producto es cero, la aparición de un shock nominal positivo sobre la demanda agregada producirá una aceleración de ésta por encima de la oferta agregada. Esta situación ocasionará que se tienda a incrementar el nivel de producción real para satisfacer dicho exceso de demanda, lo cual a su vez implicará cierta escasez relativa de algunos factores de producción. Será necesario entonces que el precio de dichos factores (en especial de la mano de obra) se incremente para que aquellos que se mantenían al margen de la actividad económica se incorporen al proceso productivo. Simultáneamente, en el mercado de bienes y servicios, el exceso de demanda será neutralizado progresivamente mediante el incremento de precios, hasta desaparecer de manera definitiva. Ambos efectos descritos, el incremento del precio de los factores y, de los bienes y servicios, son los que ocasionarán presiones inflacionarias. De esta manera, si la autoridad monetaria se encuentra comprometida a la estabilidad de precios, como objetivo último de política monetaria, buscará contrarrestar dichas expansiones del producto efectivo que ocasionan presiones inflacionarias mediante la política monetaria. Más aún, la autoridad monetaria tendrá especial interés en encontrar variables que le permitan realizar predicciones precisas y confiables de los niveles inflacionarios futuros, de modo que pueda guiar con antelación su política hacia su objetivo de inflación” (Caro y Chávez, 2001: 6).

<sup>29</sup> Se dejan de lado las observaciones entre los meses 2001:07 – 2002:06 puesto que luego en este documento se utilizarán estas observaciones para realizar predicciones de inflación fuera de muestra con el propósito de evaluar la capacidad predictiva de los modelos propuestos.



esperados<sup>30</sup>. Sin embargo, a partir del análisis de los residuos puede notarse que éstos no son bien comportados dado que, según la prueba de autocorrelación de Lung-Box ( $Q_1$ ), existe evidencia de correlación serial para varios rezagos (véase cuadro 4).

**Cuadro 4**  
**Resultados del análisis de los residuos de los modelos predictivos de inflación propuestos**

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Q(1)	0,050	1,992	0,158
Q(2)	1,862	2,081	0,213
Q(7)	4,202	12,213 *	10,278
Q(15)	8,671	24,632 **	27,191 **
Q(30)	0,433	55,069 ***	66,374 ***
Q <sub>2</sub> (1)	0,050	0,677	1,438
Q <sub>2</sub> (2)	1,862	21,994 ***	23,771 ***
Q <sub>2</sub> (7)	4,202	28,405 ***	28,032 ***
Q <sub>2</sub> (15)	8,671	30,412 ***	29,521 ***
Q <sub>2</sub> (30)	30,637	49,988 ***	45,678 ***
ARCH(1)	0,048	0,654	1,394
ARCH(2)	1,797	20,515 ***	22,053 ***
ARCH(3)	2,858	20,545 ***	22,105 ***
ARCH(4)	2,616	22,054 ***	22,486 ***
ARCH(10)	8,706	29,228 ***	11,875
J-B	3,594	6,617 **	2,556

Q(i) es el estadístico Lung-Box para los residuos estandarizados para el rezago "i"

Q<sub>2</sub>(i) es el estadístico Lung-Box para los residuos estandarizados al cuadrado. ARCH(i)

es el estadístico LM de Engle (1982) para evaluar la presencia de heteroscedasticidad

condicional autoregresiva de orden "i". J-B es el estadístico de Jarque - Bera para

evaluar normalidad.

Fuente: Las estimaciones realizadas.

Elaboración: Propia.

Por otro lado, la prueba de Lung – Box para los residuos al cuadrado ( $Q_2$ ) y la prueba LM de Engle (1982) para evaluar la presencia de efectos ARCH señalan que hay evidencia de un proceso de heteroscedasticidad condicional autorregresivo complejo en esta serie. Además, la prueba Ramsey – Reset muestra que existe un error de especificación en este modelo pues el estadístico Chi – cuadrado es altamente significativo (7.159367 con  $p$ -value de 0,027885 al incluir en el modelo los valores predichos de la variable dependiente al cuadrado y al cubo). Frente a los problemas que presenta el Modelo 3, se optó por estimar un segundo modelo (Modelo 2) que es una versión ampliada de la ecuación (12) para incorporar el efecto *threshold*. Como puede apreciarse en el Cuadro 5, este modelo presenta un mayor ajuste y parámetros significativos con los signos esperados. El efecto *threshold* incorporado en este modelo también resulta ser relevante dado que los parámetros de las funciones índices son significativos tanto de manera individual como conjunta<sup>31</sup>. Sin embargo, este modelo también presenta el problema de residuos heteroscedásticos con distribución no estándar (dado que el estadístico Jarque – Bera es significativo), lo cual motiva controlar por el efecto ARCH para mejorar la especificación. Esto se lleva a cabo mediante la estimación de un modelo (Modelo 1), el cual amplía la versión anterior para incorporar una

<sup>30</sup> El número de rezagos óptimo fue calculado a partir de la comparación de los estadísticos de Schwarz para un conjunto de modelos cuyo número de rezagos comprendían valores desde veinte hasta dos.

<sup>31</sup> La prueba de Wald para evaluar la significancia conjunta de estos parámetros arrojó un valor de 30,24557 con un  $p$ -value de 0,000.

estructura EGARCH (2,2) de respuesta asimétrica que explique la varianza de los residuos<sup>32</sup>. La especificación del Modelo 1 se presenta a continuación:

*Ecuación de la Media*

$$(13) p_t = c_0 + \sum_{i=1}^L f_i p_{t-i} + \sum_{i=1}^L a_i GAP_{t-i} + \sum_{i=1}^L a_i M I_{t-i} + \beta_1 s_{(Petróleo)_t} + \beta_2 TC_t + \beta_1 Alta_t + \beta_2 Media_t + e_t$$

*Ecuación de la Varianza EGARCH (2,2):*

$$\log(s_t^2) = a + \beta_1 \log(s_{t-1}^2) + \beta_2 \log(s_{t-2}^2) + d_1 |z_{t-1}| + \beta_1 z_{t-1} + d_2 |z_{t-2}| + \beta_2 z_{t-2}$$

donde se define que:  $|z_{t-i}| = \left| \frac{e_{t-i}}{s_{t-i}} \right|$ ,  $z_{t-i} = \frac{e_{t-i}}{s_{t-i}}$ ,  $Alta = I(p_t > \beta_1)$ ,  $Media = I(\beta_2 < p_t \leq \beta_1)$ ,  $EGARCH_t = \log(s_{t-i}^2)$

Los resultados de la estimación del Modelo 1, presentados en el cuadro 5, muestran que este modelo se ajusta mejor a los datos dado que los criterios de Akaike y Schwarz para esta especificación presentan los menores valores respecto a los modelos previos<sup>33</sup>. Los parámetros de la ecuación de la media de la inflación son significativos y muestran los signos esperados. Los rezagos de la brecha del producto son positivos señalando que a mayor sea la discrepancia entre el producto observado y el potencial se generarán mayores presiones inflacionarias. Los rezagos de las variaciones del dinero bancario, las variaciones del tipo de cambio a doce meses (que recoge el efecto de la volatilidad cambiaria), así como los shocks de oferta (que son controlados por la desviación estándar de los precios del crudo) también provocarían presiones para el alza de los precios. Además, de los resultados resalta el hecho que el efecto *threshold* es altamente significativo de manera conjunta también en esta especificación<sup>34</sup>. De esta manera, el efecto umbral producido por el hecho de que la inflación se ubique por encima de la banda acrecienta el nivel inflacionario, teniendo aquel un efecto negativo sobre el crecimiento económico. Mientras que, por otro lado, si la inflación se halla dentro de la banda de inflación, el efecto resulta ser negativo lo cual es favorable para la economía pues en esta situación las presiones inflacionarias tienden a la baja sin afectar el crecimiento.

Por otro lado, al analizar la ecuación de la varianza del modelo puede apreciarse que los parámetros que recogen el efecto persistencia ( $\beta_i$ ) y los que captan el efecto asimetría ( $d_i$ ,  $\beta_i$ ) de los *shocks* son altamente significativos corroborando que la especificación EGARCH para modelar la varianza de la inflación es adecuada.

<sup>32</sup> Se optó por esta especificación luego de realizar múltiples pruebas de especificación a través de los criterios de Akaike y Schwarz hallándose que la forma EGARCH sugerida por Nelson (1992) era la más adecuada. Esta elección resultaría ser correcta si se tiene en cuenta la complejidad de la estructura ARCH mostrada por las pruebas LM (véase el cuadro 5) para los Modelos 2 y 3 y por la evidencia de que ante shocks estocásticos, se presentan respuesta asimétricas en las variables según puede deducirse de las correlaciones cruzadas de los residuos estandarizados (las cuales se encuentran a disposición del autor) y las pruebas de Lung – Box para los residuos al cuadrado del Modelo 2. Por otro lado, debe mencionarse que la prueba de razón de verosimilitud para evaluar la especificación propuesta contra un modelo simétrico GARCH(2,2) rechazó este último modelo (el estadístico Chi-Cuadrado obtenido fue de 21,5452 con  $p-value = 0,000$ ). Por lo tanto, las pruebas estadísticas llevan a aceptar la estructura EGARCH.

<sup>33</sup> Se realizaron contrastes mediante la prueba de razón de verosimilitud para verificar si los Modelos 2 y 3 resultan ser mejores especificaciones respecto al modelo 1. Los resultados rechazan las especificaciones 2 y 3 dado que las pruebas mostraron los valores de 97,6 con  $p-value = 0,000$  y 65,7 con  $p-value$  de 0,000 respectivamente.

<sup>34</sup> La prueba de Wald para evaluar la significancia conjunta de los parámetros arrojó el valor de 3285,662 con  $p-value = 0,000$ .



**Cuadro 5**  
**Resultados de la estimación de los modelos de predicción de la inflación**

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
Variables	Parámetros	z - est	Parámetros	t - est	Parámetros	t - est
Constante	0,0013	( 7,152 ) ***	0,0005	( 0,355 )	-0,0034	( 2,428 ) **
GAP (t-1)	0,0368	( 8,351 ) ***	0,0702	( 1,725 ) *	0,1501	( 3,490 ) ***
GAP (t-2)	0,0397	( 9,601 ) ***	-0,0005	( 0,010 )	0,0678	( 1,404 )
GAP (t-3)	0,0639	( 13,831 ) ***	0,0329	( 0,689 )	0,1294	( 2,543 ) **
GAP (t-4)	0,0758	( 17,453 ) ***	0,0512	( 1,207 )	0,0926	( 1,946 ) *
GAP (t-5)	0,0511	( 13,620 ) ***	0,0571	( 1,478 )	0,0950	( 2,217 ) **
p (t-1)	0,3050	( 24,620 ) ***	0,3554	( 3,924 ) ***	0,4881	( 4,916 ) ***
p (t-2)	-0,0616	( 4,113 ) ***	-0,0965	( 0,987 )	-0,1500	( 1,347 )
p (t-3)	0,1066	( 6,943 ) ***	0,2910	( 3,181 ) ***	0,4245	( 4,224 ) ***
p (t-4)	0,1378	( 11,333 ) ***	0,0928	( 1,206 )	0,0356	( 0,411 )
p (t-5)	0,1074	( 11,209 ) ***	0,0376	( 0,563 )	0,0384	( 0,504 )
?M1 (t-1)	0,0486	( 25,000 ) ***	0,0426	( 2,640 ) ***	0,0541	( 2,980 ) ***
?M1 (t-2)	0,0010	( 0,415 )	-0,0067	( 0,405 )	-0,0074	( 0,387 )
?M1 (t-3)	0,0176	( 7,467 ) ***	0,0279	( 1,679 ) *	0,0335	( 1,760 ) *
?M1 (t-4)	0,0201	( 7,687 ) ***	0,0128	( 0,728 )	0,0151	( 0,765 )
?M1 (t-5)	-0,0254	( 11,919 ) ***	-0,0129	( 0,767 )	-0,0119	( 0,617 )
s (petróleo)	0,0018	( 25,178 ) ***	0,0016	( 2,488 ) **	0,0019	( 2,602 ) **
?TC	0,0201	( 24,694 ) ***	0,0213	( 3,574 ) ***	0,0171	( 2,533 ) **
I (p > ? <sub>1</sub> )	0,0287	( 9,572 ) ***	-0,0046	( 4,787 ) ***		
I (? <sub>2</sub> < p = ? <sub>1</sub> )	-0,0050	( 56,992 ) ***	0,0150	( 3,331 ) ***		
<b>Ecuación de la Varianza</b>						
Constante	-4,270098	( 6,159 ) ***				
Z <sub>t-1</sub>	0,098477	( 0,487 )				
Z <sub>t-1</sub>	0,677072	( 8,708 ) ***				
Z <sub>t-2</sub>	2,475272	( 11,231 ) ***				
Z <sub>t-2</sub>	-0,407567	( 2,323 ) **				
EGARCH (1)	0,30611	( 5,081 ) ***				
EGARCH (2)	0,523918	( 9,662 ) ***				
Método	FIML		MCO		MCO	
Observaciones	108		108		108	
R-cuadrado ajustado	0,880		0,877		0,830	
AIC	-8,621		-8,142		-7,884	
SBC	-7,950		-7,646		-7,437	
DW	1,757		1,724		1,919	
Prob (F-Estadístico)	0,000		0,000		0,000	
Log-likelihood	492,526		459,682		443,729	

En el Modelo 1, los z-estadísticos son computados a partir de la matriz de varianza - covarianza consistente de Bollerslev - Wooldridge. debido a la presencia de colas anchas en la distribución de los residuos del Modelo 2.

z-estadísticos y t-estadísticos en valor absoluto entre paréntesis. \*\*\* significativa al 1%, \*\* significativa al 5%, \* significativa al 10%

I (p > ?<sub>1</sub>) es una función índice cuyo valor es uno si la inflación es mayor que el valor umbral superior y cero en otro caso

I (?<sub>2</sub> < p = ?<sub>1</sub>) es una función índice cuyo valor es uno, si la inflación se ubica entre el umbral superior e inferior estimados, y cero

en otro caso. FRML = Máxima Verosimilitud con información completa, MCO = Mínimos Cuadrados Ordinarios, AIC = Criterio de Akaike, DW = estadístico Durbin-Watson, SBC = Criterio bayesiano de Schwarz.

Fuente: Las estimaciones realizadas.

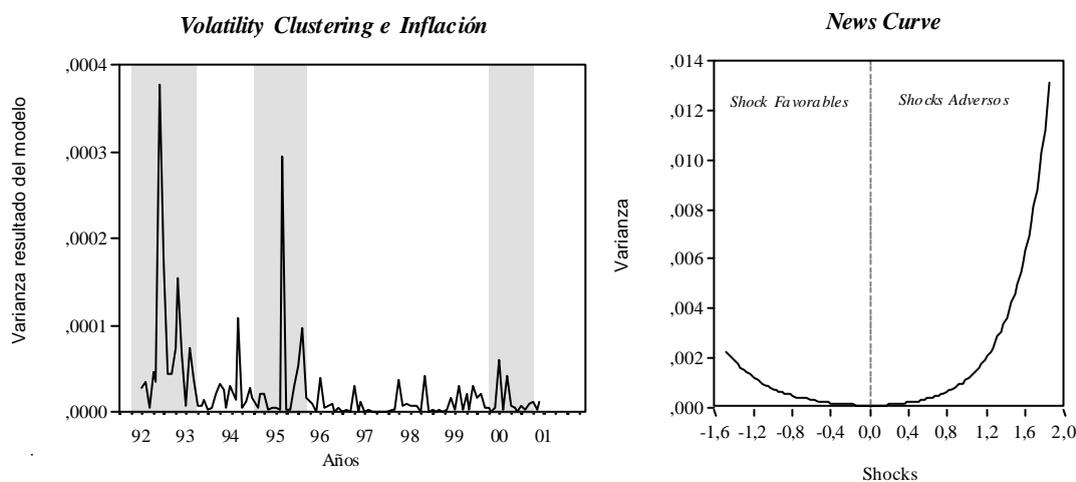
Elaboración: Propia.

Los *shocks* sobre la inflación resultan ser altamente persistentes dado que la suma de los valores  $\rho_i$  arroja un valor de 0,83. Por lo tanto, un suceso negativo que incremente la variabilidad de la inflación en un contexto donde existen valores umbrales para esta variable tendrán efectos permanentes, es decir, noticias adversas sobre las predicciones de la inflación en un escenario con umbrales provocará que la inflación se incremente en un primer momento para luego estabilizarse en un nivel más elevado. Debe destacarse que la presencia de estadios donde la volatilidad de la inflación se halla concentrada (efecto *volatility clustering*<sup>35</sup>) es significativa como puede apreciarse en el primera imagen del gráfico 6. Los períodos de mayor volatilidad de la inflación concuerdan con los períodos de inflaciones moderadas, así como las campañas electorales de los años 1995, 2000 y 2001.

Finalmente, se procedió a estimar la *News Curve* propuesta por Engle y Ng (1993) bajo el esquema EGARCH (2,2). El objeto de este ejercicio es estimar el impacto de un *shock* en la varianza de la inflación condicionado a la volatilidad de los períodos anteriores. Para propósitos de esta investigación, un *shock* adverso sobre la inflación se presentará como una innovación positiva.

Los resultados pueden verse en el segunda imagen del gráfico 6, donde se puede apreciar que los *shocks* que incrementan la volatilidad de la inflación tienen un efecto mayor comparados con acontecimientos que reducen la volatilidad<sup>36</sup>. De esta manera, puede sostenerse que los shocks exógenos que afectan a la inflación tienen efectos asimétricos (*leverage effects*) en un contexto donde son significativos los umbrales de inflación.

**Gráfico 6**  
**Volatilidad y asimetría estimada de la Inflación**



Elaboración: Propia.

<sup>35</sup> Entiéndase por *volatility clustering* un efecto que se presenta cuando la volatilidad de una variable se halla concentrada en ciertos períodos de tiempo. Véase Bendezú (2002).

<sup>36</sup> La curva estimada posee la forma especificada para la ecuación de la varianza en la expresión (13) donde los parámetros son reemplazados por los coeficientes estimados. La variable  $z$  fue construida de forma tal que se obtenga una serie entre -1,6 y 1,6 a intervalos de 0,05. La volatilidad de los períodos anteriores ( $\sigma_{t-1}^2$ ) fue construida sobre la base de la mediana de la serie de varianza mostrada en el primer cuadro del gráfico 6.



## 5.4 Predicciones de Inflación e interpretación económica.

Una vez verificado que el efecto *threshold* es significativo para explicar el comportamiento de la inflación en el corto plazo, como ejercicio adicional se lleva a cabo en esta sección una evaluación de las predicciones de la inflación fuera de muestra para los períodos 2001:07 – 2002:06 (doce meses) y 2002:01 – 2002:06 (seis meses) del modelo seleccionado (Modelo 1) en comparación con las predicciones de los otros modelos presentados en este documento (modelos 2 y 3) y con aquellas predicciones obtenidas a partir de modelos que incorporan la brecha del producto estimada por el filtro de Hodrick y Prescott (modelos 4 y 5)<sup>37</sup>.

La evaluación comparativa de las predicciones fuera de muestra se lleva a cabo mediante el error cuadrático medio (ECM) de las predicciones y mediante el estadístico conocido como la U de Theil. Como puede apreciarse en el Cuadro 6, los estadísticos anteriormente mencionados indican que el mejor modelo para predecir la inflación fuera de muestra es el Modelo 1 que incorpora las siguientes particularidades: la brecha del producto estimada a partir del método de componentes<sup>38</sup> no observados, el efecto *threshold* y el control por efectos EGARCH.

**Cuadro 6**  
**Evaluación de las predicciones de inflación fuera de muestra**

Longitud de la predicción	Estadísticos	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
12 períodos en adelante	ECM	0,003024 *	0,004752	0,004090	0,003100	0,004061
	U-Theil	0,482281 *	0,605435	0,751352	0,486968	0,677985
6 períodos en adelante	ECM	0,002448 *	0,003924	0,006117	0,002797	0,005472
	U-Theil	0,329118 *	0,583412	0,922400	0,407315	0,894140

ECM es el error cuadrático medio de la predicción. Valores pequeños para este estadístico indican una buena predicción.

Valores del estadístico U-Theil que tienden a cero denotan una buena predicción. Los modelos 1, 2 y 3 incorporan la brecha del producto estimada a partir del método de componentes no observados. Los modelos 4 y 5 incorporan la brecha estimada mediante el filtro Hodrick y Prescott. \* denota que es el menor valor del estadístico en comparación con el resto de modelos señalando que el modelo analizado es el mejor para predecir la inflación.

Fuente: Las estimaciones realizadas.

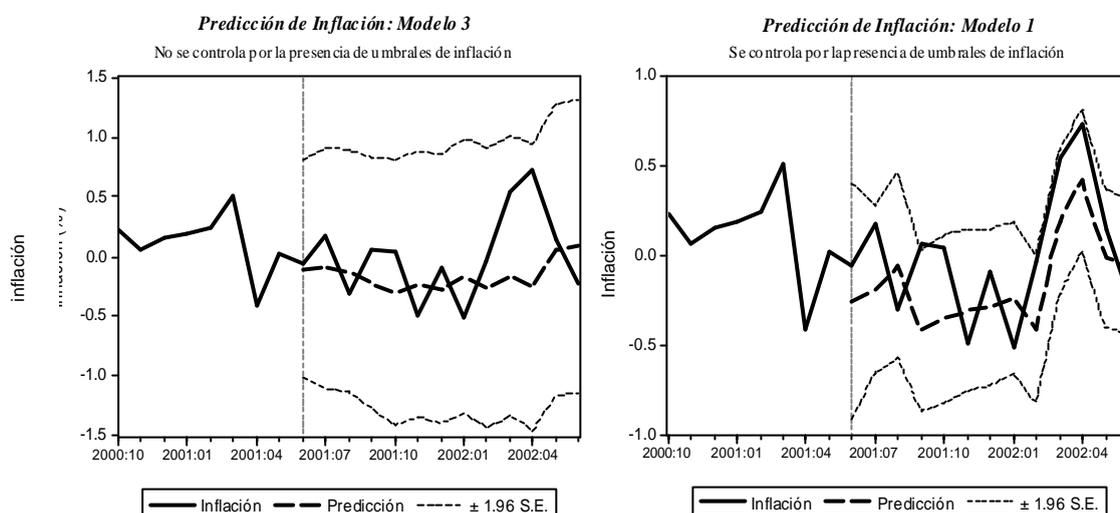
Elaboración: Propia.

Adicionalmente, resulta ilustrativo analizar los gráficos comparativos que muestran la inflación observada junto con su contraparte predicha a doce meses por los Modelos 1 y 3 los cuales se muestran en el gráfico 7. Resulta claramente visible que las predicciones del modelo que no incorpora el efecto *threshold* están claramente sesgadas y no siguen el patrón de comportamiento de la inflación observada. Sin embargo, el modelo que sí controla por la presencia de umbrales tiende a predecir mejor la inflación de corto plazo. Frente a esta evidencia, puede sostenerse entonces que la presencia de umbrales de inflación tendría un efecto significativo en las predicciones de inflación de corto plazo. No controlar por el efecto *threshold* podría ocasionar errores de especificación y predicción en la práctica de la programación monetaria.

<sup>37</sup> Los Modelos 4 y 5 mantienen la estructura de los Modelos 1 y 2 respectivamente pero en ellos se emplea la brecha del producto estimada por medio del filtro univariado de Hodrick y Prescott y no la brecha obtenida a través del método de componentes no observados. Los resultados de las estimaciones de estos modelos no son presentados en este documento por razones de espacio pero están a disposición del lector.

<sup>38</sup> Al parecer la brecha del producto estimada a partir de modelos de componentes no observados híbridos que incorporan indicadores de la capacidad industrial instalada tiende a predecir mejor la inflación que la brecha estimada mediante el filtro estadístico de Hodrick y Prescott. Esta evidencia es consistente con el trabajo de Kichian (1999) y Scout (2000).

## Gráfico 7 Predicciones de Inflación fuera de muestra



Elaboración: Propia.

## 6. Conclusiones

En este documento se ha re-examinado la cuestión sobre la existencia de relaciones de umbral entre inflación y crecimiento económico en el Perú en un contexto de estabilidad macroeconómica utilizando para ello técnicas econométricas que proveen procedimientos apropiados para la estimación e inferencia de los umbrales de inflación, los cuales permiten superar los resultados de las investigaciones anteriores sobre la materia realizadas para el caso peruano.

Los hallazgos presentados en esta investigación constituyen evidencia que permite sostener que la relación entre crecimiento e inflación para el período de análisis es una de tipo no lineal, la cual se manifiesta a través de una banda definida por dos valores umbrales estadísticamente significativos por lo que las relaciones entre las variables tienden a revertirse de acuerdo al nivel de inflación observado. Para tasas de inflación por encima del 4,65%, el efecto de esta variable sobre el crecimiento es altamente significativo. Para tasas por debajo del 0,5%, el efecto de la inflación es marginalmente positivo mientras que para valores de la inflación dentro de la banda [0,5%, 4,65%] el efecto de esta variable sobre el crecimiento es estadísticamente nulo.

Por otra parte, se ha cuantificado la incertidumbre asociada a los umbrales calculados mediante la construcción de sus respectivos intervalos de confianza. Para el caso peruano, estos intervalos han resultado ser muy pequeños, lo cual indica que los umbrales estimados en este estudio son altamente precisos.

Como se ha mostrado en este trabajo, la existencia de una relación no lineal entre inflación y crecimiento no se explicaría necesariamente por la presencia de observaciones extremas en las series de inflación (*outliers*). La evidencia presentada en este documento a partir del análisis de un período de relativa estabilidad macroeconómica en el Perú sugiere que la relación podría ser más bien una de carácter estructural y no deberse meramente a la existencia de períodos hiperinflacionarios en las muestras seleccionadas. Este resultado contrasta con los estudios anteriores para el caso peruano sobre este tema en donde la utilización de datos anuales que cubren períodos de crisis inflacionarias genera distorsiones en la estimación del parámetro umbral.



De otro lado se ha validado que la relación no – lineal entre inflación y crecimiento a través de umbrales, lo que se ha denominado en este documento como *efecto threshold*, puede provocar distorsiones significativas sobre las predicciones de la inflación de corto plazo. Estimando ecuaciones de inflación, se ha mostrado evidencia la cual señala que no controlar por este efecto puede provocar errores de especificación en los modelos predictivos y sesgos significativos en las predicciones de corto plazo de la inflación, hecho que puede inducir a errores en el momento del diseño de la política monetaria. Por otra parte, se ha validado que el uso de un estimador de la brecha del producto que incorpora información sobre la estructura económica del país puede ser un mejor indicador de las presiones inflacionarias por el lado de la demanda que aquellos estimadores obtenidos a partir de filtros estadísticos. Además, para obtener mejores predicciones de la inflación a corto plazo, es necesario, como se ha demostrado en este documento, modelar la volatilidad de la inflación sujeta a la presencia de umbrales mediante un esquema que controle por el efecto de la heteroscedasticidad condicional autoregresiva. En particular, se sugiere la especificación de tipo EGARCH porque permite controlar por la existencia del fenómeno de la concentración de la volatilidad inflacionaria en ciertos períodos de tiempo (*volatility clustering*) y por el fenómeno de respuestas asimétricas ante shocks exógenos que afectan el nivel de inflación (*leverage effect*), los cuales son hechos estilizados altamente significativos en la realidad peruana como se ha probado en este trabajo.

Las recomendaciones de política que se pueden extraer de esta investigación son diversas. Una primera recomendación que puede formularse a la autoridad monetaria es la necesidad de mantener niveles inflacionarios alrededor del 0,5% y 4,65% con el propósito de incrementar las posibilidades de alcanzar un crecimiento sostenido<sup>39</sup>. Otra recomendación que puede derivarse de este trabajo es que resulta necesario para la realización de las predicciones de inflación en el Perú controlar por el *efecto threshold* en los modelos predictivos que utiliza la autoridad monetaria con el propósito de hallar predicciones no sesgadas y consistentes que sean útiles para el diseño y ejecución de la política monetaria. Finalmente, debe señalarse que queda pendiente en la agenda de investigación analizar como es que el fenómeno de la sustitución de monedas en el Perú puede afectar las relaciones entre inflación y crecimiento, el valor de los umbrales estimados y las predicciones de inflación en un contexto de dolarización. Este análisis escapa a los fines de esta investigación pero será desarrollado en un próximo documento.

---

<sup>39</sup> Como se ha demostrado en este documento, dentro de este rango el efecto de la inflación sobre el crecimiento es estadísticamente nulo aunque podría ser marginalmente positivo.



## 7. Referencias Bibliográficas

- Arrieta, Alejandro y Yolanda Portilla (1999).** *Relaciones de Umbral entre Inflación y Crecimiento Económico en el Perú*. Lima: Sociedad de Econometría y Econometría Aplicada.
- Bai, J. (1997).** "Estimating multiple breaks one at a time". *Econometric Theory*, 12, 315-252.
- Banco Central de Reserva del Perú.** *Boletín Semanal*. Varios números. Lima. (2002): Programa Monetario para el año 2002. Lima.
- Baul CH, B. (1997).** "Transfer Cost, Spatial Arbitrage and Testing for food market integration". *American Journal of Agricultural Economics*, 79, 477-487.
- Barro, Robert (1996).** "Inflation and Economic Growth". Working Paper, *National Bureau of Economic Research*.
- Bendezu, Luis (2002).** "Determinantes y volatilidad del tipo de cambio en el corto plazo". *Econodémica*, 1, 173-193.
- Bruno, Michael y William Easterly (1998).** "Inflation crisis and log-run growth". *Journal of Monetary Economics*, 41, pp. 3-26.
- Caro, Daniel y Jorge Chavez (2001).** *La brecha de producto y su capacidad para predecir la inflación en el Perú: Un enfoque de componentes no observados, 1992-2001*. Tesis (Bch). Universidad del Pacífico. Lima.
- Chan, K. (1993).** "Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *The Annals of Statistics*, 21, 520-533.
- Chiang, Gisella, (2000).** "Estabilidad de Precios y el crecimiento económico sostenido, 1999-2000". *Concurso de Investigación para jóvenes economistas*. Lima: BCRP.
- De Gregorio, José (1993).** "Inflation, taxation and long-run growth". *Journal of Monetary Economics*, 31, pp. 271-298.
- Engle, Robert (1982).** "Autoregressive Conditional heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Engle, Robert y Victor Ng (1993).** "Measuring and testing the impact of news in volatility". *The Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- Escobal, Javier y J. Torres (2002).** *Un sistema de indicadores líderes del nivel de actividad para la economía peruana*. Documento de trabajo No. 39. Lima: GRADE.
- Fisher, Stanley (1993).** "The role of macroeconomic factors in growth": *Journal of Monetary Economics*, 32, 485-512.
- Fisher, Stanley (1983).** "Inflación y Crecimiento". *Cuadernos de Economía*, 20, 267-277.
- Friedman, Milton (1977).** "Nobel lecture: inflation and unemployment". *Journal of Political Economy*, 85, 451-472.
- Gerlach, Stefan y Frank Smets (1997).** "Output gaps and inflation. Unobservable components estimates for the G-7 countries". Mimeo. *Bank of International Settlements*. .
- Ghosh, A. y S. Phillips (1998).** "Inflation, Desinflation and Growth". *IMF Working Paper*, 68.
- Goodfriend, Marvin y Robert King (1997).** *The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy*. NBER Macroeconomics Annual.
- Gordon R. (1997).** "The Time-Varying NAIRU and its implications for Economic Policy". *Journal of Economic Perspectives*, 11, 11-32.
- Hansen, B. (2000).** "Sample splitting and threshold estimation". *Econometrica*, 68, 575-603.
- Hansen, B (1999).** "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference". *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.



- Hansen, B (1997).** "Inference in TAR models". *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2.
- Harvey, Andrew (1989).** *Forecasting, structural time series models and the Kalman Filter*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Haslag, Joseph (1997).** "Output, Growth, Welfare, and Inflation: A survey". *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, 2, 11-21.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática** *Compendios Estadísticos*. Varios números. Lima.
- Kichian, Maral (1999).** "Measuring potential output within a state-space framework". Working paper 99-9. *Bank of Canada*.
- Krugman, Paul (1999).** *Deflationary Spirals*. (<http://web.mit.edu/krugman/www/spiral.html>)
- Levine, R. y David Renelt (1992).** "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions". *American Economic Review*, 82, 942-963.
- López, Enrique y Martha Misas (1999).** *Un examen empírico de la Curva de Phillips* Santa Fe de Bogotá: Banco de la República de Colombia
- Mallik A. y Chowdhury G. (2001).** "Inflation and economic growth, evidence for South - Asian Countries". *Asia – Pacific Development Journal*, 8, 1.
- Nelson, D (1991).** "Conditional heteroskedasticity in asset prices: A new approach". *Econometrica*, 59, 2.
- Prakash, Gauri y Alan Taylor (1997).** "Measuring Market Integration: A model of Arbitrage with an Econometric Application to the Gold Standard, 1879 – 1913". Working Paper No. 6073. *National Bureau of Economic Research*.
- Roubini, Nouriel y Xavier Sala-I-Martin (1996).** "A Growth Model of Inflation, Tax Evasion and Financial Repression". Working Paper 4062, *National Bureau of Economic Research*.
- Sarel, Michael (1995).** "NonLinear effects of inflation on economic growth". IMF Working Paper, *International Monetary Fund*.
- Stockman, A. (1981).** "Anticipated inflation and the capital stock in a cash-in-advance economy". *Journal of Monetary Economics*, 8, 387-393.
- Zivot, E., and D. W. K. Andrews (1992).** "Further evidence on the great crash, the oil-Price shock, and the unit-Root hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.



## 8. Anexo A: Estadísticos descriptivos y pruebas de raíz unitaria

Cuadro 1A  
Estadísticos descriptivos

	Log (PBI)	?M1	?TC	s (petróleo)	CU	?TI	p	RATIO
Media	9,106	0,017	0,394	1,509	70,829	-0,001	0,011	0,248
Mediana	9,166	0,014	-2,050	1,433	68,790	-0,002	0,006	0,240
Máximo	9,299	0,108	30,170	3,379	100,919	0,075	0,074	0,320
Mínimo	8,801	-0,056	-19,100	0,371	50,349	-0,068	-0,005	0,164
Std. Dev.	0,132	0,028	7,975	0,649	13,475	0,024	0,013	0,039
Asimetría	-0,939	0,489	1,026	0,569	0,507	0,229	1,928	-0,006
Kurtosis	2,590	4,261	4,564	2,876	2,153	4,047	7,521	1,968
Jarque-Bera	19,246	13,264	34,674	6,815	9,085	6,806	183,857	5,545
p-value	0,000	0,001	0,000	0,033	0,011	0,033	0,000	0,062
Observaciones	125	125	125	125	125	125	125	125

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú e Instituto Nacional de Estadística.

Elaboración: Propia.

Cuadro 2A  
Pruebas de Raíz Unitaria

Variables	Especificación	ADF				Phillip & Perron		Zivot & Andrews		
		Sin tendencia	Rezagos	Con tendencia	Rezagos	Sin tendencia	Con tendencia	Media	Tendencia	Rezagos
Log(PBI)	Niveles	-1,999	2	-1,301	2	-1,447	-1,945	-3,560	-4,206	5
	Primera diferencia	-12,320 ***	1	-12,487 ***	1	-18,709 ***	-19,841 ***	--	--	--
Dinero Bancario (M1)	Niveles	-1,612	12	-1,758	12	-1,666	-2,455	-3,202	-3,648	4
	Primera diferencia	-6,244 ***	10	-6,228 ***	10	-21,689 ***	-21,275 ***	--	--	--
Variación del Tipo de cambio a 12 meses (?TC)	Niveles	-3,919 ***	5	-4,062 **	4	-3,011 **	-2,986	--	--	--
	Primera diferencia	-3,989 ***	4	-3,999 **	4	-7,709 ***	-7,893 ***	--	--	--
Desviación Estándar Precio del Petróleo ( s (petróleo) )	Niveles	-5,989 ***	1	-5,960 ***	4	-4,574 ***	-4,767 ***	--	--	--
	Primera diferencia	-9,614 ***	1	-9,579 ***	1	-10,451 ***	-10,374 ***	--	--	--
Capacidad Instalada, sector manufacturero (CU)	Niveles	-1,596	4	0,415	4	-2,231	-2,496	-2,933	-2,529	4
	Primera diferencia	-8,891 ***	3	-9,329 ***	3	-16,767 ***	-22,953 ***	--	--	--
Indice de Términos de Intercambio ( TI )	Niveles	-1,566	0	-2,642	0	-1,361	-2,591	-4,119	-3,102	4
	Primera diferencia	-15,455 ***	0	-15,405 ***	0	-14,960 ***	-14,919 ***	--	--	--
Inflación Mensual ( p )	Niveles	-4,566 ***	2	-4,704 ***	2	-2,746 *	-5,224 ***	--	--	--
	Primera diferencia	-15,933 ***	1	-16,306 ***	1	-19,445 ***	-21,322 ***	--	--	--
Ratio ( Inversión / PBI )	Niveles	-1,728	0	-1,240	1	-1,589	-1,285	-3,433	-3,544	4
	Primera diferencia	-13,342 ***	0	-13,416 ***	0	-13,703 ***	-13,793 ***	--	--	--

Los valores críticos y p-valores para la evaluación de la significancia de las pruebas de raíz unitaria ADF y Phillip - Perron han sido tomados de Mac-Kinnon (1996). \* significancia al 10%, \*\* significancia al 5%, \*\*\* significancia al 1%.  
 Los valores críticos para las pruebas de cambio estructural en media y tendencia sugeridas por Zivot y Andrews (1992) son -4,08 y -4,43 respectivamente.

Fuente: Las estimaciones realizadas.

Elaboración: Propia.



## 9. Anexo B: Estimación de la Brecha del Producto

El modelo de componentes no observados planteado para la estimación de la brecha del producto es una simplificación del Modelo Gerlach y Smets (1997) y Kichian (1999), el cual emplea los datos de la tasa de utilización de la capacidad instalada del sector manufacturero en el Perú para incorporar información sobre la estructura económica del país con el propósito de obtener un mejor estimador del producto potencial.

Tomado como base la serie  $\log(\text{PBI}_t) = y_t$ , el objetivo es describir el comportamiento dinámico de esta variable a partir de un sistema lineal espacio – estado cuyas ecuaciones de medida y transición son las siguientes:

$$y_t = y_t^p + g_t \quad \text{ecuación de medida}$$

$$y_t^p = y_{t-1}^p + f(\text{CU}_t) + \mu_t \quad \text{ecuación de transición}$$

$$\text{donde } g_t \sim N(0, s_g^2) \text{ , } \mu_t \sim N(0, s_\mu^2) \text{ y } f(\text{CU}_t) = f\text{CU}_t$$

El PBI se descompone en un componente tendencial  $y_t^p$  que vienen a ser el estimador del producto potencial y un componente ciclico  $g_t$ . La dinámica del producto potencial es descrita mediante un proceso de paseo aleatorio donde la tasa de utilización de la capacidad instalada ( $\text{CU}_t$ ) es una variable de control para mejorar la estimación del componente potencial. Mediante la utilización del algoritmo recursivo de Kalman y la estimación por máxima verosimilitud es posible hallar el predictor suavizado del producto potencial (Harvey, 1989). La brecha del producto (*output gap*) viene a ser la diferencial entre el logaritmo del producto observado y el nivel potencial estimado. Los resultados de la estimación del modelo pueden apreciarse en el siguiente cuadro:

**Cuadro 1B**  
**Estimación de la brecha del Producto**

CU(t)	0,0047	( 3,791 )	***
$s_\mu^2$	0,0002	( 5,904 )	***
$s_g^2$	0,0001	( 2,527 )	***
	Estado Final	z-est.	
$y^p$	9,266	( 636,149 )	***
Log likelihood		299,362	
AIC		-4,704	
SBC		-4,637	

CU(t) es el porcentaje de utilización de la capacidad instalada del sector manufacturero. z-estadísticos en valor absoluto entre paréntesis.

\*\*\* significativa al 1%, \*\* significativa al 5%, \* significativa al 10%.

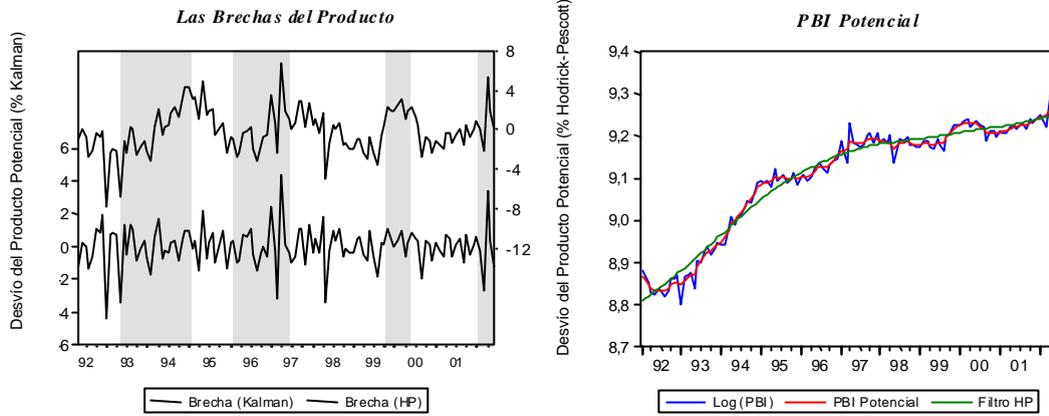
Fuente: Las estimaciones realizadas.

Elaboración: Propia.

Como puede observarse, el índice de capacidad instalada es significativo por lo que es una buena variable de control para la estimación del producto potencial. La brecha estimada a partir de este método captura mejor la presencia de períodos de expansión (sombreado) y recesión de acuerdo con Escobal et al. (2002) que la brecha estimada a partir del filtro Hodrick - Prescott como puede notarse en la Figura 1B:



### Gráfico1B Brechas del Producto y PBI potencial



Elaboración: Propia.