

cinve

Documentos de Trabajo

**La brecha de producto para Uruguay: metodologías
para su estimación y aplicaciones**

Fedora Carbajal
cinve

Bibiana Lanzilotta
cinve

Cecilia Llambí
cinve

Cecilia Velázquez
cinve

Julio 2007

La brecha de producto para Uruguay: metodologías para su estimación y aplicaciones

Fedora Carbajal, Bibiana Lanzilotta, Cecilia Llambí, Cecilia Velázquez

cinve¹

Julio 2007 – Versión preliminar

La estimación de la brecha de producto constituye una herramienta de amplia aplicación por los analistas macroeconómicos y por los *policy makers* para la consecución y seguimiento de políticas macroeconómicas. Existe al respecto un amplio conjunto de metodologías que se emplean a tales fines, tanto univariantes como multivariantes. Este trabajo se propone estimar la brecha de producto para la economía uruguaya para el período 1986-2006 a través de tres metodologías alternativas, comparar los resultados y discutir acerca de las limitaciones y ventajas de las diversas opciones de estimación. Asimismo, se evalúa la capacidad de la brecha de producto para explicar y predecir la dinámica de los precios.

Dentro de las estimaciones basadas en métodos estadísticos, se aplicó una estimación univariante que sigue la metodología propuesta por Hodrick y Prescott (1980) y el enfoque de modelos estructurales, mediante la metodología que propone Harvey (1989) utilizando el Filtro de Kalman. Asimismo, se estima el producto potencial mediante un procedimiento basado en la teoría económica como es la función de producción. Estos procedimientos, si bien difieren en su contenido informativo (los dos últimos son netamente superiores al filtro Hodrick-Prescott), producen resultados relativamente similares para el período en estudio.

Por último, este trabajo evalúa la capacidad de las brechas estimadas a través de las tres metodologías, para explicar y predecir la dinámica de los precios. De esta forma se evalúa la relación existente entre la brecha de producto con la tasa de inflación, la tasa de inflación subyacente y la tasa de inflación de los bienes no transables, para posteriormente estudiar la relación dinámica de largo y corto plazo entre las variables mediante la metodología de VECM (*Vector Error Correction Model*).

¹ cinve@cinve.org.uy

Índice

1. Introducción	3
2. Metodologías econométricas empleadas	4
▪ <i>Análisis basado en la teoría económica.....</i>	<i>4</i>
Función de producción.....	4
▪ <i>Análisis basado en métodos estadísticos.....</i>	<i>5</i>
Filtro Hodrick – Prescott.....	5
Filtro de Kalman	6
3. Estimaciones empíricas para la brecha de producto	8
▪ <i>Antecedentes.....</i>	<i>8</i>
▪ <i>Estimación basada en la teoría económica.....</i>	<i>10</i>
Función de producción.....	10
▪ <i>Estimación basada en métodos estadísticos de extracción de señales.....</i>	<i>13</i>
Hodrick - Prescott	13
Filtro de Kalman	15
▪ <i>Análisis descriptivo y comparación de las brechas de producto</i>	<i>15</i>
4. La utilidad de la brecha para el monitoreo y predicción de la inflación.....	16
▪ <i>Correlaciones cruzadas entre la brecha de producto y la inflación</i>	<i>17</i>
▪ <i>¿Existe una relación de equilibrio entre la inflación y la brecha de producto en Uruguay?</i>	<i>20</i>
▪ <i>La dinámica en el corto plazo</i>	<i>24</i>
5. Implicancias de los resultados y comentarios	25
Bibliografía	27
6. Anexo I. Metodología para la construcción de un Índice de Precios al Consumo de Bienes No Transables	29
7. Anexo Económico.....	30

1. Introducción

La teoría económica denomina *brecha de producto* a la diferencia entre el producto real u observado y el *producto potencial*. El producto potencial puede definirse como el máximo de producción que puede alcanzarse en una economía bajo condiciones de pleno empleo de los factores productivos, sin generar presiones inflacionarias (Okun, 1970). Por lo cual, la brecha de producto va a indicar cuánto puede modificarse el producto efectivo para incidir sobre el desempleo sin modificaciones en la inflación.

La estimación de la brecha de producto constituye una herramienta muy valiosa para el análisis económico, y tiene implicancias relevantes para la política económica. A modo de ejemplo, mucho se ha discutido en la teoría acerca del papel que cumple la brecha como determinante de la dinámica de los precios. En el corto plazo, la medición de la brecha de producto resulta un instrumento útil para analizar los desbalances entre oferta y demanda agregada, y con ello medir las presiones inflacionarias.

Más concretamente, mediante la estimación del producto potencial las autoridades económicas pueden evaluar con mayor precisión si el crecimiento en la actividad se debe a cambios transitorios o permanentes (esto es, si el crecimiento se asocia a una expansión cíclica de corto plazo, o a cambios tendenciales o de largo plazo) y con ello alcanzar un mejor diagnóstico.

Existen diversas alternativas metodológicas para la estimación del producto potencial. No obstante, dado que no es una variable directamente observable y que su estimación puede ser sensible a la metodología empleada, es útil emplear distintos procedimientos para su estimación con el fin de comparar los resultados y, en última instancia, poder optar por aquellos más ajustados. Es por ello que este trabajo tiene por objetivo la revisión y comparación de métodos alternativos de estimación de la brecha de producto para Uruguay en el período 1986 a 2006 identificando cuáles metodologías muestran mayores similitudes entre sí (en términos de volatilidad, duración del ciclo y cambios de fase de las brechas) y evaluando cómo se relacionan con la trayectoria de la tasa de inflación.

El presente trabajo se organiza en cuatro secciones. En la sección 2 se desarrollan formalmente las metodologías econométricas empleadas en la estimación de la brecha de producto. En la sección 3 se presentan los antecedentes de estimaciones realizadas para Uruguay y algunos países seleccionados y los principales resultados de cada una de las brechas estimadas en este trabajo. En la sección 4 se compara y relaciona la trayectoria de la tasa de inflación con las estimaciones de la brecha de producto, y se presentan los modelos econométricos que recogen el impacto de la brecha de producto sobre la inflación. Por último, se presentan los comentarios finales.

2. Metodologías econométricas empleadas

Existen diversas opciones metodológicas para la estimación de la brecha de producto. Éstas pueden dividirse entre las que tienen respaldo en la teoría económica y las que se basan en técnicas estadísticas de estimación de componentes no observables de una serie de tiempo. Las primeras relacionan el producto potencial con otros factores económicos (por ejemplo, restricciones de los factores de producción), mientras que las segundas se basan en la extracción de señales, intentando descomponer las series de datos en componentes que tienen carácter permanente y transitorio.

Usualmente se señala que los resultados de estimación de brecha de producto resultan sensibles a la metodología de estimación utilizada. Es por esta razón que en este trabajo se seleccionan con fines comparativos algunas metodologías dentro del amplio espectro de posibilidades para la estimación de la brecha de producto. En primer lugar, dentro de las metodologías basadas en la teoría económica se estima una función de producción que contempla los determinantes del crecimiento económico frecuentemente referenciados por la contabilidad del crecimiento. En segundo lugar, se aplica el procedimiento de descomposición de una serie desarrollado por Hodrick – Prescott (1980); y, por último, se aplica otra metodología de descomposición que se enmarca en los modelos estructurales (en base a Harvey (1989)).

▪ Análisis basado en la teoría económica

Función de producción

Esta metodología se inspira en los trabajos de Solow (1957) y se basa en estimar el producto potencial a través de los determinantes de una función de producción del tipo neoclásico, considerando como factores de producción las dotaciones de capital físico y de capital humano de una economía. Por lo cual, el producto potencial es aquel en el que los factores productivos se encuentran en plena ocupación. Con estos fines se especifica una relación funcional del tipo Cobb – Douglas con retornos constantes a escala de los factores de producción.

$$Y_t = A \cdot K_t^\alpha \cdot (H \cdot L_t)^{1-\alpha}$$

Donde Y_t es el producto al momento t , K_t es el stock de capital físico en t , L_t es el stock de mano de obra al momento t y H es un indicador de calidad de los ocupados. Los coeficientes α y $1-\alpha$ son iguales a las participaciones de capital y trabajo en el producto, respectivamente. A es una medida de la productividad total de factores (PTF).

Una vez halladas las participaciones de cada factor se estima el producto potencial a través de:

$$Y^*_t = A^* \cdot K_t^\alpha \cdot (H \cdot L_t^*)^{1-\alpha}$$

donde A^* es la tendencia de la PTF, L^* es la ocupación compatible con la tasa natural de desempleo (en tendencia)² y K^* es el stock de capital corregido por utilización de capacidad (de modo de aproximar al stock utilizado de “equilibrio”).

Una ventaja de la estimación del producto potencial mediante esta técnica es que permite analizar la brecha del producto a partir de sus principales determinantes, identificando el rol de cada factor productivo. No obstante, la propia formulación de la función de producción, contiene supuestos muy restrictivos (tecnología neutral en el sentido de Hicks, participación fija de los factores productivos, y otros), y descansa en una representación muy simple de la tecnología de producción.

Asimismo, las estimaciones de producto potencial y brecha de producto dependen crucialmente de las estimaciones de la tasa natural de desempleo y de utilización de capacidad del capital. Por otra parte, los datos de los factores de producción pueden estar afectados por errores de medición, particularmente en el caso del stock de capital, aunque la medición del factor trabajo no está exenta de este tipo de errores (por ejemplo, no toma en cuenta modificaciones en la tasa de utilización del factor trabajo, es decir en las horas trabajadas). Finalmente, las estimaciones también son sensibles a los métodos de extracción de señales que se utilicen para estimar la tendencia de los factores productivos.

En este trabajo se utilizaron las series de ocupación (ajustadas por capital humano) y stock de capital en tendencia como medida de L^* y de K^* respectivamente, sin incurrir en la estimación de la tasa natural de desempleo ni corregir por utilización de capacidad del capital. En el segundo caso, la falta de información disponible impide realizar la mencionada corrección. En el caso del empleo, se optó por estimar directamente la tendencia de la serie de ocupados, en lugar de calcularlo a través de una estimación de tasa natural de desempleo y del número de personas activas utilizando la estimación de la tendencia de la tasa de actividad.³

▪ *Análisis basado en métodos estadísticos*

Filtro Hodrick – Prescott

El filtro de Hodrick – Prescott (HP) es frecuentemente utilizado debido a que constituye un procedimiento relativamente sencillo y flexible para captar el componente cíclico y tendencial de una serie. Pertenece al conjunto de modelos denominados empiricistas y parte de la presunción de que una serie observada puede descomponerse a través de un componente de tendencia (estocástica) y un componente cíclico, que se supone está incorrelacionado con la tendencia. De esta forma, en primer lugar deberá filtrarse el

² L^* es calculado como uno menos la tasa natural de desempleo multiplicado por la tasa de actividad en tendencia por la población en edad de trabajar.

³ La extracción del componente de tendencia de las series de ocupación y capital físico se efectuó mediante la metodología de Hodrick- Prescott.

componente tendencial de la serie temporal a modo de interpretar el componente cíclico como desviaciones respecto a dicha tendencia.

El componente de tendencia (τ_t) se obtiene a través de la minimización del siguiente problema⁴:

$$\arg \min_{\{\tau_t\}_{t=1}^T} \left[\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \right].$$

donde el primer término de la función objetivo representa la suma de cuadrados de los residuos de la serie respecto a la tendencia para el total de observaciones T (se utiliza como medida de bondad de ajuste) y el segundo término es la suma de cuadrados de la segunda diferencia del componente de tendencia multiplicado por λ , que es un indicador que regula el grado de suavidad de la tendencia (*smoothing parameter*). De esta forma, una vez hallado el componente tendencial τ_t , la diferencia entre $y_t - \tau_t$ arroja como resultado el componente cíclico c_t .

Cabe precisar que el ajuste de la tendencia a la serie observada estará determinado según el valor que adquiera el parámetro λ . En efecto, cuanto mayor es el valor de λ , más se penalizan las variaciones en la tasa de crecimiento del componente tendencial y se obtiene una serie de tendencia más suavizada. No obstante, como señalan Badagián y Cresta (2004) al ser más suave el componente tendencial, se obtiene un peor ajuste de τ_t a y_t , por lo cual en el problema de minimización se establece un *trade-off* entre la bondad de ajuste y el grado de suavizado. De forma contraria, si el parámetro λ es cero el primer término de la función deberá aproximarse a cero para lo cual τ_t e y_t deben ser idénticas. En este caso, el componente cíclico es cero y se obtiene una bondad de ajuste perfecta.

Como se desprende de lo anterior, una limitación del filtro HP es la identificación del valor “apropiado” del parámetro λ , lo que en general se obvia empleando valores (arbitrarios) usualmente utilizados (en el caso de datos trimestrales es habitual utilizar un valor de 1600). Una segunda desventaja importante de esta técnica es su falta de precisión para las estimaciones en el final de la muestra, lo cual constituye una clara limitación para el análisis de coyuntura y la elaboración de predicciones de corto plazo, así como también para la elaboración de diagnósticos adecuados.

Filtro de Kalman

Esta metodología posee la virtud de que el modelo está diseñado a la medida de la serie temporal ya que para cada uno de sus componentes inobservables se formula un modelo específico. La estimación se efectúa mediante el procedimiento de máxima verosimilitud y se fundamenta en la formulación de espacio de estado (*State Space Form*) permitiendo obtener mediante la aplicación del filtro de Kalman estimaciones óptimas.

⁴ Para la presentación formal del procedimiento de estimación se sigue a Badagián y Lorenzo (2003) y Badagián y Cresta (2004).

La formulación del modelo incorpora los componentes de Tendencia (μ_t), Ciclo (ψ_t), Estacional (γ_t) e Irregular (ε_t) de la forma:

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T.$$

En primer lugar, cabe recalcar que el componente de tendencia tiene pendiente estocástica lo cual permite modificar a lo largo del tiempo la tasa de crecimiento de la serie, pudiendo variar también su nivel. Se testea cuál es el modelo para la tendencia que se ajusta mejor a la serie.

Luego, debe tenerse presente que existen dos alternativas para modelizar el componente estacional. Una primera consiste en la modelización de la estacionalidad a través de variables *dummies* de la forma:

$$\sum_{j=0}^{s-1} \gamma_{t-j} = \omega_t$$

siendo s la frecuencia de estacionalidad ($s = 4$ para series trimestrales) y ω_t un ruido blanco que se encuentra incorrelacionado con el resto de las perturbaciones del modelo. En promedio las s observaciones deben sumar cero. Otra alternativa de modelización consiste en realizarlo a través de funciones periódicas, en este caso trigonométricas de la forma:

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{s/2} \gamma_{j,t}$$

siendo

$$\begin{aligned} \gamma_{jt} &= \gamma_{j,t-1} \cos \lambda_j + \gamma_{j,t-1}^* \operatorname{sen} \lambda_j + \omega_{jt} \\ \gamma_{jt}^* &= -\gamma_{j,t-1} \operatorname{sen} \lambda_j + \gamma_{j,t-1}^* \cos \lambda_j + \omega_{jt}^* \end{aligned}$$

donde nuevamente s es la frecuencia de estacionalidad; λ_j , $j = 1, \dots, [s/2]$ son las frecuencias armónicas, ($\lambda_j = 2\pi j/s$) y ω_{jt} y ω_{jt}^* son ruidos blancos no correlacionados entre sí, ni con ningún otro error del modelo.

Por último, con el objetivo de incorporar el componente cíclico pueden representarse los movimientos de corto plazo en el modelo mediante un proceso autorregresivo estacionario, ó a través del empleo de funciones periódicas tales como:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \operatorname{sen} \lambda_c \\ -\operatorname{sen} \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix}, \quad t = 1, \dots, T,$$

ψ_t es el valor real del ciclo, ψ_t^* se define en base a la construcción de ψ_t , κ_t y κ_t^* (κ_t y κ_t^* son ruidos blancos independientes entre sí y con idéntica varianza), y λ_c es la frecuencia en radianes. Se sugiere el empleo de un factor ρ que se conoce como factor amortiguador (*damping factor*). Si $0 \leq \rho \leq 1$ el proceso ψ_t es estacionario con media igual a cero y el proceso está amortiguado, en cambio la amortiguación se disipa si $\rho = 1$.

La estimación de los componentes inobservables de la serie se realizó mediante la utilización del programa informático STAMP.⁵

En síntesis, la elección de la metodología empleada para obtener una estimación del producto potencial no es un problema menor. De hecho, generalmente se aduce como una ventaja de los modelos estructurales que estos toman en cuenta las variables que posiblemente actúen como determinantes en la trayectoria del producto potencial, lo cual permite conocer la influencia de cada factor en el resultado. No obstante, las dificultades ya señaladas que conllevan las mediciones de los factores, así como también los supuestos adoptados respecto a la especificación funcional pueden ocasionar sesgos en la estimación del producto potencial y la brecha de producto. Por otra parte, las metodologías basadas en procedimientos estadísticos son relativamente sencillas y se requiere poca información para su empleo, más aún en el caso univariante. No obstante, los procedimientos basados en la extracción de señales poseen la limitante de que no se obtienen buenas estimaciones al comienzo y al final de la muestra.

3. Estimaciones empíricas para la brecha de producto

▪ **Antecedentes**

A nivel internacional, debido a la importancia del tema para la conducción de la política monetaria, los bancos centrales de diversos países han abordado la estimación de la brecha de producto desde diversas ópticas.

En la región, Elosegui *et al.* (2006) del Banco Central de la República Argentina (BCRA) comparan distintas metodologías para la estimación de la brecha del producto argentino, utilizando datos trimestrales entre el primer trimestre de 1980 y el cuarto trimestre de 2005. El BCRA estima actualmente la brecha de producto mediante el método de la función de producción como insumo para elaborar proyecciones de mediano plazo de inflación.⁶ Los autores comparan diversas metodologías alternativas: filtro de Kalman, Curva de Phillips, HP univariado y multivariado y VAR estructural con la estimación que surge de la función de producción. De la comparación de estas metodologías se deriva que la brecha estimada a través de la función de producción se correlaciona en mayor medida con la brecha del filtro HP (univariado y multivariado) y del VAR estructural. Asimismo, a fin de evaluar el poder predictivo de las distintas alternativas, se estima por MCO una Curva de Phillips y se

⁵ STAMP: *Structural Time Series Analyser Modeller and Predictor*, versión 5.0, elaborado por Koopman, Harvey y London School of Economics, 1995.

⁶ A través del Modelo Económico Pequeño del BCRA para la economía argentina

pronostica la tasa de inflación para un subperíodo dentro de la muestra. Se concluye que en todos los casos el producto potencial estimado es una variable determinante de la tasa de inflación. La estimación mediante el método de HP multivariado y de VAR estructural tienen mayor poder predictivo al considerar el subperíodo 1990.II – 2005.IV, indicando que estas estimaciones explican mejor tanto las tasas bajas de inflación como las altas.

Silva Filho (2001) del Banco Central de Brasil (BCB) estima, aplicando el método de la función de producción (Cobb–Douglas), el producto potencial brasileño y la brecha de producto para el período 1980–2000, y trabaja con distintos escenarios de crecimiento de la tasa de inversión y de la PTF para 2001–2005, obteniendo un intervalo de crecimiento del producto potencial. Un hecho que el autor destaca es que la PTF presenta un comportamiento procíclico (lo que dificulta la tarea de los *policy makers*). Souza Júnior (2007), del Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), actualiza las estimaciones de brecha de producto para la economía brasileña luego de la revisión al alza de las estimaciones de crecimiento asociada a los cambios metodológicos de las Cuentas Nacionales que realizara el IBGE⁷ recientemente. El autor utiliza el método de la función de producción para datos trimestrales de 1992 a 2006, comparando las estimaciones anteriores con las que surgen de las nuevas Cuentas Nacionales. Los resultados revelan que el producto potencial, principalmente a partir de 2004, presenta un desempeño más favorable que el que presentaba con las estimaciones anteriores; esta mejora obedece, principalmente, al aumento de la productividad.

El método de estimación del producto potencial de la oficina de presupuesto del Congreso de los Estados Unidos es similar al empleado por el FMI y la OCDE. Aquí se describe sólo el primero, presentado en CBO (2001). Basándose en el modelo de crecimiento de Solow, estiman una función de producción de tipo Cobb–Douglas para cada sector de la economía (distinguiendo 5 sectores, lo que permite admitir diferencias en cuanto a la tecnología de producción). El coeficiente α se aproxima por la participación de la masa de remuneraciones en el producto.

A nivel nacional existen diversos estudios, que abarcan distintos períodos, que estiman el producto potencial y/o la brecha de producto mediante distintas metodologías.

Theoduloz (2005) estima el producto potencial con datos anuales para el período 1978–2003 mediante una función de producción de tipo Cobb–Douglas bajo los supuestos habituales. Para la estimación del stock de capital humano se corrige por el impacto sobre el nivel de instrucción de la fuerza laboral de la ola emigratoria, que se agudizó en 2002. Los principales resultados a los que arriba el trabajo indican la existencia de tres puntos de quiebre en la trayectoria del producto potencial en el período de estudio: 1982, 1986 y 1996. El ritmo de crecimiento del producto potencial habría disminuido en el período más reciente. En efecto, entre 1996 y 2005 el PIB potencial habría crecido a una tasa promedio anual de 2,2%; mientras que entre 1987 y 1995 lo habría hecho un 4,2% promedio anual. El último período en que la brecha de producto habría sido negativa comienza en el año 1999. Adicionalmente, se estiman las brechas sectoriales a partir de la estimación agregada con el propósito de detectar aquellos sectores que operan como “cuellos de botella” para el

⁷ Instituto Brasileño de Geografía y Estadística.

crecimiento. Al final del período de estimación prácticamente la totalidad de las actividades productivas muestran la existencia de capacidad ociosa y un crecimiento inferior al potencial, aunque cerrando la brecha, en especial en el sector agropecuario y la industria manufacturera.

Por su parte, Bucacos (2001) compara distintas metodologías de estimación para el producto potencial. Trabaja con datos anuales para el período 1960–1999 ajustando una función de producción Cobb–Douglas y utilizando el Filtro HP. Asimismo, utilizando datos trimestrales para 1975.IV – 2000.II estima la tendencia segmentada, encontrando tres puntos de quiebre para el período de estudio: 1980.IV, 1985.III y 1992.IV. La autora concluye que los tres procedimientos arrojan resultados similares respecto a la brecha de producto, aunque las estimaciones de acuerdo a HP exacerban los picos. A pesar de la dificultad de establecer una relación causal entre la inflación y la brecha de producto, constata que en los períodos en que la brecha de producto fue negativa se registró la tasa de inflación promedio anual más baja a dos dígitos (10,5% en 1981-85) y una tasa de inflación promedio anual a un dígito (5,4% en 1993-2000).

Por último, con el propósito de estudiar la existencia de dinámicas asimétricas en los componentes cíclicos de los productos de Argentina, Brasil y Uruguay, Badagián y Rodríguez (2004) estiman el componente cíclico del producto utilizando datos trimestrales para el período 1980–2004 mediante aplicaciones econométricas HP, método estructural propuesto por Harvey (1989) y Filtro de Baxter–King. Para el PIB uruguayo encuentran que las estimaciones no difieren sustancialmente de acuerdo al filtro utilizado; no obstante, la evidencia respecto a la existencia de asimetría de tipo *deepness*⁸ no es contundente, ya que los resultados son sensibles al filtro utilizado para estimar el componente cíclico del PIB.

▪ *Estimación basada en la teoría económica*

Función de producción

En esta sección se presenta la estimación de la brecha de producto en función de sus determinantes estructurales. Con estos fines, y siguiendo la metodología desarrollada por Johansen y Joselius (1994), se buscó contrastar si el PIB, el stock de capital físico y de capital humano, mantienen una relación de largo plazo a través de la existencia de una relación de cointegración. Para ello se trabajó con series trimestrales, para el período 1986.I – 2006.IV.

Para la construcción de la serie de stock de capital físico se actualizaron las series estimadas por Lanzilotta y Llambí (2005) utilizando datos de Cuentas Nacionales del Banco Central del Uruguay (BCU). El stock de bienes de capital se compone del stock de maquinaria y equipo, construcción, plantaciones y, para obtener el total de capital físico, se

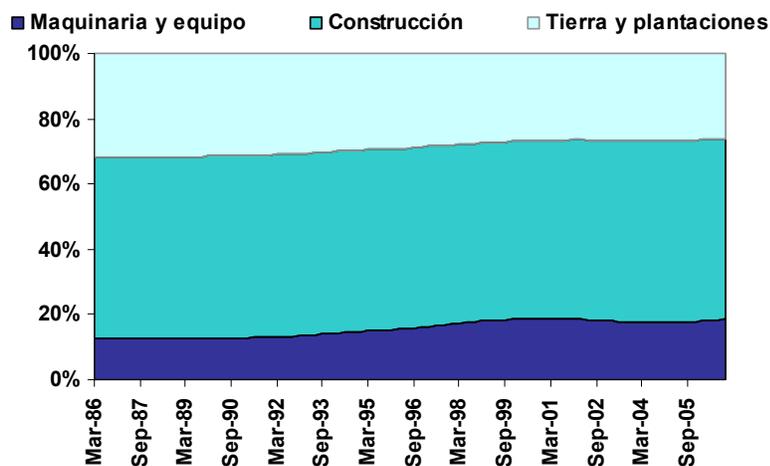
⁸ Este tipo de asimetría que puede presentar el ciclo de una serie se da cuando los valles son más profundos que el alto de los picos, es decir, cuando la distribución de la serie (sin tendencia) es asimétrica.

le incorporó la variación de existencias. Las series no fueron ajustadas por calidad en vista de que no se contó con información estadística suficiente.

La serie de stock de tierras (urbanas y rurales) es la calculada por Elías (1999) para el año 1985, a precios de 1983. Dicho valor se mantiene fijo para todo el período, suponiendo que no tiene lugar ningún tipo de depreciación o desgaste de la misma, ni que se hacen “incorporaciones” de terrenos. El stock de plantaciones se calcula separadamente, haciendo variar el stock inicial (que se deduce del stock de tierras rurales) de acuerdo a la inversión trimestral por este concepto y deduciéndole una tasa anual (trimestralizada) de “depreciación” de 25%, en el entendido de que este rubro de inversión tiene una vida útil de 4 años (aproximadamente). Las existencias de construcciones y maquinaria y equipo se estimaron utilizando el método del inventario permanente. Se parte de un stock inicial (calculado por Elías, 1999) para el año 1985. Se aplica una tasa de depreciación de 2,5% y 8% anual respectivamente para cada tipo de inversión. La inversión trimestral a precios constantes de 1983 surge de las Cuentas Nacionales (BCU).

En términos generales, se observa que la composición del stock de capital se ha mantenido relativamente estable en el tiempo aunque ha perdido participación relativa el componente de tierra y plantaciones (que pasó de representar un 32% en 1986 a un 26% en 2006), en tanto ha ganado participación relativa Maquinaria y Equipo (que pasó de 12% en 1986 a 18% en 2006) lo cual se condice con el incremento en las importaciones de bienes de capital que tiene lugar desde hace ya algunos años. Por su parte la participación de la construcción en el total se mantuvo relativamente estable en el tiempo, en alrededor de 55%.

Figura 1 - Composición del Stock de Capital

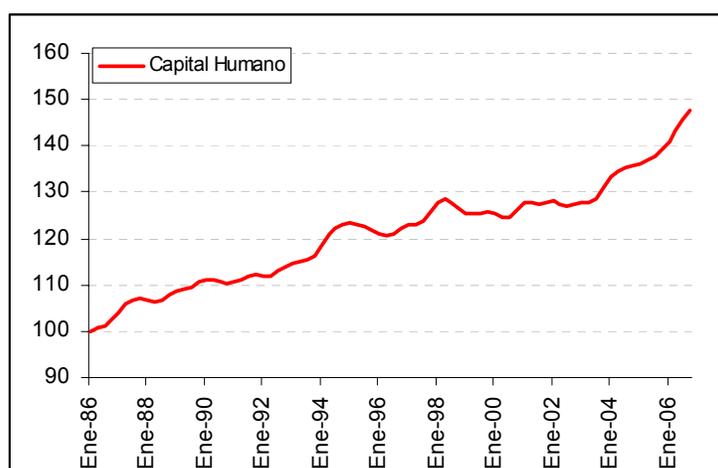


Fuente: elaboración propia en base a BCU

El stock de capital humano utilizado en la economía se construyó considerando la población total ocupada que surge de aplicar la tasa de ocupación trimestral sobre la Población en Edad de Trabajar (PET) (series ajustadas y corregidas por el Censo Fase 1 2004). A su vez, se estimó el grado de calificación de la masa de trabajadores ocupados

mediante información relevada por el INE proveniente de la Encuesta Continua de Hogares (ECH). Para ello, por un lado se calculó la población ocupada por nivel educativo y por otro, se estimaron ecuaciones de Mincer⁹ para obtener los retornos a la educación que le reporta a cada individuo ocupado el nivel educativo alcanzado. Dichos coeficientes se aplicaron al total de ocupados. Por lo tanto, el stock de capital humano corregido por calidad surge de aplicar la suma ponderada de la cantidad de ocupados y los retornos de los ocupados para cada nivel. Para el cálculo de 2006, debido a que no se encuentra disponible la encuesta de hogares para dicho año, se supuso que se mantenían constantes las ponderaciones en relación a 2005.

**Figura 2 – Componente de Tendencia Ciclo del Stock de Capital Humano
(Índice Mar 1986=100)**



Fuente: elaboración propia en base a INE

Se observa que el stock de capital humano ocupado ha crecido durante todo el período de manera sostenida, a excepción de mediados y fines de la década de 1990, producto de la caída de la ocupación.

Se consideró para la prueba de raíces unitarias el contraste estadístico ADF (*Augmented Dickey Fuller*) que dio como resultado que se rechaza que cada una de las variables relevantes en la relación de cointegración tenga raíces unitarias en primeras diferencias, de lo que se deriva que todas las series son I(1). A su vez, al estimar la existencia de la relación de largo plazo se corrigió por estacionalidad mediante la inclusión de variables *dummies* trimestrales, por el efecto pascua¹⁰ y se efectuaron intervenciones para los datos

⁹ Tomando como referencia el estudio previo de Amarante y Arim (2003), se consideraron los niveles educativos: hasta primaria completa, secundaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, UTU, magisterio y profesorado, universidad incompleta y universidad completa y otros. La especificación para las estimaciones de Mincer incluyeron además de los indicadores usuales de experiencia potencial y su cuadrado, el sexo del individuo, su categoría ocupacional, la rama de actividad a la cual pertenece, si trabaja tiempo parcial y el tipo de ocupación según la clasificación CIUO 88.

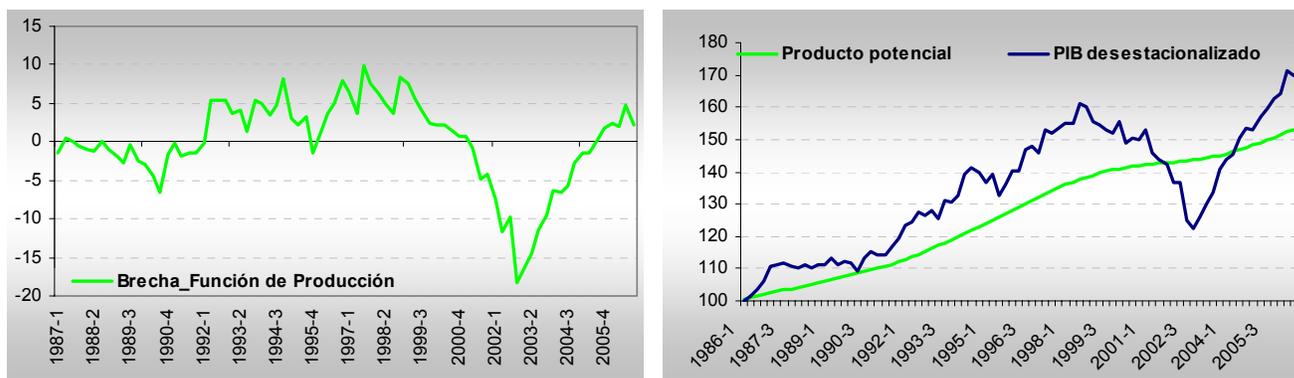
¹⁰ Mediante este efecto se intenta representar la influencia de la festividad móvil de Semana Santa sobre la producción debido a que esta afecta a la baja a la actividad y no cae el mismo trimestre todos los años.

anómalos. Las tres variables muestran una correlación cruzada alta¹¹ (siendo de 0,85 entre el PIB y el stock de capital físico y de 0,92 entre el PIB y el capital humano) y sincronizan, por lo cual se incluyen en la relación de cointegración sin rezagos. Por otra parte, la serie del PIB fue desestacionalizada mediante la aplicación del filtro *Tramo – Seats*.

La especificación resultante arroja que la elasticidad de largo plazo del stock de capital físico es inferior a la de capital humano siendo de 0,31 y 0,69, respectivamente, resultado que se encuentra en línea con estimaciones anteriores. En este sentido, Theoduloz (2005) con datos anuales encuentra que entre 1979 y 2003 fueron de 0,38 y 0,62, respectivamente, para el capital y la mano de obra.

La brecha de producto estimada muestra un comportamiento irregular bajo el período 1987.I – 2006.IV, con sucesivos picos y valles de baja profundidad. En la mayor parte del período (hasta mediados de la década de 1990) el producto efectivo se encuentra cercano a su nivel de tendencia de largo plazo distanciándose de forma considerable a partir de dicha fecha y aún más a partir del primer trimestre de 2001 coincidiendo con el inicio de la recesión en Uruguay (llegando al mínimo de -18,8% en el último trimestre de 2002). Al final del período (2006.IV) el producto se ubicaría en 2,2% por encima de su crecimiento tendencial. Adicionalmente, la brecha de producto muestra dos cambios de fase (1994.IV y 1997.III) dando lugar a tres ciclos, uno primero de 8 años, otro corto de 3 años y el último que se considera por el momento inconcluso de 9 trimestres.

Figura 3 – Estimación de la brecha de producto mediante Función de Producción (izq.) y del producto potencial (der.). Período 1987.I – 2006.IV



Fuente: elaboración propia en base a INE y BCU.

▪ **Estimación basada en métodos estadísticos de extracción de señales**

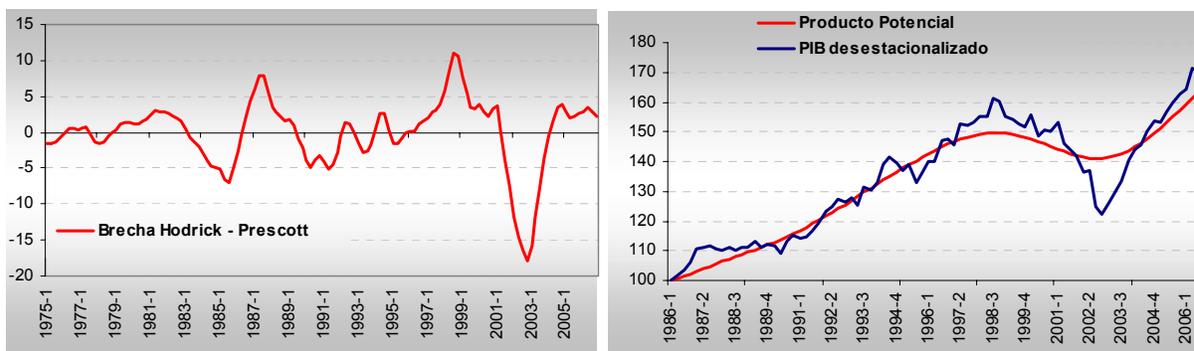
Hodrick - Prescott

Siguiendo la aplicación de la metodología de extracción de señales para componentes inobservables propuesta por Hodrick – Prescott se procedió a estimar el componente cíclico

¹¹ Se considera que la variable tiene una correlación contemporánea alta si el coeficiente en valor absoluto es mayor que 0.65, débil si se encuentra entre 0.3 y 0.65 y no es significativa si es menor a 0.3.

del producto (medido a través del Índice de Volumen Físico del PIB (IVF)) con datos trimestrales (fuente BCU). Se aplicó dicho procedimiento de forma univariada para el período que comprende 1975.I-2006.IV. La estimación incorpora la detección de tres cambios de nivel en los trimestres 1981.IV, 1982.III y 2002.III, y un cambio transitorio en el trimestre 1995.III.

Figura 4 – Estimación de la brecha de producto con el método de Hodrick – Prescott (izq., 1975.I - 2006.IV) y del producto potencial (der., 1986.I-2006.IV, Índice mar 1986=100)



Fuente: elaboración propia en base a BCU.

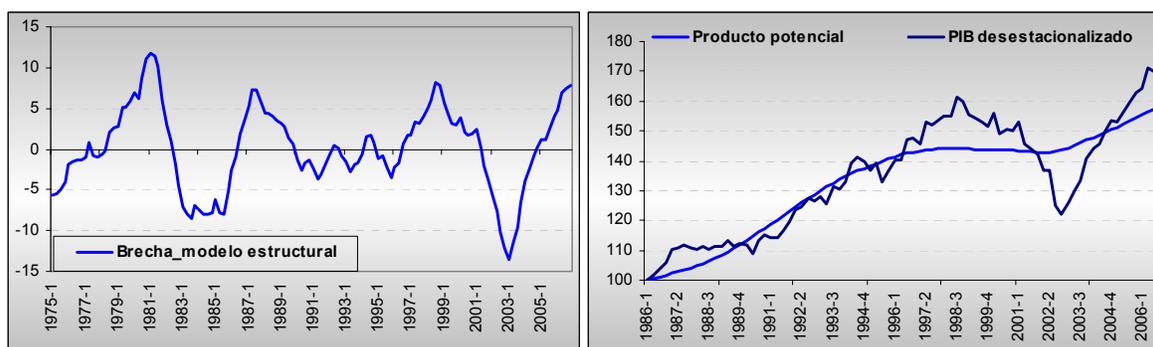
La especificación resultante detectada fue $SARIMA(0,1,0)(0,1,1)$, es decir que la serie se modelizó en primeras diferencias tanto en su componente regular como estacional, aplicándole un proceso de promedios móviles a este último. Cabe señalar que la estimación de la brecha muestra la existencia de tres cambios de fase (en 1981.II, 1987.II y en 1998. III) lo que indicaría la existencia de al menos cuatro ciclos desde el comienzo de la serie: uno de aproximadamente 8 años de duración, otro de 6 años, el de mayor duración de 11 años y el último por lo pronto inconcluso de 8 años de duración.

De acuerdo a esta estimación de la brecha de producto, desde mediados de la década de 1970 hasta principios de 1980, Uruguay mostraría ciclos poco pronunciados que se distanciarían levemente de su tendencia de crecimiento de largo plazo. Desde inicios de los ochenta, más precisamente a partir de la caída de la Tablita en 1982 da comienzo a un marcado descenso en el crecimiento cíclico (que alcanza su mínimo en el tercer trimestre de 1985), seguido de un pronunciado incremento que alcanza en el tercer trimestre de 1987 un máximo proporcionalmente inverso al mínimo de la crisis. Resulta elocuente que el período de mayor acumulación en el crecimiento tiene lugar desde mediados de la década de 1990 hasta principios de 2000 y de forma inversa, el período de mayor desacumulación en el crecimiento es en los primeros años de la década de 2000. Al igual que sucede con la estimación de brecha de producto mediante la función de producción, el último valle cíclico se ubica en el año 200 y la distancia del producto efectivo respecto del potencial es similar a la hallada con la metodología anterior: 18%. Asimismo, al igual que la estimación con la función de producción, en el final del período (2006.IV) la estimación de la brecha se ubica en 2,2%.

Filtro de Kalman

Se aplicó el filtro de Kalman con el fin de descomponer la serie de producto medida a través del IVF del PIB para el período 1975.I – 2006.IV. La serie fue desestacionalizada mediante la aplicación de un filtro trigonométrico. Como variable explicativa se agregó la variable pascua al modelo y se incorporaron las variables que corrigen los efectos de datos anómalos en la serie (en este caso fueron detectados cuatro atípicos en las siguientes fechas: 1982.III, 1995.III, 2002.III y 2002.IV). El modelo estructural estimado fue estimado en base a una tendencia cuya pendiente es estocástica y su nivel fijo.

Figura 5 – Estimación de la brecha de producto mediante Modelo Estructural (Filtro de Kalman) (izq., 1975.I – 2006.IV) y del producto tendencial (der., 1986.I-2006.IV, Índice mar 1986=100)



Fuente: elaboración propia en base a BCU

El resultado de esta estimación permite apreciar que existen tres cambios de fase marcados (en 1981.II, 1987.III y 1998.IV) dando lugar a la presencia de al menos cuatro ciclos desde 1975, el último de los cuales aún inconcluso. A diferencia de las estimaciones anteriores, la brecha estimada a partir del filtro de Kalman identifica un punto mínimo en el primer trimestre de 2003, y su distancia de la trayectoria tendencial es menor a la de las restantes estimaciones: 14%. Por su parte, la estimación indica que el ciclo se ubicaría cercano a 7% a fines de 2006.

▪ *Análisis descriptivo y comparación de las brechas de producto*

Si bien debe tenerse presente que las estimaciones del producto potencial son aproximaciones debido a que esta variable no es directamente observable, al comparar las distintas estimaciones de la brecha de producto se aprecia que existe una correlación elevada entre las mismas en el período coincidente (1987.I-2006.IV, véase Cuadro 1).

Cuadro 1 – Correlaciones cruzadas. Período 1987.I – 2006.IV

	Hodrick- Prescott	Kalman	Función de Producción
Hodrick Prescott	1.00	0.91	0.73
Kalman	0.91	1.00	0.73
Función de producción	0.73	0.73	1.00

Fuente: elaboración propia en base a BCU e INE

Por otro lado, el método de Kalman muestra el menor desvío del crecimiento del producto respecto a su tendencia de largo plazo. De acuerdo a las distintas estimaciones el desvío estándar se ubica en alrededor de 5 puntos porcentuales para el período 1987.I – 2006.IV.

Asimismo, el valor mínimo de la brecha se obtiene mediante la estimación de Función de Producción, siendo el Filtro de Kalman el que diagnostica el menor descenso del producto efectivo respecto de su nivel tendencial. El punto más alto (en el período que tienen en común), es el estimado por el filtro de Hodrick-Prescott en el cuarto trimestre de 1998.

Cuadro 2 - Medidas estadísticas descriptivas. Período 1987.I – 2006.IV

	Hodrick Prescott	Kalman	Función de producción
Desvío Estándar	5.64	4.66	5.68
Mínimo	-17.99 (IV.02)	-13.49 (I.03)	-18.24 (IV.02)
Máximo	10.99 (III.98)	8.09 (III.98)	9.78 (III.97)

Fuente: elaboración propia en base a BCU e INE.

Adicionalmente y pese a que deben tenerse presente las limitaciones que presentan las estimaciones de extracción de señales al final de la muestra (en particular la de la función de producción y el filtro Hodrick-Prescott), todas las estimaciones coinciden en que al cuarto trimestre de 2006 el producto efectivo se ubicaría por encima de su trayectoria tendencial. La estimación que surge del filtro de Kalman es la que estima un valor mayor al final de la muestra: cercano a 7% en tanto las restantes se ubican cercanas a 2%.

4. La utilidad de la brecha para el monitoreo y predicción de la inflación

Una de las utilidades más relevantes de la estimación de la brecha de producto es la de conocer su efecto sobre la tasa de inflación. En este sentido, es de esperar que episodios de fuerte crecimiento en la economía se asocien a presiones de demanda que alteren los precios y, consecuentemente, exista una mayor tasa de inflación, mientras que en períodos de recesión dichas presiones tiendan a disiparse.

El disponer de información sobre la relación entre la tasa de inflación y la brecha de producto se torna aún más relevante si la autoridad monetaria lleva adelante una política de objetivos de inflación en la medida que necesita conocer con certeza cuáles son los principales determinantes de la tasa de inflación y los posibles *shocks* que la puedan afectar para establecer una regla de política clara sobre su evolución. En este sentido, varios de los países que aplican un régimen monetario de metas de inflación incorporan la estimación de la brecha de producto en sus modelos de pronóstico de la tasa de inflación que sirven de base para la definición de la política monetaria a aplicar.

En este apartado se analiza la relación entre las distintas brechas de producto estimadas con la tasa de inflación, siendo el fin último conocer si dichas estimaciones de la brecha son significativas en los modelos de proyección de precios. Para ello, como primera aproximación, se estudia el vínculo entre ambas variables mediante el análisis de correlaciones cruzadas.

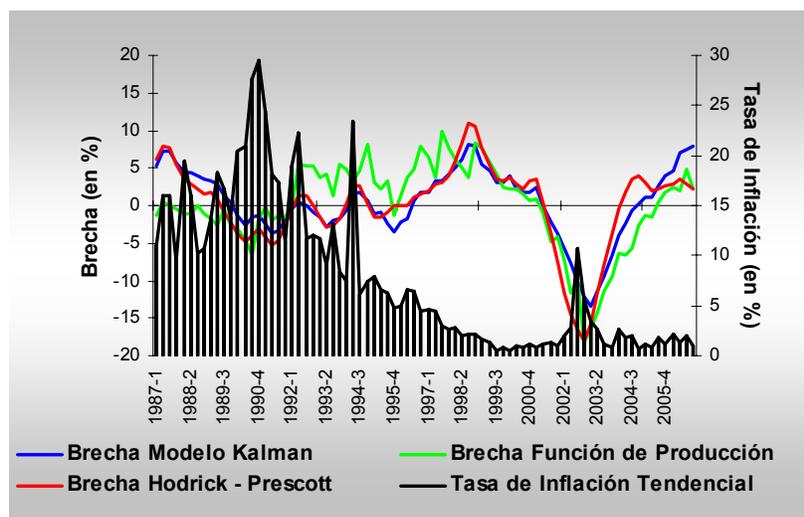
A tales efectos, se optó por considerar diversas medidas de inflación: la inflación global, la inflación tendencial o subyacente y exclusivamente la inflación de los bienes no transables.¹² Considerar la medida inflacionaria tendencial supone tomar en cuenta el componente más permanente de la tasa de inflación aislando el componente irregular de la tasa de inflación (es decir, la inflación residual). Por otro lado, considerar la inflación representativa de los bienes no transables tiene el objetivo de obtener una medida más precisa de las presiones derivadas del mercado interno sobre la variación en los precios; en principio este componente inflacionista es el que a priori se espera que presente una mayor correlación con los indicadores de brecha de producto.

▪ **Correlaciones cruzadas entre la brecha de producto y la inflación**

Las distintas estimaciones de la brecha de producto muestran una trayectoria inversa a la tasa de inflación (véase Figura 6). De esta forma, los resultados arrojan que bajo el período de análisis la relación entre la tasa de inflación y la brecha de producto es negativa tanto en los períodos de auge como de recesión de la actividad. En especial, bajo los episodios de alta inflación de la economía uruguaya (en relación a la inflación promedio del período de estudio), la tasa de inflación y la brecha de producto muestran una relación simétricamente opuesta. En este sentido, las macroevaluaciones que tuvieron lugar en 1982 y 2002 determinaron la presencia de altos niveles de inflación que se asocian con una brecha de producto negativa dado que la economía entró en graves episodios recesivos.

¹² La metodología aplicada para la discriminación de estos rubros se presenta en el Anexo I.

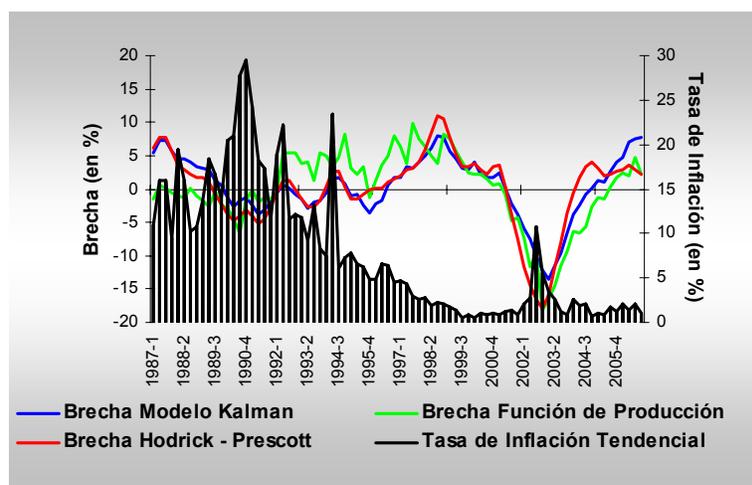
Figura 6 – Evolución de la Tasa de inflación (trimestral) y las brechas bajo distintas metodologías 1987.I – 2006.IV



Fuente: elaboración propia en base a BCU e INE.

De forma similar, como se advierte a continuación existe un patrón de evolución inversa entre la inflación tendencial y las brechas estimadas.

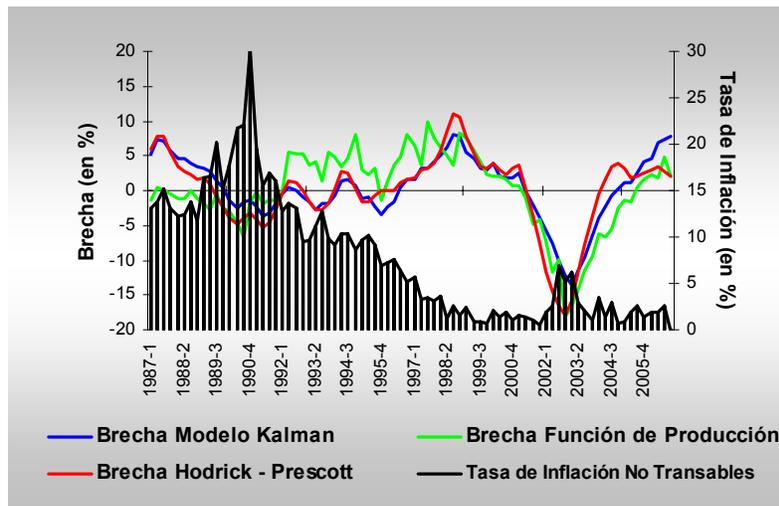
Figura 7 – Evolución de la Tasa de inflación tendencial (trimestral) y las brechas bajo distintas metodologías 1987.I – 2006.IV



Fuente: elaboración propia en base a BCU e INE.

Por último, al analizar la evolución de la tasa de inflación de los bienes no transables en el corto plazo se verifica un patrón similar.

Figura 8 – Evolución de la Tasa de inflación de bienes no transables (trimestral) y las brechas bajo distintas metodologías 1987.I – 2006.IV



Fuente: elaboración propia en base a BCU e INE

A través del análisis de las correlaciones cruzadas se confirman dichos resultados. En particular, para el período bajo estudio la correlación contemporánea entre la tasa de inflación y las distintas aproximaciones a la brecha de producto resulta no significativa (inferiores a 0,3) y presenta en todos los casos el signo opuesto al esperado.

Lo mismo sucede al considerar la inflación de los bienes no transables. La correlación contemporánea con las distintas estimaciones de la brecha de producto es negativa y no significativa.

Por su parte, la correlación cruzada entre la inflación tendencial y la brecha de producto tampoco resulta significativa en ninguno de los casos, aunque la estimación mediante el filtro de Hodrick – Prescott arroja una correlación de signo positivo.

Cuadro 3 – Correlaciones cruzadas contemporáneas entre las estimaciones de brechas de producto y la tasa de inflación global, tendencial y de no transables. Período 1987.I – 2006.IV

	Hodrick - Prescott	Kalman	Funcion de produccion
<i>Inflación Global</i>	-0.19	-0.10	-0.07
<i>Inflación Tendencial</i>	0.01	-0.10	-0.03
<i>Inflación No Transable</i>	-0.03	-0.07	-0.03

Fuente: elaboración propia en base a BCU e INE.

A su vez, al desagregar las correlaciones por subperíodos aquellas que resultan significativas presentan el signo opuesto al esperado¹³.

▪ *¿Existe una relación de equilibrio entre la inflación y la brecha de producto en Uruguay?*

Para responder esta interrogante, se indagó acerca de la existencia de relaciones de largo plazo que vincularan el comportamiento de la inflación y la brecha de producto.

Con ese objetivo, se aplicaron las técnicas multivariantes de cointegración como las desarrolladas por Johansen y Juselius (1990). Los modelos estimados se denominan VECM (Vector Error Correction Models). Este tipo de procedimiento permite contrastar empíricamente la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables consideradas y, al mismo tiempo, permite estimar el mecanismo de ajuste de cada una de las variables “endógenas” que asegura el restablecimiento del equilibrio a largo plazo.

Una relación de cointegración indica una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables incluidas en el análisis, es decir que las variables están ligadas de forma estable en el largo plazo a través de una ecuación que muestra la interacción entre ellas. En el corto plazo existen desvíos de esta relación; serán las variables endógenas las que se ajusten para reestablecerlo en el corto plazo (lo que se conoce como dinámica de corto plazo). La relación de largo plazo y la dinámica de corto plazo se estiman simultáneamente.

Se parte de la base de que es posible desagregar las influencias sobre la trayectoria de inflación en tres componentes. En primer término, la influencia que ejerce la brecha de producto, particularmente sobre la evolución de los precios de los bienes que no se comercializan internacionalmente, es decir las presiones inflacionarias provenientes de la demanda doméstica. En segundo lugar, se consideró la influencia que conjuntamente ejercen sobre la evolución de los precios de los bienes transables la variación del tipo de cambio y los precios internacionales. Ello derivó en la siguiente especificación:

$$\pi = cte + \alpha brecha + \beta e + \delta print \quad (1)$$

donde π representa la variación de los precios globales al consumo, e representa el porcentaje de la devaluación (cambio en el valor en moneda nacional de la divisa estadounidense) y $print$, un indicador de los precios internacionales de los bienes relevantes en el comercio internacional uruguayo (en esta aplicación se utilizó como aproximación a

¹³ Se trabajó con los siguientes subperíodos: 1987.I – 1990.IV; 1991.1 – 2001.IV y 2002.I – 2006.IV. Si bien la correlación contemporánea entre la tasa de inflación (tanto global como tendencial y no transable) y las distintas aproximaciones a la brecha de producto resulta significativa en algunos subperíodos, presenta en todos los casos el signo opuesto al esperado. Asimismo, se comprueba que la correlación (de signo contrario al esperado) más fuerte tiene lugar bajo el período donde la brecha alcanza su mínimo.

esta variable el precio internacional de la carne en dólares). Todas las variables son consideradas en su transformación logarítmica.

En estas estimaciones se consideró la estimación de la brecha de producto de Kalman (ya que se contaba con datos desde 1980 en adelante), siendo la frecuencia de los datos trimestral en función de la restricción que impone esta misma variable.

Por otra parte, también se consideró una versión reducida (corta) de dicha ecuación, donde sólo se considera la inflación de los bienes no transables y el efecto de la brecha de producto y la devaluación. De esta forma, la relación se plantea como sigue:

$$\pi_{nt} = cte + \phi brecha + \gamma e \quad (2)$$

donde π_{nt} representa la inflación de los bienes que componen la canasta del IPC considerados no transables. Nuevamente las variables se toman en su transformación logarítmica.

Se presenta en lo que sigue, los resultados empíricos hallados para ambas especificaciones. Los contrastes ADF realizados con el objetivo de testear el orden de integración de todas variables consideradas se presenta en el cuadro 4.

Cuadro 4 - Resultados de los contrastes Dickey Fuller Aumentado (ADF)

Variables*	Primera diferencia				
	Lags	ADF	Modelo	Conclusión	
IPC global (IPCURU)	AIC	0	-1.441426	sin cte ni tend	No Rechazo Ho I(2)
IPC no transable (IPCNT)	AIC	1	-0.954078	sin cte ni tend	No Rechazo Ho I(2)
Tipo de cambio (TCPROM)	AIC	1	-2.346438	sin cte ni tend	No Rechazo Ho** I(2)
Precio de la carne (PRCARNE)	AIC	5	-4.902694	con cte	Rechazo Ho -
Brecha de producto, estimación Kalman (BREK)	Schwartz Info Criterion	0	-5.193008	sin cte ni tend	Rechazo Ho -
Variables*	Serie en niveles				
Lags	ADF	Modelo	Conclusión		
Precio de la carne	AIC	3	-1.934121	con cte	No Rechazo Ho I(1)
Brecha de producto, estimación Kalman (BREK)	Schwartz Info Criterion	1	-2.098321	sin cte ni tend	No Rechazo Ho** I(1)

(*) Todas las variables en logaritmos, excepto la brecha

(**) Al 1% de significación

Primera especificación

El vector de las variables endógenas sobre la que se aplicó el contraste de Johansen fue el siguiente: $\left[\pi, brecha, e, pr int \right]$

El resultado del test de Johansen se presenta en el cuadro 5. En la especificación del test se incluyó una constante en el largo plazo y *dummies* estacionales en la dinámica de corto plazo. Se consideraron dos rezagos, los que fueron determinados con el criterio del mejor Akaike (AIC). Adicionalmente se incluyeron *dummies* para corregir los efectos de observaciones atípicas en las siguientes fechas: 1984.I, 1984.III, 1985.I, 1990.II, 1991.I, 1995.II, 2002.II, 2002.III y 2003.IV.

Cuadro 5. Contraste de cointegración de Johansen (primera especificación), 1980.I-2006.IV.

Vectores de cointegración	Autovalor	Estadístico de traza	Prob.**	Máximo Autovalor	Prob.**
(H0: r=0) 1*	0.4664	78.937	0.000	58.417	0.000
(H0: r<=1) 2	0.1213	20.520	0.694	12.026	0.652
(H0: r<=2) 3	0.0781	8.494	0.782	7.563	0.601
(H0: r<=3) 4	0.0100	0.931	0.960	0.931	0.960
(*) Significativo al 5%. De acuerdo al criterio Akaike (AIC), se eligió 1 retardo para la estimación del modelo.					

El resultado del test de Johansen determinó la existencia de una única relación de cointegración al 5% de significación, tanto según el estadístico de traza como el de máximo autovalor.

Los contrastes de exclusión permitieron rechazar la hipótesis de que los coeficientes de las variables incluidas fueran nulos. Por otra parte, el contraste de homogeneidad entre los parámetros no permitió descartar que el coeficiente de la variable $dlog(tcprom)$ fuera 1. Por su parte, los contrastes de exogeneidad débil, arrojaron como resultado que todas las variables son endógenas, con excepción (como era previsible) del indicador de precios internacionales ($prcarne$). Cabe precisar que se incluyó dentro de la dinámica de corto plazo la variación del precio del petróleo (en su primer rezago), variable que no resultó significativa en el largo plazo.

El VECM estimado en forma restricta sobre la base de la especificación antes referida arrojó la siguiente relación de largo plazo (la salida completa se presenta en el Anexo Econométrico):

$$dlog(ipcuru) = cte + 0,14 \cdot brek + 1 \cdot dlog(tcprom) + 0,12 \cdot log(prcarne)$$

A su vez, el valor del coeficiente del mecanismo de corrección del error comprueba que la inflación ajusta 25% por trimestre, es decir que toma 1 año el ajuste completo ante desvíos respecto de la relación de cointegración.

Los resultados obtenidos indican la existencia de una relación positiva entre la brecha de producto y la inflación doméstica en el largo plazo, del orden de 14%, descontados los efectos de las variaciones en el tipo de cambio y de los precios internacionales.

Segunda especificación

El vector de las variables endógenas sobre la que se aplicó el contraste de Johansen fue el siguiente: $\left[\pi_m, brecha, e \right]$

El resultado del test de Johansen se presenta en el cuadro 9. En la especificación del test se incluyó una constante en el largo plazo y *dummies* estacionales en la dinámica de corto plazo. Se consideró sólo un rezago, determinado con el criterio del mejor AIC. Adicionalmente se incluyeron *dummies* para corregir los efectos de observaciones atípicas en las siguientes fechas: 1986.IV (impulso), 1990.II (escalón), 1990.IV (impulso), 2002.II (impulso), 2002.III (impulso), 2003.IV (impulso).

Cuadro 9. Contraste de cointegración de Johansen (segunda especificación). 1986.I-2006.IV¹⁴

Vectores de cointegración	Autovalor	Estadístico de traza	Prob.**	Máximo Autovalor	Prob.**
(H0: r=0) 1*	0.2978	39.531	0.016	28.986	0.005
(H0: r<=1) 2	0.0763	10.545	0.586	6.509	0.729
(H0: r<=2) 3	0.0480	4.036	0.407	4.036	0.407
(*) Significativo al 5%. De acuerdo al criterio Akaike (AIC), se eligió 1 retardo para la estimación del modelo.					

El resultado del contraste determinó la existencia de una sola relación de cointegración al 5% de acuerdo al estadístico de traza y de máximo autovalor.

Los contrastes de exclusión permitieron rechazar la hipótesis de nulidad de los coeficientes de todas las variables. Por otra parte los contrastes de exogeneidad débil de las variables permitieron determinar que la variable tipo de cambio es débilmente exógena respecto de la relación de equilibrio (los resultados completos se presentan en el Anexo Econométrico). Por otra parte, se acepta (al 5%) la estimación restringida del modelo cuando se impone un valor unitario al coeficiente de la variable $dlog(tcprom)$.

El VECM estimado en forma restringida sobre la base de la especificación antes referida arrojó la siguiente relación de largo plazo (la salida completa se presenta en el Anexo Econométrico):

$$dlog(ipcnt) = cte + 0,44 .brek + 1.dlog(tcprom)$$

A su vez, el valor del coeficiente del mecanismo de corrección del error da cuenta de que la inflación de no transables posee un ajuste relativamente lento respecto de la relación de largo plazo estimada, a razón de 16% por período (trimestre).

Los resultados obtenidos indican que existe una relación positiva entre la brecha de producto y la inflación doméstica de no transables en el largo plazo, del orden de 44%, descontado el efecto de la variación del tipo de cambio. Dicho efecto, como era de prever es notablemente superior al efecto que ejerce la brecha sobre la inflación global. En ambas estimaciones se pudo comprobar la homogeneidad entre los parámetros de las variables inflación y devaluación, es decir entre las variables $dlog(ipcnt)$ y $dlog(tcprom)$.

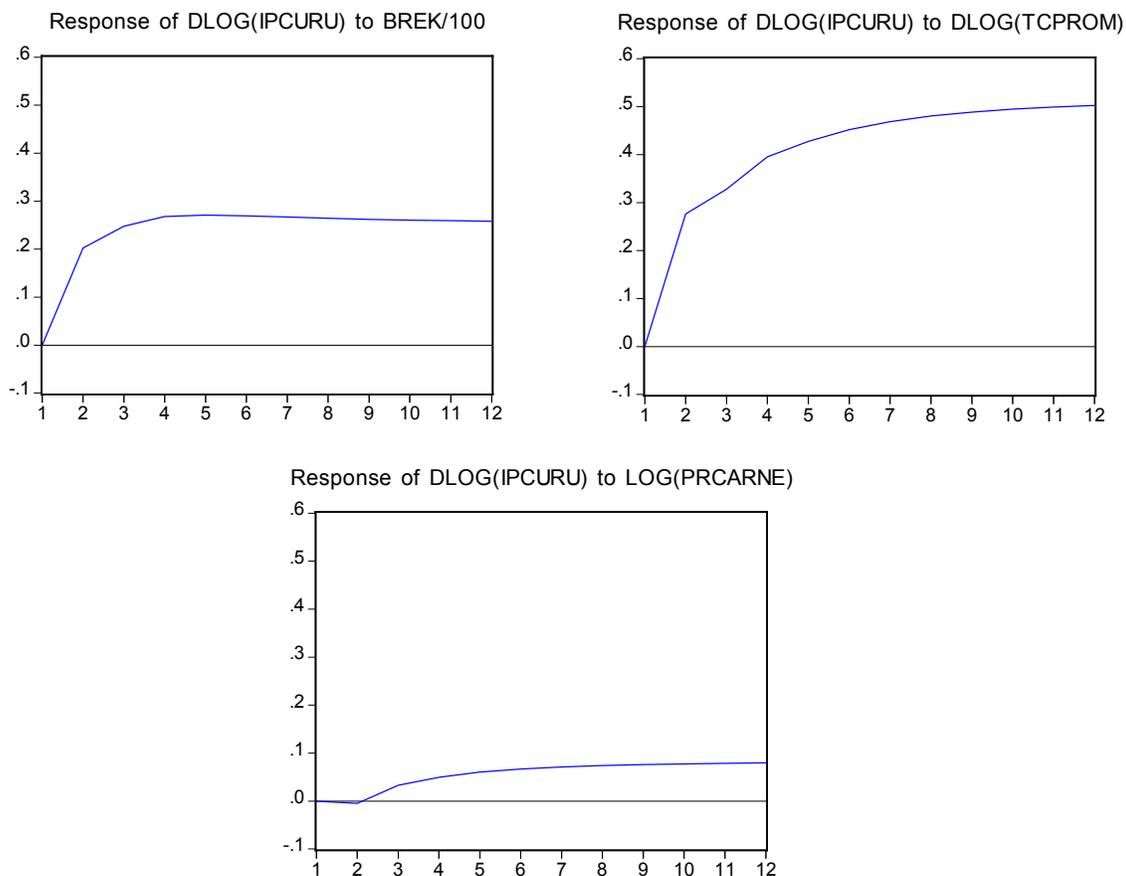
¹⁴ En este caso el período considerado más corto que en la especificación anterior, debido a que sólo fue posible construir la serie de precios de no transables desde el año 1986.

▪ *La dinámica en el corto plazo*

La dinámica en el corto plazo se estudió a partir de las funciones de impulso respuesta derivadas de los modelos VECM, presentados en el apartado anterior.

Función de impulso respuesta sobre la inflación global

Response to Nonfactorized One Unit Innovations



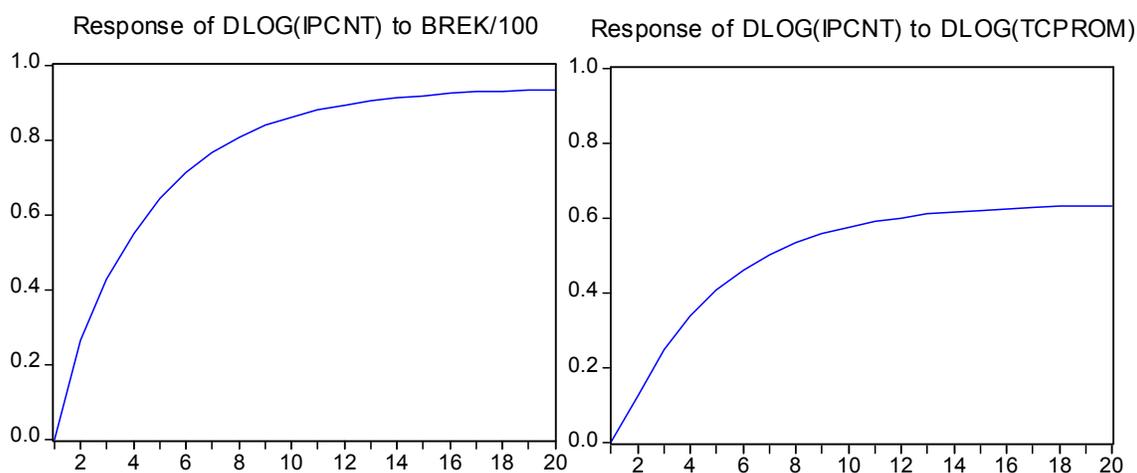
De acuerdo a estas simulaciones, un *shock* en la variación del tipo cambio produce un impacto sobre la inflación global de 0,5 al cabo de 10 trimestres (casi 3 años). La respuesta de más corto plazo, es relativamente inferior: de 0,28 al cabo de dos trimestres, y 0,33 al cabo de tres trimestres. Se puede concluir, entonces, que el traslado a precios más o menos inmediato de un choque (de una unidad) en la variación del tipo de cambio se sitúa en alrededor de 0,3.

La respuesta ante un choque (de una unidad) en la brecha de producto produce una respuesta menos significativa, de 0,26, que se estabiliza en alrededor de 2 años (8 trimestres). En este caso, al cabo de dos trimestres, ya se ha absorbido casi completamente el choque (0,20).

La respuesta ante un choque en el precio (internacional) de la carne (de una unidad), es bastante menos importante y relativamente lenta, cercana a 0,8 (al cabo de 9 trimestres).

Función de impulso respuesta sobre la inflación de no transables

Response to Nonfactorized One Unit Innovations



Con respecto a la inflación de los no transables, un *shock* en la variación del tipo cambio produce un impacto mayor a 0,5 que logra absorberse completamente al cabo 4 años. La respuesta inmediata, no obstante, es (como es de esperar) significativamente menor: al cabo de dos trimestres la respuesta ante un cambio de una unidad en la variación del tipo de cambio es de apenas 0.12, y al cabo de tres trimestres es de 0,25.

La respuesta de un choque en la brecha de producto produce una respuesta mucho más importante, casi 0,9 y toma alrededor de 3 años en absorberse completamente. No obstante, al cabo del tercer trimestre ya se ha absorbido casi el 50% del choque. También en este caso el resultado de un mayor efecto de corto plazo sobre la inflación no transable es el esperado.

5. Implicancias de los resultados y comentarios

A pesar de que los tres métodos de estimación de las brechas de producto aplicados se basan en fundamentos teóricos y empíricos distintos, sus resultados no difieren sustancialmente entre sí. Por el contrario, presentan una alta correlación positiva, superior en muchos casos a las halladas en trabajos similares para otros países. Dichas semejanzas son incluso mayores en el caso de las brechas estimadas mediante la metodología de Hodrick – Prescott y el filtro de Kalman.

Esta constatación permitió utilizar (al menos como primera aproximación) cualquiera de estas estimaciones para analizar la influencia que ejercen los apartamientos del nivel de

producto efectivo respecto del potencial, esto es la brecha del producto, sobre la inflación. Se optó por utilizar la estimación que surge del modelo estructural, ya que se disponía de un período más prolongado de información.

A partir de la estimación de relaciones de equilibrio de largo plazo, se intentó determinar el vínculo entre inflación doméstica y brecha de producto. Los resultados parecen indicar la existencia de una influencia positiva de la brecha del producto sobre la inflación global. Pero dicha influencia es mucho más importante, de acuerdo a nuestras estimaciones, sobre la inflación de los bienes y servicios no transables. Este hallazgo resulta esperable, dado que si bien la teoría indica que las presiones de demanda deberían reflejarse sobre la inflación global, es lógico que dicha influencia se procese en mayor medida sobre los precios de los bienes no transables (dado que los bienes transables están sujetos a otras presiones más directas, como por ejemplo las provenientes de *shocks* externos).

Además de la influencia de largo plazo, interesaba particularmente determinar el efecto de corto plazo, lo cual se estudió a través de la función de impulso-respuesta. De dicho análisis se deriva que el traslado de una innovación sobre la brecha es de 1 a 0,25 sobre la inflación de los no transables, y el ajuste total se procesa en seis trimestres.

Más allá de que de acuerdo a los resultados hallados la brecha tendría una influencia significativa sobre la trayectoria de la inflación, entendemos que la utilización de la brecha como determinante de la inflación posee algunas limitaciones. Por un lado, debe tenerse en cuenta que la utilización de variables no directamente observables implica introducir en los modelos de predicción de inflación una variable que contiene errores de estimación que se propagarán en la propia proyección de la inflación. Por otra parte, debe tenerse en cuenta que este enfoque metodológico requiere de la utilización de indicadores que suelen construirse a partir de datos trimestrales (en particular, el IVF del PIB), lo que no permite un seguimiento del proceso inflacionario con paso mensual y, por lo tanto, limita la utilidad en la actualización del diagnóstico, tarea que el analista debe realizar mensualmente. En nuestro caso, debe tenerse en cuenta, además, el rezago que habitualmente tiene la divulgación de las estimaciones de cuentas nacionales por parte del BCU.

De todas maneras, el valor de estos modelos radica en que brindan una posible explicación de los factores estructurales que se relacionan con la dinámica inflacionaria, si bien existen otras variables que podrían considerarse en la relación y que no se incluyen en este trabajo en la medida que constituye una primera aproximación al tema objeto de estudio. En este sentido, más allá de su relativa inoperancia para la predicción de corto plazo, estos modelos proporcionan elementos valiosos para la definición de la política económica en un horizonte de mediano y largo plazo.

Bibliografía

- Amarante, V., y Arim, R. (2003). "Mercado laboral en Uruguay, 1986-2002". Informe preparado para OIT.
- Badagián, A.L.; Rodríguez, S. (2004). "Dinámicas no lineales y ciclos asimétricos en Argentina, Brasil y Uruguay". IESTA. Presentado en XIX Jornadas anuales de economía del Banco Central del Uruguay.
<http://www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2004/iees03j3030804.pdf>
- Bucacos, E. (2001). "Tendencia y Ciclo del producto uruguayo". En: *Revista de Economía*, Vol. 8 No.2, Segunda Época. Banco Central del Uruguay.
<http://www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/iees02i1101.pdf>
- Capurro, A.; Davies, G.; Ottonello, P. (2006). "El tipo de cambio real y los precios relativos en un enfoque de tres bienes. Un análisis de la influencia regional en el largo plazo". Universidad de la República (UdelaR). Presentado en XXI Jornadas anuales de economía del Banco Central del Uruguay.
<http://www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2006/iees03j3270806.pdf>
- Carbajal, F; De Melo, G. (2006). "Volatilidad cíclica y arquitectura financiera doméstica, un estudio histórico comparado. El caso de Uruguay y Nueva Zelanda". Trabajo de investigación monográfica. Universidad de la República (UdelaR).
- Cerra V. y S. Saxena (2000). "Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: an Application to Sweden", FMI.
- CBO (2001). "CBO's Method for Estimating Potential Output – An Update". Congressional Budget office, Washington D.C., Agosto 2001.
<http://www.cbo.gov/ftpdocs/30xx/doc3020/PotentialOutput.pdf>
- Chagny, O.; Döpke, J. (2001). "Measures of the Output Gap in the Euro- Zone: An Empirical Assessment of Selected Methods". Kiel Institute of World Economics, Duesternbrooker Weg 120, 24105kiel.
<http://www.ifw-kiel.de/pub/kap/2001/kap1053.pdf>
- Elías V. (1999). "El capital físico y Humano en Uruguay". Universidad Nacional de Tucumán. Mimeo
- Elosegui, P.; Garegnani, L.; Lanteri, L.; Lepone, F.; Sotes Paladino, J. (2006). "Estimaciones alternativas de la brecha de producto para la economía argentina". Banco Central de la República Argentina (BCRA).
<http://www.cemla.org/pdf/redxi/red-xi-003.pdf>

- Fernández A. y Lorenzo F. (2001) “Aportes metodológicos para el diseño de un Informe de Inflación en Uruguay”. Trabajo presentado en el Foro de Política Económica y Objetivos de Inflación organizado por la Universidad ORT y CINVE. *Mimeo*.
- Harvey, A.C. (1989), “Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter”, Cambridge, Cambridge University Press.
- Hodrick, R.J.; Prescott, E.C. (1980). “Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation”. Discussion Paper 451, Carnegie Mellon University.
- Hodrick, R.J.; Prescott, E.C. (1997). “Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation”. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, pp. 1–16.
- Johansen, S.; Juselius, K. (1994). “Identification of the Long Run and the Short Run Structure: An Application to the ISLM Model”. *Journal of Econometrics*, 63: pp. 7-36.
- Koopman, S.J., A.C Harvey, J.A. Doornik y N. Sheppard. (1995). *STAMP (Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor)*, version 5.0. Chapman & Hall.
- Lanzilotta, B.; LLambí, C. (2005). “Una aproximación hacia la influencia de la innovación tecnológica sobre el crecimiento en Uruguay a través de la productividad total de factores. La relación entre las actividades de innovación y el ciclo económico corto”, Instituto de Economía, FCEyA, UdelaR, mimeo.
- Okun, A (1970). “The Political Economy of Prosperity”, Washington DC, The Brookings Institution.
- Silva Filho, T. N. T. (2001). “Estimando o Produto Potencial Brasileiro: Uma abordagem de Função de Produção”. *Trabalhos para Discussão N° 17*. Banco Central do Brasil (BCB).
<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/wps17.pdf>
- Solow (1957). “Technical Change and the Aggregate Production Function,” *Review of Economics and Statistics*, 39.
- Souza Júnior, J.R.C. (2007). “Estimativa do produto potencial para a economia brasileira: atualização utilizando o sistema de contas nacionais referência 2000”. *Boletim de Conjuntura N° 77*. Nota Técnica. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).
http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/boletim_conjuntura/boletim_77/bc_77k_Nota_jose.pdf
- Theoduloz, T. (2005). “El producto potencial en la economía uruguaya: 1978 – 2003”. Universidad Católica del Uruguay (UCUDAL). Presentado en XX Jornadas anuales de economía del Banco Central del Uruguay.
<http://www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2005/iees03j3330805.pdf>

6. Anexo I. Metodología para la construcción de un Índice de Precios al Consumo de Bienes No Transables

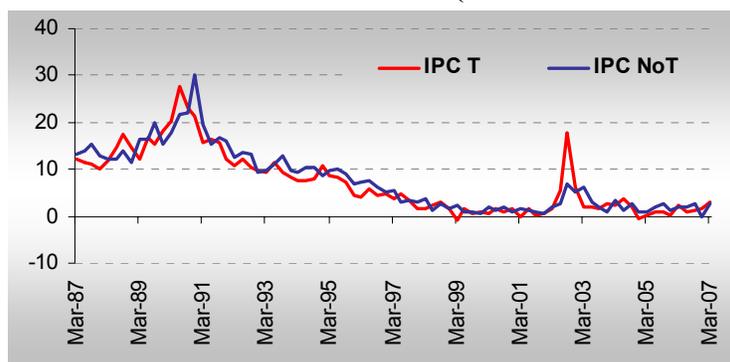
Para la construcción de la serie del IPC no transable se sigue la clasificación propuesta en Capurro et al (2006). Los autores clasifican, de acuerdo a su naturaleza económica y los mercados donde se comercializan, los rubros que componen el IPC en bienes no transables, bienes transables internacionalmente y bienes regionales.

Para la elaboración del IPC no transable se consideraron solo los bienes clasificados en dicho trabajo como no transables. Se construyó una serie de IPC no transable para el período 1985.12–2007.05, ponderando los rubros de acuerdo a la metodología de 1985 hasta febrero de 1997 y desde marzo de dicho año en adelante con los ponderadores de la actual metodología. Debido a la dificultad para empalmar las series en algunos casos, debieron agregarse algunos rubros, por lo que la clasificación no coincide exactamente con la propuesta en Capurro et al (2006).

Los rubros considerados como No Transables totalizaron un 54,2% de la canasta del IPC base marzo 1997:

Rubros No Transables
Panes y cereales
Bebidas (alcohólicas y no alcohólicas)
Alquileres brutos
"Electricidad", "Gas", "Combustible" y "Servicio telefónico"
"Gastos comunes e impuestos municipales", "Agua corriente" y "Servicios y materiales para reparación"
Servicio doméstico
Servicios médicos
Mantenimiento y utilización de equipos de transporte
Transporte terrestre
Servicio de comunicaciones
Matrículas y cuotas de enseñanza curricular y extracurricular
Servicios personales
Servicios Diversos
Servicios para el hogar excluido servicio doméstico

IPC Transable e IPC No Transable (% variación trimestral)



7. Anexo Econométrico

VECM Primera especificación, sin restricciones

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1984:1 2007:1

Included observations: 93 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
DLOG(IPCURU(-1))	1.000000			
BREK(-1)/100	-0.196832 (0.08179) [-2.40656]			
DLOG(TCPROM(-1))	-1.135834 (0.07467) [-15.2123]			
LOG(PRCARNE(-1))	-0.111653 (0.02698) [-4.13832]			
C	0.511700 (0.12220) [4.18741]			
Error Correction:	D(DLOG(IPCURU))	D(BREK/100)	D(DLOG(TCPROM))	D(LOG(PRCARNE))
CointEq1	-0.224848 (0.04469) [-5.03127]	0.114517 (0.04281) [2.67489]	0.159825 (0.07645) [2.09048]	0.093415 (0.20527) [0.45509]
D(DLOG(IPCURU(-1)))	-0.166237 (0.07293) [-2.27953]	-0.119241 (0.06986) [-1.70683]	0.050774 (0.12476) [0.40698]	0.036728 (0.33496) [0.10965]
D(BREK(-1)/100)	0.166016 (0.09492) [1.74906]	0.503392 (0.09093) [5.53619]	-0.043308 (0.16238) [-0.26671]	-0.141276 (0.43597) [-0.32405]
D(DLOG(TCPROM(-1)))	0.013876 (0.03247) [0.42731]	0.050766 (0.03111) [1.63190]	-0.152935 (0.05555) [-2.75292]	0.123746 (0.14915) [0.82965]
D(LOG(PRCARNE(-1)))	-0.031271 (0.02396) [-1.30517]	0.034105 (0.02295) [1.48593]	0.016082 (0.04099) [0.39236]	0.103082 (0.11005) [0.93671]
D(DC1)	-0.000997 (0.00152) [-0.65503]	-0.001610 (0.00146) [-1.10410]	0.001627 (0.00260) [0.62450]	0.000398 (0.00699) [0.05690]
D(DC2)	0.000426 (0.00147) [0.28902]	-0.000571 (0.00141) [-0.40426]	0.003284 (0.00252) [1.30154]	-0.008483 (0.00677) [-1.25221]
D(DC3)	0.003695 (0.00142) [2.59665]	0.001583 (0.00136) [1.16155]	0.001366 (0.00243) [0.56132]	-0.000596 (0.00654) [-0.09126]

D(FE=198401)	0.008168 (0.00821) [0.99538]	-0.005204 (0.00786) [-0.66199]	0.070990 (0.01404) [5.05682]	-0.028294 (0.03769) [-0.75068]
D(FE=198403)	0.021264 (0.00850) [2.50064]	0.002233 (0.00815) [0.27414]	-0.075075 (0.01455) [-5.16066]	-0.017696 (0.03906) [-0.45307]
D(FE=198501)	-0.027280 (0.00890) [-3.06417]	0.014257 (0.00853) [1.67163]	0.097416 (0.01523) [6.39609]	0.069266 (0.04089) [1.69388]
D(FE>=199002)	0.033602 (0.01173) [2.86583]	0.002451 (0.01123) [0.21824]	0.044990 (0.02006) [2.24293]	-0.020609 (0.05386) [-0.38268]
D(FE>=199101)	-0.058275 (0.01171) [-4.97551]	-0.012792 (0.01122) [-1.14007]	-0.015316 (0.02004) [-0.76441]	0.037471 (0.05380) [0.69654]
D(FE>=199502)	0.006489 (0.01188) [0.54643]	0.006107 (0.01138) [0.53682]	-0.007030 (0.02032) [-0.34602]	-0.141840 (0.05455) [-2.60041]
D(FE=200101)	-0.003877 (0.00809) [-0.47949]	0.018155 (0.00775) [2.34360]	-0.011978 (0.01383) [-0.86581]	-0.007584 (0.03714) [-0.20419]
D(FE=200202)	0.013614 (0.01131) [1.20345]	-0.009561 (0.01084) [-0.88227]	0.092519 (0.01935) [4.78064]	-0.074533 (0.05196) [-1.43442]
D(TC0203)	0.055456 (0.01711) [3.24143]	-0.019919 (0.01639) [-1.21534]	0.388421 (0.02927) [13.2712]	-0.131434 (0.07858) [-1.67259]
D(FE>=200204)	-0.098917 (0.02068) [-4.78261]	0.022677 (0.01981) [1.14454]	-0.166779 (0.03538) [-4.71356]	-0.176758 (0.09500) [-1.86064]
D(FE=200304)	0.011223 (0.00828) [1.35623]	0.000533 (0.00793) [0.06727]	0.041225 (0.01416) [2.91205]	0.087429 (0.03801) [2.30022]
DLOG(WTIK(-1))	0.020585 (0.00954) [2.15671]	-0.003126 (0.00914) [-0.34192]	0.019601 (0.01633) [1.20041]	0.015357 (0.04384) [0.35030]
R-squared	0.756836	0.543849	0.916328	0.322119
Adj. R-squared	0.693546	0.425125	0.894551	0.145685
Sum sq. resids	0.008981	0.008242	0.026285	0.189476
S.E. equation	0.011092	0.010626	0.018975	0.050947
F-statistic	11.95835	4.580782	42.07665	1.825714
Log likelihood	297.9413	301.9348	248.0068	156.1571
Akaike AIC	-5.977232	-6.063113	-4.903371	-2.928109
Schwarz SC	-5.432587	-5.518468	-4.358726	-2.383464
Mean dependent	-0.000746	0.001642	-0.001167	0.000976
S.D. dependent	0.020037	0.014014	0.058435	0.055120
Determinant Residual Covariance		1.16E-14		
Log Likelihood		1009.161		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		964.1229		
Akaike Information Criteria		-18.90587		
Schwarz Criteria		-16.59113		

Contraste de exclusión sobre $B(1,1)=0$

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1984:1 2007:1

Included observations: 93 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=0

Convergence achieved after 20 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 29.20858

Probability 0.000000

Cointegrating Eq:	CointEq1
DLOG(IPCURU(-1))	0.000000
BREK(-1)/100	-9.109655
DLOG(TCPROM(-1))	-9.550863
LOG(PRCARNE(-1))	-0.350231
C	2.360222

Contraste de exclusión sobre B(1,2)=0

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1984:1 2007:1

Included observations: 93 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,2)=0

Convergence achieved after 4 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 4.745432

Probability 0.029376

Cointegrating Eq:	CointEq1
DLOG(IPCURU(-1))	37.15169
BREK(-1)/100	0.000000
DLOG(TCPROM(-1))	-40.40265
LOG(PRCARNE(-1))	-4.426486
C	20.15520

Contraste de exclusión sobre B(1,3)=0

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1984:1 2007:1

Included observations: 93 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,3)=0

Convergence achieved after 22 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 34.54581

Probability 0.000000

Cointegrating Eq:	CointEq1
DLOG(IPCURU(-1))	-2.510549
BREK(-1)/100	-7.060112
DLOG(TCPROM(-1))	0.000000
LOG(PRCARNE(-1))	0.525261
C	-2.150555

Contraste de exclusión sobre B(1,4)=0

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1984:1 2007:1

Included observations: 93 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,4)=0

Convergence achieved after 9 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 13.06258

Probability 0.000301

Cointegrating Eq:	CointEq1
DLOG(IPCURU(-1))	26.25911
BREK(-1)/100	-9.068622
DLOG(TCPROM(-1))	-35.66765
LOG(PRCARNE(-1))	0.000000
C	0.433518

Contraste de exogeneidad débil A(1,1)=0

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1984:1 2007:1

Included observations: 93 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,3)=1, A(1,1)=0

Convergence achieved after 13 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 21.08626

Probability 0.000004

Cointegrating Eq:	CointEq1
DLOG(IPCURU(-1))	-0.746474 (0.10601) [-7.04153]
BREK(-1)/100	0.427307 (0.11086) [3.85458]
DLOG(TCPROM(-1))	1.000000
LOG(PRCARNE(-1))	0.070175 (0.04046) [1.73456]
C	-0.334379 (0.18150) [-1.84236]

Error Correction:	D(DLOG(IPCURU))	D(BREK/100)	D(DLOG(TCPRO M))	D(LOG(PRCARN E))
CointEq1	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.141342 (0.03944) [-3.58384]	-0.227869 (0.07017) [-3.24732]	-0.135728 (0.19457) [-0.69759]

Contraste de exogeneidad débil A(2,1)=0

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1984:1 2007:1

Included observations: 93 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,3)=1, A(2,1)=0

Convergence achieved after 7 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 6.903242

Probability 0.008604

Cointegrating Eq:	CointEq1			
DLOG(IPCURU(-1))	-0.885498 (0.07272) [-12.1763]			
BREK(-1)/100	0.079366 (0.07605) [1.04363]			
DLOG(TCPROM(-1))	1.000000			
LOG(PRCARNE(-1))	0.105346 (0.02775) [3.79578]			
C	-0.481849 (0.12451) [-3.87010]			

Error Correction:	D(DLOG(IPCURU))	D(BREK/100)	D(DLOG(TCPRO M))	D(LOG(PRCARN E))
CointEq1	0.266394 (0.04949) [5.38310]	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.184539 (0.08608) [-2.14374]	-0.176192 (0.22936) [-0.76820]

Contraste de exogeneidad débil A(3,1)=0

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1984:1 2007:1

Included observations: 93 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,3)=1, A(3,1)=0

Convergence achieved after 7 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) **4.845684**
Probability **0.027715**

Cointegrating Eq:	CointEq1
-------------------	----------

DLOG(IPCURU(-1))	-0.928124 (0.07011) [-13.2373]
BREK(-1)/100	0.149216 (0.07332) [2.03513]
DLOG(TCPROM(-1))	1.000000
LOG(PRCARNE(-1))	0.107791 (0.02676) [4.02837]
C	-0.490085 (0.12004) [-4.08270]

Error Correction:	D(DLOG(IPCURU)	D(BREK/100)	D(DLOG(TCPRO M))	D(LOG(PRCARN E))
CointEq1	0.286891 (0.04884) [5.87370]	-0.135116 (0.04872) [-2.77354]	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.082152 (0.23375) [-0.35145]

Contraste de exogeneidad débil A(4,1)=0

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1984:1 2007:1

Included observations: 93 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,3)=1, A(4,1)=0

Convergence achieved after 4 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) **0.239688**

Probability **0.624431**

Cointegrating Eq:	CointEq1
-------------------	----------

DLOG(IPCURU(-1))	-0.882210 (0.06715)
------------------	------------------------

LOG(PRCARNE(-1))	-0.120961 (0.02423) [-4.99278]
C	0.544813 (0.11084) [4.91509]

Modelo final restringido (primera especificación)

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1984:1 2007:1

Included observations: 93 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, B(1,3)=-1,A(4,1)=0

Convergence achieved after 5 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(2) 3.365578

Probability 0.185855

Cointegrating Eq:	CointEq1
DLOG(IPCURU(-1))	1.000000
BREK(-1)/100	-0.137473 (0.07261) [-1.89338]
DLOG(TCPROM(-1))	-1.000000
LOG(PRCARNE(-1))	-0.118230 (0.02415) [-4.89595]
C	0.532120 (0.11048) [4.81625]

Error Correction:	D(DLOG(IPCURU)	D(BREK/100)	D(DLOG(TCPRO M))	D(LOG(PRCARN E))
CointEq1	-0.264379 (0.04949) [-5.34242]	0.126128 (0.04804) [2.62527]	0.129706 (0.08722) [1.48703]	0.000000 (0.00000) [NA]

D(DLOG(IPCURU(-1)))	-0.147255 (0.07257) [-2.02908]	-0.125624 (0.07074) [-1.77583]	0.055963 (0.12763) [0.43848]	0.038861 (0.33816) [0.11492]
D(BREK(-1)/100)	0.165961 (0.09325) [1.77975]	0.509269 (0.09090) [5.60276]	-0.010010 (0.16400) [-0.06104]	-0.123417 (0.43451) [-0.28404]
D(DLOG(TCPROM(-1)))	0.011820 (0.03189) [0.37065]	0.048413 (0.03109) [1.55744]	-0.170806 (0.05608) [-3.04552]	0.114233 (0.14860) [0.76874]
D(LOG(PRCARNE(-1)))	-0.036207 (0.02366) [-1.53056]	0.036405 (0.02306) [1.57878]	0.018373 (0.04160) [0.44163]	0.104480 (0.11023) [0.94786]
D(DC1)	-0.000903 (0.00150) [-0.60142]	-0.001656 (0.00146) [-1.13097]	0.001575 (0.00264) [0.59636]	0.000367 (0.00700) [0.05245]
D(DC2)	0.000207 (0.00146) [0.14177]	-0.000515 (0.00142) [-0.36189]	0.003123 (0.00257) [1.21581]	-0.008562 (0.00681) [-1.25800]
D(DC3)	0.003558 (0.00140) [2.53355]	0.001642 (0.00137) [1.19961]	0.001401 (0.00247) [0.56713]	-0.000573 (0.00654) [-0.08763]
D(FE=198401)	0.007880 (0.00808) [0.97483]	-0.004886 (0.00788) [-0.62011]	0.072168 (0.01422) [5.07621]	-0.027653 (0.03767) [-0.73413]
D(FE=198403)	0.020922 (0.00838) [2.49512]	0.002011 (0.00817) [0.24602]	-0.077089 (0.01475) [-5.22760]	-0.018764 (0.03907) [-0.48026]
D(FE=198501)	-0.026864 (0.00877) [-3.06181]	0.014583 (0.00855) [1.70505]	0.100177 (0.01543) [6.49204]	0.070733 (0.04088) [1.73008]
D(FE>=199002)	0.035280 (0.01156) [3.05084]	0.001622 (0.01127) [0.14394]	0.043943 (0.02034) [2.16070]	-0.021229 (0.05388) [-0.39397]
D(FE>=199101)	-0.054120 (0.01169) [-4.62789]	-0.014377 (0.01140) [-1.26125]	-0.015255 (0.02057) [-0.74175]	0.037361 (0.05449) [0.68564]

D(FE>=199502)	0.007693 (0.01174) [0.65511]	0.006060 (0.01145) [0.52937]	-0.004668 (0.02065) [-0.22603]	-0.140615 (0.05472) [-2.56977]
D(FE=200101)	-0.003734 (0.00798) [-0.46808]	0.018142 (0.00778) [2.33334]	-0.011736 (0.01403) [-0.83658]	-0.007459 (0.03717) [-0.20069]
D(FE=200202)	0.012018 (0.01117) [1.07594]	-0.008871 (0.01089) [-0.81472]	0.092958 (0.01964) [4.73196]	-0.074243 (0.05205) [-1.42640]
D(TC0203)	0.052167 (0.01698) [3.07249]	-0.018993 (0.01655) [-1.14759]	0.386498 (0.02986) [12.9436]	-0.132352 (0.07912) [-1.67291]
D(FE>=200204)	-0.103081 (0.02060) [-5.00280]	0.022419 (0.02008) [1.11622]	-0.177348 (0.03624) [-4.89412]	-0.182283 (0.09601) [-1.89858]
D(FE=200304)	0.011388 (0.00816) [1.39581]	0.000711 (0.00795) [0.08939]	0.042597 (0.01435) [2.96862]	0.088159 (0.03802) [2.31887]
DLOG(WTIK(-1))	0.018382 (0.00945) [1.94597]	-0.002194 (0.00921) [-0.23832]	0.020086 (0.01661) [1.20906]	0.015693 (0.04402) [0.35652]
R-squared	0.763439	0.540541	0.913975	0.321289
Adj. R-squared	0.701868	0.420955	0.891585	0.144638
Sum sq. resids	0.008737	0.008302	0.027024	0.189708
S.E. equation	0.010940	0.010664	0.019240	0.050978
F-statistic	12.39938	4.520123	40.82077	1.818779
Log likelihood	299.2214	301.5987	246.7173	156.1001
Akaike AIC	-6.004761	-6.055886	-4.875640	-2.926884
Schwarz SC	-5.460116	-5.511240	-4.330995	-2.382239
Mean dependent	-0.000746	0.001642	-0.001167	0.000976
S.D. dependent	0.020037	0.014014	0.058435	0.055120
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.20E-14		
Determinant resid covariance		4.57E-15		
Log likelihood		1007.478		
Akaike information criterion		-19.83824		
Schwarz criterion		-17.52350		

Contraste de normalidad sobre los residuos

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Sample: 1984:1 2007:4

Included observations: 93

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.069700	0.075300	1	0.7838
2	-0.068953	0.073695	1	0.7860
3	-0.073839	0.084508	1	0.7713
4	0.076445	0.090579	1	0.7634
<hr/>				
Joint		0.324083	4	0.9882

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.856530	5.066655	1	0.0244
2	1.721558	6.333355	1	0.0118
3	2.751357	0.239566	1	0.6245
4	1.841029	5.204956	1	0.0225
<hr/>				
Joint		16.84453	4	0.0021

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	5.141955	2	0.0765
2	6.407050	2	0.0406
3	0.324075	2	0.8504
4	5.295535	2	0.0708
<hr/>			
Joint	17.16861	8	0.0284

VECM Segunda especificación, sin restricciones

Sample (adjusted): 1986:4 2007:1

Included observations: 82 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
-------------------	----------

DLOG(IPCNT(-1))	1.000000
BREK(-1)/100	-0.516141 (0.17431) [-2.96102]
DLOG(TCPROM(-1))	-1.311102 (0.14774) [-8.87432]
C	0.015723 (0.01231) [1.27764]

Error Correction:	D(DLOG(IPCNT))	D(BREK/100)	D(DLOG(TCPROM))
CointEq1	-0.132908 (0.03690) [-3.60150]	0.086075 (0.02919) [2.94856]	0.010887 (0.04991) [0.21811]
D(DLOG(IPCNT(-1)))	-0.059531 (0.08199) [-0.72605]	-0.008022 (0.06486) [-0.12368]	0.138121 (0.11090) [1.24545]
D(BREK(-1)/100)	0.222918 (0.11993) [1.85878]	0.492421 (0.09487) [5.19063]	0.111382 (0.16221) [0.68665]
D(DLOG(TCPROM(-1)))	-0.036318 (0.03686) [-0.98523]	0.045102 (0.02916) [1.54673]	0.003759 (0.04986) [0.07539]
D(DC1)	0.002129 (0.00183) [1.16082]	-0.000416 (0.00145) [-0.28706]	0.004688 (0.00248) [1.88969]
D(DC2)	-0.001002 (0.00180) [-0.55608]	0.000464 (0.00142) [0.32582]	0.001775 (0.00244) [0.72866]
D(DC3)	0.005188 (0.00177) [2.93051]	0.000858 (0.00140) [0.61289]	0.000927 (0.00239) [0.38720]
D(FE=199004)	0.077883 (0.01078) [7.22301]	0.010463 (0.00853) [1.22672]	0.015212 (0.01458) [1.04304]
D(FE>=199002)	0.038223	-0.002377	0.044048

	(0.01433)	(0.01133)	(0.01938)
	[2.66763]	[-0.20970]	[2.27283]
D(FE=200202)	0.014867	-0.008387	0.098048
	(0.01278)	(0.01011)	(0.01728)
	[1.16368]	[-0.82994]	[5.67416]
D(FE=200203)	0.041851	-0.019113	0.373434
	(0.01370)	(0.01084)	(0.01853)
	[3.05538]	[-1.76399]	[20.1564]
D(FE=200304)	0.000773	0.002745	0.054181
	(0.01036)	(0.00820)	(0.01402)
	[0.07460]	[0.33484]	[3.86542]
R-squared	0.626073	0.449775	0.907149
Adj. R-squared	0.567313	0.363311	0.892558
Sum sq. resids	0.013375	0.008369	0.024469
S.E. equation	0.013823	0.010935	0.018696
F-statistic	10.65475	5.201885	62.17245
Log likelihood	241.2109	260.4322	216.4466
Akaike AIC	-5.590510	-6.059322	-4.986503
Schwarz SC	-5.238307	-5.707119	-4.634300
Mean dependent	-0.000516	0.000785	-0.000956
S.D. dependent	0.021014	0.013704	0.057039
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.57E-12	
Determinant resid covariance		4.09E-12	
Log likelihood		726.0941	
Akaike information criterion		-16.73400	
Schwarz criterion		-15.55999	

Contraste de exclusión sobre $B(1,1)=0$

Sample (adjusted): 1986:4 2007:1

Included observations: 82 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$B(1,1)=0$

Convergence achieved after 11 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 16.90604

Probability 0.000039

Cointegrating Eq: CointEq1

DLOG(IPCNT(-1))	0.000000
BREK(-1)/100	-10.10242
DLOG(TCPROM(-1))	-9.505325
C	0.667797

Contraste de exclusión sobre B(1,2)=0

Sample (adjusted): 1986:4 2007:1

Included observations: 82 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,2)=0

Convergence achieved after 4 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 7.100173

Probability 0.007708

Cointegrating Eq:	CointEq1
-------------------	----------

DLOG(IPCNT(-1))	20.84697
BREK(-1)/100	0.000000
DLOG(TCPROM(-1))	-26.92599
C	0.240357

Contraste de exclusión sobre B(1,3)=0

Sample (adjusted): 1986:4 2007:1

Included observations: 82 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,3)=0

Convergence achieved after 11 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 20.78227

Probability **0.000005**

Cointegrating Eq:	CointEq1
-------------------	----------

DLOG(IPCNT(-1))	0.664578
BREK(-1)/100	-6.339015
DLOG(TCPROM(-1))	0.000000
C	0.042449

Contraste de exogeneidad débil A(1,1)=0

Sample (adjusted): 1986:4 2007:1

Included observations: 82 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,3)=1, A(1,1)=0

Convergence achieved after 10 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 12.13681

Probability **0.000494**

Cointegrating Eq:	CointEq1
-------------------	----------

DLOG(IPCNT(-1))	-0.606659 (0.13992) [-4.33562]
BREK(-1)/100	0.478039 (0.17802) [2.68535]
DLOG(TCPROM(-1))	1.000000
C	-0.020397 (0.01300) [-1.56936]

Error Correction:	D(DLOG(IPCNT))	D(BREK/100)	D(DLOG(TCPROM))
CointEq1	0.000000 (0.00000)	-0.122153 (0.03566)	-0.074495 (0.05923)

[NA] [-3.42566] [-1.25770]

Contraste de exogeneidad débil A(2,1)=0

Sample (adjusted): 1986:4 2007:1
 Included observations: 82 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,3)=1, A(2,1)=0

Convergence achieved after 6 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 7.913279
Probability **0.004907**

Cointegrating Eq:	CointEq1
DLOG(IPCNT(-1))	-0.810274 (0.11511) [-7.03887]
BREK(-1)/100	0.212822 (0.14645) [1.45317]
DLOG(TCPROM(-1))	1.000000
C	-0.007598 (0.01069) [-0.71057]

Error Correction:	D(DLOG(IPCNT))	D(BREK/100)	D(DLOG(TCPROM))
CointEq1	0.191297 (0.04970) [3.84867]	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.081827 (0.06480) [-1.26270]

Contraste de exogeneidad débil A(3,1)=0

Sample (adjusted): 1986:4 2007:1
 Included observations: 82 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,3)=1, A(3,1)=0

Convergence achieved after 4 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 0.045851

Probability 0.830446

Cointegrating Eq:	CointEq1
DLOG(IPCNT(-1))	-0.767205 (0.10325) [-7.43030]
BREK(-1)/100	0.404358 (0.13136) [3.07816]
DLOG(TCPROM(-1))	1.000000
C	-0.011905 (0.00959) [-1.24132]

Error Correction:	D(DLOG(IPCNT))	D(BREK/100)	D(DLOG(TCPROM))
CointEq1	0.176041 (0.04620) [3.81070]	-0.114816 (0.03658) [-3.13908]	0.000000 (0.00000) [NA]

Contraste B(1,1)=B(1,3)

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1986:4 2007:1

Included observations: 82 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, B(1,3)=-1

Convergence achieved after 7 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 4.190061

Probability 0.040662

Cointegrating Eq:	CointEq1
DLOG(IPCNT(-1))	1.000000

BREK(-1)/100	-0.435700 (0.16136) [-2.70012]
DLOG(TCPROM(-1))	-1.000000
C	-0.003658 (0.00729) [-0.50194]

Modelo final restringido (segunda especificación)

Sample (adjusted): 1986:4 2007:1

Included observations: 82 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, B(1,3)=-1, A(3,1)=0,

Convergence achieved after 5 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(2) 4.299130

Probability 0.116535

Cointegrating Eq:	CointEq1
DLOG(IPCNT(-1))	1.000000
BREK(-1)/100	-0.413768 (0.16020) [-2.58288]
DLOG(TCPROM(-1))	-1.000000
C	-0.004114 (0.00724) [-0.56854]

Error Correction:	D(DLOG(IPCNT))	D(BREK/100)	D(DLOG(TCPROM))
CointEq1	-0.161113 (0.04139) [-3.89215]	0.083365 (0.03369) [2.47439]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(DLOG(IPCNT(-1)))	-0.040633 (0.08122)	-0.018594 (0.06601)	0.139006 (0.11096)

		[-0.50031]	[-0.28167]	[1.25278]
D(BREK(-1)/100)	0.196492 (0.11563) [1.69927]	0.526218 (0.09399) [5.59861]	0.137890 (0.15798) [0.87284]	
D(DLOG(TCPROM(-1)))	-0.036118 (0.03594) [-1.00486]	0.036157 (0.02922) [1.23759]	-0.009121 (0.04911) [-0.18574]	
D(DC1)	0.002143 (0.00181) [1.18096]	-0.000472 (0.00148) [-0.31994]	0.004619 (0.00248) [1.86294]	
D(DC2)	-0.001105 (0.00178) [-0.62028]	0.000561 (0.00145) [0.38737]	0.001827 (0.00243) [0.75070]	
D(DC3)	0.005153 (0.00175) [2.94079]	0.000870 (0.00142) [0.61069]	0.000914 (0.00239) [0.38178]	
D(FE=199004)	0.077390 (0.01068) [7.24762]	0.009836 (0.00868) [1.13328]	0.013871 (0.01459) [0.95084]	
D(FE>=199002)	0.041417 (0.01420) [2.91693]	-0.004109 (0.01154) [-0.35599]	0.044277 (0.01940) [2.28250]	
D(FE=200202)	0.013087 (0.01245) [1.05111]	-0.005641 (0.01012) [-0.55745]	0.100518 (0.01701) [5.90939]	
D(FE=200203)	0.039446 (0.01320) [2.98901]	-0.015258 (0.01073) [-1.42241]	0.376983 (0.01803) [20.9086]	
D(FE=200304)	0.000289 (0.01023) [0.02822]	0.003636 (0.00832) [0.43712]	0.055062 (0.01398) [3.93886]	
R-squared	0.633672	0.430843	0.907191	
Adj. R-squared	0.576107	0.341404	0.892607	
Sum sq. resids	0.013103	0.008657	0.024458	
S.E. equation	0.013682	0.011121	0.018692	
F-statistic	11.00780	4.817179	62.20342	

Log likelihood	242.0528	259.0452	216.4651
Akaike AIC	-5.611044	-6.025493	-4.986955
Schwarz SC	-5.258841	-5.673290	-4.634752
Mean dependent	-0.000516	0.000785	-0.000956
S.D. dependent	0.021014	0.013704	0.057039

Determinant resid covariance (dof adj.)	6.92E-12
Determinant resid covariance	4.30E-12
Log likelihood	723.9445
Akaike information criterion	-16.68157
Schwarz criterion	-15.50756

Contraste de normalidad sobre los residuos

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Sample: 1980:1 2008:4

Included observations: 82

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.323414	1.429483	1	0.2318
2	-0.147965	0.299213	1	0.5844
3	-0.226524	0.701282	1	0.4024

Joint		2.429977	3	0.4881
-------	--	----------	---	--------

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.218847	0.163637	1	0.6858
2	1.841448	4.586000	1	0.0322
3	2.883302	0.046530	1	0.8292

Joint		4.796167	3	0.1873
-------	--	----------	---	--------

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.593120	2	0.4509
2	4.885212	2	0.0869
3	0.747812	2	0.6880

Joint	7.226144	6	0.3004
--------------	-----------------	----------	---------------

