

# ¿Cuál es el crecimiento de largo plazo de la economía chilena?: Una respuesta formal para una antigua pregunta\*

Byron J. Idrovo<sup>ψ</sup>

## Abstract

The objective of this study is to estimate the Chilean economy's growth rate in a context of full employment of the productive resources. As reference, some experts estimate at that the long term growth of the activity has fallen from 5 per cent to a rank between 4.5 per cent and 5 per cent in most recent months.

We conclude formally, from the use of univariate time series models –including a deterministic trend (with structural breaks) and a stochastic trend (with and without regime switching), that the long term growth rate would be marginally below that rank (somewhat superior to 4 per cent) and with a moderate adjustment velocity when the activity relays far from the steady state (up to one year).

## Resumen

El objetivo del presente estudio es estimar la tasa de crecimiento de la economía en un contexto de plena utilización de los recursos productivos. Estimaciones de algunos expertos apuntan a que el crecimiento de largo plazo de la actividad habría disminuido desde el 5% hasta ubicarse en un rango de 4,5% a 5% en lo más reciente. Sin embargo, el presente documento argumenta formalmente que la tasa potencial estaría marginalmente por debajo de dicho rango y con un moderado ajuste de la actividad cuando ésta se desvía de su trayectoria de largo plazo. Lo anterior se concluye de la utilización de modelos univariados de series de tiempo –incluyendo una tendencia determinística (con quiebres de medias) y una tendencia estocástica (con y sin cambios de régimen). Los resultados indican que la tasa de crecimiento potencial de la economía chilena sería algo superior al 4% anual.

Keywords: Economía, Ciclos, Crecimiento, Tendencia, Filtro de Kalman.

JEL Classification: C22, E32.

---

\* Se agradecen los valiosos comentarios de los Economistas de la Gerencia de Estudios de la Cámara Chilena de la Construcción. Cualquier error es de responsabilidad exclusiva del autor.

<sup>ψ</sup> Analista Económico. Gerencia de Estudios. Cámara Chilena de la Construcción.

## 1. Introducción

El PIB potencial es la cantidad óptima de bienes y servicios que es capaz de producir la economía chilena en un horizonte de largo plazo. La optimalidad tiene que ver con la capacidad productiva del país en un contexto de plena utilización de los recursos disponibles (capital, trabajo, energía y tiempo, por ejemplo), cuya conjunción definen un punto de la frontera de posibilidad de producción del país. En este sentido, el PIB potencial (o capacidad productiva de pleno empleo) es una medida de referencia importante para identificar el estado del ciclo por el que transita la economía, permitiendo anticipar oportunamente sus efectos en el equilibrio de los fundamentos macroeconómicos. Por ejemplo, cuando el PIB efectivo supera notablemente al potencial durante un razonable lapso de tiempo, se dice que la economía se encuentra en un régimen expansivo lo que eventualmente se traspasa a un mayor crecimiento de los precios como respuesta a las presiones de demanda respecto de la limitada oferta (o producción potencial) de bienes y servicios. Lo anterior es contrario cuando la actividad actúa muy por debajo de su frontera de posibilidad de producción, generándose un estado recesivo de la economía, contrayéndose la demanda respecto de la oferta a la vez que los precios tienden a disminuir. Esto último también es nocivo para la economía, ya que las expectativas de que los precios continúen a la baja inducen a que los agentes económicos posterguen inversión y consumo (a la espera de que los precios continúen contrayéndose), lo que eventualmente reciente aún más la economía.

He ahí la importancia de estimar sistemáticamente la brecha de capacidad productiva (diferencia entre el PIB efectivo y potencial), pues constituye una medida de alerta temprana para las autoridades monetarias y fiscales en el manejo de sus instrumentos de política (*fine tuning*) que permitan mantener la actividad efectiva en torno a su nivel de tendencia de largo plazo, y promover las medidas necesarias para incrementar la productividad, alcanzando tasas de crecimiento potencial más elevadas. Esto supone que las marcadas oscilaciones (o más bien desvíos) del PIB efectivo respecto de su tendencia son sólo transitorias, por lo que el nivel de actividad de largo plazo estaría gobernado por un proceso tendencial cuya tasa de crecimiento corresponde a la variación anual del PIB potencial (o más bien “tasa natural” de crecimiento de la economía). En esta línea, calcular la tasa natural de crecimiento de la economía siempre es de suma relevancia y más aún en el actual escenario en que los menores niveles de crecimiento económico acusan a los elevados costos de la energía de enfriar el

aparato productivo del país, lo que a su vez, afecta a la baja el crecimiento potencial de la economía. Estimaciones de algunos expertos apuntan a que el crecimiento de largo plazo de la actividad habría disminuido desde el 5% hasta ubicarse en un rango de 4,5% a 5% en lo más reciente.<sup>1</sup> Sin embargo, el presente documento argumenta formalmente que la tasa potencial estaría marginalmente por debajo de dicho rango y con un moderado ajuste de la actividad cuando ésta se desvía de su trayectoria de largo plazo. Lo anterior se concluye de la utilización de modelos univariados de series de tiempo –incluyendo una tendencia determinística (con quiebres de medias) y una tendencia estocástica (con y sin cambios de régimen). Los resultados indican que la tasa de crecimiento potencial de la economía chilena sería algo superior al 4% anual.

El presente estudio está organizado de la siguiente forma: la primera y segunda sección corresponden a la introducción y marco teórico, respectivamente; la tercera sección muestra la estimación de la tasa de crecimiento potencial de la economía suponiendo que ésta oscila entorno a una tendencia determinística con quiebres de media; la tercera sección replica el análisis de la sección anterior, pero considerando que el proceso generador de datos sigue una tendencia estocástica; finalmente, la sección cuatro concluye.

## 2. Marco teórico

Esta sección presenta los modelos estadísticos utilizados para el cálculo de la tasa de crecimiento de largo plazo de la economía chilena. Los modelos están basados en series cronológicas univariadas, asumiendo tendencia determinística y estocástica, respectivamente.

### 2.1. Modelo con tendencia determinística

Por naturaleza una tendencia determinística no tiene asociada una distribución de probabilidad, es decir, cada evento de una sucesión de observaciones ocurre con toda certeza. En este contexto, una serie  $y_t$  cuya trayectoria intertemporal muestra una clara pendiente (positiva o negativa), podría ser modelada a través de una tendencia lineal  $\hat{y}_t$ . Así, esperaríamos que dicha tendencia capture el comportamiento de “largo plazo” de  $y_t$  –en

---

<sup>1</sup> Informe de Política Monetaria (IPoM) del Banco Central de Chile.

otras palabras, se dice que  $y_t$  es estacionaria en tendencia. Formalmente, se tiene la siguiente especificación log-lineal:

$$y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \text{ es } I(0) \quad [1]$$

Donde,  $\alpha$  y  $\beta$  son los parámetros a estimar que corresponden al intercepto y a la tasa compuesta de crecimiento de la variable  $y_t$ ;  $\varepsilon_t$  es un término de error integrado de orden cero. En efecto, la dinámica de largo plazo de  $y_t$  estaría colapsada en  $\beta$ .

Lo anterior, también puede ser analizado desde una perspectiva de la *econometría inglesa* – particularmente, se hace referencia al análisis de *cointegración* de series de tiempo. Dos series no estacionarias  $\mathbf{r}_t = [y_t, t]'$  se dicen cointegradas, si existe una relación de equilibrio estable a largo plazo entre tales series. En otras palabras, se dice que los errores de la ecuación [1] son estacionarios (o integrados de orden cero), implicando en que eventualmente el lado izquierdo de dicha ecuación sea igual al término de lado derecho. Así, la matriz de una única fila  $\boldsymbol{\theta} = [\alpha, -\beta]$  es el vector de cointegración, por lo que  $\mathbf{r}_t' \boldsymbol{\theta} = 0$  es estacionario. No obstante, pueda que en el corto plazo (período a período)  $y_t$  se aleje de  $t$ , pero a lo largo del tiempo el comportamiento de las variables en  $\mathbf{r}_t$  volverá a mostrar una relación de equilibrio estable, es decir  $\mathbf{r}_t' \boldsymbol{\theta}$  volverá a ser estacionario. La relevancia estadística de la cointegración está en las buenas propiedades de los estimadores OLS de la regresión. Es más, los estimadores OLS resultan ser *superconsistentes* –ya que convergen al verdadero valor de  $\alpha$  y  $\beta$  a una tasa  $1/T$ , en lugar de la tasa  $1/\sqrt{T}$  como ocurre generalmente.

Finalmente, otra de las ventajas de la relación cointegradora es que, a través de un modelo de corrección de errores (MCE), permite separar la dinámica de corto plazo del comportamiento de largo plazo –es decir, el MCE captura los desajustes que ocurren período a período respecto de la relación de equilibrio de largo plazo.

## 2.2. Modelo con tendencia estocástica: Un enfoque de variable inobservada.

Esta alternativa metodológica, relaja el supuesto de que la serie sea estacionaria en tendencia. Al respecto, Nelson y Plosser (1982) proponen un modelo en que la actividad económica

sigue una caminata aleatoria con deriva y no una tendencia determinística, por lo que la no estacionariedad de la serie  $y_t$  podría ser removida tomando primeras diferencias. Su análisis más reciente sugiere que la mayor parte de la volatilidad de los shocks en la economía de Estados Unidos podría ser asignada al componente de tendencia no estacionario, con pequeños shocks sobre el componente cíclico.

Por otra parte, dado que los promedios anuales ocultan ciertos patrones de comportamiento de la actividad económica evidentes en datos de mayor frecuencia (trimestral o mensual), Clark (1987) aplica una versión de componentes inobservados con frecuencia mensual para el cálculo de la tendencia, a la vez que evalúa la relativa importancia de la tendencia estocástica y el componente cíclico en la actividad económica.

Para distinguir entre modelos con tendencia determinística y estocástica se consideró el siguiente sistema de series de tiempo, propuesto por Kim y Nelson (1999):

$$\begin{aligned}
 y_t &= \eta_t + x_t \\
 \eta_t &= g_t + \eta_{t-1} + v_t \quad v_t \sim iidN(0, \sigma_v^2) \\
 g_t &= g_{t-1} + w_t \quad w_t \sim iidN(0, \sigma_w^2) \\
 x_t &= \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + e_t \quad e_t \sim iidN(0, \sigma_e^2)
 \end{aligned} \tag{2}$$

Donde,  $y_t$  es el indicador de actividad;  $\eta_t$  sigue un proceso de caminata aleatoria con deriva  $g_t$  –que a su vez, se supone que esta variable es dominada por un proceso de caminata aleatoria sin constante. En tanto,  $x_t$  es el componente cíclico de la actividad económica, que se supone es estacionario.

El cálculo del crecimiento potencial está basado en la derivación del filtro de Kalman para la estimación de variables inobservadas en modelos representados de la forma estado-espacio (State-Space Models). Éste es un método estadístico de estimación recursiva (por máxima verosimilitud) de una colección de ecuaciones matemáticas. La idea esencial de este tipo de modelos descansa en la hipótesis de que existe un estado subyacente de actividad, el cual es retroalimentado con información observable (o más bien señales del estado de la economía) período a período. Así, esta metodología relaja el supuesto de que la actividad económica de

largo plazo estaría gobernada por un proceso de tendencia determinística –que asume una tasa constante de variación anual del producto potencial.

A continuación se expone la representación estado-espacio del sistema de ecuaciones anterior:

$$y_t = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}}_{\mathbf{H}} \underbrace{\begin{bmatrix} n_t \\ x_t \\ x_{t-1} \\ g_t \end{bmatrix}}_{\beta_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}}_{\mathbf{F}} \underbrace{\begin{bmatrix} n_{t-1} \\ x_{t-1} \\ x_{t-2} \\ g_{t-1} \end{bmatrix}}_{\beta_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} v_t \\ e_t \\ 0 \\ w_t \end{bmatrix}}_{\xi_t}$$

$$\mathbf{R} = \mathbf{E}(\xi \xi^T) = \mathbf{0}$$

$$\mathbf{Q} = \mathbf{E}(\xi \xi^T) = \begin{bmatrix} \sigma_v^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_e^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_w^2 \end{bmatrix}$$

$$\beta_t = \mathbf{F}\beta_{t-1} + \xi_t \quad [3]$$

$$y_t = \mathbf{H}\beta_t + \eta_t$$

Las dos últimas ecuaciones corresponden a la ecuación de estado y medida, respectivamente. Este sistema matricial es estimado mediante máxima verosimilitud.<sup>2</sup>

### 3. Desarrollo

#### 3.2. La actividad económica oscila en torno a una tendencia determinística<sup>3</sup>

Las estimaciones, basadas en el IMACEC (variable de actividad económica de mayor frecuencia con relación al PIB), revelaron que los shocks que enfrenta el nivel del indicador económico respecto de su evolución tendencial son en su mayoría transitorios, pero con

<sup>2</sup> Para una mayor referencia respecto de la estimación por máxima verosimilitud, véase Kim, Chang-Jin, and Charles R. Nelson. 1999. State Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts.

<sup>3</sup> Esta sección sigue muy de cerca a Chumacero y Quiroz (1996).

cambios estructurales que afectan de manera permanente al nivel del IMACEC (esto es lo que en la literatura estadística de series cronológicas se conoce como *cointegration with break*). Esto implica que el nivel del IMACEC presenta un comportamiento creciente y estable en el tiempo. De lo anterior, se obtuvo que el crecimiento potencial de la economía –medida como la variación mensual anualizada de la tendencia subyacente del IMACEC– se encuentra en torno a 4% anual, medida que pese a diferir del rango medio estimado por el Banco Central (4,5%), resulta consistente con las proyecciones económicas para el próximo año.

La tasa de crecimiento potencial está basada en un modelo semilogarítmico desarrollado a partir de la siguiente fórmula de interés compuesto para el cálculo del valor futuro de un activo, que en este caso es el indicador de actividad IMACEC.

$$IMACEC_t = IMACEC_0 (1+r)^t \quad [4]$$

Una versión modificada de la expresión anterior, es comúnmente utilizada en la especificación de modelos empíricos de crecimiento

$$IMACEC_t = IMACEC_0 (1+r)^t e^{\mu_t} \quad [5]$$

Donde  $e^{\mu_t}$  es el término de error del modelo. El efecto neto, que puede ser positivo o negativo, de los factores omitidos es capturado por dicho término de error.

Empleando logaritmo para linealizar se tiene:

$$\ln IMACEC_t = \ln IMACEC_0 + t \ln (1+r) + \mu_t \quad [6]$$

o lo que es lo mismo

$$\ln IMACEC_t = \alpha + t\beta + \mu_t \quad [6.1]$$

Esta ecuación es un modelo semilogarítmico (o más bien log-lineal), el cual se utiliza, por regla general, para el cálculo de tendencias de crecimiento de largo plazo<sup>4</sup>. Donde  $\ln IMACEC_0$  corresponde al intercepto de la relación lineal  $(\alpha)$  el cual se asume constante en el tiempo; y  $\ln (1+r)$  corresponde a la pendiente  $(\beta)$  que representa la tasa compuesta de crecimiento autónoma proporcional por cada período.

<sup>4</sup> Greene 1999, Análisis Econométrico, tercera edición.

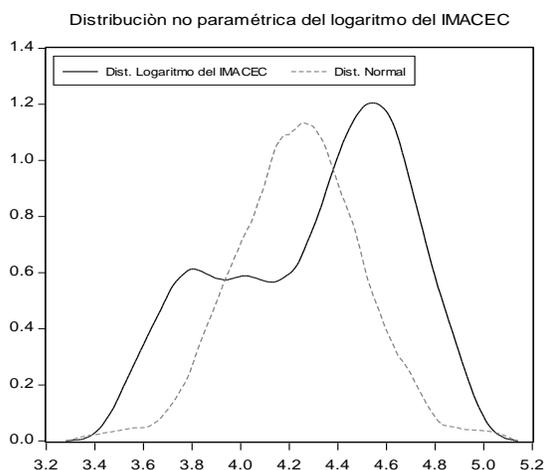
$$\frac{d \ln IMACEC_t}{d_t} = \beta \quad [4]$$

En base a lo anterior, la tasa de crecimiento anual es:

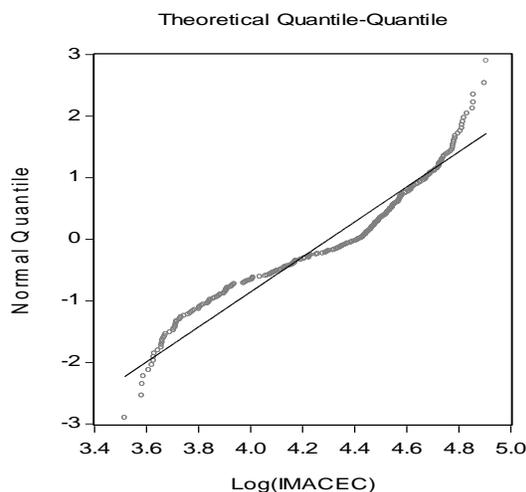
$$r_A = e^{12\beta} - 1 \quad [5]$$

Donde  $r_A$  es la tasa anual de crecimiento (o tasa de crecimiento potencial).

Sin embargo, la actividad no está exenta de sufrir de vez en cuando cambios permanentes de nivel, que de otro modo su trayectoria sería puramente tendencial. En este caso, estimar el modelo descrito en la ecuación (6.1) sería contraproducente, ya que la distribución incondicional del IMACEC presenta más de una moda, indicando la presencia de al menos dos estados o regímenes de la economía.<sup>5</sup> Por lo tanto, al no controlar por los cambios estructurales de nivel y/o tendencia en la especificación 6.1, se tendría que tanto las propiedades estadísticas de los estimadores como los estadísticos de prueba serían poco o nada concluyentes para garantizar la existencia de una tasa natural de crecimiento de la economía.



Nota: La distribución incondicional del IMACEC (línea continua) es comparada con la distribución normal (línea discreta) – asumiendo la misma media y desviación estándar que el indicador de actividad económica. En el eje horizontal se muestran los niveles del logaritmo del IMACEC; en el eje vertical se encuentra la frecuencia. Ambas distribuciones están basadas en el Kernel de Epanechnikov con un ancho de banda de Silverman (1986).



Nota: El gráfico qq-plot permite comparar los cuantiles de una distribución normal estándar (o cuantiles teóricos) con los cuantiles de la distribución estándar de los datos (o cuantiles empíricos). En este sentido, mientras más se parezcan dichos cuantiles, se dice que la distribución de los datos es normal. En este caso, claramente las observaciones del IMACEC no siguen una distribución normal.

<sup>5</sup> En la terminología de Hamilton (1993), la existencia de más de una moda en la distribución de una serie de tiempo, implica la presencia de raíz unitaria. Por lo que, dicha serie puede ser modelada asumiendo distintos estados que la gobiernan (proceso Markoviano), siendo estacionaria en cada estado (con una matriz de transición que describe la probabilidad de mantenerse o transitar hacia un nuevo estado).

Por ello, se realizaron otros test que permiten identificar si el nivel del IMACEC exterioriza sólo cambios de nivel, sólo de tendencia o ambos (nivel y tendencia). En efecto, los resultados de los test (Dickey-Fuller Aumentado, 1979; Phillip-Perron, 1988; Zivot & Andrews, 1992) fueron concluyentes en que el nivel de la serie de actividad económica oscila alrededor de una tendencia, pero con cambios de nivel en el tiempo (Zivot & Andrews). Es más, el test F secuencial de Perrón arrojó tres cambios estructurales de nivel repartidos entre los años 1989, 1991 y 1995. Esto último respalda la posibilidad de que la evolución del IMACEC experimente una “tasa natural” de crecimiento.

El siguiente modelo permite ajustar el IMACEC a una variable de tendencia, controlando por los tres cambios estructurales de su nivel. En efecto, este modelo describe la relación de largo plazo entre el IMACEC y su tendencia.

$$\ln IMACEC_t = \alpha + t\beta + \sum_{k=1}^3 \theta_k d_{kt} + \mu_t \quad [7]$$

$$d_{kt} = \begin{cases} 0 & \text{si } t < T_0 \\ 1 & \text{si } t \geq T_0 \end{cases}$$

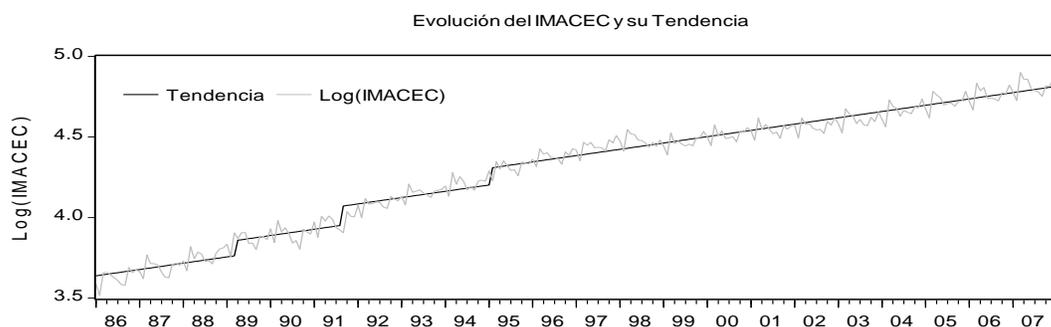
donde,  $\alpha$  es la constante;  $\beta$  es la tasa compuesta de crecimiento de largo plazo de la economía;  $\theta_k$  son los coeficientes que acompañan a las variables mudas  $d_{kt}$  que capturan los quiebres de nivel en una serie de tiempo.

Dependent Variable: LY  
 Method: Least Squares  
 Sample: 1986M01 2008M03  
 Included observations: 267  
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\alpha$	3.638504	0.011416	318.7106	0.0000
$\theta_1$ $\left[ \begin{matrix} T_0 = 1989:04 \\ T_1 = 1991:09 \\ T_2 = 1995:02 \end{matrix} \right]$	0.093477	0.015169	6.162195	0.0000
$\theta_2$	0.104167	0.016020	6.502335	0.0000
$\theta_3$	0.118071	0.015757	7.493031	0.0000
$\beta$	0.003254	9.89E-05	32.89214	0.0000
R-squared	0.983115	Mean dependent var	4.300755	
Adjusted R-squared	0.982858	S.D. dependent var	0.362243	

S.E. of regression	0.047428	Akaike info criterion	-3.240651
Sum squared resid	0.589352	Schwarz criterion	-3.173474
Log likelihood	437.6269	F-statistic	3813.749
Durbin-Watson stat	1.560302	Prob(F-statistic)	0.000000

Nota: Los residuos resultaron estacionarios (esto según el test de Phillips-Perron al 1% de significancia), lo que, en un análisis de cointegración, se tiene que el IMACEC y su tendencia coexisten en el largo plazo. Este es el caso de variables tendenciales.



Fuente: Elaboración propia.

A partir de las estimaciones con información disponible a marzo de 2008, se tiene que el crecimiento potencial de la economía estaría cerca de 0,33% mensual, lo que en términos anualizados sería 4% anual en promedio.<sup>6</sup> Al respecto cabe destacar que, a diferencia del PIB efectivo<sup>7</sup> de Cuentas Nacionales, la producción potencial es una medida subyacente (no observable) de actividad, ya que sus fundamentos (la estabilidad de precios, una baja tasa de desempleo –tasa natural de paro–, y la ausencia de capacidad instalada ociosa en el aparato productivo) no siempre se observan a lo largo del tiempo. De esta forma, su cálculo debe ser sistemático y sólo constituye una aproximación basada en la información pública más reciente.

Por otra parte, una de las ventajas de analizar series tendenciales es que permiten separar el componente de largo plazo (o relación de largo plazo de la serie económica, analizada anteriormente) del componente de corto plazo (o dinámica de ajuste hacia la relación de largo plazo). Este último componente se obtiene de estimar la siguiente relación lineal, que incluye el término de error de la relación de largo plazo definida en la ecuación 6. La

<sup>6</sup> La anualización de la tasa de crecimiento mensual se obtiene de la siguiente fórmula:

$$4\% = \left[ (1 + 0.33\%)^{12} - 1 \right] \cdot 100$$

<sup>7</sup> Es la suma total de bienes y servicios que es capaz de producir la economía de un país, y que para efectos de medición y/o comparación se traduce en términos monetarios.

interpretación de dicho término es el error de corrección de los desvíos del nivel del IMACEC respecto de su tendencia de largo plazo.

$$\Delta \ln IMACEC_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K \alpha_k \Delta \ln IMACEC_{t-k} + \lambda \left( \ln IMACEC_{t-1} - \alpha - (-1)\beta - \sum_{k=1}^3 \theta_k d_{kt-1} \right) + \varpi_t$$

donde,  $\lambda$  es el componente de corrección de los desvíos del IMACEC respecto de su tendencia de largo plazo. Es decir, en el corto plazo  $\lambda$  es distinto de cero, pero en el largo plazo  $\lambda$  tiende a 1, a la vez que el componente de error de la relación de largo plazo tiende a cero, garantizando el calce del IMACEC con su tendencia (nivel potencial del IMACEC).

A continuación se presenta la estimación de la dinámica de corto plazo, de la que se desprende lo siguiente: cuando el nivel de actividad se desvía de su tendencia, ésta tarda “en promedio” cerca de siete meses en retomar su trayectoria de largo plazo.<sup>8</sup>

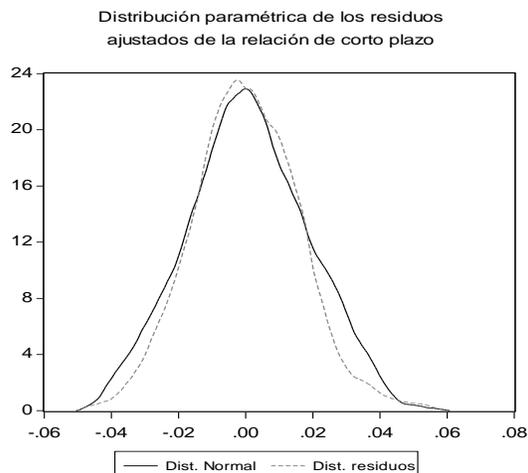
Dependent Variable: D(LY)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1987M11 2008M03  
 Included observations: 245 after adjustments  
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\alpha_0$	0.009224	0.002035	4.533426	0.0000
$\alpha_1$	-0.315628	0.060208	-5.242330	0.0000
$\alpha_2$	-0.104932	0.042404	-2.474597	0.0141
$\alpha_4$	-0.136094	0.036951	-3.683063	0.0003
$\alpha_6$	-0.129243	0.036809	-3.511232	0.0005
$\alpha_7$	-0.139850	0.036613	-3.819688	0.0002
$\alpha_8$	-0.139894	0.034635	-4.039161	0.0001
$\alpha_{10}$	-0.187922	0.037232	-5.047358	0.0000
$\alpha_{11}$	-0.200202	0.036770	-5.444639	0.0000
$\alpha_{12}$	0.709554	0.042386	16.74015	0.0000
$\alpha_{13}$	0.181652	0.065077	2.791346	0.0057
$\alpha_{15}$	-0.128805	0.040041	-3.216818	0.0015
$\alpha_{17}$	-0.102698	0.039290	-2.613830	0.0095
$\alpha_{21}$	-0.163964	0.037579	-4.363141	0.0000
$\lambda$	-0.145184	0.042039	-3.453546	0.0007

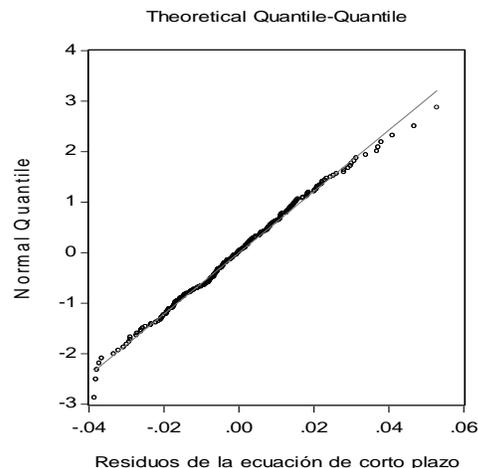
<sup>8</sup> Este resultado se obtiene del inverso del valor absoluto de  $|\hat{\lambda}|$ .

R-squared	0.915324	Mean dependent var	0.004880
Adjusted R-squared	0.910169	S.D. dependent var	0.056724
S.E. of regression	0.017001	Akaike info criterion	-5.251798
Sum squared resid	0.066479	Schwarz criterion	-5.037435
Log likelihood	658.3452	F-statistic	177.5873
Durbin-Watson stat	2.016224	Prob(F-statistic)	0.000000

Nota: Los residuos resultaron estacionarios (esto según el test de Phillips-Perron al 1% de significancia).



Nota: La distribución incondicional de los residuos de la ecuación de corto plazo (línea continua) es comparada con la distribución normal (línea discreta) –asumiendo la misma media y desviación estándar que el indicador de actividad económica. En el eje horizontal se muestran las perturbaciones estocásticas; en el eje vertical se encuentra la frecuencia. Ambas distribuciones están basadas en el Kernel de Epanechnikov con un ancho de banda de Silverman (1986).



Nota: El gráfico qq-plot permite comparar los cuantiles de una distribución normal estándar (o cuantiles teóricos) con los cuantiles de la distribución estándar de los datos (o cuantiles empíricos). En este sentido, mientras más se parezcan dichos cuantiles, se dice que la distribución de los datos es normal. En este caso, claramente las observaciones de los residuos siguen una distribución normal. Esto fue corroborado al realizar un test de Jarque-Bera, cuya probabilidad de no rechazar la hipótesis de normalidad resultó mayor que 5%.

Finalmente, dado que la distribución de los residuos de la ecuación de corto plazo es unimodal y no presenta mayor masa de probabilidad en sus colas (o valores extremos), permite argumentar, una vez más, que la serie del IMACEC es estacionario en tendencia, es decir, la actividad económica presenta una tendencia en su evolución de largo plazo, que se expande a una tasa de 4% anual. No obstante, en el corto plazo los niveles del IMACEC muestran desviaciones respecto de su relación de largo plazo, tardando “en promedio” cerca de siete meses –desde que se produjo el desvío– en converger a la tendencia.

### 3.3. La actividad económica oscila en torno a una tendencia estocástica.

Esta sección relaja el supuesto de que el IMACEC oscila en torno a una tendencia determinística. Por lo tanto, la evolución de largo plazo de la actividad económica posee una

distribución de probabilidad, es decir, período a período el nivel de tendencia de la actividad económica ocurre con una cierta probabilidad. Así, a partir del modelo planteado en la sección 2.2 se obtuvo los siguientes resultados:

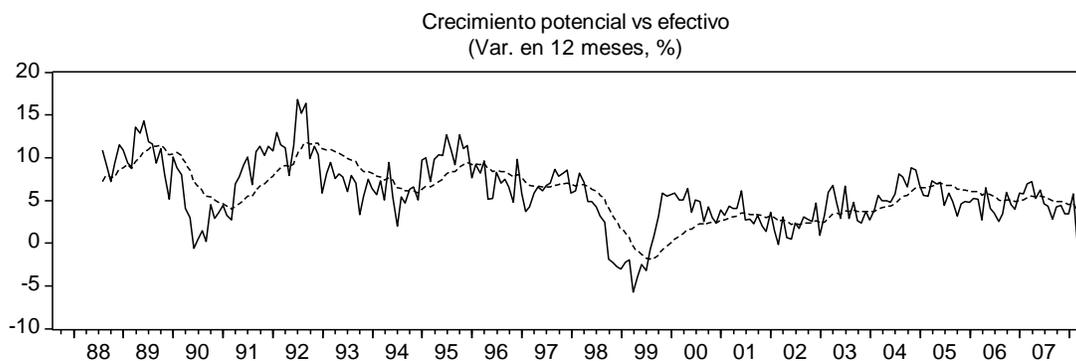
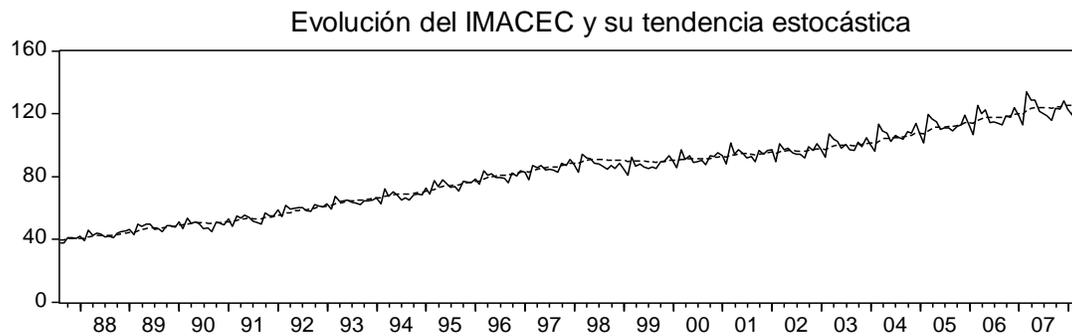
<b>Estimación de los componentes inobservados del modelo univariado de tendencia estocástica del IMACEC</b>	
Parámetros	Modelo Univariado
$\sigma_v$	0.000173 (0.000051)
$\sigma_e$	0.041592 (0.001916)
$\sigma_\omega$	0.000329 (0.000108)
$\phi_1$	0.109564 (0.06558)
$\phi_2$	-0.177816 (0.066341)
Log Likelihood	421.083091

Nota: Error estándar entre paréntesis.  
Fuente: Elaboración propia.

Todos los parámetros resultaron significativos, lo que avala parcialmente la estructura del modelo de series de tiempo planteado en la sección 2.2. El proceso autorregresivo AR(2) del componente cíclico del IMACEC es débilmente estacionario, puesto que los coeficientes  $\phi_1$  y  $\phi_2$  cumplen con las siguientes condiciones de estacionariedad.

$$|\phi_2| < 1; \phi_1 + \phi_2 < 1; \phi_2 - \phi_1 < 1$$

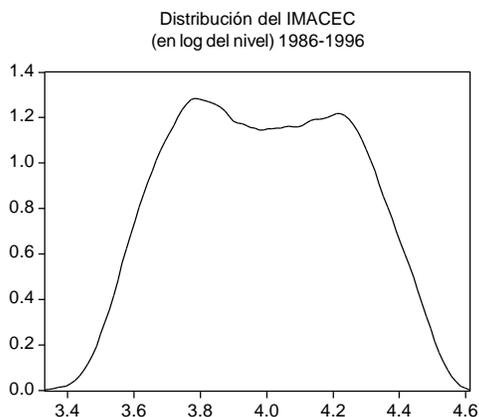
No obstante, las estimaciones indican una relativa persistencia del ciclo económico – consistente con las rigideces del mercado laboral que impiden la inmediata reasignación de los factores productivos en el proceso de producción. La serie de tendencia estocástica y su tasa de variación anual para la economía chilena se muestran a continuación, junto a la evolución del indicador de actividad con frecuencia mensual. En efecto, el crecimiento potencial de la economía fue 4,3% en lo que va transcurrido del 2008 –concordante con el hallazgo de la sección previa.



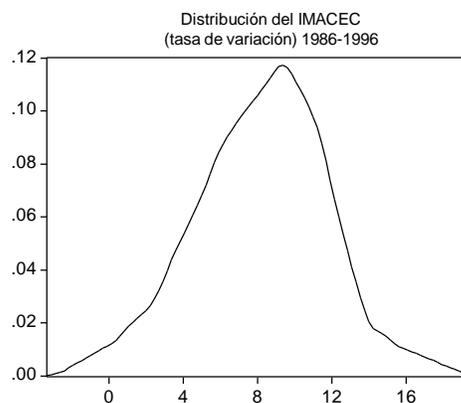
Fuente: Elaboración propia.

Por otra parte, Perron (1990) sugiere que las pruebas de raíz unitaria son sesgadas a no rechazar la hipótesis nula (tiene raíz unitaria) cuando el proceso generador de datos es estacionario con medias switching. Así, podríamos suponer que el nivel del IMACEC está sujeto a cambios de régimen. Es más, cuando la suma de los coeficientes de un proceso AR es perceptiblemente más baja que 1, ignorar los cambios de régimen daría lugar a la presencia de componentes estacionarios altamente persistentes. Kim y Nelson (1997) consideran esta posibilidad considerando la asimetría del componente cíclico de la actividad económica. Así, otro método alternativo para la estimación del crecimiento potencial de la economía es considerar que cuando la distribución de frecuencia de una serie de tiempo es multimodal (como es el caso del IMACEC), dicha serie puede ser modelada asumiendo distintos estados que la gobiernan (proceso Markoviano), con una matriz de transición que describe la probabilidad de mantenerse o transitar hacia un nuevo estado (Hamilton, 1993).

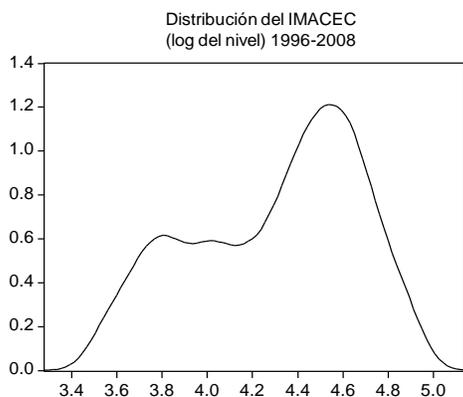
Los siguientes gráficos de distribuciones de frecuencia tanto para el nivel del IMACEC como para su tasa de variación anual, presentan una primera evidencia de que las medias del indicador pueden variar a lo largo del tiempo. Por lo tanto, obviar la presencia de cambios de régimen al menos en medias, podría conducir a la sobrestimación de la persistencia de los ciclos económicos.



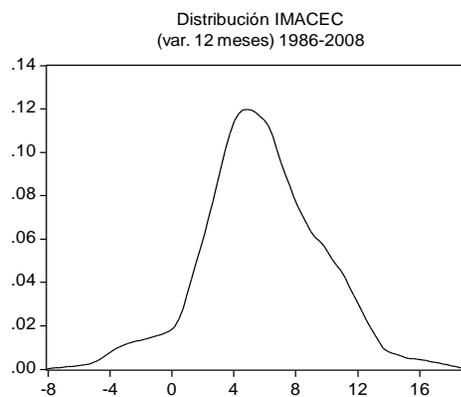
Nota: En el eje horizontal se muestra el logaritmo del nivel del IMACEC desde 1986 hasta 1996; en el eje vertical se encuentra la frecuencia. La distribución está basada en el Kernel de Epanechnikov con un ancho de banda de Silverman (1986).



Nota: En el eje horizontal se muestra la tasa de variación anual del IMACEC desde 1986 hasta 1996; en el eje vertical se encuentra la frecuencia. La distribución está basada en el Kernel de Epanechnikov con un ancho de banda de Silverman (1986).



Nota: En el eje horizontal se muestra el logaritmo del nivel del IMACEC desde 1986 hasta 2008; en el eje vertical se encuentra la frecuencia. La distribución está basadas en el Kernel de Epanechnikov con un ancho de banda de Silverman (1986).



Nota: En el eje horizontal se muestra la tasa de variación anual del IMACEC desde 1986 hasta 2008; en el eje vertical se encuentra la frecuencia. La distribución está basada en el Kernel de Epanechnikov con un ancho de banda de Silverman (1986).

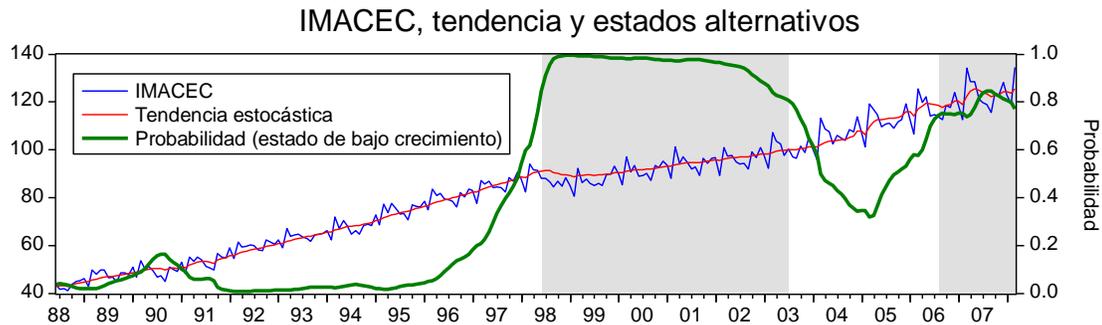
Basado en la crítica anterior, se especificó el mismo modelo propuesto en la sección 2.2, pero considerando la presencia de cambios de régimen en el proceso AR(2) del componente

cíclico (Kim y Nelson 1998a). En otras palabras, aquí se consideran movimientos asimétricos del ciclo económico:

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \delta_{s_t} + e_t \quad e_t \sim N(0, \sigma_e^2) \quad [8]$$

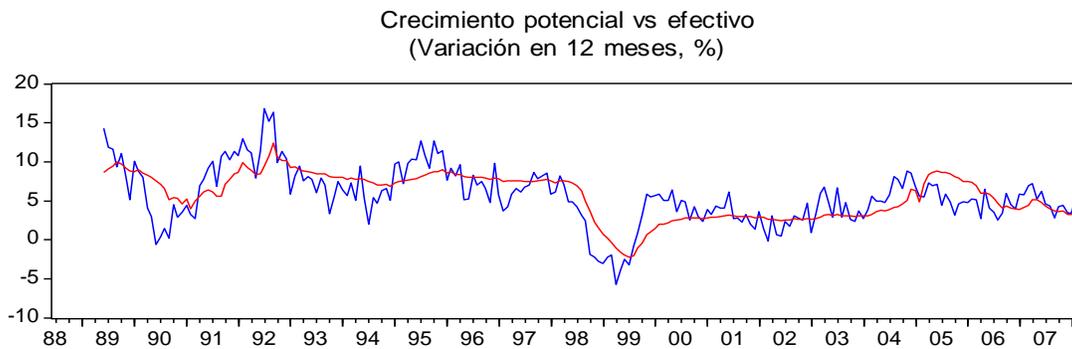
$$\Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p \quad \Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = q$$

A continuación se muestra gráficamente la evolución de la actividad económica efectiva (medida por el nivel del IMACEC) junto con la estimación de su nivel potencial, y la probabilidad de que la actividad económica se encuentre la mayor parte del tiempo bajo su nivel de pleno empleo.



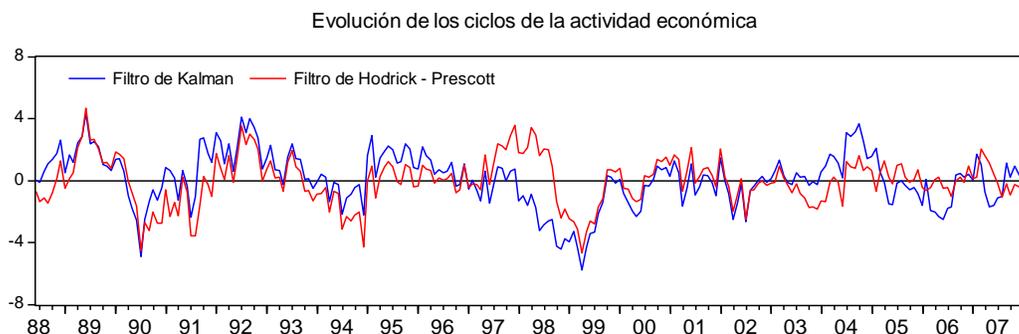
Fuente: Elaboración propia

Asimismo, el gráfico siguiente permite observar la relación entre la tasa de crecimiento en doce meses del IMACEC y la tasa anual obtenida de la tendencia estocásticas.



Fuente: Elaboración propia.

Del gráfico se desprenden varios períodos del ciclo económico: el primero corresponde al período pre-crisis asiática (o boom económico), en el que la tasa de crecimiento de la actividad potencial fue 8% anual —con una baja probabilidad de que el nivel del Imacec transitará persistentemente bajo su nivel potencial—; el segundo período considera el cambio estructural de la economía causado por la crisis asiática, en el que la variación anual del producto potencial habría disminuido drásticamente, para luego, durante el período post-crisis, mantenerse en torno al 3% anual —escenario que habría durado cerca de cuatro años, acompañado de probabilidades relativamente altas de que el producto permanezca, la mayor parte del tiempo, bajo su nivel potencial. Por otra parte, desde la segunda mitad de 2004 hasta la primera de 2006, el nivel de crecimiento de largo plazo fue 5% anual —con la expectativa que desde los primeros meses de 2004 se iniciaría la ansiada recuperación económica. Finalmente, a partir del segundo semestre de 2006 se avizora un escenario menos favorable para la economía chilena, con probabilidades superiores al 50% de estar bajo su nivel potencial. En lo más reciente, esta metodología aplicada para la estimación del comportamiento tendencial del IMACEC arroja una tasa de crecimiento de largo plazo en torno al 4,1% anual, y con escasas posibilidades de aumentar en el mediano plazo. Finalmente, los filtros Hodrick-Prescott y Kalman (con cambios de régimen) indican que la actividad estaría muy próxima a su nivel potencial, lo que significa que las brechas de capacidad productiva, prácticamente, se habrían disipado.



Nota: Los ciclos fueron calculados como la diferencia entre el logaritmo del Imacec desestacionalizado y el logaritmo de la tendencia (calculada como el filtro de Hodrick-Prescott y Kalman, respectivamente).  
Fuente: Elaboración propia.

#### 4. Comentario final

Calcular la tasa natural de crecimiento de la economía siempre es de suma relevancia, y más aún en el actual escenario en que los menores niveles de crecimiento económico acusan a los elevados costos de la energía de enfriar el aparato productivo del país, lo que a su vez, afecta a la baja el crecimiento potencial de la economía. Las estimaciones de algunos expertos apuntan a que el crecimiento de largo plazo de la actividad habría disminuido desde un 5% hasta ubicarse en un rango de 4,5 a 5% en lo más reciente. Sin embargo, el presente documento argumenta formalmente que la tasa potencial estaría marginalmente por debajo de dicho rango y con un moderado ajuste de la actividad cuando ésta se desvía de su trayectoria de largo plazo. Para ello, se utilizaron modelos univariados de series de tiempo – incluyendo una tendencia determinística (con quiebres de medias) y una tendencia estocástica (con y sin cambios de régimen). Los resultados indican que la tasa de crecimiento potencial de la economía chilena sería algo superior al 4% anual.

Cabe mencionar que el procedimiento utilizado en este documento es una de varias alternativas de cálculo de la actividad subyacente de pleno empleo de los recursos productivos; otra técnica más habitual es la descomposición del residuo de Solow en el que se estima una función de producción neoclásica de tipo Cobb-Douglas (los argumentos de dicha función son el stock de capital en cada momento del tiempo, la fuerza de trabajo, y la productividad total de los factores); otra alternativa es utilizar modelos RBC (Kydland y Prescott, 1982), que en un marco de equilibrio general, relajan el supuesto de que la formación de capital se imponga exógenamente, donde la decisión de trabajar como la de acumulación de capital se determinen de forma conjunta y en base a las relaciones económicas fundamentales.

## Referencias

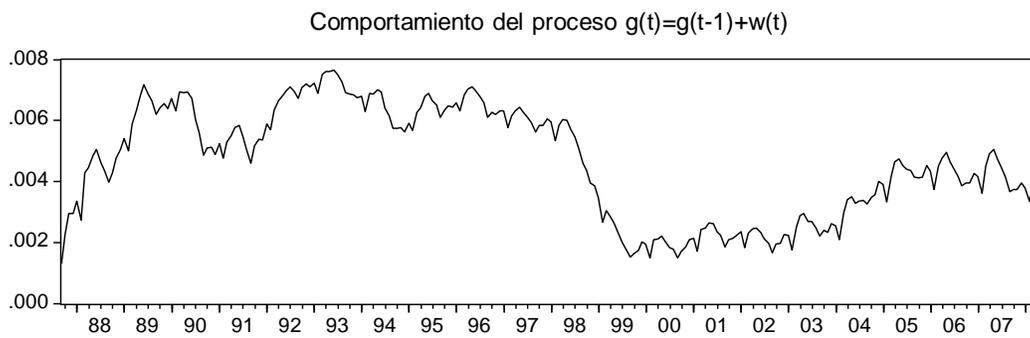
- [1] Clark, Peter K. 1987. "The Cyclical Component of U.S. Economic Activity" *Quarterly Journal of Economics*, 102, 797-814.
- [2] Clark, Peter K. 1989. "Trend Reversion in Real Output and Unemployment" *Journal of Econometrics*, 40, 15-32.
- [3] Hamilton, James D. 1994a. *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- [4] Hamilton, James D. 1994b. "State-Space Models" In *Handbook of Econometrics*, ed. R. F. Engel and D. L. McFadden, vol. 4, chap. 50, 3014-3077.
- [5] Harvey, Andrews C. 1989. *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter* Cambridge: Cambridge University Press.
- [6] Johnson, Christian A. Un Modelo de Switching para el Crecimiento en Chile. *Cuad. econ.*, dic. 2001, vol.38, no.115, p.291-319. ISSN 0717-6821.
- [7] Kalman, R. E. 1960. "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems" *Transactions ASME Journal of Basic Engineering*, D82, 35-45.
- [8] Kim, Chang-Jin, and Charles R. Nelson. 1999. *State Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts.
- [9] Perron, P. 1990. "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean" *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 153-162.
- [10] Chumacero R. y Quiroz J. 1997. "La Tasa Natural de Crecimiento de la Economía Chilena: 1985-1996". *Cuad. econ.*, dic. 1996, v.33, no.100, p. 453-472.

## ANEXO

A continuación se presentan las matrices de la representación estado-espacio.

$$F = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0.109564 & -0.177816 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$Q = E \left( \xi^T \right) = \begin{bmatrix} 0.000173 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.041592 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.000329 \end{bmatrix}$$



Fuente: Elaboración propia.