

La brecha de producto en Chile: medición y evaluación

Rodrigo Fuentes, Fabián Gredig y Mauricio Larraín*

I. INTRODUCCIÓN

La brecha de producto se define como la diferencia entre el nivel efectivo de producción y el nivel de producción potencial de una economía. Una brecha de producto positiva y sostenida indica la existencia de presiones de demanda y es una señal de que están aumentando las presiones inflacionarias. A la inversa, un nivel de producto real por debajo de su potencial, o sea una brecha de producto negativa, es una señal de que las presiones inflacionarias están decreciendo. Dado que el objetivo principal de la mayoría de los bancos centrales es la estabilidad de precios, la estimación de la brecha de producto es esencial en la conducción de la política monetaria. Por ello, es necesario contar con una medición de esta variable para evaluar si la evolución proyectada del producto que subyace a la política monetaria en ejecución impulsará la inflación en una dirección coherente con la estabilidad del nivel de precios.

No obstante la importancia del producto potencial, no existe una definición clara de él. En el contexto de los modelos estructurales podría interpretarse como el nivel de producción alcanzado bajo total flexibilidad de precios. En los textos tradicionales esto se conoce como la producción de pleno empleo. En este caso hace falta desarrollar un modelo estructural que permita definir el equilibrio libre de fricciones. Una interpretación alternativa consiste en considerar el producto potencial como el nivel de producción de

* Banco Central de Chile. Agradecemos a Pablo Pincheira, Klaus Schmidt-Hebbel, José Luis Torres, Rodrigo Valdés, y a los participantes en seminarios internos y abiertos en el Banco Central de Chile. Este estudio constituye el documento de trabajo n° 455 del Banco Central de Chile y ha sido presentado a la revista *Economía Chilena* para su eventual publicación.

tendencia de largo plazo. Esta definición abre una polémica en cuanto a si la serie de tiempo del producto es estacionaria en tendencia o en diferencias. La técnica utilizada para obtener la tendencia de largo plazo dependerá de la respuesta sobre este punto.

Junto a la medición de la brecha de producto, a la autoridad también le interesa una medición de la tasa de crecimiento del producto potencial de la economía. Esta variable es uno de los principales catalizadores de mejoras en el nivel de vida. Su evolución también es importante para la conducción de la política monetaria. Por ejemplo, los cambios en el crecimiento potencial del producto pueden afectar significativamente la demanda agregada y la inflación a través de su impacto sobre las expectativas de ingresos y los precios de activos. En el caso de Chile, esta variable también es importante debido a que es un insumo en la proyección del superávit (o déficit) fiscal estructural según la regla del superávit estructural, y además es un insumo para la estimación de la tasa natural de interés en el contexto del modelo de equilibrio general dinámico-estocástico del Banco Central.

Como el producto potencial y la brecha de producto no son directamente observables, las estimaciones deben inferirse con base en los datos. Se han desarrollado varios métodos en la literatura¹ para estimar el producto potencial y la brecha de producto. Sin embargo, existe gran incertidumbre acerca de estas estimaciones.

En este trabajo estimamos la brecha de producto y la tasa de crecimiento del producto potencial de Chile para el período 1986-2005, utilizando tres métodos distintos: *i*) estimaciones a partir de la función de producción; *ii*) estimaciones a partir de un modelo semiestructural estimado con el filtro de Kalman (univariado y multivariado); y *iii*) estimaciones a partir de un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR). Las mediciones de la brecha son comparadas en función de su capacidad de explicar futuras presiones inflacionarias, y de la diferencia entre las mediciones *ex post* y las correspondientes observaciones en tiempo real. También se emplean estos métodos para estimar la tasa de crecimiento del producto potencial, y compararla con la tasa de crecimiento en estado estacionario provista por un modelo neoclásico de crecimiento.

El trabajo se desarrolla de la siguiente manera. La sección II presenta

¹ Gallego y Johnson (2001) resumen la literatura sobre la estimación de la tasa de crecimiento del producto potencial para Chile, y producen su propia estimación empleando un conjunto de métodos que incluyen el enfoque de la función de producción, y métodos univariados y multivariados. Véase también Contreras y García (2002) para una aplicación del enfoque de la función de producción, y Chumacero y Gallego (2002) para los problemas enfrentados al utilizar estimación en tiempo real de la brecha de producto para Chile.

estimaciones de la brecha de producto según los tres métodos alternativos. La sección III compara los métodos empleando dos métricas distintas. La sección IV muestra los resultados, según los distintos métodos, para la tasa de crecimiento del producto potencial. La sección V concluye.

II. ESTIMACIÓN DE LA BRECHA DE PRODUCTO

Existen dos alternativas básicas para estimar el producto potencial: a través de la estimación de relaciones estructurales y por medio de filtros estadísticos. El primer enfoque intenta aislar los efectos de las influencias estructurales y cíclicas sobre el producto empleando la teoría económica, mientras el segundo separa una serie de tiempo en sus componentes permanentes y cíclicos. Entre los métodos que emplean la teoría económica, en este trabajo se utilizan los enfoques de función de producción y SVAR, y entre los métodos estadísticos utilizamos el enfoque del filtro de Kalman.

Para el caso de la metodología de función de producción, se han aplicado diversas variantes en la literatura.² Aquí empleamos una variante del modelo de Solow para estimar la tasa de crecimiento de estado estacionario del producto y una variante del enfoque de Menashe y Yahkin (2004) para estimar la brecha de producto. Para el enfoque del filtro de Kalman, basado en Kuttner (1994), Apel y Janson (1999) y, Laubach y Williams (2003), también consideramos algunas formulaciones alternativas dependiendo de las ecuaciones utilizadas para caracterizar a la economía. En particular, se estiman cuatro modelos: un filtro Hodrick-Prescott univariado y tres filtros multivariados alternativos que incluyen una curva de Phillips, una curva de Phillips e IS, y una curva de Phillips con la ley de Okun, respectivamente. Por último, para el SVAR nos basamos en el trabajo pionero de Blanchard y Quah (1989).

1. El enfoque de la función de producción

Esta sección se basa en el enfoque de función de producción desarrollado en Menashe y Yahkin (2004). La idea es que la brecha de producto puede expresarse como la brecha entre las tasas de utilización de trabajo y capital. La derivación es sencilla. La función de producción agregada de la economía puede denotarse como:

² Para un resumen, véase De Masi (1997), y para diferentes metodologías, véase Gallego y Johnson (2001), Contreras y García (2002), Willman (2002), Menashe y Yakhin (2004), y Musso y Westermann (2005).

$$\log Y_t = \log A_t + \alpha \log(V_t K_t) + (1 - \alpha) \log L_t \quad (1)$$

donde Y representa el producto total, K el acervo de capital, L la cantidad de trabajo, A la productividad total de factores y V el índice de utilización del acervo de capital. El parámetro α es la elasticidad capital-producto que fijamos igual a 0.4 en el caso de Chile.³ En la misma línea, se puede definir el producto potencial o de pleno empleo (* denota las variables que están en su nivel de pleno empleo) como:

$$\log Y_t^* = \log A_t^* + \alpha \log(V_t^* K_t^*) + (1 - \alpha) \log L_t^* \quad (2)$$

Cabe notar que V^* es igual a 1, ya que implica la utilización del 100% del capital. Restando la ecuación (2) de la ecuación (1), obtenemos la brecha como porcentaje del producto potencial. Denotando el logaritmo de las variables en mayúsculas por minúsculas, tenemos que:

$$y_t - y_t^* = a_t - a_t^* + \alpha(v_t - v_t^*) + \alpha(k_t - k_t^*) + (1 - \alpha)(l_t - l_t^*)$$

La brecha en el factor de capital está dada por la tasa de utilización del acervo, dado que el acervo total de capital está potencialmente disponible para su uso por parte de las empresas, $k = k^*$. Menashe y Yahkin (2004) argumentan además que el diferencial entre la productividad total de factores (PTF) y el nivel potencial de la PTF representa el lado de oferta, y que no es importante para estimar la brecha de producto como medida de la presión inflacionaria una vez que la tasa de utilización del capital le haya sido restada.⁴ Adicionalmente, este diferencial se comporta como si fuera un proceso ruido blanco, de tal forma que su valor esperado es cero. Así, la brecha de producto puede expresarse en términos de la brecha de utilización de capital y la brecha de mano de obra, cada una ponderada por su elasticidad correspondiente:

$$y_t - y_t^* = \alpha(v_t - v_t^*) + (1 - \alpha)(l_t - l_t^*)$$

Las estimaciones se llevan a cabo utilizando datos trimestrales desde el primer trimestre de 1986 hasta el último trimestre de 2005. Para estimar

³ La participación del capital obtenida de las cuentas nacionales es 0.5. Por otra parte, Gollin (2002) argumenta que las cuentas nacionales tienden a sobrestimar la participación del capital; su estimación para los países en desarrollo es alrededor de 0.3. Nosotros empleamos 0.4 como promedio entre estas dos cifras, dado que la participación del capital debería ser mayor para los países de menor desarrollo que para los industrializados.

⁴ Este supuesto requiere una estimación precisa de la tasa de utilización del capital, dado que errores en la utilización de capital o en la brecha de desempleo se verán reflejados en la serie PTF.

según el enfoque de función de producción, utilizamos datos del producto interno bruto a precios constantes del año 2003 y la cifra de trabajadores ocupados en la economía. Para estimar la tasa de utilización del capital nos basamos en el trabajo de Fuentes, Larraín y Schmidt-Hebbel (2004), donde la utilización cíclica es el componente cíclico de la serie histórica del consumo de energía obtenido a partir del filtro Hodrick-Prescott. Dado que estamos trabajando con datos trimestrales, la única información disponible es la producción de energía. Usamos la producción de electricidad del Sistema Central Interconectado, que representa el 80% del total de energía producido en el país.⁵ La brecha de empleo es estimada utilizando la diferencia entre la tasa de empleo, calculada a partir de la tasa de desempleo efectiva, y la tasa de pleno empleo, obtenida a partir de la tasa natural de desempleo, NAIRU, la cual se estima por medio del enfoque del filtro de Kalman (Modelo 4) que se describe en la sección siguiente.

2. Enfoque del filtro de Kalman

El filtro de Kalman es un procedimiento recursivo que permite calcular una estimación óptima de un vector de estados no observados para el período t , basado en la información disponible en dicho período. Las variables no observables, en general, se pueden identificar bajo el supuesto de que afectan la evolución de las variables observables y se comportan bajo un proceso subyacente que es conocido. Cuando las variables observadas incluyan solamente el (logaritmo del) nivel del PIB, nos referiremos a un método de filtro univariado, y cuando utilizamos más de una ecuación de observación para estimar la brecha de producto y el producto potencial, nos referiremos a un método de filtro multivariado.

Generalmente, el PIB (desestacionalizado) se descompone en dos componentes no observados: el componente de tendencia (el producto potencial) y el componente cíclico (la brecha de producto). Suponiendo, entonces, que los componentes tanto de tendencia como cíclico evolucionan de manera subyacente como un proceso autorregresivo o una caminata aleatoria, se pueden obtener estimaciones para ambos componentes no observados. Esta clase de estimación, sin embargo, por lo general presenta poca precisión en tiempo real y una falta de fundamento teórico. Afortunadamente, se puede utilizar información adicional proveniente de la teoría económica para mejorar la estimación del producto potencial y la brecha de producto. En particular, sabemos que la brecha de producto contribuye a explicar tanto la

⁵ Esta serie solo está disponible desde el primer trimestre de 1988, por lo que la muestra para este método corre del primer trimestre de 1998 hasta el último trimestre de 2005.

dinámica de la inflación como la evolución del desempleo; podemos, entonces, basar nuestras estimaciones adicionalmente en un marco semiestructural al incorporar algo de teoría económica, en lugar de depender solo de filtros mecánicos univariados.

Esta sección describe los modelos alternativos que usamos para evaluar la brecha de producto y la tasa de crecimiento del producto potencial empleando el algoritmo del filtro de Kalman. Basándonos en la literatura existente, exploramos cuatro modelos alternativos: *i*) el filtro HP univariado; *ii*) un filtro multivariado que incluye una curva de Phillips; *iii*) un filtro multivariado que incluye tanto una curva de Phillips como una curva IS; y *iv*) un filtro multivariado que incluye tanto una curva de Phillips como la ley de Okun.⁶ La evaluación de modelos alternativos también es necesaria para evaluar cuáles son las relaciones económicas más útiles para estimar la brecha de producto, como se explora en la sección III.

Modelo 1 (M1)

El filtro Hodrick-Prescott es una de las herramientas más populares para descomponer las series en sus componentes de tendencia y cíclico. Dado y_t , el (logaritmo del) PIB, su componente de tendencia (y_t^*) se obtiene resolviendo el siguiente problema de optimización:

$$\min_{\{y_t^*\}} \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda_1 \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2$$

donde λ_1 controla el grado de suavización de y_t^* . A mayor λ_1 , el componente de tendencia de y_t es menos volátil. La práctica usual es fijar $\lambda_1 = 1,600$ para series de frecuencia trimestral.

De manera alternativa, este problema de minimización puede plantearse bajo la siguiente estructura estado-espacio:

$$y_t = y_t^* + y_t^c \quad (3)$$

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} \quad (4)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (5)$$

$$y_t^c = \varepsilon_t^c \quad (6)$$

Las variables y_t^c y g_t representan el componente cíclico de y_t (la brecha

⁶ Ver Kuttner (1994), Apel y Jansson (1999), Ogunc y Ece (2004), Laubach y Williams (2003), y Graff (2004).

de producto) y el crecimiento tendencial, respectivamente. ε_t^c y ε_t^g son términos residuales de media 0 y varianzas σ_c^2 y σ_g^2 , respectivamente. El grado de volatilidad del componente tendencial puede regularse restringiendo la varianza relativa de ε_t^c a ε_t^g (σ_c^2/σ_g^2) al valor de λ_1 . El sistema puede estimarse por el método de máxima verosimilitud usando el filtro de Kalman, siendo la ecuación (3) la ecuación de señal y las ecuaciones (4)-(6) las ecuaciones de transición del sistema.

El filtro de Hodrick-Prescott es un caso específico de un modelo de componentes no observados más complejo, bajo el cual el producto potencial puede ser afectado por choques estocásticos, y el crecimiento tendencial o la brecha de producto pueden desarrollarse como procedimientos autorregresivos. Nuestro modelo más simple, sin embargo, no puede ser invalidado por las estimaciones, cuyos valores finales son muy similares a los resultados del sistema de mayor flexibilidad.

Modelo 2 (M2)

Los filtros univariados se pueden mejorar mediante la incorporación de información adicional proveniente de relaciones macroeconómicas tales como la curva de Phillips, la ley de Okun o la curva IS. Se espera que la utilización de relaciones macroeconómicas reduzca el conocido sesgo de final de muestra de los filtros univariados y agregue algún apoyo teórico a modelos puramente estadísticos.

En primer lugar, se agrega la típica curva de Phillips retrospectiva como una segunda ecuación de señal en el sistema antes presentado. Dicha relación macroeconómica establece que las desviaciones de la inflación están vinculadas de forma directa con la brecha de producto; por lo tanto, la evolución de la tasa de inflación puede proporcionar información útil para determinar la evolución actual de la tendencia del PIB:

$$\hat{\pi}_t = \sum_{p=1}^P \alpha_p^\pi \hat{\pi}_{t-p} + \sum_{q=1}^Q \alpha_q^y (y_{t-q} - y_{t-q}^*) + x_{1,t}' \alpha + \varepsilon_t^\pi \quad (7)$$

donde $\hat{\pi}_t$ es la desviación de la inflación en relación a su meta y $x_{1,t}$ es un vector que contiene otros determinantes de la inflación. ε_t^π es un procedimiento ruido blanco de media 0 y varianza σ_π^2 . Por último, p y q corresponden al número de rezagos de las desviaciones de inflación y la brecha de producto, respectivamente. La incorporación de rezagos es necesaria para un seguimiento adecuado de la dinámica de las desviaciones de la tasa de inflación. Como en el caso previo, se restringe la varianza relativa de ε_t^c a ε_t^g (σ_c^2/σ_g^2) al valor de λ_1 , mientras que el sistema puede ser estimado por máxima verosimilitud.

Modelo 3 (M3)

Para este tercer modelo agregamos la curva IS retrospectiva estándar al sistema univariado original, como una segunda ecuación de observación:

$$(y_t - y_t^*) = \sum_{s=1}^S \beta_s^y (y_{t-s} - y_{t-s}^*) + \sum_{v=1}^V \beta_v^r (r_{t-v} - r_{t-v}^*) + x_{2,t}' \beta + \varepsilon_t^y \quad (8)$$

Donde r_t es la tasa real de política monetaria (TPM) y r_t^* es la tasa natural de interés real, con rezagos s y v , respectivamente. $x_{2,t}$ es un vector de controles adicionales y ε_t^y es un proceso ruido blanco con media 0 y varianza σ_y^2 . Nótese que r_t^* es inobservable; por lo tanto, debemos incorporar ecuaciones adicionales al modelo estado-espacio. Siguiendo a Laubach y Williams (2003), se relaciona la tasa natural de interés real con el crecimiento de tendencia:

$$r_t^* = c g_t + \varepsilon_t^r \quad (9)$$

Donde ε_t^r es un residuo de media 0 y varianza σ_r^2 . El grado de volatilidad de r_t^* se controla restringiendo la varianza relativa de ε_t^c a ε_t^g (σ_c^2 / σ_g^2) al valor de λ_2 . Como se puede apreciar, el Modelo 3 (ecuaciones 3 a 9) forma un modelo macroeconómico semiestructural que incorpora la teoría económica para ayudar a identificar las variables no observables.

Modelo 4 (M4)

Para capturar la información contenida por el mercado laboral con relación a la evolución de la brecha de producto, en lugar de adicionar la curva IS (más una ecuación de transición para la tasa de interés neutral), el Modelo 4 agrega al Modelo 2 la ley de Okun y una ecuación de transición para la NAIRU (u_t^*):

$$(u_t - u_t^*) = \beta^u (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \varepsilon_t^u \quad (10)$$

$$u_t^* = u_{t-1}^* + \varepsilon_t^{u*} \quad (11)$$

El Modelo 4 está compuesto por las ecuaciones (3) a (7) y (10) a (11), donde ε_t^u es un residuo de media 0 y varianza σ_u^2 . El grado de volatilidad de u_t^* se controla restringiendo la varianza relativa de ε_t^c a ε_t^g (σ_c^2 / σ_g^2) al valor de λ_3 .

Estimación

Para aplicar el algoritmo del filtro de Kalman, debemos ajustar cada modelo a su formato estado-espacio:

$$\xi_{t+1} = A\xi_t + v_{t+1} \tag{12}$$

$$y_t = B'x_t + C'\xi_t + w_t \tag{13}$$

donde ξ_t es un vector de estados no observables, y_t un vector de observables, x_t un vector de variables predeterminadas y A, B y C son matrices de parámetros a estimar. v_t y w_t son vectores de términos residuales de media cero, con:

$$E(v_t \ v_t') = Q \text{ para } t = \tau \text{ (alternativamente 0)}$$

$$\text{y } E(w_t \ w_t') = R \text{ para } t = \tau \text{ (alternativamente 0)}$$

La ecuación (12) se conoce como la ecuación de estado o de transición, mientras la ecuación (13) se conoce como la ecuación de observación.

Utilizando el formato estado-espacio, resulta sencillo expresar la función de probabilidad (función *likelihood*), la cual puede estimarse por máxima verosimilitud:

$$L = (2\pi)^{\frac{-n}{2}} |C'P_{t|t-1}C + R|^{\frac{-1}{2}} e^{\left\{ \frac{-1}{2} (y_t - B'x_t - C'\hat{\xi}_{t|t-1}) (C'P_{t|t-1}C + R)^{-1} (y_t - B'x_t - C'\hat{\xi}_{t|t-1}) \right\}}$$

donde n es el número de observables y $P_{t|t-1}$ es el error cuadrático medio (ECM) asociado a $\hat{\xi}_{t|t-1}$, el pronóstico de ξ_t basado en la información disponible en el período $t-1$.⁷

En la estimación utilizamos datos desestacionalizados para *IPCXI*, (la tasa de inflación subyacente), el producto y la tasa de desempleo.⁸ Las desviaciones de la inflación se calculan empleando las metas de inflación oficiales del Banco Central de Chile desde 1991. Para el período previo utilizamos las proyecciones de inflación a un año. Se emplean cuatro rezagos de la inflación en la ecuación (7) para eliminar la correlación residual y un rezago para las brechas tanto de producto como de empleo en las ecuaciones (7) y (8). Como controles adicionales, incluimos en la curva de Phillips (en el vector $x_{1,t}$) la desviación porcentual de la inflación en el precio del petróleo y del tipo de cambio real con respecto a sus respectivas tendencias HP. Por otra parte, en la curva IS (en el vector $x_{2,t}$) incluimos la desviación del tipo de cambio real. Para verificar la robustez de las estimaciones, además del valor estándar para el parámetro de control de suavización λ_1 (1,600), como

⁷ Véase Hamilton (1994) y Harvey (1989) para un mayor detalle acerca de la estimación por máxima verosimilitud y el filtro de Kalman.

⁸ La inflación *IPCXI* excluye petróleo, productos perecibles y algunos servicios públicos regulados.

opciones alternativas para λ_1 utilizamos valores de 400, 800, 2,400 y 2,800. En vista de que las estimaciones de la tendencia del PIB y la brecha de producto no son muy sensibles a λ_2 para el Modelo 3 —y con respecto a λ_3 para el Modelo 4—, sólo se presentan los resultados para $\lambda_2 = 160$ y $\lambda_3 = 600$.⁹

3. VAR estructural

La estimación de la brecha de producto vía SVAR se basa en el trabajo de Blanchard y Quah (1989). Estos autores desarrollan un modelo macroeconómico donde el producto real es impactado por choques del lado de la demanda y de la oferta. Según la hipótesis de la tasa natural, los choques de demanda no tienen efectos a largo plazo en el producto real. Se supone que sí tienen efectos permanentes sobre el producto los choques de productividad del lado de la oferta. Blanchard y Quah (1989) estiman un VAR bivariado empleando datos sobre producto y desempleo, e identifican choques estructurales de oferta y demanda empleando la restricción de que estos últimos solo pueden tener efectos transitorios en el producto real.

El modelo estructural es expresado como una representación de promedio móvil infinito del crecimiento y desempleo, tales que:

$$x_t = A(L)\varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \quad (14)$$

En esta ecuación, $x_t = [\Delta y_t \quad u_t]'$ es un vector de variables de covarianza estacionaria (Δ es el operador de primeras diferencias) con valor esperado cero, y $A(L)$ es un polinomio de rezagos 2×2 . $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^s \quad \varepsilon_t^d]'$ es un vector de choques estructurales exógenos no observables, es decir el choque de oferta y demanda, que satisface $E[\varepsilon_t] = 0$ y $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I$.

Para identificar el modelo estructural, primero debemos estimar el VAR de forma reducida del modelo:

$$x_t = \Phi(L)x_t + e_t = \sum_{i=0}^p \Phi_i x_{t-i} + e_t \quad (15)$$

donde $\Phi(L)$ es un polinomio de rezagos 2×2 de orden p , y e_t es un vector de residuos de forma reducida estimados con $E[e_t] = 0$, y $E[e_t e_t'] = \Sigma$.

⁹ Estos son los valores centrales para un rango de valores para el parámetro de control de suavización que arrojan resultados plausibles para los coeficientes del modelo, la brecha de producto y el crecimiento tendencial. Las estimaciones basadas en configuraciones alternativas están disponibles a solicitud.

Esta forma reducida puede invertirse utilizando la descomposición de Wold, resultando la representación de promedio móvil en forma reducida:

$$x_t = C(L)e_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i e_{t-i} \quad (16)$$

donde $C(L)$ es un polinomio de rezagos que puede expresarse en términos de $\Phi(L)$, de la siguiente manera: $C(L) = [1 - \Phi(L)L]^{-1}$.

De las ecuaciones (14) y (16) podremos apreciar que las innovaciones de forma reducida (e) están linealmente relacionadas con las innovaciones estructurales (ε). Los residuos de forma reducida se relacionan con los residuos estructurales mediante:

$$e_t = A_0 \varepsilon_t \quad (17)$$

donde A_0 es una matriz 2x2 de los efectos contemporáneos de las innovaciones estructurales. Se desprende que:

$$E[e_t e_t'] = A_0 E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] A_0' \quad (18)$$

y dado que $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I$, entonces:

$$A_0 A_0' = \Sigma \quad (19)$$

Para recuperar las innovaciones estructurales, resulta necesario suministrar suficientes restricciones como para identificar los elementos de la matriz A_0 . La matriz 2x2 simétrica $\Sigma = A_0 A_0'$ impone tres de las cuatro restricciones que se requieren, y por lo tanto solo hace falta una restricción de identificación adicional.

Dicha restricción se basa en la teoría económica. Asevera que los choques de demanda carecen de efectos permanentes en el producto, es decir:

$$\sum_{i=0}^{\infty} A_i(1,2) = 0 \quad (20)$$

donde $A_i(i,j)$ representa el elemento en la fila i y la columna j de la matriz A_i . Los residuos del VAR no restringido y los parámetros estimados de A_0 pueden usarse para construir el vector de choques estructurales exógenos. Dado que el producto potencial corresponde al componente permanente del producto en el sistema, se puede derivar la ecuación para el crecimiento del producto potencial utilizando el vector de choques de oferta:

$$\Delta y_t^* = \sum_{i=0}^{\infty} A_i(1,1) \varepsilon_t^s \quad (21)$$

De modo similar, el crecimiento de la brecha de producto está dado por:

$$\Delta y_t^c = \sum_{i=0}^{\infty} A_i(1,2)\varepsilon_t^d \quad (22)$$

Para efectos de la estimación, empleamos datos desestacionalizados del PIB real (diferencia de logaritmos) y de la tasa de desempleo (nivel).

El modelo anteriormente descrito supone que las variables tienen un valor esperado de cero. A cada serie se le resta su media de la muestra. Sin embargo, después de la Crisis Asiática de 1998 parece producirse un cambio estructural en el comportamiento de las series de la tasa de crecimiento real del producto y del desempleo en Chile. Por lo tanto, hemos separado la muestra en antes y después del primer trimestre de 1998, y utilizamos dos medias distintas para los subperíodos.

Resulta crucial incluir un número suficiente de rezagos en el VAR de forma reducida para eliminar la correlación serial de los residuos, ya que emplear una estructura de rezagos demasiado parsimoniosa puede sesgar significativamente la estimación de los componentes estructurales. El criterio de Akaike y Schwarz sugiere un rezago óptimo de uno ($p=1$) y por lo tanto estimamos un VAR de primer orden.

Según la ecuación (22), la expansión de la brecha de producto depende de una sumatoria infinita de choques. En la práctica, solo sumamos diez trimestres.¹⁰ Para obtener el nivel de la brecha de producto, hace falta sumar Δy_t^c . Este cálculo será sensible a la selección del punto de partida. En función de los resultados hallados en estudios anteriores sobre Chile (ver, por ejemplo, Contreras y García, 2002), se supuso que el producto real alcanzó su nivel potencial en el último trimestre de 1994.¹¹ A partir de allí se ajustó el nivel de la brecha de producto de tal forma que se obtuviera una brecha de producto igual a cero en el último trimestre de 1994.

4. Análisis de los resultados

A continuación se presentan los resultados de la estimación utilizando las metodologías descritas. En esta sección se comentan los resultados y se trazan algunas comparaciones simples entre los métodos, dejando para la próxima sección una comparación más formal de los diferentes métodos bajo métricas alternativas.

La gráfica I presenta la evolución de la brecha estimada para cada trimestre,

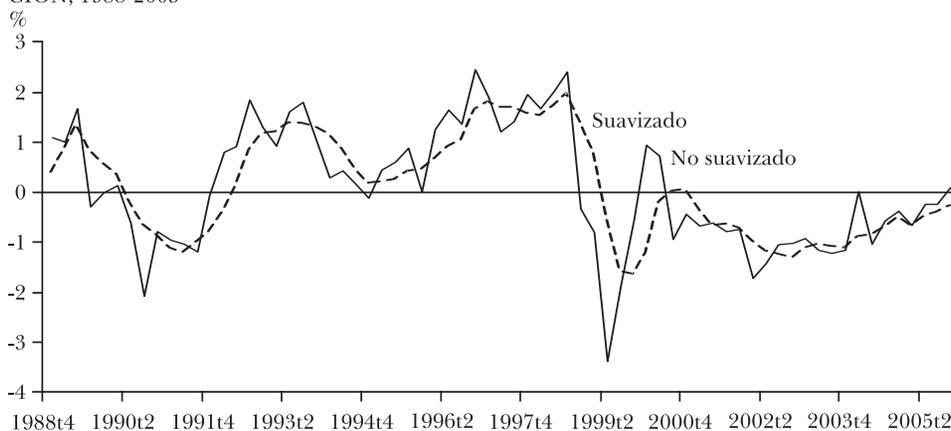
¹⁰ El utilizar más de 10 trimestres arroja resultados muy similares.

¹¹ El Banco Central de Chile ha utilizado en el pasado esta misma fecha para manejar el problema del nivel de otras variables económicas.

así como la serie suavizada de la brecha (empleando el promedio móvil de cuatro trimestres), usando el enfoque de la función de producción. Las series son consistentes en el sentido de que capturan la idea de que la economía estaba recalentada en 1989 y que se produjo una caída importante en la actividad durante el período 1990-91. A comienzos de los años noventa, el nuevo compromiso con metas de inflación y el proceso de crecimiento acelerado de los años previos llevaron al Banco Central a endurecer la política monetaria para evitar presiones inflacionarias. Este endurecimiento de la política monetaria incidió en la brecha de producto negativa observada durante los primeros años de los noventa. También podemos observar que el producto real estuvo muy cercano al producto potencial a fines de 1994, tal como ha sido expuesto en la literatura previa sobre Chile (Contreras y García, 2002).¹² De ahí en adelante las estimaciones para el período 1995-98 promediaron una brecha de producto positiva, llegando a su máximo nivel antes de la recesión de 1999. Según las estimaciones, 1995-98 fue el período más extenso de brechas de producto positivas, un período que coincide con términos de intercambio favorables, una pujante demanda interna y fuertes influjos de capitales. Luego la brecha de producto se torna negativa después de la Crisis Asiática. Desde entonces permanece negativa excepto por un par de trimestres en 2000, cuando tiene un valor en torno a cero.

La gráfica II presenta las estimaciones de brecha de producto según las cuatro alternativas de modelo estado-espacio de la metodología del filtro de

GRÁFICA I. BRECHA DE PRODUCTO USANDO EL MÉTODO DE LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN, 1988-2005

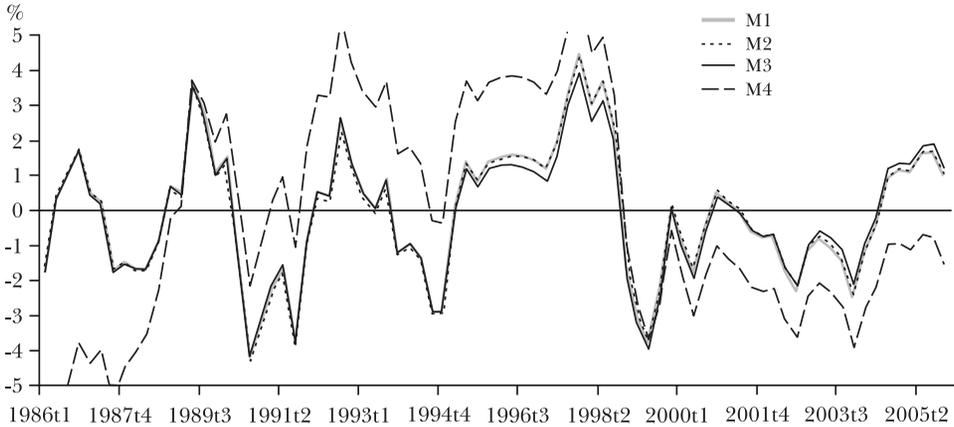


FUENTE: estimaciones de los autores.

¹² Justamente la fecha usada para calcular el nivel de la brecha de producto con la metodología VAR estructural.

Kalman descritos anteriormente.¹³ En general, los cuatro modelos generan una trayectoria similar para la brecha de producto durante el período 1986-2005. Los resultados muestran básicamente el mismo comportamiento cíclico del producto que los del método anterior. Sin embargo, los períodos de auge y recesión se resultan más exacerbados bajo este método. Por ejemplo, con el enfoque de la función de producción la brecha de producto alcanzó su nivel máximo de alrededor de 2.25% antes de la Crisis Asiática, en tanto con el Modelo 4 del filtro de Kalman la brecha de producto superó 6% durante el mismo período.

GRÁFICA II. BRECHA DE PRODUCTO SEGÚN EL MÉTODO DEL FILTRO DE KALMAN, 1986-2005



FUENTE: estimaciones de los autores.

NOTA: Estimaciones suavizadas usando $\lambda_1 = 1600$.

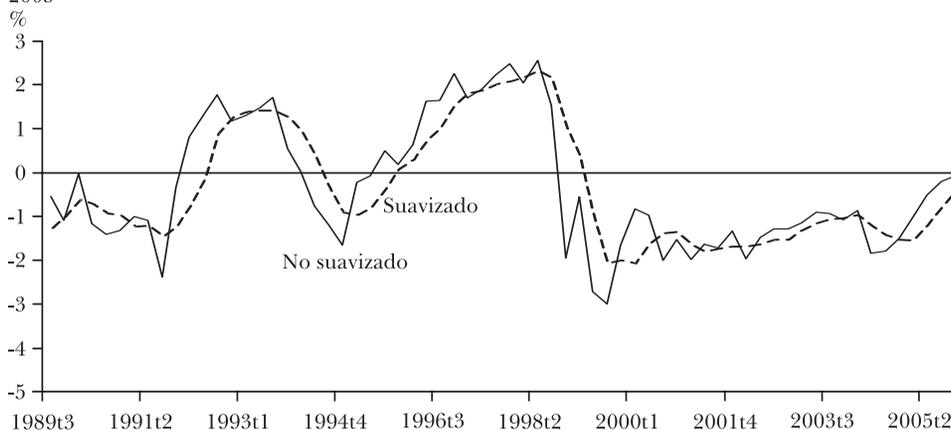
Nótese que las estimaciones basadas en los modelos 2 y 3 no difieren tanto de la generada por el Modelo 1, salvo en el período 1995-98. Durante dicho lapso, el Modelo 1 (filtro univariado) arroja una brecha de producto superior a la generada por los modelos 2 y 3 (filtros multivariados). La incorporación de la curva de Phillips en el Modelo 2 toma en consideración que la estimación del Modelo 1 puede tener un sesgo al alza, ya que la tasa de inflación era inferior a la meta de inflación en aproximadamente 1.5%. De la misma forma, la incorporación de la curva IS en el Modelo 3 captura el endurecimiento de la política monetaria, dado que la tasa de interés observada superó su nivel neutral durante dicho período. El Modelo 4 produce una estimación más volátil de la brecha de producto para el período 1986-2005

¹³ Para simplificar la discusión, solo nos referimos a estimaciones de la brecha de producto basadas en $\lambda_1 = 1,600$. Para la totalidad de estimaciones, véase el apéndice.

que los modelos 1 a 3, y es el único modelo cuyas estimaciones difieren visiblemente de las demás. Cabe notar que el Modelo 4 arroja una brecha de producto marcadamente negativa para el período 1986-88. Una posible explicación es que el modelo subestima la tasa natural de desempleo durante ese período; por lo tanto, al sumar al sistema una brecha de desempleo sobrestimada, se produce una brecha negativa de producto mayor.

La gráfica III presenta la evolución de la brecha de producto para nuestro período de muestra, basada en el modelo VAR estructural. Este muestra rasgos similares a los otros dos métodos. Es interesante notar que la recuperación de la brecha de producto al final del período de muestra es más brusca que lo obtenido en ambos casos ya analizados.

GRÁFICA III. BRECHA DE PRODUCTO SEGÚN EL MÉTODO DE VAR ESTRUCTURAL, 1989-2005



FUENTE: estimaciones de los autores.

El cuadro 1 presenta algunas estadísticas descriptivas de todas las estimaciones de la brecha de producto. Para la totalidad del período bajo consideración, las estimaciones tienen una media no significativa (igual a cero, en términos estadísticos), con desviaciones estándar similares con excepción del Modelo M4 del filtro de Kalman, que presenta una volatilidad mucho mayor que los otros métodos, quizás porque la brecha de producto en este modelo sigue más de cerca la evolución del mercado laboral (brecha de empleo), que a su vez presenta mayor volatilidad.

Estas similitudes pueden apreciarse en la gráfica IV que muestra la brecha estimada con el enfoque de función de producción, los modelos del filtro de Kalman M3 y M4,¹⁴ y VAR estructural. Tal como informa el cuadro,

¹⁴ M1 y M2 arrojan resultados similares a M3. Además, este último anida a los dos anteriores,

CUADRO 1. ESTIMACIONES DE BRECHA DE PRODUCTO, ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

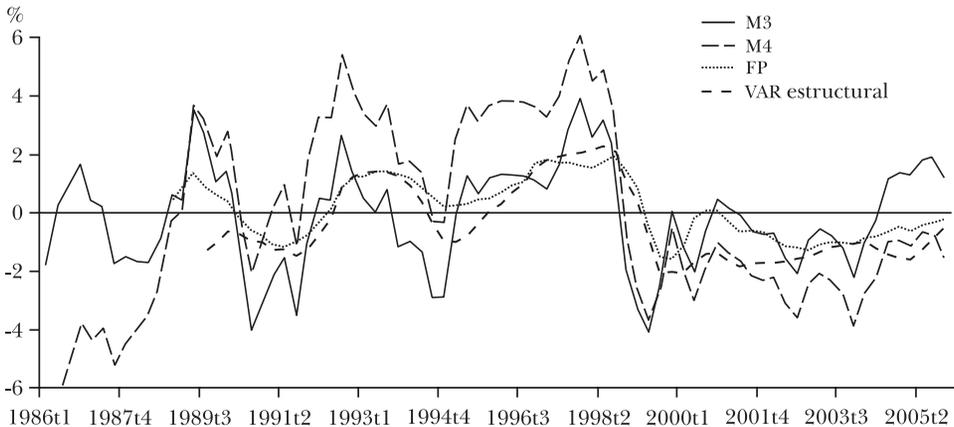
Método	Media (%)	Desv. estándar (%)
Función de producción	0.14	1.0
Filtro de Kalman		
M1	-0.02	1.8
M2	-0.09	1.8
M3	-0.11	1.8
M4	-0.13	3.2
VAR estructural	-0.39	1.3

FUENTE: estimaciones de los autores.

podemos observar que la media de los métodos es similar, pero la volatilidad muy distinta. Aparentemente, las cuatro mediciones se mueven juntas, pero con diferencias en sus niveles.

La correlación entre las cuatro mediciones seleccionadas se presenta en el cuadro 2. Como era de esperarse, M1, M2 y M3 muestran la mayor correlación.¹⁵ M4 tiende a estar más altamente correlacionado con el modelo VAR

GRÁFICA IV. BRECHA DE PRODUCTO SEGÚN DISTINTOS MÉTODOS, 1986-2005



FUENTE: estimaciones de los autores.

NOTA: Estimaciones suavizadas. Para modelos M1 y M4, $\lambda_1 = 1,600$.

de forma que incluimos solo M3. M4 arroja un resultado distinto, y se informa como una medición separada.

¹⁵ Parecería ser que tanto la curva de Phillips como la IS no suministran tanta más información que en el caso univariado. Orphanides y Van Norden (2002) encuentran que usar mediciones de inflación para estimar la brecha de producto no mejora los resultados, especialmente en estimaciones en tiempo real.

estructural que con las otras tres mediciones obtenidas mediante la estimación del filtro de Kalman. La estimación de la función de producción tiene una correlación relativamente baja con las primeras tres mediciones con el enfoque del filtro de Kalman, pero se correlaciona mejor con M4 y especialmente con el enfoque VAR estructural. Estos tres métodos utilizan la tasa de desempleo como una de las variables observables para estimar la brecha de producto, y ella podría ser la razón por la cual exhiben una alta correlación. Cabe notar que, aunque la correlación es alta, los niveles son distintos.

CUADRO 2. CORRELACIÓN ENTRE ESTIMACIONES DE LA BRECHA DE PRODUCTO, 1990-2006

	<i>FP</i>	<i>M1</i>	<i>M2</i>	<i>M3</i>	<i>M4</i>	<i>VAR estructural</i>
FP	1	0.565	0.556	0.515	0.778	0.939
M1		1	0.999	0.994	0.730	0.553
M2			1	0.993	0.706	0.542
M3				1	0.697	0.507
M4					1	0.785
VAR estructural						1

FUENTE: estimaciones de los autores.

III. COMPARACIÓN DE DISTINTOS MÉTODOS PARA ESTIMAR LA BRECHA DE PRODUCTO

En las secciones previas hemos presentado diferentes metodologías para estimar la brecha de producto. Como era de esperar, aunque arrojaron resultados distintos para cualquier trimestre en particular, evidenciaron fuertes similitudes en su evolución a lo largo del tiempo. En esta sección compararemos los métodos alternativos bajo dos criterios. El primero evalúa el desempeño de las mediciones frente a sus contrapartes en tiempo real. El segundo criterio tiene que ver con el desempeño de las estimaciones en materia de predicción de la inflación. Cuál de los criterios es la mejor opción dependerá de los temas a responder. En este trabajo consideramos ambos criterios para elaborar una evaluación general de los métodos.

Con relación al primer criterio, una pregunta importante es ¿cuál medición debería usar la autoridad en tiempo real para conducir la política monetaria? Las mediciones *ex post* de la brecha de producto nos pueden proporcionar una visión interesante en relación con los acontecimientos económicos del pasado; sin embargo, no sabemos qué tan fiables son las estimaciones en

tiempo real. Dado que la brecha de producto puede afectar la dinámica de la inflación y además constituye un elemento de información que los bancos centrales toman en cuenta para sus decisiones de política, resulta necesario evaluar las distintas alternativas de estimación de la brecha de producto en tiempo real y al mismo tiempo averiguar si suministran información adicional para predecir la inflación.

Según Orphanides y Van Norden (2002), las dificultades con la estimación de la brecha de producto en tiempo real surgen principalmente de la poca fiabilidad de las estimaciones al final de muestra para la tendencia del producto. En el caso de los métodos basados en filtros estadísticos, el principal problema es que otorgan mayor ponderación a las observaciones en ambos extremos de la muestra, y nada sabemos acerca de la evolución futura de las series, de los cambios estructurales reales o de los puntos de inflexión; por lo tanto, las estimaciones en tiempo real podrían resultar muy distintas de las estimaciones basadas en la estimación *ex post*.¹⁶

Otra dificultad surge de la estacionalidad y de las revisiones posteriores de datos. Existen distintos métodos para manejar la estacionalidad en series de alta frecuencia, pero la desestacionalización en tiempo real también difiere de los ajustes *ex post*. Por otra parte, dado que la información acerca del producto llega con rezagos, la serie del PIB se revisa en forma constante, haciendo más compleja la estimación de la brecha de producto. Estos dos aspectos no son considerados en este trabajo, dejándose como temas a ser explorados con mayor profundidad en futuras investigaciones.¹⁷ En este sentido, nuestro ejercicio en tiempo real será conducido en “casi” tiempo real dado que estaremos trabajando con la información disponible en cada momento, aun cuando las cifras empleadas sean aquellas que ya han sido revisadas.

Para comparar el desempeño en tiempo real de las mediciones presentadas de la brecha de producto, evaluamos la correlación y la raíz del error cuadrático medio (RECM) entre las estimaciones *ex post* y en tiempo real. El ejercicio se lleva a cabo para la muestra 1996-2004. Se comienza en 1996 porque se requiere considerar un mínimo de observaciones para obtener estimaciones fiables de la regresión en tiempo real al comienzo del ejercicio. Se elimina el año final (2005) ya que para el final de la muestra las estimaciones *ex post* y tiempo real ya se asemejan mucho por construcción.

¹⁶ Chumacero y Gallego (2002) encuentran que los métodos alternativos de eliminación de la tendencia en series aplicados a los datos chilenos son muy sensibles a las revisiones de los datos, y a que la tendencia generalmente está estimada de forma inconsistente en tiempo real.

¹⁷ Según Orphanides y Van Norden (2002), la principal fuente de revisiones a las estimaciones de la brecha de producto no son las revisiones en los datos publicados, sino la poca fiabilidad de las estimaciones del producto potencial.

La gráfica V compara las estimaciones de la brecha de producto utilizando datos en tiempo real y *ex post*. Las estimaciones basadas en el modelo de función de producción (panel A) muestran una fuerte correlación, y las estimaciones en tiempo real siguen muy de cerca la evolución de las estimaciones *ex post*.¹⁸ Las estimaciones basadas en el enfoque del filtro de Kalman (panel B) muestran diferentes desempeños según la especificación empleada. Los Modelos 1 a 3 arrojan estimaciones similares en tiempo real para la brecha de producto, y éstas difieren sustancialmente de las estimaciones *ex post*. Las estimaciones en tiempo real del Modelo 4 muestran una mayor correlación con las estimaciones *ex post*, y también son bastante parecidas en niveles. Las estimaciones en tiempo real y *ex post* basadas en el modelo VAR estructural (panel C) también muestran una fuerte correlación. Sin embargo, la medición en tiempo real supera en más de 1% el nivel de la medición *ex post* para el período 1999-2000.

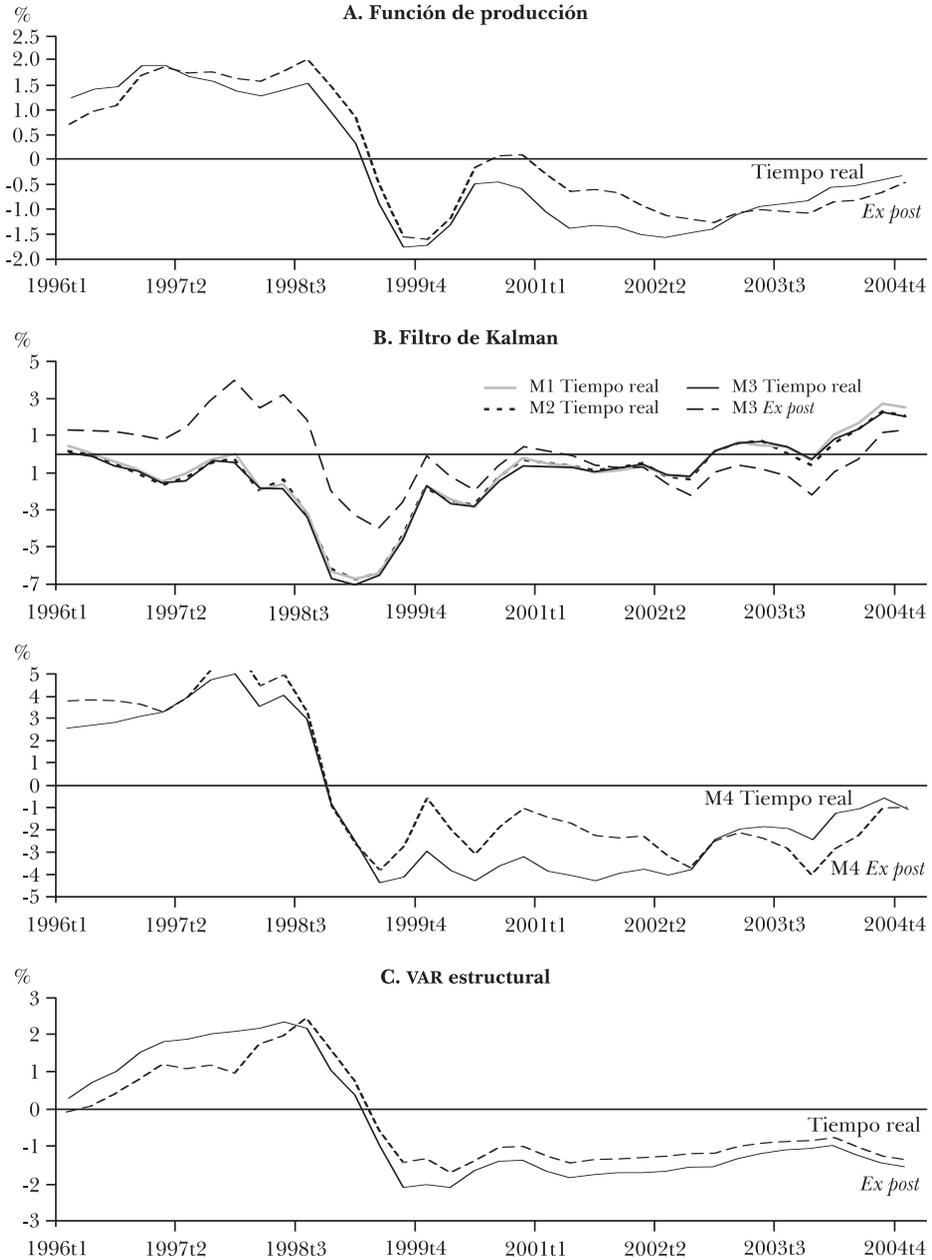
Cabe notar que los modelos M1, M2 y M3 arrojan estimaciones en tiempo real negativas para una parte sustancial del período bajo consideración, y que son los únicos modelos que producen estimaciones que no detectan en tiempo real la brecha de producto positiva previa a la crisis de 1999.¹⁹ Otra diferencia importante es que, hasta 2004, todos los modelos producen brechas de producto negativas salvo los modelos M1 a M3.

El cuadro 3 resume para cada método la relación entre la estimación en tiempo real y la medición *ex post*. La correlación entre las dos series correspondientes a la estimación de la función de producción es muy alta, y presenta el menor RECM entre ambas series para todos los métodos. La correlación entre ambas series es casi igual que en los casos del VAR estructural y M4. En cambio, todos los modelos son similares en términos del error cuadrático medio, salvo el enfoque de función de producción. Los desempeños más pobres (de acuerdo a ambos criterios) los presentan las estimaciones basadas en los modelos M1, M2 y M3 (véase gráfica V). Sin embargo, cabe notar que los modelos multivariados M2 y M3 se comportan mejor que M1, lo que demuestra que el agregar información económica a modelos univariados puede ser útil para mejorar su desempeño.

¹⁸ Con relación al desempeño, las estimaciones de la brecha de producto basadas en el enfoque de la función de producción tienen la ventaja de que los parámetros de la función utilizadas en la estimación son fijos (*ex post*), mientras que para los demás modelos los parámetros se estiman de modo recursivo, incorporando mayor incertidumbre a las estimaciones en tiempo real. En el enfoque de función de producción utilizamos datos en tiempo real para la tasa natural de desempleo, estimados en el Modelo 4 por el filtro de Kalman.

¹⁹ Ello no quiere decir que estos modelos no identifiquen este hecho, sino que lo hacen con un rezago.

GRÁFICA V. BRECHA DE PRODUCTO EN TIEMPO REAL Y EX POST, 1996-2004



FUENTE: estimaciones de los autores.

NOTA: Estimaciones suavizadas. Dado que las estimaciones *ex post* de los modelos M1 y M2 son cercanas a M3, éstas se omiten para simplificar la figura (panel B), $\lambda_1 = 1,600$.

CUADRO 3. COMPARACIÓN ENTRE ESTIMACIÓN EN TIEMPO REAL Y *EX POST*, 1996-2004

<i>Métodos</i>	<i>Correlación entre estimación en tiempo real y ex post</i>	<i>RECM (%)</i>
Función de Producción	0.96	0.41
Filtro de Kalman*		
M1	0.48	1.68
M2	0.49	1.66
M3	0.59	1.54
M4	0.95	1.15
VAR estructural	0.96	1.15

FUENTE: estimaciones de los autores.

* Los resultados para cada modelo se basan en el parámetro de suavización (λ_1) que produce el mejor desempeño.

En cuanto al segundo criterio, es decir, la capacidad de las estimaciones para predecir la inflación, el motivo principal por el cual los bancos centrales utilizan la medición de la brecha del producto es porque se considera un indicador de presiones inflacionarias. Por lo tanto, una métrica muy importante para comparar las metodologías alternativas se relaciona con su capacidad para predecir la tasa de inflación.

Para evaluar el desempeño de las estimaciones en materia de predicción de la inflación, comparamos la RECM fuera de muestra de dos modelos alternativos de predicción: un modelo autorregresivo de referencia para la tasa de inflación y el mismo modelo ampliado para incluir una medición de la brecha de producto como variable explicativa.

El modelo de referencia (MR) se orienta directamente a la tasa de inflación que deseamos predecir, utilizando los últimos cuatro rezagos de la inflación trimestral anualizada ($\bar{\pi}_t$) y una constante:

$$\pi_{t+h} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \pi_{t-i} + \beta \bar{\pi}_t + \varepsilon_t \quad (\text{MR})$$

Por otra parte, el modelo ampliado (MA) difiere del modelo referente únicamente en la inclusión de una de las estimaciones de la brecha de producto presentadas en la sección II:

$$\pi_{t+h} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \pi_{t-i} + \beta \bar{\pi}_t + \gamma gap_t + v_t \quad (\text{MA})$$

El ejercicio se realiza para el período 2000-2004 porque se debe considerar

un mínimo de observaciones para obtener proyecciones fiables al inicio del ejercicio de predicción fuera de muestra.

El cuadro 4 presenta el cociente entre el RECM del modelo que incluye una medición de la brecha de producto (MA) y el RECM del modelo de referencia (MR), para proyecciones de inflación a un, dos, tres y cuatro trimestres hacia delante (h).

CUADRO 4. PROYECCIONES DE INFLACIÓN FUERA DE MUESTRA, MODELO DE REFERENCIA *VERSUS* EL MODELO AMPLIADO, 2000-2004

<i>Métodos</i>	<i>RECM Relativo entre Proyecciones de Inflación (MA versus MR)</i>			
	<i>Trimestres hacia delante</i>			
	<i>h=1</i>	<i>h=2</i>	<i>h=3</i>	<i>h=4</i>
Función de Producción	1.29	0.95	0.84	0.76
Filtro de Kalman*				
M1	1.01	0.90	0.87	0.77
M2	1.01	0.91	0.89	0.77
M3	1.03	0.91	0.87	0.77
M4	1.18	0.83	0.73	0.66
VAR estructural	1.18	0.86	0.79	0.94

FUENTE: estimaciones de los autores.

* Los resultados para cada modelo se basan en el parámetro de atenuación (λ_1) que produce el mejor desempeño. Las celdas exhiben el cociente producido por el RECM de las proyecciones de inflación del modelo ampliado (MA) sobre el RECM de las proyecciones del modelo de referencia (MR).

Para las proyecciones a un trimestre, los resultados indican que el modelo de referencia se desempeña mejor que cualquiera de los modelos ampliados (cociente mayor que 1). En cambio, para los horizontes de proyección más largos (de dos a cuatro trimestres), los modelos alternativos se desempeñan mejor que el modelo de referencia. Salvo el VAR estructural, todos los modelos fortalecen su desempeño relativo a medida que se alarga el horizonte de proyección. En el horizonte de dos a cuatro trimestres, la medición de la brecha de producto resultante del Modelo 4 presenta el mejor desempeño en cuanto a contribuir a predecir la tasa de inflación. El modelo VAR estructural demuestra un comportamiento más acertado que el modelo de función de producción y los modelos M1 a M3 cuando proyectan a dos y tres trimestres hacia el futuro; no obstante, se produce un empeoramiento inesperado cuando el horizonte llega a cuatro trimestres. Para cuatro trimestres, el modelo de función de producción se desempeña mejor que el modelo

VAR estructural, pero presenta un comportamiento similar a los modelos M1 a M3.

Una prueba más formal para verificar la robustez de estos resultados es la prueba de Clark y West (2007) acerca de la precisión predictiva de modelos anidados. Dicha prueba modifica la prueba estándar de Diebold y Mariano (1995) para tomar en cuenta el ruido incluido en el error cuadrático medio (ECM) del modelo más grande cuando se evalúa la hipótesis nula que el modelo más parsimonioso genera los datos. La hipótesis nula establece que el ECM es igual para ambos modelos, mientras que la hipótesis alternativa es que el modelo más grande genera proyecciones con un ECM menor.

Para las proyecciones a dos trimestres, la hipótesis nula para los modelos M1, M2 y VAR estructural es rechazada a un nivel de 10%. A tres trimestres, los datos rechazan la hipótesis nula para todos los modelos a un nivel de 10%. A cuatro trimestres, se rechaza la hipótesis nula para M1, M2, M3 y M4 a un nivel de 10%. Sin embargo, si consideramos errores de proyección autocorrelacionados, no se rechaza la hipótesis nula para ningún modelo. De todas formas, en los horizontes más largos de proyección, la hipótesis es rechazada marginalmente.²⁰

A manera de conclusión, el ejercicio revela que todas las mediciones estimadas de la brecha de producto contienen información relevante acerca de la evolución de la inflación, especialmente para los horizontes más largos; y que el modelo M4 del enfoque del filtro de Kalman ofrece la mejor medición de la brecha de producto con el mejor desempeño en cuanto a proyecciones fuera de muestra. Sin embargo, una prueba de robustez de la precisión predictiva no suministra evidencias estadísticas fuertes a favor del modelo alternativo. Sólo presenta una mejora relativa cuando se alarga el horizonte de proyección. Además, las pocas observaciones utilizadas para estimar la prueba podrían estar reduciendo su efectividad.

IV. LA TASA DE CRECIMIENTO DEL PRODUCTO POTENCIAL

En esta sección responderemos a una pregunta diferente: ¿cuál es la tasa de crecimiento del producto potencial? A partir de la brecha de producto estimada en las secciones anteriores, es posible estimar la tasa de crecimiento del producto potencial. Adicionalmente, se usa una metodología distinta para estimar una tasa de crecimiento del producto en estado estacionario. En este caso nos trasladamos a un paradigma diferente, dado que buscamos estimar una tasa de crecimiento de largo plazo. A continuación utilizaremos las

²⁰ Ver cuadro A4, en apéndice B.

brechas estimadas en las secciones anteriores para calcular la tasa de crecimiento del producto potencial. Más adelante, emplearemos un enfoque de modelo neoclásico de crecimiento para estimar la tasa de crecimiento del producto en estado estacionario.

Lo que separa la medición hecha aquí de la estimación anterior de la tasa de crecimiento del producto potencial es el marco conceptual subyacente. En esta sección utilizamos un modelo de crecimiento estilizado para estimar la tasa de crecimiento implícita en estado estacionario, mientras que los modelos empleados previamente están más relacionados a la descomposición de la serie del producto entre sus componentes cíclico y tendencial. Ninguno de ellos realiza supuesto alguno acerca de una tasa de crecimiento de largo plazo en estado estacionario; más bien se concentran en estimar la brecha de producto usando modelos macro semiestructurales.

1. La tasa de crecimiento del producto potencial

El producto potencial es la diferencia entre el producto efectivo y la brecha de producto. En función de las brechas de producto calculadas en la sección previa, podemos obtener distintas mediciones del producto potencial y, por lo tanto, de una tasa de crecimiento del producto potencial que varía en el tiempo.

El cuadro 5 resume la tasa de crecimiento potencial promedio para cada método y para la totalidad de la muestra y distintos períodos. Para la muestra entera (1987-2005), la tasa de crecimiento potencial promedio varía de 5.4% a 5.9%, dependiendo de la metodología empleada. La cifra más baja proviene del método VAR estructural y la más alta corresponde al modelo M3 del filtro de Kalman.

CUADRO 5. TASA DE CRECIMIENTO DEL PRODUCTO POTENCIAL, 1987-2005 (en porcentajes)

<i>Métodos</i>	<i>1987-1989</i>	<i>1990-1994</i>	<i>1995-1999</i>	<i>2000-2005</i>	<i>1987-2005**</i>
Función de Producción	-	7.32	5.74	4.02	5.87
Filtro de Kalman*					
M1	7.56	8.07	5.36	3.64	5.86
M2	7.65	8.04	5.35	3.65	5.87
M3	7.58	8.05	5.36	3.66	5.87
M4	5.18	7.56	5.96	4.02	5.64
VAR estructural	-	7.38	5.71	3.62	5.44

FUENTE: estimaciones de los autores.

* Los resultados para cada modelo se basan en el parámetro de suavización (λ_1) que produce el mejor desempeño. ** Para los métodos de Función de Producción y VAR estructural, 1990-2005.

Los resultados también muestran que la tasa de crecimiento potencial promedio varía en relación con los subperíodos analizados. Por ejemplo, el subperíodo con la tasa de crecimiento potencial promedio más alta es 1990-1994, con la tasa de crecimiento variando entre 7.3% y 8.1%. Estos años corresponden al período central de lo que se conoce como el “período de oro” del crecimiento en Chile (1986-1997).²¹

En el otro extremo, el subperíodo 2000-05 presenta la tasa de crecimiento potencial promedio más baja. Durante estos años, la tasa de crecimiento potencial varió entre 3.6% y 4.0% según los distintos métodos. Estos resultados sugieren la posibilidad de un cambio estructural que haya reducido el crecimiento potencial del producto después de la Crisis Asiática. En resumen, los datos muestran diferentes regímenes de crecimiento, y para evaluar cuál es la tasa de crecimiento potencial promedio hacia el futuro es necesario evaluar qué tipo de régimen prevalecerá.

2. Tasa de crecimiento del producto tendencial usando la función de producción

Esta sección utiliza las contribuciones de Solow (1956, 1957) para calcular una tasa de crecimiento del producto en estado estacionario. La tasa de crecimiento del producto a largo plazo dependerá de la tasa de crecimiento de cada factor de producción más la tasa de crecimiento de la productividad total de factores. Se descompone la tasa de crecimiento con la tradicional metodología contable, empleando datos trimestrales desde 1986 hasta 2005:

$$\hat{Y} - \alpha \hat{K} - (1 - \alpha) \hat{L} = P\hat{T}F, \quad (23)$$

donde el “sombbrero” sobre cada variable denota su tasa de crecimiento, K se corrige por la utilización de capacidad (utilizando el consumo de energía) y L se corrige por años de escolaridad. Como antes, la elasticidad capital-producto se supone igual a 0.4. Usando la tasa de crecimiento estimada del producto total, construimos un índice de PTF que se presenta en la gráfica VI. La gráfica muestra los “años de oro” del período de crecimiento chileno 1986-1997, pero a partir de 1998 la PTF se achata mostrando una tasa de crecimiento muy baja. Parecería ser que la PTF sufrió un quiebre estructural luego de 1998.

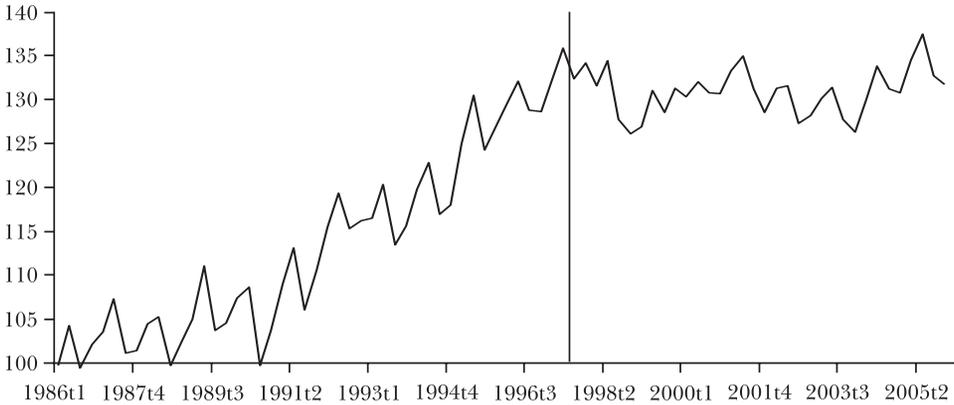
Para hallar la tasa de crecimiento de largo plazo se estima un modelo econométrico simple. Dado que existe evidencia de que la PTF es estacionaria en cuanto a tendencia, estimamos:

²¹ Ver Gallego y Loayza (2003).

$$\ln PTF_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma \ln PTF_{t-1} + \sum \delta D_{it} + \varepsilon_t$$

donde D_{it} representa variables binarias para controlar por estacionalidad en la PTF, t es la tendencia en el tiempo y ε representa un residuo estocástico. El parámetro $\beta_1/(1-\gamma)$ representa la tasa de crecimiento a largo plazo de la PTF y es nuestro parámetro de interés.

GRÁFICA VI. ÍNDICE DE PRODUCTIVIDAD TOTAL DE FACTORES (1986=100), 1986-2005



FUENTE: estimaciones de los autores.

El cuadro 6 muestra el resultado de la estimación usando datos trimestrales desde 1986 hasta 2005. La estimación presenta evidencia de un quiebre en el primer trimestre de 1998. Dicho resultado se confirma mediante la aplicación de las pruebas de Chow (1960) y Hansen (2000). La primera columna del cuadro presenta la estimación empleando la muestra total. En este caso, el crecimiento de largo plazo de la PTF se ubica en torno al 1%. Sin embargo, cuando se divide la muestra en dos, se notan claramente los dos regímenes. Un régimen se extiende desde comienzos de la muestra hasta el último trimestre de 1997, donde la tasa de crecimiento de largo plazo de la PTF es igual a 3.1%. El otro régimen comienza en el primer trimestre de 1998 y se extiende hasta 2005, con una tasa de crecimiento anual de 0.4%. En ambos casos se rechaza la hipótesis nula de que ambos valores son iguales a cero.

Una vez obtenida la tasa de crecimiento de largo plazo, podemos computar la tasa de crecimiento del producto tendencial para cada período. Debemos contestar la siguiente pregunta: ¿cuál sería la tasa de crecimiento de estado estacionario para la economía chilena? Al hacerlo estaremos suponiendo, en consonancia con el modelo neoclásico de crecimiento, que el cociente capital-producto se mantiene constante. Utilizando este resultado en la ecuación (23), obtenemos la tasa de crecimiento de estado estacionario:

$$\hat{Y} = \hat{L} + \frac{PTF}{(1-\alpha)}$$

CUADRO 6. ESTIMACIÓN DEL CRECIMIENTO DE LARGO PLAZO DE LA PTF

<i>Variable</i>	<i>Muestra entera</i>	<i>1986T1-1997T4</i>	<i>1998T1-2005T4</i>
Constante	0.2682 (0.20983)	0.8307 (0.436366)	1.8548 (0.60923)
log (PTFt-1)	0.9331 (0.045356)	0.8082 (0.094659)	0.6090 (0.125132)
Tendencia	0.0002 (0.000194)	0.0013 (0.000622)	0.0005 (0.000224)
Variable binaria, trimestre 1	0.0627 (0.005873)	0.0711 (0.007608)	0.0285 (0.006696)
Variable binaria, trimestre 2	0.0641 (0.005656)	0.0766 (0.00636)	0.0386 (0.006088)
Variable binaria, trimestre 3	0.0570 (0.006009)	0.0573 (0.008036)	0.0131 (0.006687)
R ² ajustado	0.9657	0.9758	0.6721
LM para correlación serial	0.5876	0.9333	0.5604
LM para ARCH	0.4797	0.7184	0.8435
Tasa de crecimiento largo plazo (valor-p)	1.05% 0.10	3.06% 0.00	0.42% 0.08

FUENTE: estimaciones de los autores.

NOTA: Desviación estándar entre paréntesis.

Suponiendo que la fuerza laboral crece al 1.4% en estado estacionario (considerando que la suma del capital humano y la fuerza laboral está creciendo a esta tasa) y utilizando este resultado, el cuadro 7 muestra la tasa de crecimiento del producto tendencial bajo los distintos regímenes.

Esta metodología presenta una importante limitación al suponer estado estacionario. Una economía emergente puede encontrarse lejos de su estado

CUADRO 7. TASA DE CRECIMIENTO DEL PRODUCTO DE TENDENCIA (%)

<i>Tasa de crecimiento</i>	<i>Muestra completa (%)</i>	<i>1986T1-1997T4 (%)</i>	<i>1998T1-2005T4 (%)</i>
PTF/(1-α)	1.75	5.09	0.70
Trabajo	1.40	1.40	1.40
Producto	3.15	6.49	2.10

FUENTE: estimaciones de los autores.

estacionario y, por lo tanto, la tasa de crecimiento del producto será distinta. La estimación de la tasa de crecimiento es muy sensible a la participación de la fuerza laboral y a la tasa de crecimiento del capital humano, las cuales podrían ser mayores en el estado estacionario. Además, parece que la economía chilena antes de 1998 estaba convergiendo hacia un estado estacionario diferente. Uno se pregunta qué es lo que explica estos dos estados estacionarios distintos, y cómo podrá la economía chilena retornar a su senda anterior. Estas preguntas permanecen sin respuesta.

V. RESUMEN Y CONCLUSIONES

La brecha de producto, definida como la diferencia entre el producto real y el potencial, es una variable importante para la toma de decisiones de política económica. Dado el papel importante que los bancos centrales asignan a la brecha de producto en las proyecciones de inflación, el conocimiento de esta variable será crucial para la conducción de la política monetaria. Sin embargo, la brecha de producto no es observable directamente, y por tanto la obtención de una medición precisa presenta un importante desafío para la autoridad monetaria en su evaluación del grado de presiones inflacionarias en la economía. En forma similar, la tasa de crecimiento del producto potencial también es una variable importante en la formulación de políticas.

Este trabajo ha presentado estimaciones de la brecha de producto y del crecimiento del producto potencial para Chile en el período 1986-2005, según tres métodos distintos: *i*) el enfoque de función de producción; *ii*) el filtro de Kalman; y *iii*) un VAR estructural. En vista de la incertidumbre asociada a la medición del producto potencial, se examinaron varias mediciones.

Se encontró un alto grado de consistencia entre todas las mediciones, en términos del signo de la brecha de producto. De acuerdo con todas las metodologías, se observa un recalentamiento de la economía a comienzos de la muestra; desde 1993 hasta la Crisis Asiática, la brecha no es muy grande pero es siempre positiva; después de la Crisis Asiática la brecha se torna negativa, quedándose así por varios trimestres.

Para comparar las brechas de producto generadas bajo las distintas metodologías, evaluamos el desempeño en tiempo real de las mediciones de la brecha de producto, y medimos cuán bien la brecha de producto puede contribuir a predecir la inflación futura. Según los resultados, el enfoque de función de producción parece desempeñarse mejor en términos de precisión en tiempo real. Las mediciones de la brecha en tiempo real y *ex post* muestran la mayor correlación, y la diferencia entre ambas series presenta la raíz cuadrada más baja del ECM. En cuanto al poder predictivo de la brecha

de producto con relación a la inflación futura, el Modelo 4 del enfoque del filtro de Kalman (curva de Phillips más ley de Okun) arroja la medición de brecha de producto con el mejor desempeño en cuanto a predecir el nivel de inflación en ejercicios fuera de muestra.

Las estimaciones del crecimiento del producto potencial según las diferentes mediciones también son similares. La tasa de crecimiento potencial promedio sobre la muestra entera varió entre 5.4% y 5.9%. Sin embargo, parecen haber importantes diferencias entre sub-períodos. Por ejemplo, durante 1990-94 la tasa de crecimiento potencial se ubicó en el rango de 7.3%-8.1%, y después de la Crisis Asiática cayó al rango 3.6%-4.0%, sugiriendo un cambio estructural negativo en la tasa potencial de crecimiento posterior a 1998. Finalmente, la tasa de crecimiento de estado estacionario del producto tendencial para la muestra entera es algo superior al 3%, y también presenta un importante quiebre estructural después de la Crisis Asiática. ¿Cuál régimen se hará presente en los años venideros? Esta es la pregunta clave para evaluar el futuro desempeño de crecimiento de la economía chilena.

Apéndice

A. Estimaciones de brecha de producto con el filtro de Kalman: parámetros alternativos de suavización

CUADRO A1. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS (en porcentajes)

λ_t	M1	M2	M3	M4
<i>1,600</i>				
Media	-0.02	-0.09	-0.11	-0.13
Desv. estándar	1.8	1.8	1.8	3.2
<i>400</i>				
Media	-0.03	-0.07	-0.09	-0.13
Desv. estándar	1.6	1.6	1.6	3.0
<i>800</i>				
Media	-0.02	-0.07	-0.09	-0.13
Desv. estándar	1.7	1.7	1.7	3.1
<i>2,400</i>				
Media	-0.02	-0.08	-0.10	-0.13
Desv. estándar	1.9	2.0	1.9	3.3
<i>2,800</i>				
Media	-0.02	-0.08	-0.15	-0.13
Desv. estándar	2.0	2.0	1.9	3.4

FUENTE: estimaciones de los autores.

CUADRO A2. ESTIMACIÓN EN TIEMPO REAL Y EX POST

<i>Enfoque del filtro de Kalman</i>	<i>Correlación entre estimaciones en tiempo real y ex post</i>	<i>Raíz cuadrada del ECM (%)</i>
<i>M1</i>		
$\lambda_1=1,600$	0.37	2.54
$\lambda_1=400$	0.48	1.68
$\lambda_1=800$	0.41	2.07
$\lambda_1=2,400$	0.38	2.83
$\lambda_1=2,800$	0.39	2.95
<i>M2</i>		
$\lambda_1=1,600$	0.38	2.51
$\lambda_1=400$	0.49	1.66
$\lambda_1=800$	0.42	2.06
$\lambda_1=2,400$	0.38	2.83
$\lambda_1=2,800$	0.38	2.98
<i>M3</i>		
$\lambda_1=1,600$	0.46	2.37
$\lambda_1=400$	0.59	1.54
$\lambda_1=800$	0.51	1.94
$\lambda_1=2,400$	0.42	2.69
$\lambda_1=2,800$	0.43	2.97
<i>M4</i>		
$\lambda_1=1,600$	0.94	1.31
$\lambda_1=400$	0.95	1.15
$\lambda_1=800$	0.95	1.18
$\lambda_1=2,400$	0.93	1.42
$\lambda_1=2,800$	0.93	1.45

FUENTE: estimaciones de los autores.

CUADRO A3. DESEMPEÑO DE LAS PROYECCIONES DE INFLACIÓN FUERA DE MUESTRA

<i>Enfoque de filtro de Kalman</i>	<i>RECM Relativo entre Proyecciones de Inflación (MA versus MR)</i>			
	<i>Trimestres hacia delante</i>			
	<i>h=1</i>	<i>h=2</i>	<i>h=3</i>	<i>h=4</i>
<i>M1</i>				
$\lambda_1=1,600$	1.08	0.96	0.90	0.81
$\lambda_1=400$	1.01	0.90	0.97	0.77
$\lambda_1=800$	1.04	0.93	0.91	0.78
$\lambda_1=2,400$	1.11	0.98	0.88	0.83
$\lambda_1=2,800$	1.12	0.98	0.87	0.82

(sigue)

CUADRO A3 (concluye)

Enfoque de filtro de Kalman	RECM Relativo entre Proyecciones de Inflación (MA versus MR)			
	Trimestres hacia delante			
	<i>h=1</i>	<i>h=2</i>	<i>h=3</i>	<i>h=4</i>
<i>M2</i>				
$\lambda_j=1,600$	1.06	0.98	0.92	0.83
$\lambda_j=400$	1.01	0.91	1.00	0.77
$\lambda_j=800$	1.03	0.93	0.94	0.79
$\lambda_j=2,400$	1.08	0.99	0.91	0.84
$\lambda_j=2,800$	1.12	0.98	0.89	0.84
<i>M3</i>				
$\lambda_j=1,600$	1.05	0.95	0.87	0.82
$\lambda_j=400$	1.03	0.91	0.93	0.77
$\lambda_j=800$	1.04	0.95	0.91	0.82
$\lambda_j=2,400$	1.15	1.00	0.87	0.85
$\lambda_j=2,800$	1.12	1.00	0.90	0.86
<i>M4</i>				
$\lambda_j=1,600$	1.23	0.86	0.73	0.67
$\lambda_j=400$	1.18	0.83	0.73	0.67
$\lambda_j=800$	1.21	0.84	0.73	0.66
$\lambda_j=2,400$	1.23	0.86	0.77	0.68
$\lambda_j=2,800$	1.24	0.87	0.74	0.67

FUENTE: estimaciones de los autores.

NOTAS: Las celdas exhiben el cociente producido por el RECM de las proyecciones de inflación del modelo ampliado (MA) sobre el RECM de las proyecciones del modelo de referencia (MR).

B. Prueba de Clark y West para la evaluación de proyecciones en modelos anidados

CUADRO A4. PRUEBA DE PRECISIÓN PREDICTIVA

Métodos	Estadísticos-t		
	<i>h=2</i>	<i>h=3</i>	<i>h=4</i>
Función de Producción			
Error estándar MCO	0.83	1.28	1.21
Error estándar Newey-West	0.80	1.04	1.10
Filtro de Kalman ^A			

(sigue)

CUADRO A4 (concluye)

Métodos	Estadísticos-t		
	h=2	h=3	h=4
<i>M1</i>			
Error estándar MCO	1.30	1.45	1.58
Error estándar Newey-West	1.07	1.05	1.17
<i>M2</i>			
Error estándar MCO	1.28	1.45	1.61
Error estándar Newey-West	1.06	1.04	1.20
<i>M3</i>			
Error estándar MCO	1.19	1.45	1.56
Error estándar Newey-West	0.98	1.06	1.16
<i>M4</i>			
Error estándar MCO	1.27	1.54	1.51
Error estándar Newey-West	1.07	1.09	1.14
VAR Estructural			
Erros estándar MCO	1.28	1.48	1.03
Error estándar Newey-West	1.09	1.10	1.06

FUENTE: estimaciones de los autores.

^Δ Los resultados para cada modelo se basan en el parámetro de suavización (λ_1) que produce el mejor desempeño. La hipótesis nula (los dos modelos poseen igual RECM) es rechazada si el estadístico es mayor que 1.28 (para un nivel de 10% a una cola) o 1.65 (para la prueba de 5% a una cola).

REFERENCIAS

- Apel, M., y P. Jansson (1999), "System Estimates of Potential Output and the NAIRU," *Empirical Economics*, vol. 24, pp. 373-38.
- Blanchard, O., y D. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Supply and Demand Disturbances," *American Economic Review*, vol. 79, pp. 655-73.
- Chow, G. (1960), "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica*, vol. 28, pp. 591-605.
- Chumacero, R., y F. Gallego (2002), "Trends and Cycles in Real-Time," *Estudios de Economía*, vol. 29, n^o 2.
- Clark, T. E., y K. D. West (2007), "Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models," *Journal of Econometrics*, vol. 138, pp. 291-311.

- Contreras, G., y P. García (2002), "Estimating Gaps and Trends for the Chilean Economy," en N. Loayza y R. Soto (eds.), *Economic Growth: Sources, Trends and Cycles*, Banco Central de Chile, Santiago.
- De Masi, P. (1997), *IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice*, FMI (Working Paper, 97/177).
- Diebold, F. X., y R. S. Mariano (1995), "Comparing predictive accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13, pp. 253-63.
- Fuentes, R., M. Larraín y K. Schimdt-Hebbel (2004), *Fuentes de crecimiento y comportamiento de la productividad total de factores en Chile*, Banco Central de Chile (Documento de trabajo, nº 287).
- Gallego, F., y C. Johnson (2001), "Teorías y métodos de medición del producto de tendencia : una aplicación al caso de Chile," *Revista Economía Chilena*, vol. 4, nº 2.
- Gallego, F., y N. Loayza (2003), "The Golden Period for Growth in Chile: Explanations and Forecasts," en N. Loayza y R. Soto (eds.), *Economic Growth: Sources, Trends and Cycles*, Banco Central de Chile, Santiago.
- Gollin, D., (2002), "Getting income shares right," *Journal of Political Economy*, vol. 110, pp. 458-74.
- Graff, M. (2004), *Estimates of the Output Gap in Real Time: How Well Have We Been Doing?*, Reserve Bank of New Zealand (Discussion Paper Series DP2004/04).
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hansen, B. (2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation," *Econometrica*, vol. 68, nº 3, pp. 575-603.
- Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Kuttner, K. N. (1994), "Estimating Potential Output as a Latent Variable," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, nº 3, pp. 361-68.
- Laubach, T., y J. C. Williams (2003), "Measuring the Natural Rate of Interest," *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, nº 4, pp. 1063-70.
- Menashe, Y., e Y. Yakhin (2004), "Mind the Gap: Structural and Nonstructural Approaches to Estimating Israel's Output Gap," *Israel Economic Review*, vol. 2, nº 2, pp.79-106.
- Musso, A., y T. Westermann (2005), "Assessing Potential Output Growth in the Euro Area: A Growth Accounting Perspective," *Occasional Papers Series 22*, European Central Bank.
- Ogunc, F. y D. Ece (2004), "Estimating the Output Gap for Turkey: an Unobserved Components Approach," *Applied Economic Letters*, vol. 11, pp. 177-82.
- Orphanides, A., y S. Van Norden (2002), "The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time," *The Review of Economics and Statistics*, vol. 84, nº 4, pp. 569-83.

- Solow, R. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70.
- Solow, R. (1957), "Technological Change and the Aggregate Production Function," *The Review of Economics and Statistics*, vol. 39.
- Taylor, J. B. (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, pp. 195-214.
- Willman, A. (2002), *Euro Area Production Function and Potential Output: A Supply Side System Approach*, European Central Bank (Working Paper Series, nº 153).