



Facultad de Ciencias Económicas y de Administración  
Universidad de la República

**UNIVERSIDAD DE LA REPUBLICA**  
**FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y DE**  
**ADMINISTRACION**

Tesis para optar al título "MAESTRIA EN ECONOMIA"

PLAN 2005

**LA TASA NATURAL DE INTERES:**  
**Estimación para la economía uruguaya.**

**Período: 1992.I - 2007.II**

**VERONICA ESPAÑA ARIAS**

**TUTORA: Elizabeth Bucacos**

**Ph D**

**Montevideo, Uruguay**

**2008**

# **PAGINA DE APROBACION**

## **FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y ADMINISTRACION**

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la

Tesis de Investigación:

Título

.....  
.....

Autor

.....

Tutor

.....

Carrera

.....

Puntaje

.....

Tribunal

Profesor.....(nombre y firma).

Profesor.....(nombre y firma).

Profesor.....(nombre y firma).

FECHA

## **AGRADECIMIENTOS:**

En primer lugar, quisiera agradecer el apoyo brindado por mi familia, sin el cual no hubiera sido posible realizar esta tesis. Del mismo modo, a mis amigos y compañeros de trabajo, por el “aguante”.

Con respecto al apoyo técnico, comenzar agradeciendo a Elizabeth Bucacos por la dirección brindada, así como a Daniel Dominioni, Adriana Induni y Alejandro Pena, por aceptar ser miembros del tribunal de evaluación de la presente investigación.

Además, me gustaría realizar un agradecimiento muy especial a Elena Ganon por sus valiosos aportes.

Agradezco también a Adriana Induni, Gerardo Licandro y Leonardo Vicente por sus sugerencias y comentarios.

Por último, quisiera agradecer a quienes de una u otra forma me brindaron elementos para conformar la base de datos necesaria para este estudio: Jorge Basal, Andrés Bialostosky, Luis Cáceres, Rosanna Fernandez, Kariné Hagopian, Gabriela Pacheco y Alvaro Pérez.

## **RESUMEN:**

Este documento de tesis aborda el tema de la tasa natural de interés (TNI) y presenta una estimación de la misma para la economía uruguaya en el período comprendido entre 1992.I y 2007.II. La metodología utilizada es la desarrollada por Laubach y Williams (2001), que fuera adaptada por Mésonnier y Renne (2004). Aplicando el filtro de Kalman a un modelo semiestructural pequeño de corte neokeynesiano, que intenta recoger las características propias de la economía uruguaya, se estiman conjuntamente la tasa de interés de equilibrio y la brecha producto. Como diferencia entre la tasa de interés real y la TNI, surge la brecha de la tasa de interés, que se constituye en un indicador para evaluar las instancias de política monetaria durante el período de estudio. Cuando la referida brecha es positiva, se concluye que la instancia monetaria es contractiva; de otra manera, cuando la brecha es negativa el sesgo de la política se considera expansivo. De esta forma, el indicador sugiere que la instancia monetaria en los últimos tres años de análisis ha sido sistemáticamente expansiva. Para el mismo período, se estima que la brecha producto fue positiva, lo que está en línea con lo estimado por otros trabajos realizados en la materia. En lo que respecta a la utilización de este tipo de estimaciones para la toma de decisiones de política monetaria en tiempo real, se considera que debe ser realizada con cautela, teniendo presentes las relativizaciones que le caben a las

mismas, las cuales son desarrolladas en el presente documento. Finalmente, los resultados alcanzados en la presente investigación no parecen diferir en gran forma de lo hallado para otros países de América Latina.

## **PALABRAS CLAVES:**

Tasa natural de interés, tasa de interés de equilibrio, filtro de Kalman, brecha producto, producto potencial, modelo semiestructural, representación estado-espacio, variables no observables, instancia de política monetaria.

**Códigos de clasificación JEL:** C32, E43, E52

## **TABLA DE ILUSTRACIONES:**

Ilustración II-1 .....	11
Ilustración II-2 .....	23
Ilustración II-3 .....	26
Ilustración III-1 .....	33
Ilustración IV-1 .....	38
Ilustración V-1 .....	51
Ilustración V-2 .....	58
Ilustración V-3 .....	59
Ilustración V-4 .....	65
Ilustración V-5 .....	73
Ilustración V-6 .....	80

## **TABLA DE GRAFICAS:**

Gráfica 1 .....	75
Gráfica 2 .....	76
Gráfica 3 .....	77
Gráfica 4 .....	78
Gráfica 5 .....	81
Gráfica 6 .....	81
Gráfica 7 .....	94
Gráfica 8 .....	95
Gráfica 9 .....	95
Gráfica 10 .....	96
Gráfica 11 .....	97
Gráfica 12 .....	98
Gráfica 13 .....	99
Gráfica 14 .....	99

Gráfica 15 .....	101
Gráfica 16 .....	101
Gráfica 17 .....	102
Gráfica 18 .....	103
Gráfica 19 .....	103
Gráfica 20 .....	103
Gráfica 21 .....	104
Gráfica 22 .....	104

### **TABLA DE ECUACIONES:**

Ecuación 1 .....	16
Ecuación 2 .....	19
Ecuación 3 .....	21
Ecuación 4 .....	36
Ecuación 5 .....	48
Ecuación 6 .....	51
Ecuación 7 .....	53
Ecuación 8 .....	54
Ecuación 9 .....	54
Ecuación 10 .....	55
Ecuación 11 .....	56
Ecuación 12 .....	66
Ecuación 13 .....	67
Ecuación 14 .....	68
Ecuación 15 .....	68
Ecuación 16 .....	69
Ecuación 17 .....	70
Ecuación 18 .....	100

Ecuación 19..... 105

## **TABLA DE CONTENIDO:**

<b>PAGINA DE APROBACION:</b> .....	<b>ii</b>
<b>AGRADECIMIENTOS:</b> .....	<b>iii</b>
<b>RESUMEN:</b> .....	<b>iv</b>
<b>TABLA DE ILUSTRACIONES:</b> .....	<b>1</b>
<b>TABLA DE GRAFICAS:</b> .....	<b>1</b>
<b>TABLA DE ECUACIONES:</b> .....	<b>2</b>
<b>I. INTRODUCCION</b> .....	<b>6</b>
<b>II. MARCO TEORICO</b> .....	<b>10</b>
II.1 Instrumentos y objetivos de política monetaria .....	10
II.2 La tasa natural de interés .....	14
II.3 El efecto de la brecha de la tasa de interés real sobre la inflación .....	21
<b>III. METODOS DE ESTIMACION</b> .....	<b>27</b>
III.1 Media de las tasas reales de interés efectivas de corto plazo .....	27
III.2 Modelos estructurales.....	28
III.3 Indicadores de los mercados financieros.....	29
III.4 Modelos de componentes inobservables.....	30
<b>IV. RECOPIACION DE ANTECEDENTES</b> .....	<b>34</b>
IV.1 Metodología de Laubach y Williams (2001).....	34
IV.2 Sistematización bibliográfica .....	37
<b>V. TRABAJO EMPIRICO:</b> .....	<b>46</b>
V.1 Estrategia econométrica:.....	46
V.2 El modelo: .....	47
V.3 El filtro de Kalman: .....	52
V.4 Relativizaciones a la estimación:.....	59
V.5 Variables que intervienen en el análisis: .....	64
V.6 Estimación del modelo: filtro de Kalman.....	66
V.7 Resultados obtenidos:.....	74
<b>VI. CONCLUSIONES:</b> .....	<b>82</b>

<b>REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS:</b> .....	<b>86</b>
<b>ANEXO ECONOMETRICO:</b> .....	<b>92</b>
ANEXO 1: Los Datos .....	92
ANEXO 2: Estimación uniecuacional (curvas IS y Phillips).....	98
ANEXO 3: Aplicación del filtro de Kalman .....	106
ANEXO 5: Salidas de X12-ARIMA y de estimación MCO.....	113

## **I. INTRODUCCION**

Desde julio de 2007 el Banco Central del Uruguay (BCU) utiliza como instrumento de política monetaria la tasa de interés interbancaria<sup>1</sup>. En este nuevo marco, resulta fundamental que la autoridad monetaria (y los analistas económicos en general) cuente con indicadores que le permitan monitorear si la instancia de política que está llevando adelante resulta acorde con el objetivo buscado, la estabilidad de precios<sup>2</sup>.

La tasa de interés real que cumple con el objetivo planteado, es la tasa de interés natural (TNI). Esta tasa fue definida originalmente por el economista sueco Knut Wicksell a fines del siglo XIX<sup>3</sup>, como aquella tasa de interés que era neutral para los precios, en el sentido de que no provocaba presiones ni al alza ni a la baja de los mismos.

En función de dicha propiedad, la brecha entre la tasa de interés de política y la natural se constituye en un indicador de la instancia de política. Cuando dicha brecha es positiva, estaremos ante una instancia

---

<sup>1</sup> Según consta en el comunicado de prensa del Comité de Política Monetaria (COPOM) del 4/9/2007. En los hechos y a modo de ensayo venía utilizándose la tasa de interés como instrumento de política monetaria desde abril del mismo año. En el COPOM de febrero de 2008 se decide utilizar como tasa de referencia la tasa media de mercado, incluyendo en la misma, además de la mencionada a las tasas de los instrumentos a un día del BCU.

<sup>2</sup> Dicho objetivo es establecido por la carta orgánica del BCU en su artículo tercero.

<sup>3</sup> En este punto parece haber consenso académico, sin embargo, Wintr y otros (2005) mencionan como excepción la Escuela de Pensamiento Económico de Estocolmo, que señala que Wicksell se inspiró en los trabajos de Gunnar Myrdal.

restrictiva que busca la disminución de los precios, y si la brecha es negativa, la instancia será expansiva generando de esta forma presiones inflacionarias.

Sin embargo, la construcción del mencionado indicador no es sencilla, puesto que la TNI es una variable no observable y existen distintas formas de aproximarse empíricamente a la misma. Luego de analizar críticamente las diferentes metodologías de estimación que surgen de la bibliografía consultada, se opta por la metodología originaria de Labauch y Williams (2001), modificada por Mésonnier y Réenne (2004) y en este caso adaptada para recoger las particularidades propias de la economía uruguaya, en particular sus características de economía pequeña y abierta.

La estimación, surge de la utilización del filtro de Kalman y de un algoritmo de maximización aplicado a un modelo semiestructural para una economía pequeña y abierta. El modelo utilizado es de corte nekeynesiano, utilizando para capturar el comportamiento de la inflación la curva de Phillips (curva de oferta agregada) y una curva de demanda agregada representada por la curva IS. La regla de política monetaria, aparece implícitamente en la información utilizada, como es habitual en los países en los cuales no ha habido reglas explícitas en el período muestral analizado. La dinámica del sistema es impuesta por las

variaciones de baja frecuencia de la productividad de la economía, variable que explica las fluctuaciones comunes de la TNI y del producto potencial, por lo cual, la estimación de dichas variables surge de manera conjunta.

A pesar de la simplicidad del modelo empleado y el relativamente corto periodo de tiempo analizado (1992:I a 2007:II) se considera que es una buena aproximación al problema en cuestión y se constituye en el primer antecedente para la economía uruguaya sobre el cual hay campo para continuar avanzando.

En cuanto al rol de la TNI en el marco de la política monetaria activa, cabe mencionar, que si bien su estimación se constituye en un indicador de la posición de política, dadas las dificultades que presenta la evaluación de la misma por su carácter no observable, debe ser considerada como una herramienta más dentro del conjunto de información a ser evaluado por las autoridades monetarias al conducir su política. Por otra parte, a la hora de analizar la política monetaria desde una perspectiva histórica, este indicador no encuentra críticas, permitiendo evaluar las instancias monetarias pasadas y sus efectos sobre el producto y la inflación.

Este trabajo de tesis se estructura en seis capítulos incluyendo esta introducción. En el siguiente capítulo, se presenta el marco teórico donde se introducen algunos aspectos conceptuales de la política monetaria vinculados al problema en cuestión y se define la TNI. Los aspectos teóricos que se consideran pertinentes introducir tienen que ver con los objetivos, instrumentos y canales de transmisión de la política monetaria. Luego de abordar el tema desde un punto de vista teórico, en el capítulo tres se realiza la aproximación empírica al mismo, presentando las diferentes estrategias metodológicas de estimación. La sistematización de los antecedentes bibliográficos recopilados se realiza en el capítulo cuarto. En el capítulo quinto, se presenta el trabajo empírico. Este capítulo contiene en primer lugar la metodología econométrica utilizada, definiendo para ello el modelo semiestructural empleado y el filtro de Kalman. Dentro de este capítulo, además, se detallan los pasos seguidos para la estimación de los distintos parámetros necesarios para la aplicación del mencionado filtro y se analizan los resultados obtenidos. En el sexto y último capítulo, se realizan comentarios finales. Al final del documento, se presenta el anexo econométrico.

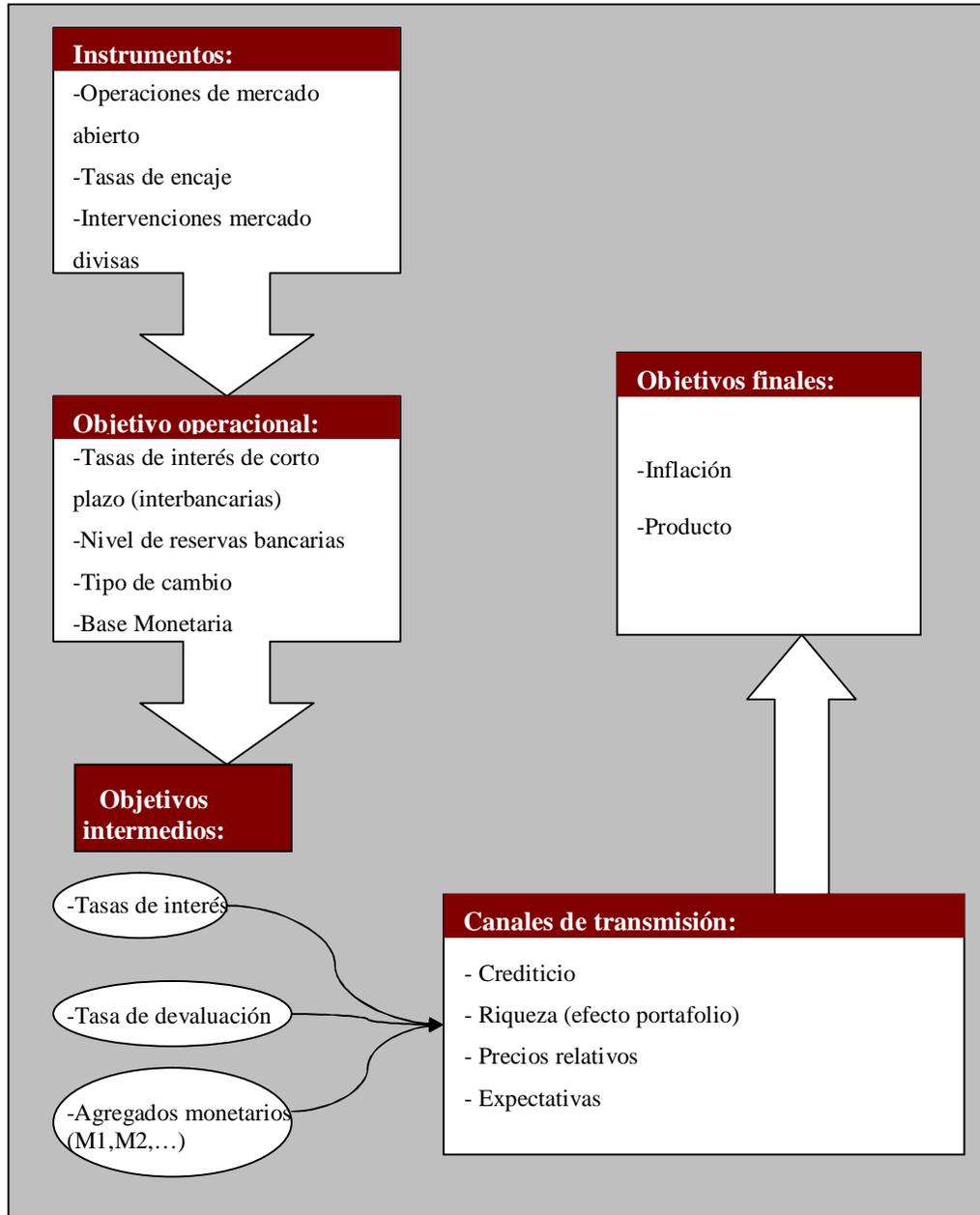
## **II. MARCO TEORICO**

### **II.1 Instrumentos y objetivos de política monetaria**

Uno de los objetivos finales más importantes de cualquier banco central es mantener la estabilidad de precios. En el caso del Banco Central del Uruguay, en el artículo tercero de su Carta Orgánica se establece como primer cometido “velar por la estabilidad de la moneda nacional”. Generalmente dicho objetivo se plantea sobre la tasa de inflación, definida como la tasa de variación del índice de precios al consumo (IPC) o del mejor indicador de “*core-inflation*”.

Sin embargo, la autoridad monetaria no tiene el control directo sobre la evolución de los precios. Los bancos centrales, utilizando distintos instrumentos, controlan algún tipo de objetivo operativo, que se relaciona con un objetivo intermedio que impacta, a través de los distintos canales de transmisión, sobre su objetivo último, los precios. En la ilustración II.1 se ejemplifican las relaciones entre los distintos instrumentos, objetivos y canales de transmisión.

## Ilustración II-1



Como los mercados se encuentran interconectados, el impacto de la política monetaria sobre un objetivo operacional en particular, tendrá efectos sobre los restantes. La autoridad monetaria deberá hacer uso de tantos instrumentos como objetivos se planteen<sup>4</sup>, y la elección del instrumento no será neutral a la hora de optimizar los resultados, en este sentido se debe aplicar el mejor instrumento para cada objetivo.

Sin embargo, más allá de cual sea el instrumento seleccionado por los hacedores de política para alcanzar el objetivo de estabilidad de precios, para conducir la política monetaria hacia dicho objetivo, requerirán estimar el nivel de su instrumento que es neutral a los precios. Una vez determinado cuál es el nivel del instrumento que le brinda estabilidad al poder adquisitivo de su moneda, los bancos centrales podrán definir una instancia de política de sesgo expansivo o contractivo, en función de cuánto se encuentren desviados de su meta.

**Si el instrumento es el tipo de cambio**, el nivel de referencia de la política será el tipo de cambio real de equilibrio (TCRE). Si se define un tipo de cambio nominal por debajo del consistente con el TCRE se presionaran los precios hacia abajo, directamente a través de los bienes importados e indirectamente, a través del abaratamiento de los “*inputs*”, para el resto de los bienes que conforman la canasta de consumo. A la

---

<sup>4</sup> Postulado de Timbergen (1961).

inversa, un tipo de cambio nominal por encima del de equilibrio generará presiones al alza de los precios. En Uruguay, desde diciembre de 1990 y hasta mediados de 2002 se aplicó un régimen de banda de flotación cambiaria. Bajo este esquema, la tasa de devaluación de la banda de flotación debía ser consistente con lo que determinaban los fundamentos macroeconómicos<sup>5</sup>.

**Bajo el régimen de agregados monetarios**, la tasa de crecimiento de los mismos, respecto a su objetivo, fijado tomando en cuenta la demanda de dinero, brinda una idea del sesgo de la política monetaria. Este régimen de política fue aplicado en Uruguay, entre julio de 2002 y abril de 2007. En este marco, la base monetaria se constituía en el objetivo operativo y los medios de pagos, representados por el M1 (definidos como la suma del circulante más depósitos vista), en la meta intermedia, mediante la cual se buscaba incidir en la evolución de los precios. Bucacos y Licandro (2003), encontraron una relación estable en el largo plazo entre la meta intermedia y el objetivo final, y dicho modelo se constituía en el marco de referencia de la instancia de política.

Por otra parte, cuando el objetivo operativo es alcanzar determinado nivel de **tasa de interés de corto plazo**, la tasa de interés

---

<sup>5</sup> Aunque bajo este tipo de esquema, el modelo de Krugman demuestra que cuando existe credibilidad, la relación entre el tipo de cambio y sus fundamentos no es estrictamente lineal, como sucede en el enfoque monetario del tipo de cambio, sino que se produce un efecto estabilizador del mismo, que en los bordes de la banda se denomina “efecto luna de miel”.

natural o de equilibrio, es la que provee un indicador métrico de la instancia de política. En este caso, la tasa natural de interés representa el “ancla” real de mediano plazo para la política monetaria. Actualmente, la tasa de interés interbancaria es el instrumento por excelencia elegido por los bancos centrales del mundo, y Uruguay no es la excepción<sup>6</sup>. Razón por la cual, en la literatura económica ha resurgido el interés por el concepto de la tasa natural de interés, tanto desde un punto de vista teórico, como empírico.

Seguidamente, se ahonda en la definición del concepto de la TNI y luego se presenta cómo se interrelaciona dicha variable con la política monetaria activa.

## **II.2 La tasa natural de interés**

El origen del concepto de la tasa natural de interés se remonta a 1898. En dicha fecha, Wicksell define a la TNI en términos del rendimiento del capital. Según este autor, dicha tasa es equivalente al rendimiento obtenido por la inversión física en una economía sin fricciones. Esto es, en ausencia de rigideces nominales, la tasa de rendimiento del capital se corresponde con su productividad marginal neta de depreciación, y a

---

<sup>6</sup> La puesta en práctica del instrumento fue anunciada públicamente a través del comunicado de prensa del BCU referente al COPOM de setiembre de 2007.

dicho nivel de rendimiento, se logra el equilibrio de largo plazo entre oferta y demanda de factores productivos, de forma tal, que no existen presiones sobre los precios y el producto se encuentra en su nivel potencial.

La definición “Wickselliana” de la TNI está relacionada con factores estructurales y es la tasa que prevalecerá bajo precios flexibles. Sin embargo, bajo la existencia de rigideces nominales (de precios y/o salarios) se generan brechas entre la tasa de interés real observada en la economía y su tasa natural.

En función de dicha definición, Wicksell establece una relación entre la brecha de la tasa de interés real respecto a la TNI y la evolución de los precios. La tasa natural es la única tasa de interés a la que se puede pedir prestado que es neutral a los precios, en el sentido de que no tiende a incrementarlos ni a disminuirlos. Si la tasa de interés real se encuentra por debajo de su valor de equilibrio (brecha negativa), los precios se incrementarían y si por el contrario la brecha es positiva los precios disminuirían<sup>7</sup>.

Taylor a comienzos de los noventa, desarrolla una regla simple para determinar la tasa de interés nominal de corto plazo, e incorpora en

---

<sup>7</sup> Sobre este punto se ahonda en la siguiente sección: II.3. “La TNI y los mecanismos de transmisión de la política monetaria”.

la misma a la TNI. En la regla de Taylor, la tasa de interés nominal de corto plazo es una función lineal que se basa en un valor de equilibrio de la tasa de interés (TNI) y en dos brechas, la de la inflación respecto a su valor meta y la del producto respecto a su nivel potencial, como se observa en la siguiente ecuación:

**Ecuación 1**

$$r_t = r^N + \beta(E_t p_{t+1} - \bar{p}_{t+1}) + \partial E_t (y_t - y_t^N) + v_t$$

*Siendo,*

*r la tasa de interés real*

*$\bar{\pi}$  inflación meta*

*$E_t \pi_{t+1}$  inflación esperada 1 períodos en adelante*

*$y_t$  Producto en t*

*$v_t$  choque de política monetario exógeno*

*variables en "N" equilibrio (TNI y potencial)*

Si bien en la regla de Taylor la tasa de equilibrio es considerada constante, siendo la ordenada en el origen de la ecuación 1, en la definición descrita por Wicksell, la tasa de equilibrio es variable en el tiempo, varía en función de los fundamentos de la economía. En éste sentido, la evolución de la tasa de equilibrio esta sujeta a shocks reales y varía en la medida de que éstos afectan el nivel del producto potencial, cambian sus determinantes fundamentales, las preferencias de los

consumidores, se suscitan cambios tecnológicos o se producen cambios estructurales producto de la política fiscal o del grado de apertura de la economía, cambia la productividad, la tasa de crecimiento de la población, o el stock del capital. A modo de ejemplo, si los consumidores anticipan un incremento en la productividad, desearán consumir más en el presente como consecuencia del incremento esperado en su ingreso, por lo cual, para mantener el equilibrio, la tasa natural de interés deberá incrementarse, incentivando el ahorro de forma de evitar presiones de demanda que incrementen la brecha producto.

A comienzos del siglo XXI Woodford retoma el concepto de TNI planteado por Wicksell, en el sentido de que considera a dicha tasa variable en el tiempo, al extremo de definirla como aquella tasa real que asegura en todo momento la estabilidad de precios. Woodford define la TNI como la tasa de interés real en un modelo de equilibrio general con precios flexibles, y en este esquema, aunque depende solo de variables reales, la tasa real observada es afectada por shocks nominales, por lo que puede diferir de su valor de equilibrio. Sin embargo, la política monetaria no afecta la TNI, porque no tiene efectos sobre el equilibrio real de la economía, ni a corto, ni a largo plazo<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup> Al respecto ver Woodford (2003, pag. 247-250).

De la mano de Woodford, surge una numerosa bibliografía en el marco del análisis de la política monetaria que Mésonnier y Renne (2004) denominan “Neo-Wickselliana”. Dentro de esta corriente, pueden distinguirse distintos subgrupos, en función de la metodología de estimación que utilizan para aproximarse al concepto de la tasa de equilibrio.

Laubach y Williams (2001) establecen que la característica de variabilidad en el tiempo de la TNI es lo que dificulta su estimación. Dichos autores señalan que de no verificarse dicha característica, para estimar la mencionada tasa, bastaría con calcular la media simple de la tasa de interés real de corto plazo para un periodo relativamente largo de tiempo y sin grandes fluctuaciones de la inflación tendencial.

Estos autores, para ejemplificar la relación entre la tasa natural de interés y sus fundamentos utilizan el contexto estándar de los modelos de crecimiento neoclásico, según el cual, la tasa de interés de equilibrio esta en función de la tasa de crecimiento tendencial del producto. Echevarría y otros (2006), consideran al respecto el modelo de Ramsey (1928), obteniendo una relación positiva entre la tasa de interés neutral y el crecimiento de la productividad multifactorial.

## Ecuación 2

$$r^N = f'(k^*) - \delta = \rho + qa$$

*Siendo,*

*a crecimiento porcentual de la productividad multifactorial*

*$\delta$  tasa de depreciación del capital*

*$k^*$  relación capital trabajo en el estado estacionario*

*$r^N$  TNI*

*$\rho$  tasa de preferencia intertemporal por el consumo*

*q coeficiente de aversión al riesgo en la función de utilidad*

Desde el punto de vista empírico, la aproximación al concepto de interés encuentra dos enfoques, dependiendo de la frecuencia temporal en que se basen sus estimaciones, uno basado en el corto plazo y otro que se centra más en el mediano y largo plazo. Laubach y Williams (2001) descomponen los movimientos del producto en fluctuaciones de baja y alta frecuencia, el primero de estos enfoques trata de estimar el componente de alta frecuencia y el segundo se centra en el de baja.

Desde la perspectiva de corto plazo, la TNI se define como aquel rendimiento que garantiza la estabilidad de precios período a período. Esto es posible en un equilibrio que se logra en ausencia de rigideces de precios. Esta aproximación, se identifica con la metodología de modelos estructurales descrita en el próximo capítulo, punto III.2. Los trabajos

que se basan en esta perspectiva, explican la mayor parte de las fluctuaciones de las tasas reales observadas por fluctuaciones en la TNI.

Como fue mencionado, otro grupo de autores, se basan en una perspectiva de más baja frecuencia. Bajo este punto de vista, la TNI se abstrae de las fluctuaciones de los precios y del producto de corto plazo. Asimilándose este concepto de tasa de equilibrio al del producto potencial en el sentido de variable latente y de largo plazo. La tasa de interés real puede entonces, en el corto plazo diferir de la tasa neutral, pero en períodos largos se supone que las variables observables coincidirán en promedio con las inobservables. La TNI desde esta perspectiva, es aquella tasa consistente con una inflación estable y un producto en su nivel potencial, es decir, es la tasa de interés real de corto plazo que prevalece cuando los efectos de los shocks sobre la demanda y sobre la oferta han desaparecido. La metodología que se guía por esta definición es la desarrollada originalmente por Laubach y Williams (2001), se clasifica en el capítulo siguiente dentro del punto III.4 y es la elegida para la aproximación empírica del fenómeno en cuestión en el presente trabajo, por las razones que se exponen posteriormente en el punto V.1.

### **II.3 El efecto de la brecha de la tasa de interés real sobre la inflación**

En el marco de la creciente utilización del instrumento tasa de interés, los mecanismos de transmisión de la política monetaria suelen ser representados por la literatura a través de un modelo nekeynesiano, y como se presenta en el capítulo III, aplicando filtros y algoritmos matemáticos sobre dichos modelos es que generalmente se aproxima empíricamente el fenómeno de interés.

La mayoría de los modelos nekeynesianos se basan en economías donde existen rigideces nominales, lo que genera la existencia de brechas en las variables respecto a sus niveles naturales o de equilibrio. Además, las brechas pueden generarse en el corto plazo, por el efecto de distintos tipos de shocks. En lo que sigue del documento se utilizará la siguiente nomenclatura:

#### **Ecuación 3**

$$x = \lambda_0 + x^N$$

*Siendo,*

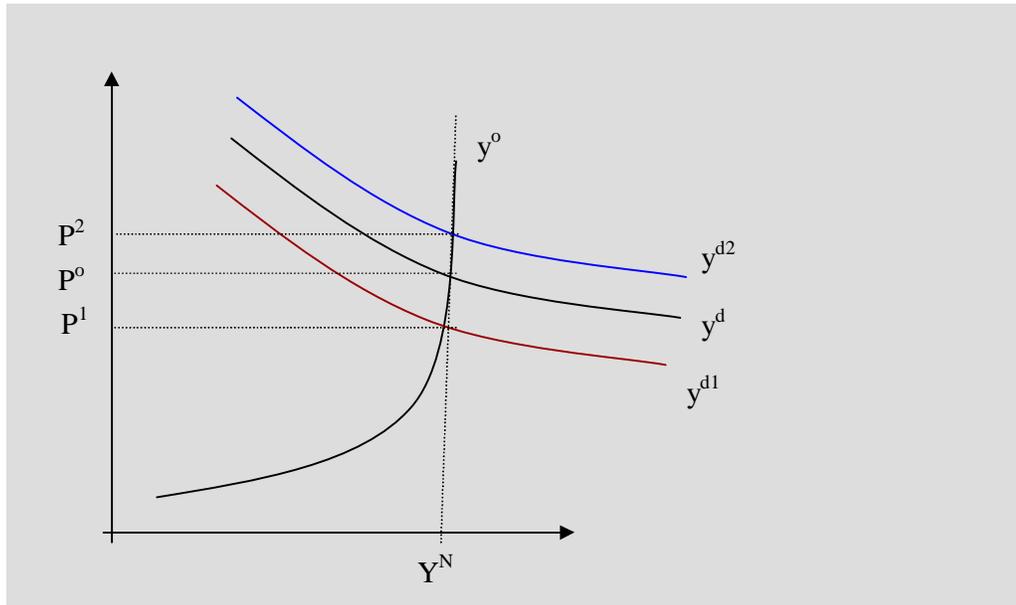
*$\lambda_0$  brecha de la variable  $x$  respecto a su valor natural*

*$x^N$  valor natural o de equilibrio de la variable  $x$*

En el equilibrio de largo plazo, la curva de oferta agregada se encuentra determinada por el producto potencial y la TNI es la única tasa compatible con dicho nivel de producto, en el sentido que garantiza que la demanda se encuentre en el nivel potencial, de forma que sea neutral a los precios.

En estos modelos, tanto las firmas como los hogares tienen conductas de optimización, lo que implica que sus decisiones de ahorro e inversión están basadas en sus expectativas acerca del comportamiento de la brecha de la tasa de interés. En este sentido, si se espera que la tasa de interés sea igual a su valor de equilibrio, sus decisiones de consumo e inversión serán consistentes con el producto en su nivel potencial y no existirán presiones de demanda sobre los precios.

## Ilustración II-2



De esta manera, asociando la TNI a la tasa a la cual los bancos pueden pedir prestado, determinada por la política del banco central, y tomando en cuenta el comportamiento de los canales de transmisión de la política monetaria sintetizados anteriormente, pueden inferirse los siguientes encadenamientos en función del signo del desequilibrio generado por una instancia de política que no sea neutral:

1. Si la tasa de interés real de la economía ( $i$ ) se encuentra por encima de la TNI ( $i^N$ ) –brecha ( $\frac{\%}{i^0}$ ) positiva-, aumentarán los incentivos al ahorro (S), la demanda ( $y^d$ ,  $y^{d1}$  en la ilustración

II-2) será inferior a la oferta ( $y^o$ ), la brecha del producto ( $\% \Delta y$ ) negativa y estarán dadas las condiciones para que exista deflación generadas por una política monetaria contractiva.

$$i > i^N \cong \% \Delta r > 0 \rightarrow \uparrow s \rightarrow y^d < y^o \cong \% \Delta y < 0 \rightarrow p < 0$$

2. A la inversa, si se verifica una brecha negativa de la tasa de interés real, la economía puede sobrecalentarse al incrementarse la inversión y el consumo, al forzar al producto por encima de su nivel potencial, la demanda superará a la oferta ( $y^{d2}$  en la ilustración II-2) y se generaran presiones inflacionarias consecuencia de la política monetaria expansiva.

$$i < i^N \cong \% \Delta r < 0 \rightarrow \downarrow s \rightarrow y^d > y^o \cong \% \Delta y > 0 \rightarrow p > 0$$

Con respecto a la relación entre el concepto definido de TNI y la instancia de política monetaria, cabe mencionar que mientras la TNI es una tasa real, la tasa de política de los bancos centrales en general es una tasa de interés nominal de corto plazo. La tasa nominal equivalente a la tasa natural será aquella que a la tasa real definida le adicione un plus por las expectativas de inflación. Dichas expectativas en el mediano plazo deberán converger a la inflación meta, pero en el corto plazo pueden

divergir de la misma. Calderón y Gallego (2002) mencionan que este factor puede hacer variar a la tasa natural nominal aunque no existan cambios en los componentes reales mencionados anteriormente. Los autores consideran que de incrementarse las expectativas de inflación, vinculadas a cambios en las expectativas sobre el ciclo económico, el incremento de la tasa de interés nominal, tasa de política, deberá ser superior al que surge de la simple adición de la TNI con las expectativas de inflación, en el sentido de que pueda anclarse la inflación a la trayectoria deseada. La mayor modificación transitoria de la tasa de política permitirá converger a la senda objetivo y esta desviación es la que mide el esfuerzo anticíclico de la política.

Para concluir el presente capítulo, los principales conceptos expresados en el mismo son sintetizados en el cuadro de texto de la ilustración II.3.

### Ilustración II-3

#### APROXIMACION TEORICA AL CONCEPTO DE TNI

El concepto de TNI es originario de Wicksell (1898) y retomado un siglo después por la literatura Neo-Wickselliana, en el marco del análisis de la política monetaria.

Se define a la TNI como aquella tasa de interés real de corto plazo que reúne las siguientes características:

1. Es igual a la productividad marginal del capital neta de depreciación
2. Es consistente con el producto en su nivel potencial
3. Se asocia a una relación de equilibrio, consistente con la estabilidad de precios
4. Evoluciona en el tiempo asociada a factores estructurales de la economía (productividad, preferencias de los consumidores, tasa de crecimiento de la población, stock de capital, política fiscal, etc.)

La existencia de rigideces nominales en la economía puede hacer que existan brechas entre el valor de equilibrio de las variables y su valor observado en el corto plazo. Basado en este hecho, a través de los modelos neo-keynesianos, se relacionan la brecha producto, la brecha de la tasa de interés real de corto plazo y la tasa de inflación. Dichas relaciones pueden resumirse en los siguientes encadenamientos:

$$i = i^N \cong i^o = 0 \rightarrow y^d = y^o \cong y^o = 0 \rightarrow p = 0$$

$$i > i^N \cong i^o > 0 \rightarrow \uparrow s \rightarrow y^d < y^o \cong y^o < 0 \rightarrow p < 0$$

$$i < i^N \cong i^o < 0 \rightarrow \downarrow s \rightarrow y^d > y^o \cong y^o > 0 \rightarrow p > 0$$

Basado en dichas relaciones la TNI se constituye en un indicador de la instancia de política monetaria. Si la brecha es positiva, se considerara la instancia como contractiva y si es negativa, como expansiva.

La tasa de equilibrio, como toda variable latente presenta dificultades para su estimación y para la evaluación de la misma. En el siguiente capítulo, se presentan las distintas estrategias econométricas que se encuentran en la literatura para estimar dicha tasa y según las cuales se puede encontrar matices en la definición utilizada.

### **III. METODOS DE ESTIMACION**

Siguiendo la clasificación que realizan Wintr y otros (2005) podemos agrupar en cuatro clases las aproximaciones empíricas de la TNI que se encuentran en la bibliografía. A continuación, se analizan críticamente los cuatro métodos y se señalan los autores que se han inclinado por cada uno de ellos.

#### **III.1 Media de las tasas reales de interés efectivas de corto plazo**

El modo más sencillo de estimar la tasa de interés de equilibrio es realizando un simple promedio de las tasas reales de interés de corto plazo efectivas. Este es un método que utiliza un enfoque univariado de series de tiempo. En este caso, la TNI surge de aplicar algún filtro de suavizamiento como el Hodrick-Prescott (HP) sobre las tasas de interés reales observadas. Los filtros así aplicados sobre las series de tiempo, separan el componente cíclico de la tendencia secular, utilizando dicha tendencia como proxy del nivel natural de la serie.

Si bien este método posee la ventaja de ser relativamente sencillo de aplicar y requiere solamente modelar la estructura de la serie, posee

desventajas asociadas también a su sencillez. Según Williams (2001) este método brinda buenas estimaciones en períodos de inflación estable y crecimiento del producto, pero es un mal estimador cuando la inflación cambia sustancialmente. Tiende a subestimar la TNI cuando la inflación se incrementa y a sobreestimarla cuando se verifican períodos de deflación.

Orphanides y Williams (2001) utilizan este método como una de las formas de aproximarse al concepto. Por otra parte, Castillo y otros (2006), lo utilizan como referente para evaluar su estimación de la TNI para Perú basada en la aplicación del filtro de Kalman a un modelo semiestructural.

### **III.2 Modelos estructurales**

Una forma de obtener una estimación de la tasa de equilibrio variable en el tiempo y a su vez contar con una interpretación económica de dicha evolución, es construir un modelo de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE, por su sigla en inglés). La TNI, es la tasa de rendimiento real que iguala la demanda agregada con el producto potencial en todo momento, dado que en estos modelos neo-keynesianos generalmente se representa una economía con precios totalmente flexibles.

Este tipo de metodología se centra en estimar una tasa de interés real que se obtiene en un equilibrio donde el enfoque es de corto plazo.

Este enfoque de DSGE posee la ventaja de brindar una interpretación estructural de la brecha de la tasa de interés y de sus fluctuaciones, cosa que los enfoques puramente estadísticos como los presentados en el punto anterior no permiten. Sin embargo, este tipo de estimación recibe la crítica de ser muy volátil y sensible a los supuestos que se consideren para elaborar el modelo, respecto a la estructura de la economía y a la estructura de los shocks. En algunos casos incluso, la TNI estimada puede resultar mas volátil que la tasa de interés real efectivamente observada (Giammarioli y Valla; 2003).

### **III.3 Indicadores de los mercados financieros**

Otra metodología utilizada es inferir la tasa real de equilibrio de la opinión de los inversores en bonos indexados a la inflación. Los rendimientos reales de los títulos indexados a la inflación son tomados como proxy de la TNI. Esta metodología considera que las expectativas de los participantes del mercado acerca de las tasas de interés de 5 a 10

años en adelante, son la mejor predicción de la tasa de interés de equilibrio de largo plazo.

Las ventajas que se le reconocen a este enfoque tienen que ver con su simplicidad, el hecho de ser *forward-looking* y que está disponible en tiempo real. Sin embargo, encuentra la crítica de no ser aplicable en gran parte de las economías, dado que no se cuenta con una serie lo suficientemente extensa, puesto que en la mayoría de los países los instrumentos indexados a la inflación son relativamente recientes. Otra crítica, es que generalmente los bonos indexados a la inflación están distorsionados por el premio por la liquidez, por el plazo y pueden estarlo, coyunturalmente, por ruidos en los mercados.

Bomfim (1997) es señalado en la literatura consultada como el precursor de este método, aplicándolo para Estados Unidos.

### **III.4 Modelos de componentes inobservables**

Otra estrategia de estimación, es estimar una serie de tiempo para la tasa natural de interés, a través de los modelos de componentes inobservables. Se comienza especificando un modelo macroeconómico simple, compuesto por una forma reducida de la curva de Phillips

representando la oferta, una curva de demanda simplificada en la IS, y otras ecuaciones que explican la dinámica del sistema. A dicho modelo semiestructural se le aplica el filtro de Kalman (cuyo desarrollo teórico se presenta en el punto IV.3) y se estima simultáneamente la TNI variable en función del tiempo y el producto potencial u otros componentes inobservables como la tasa natural de desempleo.

Mediante este método, la TNI se enfoca en el mediano plazo, cuando los efectos de shocks transitorios en la brecha del producto y la inflación han desaparecido. En este sentido, ésta estrategia respeta la definición de Wicksell.

La ventaja de este enfoque semiestructural, es su robustez frente a los supuestos estructurales que se impongan. Si bien es menos preciso en su forma que los modelos DSGE, es una definición más tratable desde el punto de vista práctico y es el método que obtiene más adeptos en la literatura.

Sin embargo, es necesario relativizar el uso que se puede dar a la estimación de la TNI que surge de esta metodología. Estas limitaciones tienen que ver con el hecho de realizar estimaciones en tiempo real y con el sesgo hacia el cero en la distribución de probabilidad de algunos

parámetros a estimar por máxima verosimilitud (“*pile-up*”). Problemas que son retomados y profundizados en el punto V.4<sup>9</sup>.

Dichas relativizaciones sugieren que este tipo de estimaciones debe ser tomado con cautela a la hora de realizar recomendaciones de política económica. Sin embargo, esta metodología intermedia entre la complejidad de los DSGE y las estimaciones puramente estadísticas comúnmente utilizadas aplicando el filtro de HP brinda una estimación que se constituye en una herramienta útil para analizar, expost, la instancia de política monetaria.

Los antecedentes bibliográficos de esta aproximación se detallan en el siguiente capítulo.

Para concluir este capítulo, en la siguiente ilustración se resumen los métodos de estimación analizados:

---

<sup>9</sup> Considerando que como se detalla más adelante en el documento, es la metodología elegida para este trabajo, se prefirió profundizar en estas relativizaciones en dicho punto para que a la hora de la lectura de los resultados obtenidos se tengan bien presentes sus aplicaciones y limitaciones.

Ilustración III-1

Método	Procedimiento	Ventajas	Limitaciones
<b>Medias de tasas de interés reales efectivas</b>	Filtros estadísticos que asocian la TNI al componente tendencial de la serie. Ej. HP	Método de aplicación relativamente sencilla	Este enfoque univariado se encuentra muy influenciado por la estructura de la serie, lo cual puede conducir a sesgos en la estimación.
<b>Modelos estructurales</b>	Se estima la TNI como la tasa de rendimiento real que iguala la demanda agregada con el producto potencial en todo momento a través de un modelo de equilibrio general dinámico estocástico.	Permite una visión estructural acerca de la brecha de la tasa de interés y de sus fluctuaciones.	La estimación es muy sensible a los supuestos acerca de la estructura de la economía y de sus shocks, en este enfoque de corto plazo.
<b>Indicadores de los mercados financieros</b>	Los rendimientos reales de los títulos indexados a la inflación son tomados como proxy de la TNI.	Enfoque simple, <i>forward-looking</i> y disponible en tiempo real.	Disponibilidad de series de emisiones indexadas a distintos plazos. Distorsiones relacionadas con el premio por la liquidez, plazo y ruidos coyunturales de los mercados.
<b>Modelos de componentes inobservables</b>	La TNI surge de la aplicación del filtro de Kalman sobre un modelo semiestructural pequeño que representa la economía.	Enfoque de mediano plazo, más sencillo que el basado en modelos estructurales y robusto en lo que tiene que ver con sus supuestos.	Las limitaciones refieren a: la especificación del modelo, la estimación en tiempo real y al problema <i>pile-up</i> .

## **IV. RECOPIACION DE ANTECEDENTES**

De la definición de la TNI realizada y en función de los distintos métodos de estimación presentados en el apartado anterior, se selecciona el método clasificado como de componentes inobservables para realizar la aproximación empírica del fenómeno en cuestión.

En este capítulo, se realiza una recopilación de los principales antecedentes bibliográficos en los que se basa el presente trabajo. Seguidamente se sintetiza el trabajo pionero de Laubach y Williams (2001) y a continuación se presenta un cuadro que sistematiza los resultados de las estimaciones de la TNI realizados por distintos autores para diferentes economías. La recopilación respeta un orden cronológico en primer lugar y alfabético en segundo orden.

### **IV.1 Metodología de Laubach y Williams (2001)**

La metodología elegida es originaria de Laubach y Williams (2001), estos autores estiman conjuntamente la tasa natural de interés y la tendencia del producto para la economía de Estados Unidos utilizando

datos trimestrales para el período comprendido entre el primer trimestre de 1961 y el cuarto de 2000.

Los autores modelan la dinámica cíclica del producto y de la inflación utilizando un VAR restringido que impone una pequeña estructura a la dinámica de corto plazo. Estiman dicho modelo por el método de máxima verosimilitud y sobre dicho modelo aplican el filtro de Kalman para obtener estimaciones de baja frecuencia para las variables inobservadas de interés. El modelo utilizado está compuesto por siete ecuaciones que explican el comportamiento de la brecha producto, la inflación, la tasa de interés y sus determinantes y las últimas dos que recogen la dinámica del producto potencial. Seguidamente se expone el sistema de ecuaciones referido. La primera ecuación refiere a la curva IS, la segunda a la de Phillips, en la tercera y cuarta definen a la TNI y a una parte de sus factores determinantes. En la quinta ecuación, realizan una descomposición de la evolución del producto en tendencia y ciclo. Por último, se presenta la variable que asocia las fluctuaciones de baja frecuencia de la TNI con las de la tasa de crecimiento del producto tendencial.

#### Ecuación 4

1. *Curva IS:*  $\%p_t = A_y(L)\%p_{t-1} + A_r(L)\%r_{t-1} + \varepsilon_{1t}$
2. *Curva de Phillips:*  $\pi_t = B_\pi(L)\pi_{t-1} + B_y(L)\%p_{t-1} + B_{\bar{y}}(L)\bar{y}_t + \varepsilon_{2t}$
3. *TNI:*  $r_t^* = cg_t + z_t$
4. *Otros determinantes de la TNI:*  $z_t = D_z(L)z_{t-1} + \varepsilon_{3t}$
5. *Producto potencial:*  $y_t^N = y_{t-1}^N + g_{t-1} + \varepsilon_{4t}$
6. *Tendencia del producto:*  $g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{5t}$

*Siendo,*

*%brecha producto*

*%brecha de tasa de interés real*

*p inflación "core", excluye alimentos y energía*

*y producto potencial*

*g tendencia del producto*

*z otros determinantes de la tasa de interés natural como las preferencias de los consumidores, AR(2) sobre el cual se realizan dos supuestos, que es estacionario o que sigue una caminata al azar, inclinándose en mayor medida por este último supuesto*

De la estimación realizada por los mencionados autores para EEUU surge que al considerar una TNI variable en función del tiempo la política monetaria de los 90' tuvo una instancia menos expansiva que si se considera una tasa constante. Del mismo modo en los 60' la instancia parece haber sido menos restrictiva. Además, encuentran que la TNI es sensible a la variación en la tendencia del producto, tal como predice la teoría. El máximo se ubica en 4,5% a mediados de los 60', el mínimo en

1,25 a mediados de los 90' y culmina el periodo muestral en el entorno del 3%, oscilando la mayor parte del periodo analizado entre 3 y 4%.

Los autores señalan que las variaciones de la TNI tienen importantes implicancias para el diseño y la implementación de la política monetaria. Los errores de medición de la TNI interfieren con la meta de inflación y con la estabilidad del producto. Para alcanzar la meta de inflación se requiere que la TNI converja a su valor en expectativas, ex ante. Por otra parte, encuentran para la economía estadounidense pérdidas relativamente grandes en materia de estabilización del producto asociadas a desajustes de la tasa de interés respecto a la natural y sostienen que estas pérdidas podrían haber sido mitigadas con estimaciones actualizadas del nivel de la tasa natural.

## **IV.2 Sistematización bibliográfica**

En la ilustración IV.1 se sintetizan las técnicas utilizadas por una serie de autores para la estimación de la TNI en diferentes países y los resultados alcanzados por los mismos.

### Ilustración IV-1

Autores	País	Técnica	Variables	Modelo	Muestra	TNI
Laubach y Williams (2001)	EEUU	Estimación por máxima verosimilitud de modelo semiestructural neokeynesiano y Filtro de Kalman	<p><math>y</math> logaritmo del producto real</p> <p><math>r</math> tasa real de FED exante<sup>10</sup></p> <p><math>p</math> core inflation (excluye alimentos y energía)</p>	$\mathbf{y}_t = A_y(L)\mathbf{y}_{t-1} + A_r(L)\mathbf{r}_{t-1} + \varepsilon_{1t}$ $\pi_t = B_\pi(L)\pi_{t-1} + B_y(L)\mathbf{y}_{t-1} + B_{\bar{y}}(L)\bar{y}_t + \varepsilon_{2t}$ $\mathbf{r}_t^N = c\mathbf{g}_t + z_t$ $z_t = D_z(L)z_{t-1} + \varepsilon_{3t}$ $\mathbf{y}_t^N = \mathbf{y}_{t-1}^N + \mathbf{g}_{t-1} + \varepsilon_{4t}$ $\mathbf{g}_t = \mathbf{g}_{t-1} + \varepsilon_{5t}$	Trimestral 1961-2000	Oscila entre 3 y 4% la mayor parte del periodo
Orphanides y Williams (2002)	EEUU	Estimación por máxima verosimilitud de modelo semiestructural neokeynesiano y Filtro de Kalman	<p><math>u</math> tasa de desempleo</p> <p><math>r</math> tasa real de títulos a un año</p> <p><math>p</math> inflación del deflactor del PBI</p>	$p_t = F_p p_{t+1}^e + (1-F_p)p_{t-1} + a_p \mathbf{r}_t^e + \varepsilon_{pt}$ $\bar{u}_t = F_u \bar{u}_{t+1}^e + x_1 \mathbf{r}_{t-1} + x_2 \mathbf{r}_{t-2} + a_u \mathbf{r}_{t-1} + \varepsilon_{ut}$ $\mathbf{r}_t^N = \mathbf{r}_{t-1} + z_t$ $\mathbf{u}_t^N = \mathbf{u}_{t-1}^N + v_t$	Trimestral 1969-2002	Oscila entre 2 y 4% la mayor parte del periodo
Calderon y Gallego (2002)	Chile	Filtro de Kalman sobre regla de Taylor explícita		$\mathbf{r}^N = r - q [g(y - \bar{y}) - (1-g)(p - \bar{p})]$	Trimestral 1995-2001	Promedio 6,5%, 1995-1997 4% 2001

<sup>10</sup> Estimación de la inflación 4 pasos adelante con un AR(3) estimado con 40 trimestres de datos.

Autores	País	Técnica	Variables	Modelo	Muestra	TNI
Crespo, Gnan y Ritzberger (2003)	Zona Euro	Considera un vector de producción, inflación y tasa de interés y extrae los valores de tendencia de cada variable	$y$ índice producción industrial $r$ tasa real mercado de dinero a 3 meses ex ante <sup>11</sup> $p$ core inflation (excluye alimentos no procesados y energía)	Descompone el comportamiento de las mencionadas series en tendencia, ciclo e irregular, asociando la tendencia a los valores de equilibrio variantes en el tiempo.	Mensual 1991-2002	De 8% al principio de la muestra, disminuye y se achata al final entorno al 2%
Clarck y Kozicki (2004)	EEUU	Estimación por máxima verosimilitud de modelo semiestructural nekeynesiano y Filtro de Kalman	$y$ logaritmo del producto real $r$ tasa real de FED ex post <sup>12</sup> $p$ variación deflactor del PBI	Trabajan con 2 modelos: 1. Misma especificación de Laubach y Williams (2002), $r$ depende de sus determinantes y de la evolución de la tasa de crecimiento del producto 2. Como para Orphanides y Williams (2002), $r$ es una caminata al azar.	Trimestral 1983-2004	Oscila entre 2 y 4% la mayor parte del periodo

<sup>11</sup> Consideran en  $t$ , la inflación acumulada en los últimos cuatro trimestres, en el supuesto de que la inflación es una caminata al azar.

<sup>12</sup> Considerando en  $t$ , la inflación acumulada en los últimos 4 trimestres.

Autores	País	Técnica	Variables	Modelo	Muestra	TNI
Manrique y Marquez (2004)	EEUU Alemania	Estimación por máxima verosimilitud de modelo semiestructural neokeynesiano y Filtro de Kalman	y log PIB real $r$ tasa real de FED ex post <sup>13</sup> $p$ variación del IPC sin alimentos no elaborados y energía $x$ índice de precios energéticos respecto al resto	Idem Laubach y Williams (2002), pero agregan en ecuación de Phillips a los precios relativos de la energía como variable explicativa de la inflación.	Trimestral 1962-2001	Oscila entre <u>EEUU</u> : 2-4% Media: 2,9% <u>Alemania</u> : 1-3% Media: 1,9%
Mésonnier y Renne (2004)	Zona Euro	Estimación por máxima verosimilitud de modelo semiestructural neokeynesiano y Filtro de Kalman	y PBI $r$ tasa real de mercado de dinero a 3 meses ex ante <sup>14</sup> $p$ variación del IPC	Idem Laubach y Williams (2001) pero $g_t$ estacionario	Trimestral 1979-2002	Al final de la muestra oscila alrededor de 2% Entre el 87 y el 93 valores máximos 7%

<sup>13</sup> Considerando en  $t$ , la inflación del total del IPC acumulada en los últimos 4 trimestres.

<sup>14</sup> Consideran expectativas de inflación del próximo trimestre (anualizada) que surge del modelo.

Autores	País	Técnica	Variables	Modelo	Muestra	TNI
Castillo, Montoro Tuesta (2005)	Perú	Estimación por máxima verosimilitud de modelo semiestructural nekeynesiano ajustado para economía abierta con ecuación de paridad de Fisher y Filtro de Kalman	$y_t$ PIB $p_t$ inflación core $q_t$ tipo de cambio real bilateral T términos de intercambio $r_t^*$ promedio trimestral de la tasa de interés real de la FED. -B posición externa neta de activos en dólares r tasa de interés real interbancaria promedio <sup>15</sup> g gasto público	$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 p_{t-1} + \alpha_3 q_{t-1} + \alpha_4 r_t^* + \eta_t^y$ $\pi_t^{core} = \beta_1 \pi_{t-1}^{core} + \beta_2 \pi_t^m + \beta_3 y_{t-1} + (1 - \beta_1 - \beta_2) E_t \pi_{t+1} + \eta_t^{\pi^c}$ $\bar{r}_t = \gamma_1 \bar{r}_t^* + \Delta \bar{q}_t + \tau_t$ $\Delta \bar{q}_t = \psi_0 + \psi_1 D \bar{y}_t + \psi_2 D \bar{B}_t + \psi_3 D \bar{g}_t + \psi_4 D \bar{T}_t + \eta_t^{\bar{q}}$ $D \bar{y}_t = m_t = \phi \mu_{t-1} + (1 - \phi) \bar{\mu} + \eta_t^{\mu} \text{ siendo } \bar{\mu} \text{ la tasa de crecimiento de la productividad de largo plazo}$ $D \bar{B}_t = \rho_b D \bar{B}_{t-1} + \eta_t^b$ $E_t \pi_{t+1} = \bar{\pi}_{t+1} + (p_t^{core} - \bar{\pi}_t) = p_t^{core} + D \bar{\pi}_{t+1}$	Trimestral 1994-2005	Promedio muestral 4,7%

<sup>15</sup> Para calcular la tasa real, en terminos exante utilizan la inflación esperada estimada a partir de un AR(2) que fue el modelo que mejor ajusto en la muestra.

Autores	País	Técnica	Variables	Modelo	Muestra	TNI
Garnier y Wilhelmsen (2005)	Zona Euro Alemania EEUU	Máxima verosimilitud a modelo semiestructural neokeynesiano y Filtro de Kalman		Idem Laubach y Williams (2001) pero z estacionario	Trimestral: <u>ZE y</u> <u>Alemania:</u> 1963-2004 <u>EEUU:</u> 1961-2002	<u>ZE:</u> 2-4% Alemania: 1-3% <u>EEUU:</u> 3-4%
Wintr, Guarda y Rouabah (2005)	Zona Euro y Luxemburgo	Máxima verosimilitud a modelo semiestructural neokeynesiano y Filtro de Kalman	y log PIB real $r$ tasa real de interes expost $p$ inflacion $p_t^m$ inflación de importados	Idem Laubach y Williams (2001) pero incorporan brecha de inflación de productos importados en la curva de Phillips	Trimestral: <u>ZE:</u> 1970-2003 <u>Luxemburgo:</u> 1975-2004	<u>ZE:</u> 0-3% <u>Luxemburgo:</u> 6%

Autores	País	Técnica	Variables	Modelo	Muestra	TNI
Echevarría, López, Misas, Tellez y Parra (2006)	Colombia	Estimación por máxima verosimilitud de modelo semiestructural nekeynesiano ajustado para economía semi-abierta y Filtro de Kalman	$y_t$ PIB $p_t$ inflación core variación del IPC sin alimentos $p_t^m$ inflación de importados $y_t^{G7}$ PIB del Grupo de los 7 T términos de intercambio r tasa real exante <sup>16</sup> de los CDs a 90 días	Idem Laubach y Williams (2002), pero consideran que el proceso no observable que rige las fluctuaciones comunes de baja frecuencia entre el producto y la TNI ( $g_t$ ) sigue un proceso estacionario. Introduce en la IS la variación del PIB del G7 y el primer rezago de los términos de intercambio. La curva de Phillips incorpora la inflación de los bienes importados.	Trimestral 1982-2005	Promedio muestral 4,6%

<sup>16</sup> Expectativas de inflación surgen endógenamente de la curva de Phillips.

Autores	País	Técnica	Variables	Modelo	Muestra	TNI
Benati y Vitale (2007)	Zona Euro EEUU Suecia Reino Unido Australia	Estimación por máxima verosimilitud de modelo semiestructural nekeynesiano y Filtro de Kalman	<p>y PBI</p> <p><math>r</math> tasa real exante <sup>17</sup></p> <p>corto (Suecia, tasa de títulos a 3 meses)</p> <p><math>p</math> deflactor del PBI (suecia IPC)</p> <p>U tasa de desempleo</p>	$y_t^c = q_1 y_{t-1}^c + q_2 y_{t-2}^c + \partial \left[ \begin{array}{l} (r_{t-1} - p_{t-1/t-2} - r_{t-1}^N) \\ + (r_{t-2} - p_{t-2/t-3} - r_{t-2}^N) \end{array} \right] + \varepsilon_{1t}$ $\pi_t = m_t + \sum_{j=1}^j b_j \pi_{t-j} + g_{1,t} y_{t-1}^c + g_{2,t} y_{t-2}^c + \varepsilon_{2t}$ $r_t^N = r_{t-1}^N + \varepsilon_{3t}$ $y_t = y_t^N + y_t^C$ $y_t^N = y_{t-1}^N + d_{t-1} + \varepsilon_{4t}$ $d_t = d_{t-1} + \varepsilon_{5t}$ $U_t = U_t^N + U_t^C$ $U_t^N = U_{t-1}^N + \varepsilon_{6t}$ $U_t^N = a y_t^C + \varepsilon_{7t}$	<p>Trimestral:</p> <p><u>Zona Euro</u> 1970-2006</p> <p><u>EEUU:</u> 1954-2006</p> <p><u>Suecia:</u> 1976-2006</p> <p><u>Australia:</u> 1969-2006</p> <p><u>Reino Unido:</u> 1957-2006</p>	<p>Media oscila entre:</p> <p><u>Zona Euro:</u> 4% al principio de la muestra</p> <p><u>EEUU:</u> 1,6% 2006</p> <p><u>EEUU:</u> 1-2%</p> <p><u>Suecia:</u> 2-4%</p> <p><u>Australia:</u> 1-2,5</p> <p><u>Reino Unido:</u> 1-2%</p>

<sup>17</sup> Estimación endógena, proyección 1 paso adelante de parámetros variantes en el tiempo de la curva de Phillips estimada

Autores	País	Técnica	Variables	Modelo	Muestra	TNI
Cartaza, Fleitas y Vivas (2007)	Venezuela	Estimación por máxima verosimilitud de modelo semiestructural neokeynesiano y Filtro de Kalman	$y_t$ PIB no petrolero $p_t$ inflación core $r$ tasa real exante <sup>18</sup> depósitos a 90d	Idem. Laubach y Williams (2001)	Trimestral 1984-2007	Reportan grafico en el que parece oscilar entre 0 y 20%

<sup>18</sup> Expectativas de inflación surgen endógenamente de la curva de Phillips.

## **V. TRABAJO EMPIRICO:**

### **V.1 Estrategia econométrica:**

En función del análisis crítico realizado acerca de los distintos métodos que existen para estimar la TNI, se opta por la metodología originaria de Laubach y Williams (2001), basada en la estimación de la misma a través del filtro de Kalman aplicado a un modelo semiestructural de componentes inobservables. El fundamento de la elección, además de basarse en los pros y contras de cada método, se basa en las limitaciones que encuentran la aplicación de los mismos en el marco de la economía uruguaya. Al respecto, cabe mencionar que aún no se disponen estimaciones de un modelo DSGE<sup>19</sup>, existe un esfuerzo muy reciente de construir una curva de rendimientos por lo cual aún no es posible inferir la TNI del punto de vista de los inversores y tampoco se cuenta con una serie extensa de instrumentos indexados<sup>20</sup>.

En el enfoque adoptado, la TNI es la tasa de interés real de corto plazo consistente con el producto en su nivel potencial y la inflación igual

---

<sup>19</sup> Sin embargo, Bucacos, BCU, está trabajando en un modelo DSGE y espera que próximamente esté funcionando.

<sup>20</sup> Los mismos comenzaron a emitirse poco después del 12 de junio de 2002, fecha en que el Poder Ejecutivo dispuso la creación de la unidad indexada, y existieron períodos de tiempo en los cuales dichas emisiones se discontinuaron.

a la meta de mediano plazo, es decir, cuando los shocks nominales han desaparecido.

## **V.2 El modelo:**

Como fuera mencionado anteriormente, el modelo es del estilo del propuesto por Laubach y Williams (2001) modificado por Mésonnier y Renne (2004) y Echevarría y otros (2006), y adaptado para recoger las características propias de la economía uruguaya.

Tal como se presenta en la ecuación 5, el modelo general está compuesto por una curva IS, que representa la curva de demanda agregada, una curva de Phillips para simbolizar la curva de oferta y tres ecuaciones más que describen la dinámica del modelo, la cual está en línea con el modelo de crecimiento de Ramsey para el estado estacionario, planteado anteriormente en la ecuación 2.

La regla de política está implícita en el modelo, como es común en la literatura para el caso de aquellos países que no poseen una regla explícita de política dentro del período muestral analizado. De forma simplificadora, se supone que la política monetaria solo afecta la tasa de inflación indirectamente, a través de su efecto sobre la brecha producto,

por lo cual los hacedores de política influirán sobre la inflación por lo menos con un rezago de dos períodos<sup>21</sup>.

### Ecuación 5

$$\begin{aligned}
 1. \ \mathcal{Y}_t &= \sum_{j=1}^j \alpha \mathcal{Y}_{t-j} + \sum_{k=1}^k \alpha \mathcal{P}_{t-k} + \sum_{l=0}^l \alpha Dq_{t-l} + \sum_{m=0}^m \alpha DFI_{t-m} + \\
 &+ \sum_{n=0}^n \alpha Dy_{t-n}^B + \sum_{p=0}^p \alpha DC_{t-p}^A + \sum_{q=0}^q \alpha Dy_{t-q}^{US} + e_t^{\mathcal{Y}} \\
 2. \ \pi_t &= \sum_{r=1}^r \beta \pi_{t-r} + \sum_{s=0}^s \beta \pi_{t-s}^m + \sum_{u=1}^u \beta \mathcal{Y}_{t-u} + e_t^{\pi} \\
 3. \ r_t^N &= m_t + q_t a_t \\
 4. \ Dy_t^N &= m_y + q_y a_t + e_t^y \\
 5. \ a_t &= Y a_{t-1} + e_t^a \\
 6. \ y_t &= y_t^N + \mathcal{Y}_t \\
 7. \ r_t &= r_t^N + \mathcal{P}_t = r_t^N + (i_t - p_{t+1/t} - r_t^N)
 \end{aligned}$$

Para recoger características propias de la economía uruguaya, se incorporan en la ecuación de demanda, punto número 1 en la ecuación 5: el producto brasileño ( $y_t^B$ ), el de Estados Unidos ( $y_t^{US}$ ) el consumo argentino<sup>22</sup> ( $C_t^A$ ), los términos de intercambio ( $TI_t$ ) y el tipo de cambio

<sup>21</sup> Al respecto, cabe mencionar que existe evidencia empírica para Uruguay que encuentra una vinculación entre la brecha de producto e inflación, pero esa vinculación desaparece cuando se incorporan los salarios. En ese caso, la política monetaria tendría influencia directa en la inflación y a través de la política cambiaria.

<sup>22</sup> También fue testeado el producto argentino, pero como se expone en el anexo el modelo que mostró mejor ajuste fue el que tenía el consumo como explicativo.

real multilateral ( $q_t$ ). Si no existen variaciones en dichas variables que representan la demanda externa y si la brecha de la TNI ( $\#$ ) es nula, en ausencia de otros shocks de demanda ( $e_t^{\#}$ ), se cierra la brecha producto ( $\#$ ).

En la ecuación de oferta, segunda ecuación planteada en el modelo que se especifica en la ecuación 5, como determinante parcial de la inflación se incorpora la evolución de los precios de los bienes importados ( $\pi_t^m$ ) y del tipo de cambio a través de la evolución de dichos precios expresados en pesos.

Las ecuaciones tres y cuatro del modelo definen a la TNI y a la tasa de crecimiento del producto potencial. La TNI es definida como un proceso autorregresivo, y su dinámica es regida en conjunto con la del producto potencial, por la evolución de  $a_t$ <sup>23</sup>, que representa la tasa de crecimiento de la productividad<sup>24</sup>. Siguiendo Mésonnier y Renne (2004), se considera que dicha tasa de crecimiento sigue un proceso

---

<sup>23</sup> A diferencia de Laubach y Williams (2001) se supone que las fluctuaciones de la TNI solo están regidas por la productividad, de otra forma se agrega complejidad al análisis, en el sentido de que se debe inferir de una variable no observable dos componentes inobservables en su comportamiento.

<sup>24</sup> Que las fluctuaciones de baja frecuencia del producto y de la TNI sean comunes, es consistente con la definición planteada de la TNI. Además, aunque en algunos trabajos consultados no se impone dicha restricción, en este caso se aplica el comentario de Manrique y Márquez (2004) acerca de que incorporar más variables que expliquen la evolución de dichas variables en forma separada, agregan parámetros que en una muestra reducida complican a la hora de extraer conclusiones.

autorregresivo estacionario<sup>25</sup> y su persistencia está determinada por el parámetro  $\gamma$  .

La tasa de interés nominal  $i_t$  , refiere a la tasa call interbancaria. La selección de dicha tasa se realizó en función de que bajo el régimen actual de política monetaria la misma es tomada como tasa de referencia. Además, aunque algunos trabajos consideran la tasa implícita en algunos títulos emitidos por el banco central, en el caso de Uruguay no existe una serie continua extensa homogénea de títulos emitidos a ningún plazo en especial. Por su parte, Laubach y Williams (2001) señalan que utilizar tasas de interés de corto plazo tiene tres tipos de ventajas frente a las de largo plazo. La primera tiene que ver con que permite una mejor estimación de las expectativas de inflación, la segunda con que el premio asociado a la preferencia por la liquidez incluido en las tasas de largo es variante en el tiempo y la tercera es que las tasas de largo son afectadas generalmente por las fluctuaciones de otras variables que no afectan a las de corto.

Los choques definidos en cada ecuación,  $\varepsilon_t$ , se distribuyen normalmente y de manera independiente, con la siguiente matriz de varianzas y covarianzas:

---

<sup>25</sup> Dichos autores trabajan con este supuesto en el entendido de que de no ser así, el producto potencial podría ser integrado de orden 2.

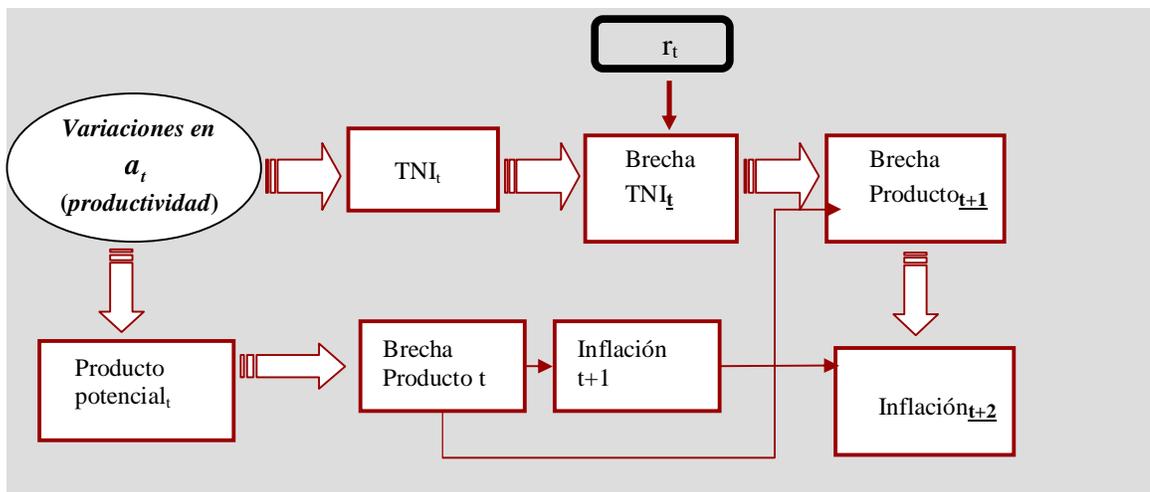
**Ecuación 6**

$$\Sigma^e = \begin{bmatrix} S_{\%}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & S_p^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S_y^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & S_a^2 \end{bmatrix}$$

Los rezagos que se incluyen de cada variable en las ecuaciones son determinados a través de la estimación uniecuacional por MCO, tanto de la IS como de la curva de Phillips (ver anexo 2).

A través de la ilustración V.1 se clarifican los efectos (de primera vuelta) de variaciones en la brecha de la tasa de interés consistentes con la estructura del modelo a estimar.

**Ilustración V-1**



### V.3 El filtro de Kalman:

En vista de que la TNI es una variable no observable, para su estimación se recurre a la utilización de un algoritmo recursivo de suavizamiento. A partir de la aplicación del filtro desarrollado por Kalman<sup>26</sup>, se obtiene una estimación de dicha variable como una proyección lineal sobre toda la información muestral y la estructura de la economía.

El filtro parte de una representación del estado-espacio del modelo que debe contemplar la realidad siendo simultáneamente parsimonioso. La estimación de la variable no observada se realiza a través de un procedimiento recursivo de predicción y corrección, de forma de obtener un estimador lineal, insesgado y óptimo al momento  $t$  con la información disponible hasta  $t-1$ . El algoritmo adiciona a cada nueva predicción un término proporcional al error de predicción cometido al proyectar a través del modelo las variables observables, de forma de minimizar estadísticamente el error de proyección. Para esto necesita servirse de valores iniciales para la media y la varianza del vector de estado (de variables no observables), los cuales como se menciona posteriormente no resultan triviales.

---

<sup>26</sup> Rudolf Kalman en 1960 basándose en el método de mínimos cuadrados recursivos encuentra una solución para el filtrado de datos en modelos de estado-espacio.

De manera general, la forma del modelo en su representación estado-espacio consiste en dos grupos de ecuaciones. La primera, denominada ecuación de medida o de observaciones (ecuación 7), expresa el vector de variables observadas ( $M_{t \times 1}$ ) como una función lineal del vector de variables de estado ( $S_{t \times 1}$ ), más otro vector de variables exógenas, más un ruido ( $W_{t \times 1}$  error de medida).

### Ecuación 7

$$M_t = G_1 S_t + G_2 Y_t + W_t$$

$\{W_{t \times 1}\} : WN(0, \{R_t\})$  el vector  $W$  tiene media 0 y  $E(W_s, W_t') = \begin{cases} R_t & s = t \\ 0 & s \neq t \end{cases}$

$G_{1 \times v}$  es la matriz de parámetros relacionados con las variables de estado

$Y_{t \times 1}$  es el vector de  $z$  variables exógenas

$G_{2 \times z}$  es la matriz de parámetros relacionados con las variables exógenas

La segunda ecuación, está dada por la ecuación de estado o transición (ecuación 8), que relaciona el vector de variables no observadas con su valor anterior (proceso autorregresivo de orden uno), con variables exógenas, más un ruido (comportamiento estocástico del modelo que cambia en el tiempo).

### Ecuación 8

$$S_t = F_1 S_{t-1} + F_2 Z_t + V_t$$

$$\{V_{t \times 1}\} : WN(0, \{Q_t\}) \text{ el vector } V \text{ tiene media } 0 \text{ y } E(V_s, V_t') = \begin{cases} Q_t & s = t \\ 0 & s \neq t \end{cases}$$

$F_{1 \times y}$  es la matriz de parámetros relacionados con las variables de estado del período previo

$Z_{t \times 1}$  es el vector de  $z$  variables exógenas

$F_{2 \times z}$  es la matriz de parámetros relacionados con las variables exógenas

Además, el procedimiento se basa en el supuesto de que los errores del sistema, así como la información adicional que se incorpore al mismo presentan una distribución normal<sup>27</sup> de media cero y varianza determinada, los errores no están correlacionados entre sí, ni lo están con el estado inicial (ecuación 9).

### Ecuación 9

$$E(W_s, V_t') = 0 \quad \forall s \text{ y } t$$

$S_1$  esta incorrelacionado con todos los términos de los ruidos  $\{V_t\}$  y  $\{W_t\}$

Como fuera mencionado, el filtro de Kalman aplica un procedimiento recursivo en el cual se estima la variable de estado en

---

<sup>27</sup> Este supuesto garantiza que la estimación del vector de estado sea insesgada.

función de valores iniciales y luego se retroalimenta por medio de datos observados. A las ecuaciones mediante las que se proyecta el estado en el momento  $t$ , tomando en cuenta la información del mismo en el momento  $t-1$  y la matriz de covarianzas del estado, se les denomina ecuaciones de predicción, ecuación 10. Mientras que el grupo de ecuaciones responsables de la retroalimentación del filtro se les denomina de actualización o corrección, ecuación 11. Las ecuaciones de actualización incorporan nueva información para llegar a una estimación mejorada del vector de estado.

#### **Ecuación 10**

*Predicción del vector de estado:*

$$\hat{S}_t^* = F_1 \hat{S}_{t-1} + F_2 \hat{Z}_t$$

*Predicción de la covarianza del error de predicción:*

$$P_t^* = F_1 P_{t-1} F_1^T + Q$$

## Ecuación 11

*Ganancia de Kalman:*

$$\mathbf{K}_t = \mathbf{P}_t^* \mathbf{G}_1^T (\mathbf{G}_1 \mathbf{P}_t^* \mathbf{G}_1^T + \mathbf{R})^{-1}$$

*Actualización de S utilizando la medida:*

$$\hat{\mathbf{S}}_t = \hat{\mathbf{S}}_t^* + \mathbf{K}_t \left( \mathbf{M}_t - \mathbf{G}_1 \hat{\mathbf{S}}_t^* \right) \mathbf{F}_1 \mathbf{P}_{t-1} \mathbf{F}_1^T + \mathbf{Q}$$

*Actualización de la covarianza del error:*

$$\mathbf{P}_t = (\mathbf{I} - \mathbf{K}_t \mathbf{G}_1) \mathbf{P}_t^*$$

Para determinar los parámetros iniciales  $\mathbf{S}_0$  se define como un parámetro determinístico desconocido  $\mathbf{m}$ , tal que  $\hat{\mathbf{S}}_0 = \mathbf{m}$ , de forma que los parámetros del modelo son  $(\mathbf{m}, \mathbf{Q}, \mathbf{R}) = \mathbf{q}$ , que son hallados maximizando su función de verosimilitud, para un  $\mathbf{Q}$  dado<sup>28</sup>.

Los pasos requeridos para hallar los parámetros que maximizan la función de verosimilitud son los siguientes:

---

<sup>28</sup> Dado que los errores se suponen que se distribuyen normalmente, también lo hará  $\mathbf{S}_t$

1. Para un  $\hat{Q}$  dado,  $\hat{S}_0 = \hat{m}$  y  $\hat{S}_w^2 = \hat{V}$ , obtener a través de la ecuación de predicción  $\hat{S}_t$ , y la predicción de la covarianza del error (P).
  
2. La segunda etapa corresponde a la corrección de la predicción y comienza con el cálculo de la ganancia de Kalman, factor de ponderación que minimiza la covarianza del error de la nueva predicción del vector de estado. La nueva predicción se genera adicionando a la predicción anterior dicha ganancia por el error cometido al proyectar el vector de estado utilizando la ecuación de medida. Por último se vuelve a calcular la covarianza del error de predicción.

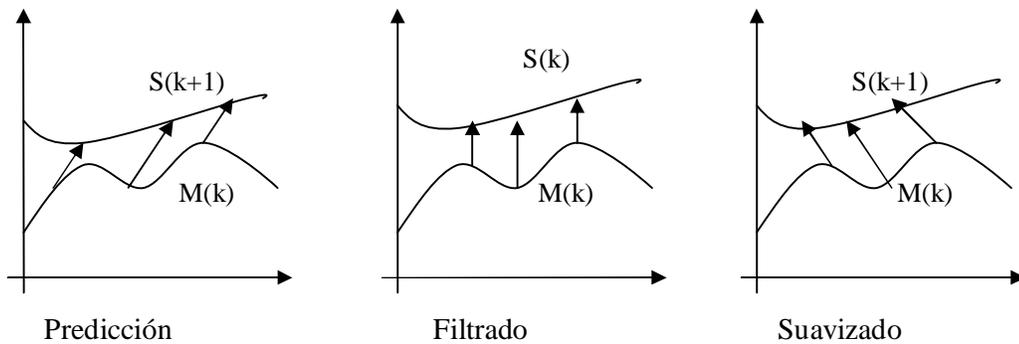
Como resultado de la aplicación del filtro pueden obtenerse las siguientes estimaciones:

- ü **Predicción**, la estimación para el vector de estado en  $k+1$ , se obtiene tomando en cuenta las medidas de  $M(0), \dots, M(k)$ .
- ü **Filtrado**, refiere a la estimación del vector de estado en  $k$ , considerando la información de las medidas hasta  $k$ .

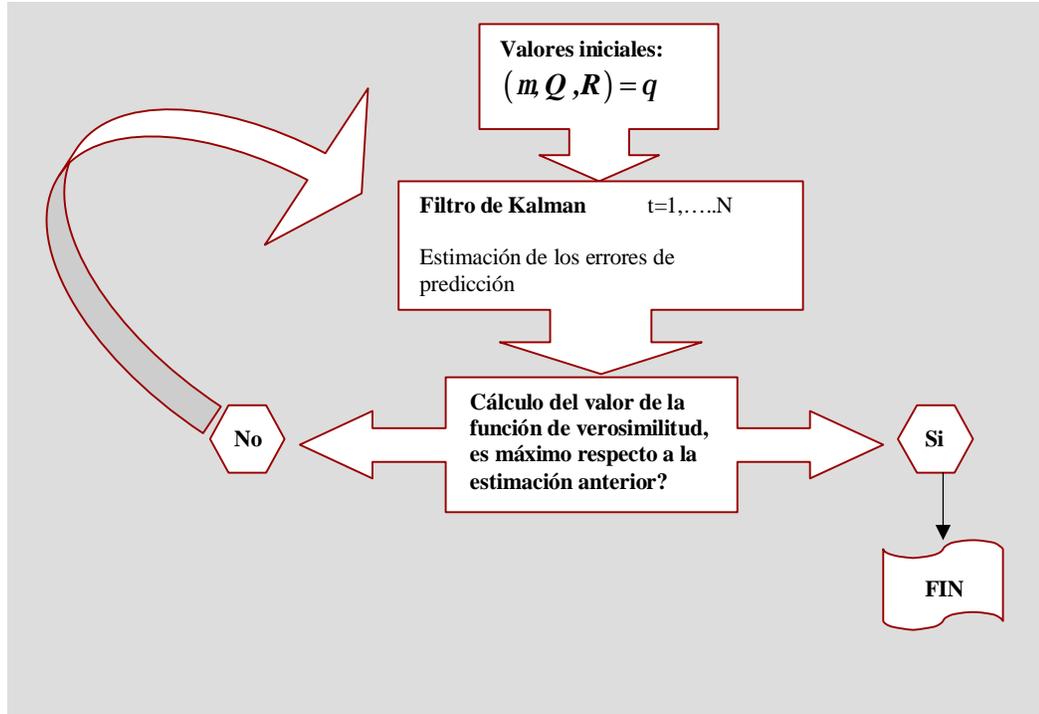
ü **Suavizado**, con la información de las medidas hasta  $k$  estima el vector de estado hasta  $k-1$ .

A continuación se presenta, en la ilustración V.2, un gráfico clarificador respecto a los distintos tipos de estimaciones, y en la V.3, un esquema que sintetiza el procedimiento de optimización, extraídos de notas docentes del Departamento de Electrónica de la Universidad de Alcalá y del trabajo de Echevarría y otros (2005) respectivamente.

**Ilustración V-2**



**Ilustración V-3**



#### **V.4 Relativizaciones a la estimación:**

A la hora de utilizar la estimación con fines de política económica, debe tenerse en cuenta una serie de limitaciones que presenta la misma, fundamentalmente debido al alto grado de incertidumbre relacionado con la especificación del modelo y con el problema de filtrado en tiempo real.

### **Problemas relacionados con la especificación del modelo:**

En lo que tiene que ver con la especificación del modelo que sirve de base para las estimaciones, una de las limitaciones que enfrenta es el hecho de no poseer un referente. Los parámetros son calibrados utilizando la estimación por MCO de las curvas de Phillips e IS, que se comportan de acuerdo a la teoría y replican bien los hechos estilizados. En la bibliografía consultada se utilizan los parámetros de los modelos semiestructurales de proyecciones trimestrales de los bancos centrales como referencia. Se considera que en la medida que este tipo de modelos sean desarrollados para Uruguay se contaría con un punto de avance para la presente estimación.

Además, D Amato (2005) realiza una serie de críticas a la especificación de modelos neokeynesianos para estimar la TNI. Señala que las imperfecciones del mercado financiero hacen que existan diferencias entre la tasa natural de largo plazo y la suma descontada de las tasas de corto plazo esperadas.

Una de estas imperfecciones es el premio por el riesgo, en este sentido se considera que los hacedores de política deberían tener una idea de cómo éste riesgo es afectado por variaciones que se realicen en la tasa de política o en la tasa natural.

### **Estimación en tiempo real:**

Otro inconveniente que encuentran los hacedores de política en la utilización de este tipo de estimaciones es que no se conocen los valores de la tasa natural en tiempo real, esto es, cuando se tienen que tomar las decisiones de política.

Orphanides y Williams (2002) estiman este tipo de error, comparando las estimaciones realizadas en tiempo real ("*one-sided*") de aquellas suavizadas por el hecho de ser estimadas con retrospectiva ("*two-sided*"). En la literatura de los trabajos econométricos surge una serie estimada de la TNI variable en el tiempo que puede ser "*two-sided*", pero los hacedores de política cuentan con la desventaja de que deben de tomar su decisión basándose en estimaciones de la TNI realizadas con información disponible al momento, "*one-sided*".

Sin embargo, este tipo de problema es mayor en las estimaciones basadas en filtros univariados, altamente sensibles a la observación final. Estos filtros, como el HP, presentan el inconveniente de no ser buenos para distinguir entre las fluctuaciones seculares o las cíclicas, hasta que se cuenta con la información del dato siguiente, problema menos evidente en filtros multivariados. La metodología que se sigue comúnmente al

aplicar los filtros univariados es proyectar la serie hacia delante y aplicar luego el filtro.

Al presentar los resultados, se ejemplifica gráficamente (gráfica 1 sección V.7) las diferencias que se pueden suscitar entre las estimaciones, según sea la información que consideren de base.

Además, el hacedor de política para la utilización en tiempo y forma de este tipo de estimaciones se enfrenta a problemas de medición de las propias variables observables (que son sujetas a revisiones) y el hecho de que los valores estimados de los parámetros son afectados por toda la muestra.

**Problema de “pile-up”:**

El problema denominado “*pile-up*” tiene que ver con el sesgo en las funciones de distribución de probabilidades de las variables no observables. Al intentar inferir desde series con varianzas mayores a las varianzas de las variables potenciales, se sesga la varianza de éstas últimas a cero.

Una de las formas de lidiar con este problema es imponer restricciones que tienen que ver con las relaciones entre la señal y el ruido. Como se desarrolla en la sección V.6, siguiendo a Mésonnier y Renne (2004), se fijaron dos ratios,  $g_1 = s_y/s_y$ , y  $g_2 = q_r/q_y$ .

Si  $g_1$  es muy grande, implica que la tasa de crecimiento del producto potencial es más volátil que la brecha producto, por lo cual en general se eligen valores menores que uno para este ratio. Por otra parte, si este ratio es cero, implica que la varianza del producto es nula. Como se puede observar en la ecuación 5, esto es equivalente a suponer que la tasa de interés natural y el producto potencial tienen las mismas fluctuaciones, dado que si  $e_t^y$  es cero, el único shock que reciben ambas variables es el que les transmite  $a_t$ . Por lo antedicho se testean valores mayores a 0 y menores o iguales a 1.

Por su parte,  $g_2$  representa cuánto de las fluctuaciones de baja frecuencia de la productividad son trasladadas a la tasa de interés natural en relación al producto potencial. El coeficiente  $q_r$  representa el grado de aversión al riesgo. Se testearon valores entre 1 y 20 para esta relación.

## **V.5 Variables que intervienen en el análisis:**

Antes de presentar la estimación del modelo, en el presente apartado se describen las variables incluidas en el modelo estimado, ver ilustración V-4. El análisis del comportamiento de cada una de las series involucradas, así como las transformaciones que fue necesario realizar para su utilización, se presentan en el anexo econométrico número 1.

Los datos son trimestrales y refieren al período comprendido entre 1992.0I y 2007.II<sup>29</sup>.

---

<sup>29</sup> La variable que acota el período de análisis es la tasa call interbancaria, para comenzar en 1992, se digitaron los datos diarios hábiles anteriores al año 1994 que no existían en medios magnéticos, ampliando de esta forma la muestra hasta donde fue posible conseguir la información. Las series originales (que se transformarían en variaciones para introducirse en el modelo) se consideraron desde 1991.IV, para que la serie transformada pudiera partir de 1992.0I.

#### Ilustración V-4

NOMENCLATURA	SERIE
$y_t$	Logaritmo del producto interno bruto uruguayo (PIB, IVF base 85, fuente BCU) desestacionalizado (utilizando X-12-ARIMA).
$p_t$	Tasa de inflación anual, aproximada anualizando la diferencia del logaritmo del IPC base 85 core (sin considerar frutas, verduras, precios administrados, ni servicio domestico) promedio trimestral y multiplicando por 100.
$p_t^m$	Tasa de inflación anual de los bienes importados, aproximada anualizando la diferencia del logaritmo trimestral de la serie trimestral de precios de los bienes importados y multiplicando por 100.
$Dq_t$	Variación trimestral del tipo de cambio real multilateral.
$Dy_t^{US}$	Variación trimestral del PIB de EEUU desestacionalizado publicado por el Bureau of Economic Análisis
$Dc_t^A$	Variación trimestral del consumo argentino, fuente INDEC, desestacionalizado por medio del X-12-ARIMA
$i_t$	Promedio trimestral de tasa de interés call interbancaria nominal diaria hábil
<b>TI_bsyss</b>	Variación trimestral términos de intercambio de bienes y servicios, fuente BCU base 83, desestacionalizado por medio del X-12-ARIMA

## V.6 Estimación del modelo: filtro de Kalman

De la estimación uniecuacional, por medio del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), de las curvas que representan la oferta y la demanda agregada de la economía, ver anexo 2, surge la siguiente especificación del modelo presentado en la ecuación 5:

### Ecuación 12

1.  $\% = a_1 \%_{t-1} + a_2 \%_{t-3} + a_3(1+L)\%_{t-1} + a_5 DC^A_t + a_6 Dy^{US}_t + a_7 DII_t + a_8 Dq_t + e_t^{\%}$
2.  $\pi_t = b_1 \pi_{t-1} + b_3 \pi_{t-3} + b_4 \pi_{t-4} + b_5 \pi_t^m + b_6 \%_{t-1} + e_t^{\pi}$
3.  $r_t^N = m_t + q_t a_t$
4.  $Dy_t^N = m_y + q_y a_t + e_t^y$
5.  $a_t = Y a_{t-1} + e_t^a$
6.  $y_t = y_t^N + \%$
7.  $r_t = r_t^N + \rho = r_t^N + (i_t - p_{t+1/t} - r_t^N)$

*Siendo,*

*L el operador de rezagos*

*Variables no observables:  $a, r^N, y^N, \% \rho$*

*Variables observables:  $y, r, \pi$*

*Variables exógenas:  $DC^A, Dy^{US}, DII, Dq, \pi^m$*

Seguidamente se presentan los pasos seguidos para transformar el modelo presentado en la ecuación 12 en la representación estado-espacio. La misma permitirá, para un conjunto inicial de parámetros, obtener los errores de predicción del modelo, que surgen de la aplicación del filtro de Kalman (ver ilustración V.3), y que serán utilizados recursivamente en la función de verosimilitud hasta maximizarla.

**La primera ecuación de medida** surge de las ecuaciones 4 y 6 del modelo:

**Ecuación 13**

$$4. \quad \underbrace{Dy_t^N}_{y_t^N - y_{t-1}^N} = m_y + q_y a_t + e_t^y \Rightarrow 0 = -y_t^N + y_{t-1}^N + m_y + q_y a_t + e_t^y$$

*Sumando a ambos lados  $y_t$  y  $y_{t-1}$*

$$\underbrace{y_t^N - y_{t-1}^N}_{Dy_t} = -y_t^N + y_{t-1}^N + m_y + q_y a_t + e_t^y + y_t - y_{t-1}$$

*Por 6.  $y_t = y_t^N + y_t^y$*

$$\Rightarrow Dy_t = m_y + q_y a_t + y_t^y - y_{t-1}^y + e_t^y$$

De la ecuación 2 planteada en el modelo de la ecuación 12 surge la **segunda ecuación de medida**<sup>30</sup>.

---

<sup>30</sup> Las variables dummy no se incorporan en la ecuación para simplificar la presentación, además como se señala posteriormente, las mismas fueron modificándose en el proceso

#### Ecuación 14

$$\pi_t = b_1\pi_{t-1} + b_3\pi_{t-3} + b_4\pi_{t-4} + b_5\pi_t^m + b_6\mathcal{Y}_{t-1} + e_t^\pi$$

Las **ecuaciones de estado** o transición surgen de la ecuación 5 del modelo de la ecuación 12:  $a_t = Y a_{t-1} + e_t^a$  y de las siguientes operaciones para la despejar la ecuación asociada a la brecha producto:

#### Ecuación 15

$$1. \mathcal{Y}_t = a_1\mathcal{Y}_{t-1} + a_2\mathcal{Y}_{t-3} + a_3(1+L)\mathcal{Y}_{t-1} + a_4DC_t^A + a_5Dy_t^{US} + a_6DTI_t + a_7Dq_t + e_t^{\mathcal{Y}}$$

de la ecuación 7.  $r_t = r_t^N + \mathcal{Y}_t = r_t^N + (i_t - p_{t+1/t} - r_t^N) \Rightarrow$  *sustituyendo* :

$$\mathcal{Y}_t = a_1\mathcal{Y}_{t-1} + a_2\mathcal{Y}_{t-3} + a_3(r_{t-1} - r_{t-1}^N) + a_3(r_{t-1} - r_{t-2}^N) + a_4DC_t^A + a_5Dy_t^{US} + a_6DTI_t + a_7Dq_t + e_t^{\mathcal{Y}}$$

de la ecuación 3.  $r_t^N = m_t + q_r a_t \Rightarrow$  *sustituyendo* :

$$\mathcal{Y}_t = a_1\mathcal{Y}_{t-1} + a_2\mathcal{Y}_{t-3} + a_3r_{t-1} - a_3(m_t + q_r a_{t-1}) + a_3r_{t-2} - a_3(m_t + q_r a_{t-2}) + a_4DC_t^A + a_5Dy_t^{US} + a_6DTI_t + a_7Dq_t + e_t^{\mathcal{Y}}$$

*Operando*  $\Rightarrow$

$$\mathcal{Y}_t = a_1\mathcal{Y}_{t-1} + a_2\mathcal{Y}_{t-3} + a_3r_{t-1} - 2a_3m_t - a_3q_r a_{t-1} + a_3r_{t-2} - a_3q_r a_{t-2} + a_4DC_t^A + a_5Dy_t^{US} + a_6DTI_t + a_7Dq_t + e_t^{\mathcal{Y}}$$

---

de calibración del modelo. Al incorporar una estimación de la brecha producto obtenida a través del filtro de Kalman, algunos de los shock fueron explicados por éste.

La expresión de las **ecuaciones de medida** en su forma matricial es la que se presenta en la ecuación 16, donde se presenta la composición de las matrices presentadas de forma genérica en la ecuación 7:

**Ecuación 16**

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} Dy_t \\ p_t^y \\ p_t^p \\ p_t^m \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} q_y & 0 & 1 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_6 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_t \\ a_{t-1} \\ y_t \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ y_{t-3} \\ y_{t-4} \\ y_{t-5} \\ y_{t-6} \\ y_{t-7} \\ y_{t-8} \\ y_{t-9} \\ y_{t-10} \\ y_{t-11} \\ y_{t-12} \\ y_{t-13} \\ y_{t-14} \\ y_{t-15} \\ y_{t-16} \\ y_{t-17} \\ y_{t-18} \\ y_{t-19} \\ y_{t-20} \\ y_{t-21} \\ y_{t-22} \\ y_{t-23} \\ y_{t-24} \\ y_{t-25} \\ y_{t-26} \\ y_{t-27} \\ y_{t-28} \\ y_{t-29} \\ y_{t-30} \\ y_{t-31} \\ y_{t-32} \\ y_{t-33} \\ y_{t-34} \\ y_{t-35} \\ y_{t-36} \\ y_{t-37} \\ y_{t-38} \\ y_{t-39} \\ y_{t-40} \\ y_{t-41} \\ y_{t-42} \\ y_{t-43} \\ y_{t-44} \\ y_{t-45} \\ y_{t-46} \\ y_{t-47} \\ y_{t-48} \\ y_{t-49} \\ y_{t-50} \\ y_{t-51} \\ y_{t-52} \\ y_{t-53} \\ y_{t-54} \\ y_{t-55} \\ y_{t-56} \\ y_{t-57} \\ y_{t-58} \\ y_{t-59} \\ y_{t-60} \\ y_{t-61} \\ y_{t-62} \\ y_{t-63} \\ y_{t-64} \\ y_{t-65} \\ y_{t-66} \\ y_{t-67} \\ y_{t-68} \\ y_{t-69} \\ y_{t-70} \\ y_{t-71} \\ y_{t-72} \\ y_{t-73} \\ y_{t-74} \\ y_{t-75} \\ y_{t-76} \\ y_{t-77} \\ y_{t-78} \\ y_{t-79} \\ y_{t-80} \\ y_{t-81} \\ y_{t-82} \\ y_{t-83} \\ y_{t-84} \\ y_{t-85} \\ y_{t-86} \\ y_{t-87} \\ y_{t-88} \\ y_{t-89} \\ y_{t-90} \\ y_{t-91} \\ y_{t-92} \\ y_{t-93} \\ y_{t-94} \\ y_{t-95} \\ y_{t-96} \\ y_{t-97} \\ y_{t-98} \\ y_{t-99} \\ y_{t-100} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & m_y \\ b_1 & b_2 & b_3 & b_4 & b_5 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1} \\ p_{t-2} \\ p_{t-3} \\ p_{t-4} \\ p_{t-5} \\ p_{t-6} \\ p_{t-7} \\ p_{t-8} \\ p_{t-9} \\ p_{t-10} \\ p_{t-11} \\ p_{t-12} \\ p_{t-13} \\ p_{t-14} \\ p_{t-15} \\ p_{t-16} \\ p_{t-17} \\ p_{t-18} \\ p_{t-19} \\ p_{t-20} \\ p_{t-21} \\ p_{t-22} \\ p_{t-23} \\ p_{t-24} \\ p_{t-25} \\ p_{t-26} \\ p_{t-27} \\ p_{t-28} \\ p_{t-29} \\ p_{t-30} \\ p_{t-31} \\ p_{t-32} \\ p_{t-33} \\ p_{t-34} \\ p_{t-35} \\ p_{t-36} \\ p_{t-37} \\ p_{t-38} \\ p_{t-39} \\ p_{t-40} \\ p_{t-41} \\ p_{t-42} \\ p_{t-43} \\ p_{t-44} \\ p_{t-45} \\ p_{t-46} \\ p_{t-47} \\ p_{t-48} \\ p_{t-49} \\ p_{t-50} \\ p_{t-51} \\ p_{t-52} \\ p_{t-53} \\ p_{t-54} \\ p_{t-55} \\ p_{t-56} \\ p_{t-57} \\ p_{t-58} \\ p_{t-59} \\ p_{t-60} \\ p_{t-61} \\ p_{t-62} \\ p_{t-63} \\ p_{t-64} \\ p_{t-65} \\ p_{t-66} \\ p_{t-67} \\ p_{t-68} \\ p_{t-69} \\ p_{t-70} \\ p_{t-71} \\ p_{t-72} \\ p_{t-73} \\ p_{t-74} \\ p_{t-75} \\ p_{t-76} \\ p_{t-77} \\ p_{t-78} \\ p_{t-79} \\ p_{t-80} \\ p_{t-81} \\ p_{t-82} \\ p_{t-83} \\ p_{t-84} \\ p_{t-85} \\ p_{t-86} \\ p_{t-87} \\ p_{t-88} \\ p_{t-89} \\ p_{t-90} \\ p_{t-91} \\ p_{t-92} \\ p_{t-93} \\ p_{t-94} \\ p_{t-95} \\ p_{t-96} \\ p_{t-97} \\ p_{t-98} \\ p_{t-99} \\ p_{t-100} \end{bmatrix} + \\
+ \begin{bmatrix} e_t^y \\ e_t^p \\ e_t^m \end{bmatrix} \\
\begin{matrix} M_t \\ G_1 \\ S_t \\ G_2 \\ Y_t \end{matrix}
\end{aligned}$$

Por su parte, la ecuación 17 presenta las **ecuaciones de estado** en su forma matricial, composición de las matrices presentadas de forma genérica en la ecuación 8:

Ecuación 17

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} a_t \\ a_{t-1} \\ \% \\ y_t \\ \% \\ y_{t-1} \\ \% \\ y_{t-2} \\ \% \\ S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_3 q_r & a_3 q_r & a_1 & 0 & a_2 \\ 0 & 0 & I & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & I & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{t-1} \\ a_{t-2} \\ \% \\ y_{t-1} \\ \% \\ y_{t-2} \\ \% \\ y_{t-3} \\ \% \\ S_{t-1} \end{bmatrix} + \\
 & + \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_3 & a_3 & a_4 & a_5 & a_6 & a_7 & -2a_3 m_r \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{t-1} \\ r_{t-2} \\ DC A \\ Dy^t_{US} \\ DTI_t \\ Dq_t \\ 1 \\ Z_t \end{bmatrix} + \\
 & + \begin{bmatrix} e^a_t \\ 0 \\ e^y_t \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \\
 & \begin{matrix} 1 & 2 & 3 \\ V_t \end{matrix}
 \end{aligned}$$

Luego de calibrado el modelo a través de su estimación mediante equilibrios parciales se procedió a estimar los coeficientes que involucran a las variables latentes aplicando el filtro de Kalman, programado en Eviews5, y Maquardt como algoritmo de optimización.

Como fuera señalado al presentar las relativizaciones a la estimación, la misma requiere fijar las relaciones entre la señal y el ruido para evitar el problema “*pile-up*”.

Los valores para  $g_1 = S_y/S_{y\%}$ , y  $g_2 = q_r/q_y$  fueron fijados siguiendo los criterios de Mésonnier y Renne (2004), a saber:

- ü En primer lugar se aplicó el test de Wald para valores de los ratios en los intervalos  $(\{g_1, g_2\} \hat{I} (0,1] \times [1, 20])$  seleccionando aquellas combinaciones que tenían un “*p-value*” mayor a 25%.
- ü En segundo lugar, se tomó en cuenta la relevancia económica de los componentes inobservables y la significación de los parámetros más importantes del modelo
- ü El nivel alcanzado por la función de verosimilitud.

En función de éstos criterios fueron seleccionados  $g_1 = 0.001$  y  $g_2 = 1$ , valores que sirven de base para los resultados que se analizan a continuación. Posteriormente, en la gráfica 5 se presenta la sensibilidad de los resultados a variaciones en éstos ratios.

Los valores medios de las variables aproximadas por HP fueron los valores de inicio utilizados para el vector de estado<sup>31</sup>, la matriz de varianzas y covarianzas es inicializada en  $I_5 \times 0.5$ <sup>32</sup>. La varianza de  $a_t$  es fijada en 0.01.

Se procedió de forma iterativa re-estimando por MCO las curvas IS y de Phillips, utilizando la estimación obtenida por Kalman, para recalibrar los parámetros, en el anexo 3 se presentan los valores utilizados en la estimación.

Los coeficientes hallados y sus correspondientes probabilidades asociadas a la prueba  $z$ <sup>33</sup> se muestran en la tabla de la ilustración V-5.

---

<sup>31</sup> Fueron testeados otros valores de inicio, pero no se encontró una importante sensibilidad de los resultados en este sentido y dado que éstos maximizaban la función de verosimilitud, fueron elegidos.

<sup>32</sup> Luego fue sustituida por otra que incrementaba la función de verosimilitud y que en la diagonal cuenta con las varianzas aproximadas de las variables utilizadas como proxy.

<sup>33</sup> El estadístico  $z$  realiza la comparación entre la media hallada para la muestra y su valor poblacional, es el cociente de la diferencia entre la media muestral y la poblacional, sobre el desvío estándar. Este estadístico se compara con el valor de tablas, que calcula el área bajo la curva normal que existe entre la media y el estadístico  $z$ .

**Ilustración V-5**

<b>Coeficiente</b>	<b>Estimación</b>	<b>Probabilidad</b>
$m_y$	<b>0.74</b>	0.08
$q_y = q_r$	<b>1.05</b>	0.04
$b_6$	<b>0.36</b>	0.00
$s_p$	<b>2.80</b>	0.00
$Y$	<b>0.93</b>	0.00
$a_1$	<b>0.29</b>	0.10
$a_2$	<b>0.03</b>	0.78
$a_3$	<b>-0.11</b>	0.00
$m_r$	<b>3.54</b>	0.25
$s_{\%}$	<b>1.85</b>	0.00
$s_y$	<b>0.002</b>	0.00

## V.7 Resultados obtenidos:

**Con respecto a los coeficientes estimados**, como puede observarse en la ilustración V.5., los parámetros relacionados a la transmisión de la política monetaria  $b_6$  y  $a_3$  resultan significativos. Cabe recordar que el coeficiente  $b_6$ , refleja el impacto de la brecha producto en la inflación del período inmediato posterior y su valor estimado es de 0.36. Por su parte la semielasticidad de la tasa de interés sobre la brecha producto,  $a_3$ , se estima en -0.11. Además, el coeficiente  $\gamma$  muestra el importante grado de persistencia de  $a_t$ . Sin embargo, los rezagos de la brecha producto en la curva IS estimada, no resultaron significativos, como tampoco lo hizo  $m_t$ .<sup>34</sup>

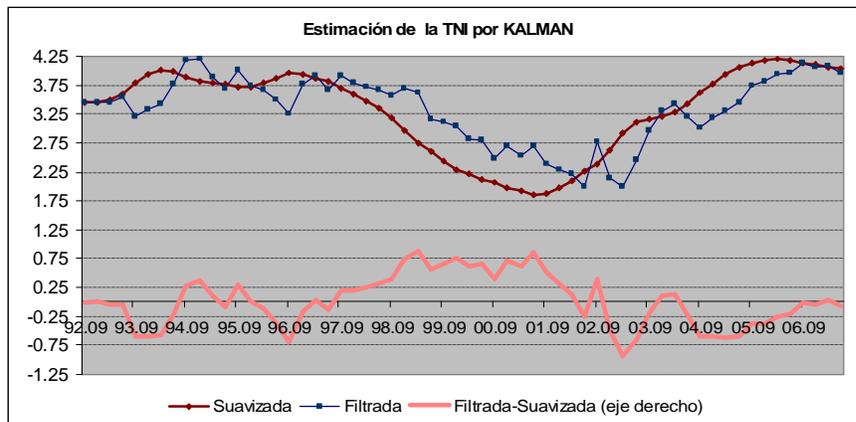
**Las estimaciones de la TNI resultantes**, se presentan en la gráfica 1, suavizadas (“*two side*” considerando la información de toda la muestra), filtrada (en tiempo real), y la diferencia entre ambas. El valor promedio en el período considerado de la estimación suavizada fue de 3.31%. Sin embargo, pueden distinguirse 3 fases marcadas en su evolución. La primera fase culmina en el año 1998, hasta ese momento había oscilado en torno al 3.75%. A partir de dicho año comienza a

---

<sup>34</sup> Este último tampoco fue significativo en el caso colombiano, pero su valor es similar al hallado en otros países.

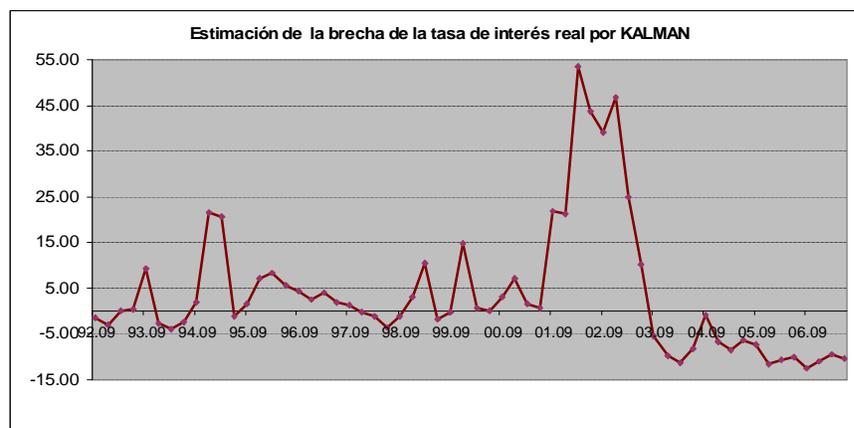
descender, alcanzando un mínimo de 1,84% a mediados de 2001. En este mínimo, es que se produce la mayor discrepancia entre la estimación suavizada y lo que sería la estimación en tiempo real, dado que la primera, bajo el conocimiento de toda la información muestral, anticipa la crisis del año 2002. Sobre fines de 2003, podría decirse que comienza la tercera etapa, en que la TNI retorna a valores superiores al 3%, estimándose el promedio suavizado de los últimos 3 años considerados en 3.98%.

**Gráfica 1**



Como resultado de la estimación analizada, se extrae el siguiente **comportamiento de la brecha de la tasa de interés:**

**Gráfica 2**

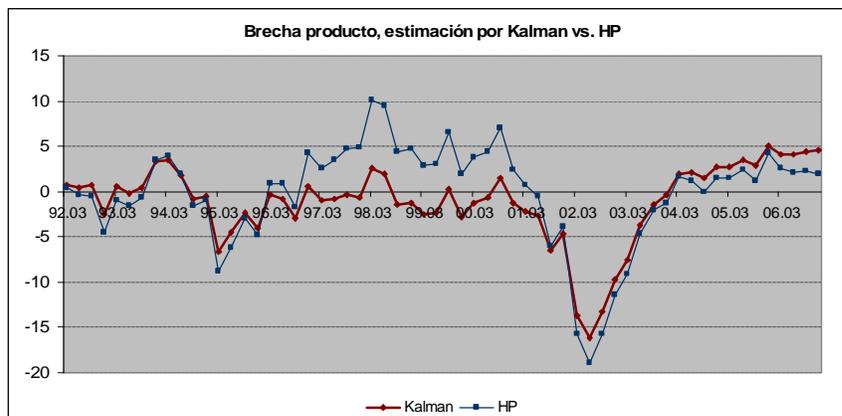


Hasta el tercer trimestre de 2001, la tasa real de interés, oscila alrededor de su valor de equilibrio, alcanzando las mayores discrepancias en los períodos de crisis. Durante la crisis del año 2002, la brecha adquiere sus valores máximos, lo que se encuentra en línea con la envergadura de la circunstancia por la que atravesara la economía uruguaya. A la salida de la crisis, la brecha desciende rápidamente, alcanzando valores negativos a mediados de 2003 y comenzando a equilibrarse hacia el tercer trimestre de 2004. Sin embargo, a partir de entonces, del análisis gráfico y considerando exclusivamente este indicador, se concluye que la instancia monetaria ha sido expansiva. La

brecha de la tasa de interés ha sido crecientemente negativa, reflejo del comportamiento de la tasa de interés interbancaria. Dicha tasa, se mantuvo relativamente estable, no acompañando el crecimiento evidenciado en la estimación de la tasa de equilibrio.

**Respecto a la brecha producto**, cuya estimación surge de manera conjunta con la TNI, puede decirse que replica los hechos estilizados de la economía uruguaya en el período considerado.

**Gráfica 3**



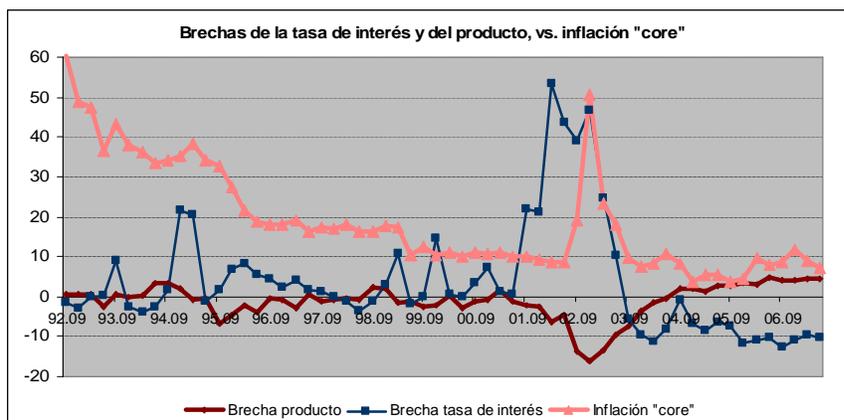
Esta aproximación, difiere de la realizada por HP, en que esta última por tratarse de un filtro estadístico univariado, no toma en cuenta el comportamiento de las otras variables del modelo. La mayor discrepancia entre ambas estimaciones se verifica entre el 1997 y 2001, evidenciando

el comportamiento del producto potencial. El modelo estima que este último, al igual que el producto, creció en la época mencionada y cayó durante la crisis, lo que explica que el mínimo que alcanza la brecha producto estimada por Kalman sea menor en valor absoluto que el estimado por HP. En la última parte del período analizado, nuevamente se estima que la recuperación del producto potencial no fue tan acelerada como la que evidenció el producto, por lo cual el recalentamiento estimado por Kalman es mayor.

**La relación entre las brechas de la tasa de interés y de la brecha producto, y la evolución de la inflación** se expone en la gráfica

4:

**Gráfica 4**



En la gráfica es clara la relación inversa que existe entre la brecha de la tasa de interés y la brecha producto, tal como prevé la teoría. Por su parte, si bien existieron otros factores que explicaron el comportamiento de la inflación, alguno de ellos expresados como variables explicativas del mismo en el modelo, la brecha producto guarda una relación directa con la inflación, a excepción del período de crisis en que el signo de la relación se invierte.

En lo que tiene que ver con **los resultados hallados y su relación con los antecedentes recopilados para otros países**, cabe mencionar que el nivel promedio estimado para la TNI, es mayor al encontrado para los países en desarrollo, pero se encuentra en línea con el nivel promedio estimado para los países de América Latina estudiados (Colombia, Chile, Perú, Venezuela), quienes reportan resultados que oscilan entre 4 y 5%.

En la ilustración V-6, se relaciona la estimación realizada para Uruguay con lo hallado por Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica y Venezuela, a través de un cuadro que resume algunas estadísticas descriptivas referentes a las estimaciones realizadas por cada país, para el período comprendido entre 1996.I y 2006.IV.

**Ilustración V-6**

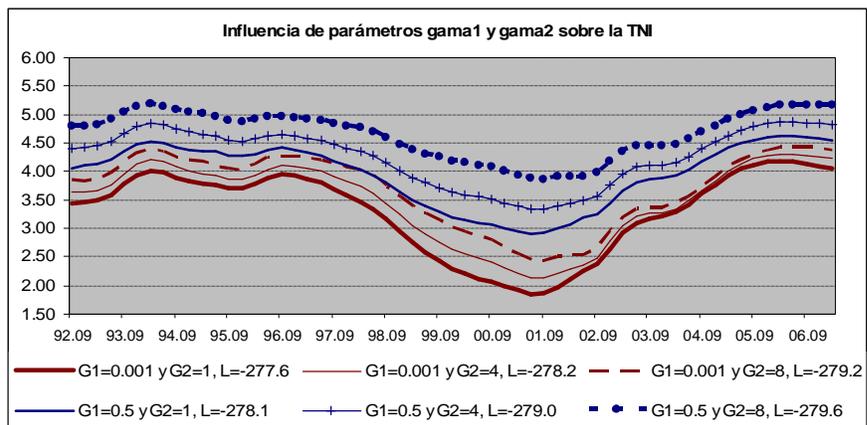
<b>Estadísticas descriptivas</b>	<b>Brasil</b>	<b>Chile</b>	<b>Colombia</b>	<b>Costa Rica</b>	<b>Uruguay</b>	<b>Venezuela</b>
<b>Media</b>	<b>0.018</b>	<b>0.030</b>	<b>0.041</b>	<b>0.031</b>	<b>0.031</b>	<b>0.062</b>
<b>Mediana</b>	<b>0.014</b>	<b>0.029</b>	<b>0.045</b>	<b>0.031</b>	<b>0.033</b>	<b>0.052</b>
<b>Máximo</b>	<b>0.045</b>	<b>0.055</b>	<b>0.096</b>	<b>0.035</b>	<b>0.042</b>	<b>0.143</b>
<b>Mínimo</b>	<b>-0.003</b>	<b>0.020</b>	<b>-0.003</b>	<b>0.029</b>	<b>0.019</b>	<b>0.016</b>
<b>Desvío estándar</b>	<b>0.014</b>	<b>0.009</b>	<b>0.032</b>	<b>0.002</b>	<b>0.008</b>	<b>0.035</b>
<b>Skewness</b>	<b>0.701</b>	<b>0.856</b>	<b>0.007</b>	<b>0.400</b>	<b>-0.259</b>	<b>0.757</b>
<b>Kurtosis</b>	<b>2.140</b>	<b>3.148</b>	<b>1.496</b>	<b>1.760</b>	<b>1.609</b>	<b>2.646</b>
<b>Jarque-Bera</b>	<b>4.963</b>	<b>5.411</b>	<b>3.772</b>	<b>3.994</b>	<b>4.043</b>	<b>4.431</b>
<b>Probability</b>	<b>0.084</b>	<b>0.067</b>	<b>0.152</b>	<b>0.136</b>	<b>0.133</b>	<b>0.109</b>
<b>Nro. observaciones</b>	<b>44</b>	<b>44</b>	<b>40</b>	<b>44</b>	<b>44</b>	<b>44</b>

**Fuente:** Elaboración propia tomando en cuenta el cuadro presentado por Rodrigo Fuentes (del Banco Central de Chile) en la 12ª Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales que tuvo lugar en Madrid en Noviembre 2007.

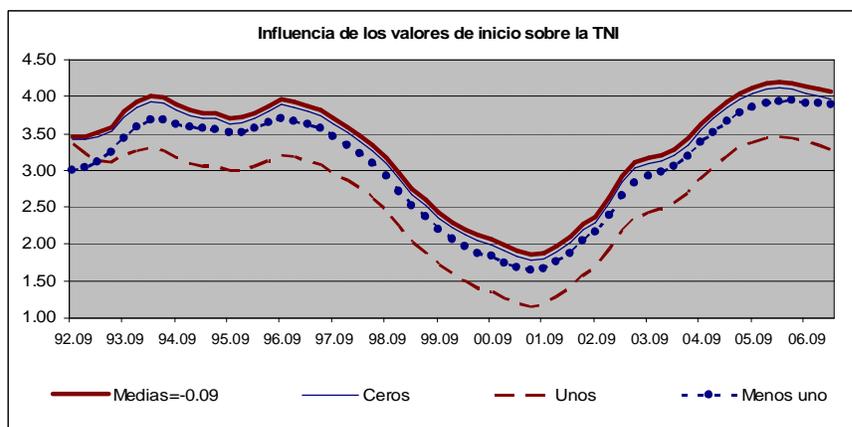
Para culminar, en la gráfica 5, se expone **el grado de sensibilidad que de la estimación** de la TNI a cambios en  $g_1$  y  $g_2$ , y en la 6 a

variaciones en los valores de inicio utilizados, aunque por los motivos expuestos anteriormente la estimación seleccionada para el análisis realizado refiere a  $g_1 = 0.001$  y  $g_2 = 1$ , y valores de inicio para los coeficientes iguales a sus medias.

**Gráfica 5**



**Gráfica 6**



## **VI. CONCLUSIONES:**

Este documento abordó el tema de la tasa natural de interés (TNI), tanto desde un punto de vista teórico, como empírico, constituyéndose en la primera estimación realizada para la economía uruguaya.

La motivación del trabajo fue encontrar un indicador métrico de la instancia de política monetaria, que se adecuara con el actual régimen de política. Desde julio de 2007, el BCU instauró un régimen de política monetaria que utiliza como instrumento operacional a la tasa de interés de corto plazo. Esta decisión, está en línea con lo que ha sido la tendencia mundial de los bancos centrales. Bajo el nuevo paradigma, la tasa de interés se ha convertido en el instrumento de política monetaria por excelencia y la TNI en su indicador de referencia. Pero para el caso uruguayo, no existían documentos que analizaran cuál era el nivel del instrumento elegido que era neutral a los precios, ni habían sido publicadas evaluaciones de las instancias de política monetaria en términos del mismo, que permitieran analizar su desempeño respecto al objetivo final, la estabilidad de precios.

La investigación comenzó analizando el concepto de la tasa de interés de equilibrio para encontrar una forma de aproximarse empíricamente al mismo, dado que se trata de un fenómeno no

observable. Además, se sistematizaron los trabajos empíricos que se hallaron al respecto.

La metodología de medición elegida se basó en la aplicación del filtro de Kalman y en la utilización de un algoritmo de optimización sobre un modelo semiestructural pequeño, que representa la economía uruguaya. Se estimó la TNI para el período 1992.I a 2007.II.

La estimación suavizada de la tasa natural se ubica en promedio, sin considerar los años 2001 y 2002 en que alcanza sus valores mínimos, alrededor del 3,5%. En este sentido, si se consideran los últimos 3 años del período de análisis éste promedio se eleva al 4%. Nivel que se encuentra en línea con lo reportado por los trabajos realizados para otros países de América Latina.

Como subproducto de dicha estimación, se obtuvo la brecha producto, dado que el modelo relaciona la evolución de baja frecuencia de esta variable con la de la tasa de equilibrio. La brecha producto estimada, replica los hechos estilizados de la economía uruguaya, lo que otorga un grado de confianza, adicional al determinado por los criterios estadísticos, acerca de la representatividad del modelo utilizado.

Por otra parte, para evaluar las instancias de política monetaria que fueron llevadas a cabo en el período de estudio, se construyó la brecha de la tasa de interés. En función del análisis realizado, surge que desde fines de 2004 y hasta la puesta en marcha de la nueva política en 2007, la instancia monetaria ha sido crecientemente expansiva, comportamiento que fue acompañado de una brecha del producto positiva y concomitantes aumentos en el nivel de precios.

Sin embargo, en lo que tiene que ver con la utilización de estas estimaciones para propósitos de política, debe tenerse en cuenta las limitaciones que presenta el análisis y que son abordadas en el cuerpo del documento. En este sentido, cabe mencionar, que si bien no encuentran grandes críticas al ser utilizadas para evaluar las instancias monetarias *expost*, las estimaciones en tiempo real deben ser utilizadas con cautela. Las estimaciones filtradas (con información hasta  $t$ ) difieren en hasta 90 puntos básicos de las suavizadas (considerando toda la información muestral).

Finalmente, se considera que la investigación ha cumplido con el objetivo de contribuir, en uno de los puntos en discusión de la política monetaria uruguaya, sobre el cual se abren caminos de investigación a recorrer. En primer lugar, se considera importante avanzar en la construcción de un modelo semiestructural más sofisticado para

representar la economía uruguaya, por ejemplo a través de fundamentos microeconómicos, y elementos *forward- looking*. En segundo lugar, se cree que a medida que se cuente con mayor información, será posible realizar una mejor y más completa estimación, reduciéndose la influencia del gran shock que significó la crisis de 2002, en todas las variables y en su relacionamiento. Además, la puesta en práctica de la política seguramente produzca cambios en los canales de transmisión de la misma, que en la medida que puedan ser incorporados enriquecerán el análisis.

## **REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS:**

- **Aboal D., Lorenzo F., Noya N. (2002)**, “La inflación como objetivo en Uruguay: Consideraciones sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria y cambiaria”, Revista de Economía del BCU, Vol. 10 N°1, Segunda Epoca, BCU.
- **Amato J (2005)**, “The role of the natural rate of interest in monetary policy”, BIS, WP 171.
- **Benati L. y Vitale G. (2007)**, “Joint estimation of the natural rate of interest, the natural rate of unemployment, expected inflation and the potential output”, European Central Bank, W.P. 797.
- **Bucacos E., Licandro G. (2003 )**, “La demanda de dinero en Uruguay: 1980:01 2002:04”, Revista de Economía, Vol.10 N°2, Segunda Epoca, BCU.
- **Brockwell P.J. y Davis R. A. (1996)**, “Introduction to Time Series and Forecasting”, Springer Text in Statistics.

- **Carbajal F., Lanzilotta B., Llambi C. y Velázquez C. (2007)**, “La brecha producto para Uruguay: metodologías para su estimación y aplicaciones”, CINVE,  
<http://www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2007/iees03j3180807.pdf>.
- **Clar M., Ramos R. y Suriñach J. (1998)**, “A latent variable model to measure regional manufacturing production in Spain”, 38<sup>th</sup> Congress of the European Regional Science Association, Viena.
- **Crespo J., Gnan E. y Ritzberger-Gruenwald D. (2003)**, “Searching for the natural rate of interest” A Euro-Area perspective, Oesterreichische Nationalbank, WP 84.
- **Calderon C. y Gallego F. (2002)**, “La tasa de interés real neutral en Chile, Banco Central de Chile, Volumen 5, N 2.
- **Cartaya V. , Fleitas C., Vivas J. (2007)**, “Midiendo la tasa natural de interés en Venezuela”, Banco Central de Venezuela.
- **Castillo P., Montoso C. y Tuesta V. (2006)**, “Estimación de la tasa natural de interés para la economía peruana”, Banco Central de la Reserva del Perú.

- **Clark T. y Kozicki S. (2004)**, “Estimating equilibrium real interest rates in real-times”, Deutsche Bundesbank, W.P. 32/2004.
- **Durbin J. y Koopman S. (1998)**, “Fast filtering and smoothing for multivariate state space models”, Center for Economic Research.
- **Durbin J. y Koopman S. (2003)**, “Time series analysis by state space methods”, Oxford Statistical Science Series.
- **Echevarría J., López E., Misas M., Tellez J., Parra J. (2006)**, “La tasa de interés natural en Colombia”, Banco de la Republica.
- **Garnier J. y Wilhelmsen B. (2005)**, “The natural real interest rate and the output gap in the Euro Area. A joint estimation”, European Central Bank, W.P. 546.
- **Giammarioli N. y Valla N. (2003)**, “The natural real rate of interest in the Euro Area.”, European Central Bank, W.P. 233.
- **Harvey C. (1989)**, “Forecasting, structural time series models and the Kalman filter”, Cambridge University Press.

- **Kalman R. (1960)**, “A new approach to linear filtering and prediction problems”, Research Institute for Advanced Study, Baltimore, paper transcripto por John Lukesh a modo electrónico, disponible en <http://www.cs.unc.edu/~welch/kalman/media/pdf/Kalman1960.pdf>.
- **Laubach T. y Williams J. (2001)**, “Measuring the natural rate of interest”, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- **Luque J. y Vega M. (2002)**, “Usando un modelo semi-estructural de pequeña escala para hacer proyecciones: Algunas consideraciones”, Estudios Económicos, Banco Central del Perú.
- **Loayza N. y Schmidt-Hebbel K. (2002)**, “Monetary policy functions and transmission mechanisms: An overview”, en Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms, editado por Loayza y Schmidt-Hebbel, Banco Central de Chile.
- **Manrique M., Márquez J. (2004)**, “Una aproximación empírica a la tasa natural de interés y el crecimiento potencial”, Banco de España, W.P. 0416.

- **Mésonnier J. y Renne J. (2004)**, “A time-varying “natural” rate of interest for the Euro Area”, Banque de France.
- **Mésonnier J. y Renne J. (2007)**, “Does uncertainty make a time-varying natural rate of interest irrelevant for the conduct of monetary policy?”, Banque de France, NER E#175.
- **Orphanides A. y Williams J. (2002)**, “Robust monetary policy rules with unknown natural rates”, Brookings Panel on Economy Activity, JEL: E52.
- **Peña D., Tiao G. Y Tsay R. (2001)**, “A course in time series analysis”, Wiley Series in Probability and Statistics Section.
- **Tristani O. (2007)**, “Model misspecification, the equilibrium natural interest rate and de equity premium”, European Central Bank, W.P. 808.
- **Wintr L., Guarde P. y Rouabah A. (2005)**, “Estimating the natural interest rate for the Euro Area and Luxembourg”, Banque Centrale du Luxembourg, W.P. 15.

- **Woodford M. (2003)**, "Interest and Prices", Princeton University Press.

## **ANEXO ECONOMETRICO:**

### **ANEXO 1: Los Datos**

La base de datos que fue sometida al análisis comprende las siguientes variables de:

1. PIB uruguayo, índice de volumen físico (IVF) base IV trimestre 1985, fuente BCU.
2. PIB argentino, IVF base IV trimestre 1985, fuente Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Argentina (INDEC)
3. PIB brasileño, IVF base IV trimestre 1985, fuente *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística* (IBGE)
4. PIB de Estados Unidos desestacionalizado, *Bureau of Economic Analysis*.
5. Consumo argentino, IVF base IV trimestre 1985, fuente INDEC
6. Tipo de cambio real multilateral<sup>35</sup>, fuente BCU.
7. Términos de intercambio de bienes, precios de las exportaciones de bienes sobre el precio de las importaciones de bienes, IV base IV trimestre 1983, fuente BCU.
8. Términos de intercambio de bienes y servicios, precios de las exportaciones de bienes y servicios sobre el precio de las importaciones de bienes y servicios, IV base IV trimestre 1983, fuente BCU.

---

<sup>35</sup> Comparación entre los precios en dólares del grupo: Alemania, Francia, Italia, Japón, Estados Unidos, Países Bajos, Reino Unido, Argentina y Brasil, y los precios en dólares de Uruguay.

9. Índice de precios al consumo sin frutas, verduras, precios administrados, servicio doméstico, ni tabacos, IPC core, base 1985, fuente BCU, promedio trimestral.
10. Precios de bienes importados, índice de precios en dólares base año anterior, fuente BCU, encadenado base 83 y expresados en pesos
11. Tasa call interbancaria nominal, fuente BCU, promedio trimestral de días hábiles.

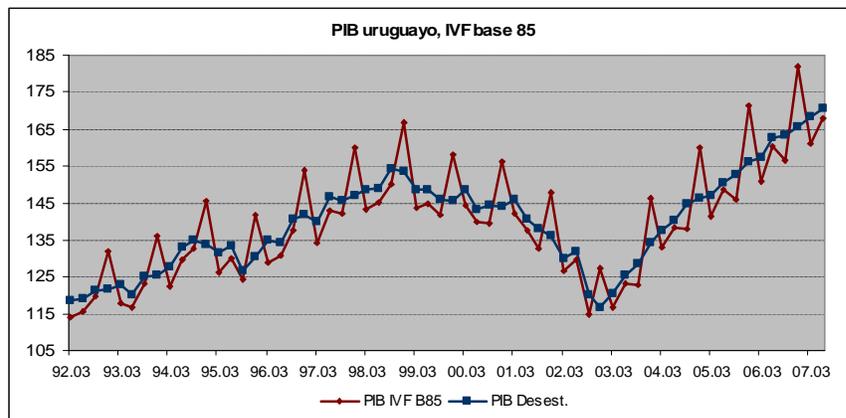
En primer lugar se procedió a analizar el comportamiento univariado de las series. En aquellas series que presentaban estacionalidad, a través del programa X-12 ARIMA se extrajo el componente estacional de las mismas, dado que para el presente análisis nos interesan las fluctuaciones de baja frecuencia. Además, por la extensión del periodo muestral, no se estimó conveniente aumentar los parámetros del modelo para intentar estimar la estacionalidad a través del mismo. En el anexo 5 se presentan las salidas que presentan los modelos ajustados con sus correspondientes evaluaciones.

Las series que requirieron ser desestacionalizadas fueron: las series del producto (uruguayo, argentino y brasileño), el consumo argentino y los términos de intercambio de bienes y servicios. Seguidamente se presentan los comportamientos gráficos de las variables desestacionalizadas.

### PIB uruguayo, IVF base 85

Para ajustar la serie del PIB uruguayo por estacionalidad, se utilizó para extender la serie el denominado modelo “de líneas aéreas”, SARIMA (0,1,1) (0,1,1)<sub>4</sub>.

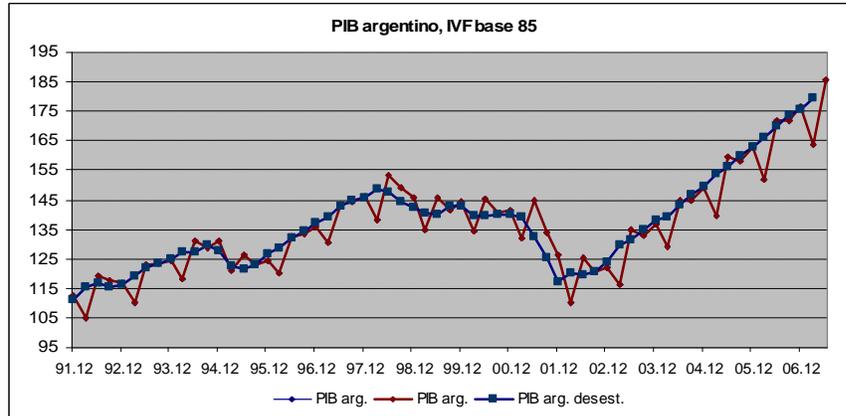
**Gráfica 7**



### PIB argentino, IVF base 85

El producto argentino fue ajustado por estacionalidad, en este caso el modelo utilizado fue SARIMA (2,1,2) (0,1,1)<sub>4</sub>

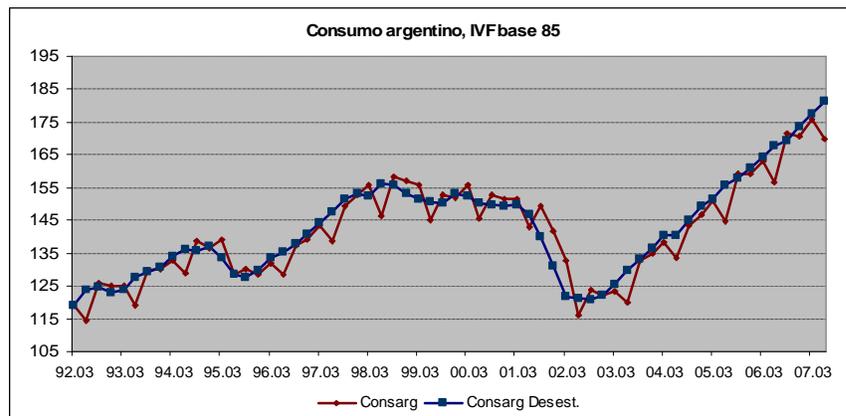
**Gráfica 8**



Consumo argentino, IVF base 85

El modelo estacional ajustado a la serie del consumo argentino para su extensión y correspondiente desestacionalización fue, al igual que en el caso del producto, un SARIMA (2,1,2) (0,1,1)<sub>4</sub>.

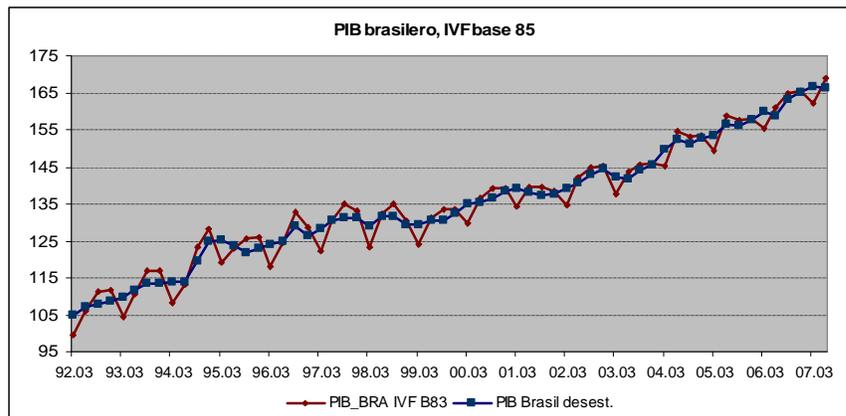
**Gráfica 9**



### PIB brasileño, IVF base 85

El componente estacional del PIB brasileño se extrajo utilizando un modelo ARIMA estacional SARIMA(2,1,2)(0,1,1)<sub>4</sub>.

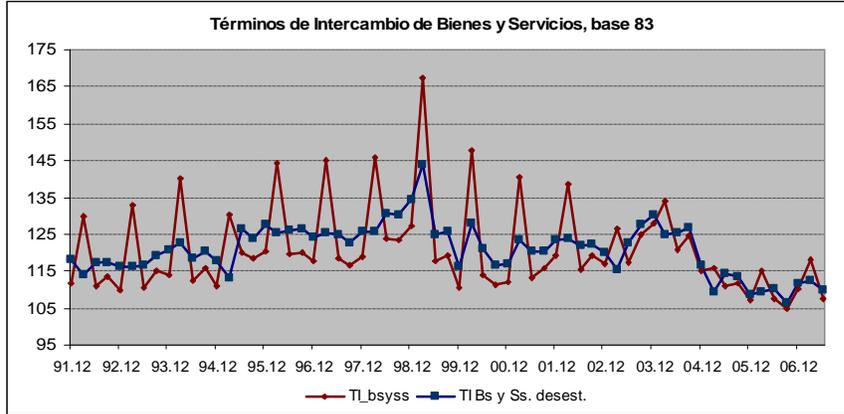
**Gráfica 10**



### Términos de intercambio de bienes y servicios, IVF base 83

Para modelar la estacionalidad de los términos de intercambio de bienes y servicios, la serie fue extendida ajustando el modelo de líneas aéreas.

**Gráfica 11**



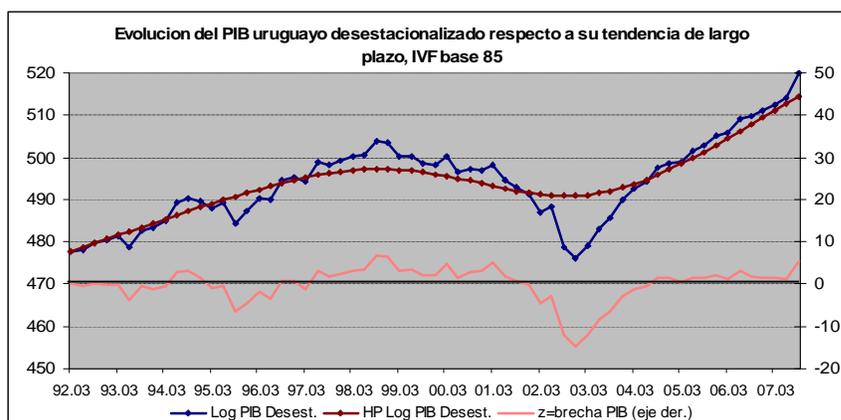
## ANEXO 2: Estimación uniecuacional (curvas IS y Phillips)

### Curva de Phillips

Para especificar el modelo en una primera instancia se recurrió a la estimación uniecuacional de la curva IS y la curva de Phillips.

Para estimar la curva de Phillips uniecuacionalmente se requiere contar con una estimación de la brecha producto, dado que es una de sus variables explicativas. La brecha producto, cuya estimación surgirá posteriormente como subproducto de la estimación del modelo en su conjunto, se aproximó como la diferencia del logaritmo del producto desestacionalizado y su tendencia de largo plazo (producto potencial =  $z_p$ ) obtenida a través de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott ( $\lambda=1600$ ) sobre la serie desestacionalizada del PIB<sup>36</sup>.

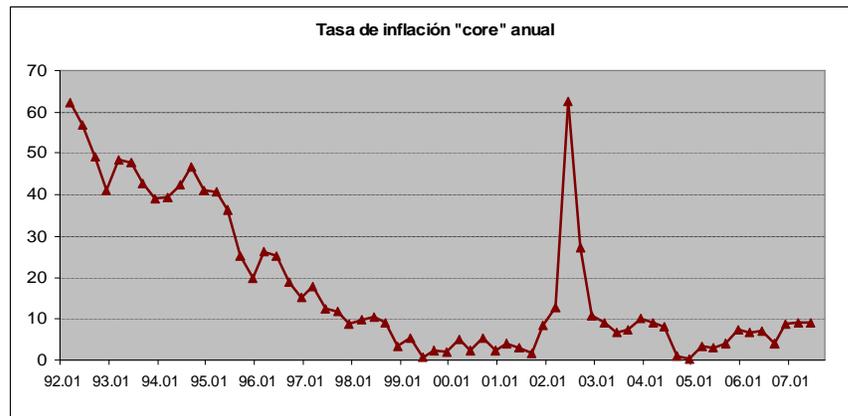
### Gráfica 12



<sup>36</sup> Se tomo en cuenta el dato del tercer trimestre de 2007 para relativizar el problema del filtro sobre el último dato, ver anexo 5.

La tasa de inflación core anual, aproximada anualizando la diferencia del logaritmo del IPC core (sin frutas, verduras, productos de precios administrados, ni servicio doméstico) promedio trimestral y multiplicado por cien, es la variable dependiente de la curva de Phillips estimada (en la gráfica 13 se presenta la evolución de esta variable dentro del periodo muestral). Los rezagos de dicha variable fueron consideradas como variables explicativas, además de la brecha producto definida anteriormente y la tasa de inflación anual de los productos importados (diferencia del logaritmo trimestral anualizada y multiplicada por 100, presentada en la gráfica 14).

**Gráfica 13**



**Gráfica 14**



En la ecuación 18 se expone el resultado de la estimación de la curva de Phillips por MCO y los errores estándar de los coeficientes estimados entre paréntesis. Los estadísticos que demuestran el buen ajuste del modelo se exponen en el anexo 5.

### Ecuación 18

$$\pi_t = 0,48 \pi_{t-1} + 0,19 \pi_{t-3} + 0,09 \pi_{t-4} + 0,18 \pi_t^m + 0,64 \mathcal{Y}_{t-1} + 11,12 D_1 - 9,73 D_2 - 7,35 D_3 - 7,83 D_4 - 7,37 D_5$$

(0,04)
(0,05)
(0,05)
(0,01)
(0,10)
(3,27)
(3,12)
(3,10)
(3,23)
(3,14)

*Siendo:*

$\pi$  *tasa de inflación anual, aproximada anualizando la diferencia del logaritmo del IPC core promedio trimestral y multiplicando por 100.*

$\pi^m$  *tasa de inflación anual de los bienes importados, aproximada anualizando la diferencia del logaritmo de la serie trimestral y multiplicando por 100.*

$\mathcal{Y}$  *brecha producto, IPIB-IPIB\_HP*

$D_1$  *variable dummy que toma valor 1 en 1993.03, impulso.*

$D_2$  *variable dummy que toma valor 1 en 1999.04, impulso.*

$D_3$  *variable dummy que toma valor 1 en 2004.04, impulso.*

$D_4$  *variable dummy que toma valor 1 en 1995.04, impulso.*

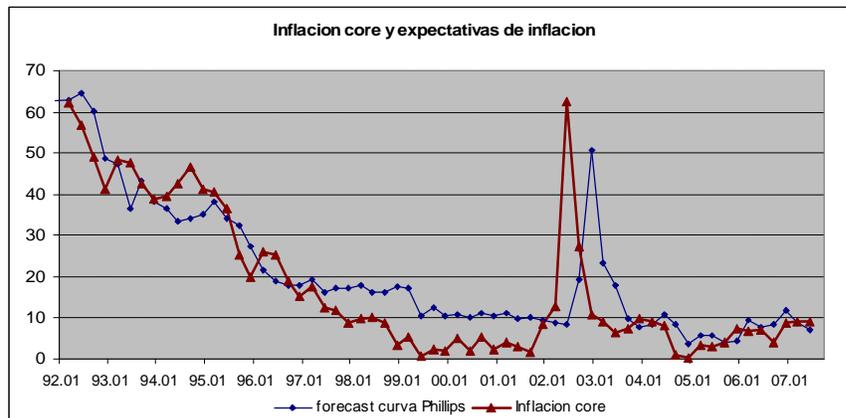
$D_5$  *variable dummy que toma valor 1 en 1997.03, impulso.*

### CURVA IS

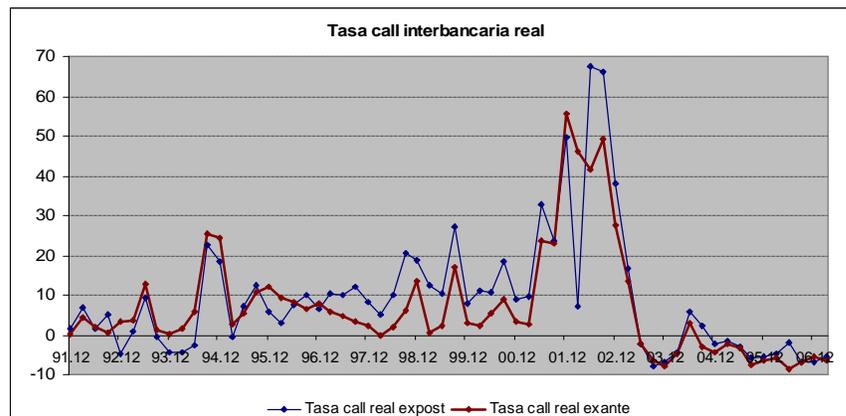
La estimación de la curva IS objetivo requiere entre sus variables explicativas de la brecha producto, como referente de la demanda interna, a la brecha de la tasa de interés real de corto plazo respecto a su valor natural. Dado que este último será uno de los resultados del trabajo, como proxy para la estimación uniecuacional preliminar, se utilizó la diferencia entre la tasa real

exante y su valor natural, que surge de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott ( $\lambda=1600$ ) sobre la mencionada tasa. La tasa call interbancaria real ex ante se construyó deflactando la tasa nominal en  $t$  por la inflación esperada en  $t$  para  $t+1$ . La inflación esperada para cada periodo  $t$  fue construida con la proyección a un paso de una curva de Phillips. Esto es, para proyectar la inflación esperada en 1991.IV para 1992.I se estimó la curva de Phillips con datos hasta el cuarto trimestre del 91 y se proyectó 1992.I, siendo este el primer dato de la serie en cuestión. Sucesivamente se procedió para obtener las 62 observaciones que determinan la serie de expectativas de inflación.

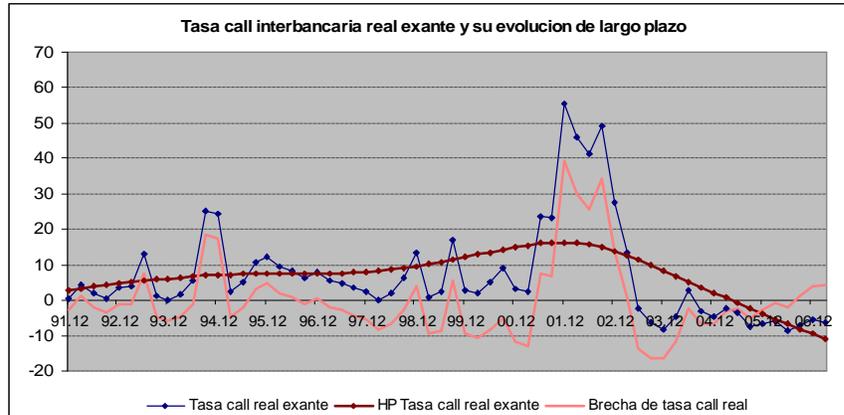
**Gráfica 15**



**Gráfica 16**



**Gráfica 17**



Las variables candidatas a ser incorporadas en la ecuación de la curva IS, además de la brecha de la tasa call real y la brecha producto, presentadas anteriormente, fueron las siguientes tasas de variaciones trimestrales<sup>37</sup>: del consumo argentino<sup>38</sup>, del producto brasileño<sup>39</sup>, del producto estadounidense, del tipo de cambio real multilateral y de los términos de intercambio de bienes y servicios<sup>40</sup>.

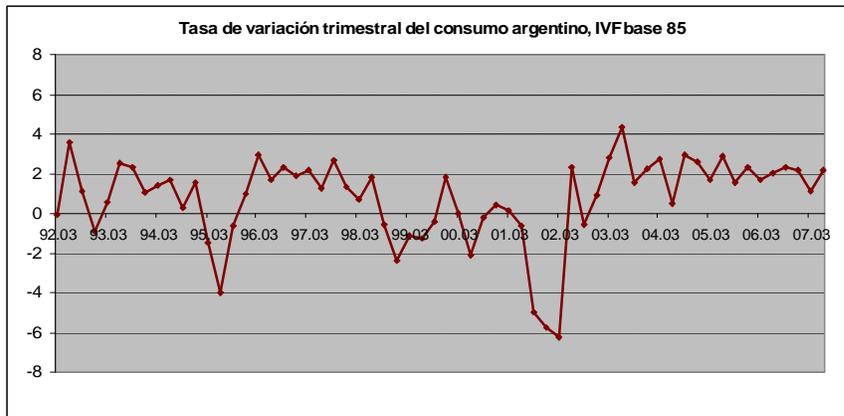
<sup>37</sup> Las tasas de variación trimestrales fueron calculadas como la diferencia del logaritmo de las series originales multiplicadas por 100.

<sup>38</sup> Fue testeado también en su lugar el PIB argentino, pero el modelo ajustado utilizando el consumo argentino presentó un mejor desempeño.

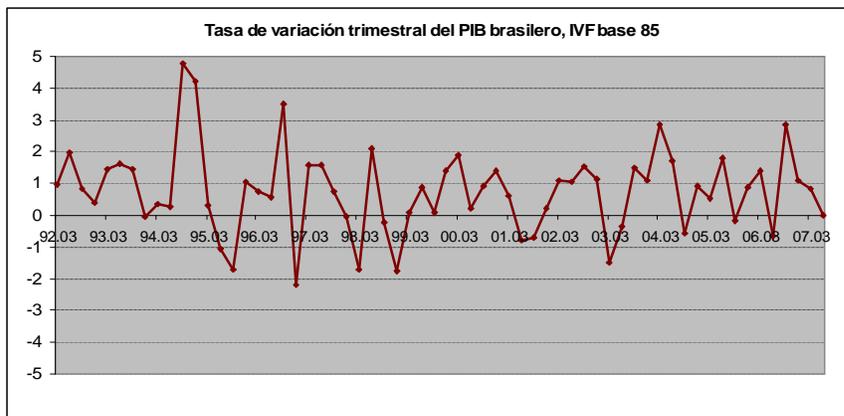
<sup>39</sup> El mismo resultó ser no significativo.

<sup>40</sup> Se probó en su lugar los términos de intercambio de bienes, pero como puede verse en el anexo 5 correspondiente a las salidas referentes a las estimaciones uniecuacionales, esta variable a diferencia de la utilizada no resultó significativa.

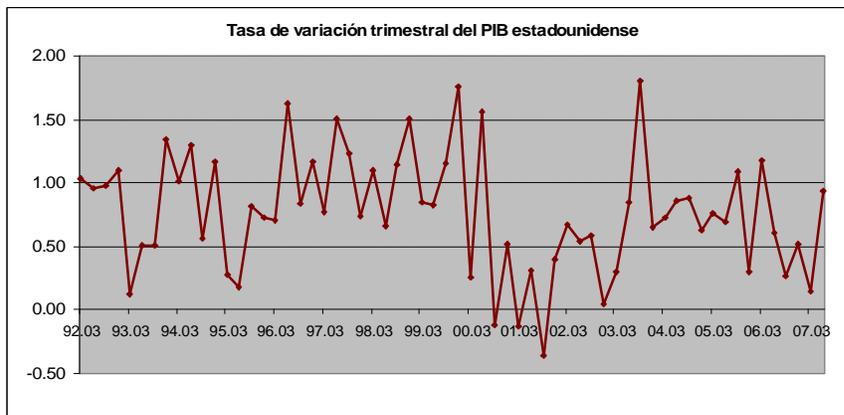
**Gráfica 18**



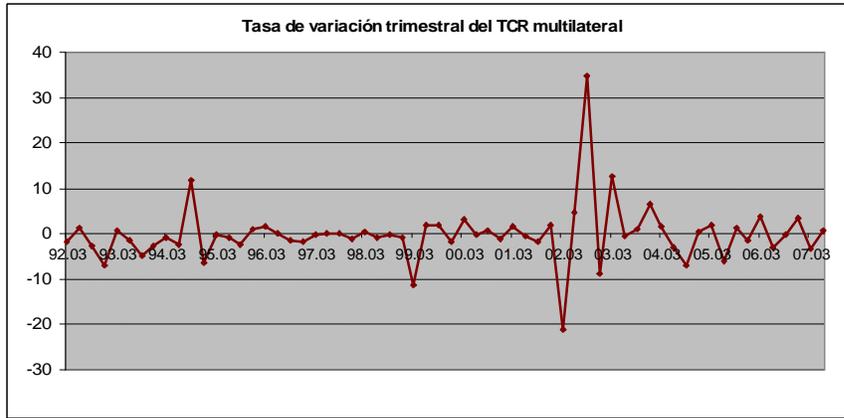
**Gráfica 19**



**Gráfica 20**



**Gráfica 21**



**Gráfica 22**



La ecuación ajustada se presenta en la ecuación 19:

### Ecuación 19

$$\begin{aligned} \%_t = & 0,42 \%_{t-1} + 0,15 \%_{t-3} - 0,05(1+L)\%_t + 0,29 DC_t^A + 0,10 DII_t + 0,39 Dy_t^{US} + 0,06 Dq_t \\ & (0,08) \quad (0,06) \quad (0,01) \quad (0,09) \quad (0,04) \quad (0,22) \quad (0,03) \\ & -4,74 D_5 - 5,79 D_6 + 4,10 D_7 - 8,66 D_8 \\ & (1,29) \quad (1,30) \quad (1,30) \quad (1,50) \end{aligned}$$

*Siendo:*

$\%$  *brecha producto, IPIB-IPIB\_HP*

$\%$  *brecha de tasa real call ex ante*

$DC^A$  *tasa de variación del consumo argentino*

$DII$  *tasa de variación términos de intercambio de bienes y servicios*

$Dy^{US}$  *tasa de variación del PIB estadounidense*

$Dq$  *tasa de variación del tipo de cambio real multilateral*

$D_5$  *variable dummy que toma valor 1 en 1993.02, impulso*

$D_6$  *variable dummy que toma valor 1 en 1995.03, impulso*

$D_7$  *variable dummy que toma valor 1 en 1998.03, impulso*

$D_8$  *cambio transitorio a partir de 2002.03*

Al respecto de la estimación de la ecuación 19 ver el anexo 5, donde se presenta la salida del paquete econométrico Eviews5. Los parámetros estimados son significativos y acorde a lo esperado, logrando un buen grado de ajuste del modelo.

### ANEXO 3: Aplicación del filtro de Kalman

Tras diversas iteraciones las ecuaciones de las que surgen los valores “semillas” y que dan origen a la estimación del modelo mediante la aplicación del filtro de Kalman son las siguientes:

Dependent Variable: INFL  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/12/08 Time: 00:04  
 Sample (adjusted): 1993Q1 2007Q3  
 Included observations: 59 after adjustments  

$$\text{INFL} = C(1) \cdot \text{INFL}(-1) + C(2) \cdot \text{INFL}(-3) + C(3) \cdot \text{INFL}(-4) + C(4) \cdot \text{SV312\_3\_1}(-1) \\ + C(5) \cdot \text{INFL\_IMP} + C(6) \cdot \text{CT200301} + C(7) \cdot (F=199504) + C(8) \\ \cdot (F=199601) + C(9) \cdot (F=200203)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.502329	0.049060	10.23916	0.0000
C(2)	0.166049	0.053498	3.103823	0.0031
C(3)	0.164027	0.048053	3.413440	0.0013
C(4)	0.646694	0.255339	2.532685	0.0145
C(5)	0.116041	0.023039	5.036769	0.0000
C(6)	-4.616343	2.128982	-2.168334	0.0349
C(7)	-9.235971	3.425735	-2.696055	0.0095
C(8)	-7.135425	3.318216	-2.150380	0.0364
C(9)	21.81176	7.273135	2.998948	0.0042
R-squared	0.967166	Mean dependent var		16.09908
Adjusted R-squared	0.961912	S.D. dependent var		15.82434
S.E. of regression	3.088298	Akaike info criterion		5.232687
Sum squared resid	476.8791	Schwarz criterion		5.549600
Log likelihood	-145.3643	Durbin-Watson stat		1.679055

Dependent Variable: ZP  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/19/08 Time: 22:06  
 Sample (adjusted): 1992Q4 2007Q2  
 Included observations: 59 after adjustments  

$$\text{ZP} = C(11) \cdot \text{ZP}(-1) + C(12) \cdot \text{ZP}(-3) + C(14) \cdot \text{BRECHA\_R}(-1) + C(14)$$

\*BRECHA\_R(-2)+C(15)\*TI+C(16)\*CA+C(17)\*Q+C(19)  
 \*(F=199302)+C(20)\*(F=199503)+C(21)\*(F=199803)+C(22)\*CT  
 +C(23)\*(F=199504)+C(24)\*(F=199602)+C(25)\*(F=199701)+C(26)  
 \*(F=200101)+C(27)\*(F=199804)+C(28)\*(F=200001)+C(29)  
 \*(F=199402)+C(30)\*(F=200302)+C(31)\*(F=199702)+C(32)  
 \*(F=199603)+C(33)\*(F=199502)+C(34)\*(F=199801)+C(35)  
 \*(F=200602)+C(36)\*(F=199902)+C(38)\*YUS

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(11)	0.396936	0.044789	8.862293	0.0000
C(12)	0.096066	0.036486	2.632957	0.0126
C(14)	-0.051310	0.007371	-6.960889	0.0000
C(15)	0.052435	0.028537	1.837413	0.0749
C(16)	0.296446	0.045477	6.518616	0.0000
C(17)	0.058598	0.015551	3.768107	0.0006
C(19)	-4.558430	0.614659	-7.416191	0.0000
C(20)	-5.467402	0.620776	-8.807365	0.0000
C(21)	4.628811	0.623052	7.429251	0.0000
C(22)	-9.142193	0.767450	-11.91243	0.0000
C(23)	-2.877019	0.697880	-4.122510	0.0002
C(24)	-2.054040	0.663307	-3.096665	0.0039
C(25)	-1.826640	0.623519	-2.929566	0.0060
C(26)	2.511700	0.631533	3.977145	0.0003
C(27)	2.823373	0.656129	4.303072	0.0001
C(28)	2.818478	0.676044	4.169072	0.0002
C(29)	2.344585	0.625640	3.747498	0.0007
C(30)	1.818889	0.719782	2.526998	0.0163
C(31)	2.647796	0.639401	4.141060	0.0002
C(32)	2.299295	0.623020	3.690563	0.0008
C(33)	2.009229	0.722174	2.782194	0.0087
C(34)	1.707704	0.623357	2.739527	0.0097
C(35)	1.563277	0.617223	2.532759	0.0161
C(36)	2.302052	0.732924	3.140913	0.0035
C(38)	0.041827	0.133694	0.312858	0.7563
R-squared	0.988155	Mean dependent var	-0.087697	
Adjusted R-squared	0.979794	S.D. dependent var	4.228197	
S.E. of regression	0.601036	Akaike info criterion	2.115956	
Sum squared resid	12.28229	Schwarz criterion	2.996268	
Log likelihood	-37.42070	Durbin-Watson stat	2.244132	

### Sintaxis utilizada para aplicar el filtro de Kalman en Eviews-5:

```
'Defino valores de los parámetros iniciales en función de lo que estimé por las
uniecuacionales
@param c(1) 0.38 c(2) 2.177 c(3) 2 c(4) 0.456 c(5) 0.201 c(6) 0.108 c(7) -0.435
c(14) 0.98 c(16) 0.517 c(17) 0.03 c(18) -3.21 c(19) 1.94 c(20) -0.1 c(21) 1 c(22) 1
c(13) 3
```

```
'Defino ecuaciones de medida
dy=c(1)+c(2)*sv1+sv3-sv4+[var=0.001*(exp(c(20)))]
infl=0.502*infl(-1)+0.166*infl(-3)+0.164*infl(-4)+exp(c(7))*sv4+0.116*infl_imp-
9.236*(f=199504)-7.135*(f=199601)+21.81*(f=200203)-
4.616*ct200301+[var=exp(c(13))]
```

```
'Defino ecuaciones de estado
@state sv1=c(14)*sv1(-1)+[var=0.1]
@state sv2=sv1(-1)
@state sv3=c(16)*sv3(-1)+c(17)*sv5(-1)-(-exp(c(18))*(1*c(2)))*sv1(-1)-(-
exp(c(18))*(1*c(2)))*sv2(-1)-exp(c(18))*r_exante(-1)-exp(c(18))*r_exante(-
2)+0.29*ca+0.05*ti+0.06*q-(2*-exp(c(18))*exp(c(19)))+[var=exp(c(20)))]
@state sv4=sv3(-1)
@state sv5=sv4(-1)
```

```
'Valores de inicio y varianza de inicio
@mprior inicio4
@vprior var_inicio2e
```

### Test de Wald para $g_1 = 0.001$ y $g_2 = 1$

Wald Test:  
SSpace: WALD

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	0.046483	2	0.9770

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(25)	-74.60652	361.0778
-0.001 + C(26)	3378.188	614153.4

Restrictions are linear in coefficients.

## Estimación del modelo por KALMAN:

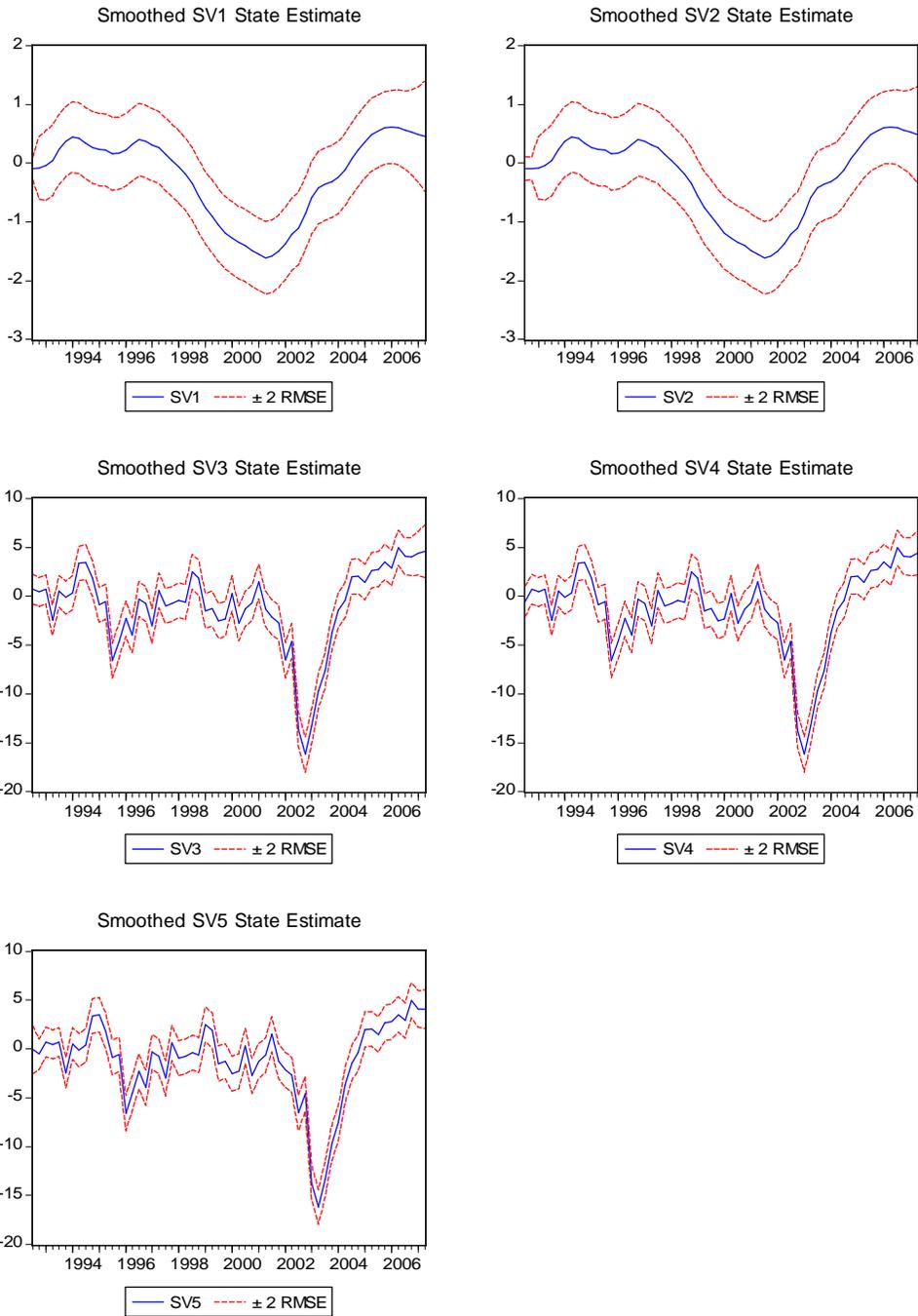
Sspace: KALMAN\_S001VA011\_VINME2  
 Method: Maximum likelihood (Marquardt)  
 Date: 03/19/08 Time: 22:02  
 Sample: 1992Q1 2007Q2  
 Included observations: 60  
 Partial observations: 2  
 Estimation settings: tol= 0.00010, derivs=accurate numeric  
 Initial Values: C(1)=0.38000, C(2)=2.17700, C(7)=-0.43500,  
                   C(13)=3.00000, C(14)=0.98000, C(16)=0.51700, C(17)=0.03000,  
                   C(18)=-3.21000, C(19)=1.94000, C(20)=-0.10000  
 User prior mean: VINICIO4  
 User prior variance: VAR\_INICIO2E  
 Convergence achieved after 45 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.740731	0.423155	1.750497	0.0800
C(2)	1.045429	0.502712	2.079577	0.0376
C(7)	-1.018260	0.356844	-2.853515	0.0043
C(13)	2.068211	0.169098	12.23084	0.0000
C(14)	0.924534	0.070280	13.15507	0.0000
C(16)	0.291194	0.181850	1.601289	0.1093
C(17)	0.027707	0.101511	0.272942	0.7849
C(18)	-2.243730	0.217848	-10.29952	0.0000
C(19)	1.264157	1.101787	1.147370	0.2512
C(20)	1.233697	0.239442	5.152390	0.0000

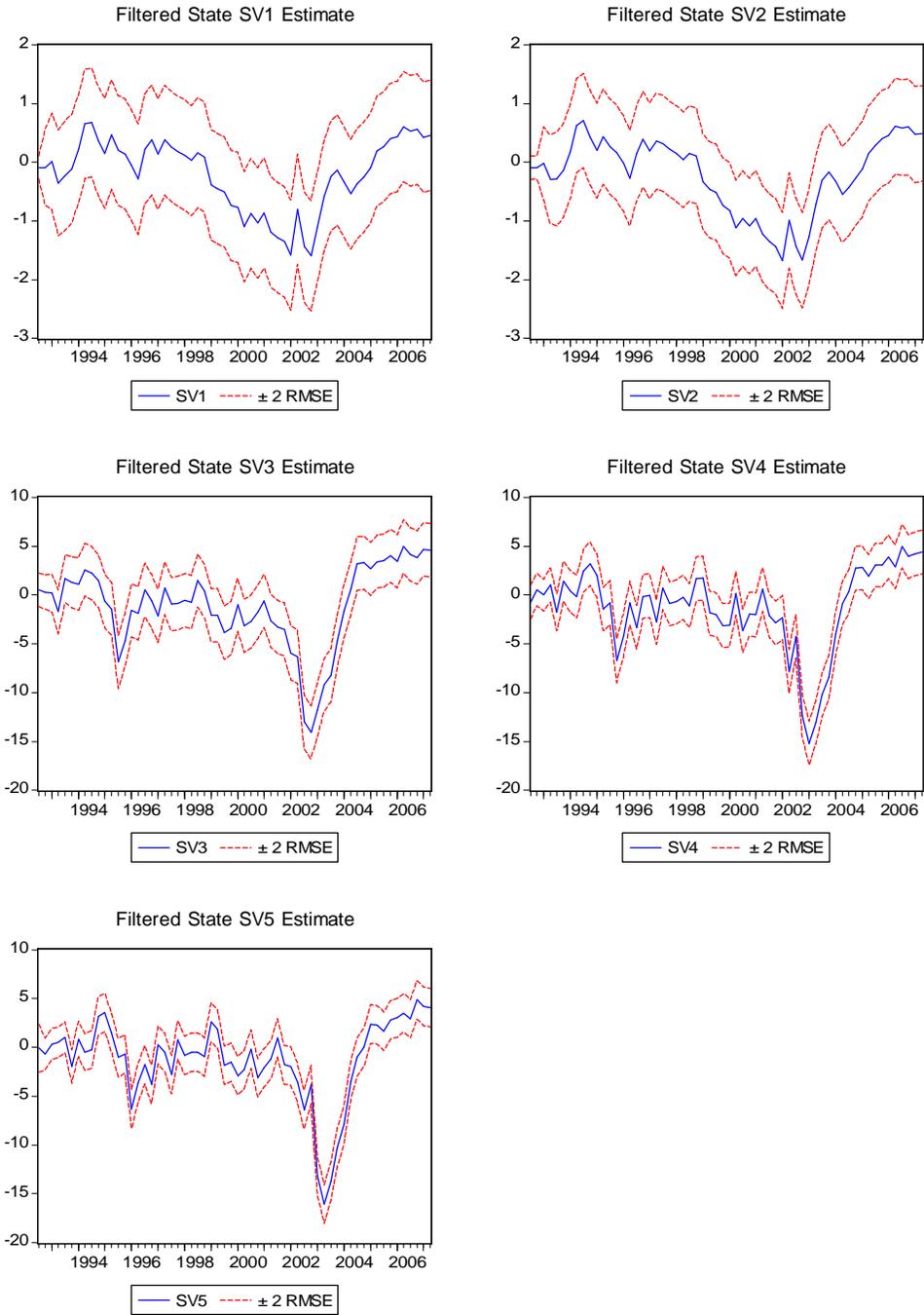
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	0.427650	0.537769	0.795230	0.4265
SV2	0.462557	0.470471	0.983180	0.3255
SV3	4.143763	1.888631	2.194057	0.0282
SV4	4.598759	1.363452	3.372878	0.0007
SV5	4.419375	1.120959	3.942496	0.0001

Log likelihood	-277.5947	Akaike info criterion	9.586490
Parameters	10	Schwarz criterion	9.935548
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.	9.723026

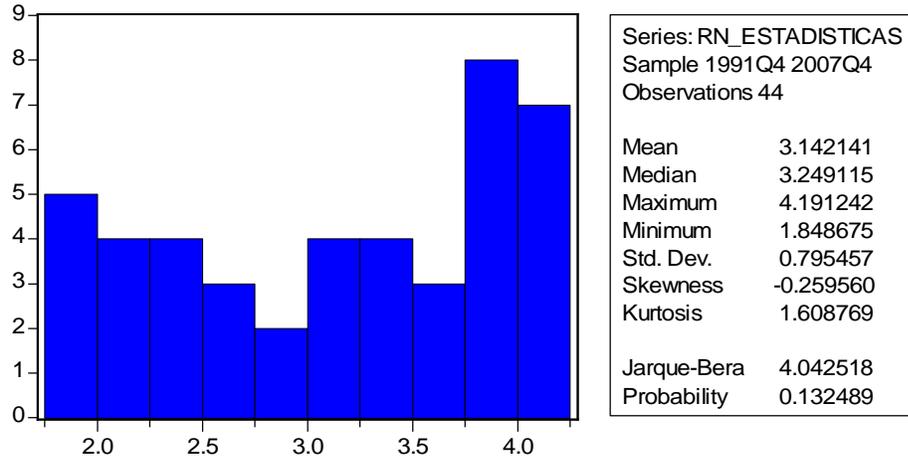
### Gráfico de las variables del vector de estado suavizadas:



### Gráfico de las variables del vector de estado filtradas:



### Estadísticas descriptivas reportadas en ilustración V.6:



## **ANEXO 5: Salidas de X12-ARIMA y de estimación MCO**

### **Desestacionalización**

Seguidamente se presentan las salidas del programa X12-ARIMA que fuera utilizado para la desestacionalización de las series y las estadísticas que refieren al grado de ajuste del modelo.

### **PIB uruguayo, IVF base 85:**

```
Line #
-----
1: series{
2: title="pib total tesis desest directo"
3: start=1991.1
4: period=4
5: decimals=3
6: precision=1
7: file="c:\tesis\desest\pib\pib.txt"
8: span=(1991.1,2007.2)
9: format="datevalue"
10: name="pib2"
11: }
12: arima {model =(0 1 1) (0 1 1)4 }
13: estimate { }
14: outlier { }
15: check { }
16: forecast { maxlead=4 }
17: x11{ seasonalma = ( s3x5 s3x5 s3x5 s3x5 )}
```

### **OUTLIER DETECTION**

Largest outlier t-value : -2.87789 (LS2002.3)

**Average absolute percentage error in within-sample forecasts:**

Last year: 2.01  
 Last-1 year: 2.62  
 Last-2 year: 1.80  
 Last three years: 2.14

Estimation converged in 6 ARMA iterations, 19 function evaluations.

Largest outlier t-value : -2.87789 (LS2002.3)

**ARIMA  
Model**

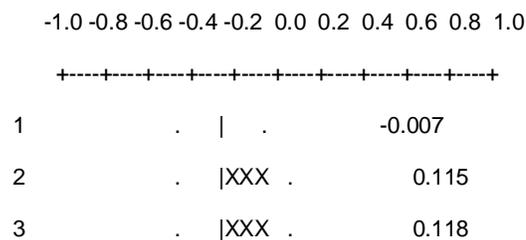
	Estimate	Standard error
<b>Nonseasonal MA</b>		
<b>Lag 1</b>	0.0531	0.13348
<b>Seasonal MA</b>		
<b>Lag 4</b>	0.5985	0.11583

Variance 0.22106E+02  
 SE of Var 0.41050E+01

**Likelihood  
Statistics**

Number of observations (nobs)	63
Effective number of observations (nefobs)	58
Number of parameters estimated (np)	3
Log likelihood (L)	-172.9663
AIC	351.9326
AICC (F-corrected-AIC)	352.3770
Hannan Quinn	354.3403
BIC	358.1139

**Sample Autocorrelations of the Residuals**



```

4  ----- . X| . ----- -0.038
5          . |X .           0.024
6          . | .           -0.016
7          . XXXX| .       -0.165
8  ----- . | . -----  0.013

```

**Histogram of the Standardized and Mean-Centered Residuals**

```

Standard
Deviations  Frequency
-3 +
|#
-2 +#
|#
-1 +#####
|#####
0 +#####
|#####
1 +#####
|###
2 +
|
3 +

```

**Normality Statistics for regARIMA Model Residuals:**

Skewness coefficient : -0.2738  
Geary's a : 0.8209  
Kurtosis : 2.6690

No indication of lack of normality.

**F2.I: - Tests for Seasonality**

	Statistic	Probability level
F-test for stable seasonality from Table B 1.	187.245	0.00%
F-test for stable seasonality from Table D 8.	305.007	0.00%
Kruskal-Wallis Chi Squared test for stable seasonality from Table D 8.	39.431	0.00%
F-test for moving seasonality from Table D 8.	0.276	99.41%

**F3. Monitoring and Quality Assessment Statistics**

All the measures below are in the range from 0 to 3 with an acceptance region from 0 to 1.

1. The relative contribution of the irregular over one quarter span (from Table F 2.B).	M1 = 0.259
2. The relative contribution of the irregular component to the stationary portion of the variance (from Table F 2.F).	M2 = 0.066
3. The amount of quarter to quarter change in the irregular component as compared to the amount of quarter to quarter	M3 = 0.425

change in the trend-cycle (from Table F2.H).	
4. The amount of autocorrelation in the irregular as described by the average duration of run (Table F 2.D).	M4 = 0.980
5. The number of quarters it takes the change in the trend-cycle to surpass the amount of change in the irregular (from Table F 2.E).	M5 = 0.200
6. The amount of year to year change in the irregular as compared to the amount of year to year change in the seasonal (from Table F 2.H).	M6 = 0.247
7. The amount of moving seasonality present relative to the amount of stable	M7 = 0.113
8. The size of the fluctuations in the seasonal component throughout the whole series.	M8 = 0.375
9. The average linear movement in the seasonal component throughout the whole series.	M9 = 0.197
10. Same as 8, calculated for recent years only.	M10 = 0.487
11. Same as 9, calculated for recent years only.	M11 = 0.458

\*\*\* ACCEPTED \*\*\* at the level 0.30

\*\*\* Q (without M2) = 0.33 ACCEPTED.

### **Consumo argentino, IVF base 85:**

Line #

-----

```

1: series{
2:  title="consmo argentino tesis desest directo"
3:  start=1991.1
4:  period=4
5:  decimals=3
6:  precision=1
7:  file="c:\tesis\desest\consarg\consarg2.txt"
8:  span=(1991.1,2007.2)
9:  format="datevalue"
10:  name="consarg3"
11:  }
12:  arima {model =(2 1 2) (0 1 1)4 }
13:  estimate { }
14:  outlier { }
15:  check { }
16:  forecast { maxlead=4 }
17:  x11{ seasonalma = ( s3x5 s3x5 s3x5 s3x5 )}
18:

```

### **OUTLIER DETECTION**

Largest outlier t-value : -2.56013 (LS1995.2)

**Average absolute percentage error in within-sample forecasts:**

Last year: 1.17  
 Last-1 year: 1.39  
 Last-2 year: 5.25  
 Last three years: 2.60

Estimation converged in 11 ARMA iterations, 68 function evaluations.

**ARIMA  
Model**

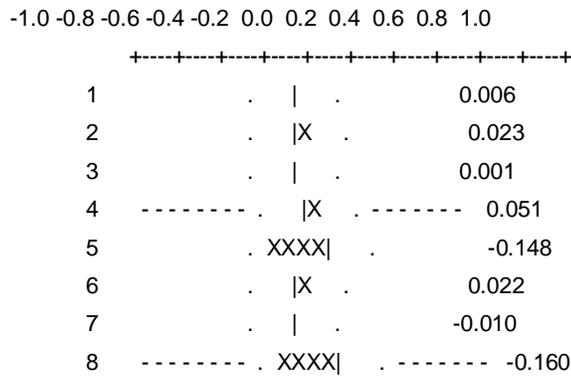
	<b>Estimate</b>	<b>Standard error</b>
<b>Nonseasonal AR</b>		
<b>Lag 1</b>	0.7396	0.78620
<b>Lag 2</b>	-0.0540	0.57452
<b>Nonseasonal MA</b>		
<b>Lag 1</b>	0.1709	0.78741
<b>Lag 2</b>	-0.0089	0.24010
<b>Seasonal MA</b>		
<b>Lag 4</b>	0.7550	0.11557

Variance 0.81457E+01  
 SE of Var 0.15126E+01

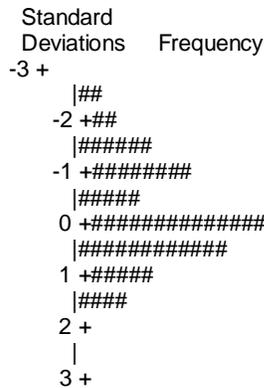
**Likelihood  
Statistics**

Number of observations (nobs)	63
Effective number of observations (nefobs)	58
Number of parameters estimated (np)	6
Log likelihood (L)	-144.8892
AIC	301.7785
AICC (F-corrected-AIC)	303.4255
Hannan Quinn	306.5940
BIC	314.1411

### Sample Autocorrelations of the Residuals



### Histogram of the Standardized and Mean-Centered Residuals



### Normality Statistics for regARIMA Model Residuals:

Skewness coefficient : -0.3822  
 Geary's a : 0.8222  
 Kurtosis : 2.6108

No indication of lack of normality.

### F2.I: - Tests for Seasonality

	Statistic	Probability level
F-test for stable seasonality from Table B 1.	118.918	0.00%
F-test for stable seasonality from Table D 8.	475.896	0.00%
Kruskal-Wallis Chi Squared test for stable seasonality from Table D 8.	48.883	0.00%
F-test for moving seasonality from Table D 8.	1.343	22.41%

### F3. Monitoring and Quality Assessment Statistics

All the measures below are in the range from 0 to 3 with an acceptance region from 0 to 1.

1. The relative contribution of the irregular over one quarter span (from Table F 2.B).	M1 = 0.094
2. The relative contribution of the irregular component to the stationary portion of the variance (from Table F 2.F).	M2 = 0.012
3. The amount of quarter to quarter change in the irregular component as compared to the amount of quarter to quarter change in the trend-cycle (from Table F2.H).	M3 = 0.000
4. The amount of autocorrelation in the irregular as described by the average duration of run (Table F 2.D).	M4 = 0.157
5. The number of quarters it takes the change in the trend-cycle to surpass the amount of change in the irregular (from Table F 2.E).	M5 = 0.200
6. The amount of year to year change in the irregular as compared to the amount of year to year change in the seasonal (from Table F 2.H).	M6 = 0.284
7. The amount of moving seasonality present relative to the amount of stable	M7 = 0.108
8. The size of the fluctuations in the seasonal component throughout the whole series.	M8 = 0.320
9. The average linear movement in the seasonal component throughout the whole series.	M9 = 0.060
10. Same as 8, calculated for recent years only.	M10 = 0.231
11. Same as 9, calculated for recent years only.	M11 = 0.184

\*\*\* ACCEPTED \*\*\* at the level 0.14

\*\*\* Q (without M2) = 0.15 ACCEPTED.

### **PIB brasileiro, IVF base 85:**

```

Line #
-----
1: series{
2: title="pib brasil total tesis desest directo"
3: start=1991.1
4: period=4
5: decimals=3
6: precision=1
7: file="c:\tesis\desest\pibbra\pibbra2.txt"
8: span=(1991.1,2007.2)
9: format="datevalue"
10: name="pibbra3"
11: }
12: arima {model =(2 1 2) (0 1 1)4 }
13: estimate { }
14: outlier { }

```

15: check { }  
 16: forecast { maxlead=4 }  
 17: x11{ seasonalma = ( s3x5 s3x5 s3x5 s3x5 )}  
 18:

**OUTLIER DETECTION**

Largest outlier t-value : 3.12077 (AO1996.3)

**Average absolute percentage error in within-sample forecasts:**

Last year: 2.02  
 Last-1 year: 0.77  
 Last-2 year: 0.66  
 Last three years: 1.15

Estimation converged in 17 ARMA iterations, 105 function evaluations..

ARIMA Model: (2 1 2) (0 1 1)4  
 Nonseasonal differences: 1  
 Seasonal differences: 1

**ARIMA  
Model**

	Estimate	Standard error
<b>Nonseasonal AR</b>		
Lag 1	-0.1121	0.22385
Lag 2	0.2695	0.24965
<b>Nonseasonal MA</b>		
Lag 1	-0.1132	0.17162
Lag 2	0.7230	0.22286
<b>Seasonal MA</b>		
Lag 4	0.5461	0.15593

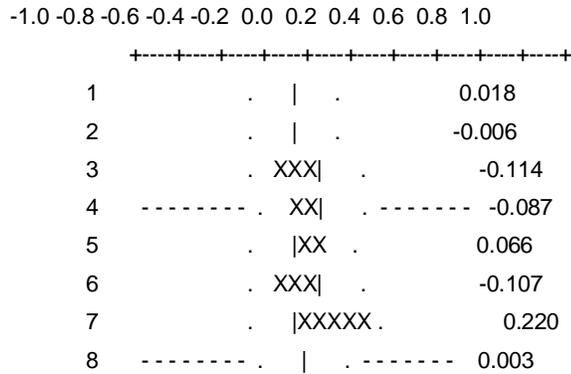
Variance 0.43653E+01  
 SE of Var 0.81062E+00

**Likelihood  
Statistics**

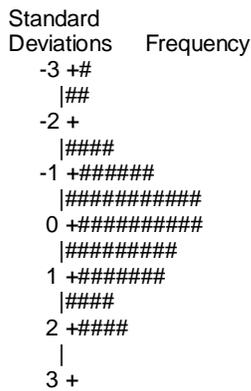
Number of observations (nobs)	63
Effective number of observations (nefobs)	58
Number of parameters estimated (np)	6
Log likelihood (L)	-126.8084
AIC	265.6168

AICC (F-corrected-AIC)	267.2638
Hannan Quinn	270.4323
BIC	277.9794

**Sample Autocorrelations of the Residuals**



**Histogram of the Standardized and Mean-Centered Residuals**



**Normality Statistics for regARIMA Model Residuals:**

Skewness coefficient : -0.1741  
 Geary's a : 0.7963  
 Kurtosis : 2.9192

No indication of lack of normality.

**F2.I: - Tests for Seasonality**

	Statistic	Probability level
F-test for stable seasonality from Table B 1.	59.829	0.00%
F-test for stable seasonality from Table D 8.	87.199	0.00%

Kruskal-Wallis Chi Squared test for stable seasonality from Table D 8.	42.381	0.00%
F-test for moving seasonality from Table D 8.	3.199	0.18%

### F3. Monitoring and Quality Assessment Statistics

All the measures below are in the range from 0 to 3 with an acceptance region from 0 to 1.

1. The relative contribution of the irregular over one quarter span (from Table F 2.B).	M1 = 0.124
2. The relative contribution of the irregular component to the stationary portion of the variance (from Table F 2.F).	M2 = 0.063
3. The amount of quarter to quarter change in the irregular component as compared to the amount of quarter to quarter change in the trend-cycle (from Table F2.H).	M3 = 0.039
4. The amount of autocorrelation in the irregular as described by the average duration of run (Table F 2.D).	M4 = 0.628
5. The number of quarters it takes the change in the trend-cycle to surpass the amount of change in the irregular (from Table F 2.E).	M5 = 0.200
6. The amount of year to year change in the irregular as compared to the amount of year to year change in the seasonal (from Table F 2.H).	M6 = 0.936
7. The amount of moving seasonality present relative to the amount of stable	M7 = 0.308
8. The size of the fluctuations in the seasonal component throughout the whole series.	M8 = 0.675
9. The average linear movement in the seasonal component throughout the whole series.	M9 = 0.662
10. Same as 8, calculated for recent years only.	M10 = 0.504
11. Same as 9, calculated for recent years only.	M11 = 0.504

\*\*\* ACCEPTED \*\*\* at the level 0.38

\*\*\* Q (without M2) = 0.42 ACCEPTED.

### Términos de intercambio de bienes y servicios, IVF base 83:

Line #

-----

```

1: series{
2: title= "términos de intercambio bienes y servicios tesis desest directo"
3: start=1991.1
4: period=4
5: decimals=3
6: precision=1
7: file="c:\tesis\desest\ti_bsyss\ti_bsyss2.txt"

```

```

8: span=(1991.1,2007.2)
9: format="datevalue"
10: name="ti_bsyss2"
11:   }
12: transform{function=auto}
13:
14:   arima {model =(0 1 1) (0 1 1)4 }
15:   estimate { }
16:   outlier { }
17:   check { }
18:   forecast { maxlead=4 }
19:   x11{ seasonalma = ( s3x5 s3x5 s3x5 s3x5 )}
20:

```

### OUTLIER DETECTION

#### Potential outliers

	t(AO)	t(LS)
AO1999.1	3.50	0.30
LS1999.2	-1.67	- 3.53

No AO or LS outliers identified

Largest outlier t-value : -3.53198 (LS1999.2)

#### Average absolute percentage error in within-sample forecasts:

Last year: 5.04  
 Last-1 year: 1.90  
 Last-2 year: 10.92  
 Last three years: 5.95

Estimation converged in 1 ARMA iterations, 4 function evaluations.

ARIMA Model: (0 1 1) (0 1 1)4  
 Nonseasonal differences: 1  
 Seasonal differences: 1

#### ARIMA Model

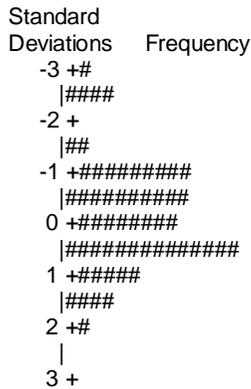
	Estimate	Standard error
Nonseasonal MA		
Lag 1	0.4177	0.11899
Seasonal MA		
Lag 4	0.4017	0.12339

Variance 0.26938E-02  
SE of Var 0.50023E-03

**Likelihood Statistics**

Number of observations (nobs)	63
Effective number of observations (nefobs)	58
Number of parameters estimated (np)	3
Log likelihood	88.8283
Transformation Adjustment	-278.0869
Adjusted Log likelihood (L)	-189.2586
AIC	384.5173
AICC (F-corrected-AIC)	384.9617
Hannan Quinn	386.9250
BIC	390.6986

**Histogram of the Standardized and Mean-Centered Residuals**



One '#'= 1 observation[s]

**F2.I: - Tests for Seasonality**

	Statistic	Probability level
F-test for stable seasonality from Table B 1.	59.815	0.00%
F-test for stable seasonality from Table D 8.	80.310	0.00%
Kruskal-Wallis Chi Squared test for stable seasonality from Table D 8.	36.304	0.00%
F-test for moving seasonality from Table D 8.	4.385	0.01%

**F3. Monitoring and Quality Assessment Statistics**

All the measures below are in the range from 0 to 3 with an acceptance

region from 0 to 1.

1. The relative contribution of the irregular over one quarter span (from Table F 2.B).	M1 = 0.374
2. The relative contribution of the irregular component to the stationary portion of the variance (from Table F 2.F).	M2 = 0.231
3. The amount of quarter to quarter change in the irregular component as compared to the amount of quarter to quarter change in the trend-cycle (from Table F2.H).	M3 = 0.980
4. The amount of autocorrelation in the irregular as described by the average duration of run (Table F 2.D).	M4 = 0.628
5. The number of quarters it takes the change in the trend-cycle to surpass the amount of change in the irregular (from Table F 2.E).	M5 = 0.913
6. The amount of year to year change in the irregular as compared to the amount of year to year change in the seasonal (from Table F 2.H).	M6 = 0.691
7. The amount of moving seasonality present relative to the amount of stable	M7 = 0.354
8. The size of the fluctuations in the seasonal component throughout the whole series.	M8 = 0.633
9. The average linear movement in the seasonal component throughout the whole series.	M9 = 0.406
10. Same as 8, calculated for recent years only.	M10 = 1.342
11. Same as 9, calculated for recent years only.	M11 = 1.342

\*\*\* ACCEPTED \*\*\* at the level 0.62

\*\*\* Check the 2 above measures which failed.

\*\*\* Q (without M2) = 0.67 ACCEPTED.

### **PIB argentino, IVF base 83:**

Line #

-----

```

1: series{
2: title="pibarg total tesis desest directo"
3: start=1991.1
4: period=4
5: decimals=3
6: precision=1
7: file="c:\tesis\desest\pibarg\pibarg.txt"
8: span=(1991.1,2007.2)
9: format="datevalue"
10: name="pibarg"

```

```

11: }
12: arima {model =(0 1 1) (0 1 1)4 }
13: estimate { }
14: outlier { }
15: check { }
16: forecast { maxlead=4 }
17: x11{ seasonalma = ( s3x5 s3x5 s3x5 s3x5 )}
18:

```

**OUTLIER DETECTION**

Largest outlier t-value : -2.26107 (LS2002.1)

**Average absolute percentage error in within-sample forecasts:**

Last year: 0.51  
 Last-1 year: 1.17  
 Last-2 year: 4.36  
 Last three years: 2.01

Estimation converged in 4 ARMA iterations, 13 function evaluations.

ARIMA Model: (0 1 1) (0 1 1)4  
 Nonseasonal differences: 1  
 Seasonal differences: 1

**ARIMA Model**

	Estimate	Standard error
<b>Nonseasonal MA</b>		
<b>Lag 1</b>	-0.4051	0.12513
<b>Seasonal MA</b>		
<b>Lag 4</b>	0.3986	0.12892

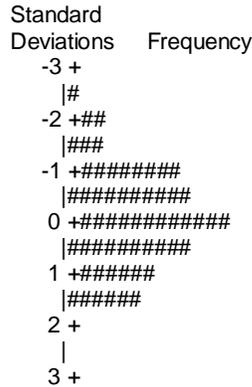
Variance 0.90212E+01  
 SE of Var 0.16752E+01

**Likelihood Statistics**

Number of observations (nobs)	63
Effective number of observations (nefobs)	58
Number of parameters estimated (np)	3
Log likelihood (L)	-146.5327
AIC	299.0655
AICC (F-corrected-AIC)	299.5099

Hannan Quinn	301.4732
BIC	305.2468

### Histogram of the Standardized and Mean-Centered Residuals



### F2.I: - Tests for Seasonality

	Statistic	Probability level
F-test for stable seasonality from Table B 1.	198.308	0.00%
F-test for stable seasonality from Table D 8.	541.278	0.00%
Kruskal-Wallis Chi Squared test for stable seasonality from Table D 8.	52.502	0.00%
F-test for moving seasonality from Table D 8.	2.629	0.79%

### F3. Monitoring and Quality Assessment Statistics

All the measures below are in the range from 0 to 3 with an acceptance region from 0 to 1.

1. The relative contribution of the irregular over one quarter span (from Table F 2.B).	M1 = 0.059
2. The relative contribution of the irregular component to the stationary portion of the variance (from Table F 2.F).	M2 = 0.012
3. The amount of quarter to quarter change in the irregular component as compared to the amount of quarter to quarter change in the trend-cycle (from Table F2.H).	M3 = 0.000
4. The amount of autocorrelation in the irregular as described by the average duration of run (Table F 2.D).	M4 = 0.745
5. The number of quarters it takes the change in the trend-cycle to surpass the amount of change in the irregular (from Table F 2.E).	M5 = 0.200
6. The amount of year to year change in the irregular as compared to the amount of year to year change in the seasonal (from Table F 2.H).	M6 = 0.138
7. The amount of moving seasonality present relative to the amount of stable	M7 = 0.117

8. The size of the fluctuations in the seasonal component throughout the whole series.	M8 = 0.261
9. The average linear movement in the seasonal component throughout the whole series.	M9 = 0.103
10. Same as 8, calculated for recent years only.	M10 = 0.293
11. Same as 9, calculated for recent years only.	M11 = 0.289

\*\*\* ACCEPTED \*\*\* at the level 0.17

\*\*\* Q (without M2) = 0.19 ACCEPTED.

### **Estimaciones uniecuacionales**

Seguidamente se presentan las salidas de las estimaciones por MCO realizadas para especificar el modelo que diera origen a la primera estimación del filtro de Kalman.

### **CURVA DE PHILLIPS**

Se logro un buen ajuste de la curva de Phillips a través de su estimación por MCO. La estimación inicial, que testea hasta el cuarto rezago de cada variable, fue la siguiente:

Dependent Variable: INFL  
Method: Least Squares  
Date: 03/14/08 Time: 14:21  
Sample (adjusted): 1993Q1 2007Q3  
Included observations: 59 after adjustments  

$$\text{INFL} = \text{C}(1) * \text{INFL}(-1) + \text{C}(2) * \text{INFL}(-2) + \text{C}(3) * \text{INFL}(-3) + \text{C}(4) * \text{INFL}(-4) + \text{C}(5) * \text{ZP}(-1) + \text{C}(6) * \text{INFL\_IMP} + \text{C}(7) * \text{INFL\_IMP}(-1) + \text{C}(8) * \text{INFL\_IMP}(-2) + \text{C}(9) * \text{INFL\_IMP}(-3) + \text{C}(10) * \text{INFL\_IMP}(-4)$$

---

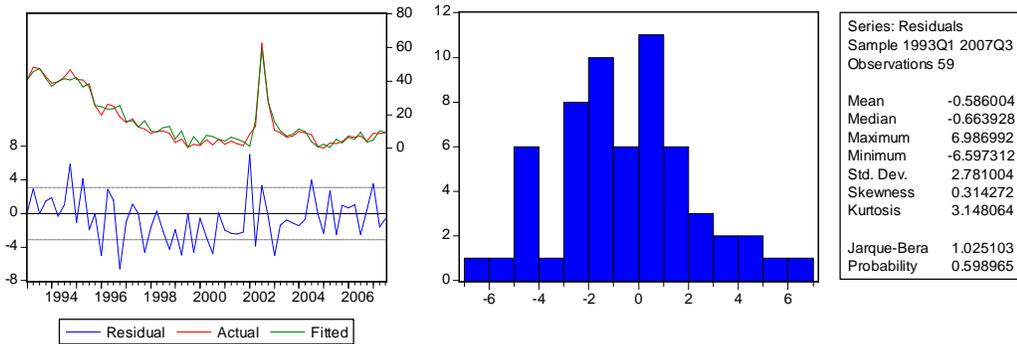
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.614907	0.130822	4.700338	0.0000
C(2)	-0.219113	0.154061	-1.422248	0.1613
C(3)	0.376807	0.148170	2.543069	0.0142
C(4)	0.075366	0.106709	0.706281	0.4834
C(5)	0.304030	0.177385	1.713953	0.0929
C(6)	0.181305	0.013117	13.82186	0.0000
C(7)	-0.030983	0.027592	-1.122910	0.2669
C(8)	0.005656	0.026137	0.216386	0.8296
C(9)	-0.028861	0.024432	-1.181267	0.2432
C(10)	-0.027385	0.019534	-1.401904	0.1672
R-squared	0.949654	Mean dependent var		16.09908
Adjusted R-squared	0.940407	S.D. dependent var		15.82434
S.E. of regression	3.862978	Akaike info criterion		5.694020
Sum squared resid	731.2074	Schwarz criterion		6.046145
Log likelihood	-157.9736	Durbin-Watson stat		1.947956

La especificación elegida, considerando la brecha producto obtenida por HP como variable explicativa, luego de iterar en la estimación fue:

Dependent Variable: INFL  
Method: Least Squares  
Date: 03/14/08 Time: 13:21  
Sample (adjusted): 1993Q1 2007Q3  
Included observations: 59 after adjustments  
 $INFL=C(1)*INFL(-1)+C(3)*INFL(-3)+C(4)*INFL(-4)+C(5)*ZP(-1)+C(6)$   
 $*INFL\_IMP+C(7)*(F=199303)+C(8)*(F=199903)+C(9)*(F=200404)$   
 $+C(10)*(F=199504)+C(11)*(F=199703)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.489987	0.041354	11.84862	0.0000
C(3)	0.195962	0.052242	3.751018	0.0005
C(4)	0.096004	0.047370	2.026671	0.0482
C(5)	0.642485	0.105215	6.106409	0.0000
C(6)	0.182776	0.010002	18.27444	0.0000
C(7)	11.12419	3.276823	3.394810	0.0014
C(8)	-9.738133	3.123559	-3.117641	0.0030
C(9)	-7.359577	3.107392	-2.368410	0.0219
C(10)	-7.833211	3.236977	-2.419915	0.0193
C(11)	-7.372413	3.144618	-2.344454	0.0232

R-squared	0.967720	Mean dependent var	16.09908
Adjusted R-squared	0.961791	S.D. dependent var	15.82434
S.E. of regression	3.093218	Akaike info criterion	5.249567
Sum squared resid	468.8318	Schwarz criterion	5.601692
Log likelihood	-144.8622	Durbin-Watson stat	2.106938



Sample: 1993Q1 2007Q3

Included observations: 59

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.*)	.*)	1	-0.102	-0.102	0.6422	0.423
.*)	.*)	2	0.108	0.098	1.3721	0.504
.**)	.**)	3	0.213	0.237	4.2789	0.233
.*)	.**)	4	0.158	0.209	5.9115	0.206
.*)	.*)	5	0.108	0.121	6.6884	0.245
.*)	.*)	6	-0.064	-0.136	6.9630	0.324
.**)	.*)	7	0.230	0.104	10.610	0.157
.*)	.*)	8	0.060	0.055	10.867	0.209
.*)	.*)	9	-0.140	-0.175	12.271	0.198
.**)	.**)	10	0.304	0.230	19.042	0.040
.*)	.*)	11	-0.065	-0.044	19.355	0.055
.*)	.**)	12	-0.110	-0.218	20.288	0.062
.*)	.*)	13	0.028	-0.028	20.347	0.087
.*)	.*)	14	-0.088	-0.163	20.972	0.102
.*)	.*)	15	0.110	0.102	21.968	0.109
.**)	.*)	16	-0.266	-0.074	27.877	0.033
.*)	.*)	17	0.008	-0.104	27.883	0.046
.*)	.*)	18	-0.032	-0.046	27.975	0.062
.*)	.*)	19	-0.147	0.013	29.915	0.053
.*)	.*)	20	-0.001	-0.032	29.915	0.071
.**)	.*)	21	-0.208	-0.124	34.002	0.036
.*)	.*)	22	-0.065	-0.039	34.408	0.045
.*)	.*)	23	-0.174	-0.165	37.424	0.029
.**)	.*)	24	-0.213	-0.135	42.094	0.013

## CURVA IS

La inflación esperada para cada periodo t, que permitió construir la tasa real de interés ex ante, que fue utilizada para construir la primera proxy de la brecha de tasas de interés que interviene en la curva IS, fue construida con la proyección a un paso de la siguiente curva de Phillips (ajustada desde 1989.01).

Dependent Variable: INFL5

Method: Least Squares

Date: 02/13/08 Time: 14:14

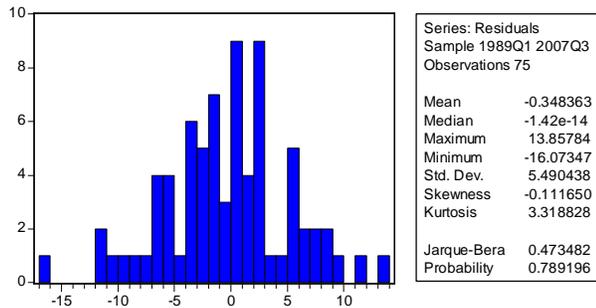
Sample (adjusted): 1989Q1 2007Q3

Included observations: 75 after adjustments

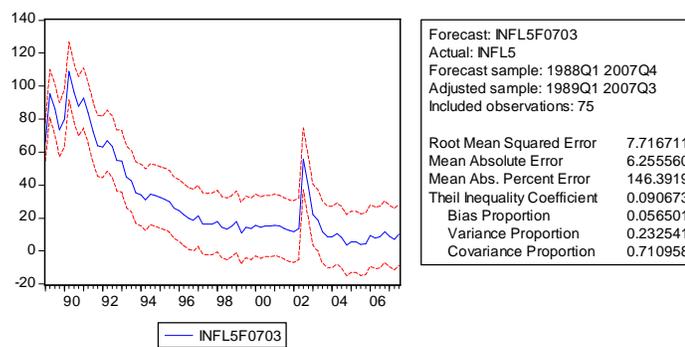
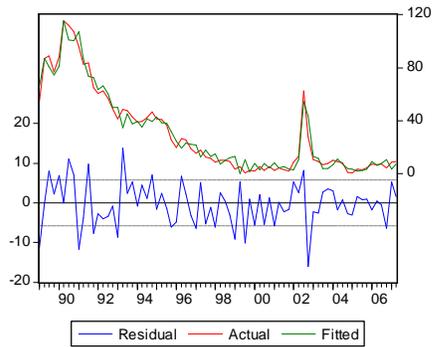
INFL5=C(1)\*INFL5(-1)+C(2)\*INFL5(-2)+C(3)\*INFL5(-3)+C(4)\*Z(-1)+C(7)

\*VA\_PIMP(-1)+C(8)\*(FE=199002)+C(9)\*(FE=198902)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.756486	0.067840	11.15106	0.0000
C(2)	-0.068136	0.085160	-0.800098	0.4264
C(3)	0.125047	0.063912	1.956564	0.0545
C(4)	0.366077	0.129722	2.822005	0.0063
C(7)	0.142966	0.015992	8.939829	0.0000
C(8)	29.54407	6.022256	4.905814	0.0000
C(9)	27.14810	6.055489	4.483221	0.0000
R-squared	0.969365	Mean dependent var		29.81828
Adjusted R-squared	0.966662	S.D. dependent var		31.43285
S.E. of regression	5.739217	Akaike info criterion		6.421209
Sum squared resid	2239.825	Schwarz criterion		6.637508
Log likelihood	-233.7953	Durbin-Watson stat		2.216693



Ejemplo: proyeccion de inflacion esperada para el tercer trimestre de 2007.



Luego, en primer lugar se estimo la curva IS con todas las variables candidatas a ser explicativas y sus rezagos.

Dependent Variable: ZP  
Method: Least Squares

Date: 02/14/08 Time: 21:46

Sample (adjusted): 1992Q4 2007Q2

Included observations: 59 after adjustments

$$\begin{aligned}
 ZP = & C(1)*ZP(-1)+C(2)*ZP(-2)+C(3)*ZP(-3)+C(4)*BRECHA\_R(-1)+C(5) \\
 & *BRECHA\_R(-2)+C(6)*BRECHA\_R(-3)+C(7)*VTR\_LCARD+C(8) \\
 & *VTR\_LCARD(-1)+C(9)*VTR\_LCARD(-2)+C(10)*VTR\_PIBBRAD \\
 & +C(11)*VTR\_PIBBRAD(-1)+C(12)*VTR\_PIBBRAD(-2)+C(13) \\
 & *VTR\_TCR+C(14)*VTR\_TCR(-1)+C(15)*VTR\_TCR(-2)+C(16) \\
 & *VTR\_LTIBSYSSD+C(17)*VTR\_LTIBSYSSD(-1)+C(18) \\
 & *VTR\_LTIBSYSSD(-2)+C(19)*(FE=200302)+C(20)*(FE=199803)
 \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.457566	0.142296	3.215586	0.0026
C(2)	0.154499	0.142665	1.082950	0.2855
C(3)	0.095007	0.115714	0.821055	0.4166
C(4)	0.018020	0.037343	0.482538	0.6321
C(5)	-0.145262	0.043685	-3.325203	0.0019
C(6)	0.021408	0.043302	0.494383	0.6238
C(7)	0.101631	0.153268	0.663097	0.5112
C(8)	0.002343	0.182122	0.012865	0.9898
C(9)	0.510297	0.162510	3.140091	0.0032
C(10)	-0.077000	0.156370	-0.492420	0.6252
C(11)	0.010148	0.165955	0.061150	0.9516
C(12)	-0.381065	0.155783	-2.446133	0.0191
C(13)	0.011027	0.045107	0.244464	0.8082
C(14)	-0.106091	0.046066	-2.303005	0.0267
C(15)	-0.017626	0.050664	-0.347894	0.7298
C(16)	0.087656	0.057596	1.521918	0.1361
C(17)	-0.022278	0.065232	-0.341527	0.7345
C(18)	-0.015959	0.059087	-0.270089	0.7885
C(19)	4.774079	2.077857	2.297598	0.0270
C(20)	3.647226	1.769530	2.061127	0.0460
R-squared	0.910602	Mean dependent var		-0.087697
Adjusted R-squared	0.867050	S.D. dependent var		4.228197
S.E. of regression	1.541699	Akaike info criterion		3.967638
Sum squared resid	92.69665	Schwarz criterion		4.671888
Log likelihood	-97.04532	Durbin-Watson stat		1.956472

El PIB brasileiro no dio significativo, solo el primer rezago si no se consideraba el tipo de cambio real, pero por el criterio de Akaike el modelo no fue elegido.

Dependent Variable: ZP

Method: Least Squares

Date: 02/22/08 Time: 07:33

Sample (adjusted): 1992Q4 2007Q2

Included observations: 59 after adjustments

$$\begin{aligned}
ZP = & C(10)*ZP(-1)+C(11)*ZP(-3)+C(12)*BRECHA\_R(-1)+C(12) \\
& *BRECHA\_R(-2)+C(13)*DLOGTI+C(14)*DLOGCARG+C(15) \\
& *DLOGTCR+C(17)*(FE=199302)+C(18)*(FE=199503)+C(19) \\
& *(FE=199803)+C(20)*TC200203+C(16)*DLOG\_PIBBRA+C(21) \\
& *DLOG\_PIBBRA(-1)+C(22)*DLOG\_PIBBRA(-2)
\end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(10)	0.440918	0.078578	5.611238	0.0000
C(11)	0.149692	0.064725	2.312756	0.0253
C(12)	-0.050199	0.014008	-3.583606	0.0008
C(13)	0.097980	0.042555	2.302416	0.0259
C(14)	0.337452	0.087414	3.860372	0.0004
C(15)	0.044554	0.032182	1.384448	0.1729
C(17)	-5.329971	1.357683	-3.925785	0.0003
C(18)	-5.300020	1.353586	-3.915540	0.0003
C(19)	4.697000	1.368963	3.431064	0.0013
C(20)	-7.667455	1.513732	-5.065266	0.0000
C(16)	0.077744	0.050726	1.532626	0.1322
C(21)	-0.028955	0.045726	-0.633235	0.5297
C(22)	0.024628	0.052623	0.468010	0.6420
R-squared	0.927239	Mean dependent var		-0.087697
Adjusted R-squared	0.908258	S.D. dependent var		4.228197
S.E. of regression	1.280677	Akaike info criterion		3.524437
Sum squared resid	75.44617	Schwarz criterion		3.982199
Log likelihood	-90.97089	Durbin-Watson stat		2.258694

Dependent Variable: ZP

Method: Least Squares

Date: 02/22/08 Time: 07:36

Sample (adjusted): 1992Q4 2007Q2

Included observations: 59 after adjustments

$$\begin{aligned}
ZP = & C(10)*ZP(-1)+C(11)*ZP(-3)+C(12)*BRECHA\_R(-1)+C(12) \\
& *BRECHA\_R(-2)+C(13)*DLOGTI+C(14)*DLOGCARG+C(17) \\
& *(FE=199302)+C(18)*(FE=199503)+C(19)*(FE=199803)+C(20) \\
& *TC200203+C(21)*DLOG\_PIBBRA
\end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(10)	0.463840	0.075642	6.132012	0.0000
C(11)	0.149888	0.064281	2.331760	0.0239

C(12)	-0.045251	0.013481	-3.356626	0.0015
C(13)	0.097264	0.042228	2.303310	0.0255
C(14)	0.359728	0.084226	4.270973	0.0001
C(17)	-5.172728	1.313499	-3.938129	0.0003
C(18)	-5.715860	1.287091	-4.440913	0.0001
C(19)	4.301460	1.289812	3.334951	0.0016
C(20)	-7.050224	1.303060	-5.410516	0.0000
C(21)	0.071357	0.041092	1.736508	0.0888
<hr/>				
R-squared	0.923473	Mean dependent var	-0.087697	
Adjusted R-squared	0.909417	S.D. dependent var	4.228197	
S.E. of regression	1.272562	Akaike info criterion	3.473208	
Sum squared resid	79.35132	Schwarz criterion	3.825333	
Log likelihood	-92.45963	Durbin-Watson stat	2.334880	

Sucesivamente se fue depurando la ecuación de las variables no significativas hasta ajustar el siguiente modelo a la brecha producto estimada mediante HP:

Dependent Variable: ZP  
Method: Least Squares  
Date: 02/21/08 Time: 23:39  
Sample (adjusted): 1992Q4 2007Q2  
Included observations: 59 after adjustments  
 $ZP=C(10)*ZP(-1)+C(11)*ZP(-3)+C(12)*BRECHA\_R(-1)+C(13)*BRECHA\_R(-2)+C(14)*DLOGTI+C(15)*DLOGCARG+C(16)*DLOGTCR+C(17)*DLOG\_PIBUSA(-1)+C(18)*(FE=199302)+C(19)*(FE=199503)+C(20)*(FE=199803)+C(21)*TC200203$

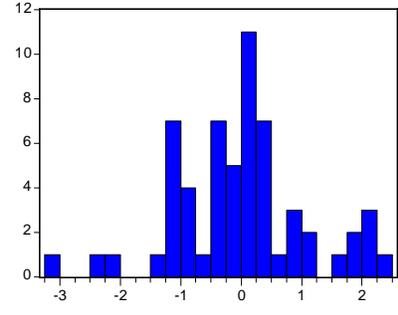
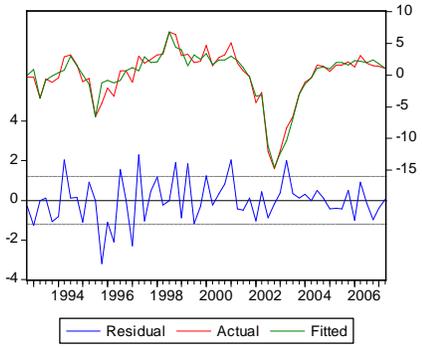
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(10)	0.410651	0.078010	5.264074	0.0000
C(11)	0.139285	0.066156	2.105408	0.0406
C(12)	-0.037948	0.025359	-1.496393	0.1412
C(13)	-0.048573	0.027692	-1.754028	0.0859
C(14)	0.083811	0.040414	2.073782	0.0436
C(15)	0.257243	0.087701	2.933193	0.0052
C(16)	0.060163	0.029889	2.012908	0.0499
C(17)	0.617305	0.219498	2.812345	0.0072
C(18)	-4.493956	1.232313	-3.646766	0.0007
C(19)	-5.539200	1.358535	-4.077334	0.0002
C(20)	4.244106	1.224827	3.465066	0.0011

C(21)	-9.312588	1.552704	-5.997660	0.0000
R-squared	0.934160	Mean dependent var	-0.087697	
Adjusted R-squared	0.918751	S.D. dependent var	4.228197	
S.E. of regression	1.205212	Akaike info criterion	3.390579	
Sum squared resid	68.26923	Schwarz criterion	3.813128	
Log likelihood	-88.02207	Durbin-Watson stat	2.323759	

Considerando un solo parámetro para la brecha de la tasa de interés sobre la brecha producto, semielasticidad.

Dependent Variable: ZP  
Method: Least Squares  
Date: 02/23/08 Time: 17:32  
Sample (adjusted): 1992Q4 2007Q2  
Included observations: 59 after adjustments  
 $ZP=C(11)*ZP(-1)+C(12)*ZP(-3)+C(13)*BRECHA\_R(-1)+C(13)*BRECHA\_R(-2)+C(14)*DLOGTI+C(15)*DLOGCARG+C(16)*DLOGTCR+C(17)*DLOG\_PIBUSA+C(18)*(FE=199302)+C(19)*(FE=199503)+C(20)*(FE=199803)+C(21)*TC200203$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(11)	0.415961	0.079306	5.245017	0.0000
C(12)	0.152865	0.064018	2.387853	0.0209
C(13)	-0.047598	0.013537	-3.516301	0.0010
C(14)	0.097870	0.041890	2.336383	0.0237
C(15)	0.294962	0.090784	3.249065	0.0021
C(16)	0.055885	0.031389	1.780405	0.0813
C(17)	0.389444	0.224577	1.734125	0.0893
C(18)	-4.736616	1.286298	-3.682364	0.0006
C(19)	-5.790961	1.292532	-4.480322	0.0000
C(20)	4.099796	1.295191	3.165399	0.0027
C(21)	-8.659156	1.499503	-5.774683	0.0000
R-squared	0.926192	Mean dependent var	-0.087697	
Adjusted R-squared	0.910815	S.D. dependent var	4.228197	
S.E. of regression	1.262701	Akaike info criterion	3.470928	
Sum squared resid	76.53184	Schwarz criterion	3.858265	
Log likelihood	-91.39237	Durbin-Watson stat	2.398159	



Series: Residuals	
Sample 1992Q4 2007Q2	
Observations 59	
Mean	-0.020644
Median	0.000000
Maximum	2.307002
Minimum	-3.211870
Std. Dev.	1.085332
Skewness	-0.055479
Kurtosis	3.605102
Jarque-Bera	0.930380
Probability	0.628016