

# Índice Mensual de Actividad de la Construcción: Un Estimador en Frecuencias Mixtas

Mauricio Tejada G.

Abril 2006

## Resumen

No hay duda de que como medida agregada del estado de la actividad del sector construcción, el PIB sectorial en términos reales es uno de los indicadores coincidentes más importantes. Sin embargo, y no obstante su importancia, el IMACON calculado actualmente mediante la metodología de Stock y Watson (1989) no utiliza dicho indicador como una señal informativa adicional del estado de la actividad. Esto debido a que las frecuencias en que están expresados el PIB de la construcción y los indicadores parciales utilizados son distintas, trimestral en el caso del primero y mensual en el de los últimos, y en el momento en que el índice fue creado no se conocía un método riguroso que permita tratar con series de distinta frecuencia. El presente artículo busca extender el modelo actual del IMACON, utilizando la metodología de frecuencias mixtas recientemente propuesta por Mariano y Murasawa (2003), de manera que se pueda incluir el PIB de la construcción como una señal informativa adicional del estado del sector, y con ello mejorar el ajuste en la estimación del IMACON. Lo anterior, además, permitirá dar una interpretación en niveles al índice estimado.

Clasificación JEL: C32, C43, E32, L74 y N6

Palabras Clave: Sector Construcción, Actividad Subyacente, Frecuencias Mixtas.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de la Mesa Directiva de la Cámara Chilena de la Construcción. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo, como también el análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no reflejan necesariamente la opinión de la Cámara Chilena de la Construcción o sus directivos.

# 1 Introducción

El sector construcción es uno de los sectores más importantes de la economía chilena, no solo por su aporte a la producción agregada, sino también porque es uno de los más sensibles a los ciclos de la actividad, tanto en la velocidad con que reacciona como en la magnitud misma de la respuesta.<sup>1</sup> A pesar de lo anterior, y a diferencia de otros sectores de similar importancia como la industria y la minería, no se contaba con un indicador que permita evaluar el desempeño del sector en el corto plazo ya que el indicador más "confiable", el PIB de la construcción, está medido en frecuencia trimestral y es entregado por el Banco Central con un rezago de dos meses. Así, evaluar el impacto de un shock sobre la actividad del sector construcción implicaba un tiempo de espera de aproximadamente cinco meses. Es en este contexto que surgió la necesidad de contar con un indicador mensual de actividad y con tal objetivo Piguillem (2004b), sobre la base del artículo original de Stock y Watson (1989), desarrolló un índice mensual que permite medir el estado de la actividad del sector construcción en el corto plazo, hecho que sin duda representó un avance importante. Dicho índice utiliza cinco indicadores parciales de actividad relacionados con el sector: Despachos de Materiales de Construcción, Ventas de Proveedores, Facturación de Contratistas Generales, Permisos de Edificación y Empleo Sectorial.

El modelo adoptado por Piguillem (2004b) se basa en la noción de que los comovimientos<sup>2</sup> entre los indicadores parciales antes mencionados tienen un elemento común, el cual puede ser capturado mediante una única variable no observada. De manera abstracta, dicha variable representa el estado subyacente del sector construcción, o lo que se conoce como "Índice Mensual de Actividad de la Construcción" (IMACON), y los indicadores parciales representan señales objetivas sobre dicho estado. En la formulación explícita del modelo para el cálculo del índice, cada indicador parcial es una combinación lineal entre el estado subyacente y un componente ideosincrático particular a cada indicador parcial. Como es común en este tipo de modelos, el autor utilizó el Filtro de Kalman para la estimación tanto de los parámetros del modelo como del estado subyacente. Este último se interpreta como una medida del pulso o empuje de la actividad del sector construcción, y no se enmarca en algunas de las definiciones tradicionales consistentes con cuentas nacionales (esto es, el valor bruto de producción, valor agregado de producción, etc.).

---

<sup>1</sup> Ver Piguillem (2004a) para un detalle de la relación entre los ciclos de la actividad agregada y los del sector construcción.

<sup>2</sup> Una característica importante de las fluctuaciones económicas es la presencia de similitudes o comovimientos en el comportamiento dinámico de varias series económicas.

Ahora bien, no hay duda de que como medida del estado agregado de la actividad del sector construcción, el PIB de la construcción en términos reales es uno de los indicadores coincidentes más importantes, incluso a pesar de que pudieran existir potenciales dudas respecto de la metodología utilizada por el Banco Central para su construcción<sup>3</sup> y de que está sujeto a revisiones constantemente. Sin embargo, y no obstante su importancia, el IMACON construido bajo la metodología descrita antes no utiliza el PIB de la construcción como una señal informativa adicional del estado de la actividad. Esto debido a que el PIB de la construcción está construido en frecuencia trimestral, mientras que los indicadores parciales que componen el IMACON son mensuales, y el análisis estadístico de extracción de señales comunes, como lo es precisamente el estado subyacente, se obtiene por lo general usando series con la misma frecuencia. Comúnmente la literatura que ha tratado con series en diferentes frecuencias ha buscado transformar alguna de ellas, de manera de uniformizar el conjunto de información en una única frecuencia, esto mediante simple agregación o mediante desagregación;<sup>4</sup> sin embargo, no se había desarrollado un método que permita lidiar con ambos tipos de datos sin transformarlos. Por tanto, sin un método estadístico riguroso que permita construir un índice mensual a partir de series con diferentes frecuencias, se tuvo que ignorar el PIB de la construcción en la especificación del modelo.

Otro problema potencial con la metodología de Stock y Watson (1989), y en particular con el IMACON, que también está asociado a la imposibilidad de poder extraer señales del PIB de la construcción, es la falta de interpretación económica en niveles del índice estimado.<sup>5</sup> La Figura 1 compara el IMACON y el PIB de la construcción (ambos ajustados estacionalmente) desde enero de 1990 hasta octubre de 2005 tanto en niveles (panel a) como en tasas de crecimiento anuales (panel b).<sup>6</sup> El IMACON indica que, como consecuencia de la recesión provocada por la crisis asiática entre 1998 y 1999, el nivel de actividad del sector habría caído por debajo de los niveles observados a mediados de la década de los 90, mientras que el PIB de la construcción indica lo contrario. Lo mismo se puede observar en términos de tasas de crecimiento anuales; mientras el IMACON mostró tasas de crecimiento muy bajas, e incluso negativas a principios de los 90, el PIB de la construcción mostraba un crecimiento sólido con tasas de expansión sobre 20% en el mismo período. Este tipo de inconsistencias podrían surgir debido al hecho de

---

<sup>3</sup> Principalmente por la utilización de las solicitudes de permisos de edificación como aproximación a la inversión en vivienda.

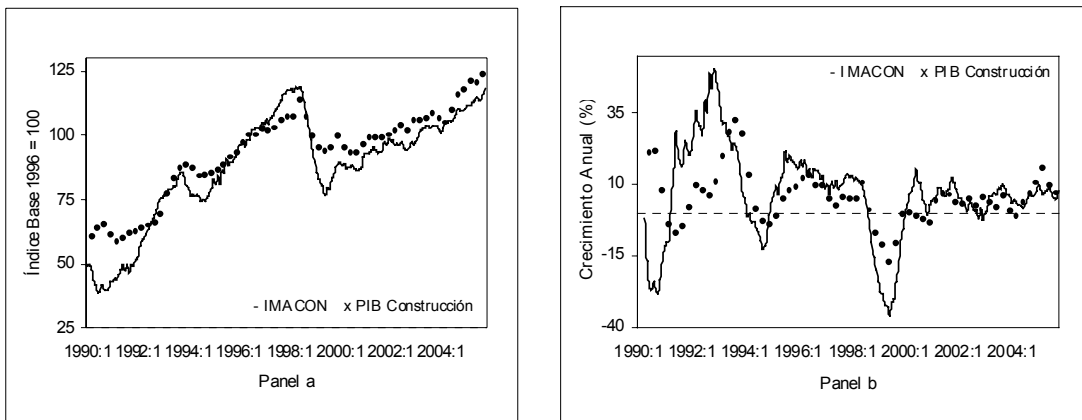
<sup>4</sup> Por ejemplo, el índice coincidente Japonés, el cual utiliza un indicador trimestral (los beneficios operativos de las empresas) en la estimación del modelo de Stock y Watson (1989), transforma dicho indicador en uno mensual mediante interpolación lineal para luego introducirlo en el modelo.

<sup>5</sup> De hecho, la literatura sostiene que un buen índice debería tener interpretación en niveles (Murasawa, 2003).

<sup>6</sup> En este caso la comparación es posible debido al hecho de que la estimación del IMACON se realiza sobre la base de indicadores expresados en trimestres móviles y por tanto las observaciones de marzo, junio, septiembre y diciembre de cada año representan la observación trimestral del índice.

que los niveles del IMACON no tienen una interpretación económica, lo que a su vez puede llevar a interpretaciones erróneas al momento de evaluar el efecto de shocks sobre la actividad del sector construcción en un momento determinado.

Figura 1: IMACON y PIB de la Construcción



Recientemente, Mariano y Murasawa (2003) propusieron una metodología alternativa que permite la estimación del estado subyacente a partir de series de tiempo con distintas frecuencias lo que, a su vez, permite dar una interpretación en niveles al índice estimado. En particular, al estimar el índice de Stock y Watson (1989) para los Estados Unidos, bajo la misma especificación antes mencionada, los autores incluyen el PIB real agregado como una señal adicional del estado subyacente de actividad, tratando esta serie trimestral como mensual con observaciones perdidas (missing). Las observaciones faltantes fueron completadas mediante realizaciones de una distribución normal estándar y se utilizó el Filtro de Kalman para estimar los parámetros del modelo. Finalmente, y a diferencia de Stock y Watson (1989), los autores utilizan el Filtro de Kalman Suavizado (smooth) para la estimación del estado subyacente, esto debido a que, por un lado, utiliza mayor información en comparación con el Filtro Básico y, por el otro, simplifica considerablemente la formulación del modelo. El índice resultante en este caso se interpreta como una medida latente de valor agregado en frecuencia mensual.

El objetivo del presente artículo es extender el modelo de Piguillem (2004b) utilizando la metodología de Mariano y Murasawa (2003), de manera que se pueda incluir el PIB de la construcción como una señal informativa adicional además de los cinco indicadores parciales utilizados en el IMACON. Lo anterior permite: (1) mejorar el ajuste del modelo al utilizar mayor información, la cual está relacionada con el indicador coincidente más importante de los ciclos de la actividad, y (2) dar interpretación en niveles

al índice estimado de manera que se eviten potenciales inconsistencias e interpretaciones erróneas al momento de evaluar el impacto de shocks sobre el sector.

El artículo está organizado como sigue. En la sección 2 se presenta la especificación del modelo en frecuencias mixtas para el caso particular del IMACON, resaltando sus similitudes y diferencias respecto del modelo actualmente utilizado. En la sección 3 se describe la propuesta de Mariano y Murasawa (2003) para la estimación y construcción del índice. En la sección 4 se describen los datos utilizados, se presentan los resultados de las estimaciones y se realizan algunas comparaciones entre el nuevo índice estimado, el índice actual y el PIB de la construcción. Finalmente, la sección 5 concluye.

## 2 El Modelo

El IMACON surgió debido a la necesidad de contar con un indicador que permita evaluar el estado del sector construcción en el corto plazo. Piguillem (2004b), siguiendo de cerca a Stock y Watson (1989) y Garrat y Hall (1996), construyó dicho índice sobre la base de cinco indicadores parciales que proveen señales sobre el estado de la actividad del sector. En la concepción de Stock y Watson (1989), dicho estado puede ser caracterizado mediante una variable no observable denominada estado subyacente de la actividad económica. Formalmente, se supone que existe un vector  $Y_t$  que contiene  $n$  indicadores parciales relacionados con el sector, los cuales contienen información (señales) sobre el estado subyacente de la actividad  $C_t$ . En este contexto, y usando la notación en estado-espacio, el autor supone que cada uno de los indicadores parciales se ve afectado por el estado subyacente, en términos ponderados, y por un componente ideosincrático característico de cada uno de ellos.

$$\ln Y_t = \mu + \gamma(L) \ln C_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde la matriz  $\gamma(L)$  representa las ponderaciones con las que el estado subyacente afecta a cada indicador parcial,  $L$  es el operador de rezagos y  $\varepsilon_t$  es el vector de componentes ideosincráticos. Las ecuaciones contenidas en (1) son conocidas como ecuaciones de medida. Adicionalmente, se supone que los procesos que gobiernan los movimientos tanto de  $C_t$  como de  $\varepsilon_t$  están dados por:

$$\begin{aligned} \phi(L) \ln C_t &= \delta + w_t \\ \varphi(L) \varepsilon_t &= e_t \end{aligned} \quad (2)$$

Donde  $\phi(L)$  y  $\varphi(L)$  son matrices de parámetros para los  $p$  y  $q$  rezagos, respectivamente, y  $w_t$  y  $e_t$  son errores ruido blanco con media cero y matriz de varianzas y covarianzas dadas. Las ecuaciones contenidas en (2) se denominan ecuaciones de estado. La estimación de los parámetros del modelo se realiza por técnicas de máxima verosimilitud utilizando el Filtro de Kalman, el cual además permite estimar el estado no observable  $C_t$  con el mínimo error cuadrático medio. Para lo anterior, Piguillem (2004b) utiliza en el vector  $Y_t$  los indicadores parciales actualmente disponibles para el sector construcción, los cuales son: Despachos de Materiales, Permisos de Edificación, Facturación de Contratistas Generales, Ventas de Proveedores y Empleo Sectorial.

Cabe mencionar que cada uno de los indicadores mencionados están expresados en promedios móviles de tres meses. Las razones para el uso de tal transformación son dos. Primero, la serie de Empleo Sectorial está originalmente expresada en términos de trimestres móviles, por lo que se buscó homogenizar toda la información disponible. Segundo, la información sectorial se caracteriza por mostrar una gran volatilidad mes a mes, la misma que está asociada a hechos puntuales y distorsiona la relación de largo plazo existente entre las variables.

Para una correcta estimación de los parámetros, la especificación del modelo de las ecuaciones (1) y (2) requiere que el polinomio contenido en  $\phi(L)$  sea estacionario, lo cual a su vez implica que los indicadores parciales mencionados son estacionarios o, si presentan raíces unitarias, estén cointegrados o muestren una relación de equilibrio estable de largo plazo. Piguillem (2004b) encuentra evidencia de la existencia de raíz unitaria en todos los indicadores parciales; sin embargo, no encuentra evidencia, al menos robusta, de que éstos estén cointegrados. Así, para realizar una estimación correcta de los parámetros, el autor utilizó el modelo expresado en primeras diferencias. En suma, el modelo actualmente utilizado para la estimación del IMACON, utilizando nuevamente la notación en estado-espacio, puede ser representado mediante las siguientes ecuaciones de medida:<sup>7</sup>

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln(\text{despachos}) &= \mu_1 + \gamma_1 \Delta \ln C_t + \varepsilon_{1t} \\
 \Delta \ln(\text{permisos}) &= \mu_2 + \gamma_2 \Delta \ln C_t + \varepsilon_{2t} \\
 \Delta \ln(\text{ccgg}) &= \mu_3 + \gamma_3 \Delta \ln C_t + \varepsilon_{3t} \\
 \Delta \ln(\text{ventas}) &= \mu_4 + \gamma_4 \Delta \ln C_t + \varepsilon_{4t} \\
 \Delta \ln(\text{empleo}) &= \mu_5 + \gamma_{50} \Delta \ln C_t + \gamma_{51} \Delta \ln C_{t-1} + \gamma_{52} \Delta \ln C_{t-2} + \gamma_{53} \Delta \ln C_{t-3} + \varepsilon_{5t}
 \end{aligned} \tag{3}$$

<sup>7</sup> De la misma forma que en Stock y Watson (1989), en la estimación del IMACON se permite un mayor rezago del estado subyacente en la ecuación asociada al empleo sectorial. Lo anterior es así debido a que la existencia de costos de transacción tiende a retrasar las decisiones de contratación o despido.



Y sus correspondientes ecuaciones de estado:

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln C_t &= \delta + \phi_1 \Delta \ln C_{t-1} + \phi_2 \Delta \ln C_{t-2} + w_t \\
 \varepsilon_{1t} &= \varphi_{11} \varepsilon_{1t-1} + \varphi_{12} \varepsilon_{1t-2} + e_{1t} \\
 \varepsilon_{2t} &= \varphi_{21} \varepsilon_{2t-1} + \varphi_{22} \varepsilon_{2t-2} + e_{2t} \\
 \varepsilon_{3t} &= \varphi_{31} \varepsilon_{3t-1} + \varphi_{32} \varepsilon_{3t-2} + e_{3t} \\
 \varepsilon_{4t} &= \varphi_{41} \varepsilon_{4t-1} + \varphi_{42} \varepsilon_{4t-2} + e_{4t} \\
 \varepsilon_{5t} &= \varphi_{51} \varepsilon_{5t-1} + \varphi_{52} \varepsilon_{5t-2} + e_{5t}
 \end{aligned} \tag{4}$$

Para la identificación de los parámetros del modelo descrito en las ecuaciones (3) y (4), Piguillem (2004b) utilizó algunos supuestos de identificación. Esto debido a que dichos supuestos aseguran la existencia de un único estado subyacente estimado utilizando el Filtro de Kalman.<sup>8</sup> Así, y al igual que Stock y Watson (1989), el autor estimó el modelo utilizando los indicadores parciales en términos estandarizados, lo que le permitió suponer que la varianza del error asociado a la ecuación del estado subyacente es igual a 1. Adicionalmente, estimó el modelo en desviaciones respecto de la media muestral de cada uno de los indicadores parciales, para así evitar la estimación de los términos constantes  $(\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4, \mu_5, \delta)$ . Finalmente, y como es característico al estimar este tipo de modelos, se supuso que los errores de las ecuaciones de estado  $(w_t, e_{1t}, e_{2t}, e_{3t}, e_{4t}, e_{5t})$  no están correlacionados con su pasado (autocorrelación serial) ni muestran correlación entre ellos, lo que asegura que la matriz de varianzas y covarianzas de dichos errores sea diagonal.

Como ya fue mencionado antes, no hay duda de que como medida agregada del estado de la actividad del sector, el PIB de la construcción en términos reales es uno de los indicadores coincidentes más importantes. No obstante, este indicador no está incluido como una señal adicional del estado del sector en el cálculo actual del IMACON. Esto debido a que el PIB de la construcción está expresado en frecuencia trimestral, mientras que los indicadores parciales actualmente utilizados están expresados en frecuencia mensual, y al no existir una metodología rigurosa que permita el uso de frecuencias mixtas, se tuvo que ignorar el PIB de la construcción en la especificación del modelo. Recientemente, Mariano y Murasawa (2003) extendieron el modelo original de Stock y Watson (1989) de manera que en éste se puedan utilizar series de tiempo con distintas frecuencias. En particular, dichos autores estimaron un índice coincidente de actividad para los Estados Unidos introduciendo el PIB agregado de la economía en

---

<sup>8</sup> Ver Hamilton (1994) para una exposición detallada sobre las condiciones de identificación necesarias para la estimación de modelos en representación estado-espacio.



términos reales, el cual está expresado en frecuencia trimestral, como una señal informativa adicional a los otros indicadores coincidentes mensuales usados por Stock y Watson (1989).

En lo que sigue de esta sección se detalla la formulación del modelo en frecuencias mixtas aplicada para el caso particular del IMACON. Es importante mencionar que la principal diferencia entre el modelo de Mariano y Murasawa (2003) y la aplicación que aquí se realiza radica en que el primero está diseñado para lidiar con series mensuales y trimestrales, mientras que aquí se utilizan series mensuales transformadas en promedios móviles de tres meses y series trimestrales. Lo anterior introduce algunas modificaciones menores en la metodología de estos autores las cuales serán detalladas más adelante.

Sea  $Y_{1t}$  el vector que contiene  $n$  indicadores parciales relacionados con el sector que están expresados en frecuencia mensual y  $Y_{2t}$  un indicador en frecuencia trimestral, en este caso, el PIB de la construcción. Se asume que los indicadores anteriores, tanto los contenidos en  $Y_{1t}$  como  $Y_{2t}$ , presentan una raíz unitaria. Sea  $Y_{2t}^*$  una variable no observable (latente) expresada en frecuencia mensual y que está relacionada con  $Y_{2t}$  de la siguiente manera:

$$\ln Y_{2t} = \frac{1}{3} (\ln Y_{2t}^* + \ln Y_{2t-1}^* + \ln Y_{2t-2}^*) \quad (5)$$

La ecuación (5) establece que  $Y_{2t}$  es el promedio geométrico de  $Y_{2t}^*$ ,  $Y_{2t-1}^*$  y  $Y_{2t-2}^*$ , lo cual es así porque las series están expresadas en logaritmos. Tomando la primera diferencia a tres períodos tenemos:

$$\begin{aligned} \ln Y_{2t} - \ln Y_{2t-3} &= \frac{1}{3} (\ln Y_{2t}^* - \ln Y_{2t-3}^*) + \frac{1}{3} (\ln Y_{2t-1}^* - \ln Y_{2t-4}^*) + \frac{1}{3} (\ln Y_{2t-2}^* - \ln Y_{2t-5}^*) \\ \ln Y_{2t} - \ln Y_{2t-3} &= \frac{1}{3} (\ln Y_{2t}^* + \ln Y_{2t-1}^* + \ln Y_{2t-2}^* - \ln Y_{2t-1}^* - \ln Y_{2t-2}^* - \ln Y_{2t-3}^*) \\ &\quad + \frac{1}{3} (\ln Y_{2t-1}^* + \ln Y_{2t-2}^* + \ln Y_{2t-3}^* - \ln Y_{2t-2}^* - \ln Y_{2t-3}^* - \ln Y_{2t-4}^*) \\ &\quad + \frac{1}{3} (\ln Y_{2t-2}^* + \ln Y_{2t-3}^* + \ln Y_{2t-4}^* - \ln Y_{2t-3}^* - \ln Y_{2t-4}^* - \ln Y_{2t-5}^*) \end{aligned}$$

Definiendo  $Y_{2t}^{**}$  como otra variable no observable que representa el promedio geométrico de tres meses de  $Y_{2t}^*$  se tiene que:

$$\ln Y_{2t} - \ln Y_{2t-3} = (\ln Y_{2t}^{**} - \ln Y_{2t-1}^{**}) + (\ln Y_{2t-1}^{**} - \ln Y_{2t-2}^{**}) + (\ln Y_{2t-2}^{**} - \ln Y_{2t-3}^{**}) \quad (6)$$

$$y_{2t} = y_{2t}^{**} + y_{2t-1}^{**} + y_{2t-2}^{**}$$

Donde  $y_{2t} = \Delta_3 \ln Y_{2t}$  y  $y_{2t}^{**} = \Delta \ln Y_{2t}^{**}$ . La ecuación (6)<sup>9</sup> establece que la tasa de crecimiento trimestral de  $Y_{2t}$ , que es observable cada 3 períodos, puede ser expresada como la suma de los crecimientos mensuales de la serie mensual expresada en trimestres móviles ( $Y_{2t}^{**}$ ) hasta el segundo rezago. Esta última variable no es observada en ningún momento del tiempo.

Es importante hacer notar que en la ecuación (5), y su posterior desarrollo hasta la ecuación (6), no se utiliza la identidad contable usual para transformar series mensuales en trimestrales, la cual es el promedio aritmético. En lugar de ello, y al igual que en Mariano y Murasawa (2003), aquí se utiliza el promedio geométrico. Lo anterior es así debido a que existe un trade-off entre la simplicidad en la estimación de modelos en estado-espacio lineales, aceptando el uso de promedios geométricos, y las dificultades implícitas en la estimación de modelos en estado-espacio no lineales, asociados al uso de promedios aritméticos.

---

<sup>9</sup> En el caso de Mariano y Murasawa (2003) dicha ecuación, por tratarse de series mensuales sin transformación, queda como sigue:  $y_{2t} = \frac{1}{3}y_{2t}^* + \frac{2}{3}y_{2t-1}^* + y_{2t-2}^* + \frac{2}{3}y_{2t-3}^* + \frac{1}{3}y_{2t-4}^*$

Sea:

$$y_t = \begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} \text{ y } y_t^{**} = \begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t}^{**} \end{pmatrix}$$

Donde  $y_{1t} = \Delta \ln Y_{1t}$  es la tasa de crecimiento mensual de los  $n$  indicadores parciales relacionados con el sector que están expresados en frecuencia mensual. Así, el modelo en representación estado-espacio análogo al descrito en las ecuaciones (1) y (2), pero expresado en primeras diferencias,<sup>10</sup> puede ser representado mediante las siguientes ecuaciones de medida:

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t}^{**} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2^{**} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_1(L) \\ \gamma_2^{**}(L) \end{pmatrix} c_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Y sus ecuaciones de estado asociadas:

$$\begin{aligned} \phi(L)c_t &= \delta + w_t \\ \varphi(L)\varepsilon_t &= e_t \end{aligned} \quad (8)$$

Donde,  $c_t = \Delta \ln C_t$  es la tasa de crecimiento mensual del estado subyacente,  $\gamma_1(L)$  y  $\gamma_2^{**}(L)$  representan las ponderaciones con las que el estado subyacente afecta a cada indicador,  $L$  es el operador de rezagos,  $\varepsilon_t$  es el vector de componentes idiosincrásicos,  $\phi(L)$  y  $\varphi(L)$  son matrices de parámetros para los  $p$  y  $q$  rezagos, respectivamente, y  $w_t$  y  $e_t$  son errores ruido blanco con media cero y matriz de varianzas y covarianzas dadas. Para la identificación del modelo, a diferencia de Piguillem (2004b), se asume que los parámetros en  $\gamma_2^{**}(L)$  son iguales a 1 lo cual permite, además de identificar un único estado subyacente, dar una interpretación en niveles a dicho estado. Adicionalmente, y como es usual, se supone que los errores de las ecuaciones de estado ( $w_t, e_t$ ) no están correlacionados con su pasado (autocorrelación serial) ni muestran correlación entre ellos, lo que asegura que la matriz de varianzas y covarianzas de dichos errores sea diagonal.

---

<sup>10</sup> Esto debido a que se supone que todos los indicadores, tanto mensuales como trimestrales, presentan una raíz unitaria.

Dado que nunca se observa  $y_{2t}^{**}$ , no es posible estimar directamente la ecuación (7). Así, y usando (6), se puede reescribir dicha ecuación en términos de la variable que si es observada, esto es  $y_{2t}$ .

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_1(L)c_t \\ \gamma_2(L)c_t + \gamma_2(L)c_{t-1} + \gamma_2(L)c_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} + \varepsilon_{2t-1} + \varepsilon_{2t-2} \end{pmatrix} \quad (9)$$

Con  $\mu_2 = 3\mu_2^{**}$ , lo que establece que la media de crecimiento mensual de la variable no observable (latente), expresada en trimestres móviles, es un tercio del promedio de crecimiento trimestral de  $y_{2t}$ . Con esto, la especificación del modelo para el cálculo del IMACON usando información en frecuencias mixtas, esto es con los cinco indicadores parciales mencionados antes más el PIB de la construcción, queda expresado mediante las siguientes ecuaciones de medida:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(\text{despachos}) &= \mu_1 + \gamma_1 \Delta \ln C_t + \varepsilon_{1t} \\ \Delta \ln(\text{permisos}) &= \mu_2 + \gamma_2 \Delta \ln C_t + \varepsilon_{2t} \\ \Delta \ln(\text{ccgg}) &= \mu_3 + \gamma_3 \Delta \ln C_t + \varepsilon_{3t} \\ \Delta \ln(\text{ventas}) &= \mu_4 + \gamma_4 \Delta \ln C_t + \varepsilon_{4t} \\ \Delta \ln(\text{empleo}) &= \mu_5 + \gamma_{50} \Delta \ln C_t + \gamma_{51} \Delta \ln C_{t-1} + \gamma_{52} \Delta \ln C_{t-2} + \gamma_{53} \Delta \ln C_{t-3} + \varepsilon_{5t} \\ \Delta \ln(\text{pibc}) &= \mu_6 + \gamma_6 (\Delta \ln C_t + \Delta \ln C_{t-1} + \Delta \ln C_{t-2}) + \varepsilon_{6t} + \varepsilon_{6t-1} + \varepsilon_{6t-2} \end{aligned} \quad (10)$$

Y sus respectivas ecuaciones de estado:

$$\begin{aligned}
\Delta \ln C_t &= \delta + \phi_1 \Delta \ln C_{t-1} + \phi_2 \Delta \ln C_{t-2} + w_t \\
\varepsilon_{1t} &= \varphi_{11} \varepsilon_{1t-1} + \varphi_{12} \varepsilon_{1t-2} + e_{1t} \\
\varepsilon_{2t} &= \varphi_{21} \varepsilon_{2t-1} + \varphi_{22} \varepsilon_{2t-2} + e_{2t} \\
\varepsilon_{3t} &= \varphi_{31} \varepsilon_{3t-1} + \varphi_{32} \varepsilon_{3t-2} + e_{3t} \\
\varepsilon_{4t} &= \varphi_{41} \varepsilon_{4t-1} + \varphi_{42} \varepsilon_{4t-2} + e_{4t} \\
\varepsilon_{5t} &= \varphi_{51} \varepsilon_{5t-1} + \varphi_{52} \varepsilon_{5t-2} + e_{5t} \\
\varepsilon_{6t} &= \varphi_{61} \varepsilon_{6t-1} + \varphi_{62} \varepsilon_{6t-2} + e_{6t}
\end{aligned} \tag{11}$$

Adicional a los supuestos de identificación mencionados antes para el modelo en frecuencias mixtas, y al igual que en Piguillem (2004b), el modelo descrito en las ecuaciones (10) y (11) puede ser estimado usando los desvíos de cada variable respecto de su media muestral, para así evitar la estimación de los términos constantes  $(\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4, \mu_5, \mu_6, \delta)$ . El problema que surge con este supuesto adicional de identificación es que la media del estado subyacente (esto es, el parámetro  $\delta$ ) queda indeterminada, y no es posible estimarla como ocurre en el caso de Stock y Watson (1989).<sup>11</sup> Por esta razón, Mariano y Murasawa (2003) proponen aproximar dicho parámetro mediante el promedio muestral de crecimiento del indicador trimestral dividido entre tres dado el hecho que  $\mu_2 = 3\mu_2^{**}$ . En nuestro contexto esto sería:

$$\hat{\delta} = \sum_{t=0}^T \frac{\Delta_3 \ln(\text{pibc}_t)}{3T} \tag{12}$$

### 3 Estrategia de Estimación

Al tratar de estimar las ecuaciones (10) y (11) se observa que en la variable  $\Delta_3 \ln(\text{pibc})$  existirán valores perdidos (missing), debido a que ésta variable es observada sólo cada tres meses. Mariano y Murasawa (2003) proponen rellenar dichos valores perdidos mediante realizaciones de una variable aleatoria. Volviendo a la notación de la ecuación (9), definimos  $\theta$  como el vector de parámetros y  $y_{2t}^+$  como una variable aleatoria tal que:

---

<sup>11</sup> El parámetro  $\delta$  es estimado usando un promedio ponderado de las medias muestrales de los indicadores parciales, donde los ponderadores son calculados mediante la ganancia de Kalman. (Kim y Nelson, 1998).

$$y_{2t}^+ = \begin{cases} y_{2t} & \text{si } y_{2t} \text{ es observada} \\ z_t & \text{e.o.c} \end{cases}$$

Donde  $z_t$  es la realización de una variable aleatoria con una distribución de probabilidad que es independiente de  $\theta$ . Así mismo, dado que  $z_t$  es independiente de  $y_{2t}$  por construcción, y que su distribución no depende de  $\theta$ , se puede demostrar que las funciones de verosimilitud de  $\theta$  dado  $y_{2t}$  ( $f(\theta | y_{2t})$ ) y dado  $y_{2t}^+$  ( $f(\theta | y_{2t}^+)$ ) son equivalentes, con la única diferencia que la segunda está escalada hacia arriba. Por tanto, es deseable estimar el modelo usando  $y_{2t}^+$  debido a que esta variable no contiene valores perdidos. Dado que la variable aleatoria  $z_t$  no depende de  $\theta$ , su función de distribución puede ser cualquiera, por lo que Mariano y Murasawa (2003) asumen por conveniencia una distribución normal estándar, esto es  $z_t \sim N(0,1)$ . Finalmente, tomando en cuenta que la función de verosimilitud  $f(\theta | y_{2t}^+)$  no depende de  $z_t$ , en la práctica se usa  $z_t = 0$ . Así,  $y_{2t}^+$  tendrá los valores observados de la serie trimestral cuando ésta sea observada y ceros cuando no.

Como es usual, el Filtro de Kalman es la herramienta utilizada para estimar los parámetros del modelo y posteriormente recuperar el estado subyacente  $C_t$ . A diferencia de Stock y Watson (1989), que es la forma actual de cálculo del IMACON, Mariano y Murasawa (2003) proponen el uso del Filtro de Kalman Básico para la evaluación de la función de verosimilitud y la estimación de los parámetros del modelo, mientras que para la construcción del índice estos autores proponen el uso del Filtro de Kalman Suavizado (Smooth). Esto no sólo porque el filtro suavizado utiliza mayor información, subsanando así algunos problemas asociados al uso del filtro básico,<sup>12</sup> sino también porque simplifica enormemente la formulación del modelo.

En lo que sigue se expondrá brevemente el uso de ambos filtros para la aplicación que nos interesa.<sup>13</sup> Para ello, primero es necesario escribir el modelo de la sección 2 en la representación general de estado-espacio para el caso de frecuencias mixtas. Así, dicha representación general para la ecuación (9) usando  $y_{2t}^+$  será:

---

<sup>12</sup> Ver Mariano y Murasawa (2003) para un detalle de los potenciales problemas que tiene el Filtro de Kalman Básico en la construcción del índice.

<sup>13</sup> Para un mayor detalle sobre las dos versiones del Filtro de Kalman ver Kim y Nelson (1998) y Hamilton (1994).

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t}^+ \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_{2t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} H_1 \\ H_{2t} \end{pmatrix} \beta_t + \begin{pmatrix} 0 \\ w_{2t} \end{pmatrix} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Donde:

$$\mu_{2t} = \begin{cases} \mu_2 & \text{si } y_{2t} \text{ es observada} \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases}; H_{2t} = \begin{cases} H_2 & \text{si } y_{2t} \text{ es observada} \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases} \text{ y}$$

$$w_{2t} = \begin{cases} 0 & \text{si } y_{2t} \text{ es observada} \\ z_t & \text{e.o.c.} \end{cases}$$

La representación compacta del modelo anterior será entonces:

$$\begin{aligned} y_t^+ &= \mu_t + H_t \beta_t + w_t + \varepsilon_t \\ \beta_t &= F \beta_{t-1} + G v_t \end{aligned} \quad (14)$$

Donde  $y_t^+$  es el vector que agrupa las variables de medida, o los indicadores parciales del sector, y  $\beta_t$  es el vector que contiene los estados no observados (estado subyacente y componentes ideosincráticos). Así, la ecuación (14) representa la ley de movimiento de las señales y su vínculo con las variables de estado. En el anexo se presenta la expansión de la notación matricial de la ecuación (14) para el caso particular del IMACON, esto es usando la estructura de las ecuaciones (10) y (11).

Así, la función de verosimilitud logarítmica para la estimación de los parámetros es la siguiente:

$$\ln L(\theta; y_t^+) = -\frac{NT}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |\eta_{t|t-1}| + \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln f_{t|t-1}' (\eta_{t|t-1})^{-1} f_{t|t-1}$$

Donde:  $f_{t|t-1} = y_t^+ - \mu_t - H_t \beta_{t|t-1}$  y  $\eta_{t|t-1} = H_t P_{t|t-1} H_t' + R_t$  son el error de predicción y la varianza de dicho error en el momento  $t$  condicional en la información disponible en el momento  $t-1$ , respectivamente. Por otro lado,  $R_t$  es la matriz de varianzas y covarianzas de  $w_t$  cuya estructura también es presentada en el anexo. Como ya se mencionó antes, para evaluar la función de verosimilitud anterior se utiliza el Filtro de Kalman Básico el cual itera desde  $t = 1$  hasta  $T$  las siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned} \text{Predicción :} & \begin{cases} \beta_{t|t-1} = F \beta_{t-1|t-1} \\ P_{t|t-1} = F P_{t-1|t-1} F' + Q \end{cases} \\ \text{Actualización:} & \begin{cases} \beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + B_t (y_t^+ - \mu_t - H_t \beta_{t|t-1}) \\ P_{t|t} = P_{t|t-1} + B_t H_t P_{t|t-1} \end{cases} \end{aligned}$$

Donde  $B_t = P_{t|t-1} H_t' (H_t P_{t|t-1} H_t' + R_t)^{-1}$  es la ganancia de Kalman y  $Q = G V_t G'$  es la matriz de varianzas y covarianzas de los errores de las ecuaciones de estado. La estimación usando los valores iniciales usualmente utilizados en este tipo de estimación, lo cual se conoce en la literatura como máximo verosimilitud exacta,<sup>14</sup> consume demasiado tiempo de cálculo cuando las matrices del modelo son de gran tamaño. Así, Mariano y Murasawa (2003) propusieron el uso de máximo verosimilitud aproximada, cuyos valores iniciales para la primera iteración son  $\beta_{0|0} = 0$  y  $P_{0|0} = 0$ . En este caso, los estimadores resultantes de  $\theta$  son asintóticamente equivalentes a los de máxima verosimilitud exacta.<sup>15</sup>

Finalmente, una vez estimados los parámetros del modelo se aplica el Filtro de Kalman Suavizado para la construcción del índice. Mariano y Murasawa (2003) utilizan el algoritmo propuesto por Jong (1988, 1989),<sup>16</sup> el cual es útil cuando las matrices a invertir son grandes. Este algoritmo itera en forma inversa, esto es desde  $T$  hasta  $t = 1$ , las siguientes ecuaciones tomando como valores iniciales  $r_{T+1} = 0$  y  $\beta_{T|T-1}$  y  $P_{T|T-1}$  de la última iteración del filtro básico:<sup>17</sup>

$$\begin{aligned} r_t &= H_t' (H_t P_{t|t-1} H_t' + R_t)^{-1} (y_t^+ - \mu_t - H_t \beta_{t|t-1}) + (I - H_t' B_t') F' r_{t+1} \\ \beta_{t|T} &= \beta_{t|t-1} + P_{t|t-1} r_t \end{aligned}$$

Dada la estimación suavizada del estado subyacente, esto es el primer elemento de  $\beta_{t|T}$  para todo  $t$ , se construye el índice de la siguiente manera: (1) a cada valor estimado del estado subyacente se suma el parámetro  $\hat{\delta}$  estimado, o lo que es lo mismo, el promedio muestral de crecimiento trimestral del PIB de la construcción dividido entre tres y (2) se toman las sumas parciales y se calcula el exponencial. Todas las

<sup>14</sup> Ver Kim y Nelson (1998) para mayor detalle.

<sup>15</sup> De hecho la estimación por máximo verosimilitud exacta puede tomar alrededor de 9 horas mientras que la aproximada 20 minutos.

<sup>16</sup> Citado en Mariano y Murasawa (2003).

<sup>17</sup> Ver Mariano y Murasawa (2003) para la derivación completa de las ecuaciones del filtro suavizado usando el algoritmo de Jong (1988, 1989).



rutinas para la estimación y el cálculo del IMACON usando la metodología de Mariano y Murasawa (2003) fueron programas en lenguaje GAUSS y pueden ser solicitadas al autor.

## 4 Resultados

### 4.1 Los Datos

Para la estimación del IMACON usando la metodología descrita en la sección 3 se utilizaron, al igual que en Piguillem (2004b), los cinco indicadores mensuales asociados al sector construcción que están actualmente disponibles, esto es Despachos de Materiales, Permisos de Edificación, Facturación de Contratistas Generales, Ventas de Proveedores y Empleo Sectorial. Dichos indicadores fueron transformados en promedios móviles de tres meses y se eliminaron sus respectivos componentes estacionales. Adicional a los indicadores anteriores, se construyó la variable  $y_{2t}^+$  utilizando las observaciones PIB de la construcción en términos reales, igualmente ajustado estacionalmente, en los trimestres que este indicador es observado y rellenando con ceros en aquellos períodos en que no lo es. La estimación se realizó para el período comprendido entre marzo de 1990 y diciembre de 2005 y todos los índices fueron normalizados para que asumieran un valor igual a 100 en marzo de 1990.

Al iniciar la exposición del modelo de Mariano y Murasawa (2003) en la sección 2, se supuso que todas las series presentaban una raíz unitaria. Así, el primer paso es determinar el orden de integración de las series utilizadas en la estimación para el período en que se estima el modelo. La Tabla 1 presenta los resultados de las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller (D-F) y Phillips-Perron (P-P).<sup>18</sup>

Tabla 1: Pruebas de Raíz Unitaria

---

<sup>18</sup> Ver Enders (2004) para detalles.

Variable*	Rezago	Niveles				Primera Diferencia			
		D-F		P-P		D-F		P-P	
		Estat.	V.P.	Estat.	V.P.	Estat.	V.P.	Estat.	V.P.
<i>Indicadores Mensuales</i>									
<i>permisos</i>	3	2.52	0.11	3.02	0.08	13.08	0.00	18.90	0.00
<i>despachos</i>	6	1.02	0.74	0.64	0.85	5.83	0.00	11.05	0.00
<i>ccgg</i>	3	1.18	0.68	1.08	0.72	7.14	0.00	11.31	0.00
<i>ventas</i>	2	1.26	0.64	0.80	0.81	6.38	0.00	9.61	0.00
<i>empleo</i>	4	2.58	0.09	2.07	0.25	9.74	0.00	10.30	0.00
<i>Indicadores Trimestrales</i>									
<i>pibc</i>	0	0.72	0.83	0.84	0.80	6.15	0.00	6.12	0.00

V.P. significa valor probabilidad al 5% de nivel de significancia.

(\*) Para todas las series se utilizó sólo la constante como componente determinístico.

Como se desprende de la Tabla 1, para todas las series en niveles y tanto para la prueba D-F como para la prueba P-P, no existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 5% de nivel de significancia. Para el caso de las series transformadas en primeras diferencias, la evidencia va en sentido contrario también al 5% de nivel de significancia, es decir, todas las series en primeras diferencias serían estacionarias. Así, las pruebas de raíz unitaria reportadas dan evidencia para concluir que todas las series a utilizarse en la estimación presentan una raíz unitaria, lo cual es coherente con los supuestos iniciales del modelo de Mariano y Murasawa (2003).

## 4.2 Resultados de Estimación

La Tabla 2 resume los resultados de la estimación del modelo descrito en las ecuaciones (10) y (11) utilizando el método de máximo verosimilitud aproximada descrito en la sección 3. En lo fundamental, se mantuvo la estructura de Piguillem (2004b) para la ecuación (10), y en particular para el caso del empleo donde se contempla la posibilidad de una respuesta rezagada de este indicador a variaciones en el estado subyacente de actividad. Respecto de las ecuaciones de estado, los componentes autorregresivos, es decir, los ordenes  $p$  y  $q$  de los polinomios  $\phi(L)$  y  $\varphi(L)$  en la ecuación (8), respectivamente, fueron elegidos utilizando los criterios de información de Akaike (AIC) y bayesiano de Schwartz (SBIC). En el contexto de los modelos en representación estado-espacio, dichos criterios pueden ser calculados como sigue:

$$AIC : -\frac{1}{T} \left\{ \ln L(\theta) - [(N-1) + p + 1 + N(q+1)] \right\}$$

$$SBIC : -\frac{1}{T} \left\{ \ln L(\theta) - \left( \frac{\ln T}{2} \right) [(N-1) + p + 1 + N(q+1)] \right\}$$

Donde  $\ln L(\theta)$  es el logaritmo del valor de la verosimilitud,  $T$  es el tamaño de la muestra en dimensión temporal y  $N$  es el número de indicadores utilizados en la estimación, ya sean éstos mensuales o trimestrales, en nuestro caso 6. El criterio de Akaike favorecía una estructura para el modelo similar a la de Piguillem (2004b), es decir, procesos autorregresivos de segundo orden tanto para la ecuación del estado subyacente como para las de los componentes ideosincráticos. Por su parte, el criterio Schwartz favorecía más bien un proceso autorregresivo de tercer orden en la ecuación del estado subyacente y uno de segundo en las de los componentes ideosincráticos. Por parsimonia y similitud con la estructura del modelo de Piguillem (2004b), se optó por seguir el criterio de Akaike en la elección del modelo.

Dado que los parámetros reportados en la Tabla 2 no fueron estandarizados como en el caso de Piguillem (2004b), éstos no son directamente comparables con los estimados por dicho autor. No obstante, algunas relaciones son cualitativamente similares respecto a la magnitud de la respuesta de cada indicador parcial a variaciones en el estado subyacente de actividad. Por ejemplo, en Piguillem (2004b) los indicadores parciales que tienen la mayor respuesta a variaciones en el estado subyacente son los Permisos de Edificación (0,33) y las Ventas de Proveedores (0,51) lo mismo que ocurre en la estimación presentada en la Tabla 2.<sup>19</sup> Por otro lado, nótese que en la ecuación asociada al Empleo Sectorial, el efecto contemporáneo del estado subyacente es negativo, mientras que los rezagos de éste afectan positivamente a los movimientos del Empleo, hecho que nuevamente es cualitativamente similar a lo hallado por Piguillem (2004b). Finalmente, respecto a la ecuación de estado asociada al estado subyacente de actividad  $C_t$ , los resultados también son similares a los estimados por Piguillem (2004b), sólo que en este caso la similitud es tanto cualitativa como cuantitativa. En efecto, dicho autor encontró valores de 0.06 para  $C_{t-1}$  y 0.65 para  $C_{t-2}$ .

---

<sup>19</sup> Nótese que las comparaciones de la magnitud de los parámetros son válidas debido a que el modelo está estimado en logaritmos, por lo que cada parámetro se interpreta como un cambio porcentual marginal.

Tabla 2: Modelo Estimado <sup>\*,\*\*</sup>

<i>Parámetro</i>	<i>permisos</i>	<i>despachos</i>	<i>ccgg</i>	<i>ventas</i>	<i>empleo</i>	<i>pibc</i>
<i>Ecuaciones de Medida</i>						
$C_t$	0.912 (0.010)	0.845 (0.062)	0.201 (0.449)	0.971 (0.008)	0.110 (0.193)	1
$C_{1,1}$					0.329 (0.164)	1
$C_{1,2}$					0.587 (0.190)	1
$C_{1,3}$					0.251 (0.166)	
<i>Ecuaciones de Estado</i>						
$C_{1,1}$			0.050 (0.076)			
$C_{1,2}$			0.587 (0.096)			
$F_{11,1}$	0.015 (0.074)	0.184 (0.078)	0.003 (0.083)	0.453 (0.113)	0.019 (0.065)	0.376 (0.326)
$F_{11,2}$	0.068 (0.074)	0.022 (0.055)	0.157 (0.074)	0.051 (0.025)	0.0001 (0.004)	0.035 (0.061)
$\ln L$			-1618.956			
$AIC$			8.885			
$SBIC$			8.430			

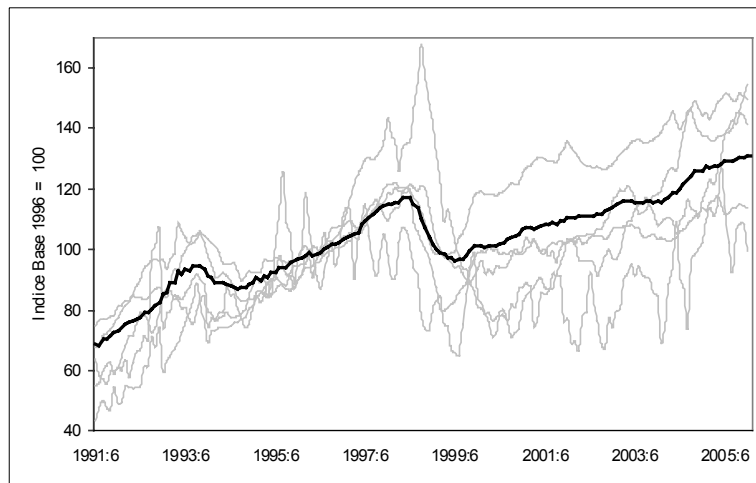
(\*) Errores estándar asintóticos en paréntesis

(\*\*) Todas las variables expresadas en primeras diferencias logarítmicas

Usando los parámetros de la Tabla 2 y aplicando el Filtro de Kalman Suavizado discutido en la sección 3, se estimó el índice de actividad de la construcción, el cual por construcción está expresado en trimestres móviles. La Figura 2 presenta dicho índice y los indicadores parciales en frecuencia mensual que lo componen. Nótese que el comportamiento del índice estimado, al igual que en Piguillem (2004b), mantiene la tendencia que muestran todos los indicadores parciales y en todo momento se comporta como un promedio ponderado de los mismos. La diferencia radica en que, como se ejemplificó en la sección 1 para caso del período de la crisis asiática entre 1998 y 1999, el IMACON bajo la metodología de Mariano y Murasawa (2003) es coherente con el comportamiento en niveles del PIB agregado. Esto es así debido a

que el índice tiene ahora una interpretación económica en niveles: medida latente de valor agregado del sector en frecuencia mensual.

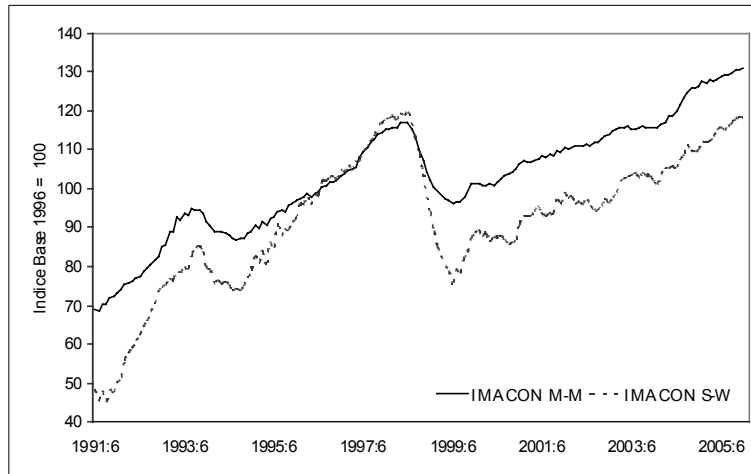
Figura 2: IMACON Estimado Bajo la Metodología de Mariano y Murasawa (2003) e Indicadores Mensuales que lo Componen



### 4.3 Comparación con el Índice Original

Para fines comparativos, llamemos al índice estimado bajo la metodología de Mariano y Murasawa (2003) IMACON M-M y al estimado bajo la metodología de Stock y Watson (1989) IMACON S-W. La Figura 3 presenta ambos índices para el período comprendido entre junio de 1991 y diciembre de 2005. Como se puede observar, son dos las distinciones básicas entre ambos índices. Primero, y como ya fue mencionado, con el IMACON M-M se redujeron las potenciales inconsistencias en niveles que existían entre el PIB de la construcción y el indicador original para algunos períodos determinados. Segundo, el IMACON M-M presenta menor volatilidad, lo cual es importante porque evita cambios bruscos en las tasas de crecimiento de un mes a otro. En efecto, si se calcula la volatilidad relativa, esto es el ratio entre la varianza del IMACON S-W y la del IMACON M-M, ésta alcanza 1,4 lo que implica que el primer indicador es 40% más volátil que el segundo.

Figura 3: Comparación IMACON M-M e IMACON S-W



Para fines de poder comparar las estimaciones con el PIB de la construcción, fueron trimestralizados tanto el IMACON M-M como el IMACON S-W tomando los registros de marzo, junio, septiembre y diciembre de cada año. Adicionalmente, se normalizaron las series de manera que el promedio del año 1996 tome el valor 100. La Tabla 3 presenta algunos estadísticos descriptivos del PIB de la construcción y de los índices estimados, en niveles y tasas de crecimiento anuales, los cuales servirán como referencia de comparación con el comportamiento de la producción agregada del sector.

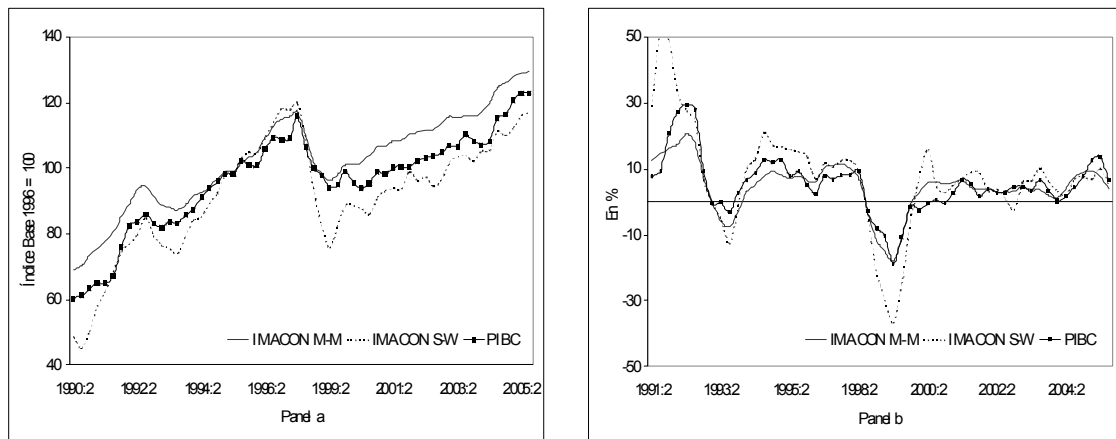
Tabla 3: Estadísticos Descriptivos PIB de la Construcción,  
IMACON M-M e IMACON S-W

	<i>Promedio</i>	<i>Desv.Est.</i>	<i>Max.</i>	<i>Min.</i>
<i>Niveles</i>				
<i>PIBC</i>	96.223	15.290	123.009	60.185
<i>IMACON M-M</i>	102.489	14.801	129.679	68.940
<i>IMACON S-W</i>	91.489	17.739	119.651	44.959
<i>Crecimiento en 12 Meses</i>				
<i>PIBC</i>	5.361	8.623	29.462	18.617
<i>IMACON M-M</i>	4.645	7.560	20.587	17.900
<i>IMACON S-W</i>	7.398	15.436	51.860	36.797

Como se puede observar en la Tabla 3, en todos los estadísticos descriptivos presentados exceptuando el promedio, el IMACON M-M muestra valores notoriamente más cercanos a los del PIB de la construcción, esto en relación con los calculados para el IMACON S-W. Lo anterior es cierto tanto en los

niveles de los índices como en las tasas de crecimiento en doce meses. Un hecho importante a destacar es que la mayor volatilidad relativa del IMACON S-W respecto del IMACON M-M, 1,4 en niveles y 4,2 en tasas de crecimiento anuales, ha llevado al primer índice a sobre reaccionar en determinados períodos respecto de cómo reaccionó la producción agregada en esos mismos períodos. Así, en los extremos el IMACON S-W muestra niveles bastante distintos que los del PIB de la construcción. Lo anterior no ocurre con el IMACON M-M lo cual es un elemento importante a la hora de evaluar el impacto de un shock sobre el sector. Todo lo comentado antes es aún más notorio si se observa la Figura 4, donde se presentan las tres series tanto en niveles (panel a) como en tasas de crecimiento anual (panel b).

Figura 4: IMACON M-M, IMACON S-W y PIB de la Construcción



La Tabla 4, la cual presenta la matriz de correlaciones contemporáneas entre las tres series anteriores, nuevamente en niveles y tasas de crecimiento anuales, refuerza todo lo dicho anteriormente. En efecto, si bien la correlación entre el IMACON S-W y el PIB de la construcción ya era alta es sí misma, existe una mejoría al comparar el IMACON M-M con la producción agregada. Lo anterior es más notorio en el caso de las correlaciones en tasas de crecimiento anuales, ya que existe una mejora de alrededor de 8% en comparación con la ganancia de 3% en la correlación en niveles.

Tabla 4: Matriz de Correlaciones PIB de la Construcción,  
IMACON M-M e IMACON S-W

	<i>PIBC</i>	<i>IMACON M-M</i>	<i>IMACON S-W</i>
<i>Niveles</i>			
<i>PIBC</i>	1	0.9735	0.9537
<i>IMACON M-M</i>	↖	1	0.9280
<i>IMACON S-W</i>	↖	↖	1
<i>Crecimiento en 12 Meses</i>			
<i>PIBC</i>	1	0.8913	0.8151
<i>IMACON M-M</i>	↖	1	0.9061
<i>IMACON S-W</i>	↖	↖	1

En suma, la estimación del IMACON utilizando la metodología propuesta por Mariano y Murasawa (2003) permitió mejorar el ajuste en la estimación del índice al incorporar mayor información sobre el estado del sector, la cual está implícita en el indicador coincidente de actividad más importante que es el PIB de la construcción. Esto a su vez redundó, por un lado, en una menor volatilidad del índice estimado, evitando así que éste sobre reaccione ante shocks sobre el sector, y por el otro, en un comportamiento más cercano al de la producción agregada como resultado de que el índice tiene ahora una interpretación en niveles.

## 5 Conclusiones

No hay duda de que como medida del estado agregado de la actividad del sector construcción, el PIB de la construcción en términos reales es uno de los indicadores coincidentes más importantes, incluso a pesar de que pudieran existir potenciales críticas a la metodología utilizada por el Banco Central para su construcción. No obstante su importancia, el IMACON construido bajo la metodología actual no utiliza el PIB de la construcción como una señal informativa adicional del estado de la actividad. Esto debido a que el último está expresado en frecuencia trimestral y los cinco indicadores parciales actualmente utilizados son mensuales, y al no existir una metodología rigurosa para tratar con series en frecuencia mixtas se tuvo que ignorar este indicador en la estimación del IMACON.

Así el objetivo del presente artículo fue buscar una extensión sobre el modelo original del IMACON de manera que, además de los cinco indicadores parciales disponibles, se pueda incluir el PIB de la construcción como una señal informativa adicional del estado de la actividad. Para ello se utilizó la metodología recientemente propuesta por Mariano y Murasawa (2003), la cual permite la estimación del estado subyacente a partir de series de tiempo con distintas frecuencias. Más aún, esto permite que el



índice estimado tenga una interpretación en niveles al representar una medida latente del valor agregado del sector en frecuencia mensual. Los resultados muestran que la extensión realizada mejoró el ajuste del modelo. Esto a su vez, redujo la volatilidad del índice estimado, evitando así que éste sobre reaccione ante shocks en el sector, y también redujo el sesgo que existía respecto del comportamiento de la producción agregada. Ambos elementos son importantes a la hora de evaluar los efectos de corto plazo de un shock sobre la actividad ya que evitan potenciales interpretaciones erróneas.

## Referencias

- [ 1 ] Enders, Walter. Applied Econometric Time Series. John Wiley & sons Eds., Second Edition, 2004.
- [ 2 ] Hamilton, James. "State Space Models" en Handbook of Econometrics Vol. IV. R.F. Engle y D.L. McFadden Eds., 1994.
- [ 3 ] Kim, Chang-Jin and Nelson, Charles. State Space Model with Regime Switching. The MIT Press. Cambridge, MA, 1998.
- [ 4 ] Mariano, Roberto and Murasawa, Yasutomo. "A New Coincident Index of Business Cycles Based on Monthly and Quarterly Series", Journal of Applied Econometrics, 2003, 18(4), pp. 427-43.
- [ 5 ] Murasawa, Yasutomo. "Do Coincident Indicators Have One-Factor Structure?", Mimeo, 2005.
- [ 6 ] Piguillem, Facundo. "Los Ciclos Agregados Y Los Ciclos De La Construcción", Cámara Chilena de la Construcción, 2004a, Documento de Trabajo No. 18.
- [ 7 ] \_\_\_\_\_. "Un Indicador Mensual De Actividad De La Construcción", Cámara Chilena de la Construcción, 2004b, Documento de Trabajo No. 20.
- [ 8 ] Stock, James and Watson, Mark. "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators", National Bureau of Economic Research, 1989, Working Paper No. 2772.

## A Estructura Matricial del Modelo de Mariano y Murasawa (2003)

La notación general del modelo en representación estado-espacio es:

$$y_t^+ = \mu_t + H_t \beta_t + w_t + \varepsilon_t$$

$$\beta_t = F \beta_{t-1} + G v_t$$

donde:

$$y_t^+ \begin{cases} \left[ \begin{array}{l} \ln \text{Permisos} \quad \ln \text{Espachos} \quad \ln \text{Cgg} \quad \ln \text{Entas} \quad \ln \text{Opleo} \quad \ln \text{Ibc} \end{array} \right] & \text{Si PIB disp} \\ \left[ \begin{array}{l} \ln \text{Permisos} \quad \ln \text{Espachos} \quad \ln \text{Cgg} \quad \ln \text{Entas} \quad \ln \text{Opleo} \quad 0 \end{array} \right] & \text{e.o.c} \end{cases}$$

$$\varepsilon_t \left[ \begin{array}{l} \ln C_t \quad \ln C_{1,t} \quad \ln C_{2,t} \quad \ln C_{3,t} \quad \beta_{1t} \quad \beta_{1,t} \quad \beta_{1,t} \quad \beta_{2t} \quad \beta_{2,t} \quad \beta_{2,t} \quad \beta_{3t} \quad \beta_{3,t} \quad \beta_{3,t} \quad \beta_{4t} \quad \beta_{4,t} \quad \beta_{4,t} \\ \beta_{5t} \quad \beta_{5,t} \quad \beta_{5,t} \quad \beta_{6t} \quad \beta_{6,t} \quad \beta_{6,t} \end{array} \right]$$

$$H_t \begin{cases} \left[ \begin{array}{l} \varnothing \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \\ \varnothing \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \\ \varnothing \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \\ \varnothing \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \\ \varnothing_{30} \quad \varnothing_{31} \quad \varnothing_{32} \quad \varnothing_{33} \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \\ \varnothing \quad \varnothing \quad \varnothing \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 1 \quad 1 \end{array} \right] & \text{Si PIB disp} \\ \left[ \begin{array}{l} \varnothing \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \\ \varnothing \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \\ \varnothing \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \\ \varnothing \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \\ \varnothing_{30} \quad \varnothing_{31} \quad \varnothing_{32} \quad \varnothing_{33} \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \\ 0 \quad 0 \end{array} \right] & \text{e.o.c} \end{cases}$$



