

LA INFLACIÓN EN URUGUAY EN 2011: DIFERENTES MEDICIONES E IMPACTOS

Gabriela Mordecki; Eva Szarfman¹

RESUMEN

La inflación ha presentado una tendencia creciente en los últimos tiempos en Uruguay, lo que constituye un fenómeno de preocupación para la economía uruguaya en el corto plazo. En el presente trabajo se realiza un análisis del fenómeno inflacionario en Uruguay en los últimos meses a través de diferentes medidas: inflación subyacente, desagregación del IPC en la evolución de los precios transables y los no transables distinguiendo los precios administrados, que han tenido un importante papel en la política antiinflacionaria del gobierno.

Asimismo, se analiza el impacto de la política monetaria y de la evolución de los precios y del dólar en la competitividad de la economía uruguaya medida a través del tipo de cambio real (TCR). A partir de allí se elaboran tres modelos intentando captar los diferentes precios, internos o internacionales que más impactan en el IPC. Utilizando los modelos estimados se realizan proyecciones de corto plazo.

PALABRAS CLAVE: *Inflación, política monetaria, tipo de cambio real*

1. Introducción

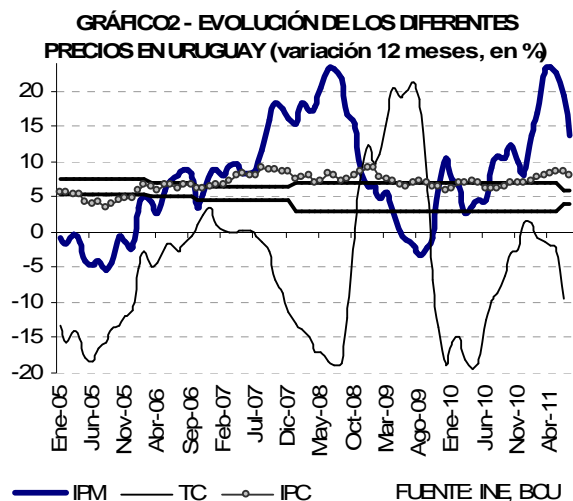
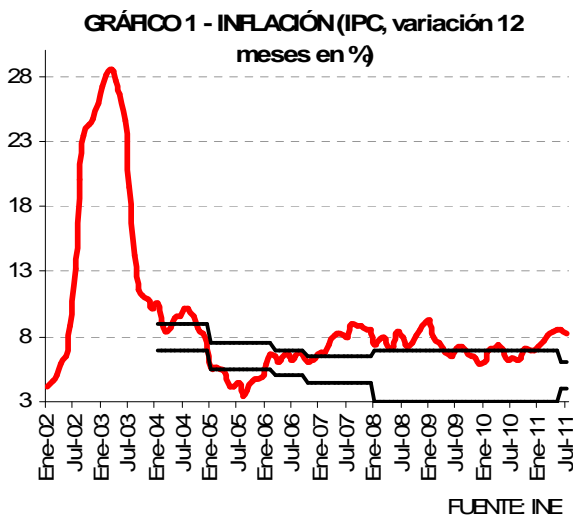
La inflación ha sido un fenómeno persistente en la economía uruguaya. Sin embargo, a partir de la recuperación de la economía tras la crisis de 2002, la misma se ha mantenido por debajo del 10% y el régimen de política monetaria se ha ido acercando al “inflation targeting” a través de la utilización de diferentes metas intermedias, primero con la base monetaria, luego con la cantidad de dinero y por último, a partir de setiembre de 2007 con la tasa de interés, en este caso la tasa “*call*”. El manejo de la inflación a través de los diferentes agregados monetarios se combinó con la flotación del tipo de cambio, a partir de junio de 2002, cuando el Banco Central abandonó el compromiso de mantener el tipo de cambio dentro de una banda de flotación pre-fijada. Esta política permitió un rápido ajuste del tipo de cambio durante la reciente crisis internacional de 2008-2009, pero presenta un permanente desafío en lo que respecta al mantenimiento de la competitividad medida a través del tipo de cambio real.

En este trabajo se pretende caracterizar la evolución de la inflación en los últimos años, analizando diversas agrupaciones y mediciones de forma de encontrar en los distintos períodos las principales causas que la han impulsado, también se analiza el impacto sobre la trayectoria del tipo de cambio real, en sus diferentes definiciones. En segundo lugar se intentará modelizar la inflación, a la luz de diversos trabajos llevados adelante en los últimos años. En base a este modelo, se intentará proyectar los valores de la inflación para los próximos meses, comparándolos con los resultados de la Encuesta de expectativas llevada adelante por el Banco Central del Uruguay (BCU).

1. Investigadoras del Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, UdelaR.

2. La inflación de la economía uruguaya en los últimos años

Luego de la fuerte aceleración inflacionaria del año 2002, posterior a la extraordinaria devaluación del peso uruguayo, la inflación tendió a desacelerarse, hasta el mínimo alcanzado a mediados de 2005, momento a partir del cual volvió a crecer. A partir de enero de 2007 la inflación se sitúa por encima del límite superior del rango-meta establecido por el BCU, el cual se había fijado a partir de octubre de 2006 entre 4,5% y 6,5%. Recién en 2009, luego de la importante caída de los precios de los *commodities*, derivado de la crisis desatada en setiembre de 2008, la inflación vuelve a situarse dentro del rango-meta. Sin embargo, a partir de los primeros meses de 2011 la inflación vuelve a crecer, situándose en 8,25% en los doce meses terminados en julio (Gráfico 1), cuando el rango-meta está fijado entre 4% y 6%.



conjuntamente con la fuerte afluencia de capitales hacia las economías emergentes (entre las que Uruguay no fue una excepción). La caída del tipo de cambio actuó moderando los precios minoristas, los que se mantuvieron siempre por debajo del 10%. Este fenómeno continuó hasta el quiebre de la institución financiera estadounidense Lehman Brothers, que marcó el

Sin embargo, las causas de estos movimientos de la inflación a lo largo de los últimos años fueron variadas, algunas veces con énfasis en las causas internas, debido a la aceleración de la demanda o de los costos, otras de inflación importada.

Un primer acercamiento a estos fenómenos se evidencia al comparar los diferentes precios de la economía. En el gráfico 2 se observa la evolución de los precios minoristas medidos a través del índice de precios al consumo (IPC),² los mayoristas considerados a través del índice de precios de productos nacionales (IPPN) y el tipo de

cambio nominal, constatando los diversos movimientos al alza y a la baja de estos precios en los diferentes sub-períodos. Al analizar las diferentes trayectorias de estos precios se evidencia un cambio en la interrelación de los tres indicadores considerados. Hasta mediados de 2006 las trayectorias de los tres se desarrollan en paralelo, con crecimientos en las variaciones, pero a partir de ese momento los precios mayoristas siguen creciendo mientras el tipo de cambio comienza a caer, por lo que la moneda uruguayo se aprecia significativamente. Este fenómeno nuevo, se debió al importante crecimiento de los precios de los *commodities*,

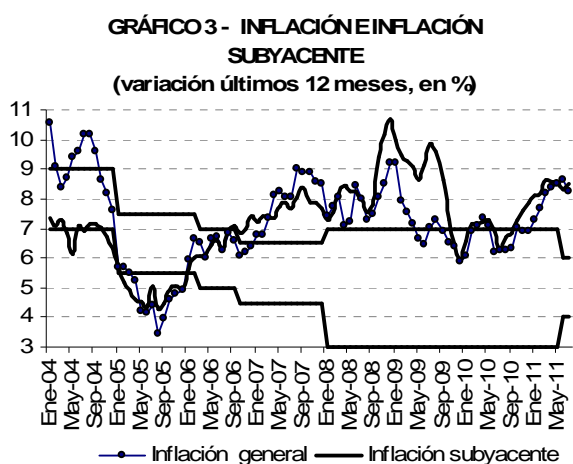
2. En enero de 2011 el Instituto Nacional de Estadística (INE) comenzó a medir la inflación a través de un nuevo IPC que tiene una cobertura nacional, a diferencia del anterior que se refería solo a los residentes de Montevideo. También se diferencia del anterior en el período base (el cual se actualizó de marzo de 1997 a diciembre de 2010), la encuesta base del índice y la selección de productos y la muestra de negocios informantes.

inicio de la crisis financiera internacional de 2008-2009. Fue el punto de inflexión en la evolución de los precios mayoristas y el tipo de cambio nominal, que revirtieron sus tendencias, creciendo el tipo de cambio y desacelerándose los precios mayoristas. En ese contexto, los precios minoristas, más allá de una leve aceleración en los últimos meses de 2008, como consecuencia de la fuerte depreciación del peso, descendieron moderadamente, para situarse apenas por debajo del límite superior del rango-meta del BCU. El posterior crecimiento de los precios mayoristas fue lo que impulsó el nuevo incremento de los minoristas, mientras que la evolución a la baja del tipo de cambio contrarrestó este impacto.

2.1 Inflación Subyacente

En Uruguay no se cuenta con una medición oficial de la inflación subyacente o de núcleo (*core inflation*), como sí existe en otros países, donde incluso es la que se considera para la meta de inflación trazada por la autoridad monetaria. Por eso, cada analista o centro de investigaciones cuenta con una medida propia de este indicador.

Existen diversas metodologías para construirlo. En general se trata de medir el incremento continuo de los precios de un subconjunto de bienes y servicios que conforman el IPC. La intención de medir la inflación con este subconjunto es tener una medida de mediano plazo de la tendencia general de la inflación. Una de las formas más extendidas de hacerlo es eliminar los precios de los bienes más volátiles o con marcada estacionalidad, así como los que tienen sus precios administrados, o sea que no se forman en el mercado. Así, en el Instituto de Economía la inflación subyacente se calcula excluyendo del IPC general los siguientes ítems: carnes; frutas frescas; legumbres y hortalizas frescas; agua corriente; electricidad; gas; servicios médicos mutuales; combustibles; boletos de ómnibus; telefonía fija, e Internet.

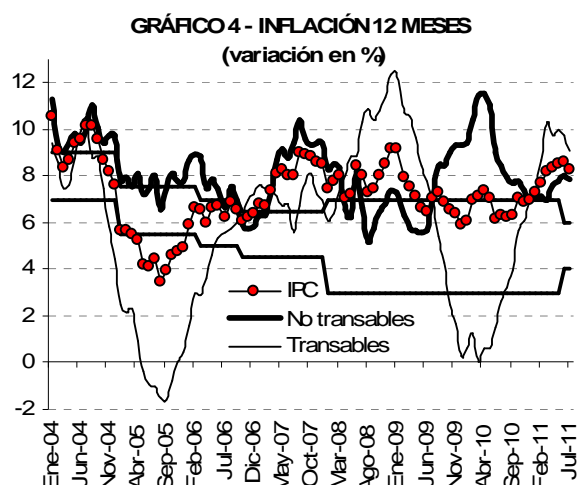


Analizando la trayectoria de los últimos años de este indicador, se observa que en general la trayectoria es bastante similar a la del IPC general. Sin embargo, pueden identificarse algunos períodos en los que existen brechas entre ambas. Ello deriva de las diferentes coyunturas que se vivieron en esos momentos.

Por ejemplo, durante 2007 la evolución del IPC estuvo por encima de la inflación subyacente, ya que en ese año, debido a las malas condiciones climáticas se incrementaron notablemente los precios de

las verduras (93,7% en el año). Durante 2009, la inflación subyacente fue sustancialmente superior a la inflación general, debido fundamentalmente a la inercia inflacionaria y al fuerte incremento del dólar de fines de 2008 que afectó a los precios en 2009. Sin embargo, con la crisis internacional de 2008-2009, remitió el incremento de los *commodities*, por lo que el gobierno incrementó las tarifas públicas a mediados de 2009, fundamentalmente las de UTE, que habían estado retrasadas respecto del aumento de los costos en el período. Esto último fue consecuencia del fuerte incremento del precio del petróleo en 2008 y de las mayores necesidades de importación de crudo, derivadas de la sequía que sufrió el país, por lo que hubo que reemplazar la generación de energía hidroeléctrica con energía térmica a base de petróleo. Sin embargo, a partir de fines de 2009 ambas mediciones se han movido en forma bastante cercana.

2.2 Evolución de los precios transables y no transables



Con el fin de analizar la evolución de la inflación teniendo en cuenta si los precios se forman en el mercado internacional o en el mercado interno, se realizó la descomposición del IPC en sus componentes de precios transables y no transables.³ Al analizar la evolución del IPC a partir de estos componentes se evidencia la trayectoria dispar que han tenido ambos en los últimos años. Esto ha correspondido en gran parte a las ocasiones en que se han realizado ajustes de tarifas y de otros precios administrados cuando la inflación internacional no ha sido un problema, mientras que ante la aceleración de los

precios internacionales se ha intentado moderar el incremento de los precios controlados de alguna forma por la política económica del gobierno. Sin embargo, al analizar lo que está sucediendo en los primeros meses de 2011 se constata que ambos componentes del IPC, tanto los transables como los no transables muestran una aceleración, lo que potencialmente es un problema, ante la aceleración inflacionaria de los últimos meses y las posibles medidas de política para combatir este problema.

3. La inflación en los primeros meses de 2011

En un contexto de aceleración de las presiones inflacionarias provenientes del exterior y de continuidad en la firmeza de la demanda interna, la inflación se elevó de 6,93% en diciembre de 2010 a 8,25% en el año móvil cerrado en julio de 2011, ampliándose aún más la brecha que la separa del techo del rango objetivo de la política monetaria del gobierno.

Los ajustes de tarifas que tuvieron lugar entre enero y marzo determinaron que la inflación de esos meses fuera mayor que la de los cinco meses siguientes. En efecto, en enero se ajustaron el precio del gas y la cuota y los tiques mutuales, en febrero las tarifas de suministro de agua y de electricidad, y en marzo se incrementó el precio del boleto. Además, en el primer trimestre del año se encarecieron de forma importante algunos rubros con fuerte peso en la canasta de consumo de los hogares, como la carne, lo que también contribuyó a acelerar la inflación en ese período.

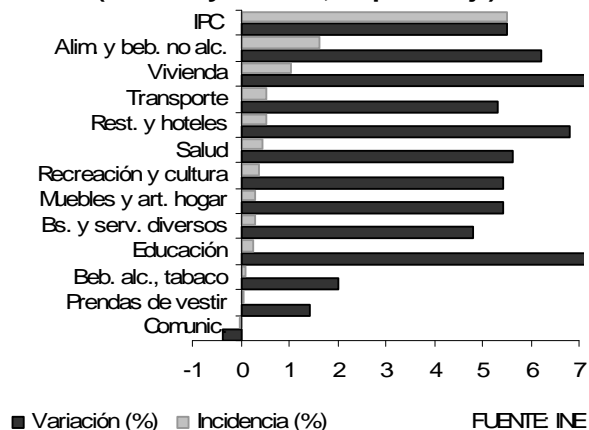
En este marco, la variación interanual del IPC se elevó desde 7,27% en enero a 8,61% en junio, para luego caer a 8,25% en julio. Esta trayectoria se explicó por una tendencia al alza tanto de los precios de los bienes transables como de los no transables, si bien a partir de abril los primeros registraron una moderación de su tasa de crecimiento.

El importante aumento de los precios internacionales de los alimentos hizo que la tasa de variación interanual de los precios de los bienes transables se elevara de 6,93% en diciembre de 2010 a 10,33% en marzo de 2011. No obstante, en los meses posteriores bajó, situándose en 9,07% en julio, gracias al enlentecimiento que mostraron los precios de algunos rubros alimentarios como la carne. Los precios de los bienes y servicios no transables, por su parte, presentaron una tendencia alcista más sostenida, con un aumento de su tasa de crecimiento de

3. Los bienes y servicios no transables son aquellos que generalmente se consumen y utilizan en el mercado interno de la economía en la que se producen, debido a los costos de transporte o a las barreras que existen a la entrada y salida en esa economía (por ejemplo, la salud, la educación, etc.). Por su parte, los bienes transables son aquellos que se intercambian en los mercados internacionales.

6,94% en 2010 a 8,02% en el año móvil cerrado en junio de 2011, aunque la tasa de crecimiento descendió levemente en los doce meses terminados en julio, situándose en 7,84%. La firmeza de la demanda interna en el primer trimestre del año (cuando el gasto de consumo final privado resultó 9,3% más alto que el de un año atrás) y que seguramente se mantuvo en el segundo trimestre del año, continuó impulsando en alza los precios de los rubros que se forman principalmente a nivel doméstico.

**GRÁFICO 5 - VARIACIÓN DEL IPC POR RUBROS
(enero-mayo de 2011, en porcentaje)**



La presencia de presiones inflacionarias también se evidenció a través de la inflación subyacente, la cual se elevó de 7,88% en 2010 a 8,49% en el año móvil finalizado en julio de 2011. En un contexto de aumento de las tarifas como lo fue el de los primeros meses de este año, el hecho de que la inflación subyacente continuara superando a la inflación general indica que muchas de las presiones inflacionarias que enfrenta la economía uruguaya tienen un carácter estructural.

Si focalizamos el análisis en los primeros siete meses de 2011 el IPC general acumuló un alza de 5,5%. Se observaron aumentos en casi todos los rubros que componen el IPC, con la

única excepción de los precios de comunicaciones, que registraron una leve baja de 0,53% gracias a que no se ajustaron las tarifas de telefonía y a que la baja del dólar continuó abaratando el precio de los equipos de telefonía celular, siendo alimentos y bebidas no alcohólicas el que tuvo la mayor incidencia en el incremento global (1,62 puntos porcentuales –pp– con un incremento de 6,21%) (Gráfico 5). El alza de los precios al consumo en enero-julio fue levemente mayor en Montevideo (5,71%) que en el Interior (5,21%).

Medidos en dólares, los precios al consumo aumentaron 14,2% en los siete primeros meses del año, dado que el alza de los precios expresados en pesos se combinó con una caída de 7,6% del tipo de cambio entre.

En tanto, el **índice de precios al consumidor para hogares de menores ingresos (IPCHMI)** de Montevideo, calculado por el Instituto de Estadística de la Facultad de Ciencias Económicas, acumuló un alza de 5,46% en enero-julio (similar al IPC general), con una importante incidencia de alimentos y bebidas (que se encarecieron 5,5%), vivienda (con un alza de 6,99%) y transporte y comunicaciones (suba de 7,54%). El IPCHMI registró un incremento de 10,53% en los doce meses cerrados en julio (mayor al IPC general).

Los **precios mayoristas** (medidos por el IPPN), que en el segundo semestre de 2010 habían registrado importantes aumentos, continuaron recorriendo el mismo camino en 2011, como consecuencia sobre todo de la firmeza de los precios de los productos agropecuarios en un contexto de altos valores internacionales de las *commodities* relevantes para el país. El Índice de Precios al Productor de Productos Nacionales (IPPN) aumentó 10,8% entre enero y julio de 2011, fuertemente influido por el alza de 16,5% de los precios de los productos agropecuarios, y en menor medida de los productos manufacturados (7,8%). En el año móvil finalizado en julio el IPPN registró un crecimiento de 13,8%, el cual medido en dólares fue de 30,0%.

3.2.2 El mercado de cambios

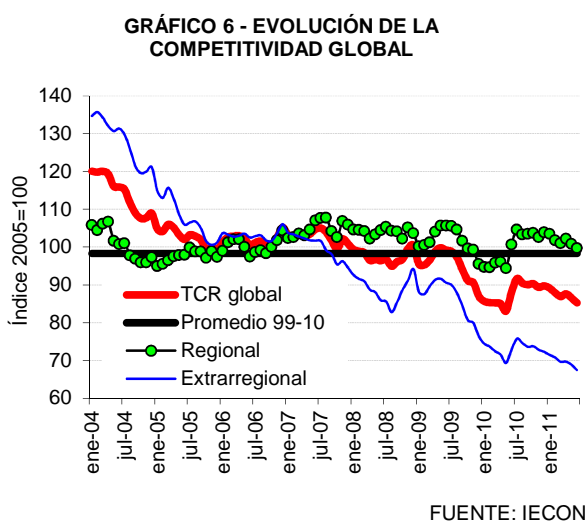
El dólar profundizó su caída en el mercado de cambios local en los meses transcurridos de 2011 debido a la continuidad de las presiones vendedoras de la moneda estadounidense en un contexto de importante ingreso de divisas al país. El **precio del dólar** acumuló una caída de 7,6% entre enero y julio, ubicándose en promedio en este último mes en 18,45 pesos. A su vez, en el año móvil finalizado en mayo el dólar se depreció 12,5%.

La suba de la TPM en marzo también contribuyó a profundizar la depreciación del dólar respecto del peso, ya que incentivó a los agentes institucionales a aumentar sus posiciones en moneda nacional, deshaciendo para ello posiciones en dólares.

A pesar de la posición compradora del BCU en el mercado ello no alcanzó a contener la presión vendedora de dólares, que se vio acentuada porque los operadores continuaron optando por colocar parte de su liquidez excedente en el mercado de **depósitos call money a un día en moneda nacional**, que les ofrece una rentabilidad equivalente a la TPM.

4. La competitividad externa

Desde mediados de 2009, coincidiendo con la recuperación del crecimiento de la actividad, la economía uruguaya experimentó una fuerte pérdida de competitividad, medida a través del TCR (Gráfico 6).⁴ A partir de junio de 2010, y en parte como consecuencia de cambios en la política monetaria, la competitividad comenzó a recuperarse de la mano del crecimiento del tipo de cambio nominal, aunque a partir de octubre de ese año ésta se deteriora nuevamente. Así, al comparar el valor de junio de 2011 con el de diciembre de 2010 se constata una caída en el índice de 5,0%. Sin embargo, cuando comparamos el promedio del período enero-junio de 2011 con respecto a igual período de 2010 se aprecia una recuperación del indicador



(2,2%). Esta disparidad en los resultados de las comparaciones se debe a los movimientos que experimentó el TCR durante 2010. En efecto, tal como se explicó más arriba fue en el segundo semestre que impactó el cambio en la política monetaria de mediados de 2010, que provocó una depreciación del peso. Básicamente por un cambio en las expectativas de los agentes movidos por los anuncios del Ministerio de Economía de mayor intervención en el mercado de divisas. Pero dado que esa intervención no tuvo suficiente volumen como para mantener el valor alcanzado por el tipo de cambio, éste retomó su tendencia decreciente.

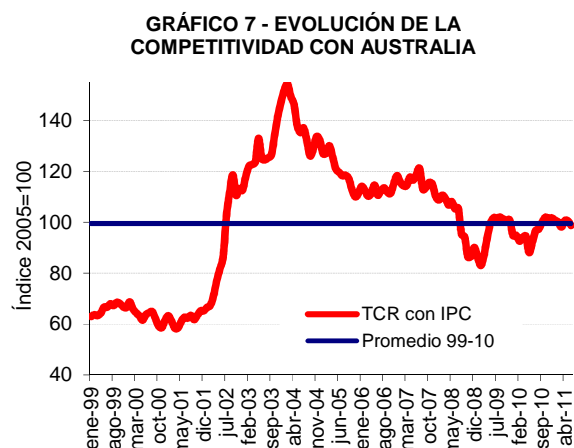
Analizando esta evolución distinguiendo según los principales socios comerciales, nuevamente la mayor pérdida de competitividad se verificó con los socios extrarregionales (países del NAFTA y de la Unión Europea), mientras que con los vecinos de la región el TCR se mantuvo en el entorno del nivel de los últimos diez años. Al observar el promedio de los primeros seis meses del año con los países del NAFTA la situación no fue pareja: mientras

4. Los indicadores aquí considerados comparan la evolución de los precios minoristas de los principales socios comerciales de Uruguay con la de los precios minoristas nacionales, medidos todos en dólares estadounidenses. El aumento de la competitividad de los productos uruguayos respecto de un país o de un grupo de países se refleja en un incremento del índice. Un valor del índice superior a 100 indica una mejora frente al año base (promedio de 2005). En el caso de que se trate de una canasta de países, los índices de precios de cada país se ponderan por su participación relativa en el comercio con Uruguay (exportaciones más importaciones de bienes y turismo) durante el año base (2005). Para el indicador global los países y bloques considerados son Argentina, Brasil, NAFTA, Eurozona, Reino Unido y China. A partir de 2007 para Argentina se considera el IPC elaborado por la consultora Buenos Aires City y a partir de diciembre de 2010 por la Provincia de Santa Fe.

que se registró una importante pérdida de competitividad con Estados Unidos (4,3%), consecuencia de la política monetaria expansiva llevada adelante por este país, se constató estabilidad de la competitividad con México y Canadá.

En cuanto a la evolución de la competitividad de los productos uruguayos con respecto a los de la Unión Europea, en el promedio de los primeros seis meses del año se constata una caída de 2,0% con respecto a igual período de 2010. Una realidad muy diferente muestra la evolución de la competitividad con los socios regionales ya que en el período enero-junio de 2011 la competitividad mejoró con la región 5,7%, con mejoras del indicador tanto respecto de Brasil (5,8%) como de Argentina (5,6%).

Por otra parte, es de interés analizar la evolución de la competitividad de Uruguay frente a algunos competidores.⁵ En este caso se calculó la competitividad de Uruguay en relación a Australia. Como muestra el Gráfico 7, el índice actual se encuentra en el nivel del promedio de los últimos diez años, aunque presenta algunos altibajos en los últimos meses. En efecto, si comparamos el promedio de enero-junio de 2011 con igual período de 2010 se constata una importante recuperación del TCR de 7,7%, aunque el nivel de junio de 2011 es 0,7% inferior al del promedio del período 1999-2010.



FUENTE: IECON

Con respecto a la competitividad, hay que tener presente que el tipo de cambio real refleja la competitividad-precio de la economía y no depende solamente de la evolución del tipo de cambio nominal, sino también de los precios internos y de los precios en dólares de nuestros socios comerciales. Por lo tanto, actuar únicamente sobre el precio del dólar y descuidar la inflación no permite mejorar la competitividad.

También cabe señalar que cuando una economía crece en forma acelerada, como está sucediendo con la uruguay, se produce una apreciación de su moneda, tanto porque las ganancias de productividad en el sector

transable abaratan estos precios con respecto a los no transables, como por el importante ingreso de capitales al país, que afecta al mercado de divisas generando una corriente vendedora que tiende a apreciar la moneda local.

Por otra parte también es importante considerar en qué medida la competitividad medida por el TCR incide realmente en la performance del sector exportador uruguayo, ya que en numerosos mercados los factores de demanda muchas veces inciden más que los relativos a los precios, como se extrae de diversos estudios al respecto.

5. Modelización de la inflación

Para intentar comprender las principales causas de la inflación en Uruguay, se intenta a partir de aquí esbozar un modelo que nos permita aproximarnos a esta estimación.

5. Australia en particular es un país exportador de bienes primarios y un competidor de Uruguay en terceros mercados, por lo que es interesante analizar cómo evolucionó la competitividad bilateral en el contexto de la economía mundial en los últimos meses. Dado que no es un socio comercial de Uruguay, la evolución del TCR con este país no está incluida en el índice global.

5.1 Algunos antecedentes

En el trabajo de Cuitiño, F. et al (2010): “Modelos univariados de series de tiempo para predecir la inflación de corto plazo”, del Banco Central del Uruguay, se evalúan varios modelos univariados de series de tiempo del IPC y sus componentes, en función de su poder predictivo a distintos pasos, con foco en el corto plazo. Los principales resultados muestran que en predicciones un paso en adelante (al momento el único horizonte comparable), el mejor modelo de proyección es el modelo directo con la muestra truncada (M2), dominando a la proyección indirecta y a los dos *benchmarks* usados. Según los autores, este modelo individual solo es superado en su desempeño por la combinación lineal del M2 y la mediana de expectativas, aunque esta alternativa no se encuentra disponible al momento de difundir las predicciones mensuales.

De acuerdo con el estudio de Garda, P. et al (2004): “Descripción y evaluación de un esquema metodológico para el diagnóstico y predicción de la inflación en Uruguay”, el análisis de un fenómeno económico como la inflación requiere del desarrollo de instrumentos que permitan tanto su diagnóstico como su predicción, en el entendido de que el análisis de coyuntura de dicha variable debe, necesariamente, basarse en predicciones. El comportamiento inflacionista debe ser estudiado tomando en cuenta los comportamientos específicos de los diversos componentes del IPC, ya que los precios en los distintos mercados de bienes y servicios tienen características específicas, en cuanto a su comportamiento tendencial, su estacionalidad, ciclo y erraticidad. En particular, importa el análisis desagregado del comportamiento de los precios que componen el núcleo inflacionista o la inflación subyacente, de los bienes cuyos precios observan un comportamiento más volátil, así como de aquellos bienes cuyos precios no se determinan en el mercado (precios administrados). Por ello, la propuesta metodológica que se presenta en este trabajo se apoya en un conjunto de modelos cuantitativos para los diversos componentes del IPC. La metodología econométrica utilizada se basa en modelos uniecuacionales multivariantes y de tipo G-ARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity).

El trabajo de Babihuga, R. y Gelós, G. del Fondo Monetario Internacional (FMI) “Commodity Prices: Their Impact on Inflation in Uruguay”, intenta cuantificar el impacto del incremento del precio internacional de los alimentos y del petróleo sobre la inflación uruguaya. El análisis lo realizan a través de estimaciones de la curva de Phillips y de modelos VAR. En base a ello encuentran que los precios internacionales de los alimentos tienen un impacto importante y estable en la inflación uruguaya. De acuerdo con este estudio, un incremento de 10% de los precios internacionales de los alimentos tiene un impacto de 1,2% sobre la inflación uruguaya medida por el IPC.

5.2 Análisis empírico

Para modelizar la evolución del IPC se consideraron dos tipos de variables: un grupo que aproximara los precios transables y otro grupo que aproximara los no transables. Entre los primeros se eligieron: el valor del dólar, el precio del petróleo y la evolución de la faena de bovinos. Entre los no transables se eligieron la evolución de la tarifa de la energía eléctrica y la del índice medio de salarios. Así se realizaron las pruebas de raíces unitarias de las variables elegidas, a través del test de Dickey-Fuller ampliado. Las variables estudiadas fueron:

- **IPC**, índice de precios al consumo desde enero de 1980 a junio de 2011.

- **t**, índice de precios transables, desde marzo de 1997 a junio de 2011.
- **nt**, índice de precios transables, desde marzo de 1997 a junio de 2011.
- **Dolar**, valor del dólar desde enero de 1980 a junio de 2011.
- **Petr**, precio del petróleo expresado en dólares, desde enero de 1980 a junio de 2011.
- **Faena**, faena de bovinos en número de cabezas, desde enero de 1980 a junio de 2011.
- **Luz**, tarifa de la energía eléctrica residencial desde enero de 1995 a junio de 2011.
- **IMS**, índice medio de salarios desde enero de 1980 a junio de 2011.

5.2.1 Resultado de las pruebas de Raíces Unitarias:

<i>Test de Raíces Unitarias</i>				
Dickey-Fuller Aumentado (ADF)				
H ₀ = Existe una raíz unitaria				
	Valor del estadístico de la serie en niveles	Rechazo H ₀ al 95%	Valor del estadístico de la serie en primeras diferencias	Rechazo H ₀ al 95%
IPC	-1,40 (Con tendencia y constante, 13 rezagos)	No	-4,05 (Con tendencia y constante, 12 rezagos)	Si
Dolar	0,14 (Sin tendencia ni constante, 1 rezago)	No	-10,90 (Sin tendencia ni constante, 0 rezagos)	Si
Petr	-0,52 (Sin tendencia ni constante, 1 rezago)	No	-12,39 (Sin tendencia ni constante, 0 rezagos)	Si
Faena	0,09 (Sin tendencia ni constante, 12 rezagos)	No	-8,09 (Sin tendencia ni constante, 11 rezagos)	Si
trigo	-2,00 (Sin tendencia y con constante, 7 rezagos)	No	-7,78 (Sin tendencia ni constante, 6 rezagos)	Si
Luz	-2,59 (Sin tendencia y con constante, 0 rezagos)	No	-13,71 (Sin tendencia ni constante, 0 rezagos)	Si
IMS	1,40 (Sin tendencia ni constante, 12 rezagos)	No	1,22 (Sin tendencia ni constante, 11 rezagos)	No
t	3,33 (Sin tendencia ni constante, 1 rezago)	No	-6,86 (Sin tendencia y con constante, 0 rezagos)	Si
nt	7,06 (Sin tendencia ni constante, 2 rezagos)	No	-8,90 (Sin tendencia y con constante, 0 rezagos)	Si

5.2.2 Relación de equilibrio de largo plazo: Test de Johansen

En primer lugar se investigó la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables: IPC, dolar, petr, trigo, faena, luz y var_IMS. La misma fue probada a través de la metodología de Johansen (Johansen, 1992). Dado que la variable IMS resultó integrada de segundo orden (I(2)), se incluyó la variación del IMS (var_IMS). En segundo lugar se estudió

la posible cointegración entre las variables relacionadas a los precios transables: t, dolar, petr, trigo, faena. En tercer lugar se realizó el mismo análisis para los precios no transables: nt, luz y var_IMS. Ello se llevó adelante con la finalidad de analizar si algunas de estas variables o todas, tenían una relación de largo plazo. Todas las variables se tomaron en su transformación logarítmica.

El primer vector de variables endógenas y_{it} es el siguiente:

$$y_{1t} = [IPC, dolar, petr, trigo, faena, luz, var_IMS]$$

Analizando las series y su comportamiento, se optó por iniciar el análisis en enero de 1995, hasta junio de 2011. En primer lugar se analizó la significación de las variables, y en caso de que las mismas no resultaron significativas se realizaron los tests de exclusión y así se decidió eliminarlas de la ecuación. Así, las variables que resultaron significativas fueron: IPC, dólar y var_IMS, y los signos resultaron los esperados.

Finalmente la ecuación resultó:

$$IPC = 0,64 \text{ dólar} + 5,93 \text{ var_IMS} - 5,68$$

A continuación se realizaron las pruebas de exogeneidad débil, donde el dólar resultó débilmente exógena, mientras que la variación del IMS ajusta en la ecuación de corto plazo, aunque con un coeficiente de 0,065.

Luego de esta prueba, la ecuación resultante es:

$$IPC = 0,73 \text{ dólar} + 6,63 \text{ var_IMS} - 6,88$$

Vectores de cointegración	Variables				Eigenvalue	Estadístico de traza
	IPC	dolar	Var_IMS	Constante		
(H0: r=0) 1	1,000	-0,73	-6,63	6,88	0,257753	74,89971*
(H0: r<1) 2	4,47	1,000	2,50	-23,90	0,076936	15,88115*

* (**) Denota el rechazo de la hipótesis de no cointegración al 5% (1%). De acuerdo con el criterio de Schwarz, se seleccionó 1 retardo para la estimación de este modelo.

El segundo modelo estudiado se expresa a través del vector:

$$y_{2t} = [t, dolar, petr, trigo, faena]$$

Al estudiar la posible cointegración entre las variables, se llegó a un modelo en el cual resultaron significativas la faena, el precio del petróleo y el precio del trigo. Luego de realizar las pruebas de exogeneidad débil, la ecuación resultante fue:

$$t = -2,55 \text{ petr} + 5,41 \text{ trigo} - 14,37$$

Vectores de cointegración	Variables				Eigenvalue	Estadístico de traza
	t	petr	trigo	Constante		
(H0: r=0) 1	1,000	2,55	-5,41	14,37	0.136163	37.35812*
(H0: r<1) 2	0,51	1,000	0,71	-	0.067100	12.47501

* (**) Denota el rechazo de la hipótesis de no cointegración al 5% (1%). De acuerdo con el criterio de Schwarz , se seleccionó 1 retardo para la estimación de este modelo.

El tercer modelo estudiado se expresa a través del vector:

$$y_{3t} = [nt, luz, var_IMS]$$

Sin embargo, a variable luz no resultó significativa, por lo que la ecuación final, luego de realizar los tests de exclusión y los de exogeneidad débil resultó:

$$nt = 7,18 var_IMS - 5,08$$

Vectores de cointegración	Variables			Eigenvalue	Estadístico de traza
	nt	Var_IMS	Constante		
(H0: r=0) 1	1,000	-7,18	5,08	0.100053	17.57022*
(H0: r<1) 2	1,72	1,000	-	0.002370	0.386834

* (**) Denota el rechazo de la hipótesis de no cointegración al 5% (1%). De acuerdo con el criterio de Schwarz , se seleccionó 1 retardo para la estimación de este modelo.

5.2.3 Proyección

A partir de los modelos obtenidos, se realizó la proyección de la serie, resultando la inflación proyectada por el modelo para diciembre de 2011 de 7,0% y para diciembre de 2012 de 9,0%.

De acuerdo con la Encuesta de expectativas recabada por el Banco Central, la mediana de las expectativas de los agentes para la inflación de diciembre de 2011 es de 7,5% y para diciembre de 2012 es de 7,0%.

Luego se realizaron proyecciones de los modelos de precios transables y no transables y luego se agregaron, utilizando la participación relativa de cada uno de estos tipos de bienes en el IPC general, de acuerdo con la categorización realizada para este trabajo. Ellas resultaron 36% para los precios de los bienes transables y 64% para los de los no transables.

De estas proyecciones resultó que la inflación para los no transables para 2011 es de 7,5% y para 2012 de 8,3%. Por otra parte, la inflación transable de acuerdo con el modelo es de 7,8% para 2011 y de 6,1% para 2012. Reponderando las variaciones de acuerdo al peso relativo de los distintos tipos de bienes en la inflación global resulta: 7,6% de variación para 2011 y 7,5% para 2012.

Estos valores proyectados, si bien no son idénticos a las mediana de las expectativas relevadas por el BCU, resultan muy próximos y tienen la misma tendencia, ya que para 2012 se proyecta una tasa de inflación algo menor que para 2011.

6. Algunas reflexiones finales

La inflación es un fenómeno persistente en la economía uruguaya, que más allá que hace casi diez años que se mantiene por debajo del 10%, igualmente es un objetivo constante de la política económica. Las características de la economía uruguaya, en cuanto es una economía pequeña y abierta, con tipo de cambio flexible y libre movilidad de capitales la hace muy vulnerable a los vaivenes de los precios de la economía mundial. Sin embargo, este mismo fenómeno permite que los ajustes se den en forma más rápida que lo que sucedía cuando el sistema de tipo de cambio imperante era el fijo.

De acuerdo con los modelos aquí estimados, para los próximos meses se proyecta una moderación en la tasa de inflación, lo que coincide con lo recogido en la Encuesta de Expectativas del BCU. Sin embargo, los acontecimientos de la economía internacional de las últimas horas ponen un signo de interrogación sobre la evolución futura de las principales variables incluidas en este modelo. Así, seguramente será necesario re-estimar estos resultados a la luz de los nuevos valores de las series.

7. Citas bibliográficas

- Babihuga R., Gelos, G. (2009). "Commodity Prices: Their Impact on Inflation in Uruguay". Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Carballo, P. (2008). "La inflación subyacente en Uruguay: un indicador basado en el análisis factorial dinámico generalizado". Banco Central del Uruguay, marzo de 2008. Montevideo, Uruguay.
- Instituto de Economía (2011). "Informe de coyuntura 2010-2011". Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Mayo, 2011. Montevideo, Uruguay.
- Enders, W. (1993). "Applied Econometric Time Series". Wiley & Sons Inc. Nueva York, Estados Unidos.
- Fernández, A., Lanzilotta, B., Zunino, G. (2010). "Análisis de la persistencia inflacionaria en Uruguay a través de pruebas de estabilidad paramétrica". Centro de Investigaciones Económicas – CINVE, setiembre 2010. Montevideo, Uruguay.
- Garda P., Lanzilotta, B., Mantero, R. (2006). "Agregados monetarios e inflación en Uruguay ¿Una relación lo lineal?" Centro de Investigaciones Económicas – CINVE, junio de 2006. Montevideo, Uruguay.
- Garda P., Lanzilotta, B., Lorenzo, F. (2004). "Descripción y evaluación de un esquema metodológico para el diagnóstico y predicción de la inflación en Uruguay". Centro de Investigaciones Económicas – CINVE, julio de 2004. Montevideo, Uruguay.
- Johansen, S. (1992). "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-equation Analysis", *Journal of Econometrics*, 52, 3, 389-402.

8. Anexo

8.1 Modelo para el IPC global

Test de Cointegración:

Date: 08/13/11 Time: 22:24

Sample (adjusted): 1995M01 2011M06

Included observations: 198 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LOG(IPC) LOG(DOLAR) LOG(VAR_IMS)

Exogenous series: D(E027) D(E0210) D(A) D(B) D(E) D(F) D(G) D(H) D(I) D(J)

D(K) D(L) D(M) D(I036) D(TC08) D(I089) D(I106) D(I051) D(I071) D(I101)

Warning: Critical values assume no exogenous series

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

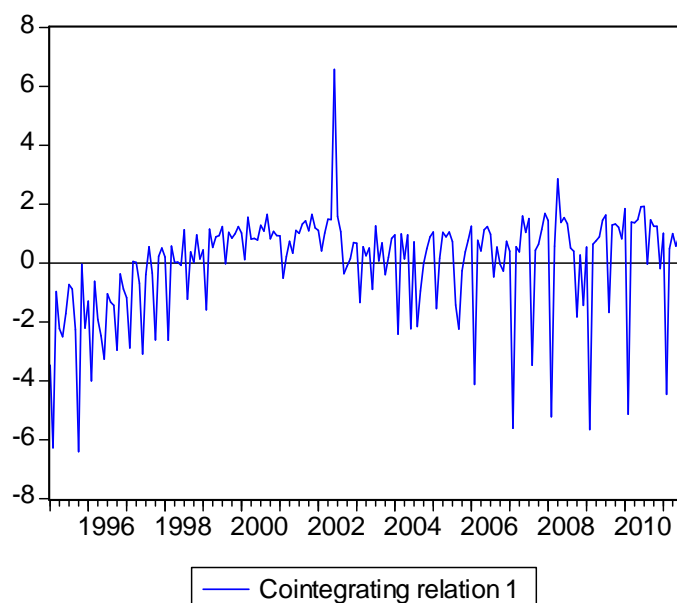
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.257753	74.89971	29.79707	0.0000
At most 1 *	0.076936	15.88115	15.49471	0.0437
At most 2	0.000151	0.029818	3.841466	0.8629

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Vector de cointegración



Modelo VECM:

Vector Error Correction Estimates							
Date: 08/13/11 Time: 22:29							
Sample (adjusted): 1995M01 2011M06							
Included observations: 198 after adjustments							
Standard errors in () & t-statistics in []							
Cointegration Restrictions:							
B(1,1)=1, A(2,1)=0,							
Convergence achieved after 81 iterations.							
Restrictions identify all cointegrating vectors							
LR test for binding restrictions (rank = 1):							
Chi-square(1)	0.385609						
Probability	0.534617						
Cointegrating Eq:	CointEq1						
LOG(IPC(-1))	1.000000						
LOG(DOLAR(-1))	-0.730664 (0.31985) [-2.28441]						
LOG(VAR_IMS(-1))	-6.629811 (0.99243) [-6.68039]						
C	6.877480						
Error Correction:	D(LOG(IPC))	D(LOG(DOLAR))	D(LOG(VAR_IMS))				
CointEq1	-0.000976 (0.00036) [-2.71526]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.065601 (0.01184) [5.54232]				
D(LOG(IPC(-1)))	0.558069 (0.06297) [8.86239]	-0.100492 (0.16739) [-0.60035]	5.220816 (2.03181) [2.56953]				
D(LOG(DOLAR(-1)))	0.065189 (0.01598) [4.07939]	0.727008 (0.04248) [17.1146]	-0.289414 (0.51562) [-0.56130]				
D(LOG(VAR_IMS(-1)))	-0.005099 (0.00208) [-2.45470]	0.003819 (0.00552) [0.69172]	-0.133436 (0.06702) [-1.99087]				
C	0.003236 (0.00060) [5.41351]	0.002027 (0.00159) [1.27593]	-0.046913 (0.01929) [-2.43257]				
D(E027)	0.034118 (0.00538) [6.34054]	0.199299 (0.01430) [13.9335]	-0.102288 (0.17362) [-0.58915]				
D(E0210)	-0.013774 (0.00507) [-2.71495]	-0.120306 (0.01349) [-8.92032]	-0.049098 (0.16370) [-0.29992]				
D(A)	0.005624 (0.00123) [4.57137]	0.006628 (0.00327) [2.02679]	0.427079 (0.03970) [10.7588]				
D(B)	0.001028 (0.00177) [0.58227]	-0.002896 (0.00469) [-0.61693]	0.213880 (0.05698) [3.75343]				
D(E)	0.001507 (0.00189) [0.79616]	0.007232 (0.00503) [1.43687]	0.131012 (0.06109) [2.14452]				
D(F)	0.002761 (0.00199) [1.38990]	-0.000122 (0.00528) [-0.02318]	0.081697 (0.06409) [1.27472]				
D(G)	0.001968 (0.00204) [0.96581]	0.003482 (0.00542) [0.64304]	0.072966 (0.06573) [1.11006]				
D(H)	0.002261 (0.00209) [1.08392]	0.005089 (0.00555) [0.91767]	-0.017285 (0.06731) [-0.25679]				
D(I)	0.005250 (0.00206) [2.55210]	0.010353 (0.00547) [1.89313]	0.109291 (0.06638) [1.64644]				
D(J)	0.008188 (0.00198) [4.12514]	0.004356 (0.00528) [0.82570]	0.094310 (0.06404) [1.47262]				
D(K)	0.003667 (0.00188)	-0.003421 (0.00500)	0.101596 (0.06069)				

	[1.94966]	[-0.68426]	[1.67394]		(0.00355)	(0.00943)	(0.11446)
					[-1.07096]	[-1.23999]	[3.07043]
D(L)	0.001062	-0.010224	0.033540				
	(0.00160)	(0.00427)	(0.05178)	D(I018)	-0.011152	-0.027807	-0.045677
	[0.66147]	[-2.39640]	[0.64768]		(0.00350)	(0.00929)	(0.11279)
					[-3.19013]	[-2.99243]	[-0.40496]
D(M)	-0.001861	0.001250	0.028464				
	(0.00120)	(0.00319)	(0.03871)	D(I0111)	-0.000246	-0.020540	-0.010382
	[-1.55146]	[0.39212]	[0.73537]		(0.00348)	(0.00925)	(0.11223)
					[-0.07061]	[-2.22157]	[-0.09251]
D(I036)	-0.003894	-0.079498	-0.024499				
	(0.00359)	(0.00954)	(0.11580)	D(I091)	-0.002548	-0.052174	0.348514
	[-1.08515]	[-8.33329]	[-0.21157]		(0.00360)	(0.00958)	(0.11623)
					[-0.70739]	[-5.44866]	[2.99845]
D(TC08)	0.004390	0.109660	0.061872				
	(0.00602)	(0.01599)	(0.19415)	D(I959)	-0.000127	0.002099	0.553925
	[0.72962]	[6.85599]	[0.31868]		(0.00358)	(0.00952)	(0.11552)
					[-0.03535]	[0.22053]	[4.79509]
D(I089)	0.005675	0.062816	0.207267				
	(0.00469)	(0.01246)	(0.15125)	D(I077)	-0.002197	-0.002583	0.399100
	[1.21055]	[5.04105]	[1.37033]		(0.00352)	(0.00937)	(0.11367)
					[-0.62350]	[-0.27580]	[3.51089]
D(I106)	-0.000309	0.040948	-0.051507				
	(0.00351)	(0.00933)	(0.11331)	R-squared	0.747754	0.847171	0.813152
	[-0.08808]	[4.38664]	[-0.45458]	Adj. R-squared	0.700648	0.818631	0.778259
				Sum sq. resids	0.003733	0.026376	3.886195
D(I051)	-0.003353	-0.028207	-0.093320	S.E. equation	0.004742	0.012605	0.153006
	(0.00350)	(0.00932)	(0.11308)	F-statistic	15.87379	29.68326	23.30393
	[-0.95682]	[-3.02768]	[-0.82523]	Log likelihood	796.0588	602.4818	108.2030
				Akaike AIC	-7.717766	-5.762443	-0.769727
D(I071)	0.004878	-0.008767	0.383507	Schwarz SC	-7.186328	-5.231006	-0.238290
	(0.00353)	(0.00938)	(0.11388)	Mean dependent	0.008692	0.006071	-0.003247
	[1.38208]	[-0.93444]	[3.36776]	S.D. dependent	0.008667	0.029599	0.324926
D(I101)	-0.000442	-0.000455	0.398633	Determinant resid covariance (dof adj.)		7.41E-11	
	(0.00359)	(0.00954)	(0.11585)	Determinant resid covariance		4.37E-11	
	[-0.12314]	[-0.04771]	[3.44100]	Log likelihood		1518.624	
				Akaike information criterion		-14.33963	
D(I024)	0.004026	0.033722	0.413380	Schwarz criterion		-12.69550	
	(0.00347)	(0.00922)	(0.11196)				
	[1.16017]	[3.65617]	[3.69233]				
D(I081)	-0.003799	-0.011693	0.351446				

Exogeneidad débil:

Restrictions:

b(1,1)=1, a(2,1)=0,

Tests of cointegration restrictions:

Hypothesized No. of CE(s)	Restricted Log-likelihood	LR Statistic	Degrees of Freedom	Probability
1	1450.191	0.443146	1	0.505608
2	1458.338	NA	NA	NA

NA indicates restriction not binding.

Residuos:

1 – Normalidad

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Date: 08/13/11 Time: 22:38

Sample: 1995M01 2012M12

Included observations: 198

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.216826	1.551448	1	0.2129
2	0.123965	0.507120	1	0.4764
3	-0.092141	0.280171	1	0.5966

Joint		2.338740	3	0.5051
-------	--	----------	---	--------

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.053113	0.023273	1	0.8787
2	2.633134	1.110371	1	0.2920
3	3.375386	1.162546	1	0.2809

Joint		2.296190	3	0.5133
-------	--	----------	---	--------

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.574721	2	0.4550
2	1.617491	2	0.4454
3	1.442717	2	0.4861

Joint	4.634930	6	0.5914
-------	----------	---	--------

2 – Autocorrelación

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Date: 08/13/11 Time: 22:40

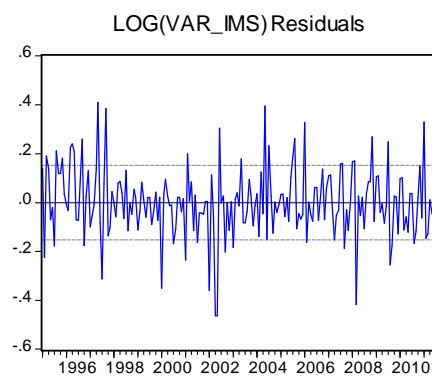
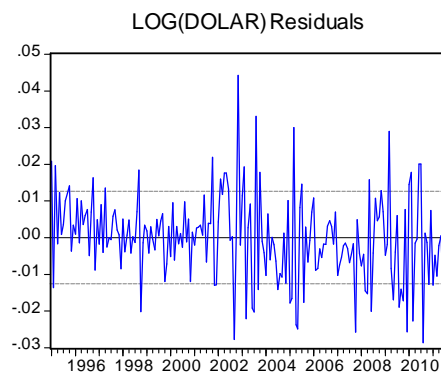
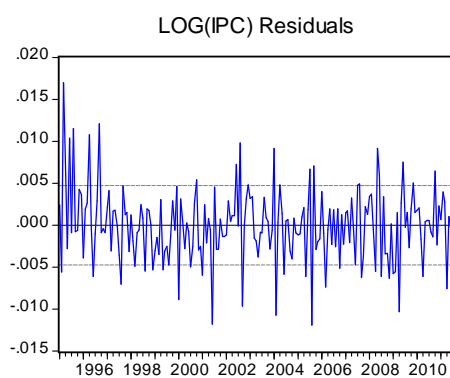
Sample: 1995M01 2012M12

Included observations: 198

Lags	LM-Stat	Prob
1	22.70479	0.0069
2	20.43987	0.0154
3	24.62407	0.0034
4	10.29059	0.3275
5	9.186302	0.4203
6	14.79762	0.0966
7	8.640111	0.4711

8	7.190198	0.6173
9	11.70859	0.2302
10	7.549873	0.5801
11	8.783049	0.4575
12	15.56225	0.0766
13	24.73712	0.0033
14	9.040149	0.4336
15	9.745098	0.3715
16	4.505281	0.8751
17	26.19238	0.0019
18	9.461198	0.3958
19	4.196976	0.8980
20	4.941193	0.8394

Probs from chi-square with 9 df.



8.2 Modelo para los precios transables

Test de cointegración

Date: 08/14/11 Time: 17:38

Sample (adjusted): 1997M05 2011M06

Included observations: 170 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LOG(T) LOG(PETR) LOG(TRIGO)

Exogenous series: D(A) D(B) D(E) D(F) D(G) D(H) D(I) D(J) D(K) D(L) D(M) D(E027) D(I027) D(I0210) D(I038) D(TC08A)

Warning: Critical values assume no exogenous series

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

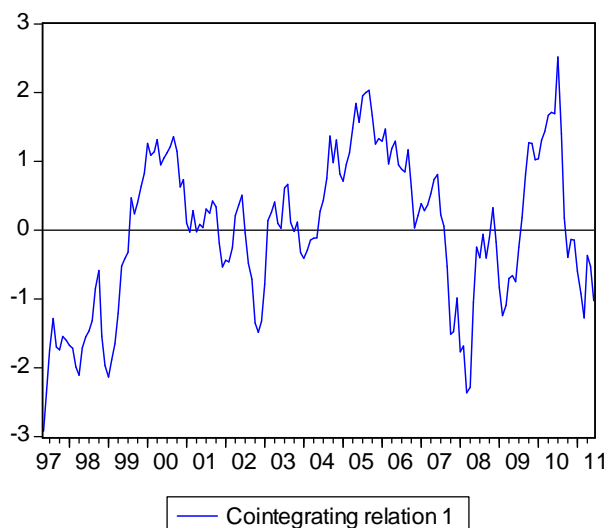
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.208935	56.63422	35.19275	0.0001
At most 1	0.069393	16.79049	20.26184	0.1405
At most 2	0.026492	4.564428	9.164546	0.3346

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Vector de cointegración



Modelo VECM

Vector Error Correction Estimates			
Date: 08/14/11 Time: 18:30			
Sample (adjusted): 1997M05 2011M06			
Included observations: 170 after adjustments			
Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegration Restrictions:			
B(1,1)=1, A(1,1)=0,			
A(2,1)=0			
Convergence achieved after 97 iterations.			
Restrictions identify all cointegrating vectors			
LR test for binding restrictions (rank = 1):			
Chi-square(2)	3.024711		
Probability	0.220390		
Cointegrating Eq:	CointEq1		
LOG(T(-1))	1.000000		
LOG(PETR(-1))	2.547431		
	(0.75321)		
	[3.38211]		
LOG(TRIGO(-1))	-5.414772		
	(1.41100)		
	[-3.83754]		
C	14.36558		
Error Correction:	D(LOG(T))	D(LOG(PETR))	D(LOG(TRIGO))
CointEq1	0.000000	0.000000	0.018192
	(0.00000)	(0.00000)	(0.00450)
	[NA]	[NA]	[4.04119]
D(LOG(T(-1)))	0.479815	-0.684219	0.954017
	(0.04852)	(0.80763)	(0.58798)
	[9.88875]	[-0.84719]	[1.62254]
D(LOG(PETR(-1)))	0.001948	0.193678	0.016900
	(0.00476)	(0.07915)	(0.05762)
	[0.40971]	[2.44706]	[0.29329]
D(LOG(TRIGO(-1)))	0.000897	0.037587	0.163235
	(0.00641)	(0.10672)	(0.07770)

	[0.13986]	[0.35219]	[2.10094]
C	0.002549	0.011372	-0.003787
	(0.00049)	(0.00811)	(0.00590)
	[5.23192]	[1.40244]	[-0.64148]
D(A)	0.003054	0.017731	-0.000862
	(0.00135)	(0.02239)	(0.01630)
	[2.27049]	[0.79185]	[-0.05287]
D(B)	-0.005772	0.010567	0.000758
	(0.00180)	(0.02996)	(0.02181)
	[-3.20697]	[0.35273]	[0.03475]
D(E)	-0.000278	0.057361	-0.002939
	(0.00212)	(0.03526)	(0.02567)
	[-0.13126]	[1.62700]	[-0.11451]
D(F)	0.002037	0.061680	-0.026770
	(0.00229)	(0.03809)	(0.02773)
	[0.89025]	[1.61922]	[-0.96529]
D(G)	0.000317	0.087206	-0.024446
	(0.00239)	(0.03983)	(0.02899)
	[0.13246]	[2.18969]	[-0.84312]
D(H)	-0.002778	0.085649	-0.053274
	(0.00244)	(0.04063)	(0.02958)
	[-1.13816]	[2.10816]	[-1.80116]
D(I)	0.000197	0.091181	-0.059121
	(0.00246)	(0.04099)	(0.02984)
	[0.07998]	[2.22472]	[-1.98138]
D(J)	-0.001873	0.100734	-0.048433
	(0.00238)	(0.03960)	(0.02883)
	[-0.78705]	[2.54355]	[-1.67980]
D(K)	0.000506	0.094619	-0.019135
	(0.00216)	(0.03592)	(0.02615)
	[0.23471]	[2.63428]	[-0.73177]
D(L)	0.000795	0.090035	-0.001013
	(0.00183)	(0.03038)	(0.02212)
	[0.43542]	[2.96343]	[-0.04579]

D(M)	-0.001486	0.049117	-0.004580	(0.00498)	(0.08297)	(0.06041)
	(0.00133)	(0.02221)	(0.01617)	[1.62696]	[-3.21774]	[-3.63893]
	[-1.11373]	[2.21107]	[-0.28321]			
				R-squared	0.831061	0.220221
				Adj. R-squared	0.808385	0.115552
D(E027)	0.118191	0.120562	0.065786	Sum sq. resids	0.003917	1.085331
	(0.00924)	(0.15381)	(0.11198)	S.E. equation	0.005128	0.085347
	[12.7904]	[0.78384]	[0.58749]	F-statistic	36.64880	2.103984
				Log likelihood	666.4211	188.3631
D(I027)	-0.041395	-0.065291	0.032166	Akaike AIC	-7.593189	-1.968977
	(0.00677)	(0.11273)	(0.08207)	Schwarz SC	-7.205825	-1.581614
	[-6.11205]	[-0.57918]	[0.39193]	Mean dependent	0.006313	0.009870
				S.D. dependent	0.011714	0.090751
D(I0210)	-0.011410	0.025087	0.000812			
	(0.00393)	(0.06534)	(0.04757)	Determinant resid covariance (dof adj.)		6.95E-10
	[-2.90679]	[0.38395]	[0.01708]	Determinant resid covariance		4.68E-10
				Log likelihood		1100.851
D(I038)	0.012898	0.060284	0.093591	Akaike information criterion		-12.17471
	(0.00379)	(0.06303)	(0.04588)	Schwarz criterion		-10.95729
	[3.40629]	[0.95649]	[2.03970]			
D(TC08A)	0.008110	-0.266990	-0.219818			

Exogeneidad débil:

Restrictions:

$B(1,1)=1$, $a(1,1)=0$,
 $a(2,1)=0$

Tests of cointegration restrictions:

Hypothesized No. of CE(s)	Restricted Log-likelihood	LR Statistic	Degrees of Freedom	Probability
1	1086.258	21.56390	2	0.000021
2	1102.683	0.939248	1	0.332471

Residuos:

1 – Normalidad

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Date: 08/14/11 Time: 18:44

Sample: 1997M01 2012M12

Included observations: 170

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.187037	0.991180	1	0.3195
2	-0.374330	3.970157	1	0.0463
3	0.383555	4.168239	1	0.0412
Joint		9.129577	3	0.0276

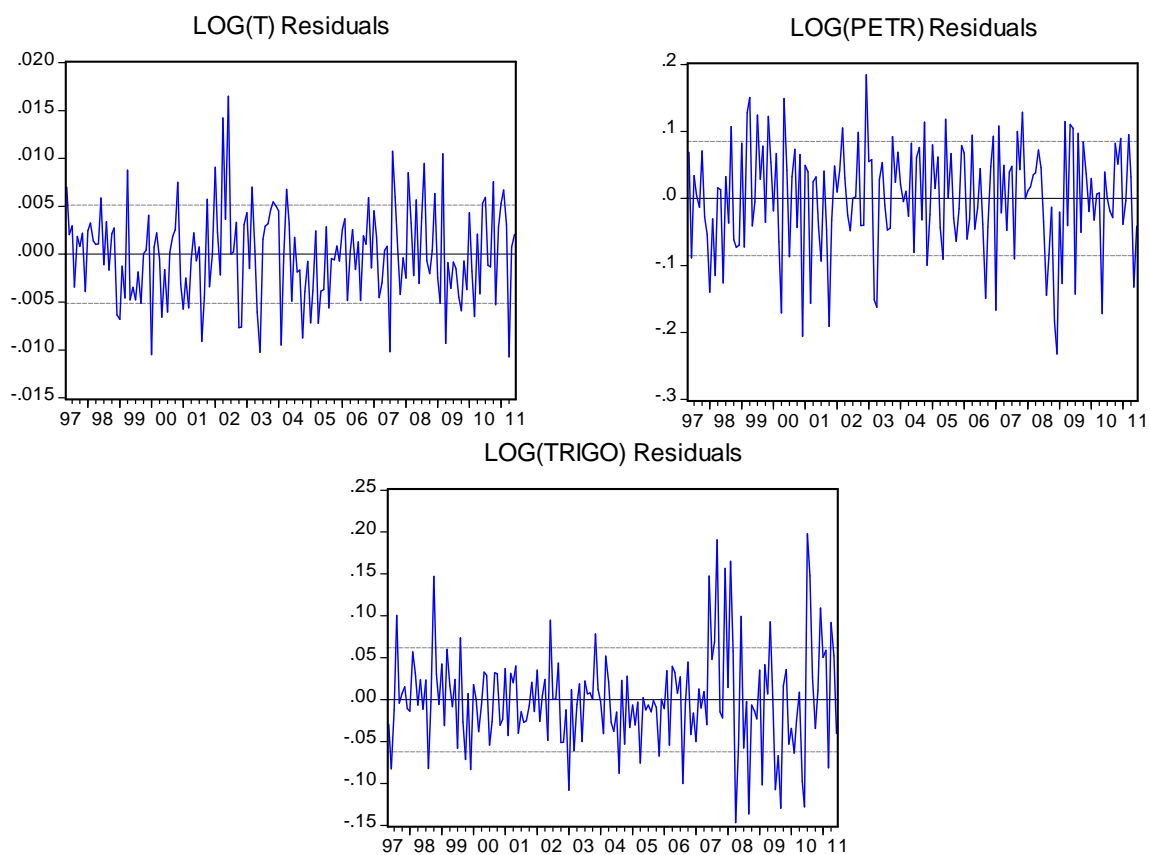
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.561852	1.359815	1	0.2436
2	2.229827	4.201593	1	0.0404
3	3.290851	0.599209	1	0.4389
Joint		6.160617	3	0.1041

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.350995	2	0.3087
2	8.171750	2	0.0168
3	4.767448	2	0.0922
Joint	15.29019	6	0.0181

2 – Autocorrelación

Lags	LM-Stat	Prob		
			8	6.966175
			9	9.841965
			10	11.63385
			11	12.77208
			12	16.96995
			13	15.54363
			14	9.173545
			15	6.778885
1	10.57023	0.3063	16	10.06149
2	6.079013	0.7320	17	7.591376
3	14.53271	0.1046	18	18.02864
4	29.74939	0.0005	19	18.74973
5	18.00171	0.0352	20	12.63309
6	10.63809	0.3013		
7	10.36968	0.3214		

Probs from chi-square with 9 df.



8.3 Modelo para los precios no transables

Test de cointegración

Date: 08/14/11 Time: 18:56

Sample (adjusted): 1997M12 2011M06

Included observations: 163 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LOG(NT) LOG(VAR_IMS)

Exogenous series: D(A) D(L) D(M) D(B) D(E) D(F) D(G) D(H) D(I) D(J) D(K) D(I025)

Warning: Critical values assume no exogenous series

Lags interval (in first differences): 1 to 8

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

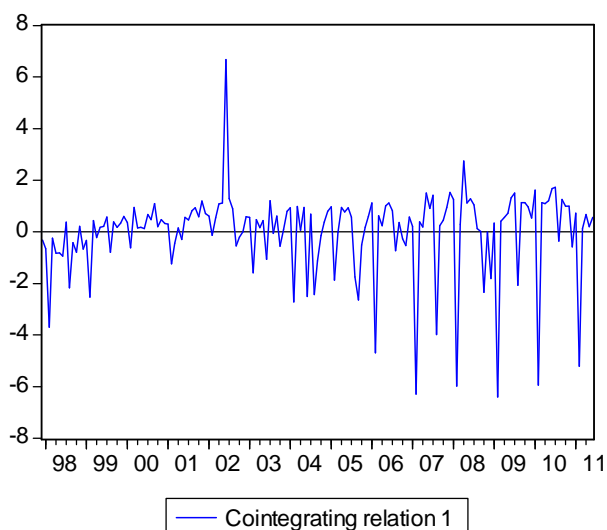
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.100053	17.57022	15.49471	0.0240
At most 1	0.002370	0.386834	3.841466	0.5340

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Vector de cointegración



Modelo VECM

Vector Error Correction Estimates		
Date: 08/14/11 Time: 19:00		
Sample (adjusted): 1997M12 2011M06		
Included observations: 163 after adjustments		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
LOG(NT(-1))	1.000000	
LOG(VAR_IMS (-1))	-7.179062	
	(1.70249)	
	[-4.21680]	
C	5.079518	
Error Correction:	D(LOG(NT))	D(LOG(VAR_IMS))
CointEq1	0.001740	0.071521
	(0.00075)	(0.02179)
	[2.31070]	[3.28257]
D(LOG(NT(-1)))	0.225748	-0.641385
	(0.08463)	(2.44830)
	[2.66741]	[-0.26197]

D(LOG(NT(-2)))	0.042066	-0.744977
	(0.08515)	(2.46338)
	[0.49400]	[-0.30242]
D(LOG(NT(-3)))	0.128253	-0.617777
	(0.08495)	(2.45763)
	[1.50966]	[-0.25137]
D(LOG(NT(-4)))	0.068532	2.606901
	(0.08654)	(2.50352)
	[0.79191]	[1.04129]
D(LOG(NT(-5)))	-0.037070	1.835085
	(0.08651)	(2.50258)
	[-0.42852]	[0.73328]
D(LOG(NT(-6)))	-0.000859	1.175004
	(0.08559)	(2.47614)
	[-0.01003]	[0.47453]
D(LOG(NT(-7)))	0.173354	0.545157
	(0.08247)	(2.38581)
	[2.10198]	[0.22850]
D(LOG(NT(-8)))	-0.128074	-0.516126
	(0.08136)	(2.35364)
	[-1.57417]	[-0.21929]
D(LOG(VAR_IMS(-1)))	0.013301	-0.263656
	(0.00525)	(0.15186)

	[2.53387]	[-1.73623]
D(LOG(VAR_I MS(-2)))	0.011796	-0.101601
	(0.00507)	(0.14667)
	[2.32657]	[-0.69272]
D(LOG(VAR_I MS(-3)))	0.001747	-0.138690
	(0.00495)	(0.14317)
	[0.35309]	[-0.96870]
D(LOG(VAR_I MS(-4)))	0.004173	-0.169831
	(0.00464)	(0.13416)
	[0.89972]	[-1.26588]
D(LOG(VAR_I MS(-5)))	0.004993	-0.178769
	(0.00432)	(0.12492)
	[1.15628]	[-1.43102]
D(LOG(VAR_I MS(-6)))	0.003490	0.038634
	(0.00391)	(0.11311)
	[0.89262]	[0.34156]
D(LOG(VAR_I MS(-7)))	0.005250	0.020911
	(0.00347)	(0.10045)
	[1.51196]	[0.20818]
D(LOG(VAR_I MS(-8)))	0.002496	-0.029749
	(0.00271)	(0.07854)
	[0.91949]	[-0.37880]
C	0.003507	-0.024628
	(0.00106)	(0.03067)
	[3.30813]	[-0.80310]
D(A)	0.006412	0.459229
	(0.00172)	(0.04965)
	[3.73614]	[9.24953]
D(L)	0.009202	0.094586
	(0.00249)	(0.07217)
	[3.68882]	[1.31067]
D(M)	0.000477	0.072985
	(0.00172)	(0.04986)
	[0.27698]	[1.46378]
D(B)	0.007041	0.310571
	(0.00280)	(0.08088)
	[2.51823]	[3.83990]

D(E)	0.007320	0.205267
	(0.00331)	(0.09582)
	[2.20981]	[2.14215]
D(F)	0.012331	0.208033
	(0.00341)	(0.09875)
	[3.61245]	[2.10676]
D(G)	0.010106	0.193424
	(0.00339)	(0.09805)
	[2.98176]	[1.97272]
D(H)	0.010393	0.061463
	(0.00321)	(0.09300)
	[3.23286]	[0.66091]
D(I)	0.013880	0.116508
	(0.00324)	(0.09365)
	[4.28774]	[1.24413]
D(J)	0.015288	0.105303
	(0.00319)	(0.09236)
	[4.78864]	[1.14015]
D(K)	0.012535	0.143948
	(0.00303)	(0.08768)
	[4.13568]	[1.64167]
D(I025)	-0.000564	-0.505115
	(0.00419)	(0.12109)
	[-0.13476]	[-4.17136]
R-squared	0.518460	0.817729
Adj. R-squared	0.413463	0.777985
Sum sq. resids	0.003639	3.045519
S.E. equation	0.005231	0.151323
F-statistic	4.937844	20.57524
Log likelihood	641.5580	93.08946
Akaike AIC	-7.503779	-0.774104
Schwarz SC	-6.934378	-0.204702
Mean dependent	0.006749	-0.000472
S.D. dependent	0.006830	0.321155
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.21E-07
Determinant resid covariance		4.13E-07
Log likelihood		735.4124
Akaike information criterion		-8.262729
Schwarz criterion		-7.085965

Residuos

1 – Normalidad

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Date: 08/14/11 Time: 19:06

Sample: 1997M03 2012M12

Included observations: 163

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.263822	1.890850	1	0.1691
2	0.285115	2.208386	1	0.1373
Joint		4.099236	2	0.1288

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.630419	0.927673	1	0.3355
2	3.071959	0.035168	1	0.8512
Joint		0.962841	2	0.6179

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.818523	2	0.2443
2	2.243554	2	0.3257
Joint	5.062077	4	0.2810

2 – Autocorrelación

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Date: 08/14/11 Time: 19:12

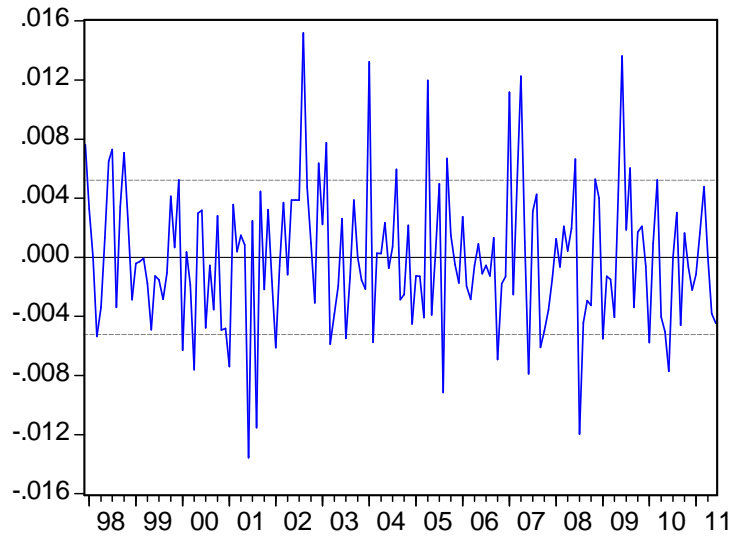
Sample: 1997M03 2012M12

Included observations: 163

Lags	LM-Stat	Prob		
			8	7.817429
			9	2.459159
			10	3.393600
			11	4.329503
			12	17.36294
			13	1.711539
			14	2.345256
			15	4.540569
1	5.235894	0.2639	16	0.617609
2	1.943203	0.7462	17	10.03360
3	1.126474	0.8900	18	6.573133
4	1.769778	0.7780	19	1.748517
5	1.068559	0.8992	20	5.738568
6	1.641020	0.8014		
7	0.362907	0.9854		

Probs from chi-square with 4 df.

LOG(NT) Residuals



LOG(VAR_IMS) Residuals

