

# Estimaciones Alternativas de la Brecha del Producto para la Economía Argentina

Pedro Elosegui\*  
Lorena Garegnani  
Luis Lanteri  
Francisco Lepone  
Juan Sotes Paladino

*Subgerencia General de Investigaciones Económicas BCRA*

## Resumen

*El análisis de la dinámica de la brecha del producto (la diferencia entre el producto observado y el potencial no inflacionario) es una herramienta ampliamente utilizada en los modelos estructurales empleados por los bancos centrales. En tales modelos la brecha del producto resulta una variable clave para explicar la dinámica de los precios y de los salarios. Sin embargo, a pesar de su potencialidad como variable relevante para la toma de decisiones de política, tanto el producto potencial como la brecha del producto no son directamente observables. Por esta razón, es necesario avanzar en una estrategia que permita perfeccionar su estimación utilizando para esto metodologías alternativas. En este trabajo se presentan diversas metodologías destinadas a estimar el producto potencial y la brecha del producto en el caso de la economía argentina. En particular, se describe el método basado en una función de producción de tipo neoclásica actualmente utilizado. El trabajo incluye también estimaciones del producto potencial realizadas a partir de diferentes métodos univariados y multivariados como 'State- Space' (filtro de Kalman), Hodrick-Prescott (HP) multivariado y la propuesta de VAR estructural. El objetivo final del trabajo es el de dotar al Banco Central de diversas herramientas para estimar dicha variable, así como evaluar el desempeño relativo de cada una de ellas determinando su capacidad para predecir la evolución de la inflación.*

## I. Introducción

El análisis de la dinámica de la brecha del producto (la diferencia entre el producto observado y el potencial no inflacionario) es una herramienta ampliamente difundida entre los bancos centrales. La estimación y seguimiento de esta variable forma parte de la agenda de investigación de la mayoría de estas entidades, siendo un tema de constante discusión e incluso de controversia en torno a su propia definición.

La utilidad fundamental de la brecha del producto se vincula con la necesidad de entender la relación entre la evolución del ciclo del producto y su efecto real y/o potencial en la inflación. De hecho, la brecha del producto constituye uno de los determinantes esenciales de la evolución de la inflación en cualquier modelo estructural. En general, este tipo de modelos se utiliza como una herramienta para la implementación de la política monetaria, especialmente en aquellos países que establecen metas de inflación. Desde el punto de vista formal existen diversas definiciones de la brecha del producto potencial, que se relacionan directamente con la concepción acerca del producto potencial no inflacionario. Siendo esta última variable no observable, el análisis de la literatura económica brinda una amplia variedad de definiciones, más o menos taxativas, que pueden virtualmente resumirse en una más amplia y pragmática, aunque no tan precisa: el producto potencial no inflacionario sería el nivel de producción compatible con la estabilidad de precios<sup>1</sup>.

La mayoría de los bancos centrales estima el producto potencial no inflacionario utilizando diversas metodologías. La elección de la mejor alternativa depende de diversos factores, que se relacionan con cuestiones idiosincrásicas a las propias economías, con la disponibilidad y calidad de la información y con el desempeño, en términos de predicción, de los diversos

---

\* Email: pelosegui@bcra.gov.ar

<sup>1</sup> Es decir un nivel de producto que no genera presiones inflacionarias, idealmente en torno a una tasa de inflación baja o una meta de inflación.

modelos. Las metodologías de estimación más usuales se dividen entre aquellas de tipo univariadas, como el filtro de Hodrik-Prescott (HP), prior HP, “*Band Pass Filters*”, etc, y las multivariadas, como la función de producción, filtro de Kalman, filtro HP multivariado, etc. Las metodologías univariadas relacionan el producto potencial no inflacionario con la tendencia de crecimiento del producto, mientras que las multivariadas introducen componentes estructurales relevantes para aproximar el nivel de utilización de los recursos considerando su potencial efecto sobre la inflación<sup>2</sup>.

La Subgerencia General de Investigaciones Económicas del BCRA cuenta con una estimación del producto potencial para la Argentina basado en el método de la función de producción<sup>3</sup>. El producto potencial calculado a través de esta metodología constituye un insumo en el Modelo Estructural Pequeño (MEP), utilizado en el Banco para realizar proyecciones de mediano plazo. En este modelo, la brecha del producto es un determinante significativo tanto en la ecuación de la inflación como en la del producto. Teniendo en cuenta la importancia de contar con herramientas adecuadas para estimar la brecha del producto, considerando su utilidad como determinante de la dinámica del MEP, y dada su potencialidad como variable relevante para la toma de decisiones de política, es necesario avanzar en una estrategia que permita perfeccionar la estimación actualmente disponible y complementar la misma con otras metodologías alternativas.

El presente estudio presenta un análisis de la evolución del producto potencial no inflacionario de la Argentina a partir de diversas metodologías. En el caso particular de nuestro país, este objetivo representa un desafío interesante considerando que, como veremos más adelante, el período incluido involucra tanto años de baja inflación como episodios de hiperinflación, así como cambios importantes en los regímenes monetarios y económicos. La sección II introduce el concepto de producto potencial no inflacionario y discute la evolución histórica de las metodologías utilizadas para su estimación. La sección III describe el método de la función de producción actualmente utilizado, sus características, así como una alternativa de modificación de uno de sus parámetros más determinantes, la participación relativa de los factores de producción. Esta modificación, sin ser un cambio en la metodología en sí, genera una mejora significativa en el desempeño de la misma como determinante de la inflación. En la sección siguiente se consideran metodologías alternativas que serán comparadas con las dos especificaciones de la función de producción. Por un lado se presenta la metodología basada en “*State-Space*”, así como una alternativa basada en una curva de Phillips planteada en la forma de “*State-Space*”. Asimismo, se incluye una estimación del producto potencial basada en el filtro HP (univariado y multivariado) y una estimación basada en una variante calculada a partir de la propuesta de VAR estructural de Blanchard y Quah (1989). Por último, se presentan los coeficientes de correlación entre las distintas brechas estimadas, se analiza la capacidad predictiva de cada una de ellas y se comentan algunas conclusiones del trabajo. En el Anexo se describe la determinación de la participación de los factores en el producto.

## **II. El concepto de producto potencial no inflacionario y su medición: una perspectiva histórica**

El producto potencial no inflacionario es inherentemente no observable, y resulta un caso paradójico de una variable cuya existencia teórica no está claramente definida y sin embargo es utilizada asiduamente en trabajos empíricos. En sentido estricto, las definiciones existentes de producto potencial no inflacionario son controversiales. No obstante, a los fines de la definición de la política monetaria el análisis de la relación entre el ciclo económico y la inflación cumple un rol fundamental, y por ello la brecha del producto a lo largo del ciclo económico se vuelve una herramienta analítica de alto valor. De allí el énfasis que los bancos centrales otorgan a la estimación de esta variable.

---

<sup>2</sup> Billmeier, A. (2004) asimila los modelos univariados a una concepción de “*Real Business Cycle*” (ciclo real), los que corresponden a los denominados no estructurales. En tanto, los multivariados tendrían un fundamento más cercano a la “concepción keynesiana”, siendo los denominados estructurales o semi estructurales (porque tienen un componente de filtro univariado). Como se señala más adelante, los filtros multivariados tienen una relación más directa con la definición de producto potencial no inflacionario utilizada por los bancos centrales.

<sup>3</sup> Escudé et al. (2004).

Dentro de las definiciones de producto potencial no inflacionario, una de las más relevantes desde el punto de vista de los bancos centrales es la que presenta Okun (1970). En su trabajo pionero, este autor define al producto potencial como la cantidad máxima de producto que la economía podría generar bajo condiciones de pleno empleo de los recursos productivos, considerando a este último como aquel que permite alcanzar un nivel máximo de producción en ausencia de presiones inflacionarias (estaría indicando así un nivel “sostenible” de producción). Adicionalmente, Gordon (1984) le agrega a la definición una dimensión extra, ya que establece un vínculo entre el producto potencial y el mercado laboral, en particular con la tasa natural de desempleo. En este marco, el uso potencial de los recursos podría asimilarse a la utilización promedio de los factores productivos a través del ciclo económico, e indicaría el nivel de producción que no genera presiones inflacionarias (ni deflacionarias) en la economía, tanto en precios como en salarios. Por su parte, la literatura macroeconómica relacionada con la “*New Neoclassical Synthesis*”, establece un concepto diferente del producto potencial no inflacionario, al considerar que esta variable representa el nivel de producto de equilibrio que se alcanzaría con precios y salarios plenamente flexibles. Esta última definición podría asimilarse a una situación en la cual el producto potencial no inflacionario resulta un producto de estado estacionario. La presencia de presiones inflacionarias en la economía (cambios en el producto no asociados con cambios en el nivel de producto potencial no inflacionario) se asociaría con rigideces en los ajustes de precios y/o salarios. Si fuera posible estimar la variable no observable, una brecha positiva sería por definición un reflejo de la presencia de presiones inflacionarias en la economía, en tanto que una brecha negativa se relacionaría con una desaceleración, o deflación, en los precios domésticos.

Por su parte, el producto podría descomponerse en un componente cíclico y un componente de crecimiento tendencial. En tal caso, los *shocks* permanentes sobre el producto deberían afectar básicamente al crecimiento de la serie y por ende a su tendencia y así al producto potencial no inflacionario, de manera que la brecha del producto debería mantenerse invariante. Por el contrario, los *shocks* temporarios, en general asociados con la demanda, afectarían principalmente al componente cíclico. En otros términos, los *shocks* permanentes (de oferta) presentarían efectos sobre el producto potencial no inflacionario y los transitorios (de demanda) afectarían básicamente al comportamiento de la brecha o del ciclo de la serie. Por tanto, desde el punto de vista de los hacedores de política monetaria serían estos últimos cambios los relevantes al momento de tomar decisiones. Precisamente, las metodologías analizadas en el presente trabajo intentan discriminar entre cambios permanentes y transitorios del nivel de producto.

Sin embargo, los primeros intentos para estimar el producto potencial no inflacionario coincidieron con el auge de los modelos de tipo keynesiano e ignoraban por lo general los factores del lado de la oferta de la economía. Durante la década del sesenta y los primeros años de los setenta la metodología más ampliamente difundida para obtener el producto potencial consistía en estimar una tendencia lineal que atravesara el pico (“*peak*”) del ciclo económico, ya que se pensaba que el producto potencial representaba el máximo producto posible de la economía (algo así como la frontera de posibilidades de producción). Por construcción esta metodología implicaba que la brecha del producto (la diferencia entre el producto observado y el potencial) fuera casi siempre negativa (o a lo sumo igual a cero). Debido a ello, los intentos de explicar la inflación introduciendo la brecha en una estimación de la curva de Phillips resultaron poco útiles, por lo que muchos investigadores terminaron ignorando la relación entre la brecha del producto así definida y la inflación.

A principios de los años setenta esta metodología comenzó a ser reemplazada por el uso de tendencias de tiempo lineales que pasaban por el centro de los ciclos económicos. La crisis del petróleo en los años setenta y la desaceleración de la productividad mostraron también la relevancia de los *shocks* del lado de la oferta. Se difundió entonces la idea que tanto los *shocks* de demanda como los de oferta tenían influencia en la determinación del producto. Más tarde comenzó a imponerse la metodología basada en la desagregación del producto que estaba inspirada en el trabajo pionero de Solow (1957). Este método basado en la función de producción parte de la descomposición de los cambios del producto en variaciones de los factores productivos (mano de obra y capital) y en un residuo que representa la productividad

total de los factores. En la metodología basada en la función de producción<sup>4</sup>, el producto potencial representa el nivel de producto que es consistente con la tendencia o los niveles de equilibrio de los factores productivos y de la productividad. Una ventaja de esta metodología, frente a las estimaciones a través de tendencias lineales univariadas, es que permite descomponer los cambios del producto potencial no inflacionario a partir de las variaciones de sus principales determinantes, tales como el crecimiento de la mano de obra, del *stock* de capital y de la productividad. Esta cualidad, sumada al hecho que tales variables pueden, en general, ser estimadas, hace que sea una de las metodologías más difundidas entre los bancos centrales para la estimación del producto potencial y de la brecha del producto de la economía. Tal como se verá más adelante, una ventaja adicional de esta metodología se relaciona con el hecho que permite corregir las dificultades que presentan los métodos de tendencia para proyectar fuera de la muestra, así como por los posibles sesgos de esos métodos al inicio y al final de la serie. Asimismo, a fines de los años setenta comenzó a utilizarse el concepto de tasa de desempleo no inflacionario o NAIRU (“*non-accelerating inflation rate of unemployment*”) en la estimación del producto potencial. A partir de allí se difundieron varias propuestas metodológicas, de tipo estructural, basadas en la función de producción, que trataban de medir los cambios del producto potencial no inflacionario utilizando la NAIRU dentro de la metodología de la función de producción.

Por su parte, en los últimos años, las mejoras técnicas se reflejaron en una creciente utilización de metodologías basadas en filtros estocásticos univariados (como las tendencias lineales y el filtro de Hodrick-Prescott). Asimismo, se difundieron algunos métodos de estimación estructurales (VAR estructurales) y otros basados en técnicas que combinan las propuestas estructurales y las estocásticas, como la del filtro HP multivariado y algunos modelos estimados en la forma de “*State-Space*”.

En definitiva, a pesar de la dificultad existente para definir unívocamente al producto potencial no inflacionario, la necesidad de evaluar y proyectar la posible presencia de presiones inflacionarias a lo largo del ciclo económico al momento de tomar decisiones de política monetaria muestran la relevancia del presente análisis, considerando la disponibilidad de técnicas y metodologías que permiten aproximar tal variable. Sin embargo, para el caso particular de nuestro país debe tenerse en cuenta la presencia de crisis económicas y financieras y de cambios estructurales que podrían afectar la utilización de estas metodologías. El adecuado tratamiento de tales fluctuaciones constituye un desafío adicional de singular importancia.

### **III. Estimación del producto potencial a partir del método de la función de producción neoclásica**

El BCRA emplea en la actualidad una metodología basada en una función de producción neoclásica para la estimación del producto potencial no inflacionario. Esta metodología representa un camino intermedio entre los modelos estructurales y algunos modelos univariados, tales como los representados por tendencias lineales, o el filtro de Hodrick-Prescott<sup>5</sup>.

La metodología basada en una función de producción neoclásica consiste en estimar el producto potencial no inflacionario a partir de sus principales determinantes: el empleo, ajustado por la tasa natural de desempleo o NAIRU y el capital, ajustado por el índice de utilización promedio de la capacidad instalada<sup>6</sup>, así como de la productividad total de los factores (PTF) suavizada a través de promedios móviles<sup>7</sup>. A tal fin se emplea una función de producción de tipo Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala y sesgo tecnológico neutral en el sentido de Hicks.

---

<sup>4</sup> Se utilizan, en general, diversas clases de funciones de producción, siendo las más comunes las de tipo Cobb-Douglas, la especificación CES (elasticidades de sustitución constantes) y las funciones translogarítmicas (elasticidades de sustitución flexibles).

<sup>5</sup> Véase Escudé et al. (2004).

<sup>6</sup> De forma de aproximar el *stock* de capital (utilizado) de equilibrio de largo plazo.

<sup>7</sup> Se obtiene una serie más suavizada que la original que intenta aproximar la PTF de equilibrio, o su tendencia de largo plazo, incorporando de esta manera una suerte de filtro univariado a uno de los componentes del producto potencial.

Los datos de la mano de obra ocupada provienen de información de la Encuesta Permanente de Hogares y fueron ajustados por el subempleo involuntario (se adiciona a la tasa de desocupación el 51,8% de la subocupación)<sup>8</sup>. El stock de capital se estima a partir del año 1950 desagregando la inversión en Construcción y Maquinaria y Equipo y utilizando el método de inventario perpetuo<sup>9</sup>. El *stock* de capital total obtenido se ajusta por el índice de utilización de la capacidad instalada (del sector industrial). La productividad total de los factores se estima residualmente a partir del PIB real, de la mano de obra ocupada (ajustada por subempleo) y del *stock* de capital ajustado por un índice de utilización de la capacidad instalada, siendo luego suavizada por medio de promedios móviles centrados de 19 trimestres<sup>10</sup>. La mano de obra y el *stock* de capital se ponderan por sus respectivas participaciones en el ingreso (la participación de la mano de obra se obtiene de la masa salarial como porcentaje del PIB a precios corrientes, mientras que la participación del capital surge por diferencia). Los datos del PIB utilizados en las estimaciones están expresados en moneda constante (a precios de 1993) y fueron desestacionalizados a través del programa X12-ARIMA.

Con mercados de factores en equilibrio, el producto potencial no inflacionario en niveles podría expresarse en la siguiente forma:

$$Y_t^p = A_t^* (L_t^*)^\alpha (K_t^*)^{1-\alpha} \quad (1)$$

Donde  $Y^p$ ,  $A^*$ ,  $L^*$ ,  $K^*$  y  $\alpha$  representan, respectivamente: el PIB potencial no inflacionario, la PTF promedio<sup>11</sup>, el empleo compatible con la tasa "natural" de desempleo (o NAIRU)<sup>12</sup>, el *stock* de capital ajustado por la utilización promedio de la capacidad instalada y la participación media de la masa salarial (mano de obra multiplicada por salario promedio) en el ingreso de la economía; t representa un índice temporal.

La expresión anterior puede presentarse en términos de factores de variación (uno más la tasa de variación) como:

$$y_t^p = p_t f_t^* (l_t^*)^\alpha (k_t^*)^{1-\alpha} \quad (2)$$

donde cada letra minúscula representa el factor de variación de su correspondiente mayúscula.

Debido a que con esta metodología se obtiene una serie del producto potencial no inflacionario en tasas de variación, debe recuperarse posteriormente el nivel de esta variable. A tal efecto, se determina un valor inicial para el producto potencial no inflacionario, de forma que el promedio simple de la brecha del producto (la diferencia entre el PIB real observado y el producto potencial no inflacionario) sea igual a cero para el período donde se suponen ciclos completos (corresponde al período 1981-1998). A partir de los datos de PIB observado y del producto potencial no inflacionario estimado se obtiene la brecha del producto.

El Gráfico 1 muestra la evolución del PIB observado (desestacionalizado) y del producto potencial no inflacionario, en pesos de 1993, a partir de datos trimestrales que cubren el período 1980:1-2005:4.

<sup>8</sup> De acuerdo con datos muestrales de horas ocupadas provenientes del INDEC, en promedio los subocupados (los que trabajan menos de 35 horas semanales pero quisieran trabajar más) estarían desocupados el 51,8% de su tiempo. Debido a ello se hace la mencionada corrección en la tasa de desocupación a efectos de estimar la ocupación horaria equivalente.

<sup>9</sup> Véase Escudé et al. (2006).

<sup>10</sup> Idem nota 7.

<sup>11</sup> A partir de medias geométricas móviles centradas de 19 trimestres.

<sup>12</sup> Corresponde al nivel de empleo consistente con una tasa de inflación constante y se calcula a partir de la siguiente expresión:

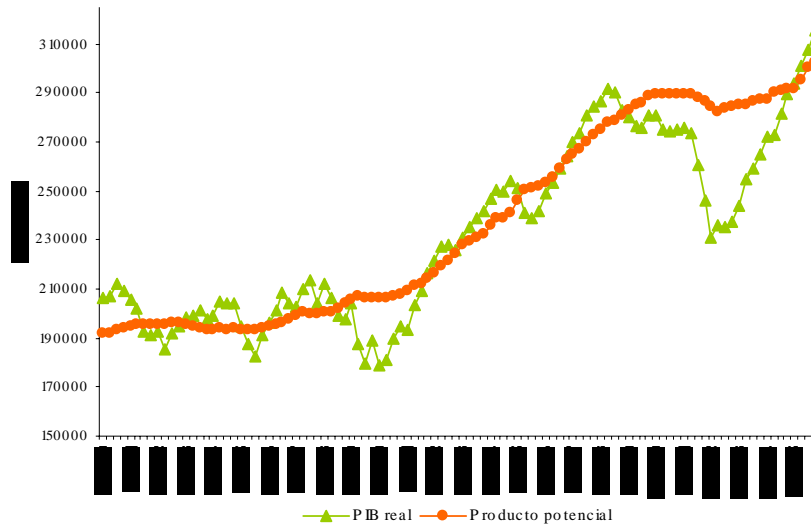
$$L_t^* = FL_t (1 - U_t^n)$$

donde

$FL_t$ : fuerza laboral medida a través de la población económicamente activa (PEA) correspondiente al total de la economía incluyendo al sector rural.

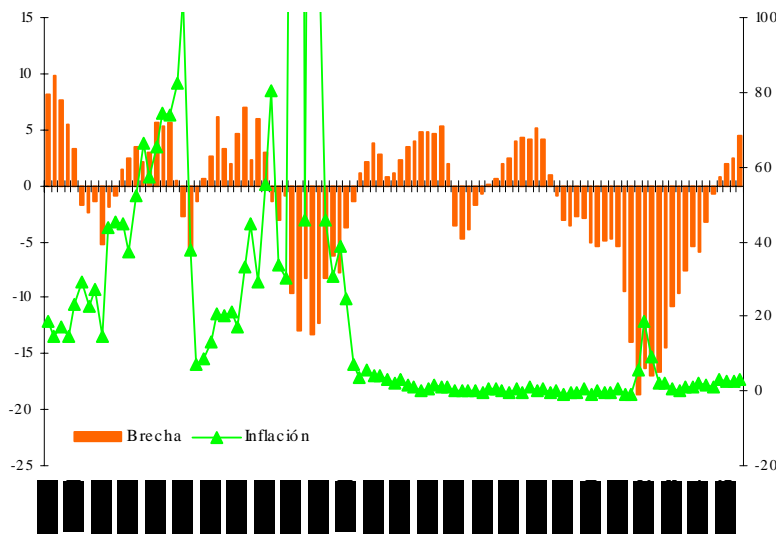
$U_t^n$ : tasa natural de desempleo, o NAIRU (*non-accelerating inflation rate of unemployment*). Indica el nivel de desempleo "equivalente" (ajustado por subempleo) que se considera compatible con una tasa de inflación estable. En la estimación se utilizaron tasas naturales variables de acuerdo con la evolución de la tasa de desempleo de la economía.

**Gráfico 1. PIB real y estimación del producto potencial no inflacionario a través del método de la función de producción. En millones de \$ de 1993 (datos desestacionalizados)**



En el Gráfico 2 puede observarse la brecha de producto resultante de la metodología de la función de producción y la tasa de inflación para todo el período bajo análisis. Debe notarse que los niveles de inflación correspondientes a las hiperinflaciones de 1989/1990 quedan fuera de la escala del gráfico, estando asociados con una brecha negativa (producto potencial superior al PIB real). En general, se destaca que los episodios de elevada inflación están asociados con brechas del producto negativas, incluyendo al año 2002 como un período de elevada tasa de inflación si se lo compara con la inflación promedio observada durante la década previa. Como se verá al analizar las especificaciones alternativas para el cálculo de la brecha de producto y, especialmente para la estimación de la curva de Phillips, estos episodios son controlados mediante variables binarias. Asimismo, el gráfico permite distinguir un cambio importante en la relación entre la tasa de inflación y el nivel de brecha de producto observado entre los períodos de inflación elevada (década del ochenta) y períodos de baja inflación (en los últimos quince años), dejando de lado los episodios de alta inflación relativa mencionados anteriormente.

**Gráfico 2. Brecha del producto con el método de la función de producción  $((Y-Y^*)/Y^*$ , eje izq.) y tasas de inflación (eje der.). En porcentajes**



Una característica interesante de la metodología de la función de producción es que permite analizar la relación entre el producto y producto potencial no inflacionario (no observable) a partir de los determinantes principales de la misma. Por ejemplo, el importante rol que juega el índice de utilización de la capacidad instalada, que muestra una alta correlación con la brecha y ayuda de alguna manera a entender la evolución de esta última durante los períodos previos y posteriores a la crisis económica de 2001. Como veremos más adelante, el resto de las metodologías no permite un análisis tan desagregado de los componentes del producto potencial (en los casos univariados surgen a partir de filtros sobre la propia variable), lo que lleva a una menor riqueza del análisis.

Sin embargo, y a pesar de ser la más utilizada por los bancos centrales, esta metodología enfrenta algunas críticas que se relacionan con los supuestos sobre los que se basa su estimación, tales como la función de producción utilizada, la participación fija de los factores, la estimación de la NAIRU y de la tasa natural de utilización de la capacidad instalada (NAICU), etc. A pesar de ello, se reconoce que dicho método evita los sesgos de final de muestra que presentan los métodos de ajuste tendencial.

Teniendo en cuenta estas críticas a la metodología, se realizó un análisis de sensibilidad frente a cambios en los valores de algunos parámetros del modelo desarrollado por Escudé, et al. (2004). A tal efecto, se estimó el producto potencial considerando una participación diferente para los factores, utilizando una participación de la masa salarial en el producto de 0,345 (una participación promedio del capital de 0,655) tal como se explica en el Anexo<sup>13</sup>. Asimismo, se incorporó la tasa natural de desocupación (NAIRU) y la tasa natural de utilización de la capacidad instalada (NAICU) a través del filtro de Kalman y de la técnica de “*State-Space*”. El análisis realizado muestra que el ajuste en la participación de los factores genera, como se verá más adelante, una mejor correlación con la inflación al ser evaluadas ambas alternativas como determinantes de una curva de Phillips. En tanto, los análisis realizados con la NAIRU y la NAICU aumentaron sustancialmente la volatilidad de la serie de producto potencial afectando su poder explicativo con relación a la inflación.

#### IV. Estimación del producto potencial a través de la técnica de componentes no observables y modelos “*State-Space*”

Otro de los métodos que suelen emplearse para estimar el producto potencial no inflacionario es el basado en los componentes no observables de las series a partir de modelos planteados en la forma de “*State-Space*”.

La representación de un sistema dinámico en la forma “*State-Space*” incorpora en la estimación a las variables no observables, conocidas como variables de estado, conjuntamente con las variables observables. Los modelos “*State-Space*” son estimados a través de un algoritmo conocido como filtro de Kalman. Este filtro se emplea para evaluar la función de probabilidad y para suavizar y predecir las variables de estado no observables.

La representación “*State-Space*” de un sistema dinámico, caracterizado por un vector  $y_t$  ( $n \times 1$ ), podría indicarse a través de la siguiente expresión:

$$y_t = A'x_t + H(z_t)' \xi_t + \omega_t \quad (3)$$

$$\xi_{t+1} = F \xi_t + v_{t+1}$$

Donde  $A'$ ,  $H'$ ,  $F$  son matrices de dimensión  $(n \times k)$ ,  $(n \times r)$  y  $(r \times r)$ , respectivamente. A su vez,  $x_t$  representa un vector  $(k \times 1)$  de variables predeterminadas o exógenas (observables) mientras  $\xi$  indica un vector  $(r \times 1)$  de posibles variables de estado no observables. La primera ecuación del sistema señalado en (3) es conocida como la ecuación observada y la segunda como la ecuación de estado. Se supone que los vectores de errores  $\omega_t$ ,  $v_t$  son ruido blanco

<sup>13</sup> Escudé et al. (2004) utilizan una participación del trabajo de 0,438.

(independientes e idénticamente distribuidos), y que presentan las siguientes varianzas y covarianza:

$$\text{var}(\omega_t) = R_t, \quad \text{var}(v_t) = Q, \quad E(\omega_t, v_t) = 0; \quad (R_t \in R^{n \times n}, Q_t \in R^{r \times r})^{14} \quad (4)$$

Estos modelos permiten descomponer la serie de tiempo de la variable  $y_t$  (producto) en sus componentes no observables, es decir, en el componente permanente ( $y_t^p$ ) y en el transitorio o cíclico ( $g_t$ ). Estos componentes representan al producto potencial y a la brecha del producto, respectivamente. Sobre el particular, Kichian (1999) estima una versión utilizando las variables en logaritmos, representando el componente cíclico por un proceso autorregresivo de segundo orden, mientras que la tendencia (componente permanente) sigue un camino aleatorio con tendencia o "drift". El modelo tomaría entonces la siguiente forma:

$$y_t = y_t^p + g_t \quad (5)$$

$$y_t^p = \mu_t + y_{t-1}^p + \varepsilon_t^y$$

$$g_t = \varphi_1 g_{t-1} + \varphi_2 g_{t-2} + \varepsilon_t^g$$

Luego, al sustituir la expresión del producto potencial en la primera ecuación del sistema indicado en (5), y considerando que  $y_{t-1}^p = y_{t-1} - g_{t-1}$ , podría volver a escribirse como (utilizando  $\Delta$  como el operador de primeras diferencias):

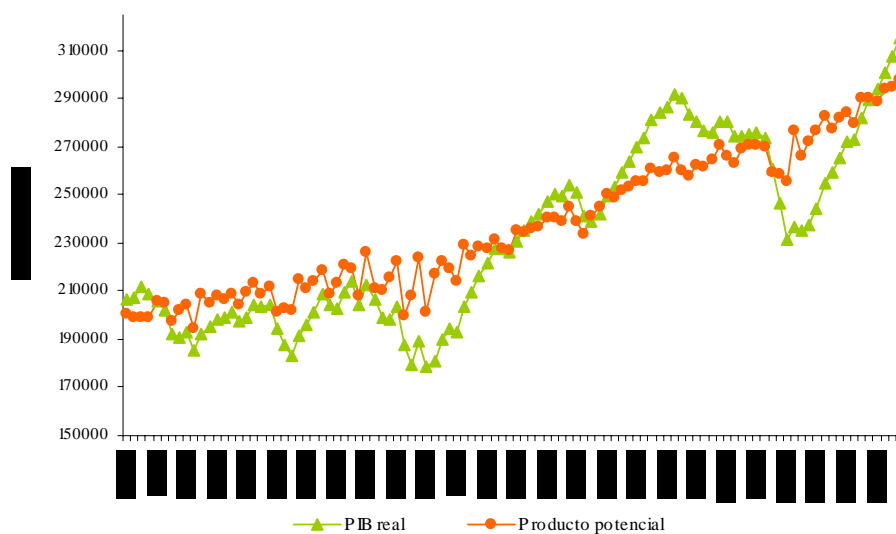
$$\Delta y_t = \mu_t + \Delta g_t + \varepsilon_t^y \quad (6)$$

$$g_t = \varphi_1 g_{t-1} + \varphi_2 g_{t-2} + \varepsilon_t^g$$

que es el sistema a estimar en su representación de "State-Space".

En algunos casos, la estimación de estos modelos podría resultar inestable y experimentar problemas de convergencia<sup>15</sup>. Sin embargo, esta metodología presenta la ventaja de incorporar el comportamiento dinámico de las variables, información muy relevante en la estimación de modelos en períodos de *shocks*.

**Gráfico 3. PIB real y estimación del producto potencial no inflacionario a través de "State-Space" (datos desestacionalizados)**



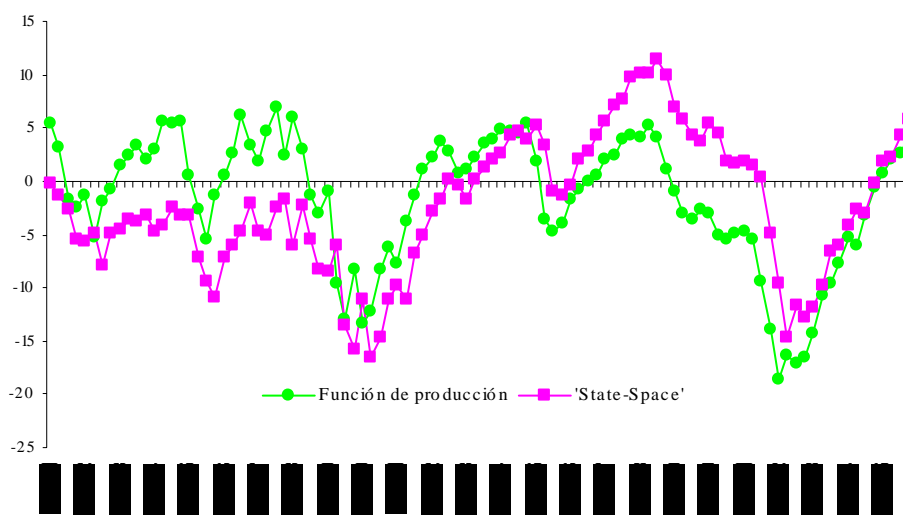
<sup>14</sup> Note que  $R_t \in R$ ,  $Q_t \in R$  son matrices de dimensiones  $(n \times n)$ ,  $(r \times r)$  respectivamente.

<sup>15</sup> Debido a que es un proceso iterativo el modelo podría no alcanzar la convergencia.

El modelo incluye a las tasas de variación del PIB real desestacionalizado como variable observable y la estimación se realiza hasta alcanzar una condición de convergencia. En el Gráfico 3 se presentan la serie observada (PIB real desestacionalizado) y el producto potencial estimado por “*State-Space*”. Una característica de esta aproximación es que el producto potencial no inflacionario parece seguir una tendencia definida a lo largo del período, con pequeños desvíos en los períodos de crisis, sin que los mismos reflejen cambios estructurales o en la tendencia de largo plazo, lo que implica un crecimiento del producto de tendencia de 0,38% promedio anual para dicho período.

En el Gráfico 4 se indica la brecha del producto no inflacionario en porcentaje, la que muestra una importante correlación con la brecha que resulta de la estimación a través del método de la función de producción, en particular a partir de mediados de los años noventa. Sin embargo, se nota alguna divergencia durante los años ochenta, donde a pesar de observarse períodos de alta inflación y algunos años con crecimiento del producto, la brecha del producto se mantiene negativa durante todo el período, a diferencia de lo que ocurre con la metodología de la función de producción.

**Gráfico 4. Brecha del producto ((Y-Y\*)/Y\*) con el método de la función de producción y con “*State-Space*”. En porcentajes**



**V. Estimación del producto potencial no inflacionario a través de la representación de una curva de Phillips planteada en la forma de “*State-Space*”**

Otra alternativa para estimar el producto potencial es plantear una curva de Phillips y estimar la variable no observable (el producto potencial no inflacionario) a través de un modelo especificado en la forma de “*State-Space*”. En este caso se supone, en base a estimaciones propias, que la curva de Phillips depende de la inflación rezagada<sup>16</sup>, la brecha del producto con un rezago y el tipo de cambio real multilateral rezagado.

La ecuación a estimar tiene la siguiente forma ( $\alpha, \beta, \gamma$  indican los parámetros del modelo):

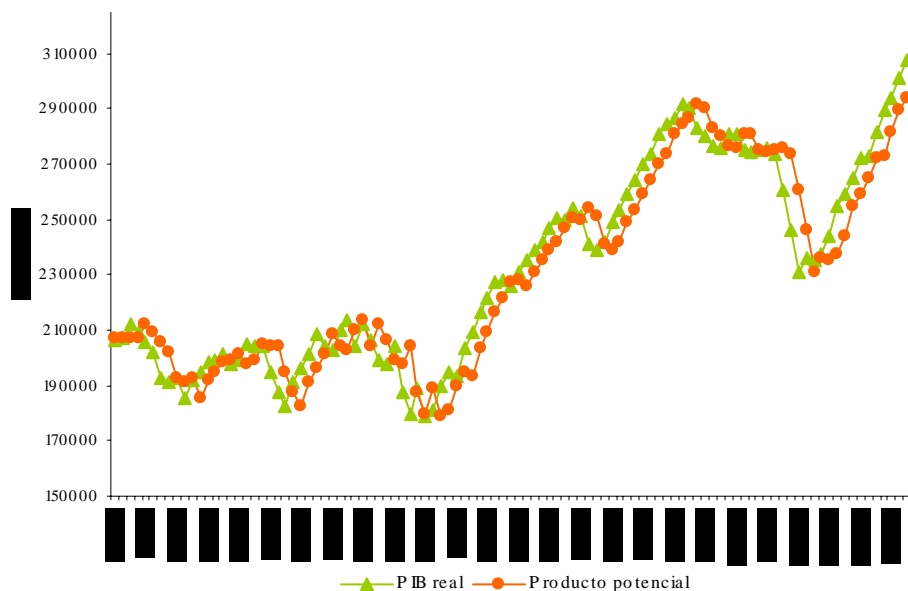
$$\pi_t = \alpha \pi_{t-1} + \beta (y_{t-1} - y^p_{t-1}) + \gamma z_t + \varepsilon_t \tag{7}$$

donde la tasa de inflación  $\pi_t$  en el momento t es función de la inflación pasada  $\pi_{t-1}$  (inercia de la inflación); de los factores de demanda representados por la brecha del producto, medida por la diferencia entre el PIB real desestacionalizado y el producto potencial no inflacionario con un

<sup>16</sup> Esta variable representa la inercia de la inflación (representación “*backward looking*”).

rezago  $(y_{t-1} - y_{t-1}^p)^{17}$ ; y de una variable  $z_t$  que refleja el tipo de cambio real multilateral rezagado un período (esta variable captura el efecto de la dinámica del tipo de cambio sobre la inflación, a través del canal de los costos de producción y de los precios de los bienes importados; véase Sarikaya et al., 2005)<sup>18</sup>. Debe notarse que el modelo estimado al aplicar el filtro de Kalman, alcanza la condición de convergencia. El Gráfico 5 muestra la serie de PIB potencial obtenida a partir de este método.

**Gráfico 5. PIB real y estimación del producto potencial no inflacionario a través de “State-Space” (datos desestacionalizados)**

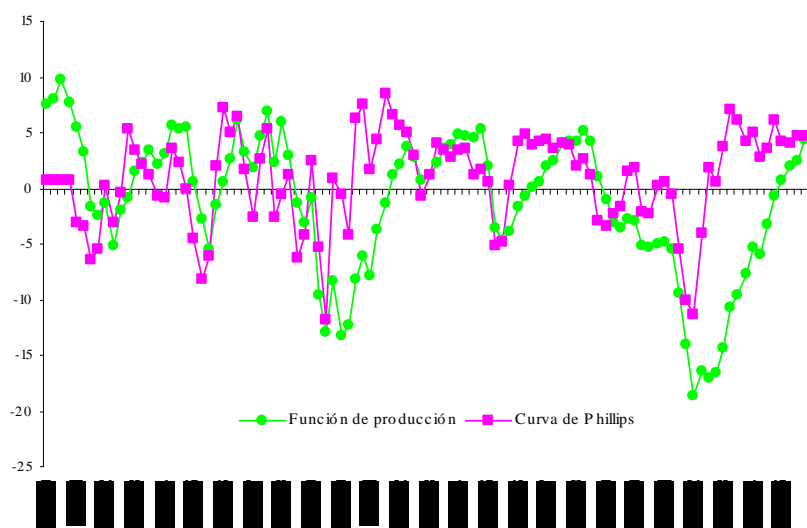


En el Gráfico 6 se indican las brechas del producto (en porcentajes) obtenidas a través de la representación de la curva de Phillips y del método de la función de producción. Se observan algunas diferencias entre ambos métodos, en especial en el lapso posterior a la crisis de fines de 2001. Adicionalmente, la brecha estimada a partir de la curva de Phillips muestra valores diferentes a los que se obtienen a través del modelo estándar estimado en la forma de “State-Space” (sección IV), principalmente en períodos de alta inflación donde se observa una mayor sensibilidad de este modelo. En particular, la brecha alterna de signo durante los años ochenta mientras que, con posterioridad a la Convertibilidad, se torna positiva a partir del tercer trimestre del año 2002. En contraste, la brecha que surge del modelo estándar estimado por “State-Space”, analizado en la sección anterior, indica que la misma resulta preponderantemente negativa durante los años ochenta y que con posterioridad a la última crisis toma valores positivos recién a partir del año 2005.

<sup>17</sup> Esta brecha, que podría reflejar la presión de los costos de producción, permite medir los cambios en las tasas de inflación en respuesta a los *shocks* de demanda.

<sup>18</sup> Se incluye también una variable binaria que toma valor uno en los períodos: 1989:3, 1990:2, y 2002:1 a 2005:4.

**Gráfico 6. Brechas del producto  $((Y-Y^*)/Y^*)$  con el método de la función de producción y con una curva de Phillips en “State-Space”. En porcentajes**



## VI. Estimaciones a través del filtro de Hodrick-Prescott (HP)

El filtro HP univariado ha sido empleado extensamente en la literatura relacionada con los modelos de “ciclo económico real” (“*real-business-cycle models*”)<sup>19</sup>. Este tipo de filtro permite descomponer los *shocks* en un componente permanente (oferta) y en otro temporario (demanda). Si bien en algunos casos podría no ser tan clara la distinción entre ambos tipos de *shocks*, desde el punto de vista del análisis de la inflación es importante establecer algún tipo de restricción que permita discriminar los *shocks* de demanda de los de oferta.

En este sentido, el filtro HP trata de minimizar la sumatoria de los desvíos al cuadrado de la variable  $y_t$  respecto de sus valores de tendencia  $y_t^T$  (la varianza de  $y_t$  alrededor de  $y_t^T$ ) sujeto a una penalidad que restringe la segunda diferencia de  $y_t^T$  (la curvatura de la serie en cada punto). De esta forma, los valores de tendencia del HP son aquellos que minimizan la siguiente expresión:

$$L = \sum_{t=1}^S (y_t - y_t^T)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{S-1} (\Delta y_{t+1}^T - \Delta y_t^T)^2 \quad (8)$$

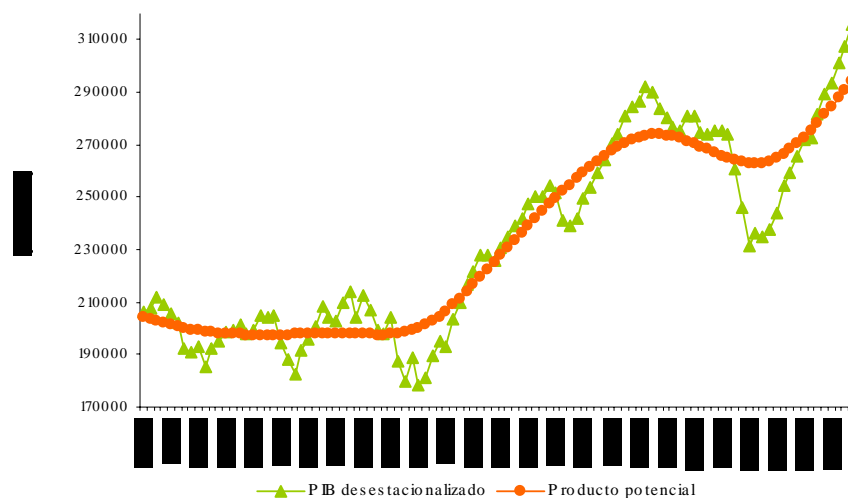
La suavización de la serie de tendencia depende del valor asignado al parámetro  $\lambda$  (el parámetro de “*smoothness*”). Valores altos de  $\lambda$  implican una mayor ponderación para la suavización de la tendencia. En el límite, un valor extremadamente elevado de  $\lambda$  llevaría a que la misma se asimile a una tendencia lineal. En contraste, valores pequeños de  $\lambda$  equivalen a eliminar la penalidad y por tanto la tendencia se igualaría a la serie observada. En otras palabras, valores altos de  $\lambda$  implicarían que los shocks de oferta sean determinísticos y que por tanto las variaciones del producto dependan casi enteramente de los shocks de demanda. En cambio, al seleccionar valores pequeños para  $\lambda$  las variaciones del producto reflejarían básicamente shocks de oferta (los relacionados con el producto potencial o la tendencia de la serie)<sup>20</sup>.

Se asigna un valor de 1.600 al coeficiente  $\lambda$ , que es el valor usualmente utilizado para el caso de series con periodicidad trimestral. En el Gráfico 7 se muestran la serie del PIB real (desestacionalizado) y la estimación de la tendencia a través del filtro HP univariado.

<sup>19</sup> Véase Hodrick y Prescott (1997).

<sup>20</sup> Debe notarse que el filtro HP usualmente sesga la estimación de los datos ubicados al final de la muestra.

**Gráfico 7. PIB real y estimación del producto potencial no inflacionario a través del filtro HP univariado. En millones de \$ de 1993 (datos desestacionalizados)**



A efectos de perfeccionar la estimación del método univariado planteado por Hodrick-Prescott, Laxton y Tetlow (1992) proponen una generalización del filtro HP que incorpora información proveniente de una curva de Phillips y de la ley de Okun (adicionalmente, se incluye también una tercera ecuación correspondiente a la utilización de la capacidad instalada). En el presente trabajo se incluye solamente a la curva de Phillips, por lo que en el HP multivariado, el producto potencial se define como la serie que se obtiene al minimizar la expresión (9):

$$L = \sum_{t=1}^S (y_t - y_t^T)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{S-1} (\Delta y_{t+1}^T - \Delta y_t^T)^2 + \sum_{t=1}^S \mu_t \varepsilon_{\pi t}^2 \quad (9)$$

donde  $\varepsilon$  representa los residuos de la regresión  $\pi_t$ , que surge de la ecuación de la curva de Phillips (10), mientras que  $\mu$  es la ponderación correspondiente. La expresión a estimar de la curva de Phillips es la siguiente:

$$\pi_t = \pi_t^e + A(L) (y_{t-1} - y_{t-1}^T) + \varepsilon_{\pi t} \quad (10)$$

La expresión (10) establece que las tasas de inflación dependen de la inflación esperada y de la brecha del producto en porcentaje rezagada un período.

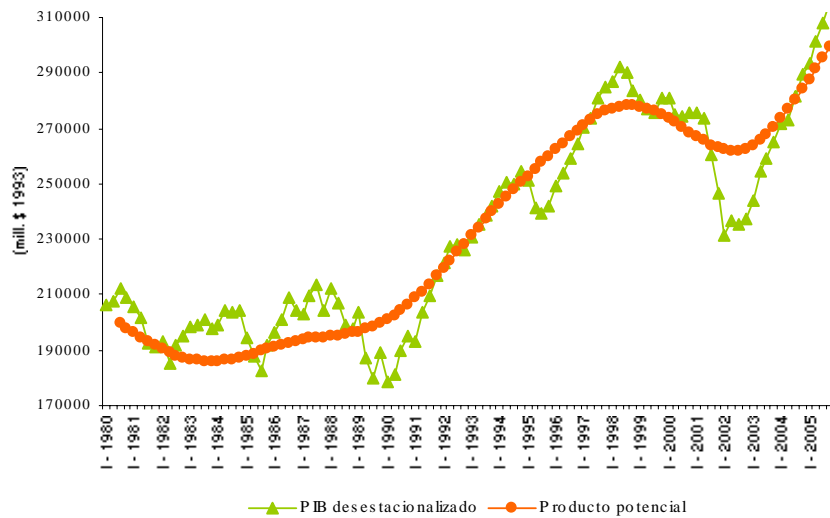
Para la obtención del producto potencial a través del filtro HP multivariado se sigue la siguiente metodología. En primer lugar se estima la expresión (10). Posteriormente, se sigue un procedimiento iterativo empleando los residuos de esa ecuación de forma de minimizar la función de pérdida indicada en (9). En otras palabras, se trata de minimizar el promedio ponderado de los desvíos del producto respecto del producto potencial a partir de la tasa de crecimiento del producto potencial y de los errores correspondientes a la ecuación (10). Este procedimiento, similar al utilizado por Conway y Hunt (1997), continúa hasta que el coeficiente correspondiente satisface los criterios de convergencia.

En el presente trabajo, la variable dependiente en la curva de Phillips es la tasa de inflación, mientras que como variables independientes se considera a la tasa de inflación rezagada un período (se considera una versión “backward looking”); a una variable representada por la variación del tipo de cambio multilateral más la tasa de inflación<sup>21</sup> con un rezago, y a la brecha

<sup>21</sup> Se aproxima a la variación logarítmica en el tipo de cambio nominal más la inflación importada.

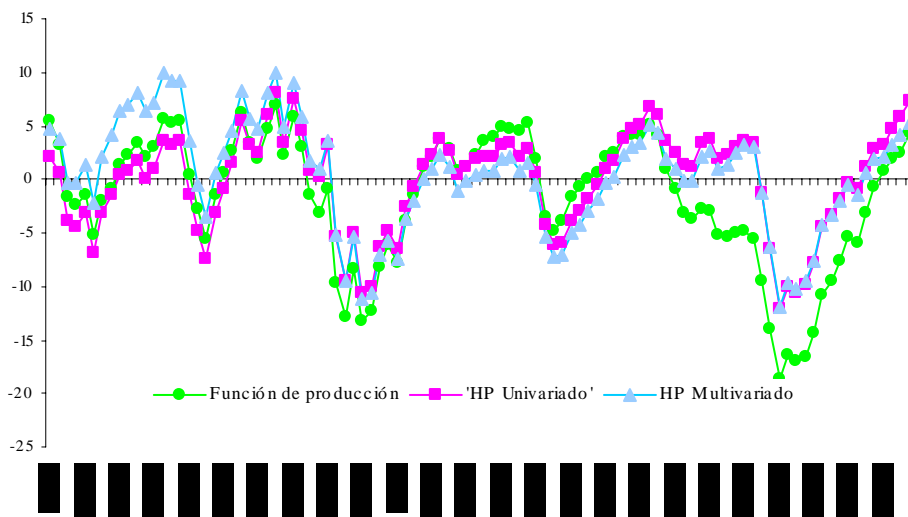
del producto en porcentajes rezagada un período<sup>22</sup>. El Gráfico 8 ilustra la evolución del PIB observado y el PIB potencial calculado según esta metodología.

**Gráfico 8. PIB real y estimación del producto potencial no inflacionario a través del filtro HP multivariado. En millones de \$ de 1993 (datos desestacionalizados)**



En el Gráfico 9 se presentan las brechas del producto calculadas a partir de los filtros HP univariado y multivariado y se las compara con la obtenida mediante el método de la función de producción. Si bien la magnitud (y el signo, en determinados casos) de la brecha puede diferir para algunos períodos, puede observarse que la dinámica en el tiempo seguida por las tres brechas es muy similar a lo largo de la muestra.

**Gráfico 9. Brechas del producto  $((Y-Y^*)/Y^*)$  con el método de la función de producción y con los filtros HP univariado y multivariado. En porcentajes**



<sup>22</sup> La estimación considera además cuatro variables binarias que toman valor uno en 1989:2, 1989:3, 1989:4 y 1990:1 respectivamente, y cero en los períodos restantes.

## VII. La propuesta de VAR estructural (SVAR) de Blanchard y Quah

Otra metodología utilizada para estimar el producto potencial es la propuesta de VAR estructural de Blanchard y Quah (1989). Este método se basa en la tradición keynesiana y en la síntesis neoclásica. En tal sentido, los autores identifican al producto potencial no inflacionario con la capacidad de oferta agregada de la economía y a los cambios en el componente cíclico (brecha) con fluctuaciones de la demanda agregada. En particular, Blanchard y Quah (1989) suponen que los *shocks* de oferta presentan efectos permanentes sobre el producto mientras que los *shocks* de demanda tienen solo efectos transitorios sobre esa variable<sup>23</sup>.

Para estimar el producto potencial, Clarida y Gali (1994) y Cerra y Saxena (2000) plantean un modelo SVAR que incluye al PIB real, al tipo de cambio real y al Índice de Precios al Consumidor, con las variables expresadas en primeras diferencias del logaritmo natural. En símbolos sería<sup>24</sup>:

$$\Delta X_t = [\Delta Y_t, \Delta TCR_t, \Delta IPC_t] \quad (11)$$

donde  $\Delta X_t$  representa el vector de variables del VAR,  $\Delta Y_t$  el PIB real,  $\Delta TCR_t$  el tipo de cambio real y  $\Delta IPC_t$  el índice de precios al consumidor (en primeras diferencias del logaritmo natural).

El vector  $\Delta X_t$  puede representarse también como un promedio móvil:

$$\Delta X_t = C(L) \varepsilon_t \quad (12)$$

donde  $L$  es el operador de rezagos y  $\varepsilon_t = [\varepsilon_s, \varepsilon_d, \varepsilon_n]$  indica el vector de *shocks* estructurales exógenos no observados ( $\varepsilon_s$ ,  $\varepsilon_d$ , y  $\varepsilon_n$  representan, respectivamente, el *shock* de oferta agregada, el *shock* de demanda agregada y el *shock* nominal agregado). En este caso, los errores presentan ausencia de correlación serial y la matriz de varianzas-covarianza está normalizada a la matriz identidad.

Dado que el vector de *shocks* estructurales no resulta directamente observable, se estima un VAR irrestricto, que genera la siguiente representación promedio móvil:

$$\Delta X_t = A(L) \mu_t \quad (13)$$

donde  $A(L)$  indica la matriz identidad y  $\mu_t$  señala el vector de la forma reducida de los residuos, con la matriz de covarianza  $\Sigma$ . Las expresiones (12) y (13) determinan una relación lineal entre la forma reducida de los residuos y los *shocks* del modelo estructural:

$$\mu_t = C_0 \varepsilon_t \quad (14)$$

Dado que la matriz simétrica  $\Sigma = C_0 C_0'$  impone seis de las nueve restricciones requeridas, sería necesario establecer solamente tres restricciones adicionales a la matriz (3x3)  $C_0$  (resulta necesario identificar la matriz  $C_0$  de forma de obtener el vector de *shocks* estructurales  $\varepsilon_t$  a partir del vector de errores estimados  $\mu_t$ ). Al igual que en el trabajo pionero de Blanchard y Quah (1989), en el presente trabajo se recurre a los fundamentos de la teoría económica para establecer las restricciones de largo plazo sobre los coeficientes de la matriz del VAR.

La representación de largo plazo de la expresión (12) sería:

---

<sup>23</sup> El VAR estructural (SVAR) se plantea como una alternativa a la ortogonalización recursiva de Cholesky, lo cual requiere imponer determinadas restricciones para identificar los componentes ortogonales estructurales del término de error.

<sup>24</sup> Para la presentación de la parte teórica y el desarrollo empírico del SVAR se sigue principalmente el trabajo de Cerra et al. (2000).

$$\begin{bmatrix} \Delta Y \\ \Delta TCR \\ \Delta IPC \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} & C_{13} \\ C_{21} & C_{22} & C_{23} \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_s \\ \varepsilon_d \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad (15)$$

Clarida y Gali (1994) y Cerra et al. (2000) sugieren imponer las siguientes restricciones de largo plazo sobre la matriz de coeficientes:  $C_{12} = C_{13} = C_{23} = 0$ . Estas restricciones implican que, en el largo plazo, el producto se vería afectado solamente por *shocks* de oferta y que los *shocks* nominales no afectarían a la variable de demanda (el *shock* nominal presentaría efectos permanentes solamente en el nivel de precios)<sup>25</sup>.

Luego, se utilizan los residuos del VAR irrestricto y los parámetros de la matriz  $C_0$  para determinar el vector de *shocks* exógenos estructurales (expresión 14). Dado que el producto potencial no inflacionario se asimila al componente permanente del producto, Cerra et al. (2000) proponen derivar esa variable a partir de una tendencia a la cual se incorporan los *shocks* de oferta derivados anteriormente, en el presente trabajo se considera la siguiente especificación<sup>26</sup>:

$$\Delta Y'_t = HP_Y + C_{11} \varepsilon_s \quad (16)$$

donde  $\Delta Y'_t$  indica el producto potencial no inflacionario estimado (en factores de variación),  $HP_Y$  la tendencia del PIB desestacionalizado obtenida a través del filtro HP (en factores de variación),  $C_{11}$  el parámetro del VAR y  $\varepsilon_s$  el *shock* de oferta. Con posterioridad, se recupera el nivel del producto potencial no inflacionario a partir de los factores de variación que resultan de (16) y de un valor inicial de la variable.

A diferencia de otras técnicas multivariadas, la propuesta del VAR estructural descansa sobre fundamentos teóricos. A su vez, las estimaciones provenientes de estos modelos no estarían sujetas a los sesgos de fin de muestra como suele ocurrir con otros métodos como el HP. No obstante, suele considerarse que las restricciones impuestas a los modelos VAR podrían plantear dificultades para asociar *shocks* específicos con determinadas variables económicas (por ejemplo, los *shocks* tecnológicos, considerados como *shocks* de oferta, podrían simultáneamente incrementar la demanda debido al efecto riqueza).

En el Gráfico 10 pueden observarse la serie del PIB real y la estimación del producto potencial no inflacionario a partir del método del VAR estructural. En este caso, el modelo incluye al PIB real (desestacionalizado), al tipo de cambio real y al Índice de Precios al Consumidor, en primeras diferencias del logaritmo natural, con cinco retrasos en las variables (la periodicidad más uno)<sup>27</sup>. En el modelo estimado, no es posible rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial con cinco rezagos, de acuerdo con el test LM (Breusch-Godfrey Lagrange).

<sup>25</sup> En otros términos, el VAR irrestricto a estimar podría simbolizarse como:

$$y_t = A^{-1} C(L) y_t + A^{-1} B u_t \quad (a)$$

donde  $A$ ,  $B$ ,  $C$  son matrices no observables (la idea es imponer restricciones de largo plazo al VAR irrestricto para recuperar la forma estructural del modelo:  $Ay_t = C(L)y_t + Bu_t$ , la cual no puede estimarse directamente debido a problemas de identificación). Reagrupando los términos de (a) queda:

$$[I - A^{-1} C(L)] y_t = A^{-1} B u_t \quad (b)$$

De esta forma:

$$y_t = [I - A^{-1} C(L)]^{-1} A^{-1} B u_t \quad (c)$$

Haciendo  $M = [I - A^{-1} C(L)]^{-1} A^{-1} B$  se obtiene:

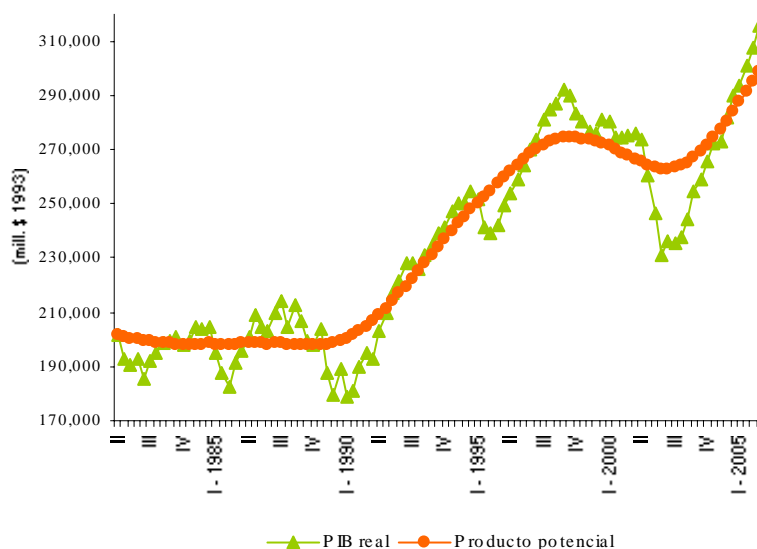
$$y_t = M u_t \quad (d)$$

La expresión (d) indica cómo los *shocks* estocásticos afectan los niveles de largo plazo de las variables. En este sentido, imponer como restricción que la respuesta (acumulada) de largo plazo de un *shock* estructural  $u_i$  sobre la variable  $y_j$  sea igual a cero implica hacer cero la columna  $i$  de la fila  $j$  de  $M$ .

<sup>26</sup> Cerra et al. (2000) utilizan la tendencia lineal del PIB en la expresión (16), aunque sin aclarar cómo se obtiene. Una alternativa sería estimar por mínimos cuadrados la tasa de variación del PIB sin estacionalidad en función de una constante y de una tendencia determinística y utilizar el dato estimado en la expresión (16).

<sup>27</sup> El modelo estimado es similar al primero de los planteados por Cerra y Saxena (2000).

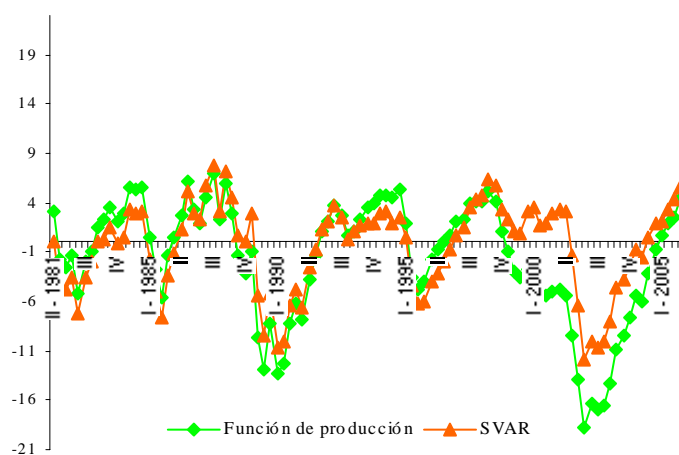
**Gráfico 10. PIB real y estimación del producto potencial no inflacionario a través de la propuesta de VAR estructural. En millones de \$ de 1993 (datos desestacionalizados)**



La estimación realizada con esta técnica muestra algunas diferencias con la proveniente del método de la función de producción, en particular en la salida de la última crisis, dado que la brecha negativa del producto se revierte en el tercer trimestre del año 2004. En contraste, en la estimación realizada con el método de la función de producción la brecha se torna positiva durante el primer trimestre de 2005.

En el Gráfico 11 se indican las brechas, provenientes del método de la función de producción y de la propuesta del SVAR, en porcentajes. Se observa una mayor correlación entre ambas durante los ochentas y la primera mitad de los años noventa.

**Gráfico 11. Brecha del producto  $((Y-Y^*)/Y^*)$  con el método de la función de producción y con la propuesta de SVAR. En porcentajes**



## VIII. Análisis descriptivo respecto de las distintas brechas del producto

### VIII.1. Estadísticas descriptivas de las distintas brechas

En la Tabla 1 se indican algunas estadísticas descriptivas respecto de los diferentes métodos utilizados para estimar la brecha del producto. Se observa que el valor más bajo para la brecha corresponde al método de la función de producción y el más elevado al HP multivariado y al método de State-Space. Este último presenta, a su vez, el mayor desvío estándar<sup>28</sup>.

**Tabla 1. Estadísticas descriptivas de las brechas del producto.**

	Media	Mínimo	Máximo	D. S.
Función de Producción1	-0,012	-0,187	0,098	0,062
Función de Producción2	-0,015	-0,174	0,071	0,059
State-Space	-0,021	-0,165	0,115	0,063
Curva de Phillips por SS	0,009	-0,119	0,085	0,042
Filtro HP univariado	-0,001	-0,121	0,080	0,046
Filtro HP multivariado	0,005	-0,118	0,099	0,051
SVAR	-0,005	-0,119	0,077	0,045

Nota: la brecha del producto  $((y-y^*)/y^*)$  está expresada en tanto por uno. D.S.: desvío estándar. Período 1980:1-2005:4.

Por su parte, en la Tabla 2 se muestran los coeficientes de correlación entre las diferentes medidas de la brecha del producto. Se aprecia que la brecha correspondiente al método de la función de producción muestra una mayor correlación con la brecha del filtro HP y con la brecha que surge a partir de la propuesta de VAR estructural.

**Tabla 2. Correlaciones entre diferentes medidas de la brecha del producto.  $((y-y^*)/y^*)$ , en tanto por uno**

	Función de Producción 1	State-Space	C. Phillips	Filtro HP multivariado	SVAR
Función de Producción1	1,00	0,58	0,38	0,86	0,84
Función de Producción2	0,98	0,67	0,35	0,83	0,83
"State-Space"	0,58	1,00	0,13	0,58	0,68
Curva de Phillips por SS	0,38	0,13	1,00	0,39	0,39
Filtro HP univariado	0,84	0,68	0,40	0,98	0,99
Filtro HP multivariado	0,86	0,58	0,39	1,00	0,98
SVAR	0,84	0,68	0,39	0,98	1,00

Nota: Período 1980:1-2005:4.

### VIII.2. Medidas de evaluación del error de pronóstico para las brechas del producto

Dado que a la brecha del producto se la considera frecuentemente un instrumento útil para calibrar las presiones inflacionarias en la economía, la información proveniente de esta variable debería servir, en principio, para mejorar la precisión en las estimaciones de las tasas de inflación.

<sup>28</sup> En la Tabla 1 se consideran medidas de evaluación de pronóstico para dos brechas que surgen del método de la función de producción. La "función de producción1" es la que se presenta en el texto e incluye un coeficiente de participación de la mano de obra de 0,438 (0,562 para el capital), mientras que la "función de producción2" se estima con un coeficiente de 0,345 para ese factor (0,655 para el capital).

A fin de evaluar la capacidad de realizar pronósticos por parte de las distintas medidas de la brecha del producto se recurre a la estimación de una versión de la curva de Phillips, por mínimos cuadrados ordinarios, y se pronostica (a un paso) la tasa de inflación para el subperíodo dentro de la muestra (“*in-sample*”) 2000:1/2005:4. Al igual que anteriormente, se considera a la tasa de inflación como variable dependiente, mientras que como variables explicativas se incluyen a la brecha del producto rezagada un período; a la tasa de inflación con un rezago (inercia de la inflación) y a una variable que representa la variación del tipo de cambio real multilateral más la variación del índice de precios al consumidor, con un rezago (se aproxima a la variación del tipo de cambio nominal más la inflación importada)<sup>29</sup>.

En la Tabla 3 puede observarse que los pronósticos realizados a partir de las estimaciones de la brecha con el método de la función de producción y con la propuesta del VAR estructural (ambas resultan estadísticamente significativas en la estimación de la curva de Phillips)<sup>30</sup> muestran, por lo general, un menor error medio cuadrático y un menor error medio absoluto, así como un coeficiente de desigualdad de Theil más bajo (aunque el HP univariado muestra un valor más bajo en el último caso)<sup>31</sup>. En particular, se observa también que la brecha que surge a partir del método de la función de producción con un coeficiente de participación de la mano de obra de 0,345 (0,655 para el capital) presenta errores de pronóstico más bajos (aunque el error porcentual medio absoluto -MAPE- resulta más elevado) que los obtenidos a partir de la brecha con el mismo método pero con una participación de la mano de obra de 0,438 (0,562 para el capital).

**Tabla 3. Medidas de evaluación del error de pronóstico para las distintas brechas del producto, en la estimación de una curva de Phillips. Pronóstico “*in-sample*” para el subperíodo 2000:1/2005:4**

	RMSE	MAE	MAPE	Theil
Función de Producción1	0,073	0,058	1263	0,732
Función de Producción2	0,065	0,054	1517	0,689
State-Space	0,074	0,071	2552	0,539
Curva de Phillips por SS	0,073	0,070	2222	0,554
Filtro HP univariado	0,080	0,070	3412	0,641
Filtro HP multivariado	0,096	0,085	3362	0,739
SVAR	0,077	0,067	3400	0,635

Nota: RMSE: error medio cuadrático, MAE: error medio absoluto, MAPE: error porcentual medio absoluto, Theil: coeficiente de desigualdad de Theil.

Por su parte, en la Tabla 4 se presentan los errores de pronóstico para las distintas brechas al considerar el subperíodo 1990:2-2005:4. En este caso, se observa que las estimaciones por los métodos de HP multivariado y de VAR estructural muestran errores más bajos (en particular para el error medio cuadrático (RMSE), error medio absoluto (MAE) y el coeficiente de Theil) que los de la función de producción. Ello podría deberse a que, estos últimos, explican mejor, tanto las bajas tasas de inflación de los años noventa, como las tasas más altas registradas después de la última crisis.

<sup>29</sup> Además se consideran cuatro variables binarias similares a las mencionadas en la nota al pie 22.

<sup>30</sup> Debe notarse que las brechas estimadas por “*State-Space*” no resultan significativas estadísticamente en la estimación de la curva de Phillips por mínimos cuadrados.

<sup>31</sup> Para los tres primeros criterios podría considerarse que cuanto más pequeño es el error mejor será la habilidad del modelo para predecir, mientras que en el caso del coeficiente de desigualdad de Theil (se ubica entre cero y uno) un valor cercano a cero indicaría un ajuste perfecto.

**Tabla 4. Medidas de evaluación del error de pronóstico para las distintas brechas del producto, en la estimación de una curva de Phillips. Pronóstico “in-sample” para el subperíodo 1990:2/2005:4.**

	RMSE	MAE	MAPE	Theil
<i>Función de Producción1</i>	0,105	0,092	3120	0,336
<i>Función de Producción2</i>	0,110	0,095	3605	0,346
State-Space	0,107	0,091	2922	0,319
Curva de Phillips por SS	0,106	0,090	2625	0,319
Filtro HP univariado	0,104	0,088	3841	0,329
Filtro HP multivariado	0,094	0,080	3473	0,327
SVAR	0,103	0,087	3829	0,327

Nota: RMSE: error medio cuadrático, MAE: error medio absoluto, MAPE: error porcentual medio absoluto, Theil: coeficiente de desigualdad de Theil.

## IX. Conclusiones

El uso de modelos macroeconómicos destinados al análisis de política, o con fines de predicción, requiere contar con estimaciones del producto potencial no inflacionario y de la brecha del producto de la economía. En muchos de estos modelos la brecha entre el producto observado y el potencial resulta una variable clave para explicar la dinámica de los precios y de los salarios. Lamentablemente tanto el producto potencial no inflacionario como la brecha del producto no son variables directamente observables.

En este trabajo se presentan algunas metodologías alternativas destinadas a estimar el producto potencial no inflacionario y la brecha del producto para el caso de la economía argentina. En particular, se describe el método basado en una función de producción de tipo neoclásica, que es utilizado actualmente por la Subgerencia General de Investigaciones Económicas. Si bien esta metodología enfrenta algunas críticas relacionadas con sus supuestos (como la clase de función de producción empleada y las estimaciones de la tasa natural de desempleo y de la tasa natural de utilización de la capacidad instalada) presenta la ventaja de permitir descomponer las variaciones del producto potencial no inflacionario a partir de los cambios registrados en sus principales determinantes, vale decir, los relacionados con el crecimiento de la mano de obra, del stock de capital y de la productividad. A su vez, este método no genera los sesgos de final de muestra que suelen acompañar a las estimaciones realizadas a través de tendencias lineales o de filtros univariados.

En el trabajo se incluyen también estimaciones del producto potencial no inflacionario y de la brecha del producto realizadas a través del método de “State-Space”, de una curva de Phillips estimada por medio del filtro de Kalman (“State-Space”), del filtro HP (univariado y multivariado) y de la propuesta de VAR estructural de Blanchard y Quah (1989). El desarrollo de estas metodologías permiten al BCRA contar con una batería de instrumentos con los cuales se puede aproximar el nivel del producto potencial no inflacionario, que en todos los casos muestra ser una variable determinante de la tasa de inflación de la economía. La disponibilidad de tal variedad de instrumentos constituye un valor agregado importante a la hora de monitorear y analizar el nivel del producto compatible con la estabilidad en el nivel de precios, objetivo final de la política monetaria.

## X. Referencias

**Billmeier A. (2004)**; "Ghostbusting: Which Output Gap Measure really matters?", IMF, WP04/146.

**Blanchard O. y D. Quah (1989)**; "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply", *The American Economic Review*, (79), pp. 655-73.

**Cerra V. y S. Saxena (2000)**; "Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: an Application to Sweden", IMF.

**Clarida R. y J. Gali (1994)**; "Sources of Real Exchange Fluctuations: how important are Nominal Shocks?", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, (41), pp. 1-56.

**Conway P. y B. Hunt (1997)**; "Estimating Potential Output: a Semi-structural Approach", Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series G97-9, Diciembre.

**Escudé G., F. Gabrielli, L. Lanteri y J. Roulliet (2004)**; "La estimación del producto potencial para la Argentina: 1980:1 – 2004:1", BCRA.. Hay una versión en inglés de este trabajo: "Estimating Potencial Output for Argentina, 1980:1/2004:1".

**Escudé G. y L. Lanteri (2006)**; "Estimación del Stock de Capital para la Economía Argentina, 1950-2005", mimeo, Banco Central de la República Argentina, Sub Gerencia General de Investigaciones Económicas.

**Gordon R. (1984)**; "Unemployment and the Growth of Potential Output in the 1980s", *Brookings Papers on Economic Activity*, (15), pp. 537-64.

**Hodrick R. y E. Prescott (1997)**; "Post-War US Business Cycles: an Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, (29), pp. 1-16.

**Kichian M. (1999)**; "Measuring Potential Output within a State-Space Framework", Bank of Canada, Working Paper 99-9.

**Laxton D. y R. Tetlow (1992)**; "A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output", Bank of Canada Technical Report n° 59.

**Okun A.M. (1970)**; "The Political Economy of Prosperity", Washington D.C., The Brookins Institution.

**Sarikaya C., F. Ogünc, D. Ece, H. Kara y U. Ozlale (2005)**; "Estimating Output Gap for he Turkish Economy", Central Bank of Republic of Turkey, Febrero.

**Solow R. (1957)**; "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, (39), pp. 312-20.

## ANEXO

### Determinación de la participación de la mano de obra en el ingreso

A efectos de obtener una estimación más precisa de la participación de la mano de obra en el ingreso se utilizan datos de mano de obra ocupada provenientes de la EPH (Encuesta Permanente de Hogares) y datos de salarios (promedios de la economía) del Sistema Integrado de Jubilaciones y Pensiones (SIJP-AFIP), que cubren el período 1993-2004. Dado que los salarios del SIJP incluyen solamente al mercado de mano de obra formal se ajustan los datos de la masa salarial que surgen de dicha fuente a partir del dato proveniente de la Matriz de Contabilidad Social del año 1997 (tratando de mantener una relación constante con la masa salarial de la matriz)<sup>32</sup>. De esta forma, se obtiene una participación promedio de la masa salarial en el producto de 0,345 (una participación promedio del capital de 0,655)<sup>33</sup> para dicho período (1993-2004).

---

<sup>32</sup> Se desea agradecer a Emiliano Basco por brindarnos la información correspondiente a la Matriz de Contabilidad Social.

<sup>33</sup> La estimación anterior del coeficiente de participación de la mano de obra arrojaba un resultado levemente superior, de 0,438.