

**20**

abril 2004

**UN INDICADOR MENSUAL DE LA  
ACTIVIDAD DE LA CONSTRUCCIÓN**

Juan Facundo Piguillem

# Un Indicador Mensual de Actividad de la Construcción

Juan Facundo Piguillem

Abril de 2004

## Documento de Trabajo N 20

### Resumen

En este documento se presentan tres metodologías alternativas para medir la actividad del Sector Construcción, definiendo a esta última como un “estado subyacente” no observable. Las tres alternativas se basan en el ya celebre índice de Stock y Watson (1989), siendo todas aplicaciones directas del Filtro de Kalman. De hecho, uno de los indicadores estimados es precisamente un índice de Stock y Watson, en tanto que los otros dos son modificaciones de éste que incorporan en el proceso de estimación las posibles relaciones de largo plazo que puedan existir entre las variables. Para escoger el “mejor” estimador se llevan a cabo experimentos de Montecarlo, evaluando tanto sus propiedades estadísticas, como las de convergencia y estabilidad. Finalmente se escoge el índice de Stock y Watson.

*Palabras Claves:* Actividad Subyacente, Estados no Observados, Tendencias estocásticas comunes, Sector construcción.

*JEL Classification:* N6, C32, C43, E32, L74.

*La publicación de los Documentos de Trabajo no esta 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.*

## Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>3</b>
<b>2. Las medidas disponibles</b>	<b>4</b>
<b>3. El Modelo</b>	<b>6</b>
<b>4. En la búsqueda de la tendencia estocástica común</b>	<b>11</b>
<b>5. Estimación</b>	<b>19</b>
5.1. El Filtro de Kalman . . . . .	21
5.2. Los datos . . . . .	22
5.3. Resultados . . . . .	22
5.4. Evaluando el “mejor modelo”: un experimento de Montecarlo .	25
<b>6. Conclusiones</b>	<b>30</b>
<b>A. Anexo: Matrices de los modelos</b>	<b>34</b>
<b>B. Anexo: Modelos Estimados</b>	<b>37</b>

## 1. Introducción

El sector construcción es uno de los sectores más importantes de la economía chilena, no sólo por su peso en la producción agregada, sino que también porque es uno, sino el más, sensible de los sectores a los avatares del ciclo económico, siendo en general el primero en caer ante una recesión y el primero en recuperarse. No obstante lo anterior, y a diferencia de otros sectores, como la industria, de similar peso y sensibilidad ante el ciclo económico, no existe una medida de corto plazo que se pueda disponer con suficiente celeridad para evaluar su desempeño corriente. Es así como la medición disponible para el sector que abarca el menor intervalo de tiempo y que se dispone con mayor antelación se encuentra en el cálculo del Producto Interno Bruto (PIB) trimestral elaborado por el Banco Central de Chile. Sin embargo, esta medición sólo se dispone con dos meses de retraso. Esto es, para evaluar el impacto de un shock negativo sobre el sector se debe esperar en general cerca de cinco meses hasta que información “confiable” se encuentre disponible. Además, aún si se considerara este intervalo de tiempo como razonable, existen dudas respecto a la metodología utilizada por el Banco Central para medir la creación de valor sectorial. Ello principalmente por la utilización de las solicitudes de permisos para edificación como una aproximación a la inversión en vivienda.

Es en este contexto que surge la necesidad de confeccionar un indicador mensual de actividad sectorial. Claramente, este indicador mensual debe ser una combinación de otros indicadores sectoriales disponibles. Es aquí donde surge el problema de qué es lo que realmente se quiere medir. Establecido esto, se aclararía que indicadores individuales utilizar y cómo usarlos. No obstante, en este trabajo se propone medir la “actividad” sin encuadrarla en alguna de las definiciones tradicionales consistentes con las cuentas nacionales, i.e., Valor Agregado de la Producción, Valor Bruto de la Producción, etc., sino que más bien como medida del pulso o el empuje que ostenta el sector. Desde esta perspectiva, todos los indicadores sectoriales resultan importantes, ya que todos ellos, en mayor o menor grado, arrojan señales respecto del estado en el que se encontraría el sector. Es desde esta perspectiva que el término “Actividad Subyacente”, acuñado inicialmente por Stock y Watson (1989), aparece como un candidato apropiado.

En la segunda sección de este documento se realiza una breve descripción de las medidas disponibles y sobre la forma de utilizarlas. En la tercera, se presentan las metodologías alternativas ante las diferentes características de

los datos. En la cuarta, se analizan las propiedades estadísticas de las series, mientras que en la sección siguiente se estiman los modelos alternativos y se evalúan sus propiedades. Por último, la sexta sección concluye.

## 2. Las medidas disponibles

Claramente cualquier intento por medir de forma correcta el pulso, o la temperatura del sector construcción, debería realizarse a partir de los indicadores parciales de actividad actualmente disponibles, i.e., Despachos de Materiales, Ventas de Proveedores, Empleo Sectorial, Facturación de Contratistas Generales y Solicitudes de Permisos para Edificación. Desde este punto de vista, si los cinco indicadores antes mencionados se encontraran creciendo de manera simultánea, sería posible decir, con un alto grado de certeza, que la actividad sectorial mejoró en ese período, o lo contrario si los cinco estuvieran disminuyendo al mismo tiempo. Sin embargo, ello no es suficiente para decir en cuánto aumentó o disminuyó la actividad sectorial. Y aunque tampoco fuera relevante en cuánto está cambiando la actividad sectorial ¿qué podemos decir cuando dos de los indicadores aumentan y el resto disminuyen? ¿Y si es sólo uno el que cae y los otros cuatro aumentan?

Para poder responder estas interrogantes de manera más precisa, se debe estimar cuál es el peso o ponderación de cada uno de los indicadores dentro de la actividad sectorial, lo que dependerá crucialmente de lo que se quiera medir. ¿Cuando hablamos de actividad sectorial hablamos de valor agregado o de valor bruto de la producción? Desafortunadamente, ninguno de estos dos conceptos puede ser medido de manera precisa con la información disponible. De todas maneras, los índices utilizados en el presente estudio son más señales del movimiento del valor bruto de la producción que de su valor agregado.

Para poder utilizar de manera eficiente la información disponible se recurre a un concepto popularizado por Stock y Watson hacia finales de la década de los 80's, conocido como "actividad subyacente". Estos autores veían indicios de que la metodología utilizada para medir la actividad por parte la oficina de Censos de los EE.UU. podría contener errores de medida. Ellos argumentaron que, aunque es cierto que resulta muy difícil medir la actividad cualquiera sea su definición objetiva, es posible evaluar cuál es la fortaleza o el pulso que mueve a la actividad económica en general, a través de algunos sectores de gran importancia para la economía como el comercio minorista, la producción industrial y el empleo agregado.

El punto crucial se encontraría en la ponderación a asignar a cada variable. Para escoger estos ponderadores aplicaron una metodología conocida en la literatura económica como Filtro de Kalman. La principal ventaja que posee esta metodología es que permite estimar el estado “subyacente” o implícito dentro del sistema. En su problema en particular, estos autores argumentaron que los indicadores de los tres sectores antes mencionados se movían principalmente por una variable no observable llamada “estado subyacente de la actividad económica”. Y con la metodología antes descrita lo estimaron.

Este concepto resulta de enorme utilidad para el tema que nos atañe. Se puede pensar que los indicadores parciales antes mencionados (correctamente desestacionalizados), no son otra cosa que “señales” objetivas de cuál es el estado de la actividad de la construcción. Con todo, aplicando la misma metodología que Stock y Watson se podría estimar el estado subyacente de la actividad sectorial.

Sin embargo, ellos observaron que las variables utilizadas en su estudio en particular, aunque eran no estacionarias, no se encontraban cointegradas, pero mostraban un muy cercano “comovimiento” entre sí, por lo que desarrollaron una metodología específica para ese problema. El patrón observado por las variables aparece como razonable cuando se considera que, como supuestamente todos los indicadores se encontraban influenciados por el desempeño de la actividad económica en general, deberían mostrar ciertos movimientos similares. No obstante, como cada indicador se refería a diferentes sectores de la economía no existía una razón a priori para pensar que estuvieran cointegrados, o lo que es lo mismo, no necesariamente tiene que existir una relación estable de largo plazo entre la industria y el comercio minorista.

En nuestro caso en particular, todas las variables parecen ser no estacionarias, pero lo más probable es que se encuentren cointegradas, ya que todas se refieren al mismo sector de la economía. Inclusive éstas debieran cointegrar con el estado subyacente de la actividad sectorial. Esto es, debería existir una relación estable de largo plazo entre las variables. Bajo estas circunstancias, surge la posibilidad de la existencia de una o más tendencias estocásticas comunes que guiaría el crecimiento sectorial. Una particularidad que puede ser de enorme importancia para calcular el nivel de actividad subyacente y que abre la posibilidad de aplicar otras técnicas de estimación.

### 3. El Modelo

Una versión modificada del indicador de Stock y Watson se encuentra en Garrat y Hall (1996). Siguiendo de cerca a estos autores, suponga que  $X_t$ , de extensión  $n \times 1$ , es un vector con  $n$  series económicas que se supone contienen información respecto del estado subyacente de la actividad económica, identificado aquí como  $E_t$ . Bajo esta metodología, cada una de las componentes de  $X_t$  se conocen como las “señales” o “medidas” de  $E_t$ . Además, suponga que  $X_t$  se relaciona con  $E_t$  de acuerdo a la siguiente relación:

$$X_t = \lambda(L)E_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Las ecuaciones 1 (ecuaciones de medida) implican que el estado del sector,  $E_t$ , afecta a cada una de las “señales” sectoriales, pero con diferentes ponderaciones, las que además pueden estar distribuidas en el tiempo (dadas por la matriz  $\lambda(L)$ ). Por su parte,  $\varepsilon_t$  es un vector de dimensión  $n \times 1$  que captura todos los movimientos en  $X_t$  que no pueden ser explicados por  $E_t$ . Esta especificación supone que las señales se encuentran dirigidas por un único factor común  $E_t$ . Para completar el modelo es necesario suponer el proceso que gobierna los movimientos tanto de  $E_t$  como de  $\varepsilon_t$ , llamadas variables de estado. En términos generales estos procesos son:

$$\vartheta(L)E_t = \alpha + w_t \quad (2)$$

$$\psi(L)\varepsilon_t = e_t \quad (3)$$

Donde  $w_t$  y  $e_t$  son ruidos blancos con media cero y matriz de varianzas y covarianzas dadas. Por su parte, para poder estimar correctamente los parámetros, el polinomio de rezagos  $\vartheta(L)$  no debe contener ninguna raíz unitaria. El proceso supuesto para  $\varepsilon_t$ , también una suma distribuida de rezagos, admite la posibilidad que el componente de las señales no explicado por el factor común se encuentre correlacionado con sus valores pasados, pero no con los componentes no explicados de otras señales. Tal como se encuentra planteado el sistema, el filtro a aplicar, en este caso el Filtro de Kalman, agrupará toda la información común de las señales en la variable de estado  $E_t$ , asignando las componentes no comunes a  $\varepsilon_t$ .

Sin embargo, en la práctica difícilmente las raíces del polinomio  $\vartheta(L)$  se encuentren fuera del círculo unitario, i.e. sea estacionario. En el caso en que

todas las variables resulten no estacionarias y que no se encuentren cointegradas, la estimación con las variables en niveles no sería válida. Por ello, es necesario transformarlas para que cumplan con ese requisito. Stock y Watson optaron por tomar la primera diferencia de cada una de las señales, en cuyo caso el vector de estado, el cual también se supone que es no estacionario, se interpreta como una variable en primeras diferencias. Dados los supuestos anteriores y haciendo explícita las formas funcionales y la identidad de las variables a utilizar con los cinco indicadores antes mencionados, la especificación del modelo sería:

Ecuaciones de medida:

$$\begin{aligned}
 \Delta(\text{Contratistas Generales}) &= \lambda_1 \Delta(E_t) + \varepsilon_{1t} \\
 \Delta(\text{Despachos físicos}) &= \lambda_2 \Delta(E_t) + \varepsilon_{2t} \\
 \Delta(\text{Ventas de Materiales}) &= \lambda_3 \Delta(E_t) + \varepsilon_{3t} \\
 \Delta(\text{Permisos edificación}) &= \lambda_4 \Delta(E_t) + \varepsilon_{4t} \\
 \Delta(\text{Empleo Sectorial}) &= \lambda_5 \Delta(E_t) + \lambda_{51} \Delta(E_{t-1}) + \lambda_{52} \Delta(E_{t-2}) + \lambda_{53} \Delta(E_{t-3}) + \varepsilon_{5t}
 \end{aligned}$$

Ecuaciones de estado:

$$\begin{aligned}
 \Delta(E_t) &= \delta + \psi_1 \Delta(E_{t-1}) + \psi_2 \Delta(E_{t-2}) + w_t \quad (\text{con } \sigma_w^2 = 1) & (4) \\
 \varepsilon_{1t} &= \phi_{11} \varepsilon_{1t-1} + \phi_{12} \varepsilon_{1t-2} + e_{1t} \quad (\text{con } \sigma_{e1}^2 \text{ constante}) \\
 \varepsilon_{2t} &= \phi_{21} \varepsilon_{2t-1} + \phi_{22} \varepsilon_{2t-2} + e_{2t} \quad (\text{con } \sigma_{e2}^2 \text{ constante}) \\
 \varepsilon_{3t} &= \phi_{31} \varepsilon_{3t-1} + \phi_{32} \varepsilon_{3t-2} + e_{3t} \quad (\text{con } \sigma_{e3}^2 \text{ constante}) \\
 \varepsilon_{4t} &= \phi_{41} \varepsilon_{4t-1} + \phi_{42} \varepsilon_{4t-2} + e_{4t} \quad (\text{con } \sigma_{e4}^2 \text{ constante}) \\
 \varepsilon_{5t} &= \phi_{51} \varepsilon_{5t-1} + \phi_{52} \varepsilon_{5t-2} + e_{5t} \quad (\text{con } \sigma_{e5}^2 \text{ constante})
 \end{aligned}$$

Algunos elementos de las ecuaciones presentadas merecen una mayor explicación. En primer lugar, uno de los problemas habituales en la estimación de variables no observadas es el problema de identificación.<sup>1</sup> Para evitar este problema se normalizan todas las variables utilizadas en la estimación y se impone que la varianza de la variable de estado sea igual a 1. En segundo lugar, debe notarse que en el proceso de diferenciación y normalización de

---

<sup>1</sup>Hamilton (1989) y Melo y Nieto (2003). Se puede demostrar que, en general, si no se imponen restricciones adicionales al modelo a estimar, existen infinitas soluciones o variables de estado que son compatibles con la especificación no restringida del mismo.

las variables se pierde la constante de la variable de estado, tornándose imposible estimarla al mismo tiempo que el resto de los parámetros. En Stock y Watson (1990) se muestra cómo obtener una estimación consistente de dicha constante, utilizando el estado estacionario generado por el Filtro de Kalman. En tercer lugar, dado que la varianza de  $E_t$  se ha impuesto exógenamente, se torna necesario multiplicar el estado estimado por una varianza que haga consistente la serie con el resto de las variables económicas. En el caso de los autores antes mencionados, este inconveniente se solucionó imponiéndole como varianza la misma que la del indicador mensual de actividad económica de EE.UU. Por desgracia, en el caso que nos atañe tal solución no es posible. Por último, se permite un rezago de mayor extensión para el proceso del error del empleo que para el resto de las variables. Esto es así, ya que se supone que debido principalmente a los costos de despido, la decisión de aumento o disminución de empleo respondería con un rezago mayor al estado sectorial.

Si por el contrario, todas las variables fuesen no estacionarias y se pudiera detectar alguna relación de cointegración al menos entre un grupo de variables, sería posible aprovechar dicha información en el proceso de estimación.<sup>2</sup> Específicamente, suponga que el grupo de variables del sector construcción compuesto por el Empleo Sectorial, los Despachos Físicos de Materiales, las Ventas de Proveedores y las Solicitudes de Permisos para Edificación se encuentran cointegradas, en tanto que la Facturación de Contratistas Generales no cointegra con el resto de las variables. Además, que en el grupo de cuatro de variables que sí cointegran es posible detectar tres vectores de cointegración, por lo que existiría una tendencia estocástica común. Bajo estas circunstancias, una estrategia a utilizar sería descartar la variable que no cointegra con el resto y realizar la estimación sólo con el grupo en el que se pueden identificar relaciones estables de largo plazo, en cuyo caso el estado no observado  $E_t$  se interpretaría como la tendencia estocástica común del sistema. Sin embargo, para no desechar la información que provee la quinta variable, se la podría integrar a la estimación en primeras diferencias -dado que no es estacionaria- relacionada también con la primera diferencia del estado no observado, de forma tal que los parámetros que las relacionan se encuentren correctamente estimados. Esto es precisamente la estrategia de estimación adoptada por Garrat y Hall (1996), en cuyo caso la especificación del modelo sería:

---

<sup>2</sup>De hecho, sí se diferencian todas las variables como en el modelo de Stock y Watson, los parámetros estimados serían inconsistentes. Garrat y Hall (1996).

Ecuaciones de medida:<sup>3</sup>

$$\begin{aligned}
 \text{Empleo sectorial} &= \lambda_1 E_t + \varepsilon_{1t} \\
 \text{Despachos físicos} &= \lambda_2 E_t + \varepsilon_{2t} \\
 \text{Ventas de Materiales} &= \lambda_3 E_t + \varepsilon_{3t} \\
 \text{Permisos edificación} &= \lambda_4 E_t + \varepsilon_{4t} \\
 \Delta(\text{Contratistas Generales}) &= \lambda_5 \Delta(E_t) + \varepsilon_{5t}
 \end{aligned}$$

(restricción de identificación de nivel  $\lambda_4 = 1$ )

Ecuaciones de estado:

$$\begin{aligned}
 E_t &= \alpha + E_{t-1} + E_{t-2} + w_t \quad (\text{con } \sigma_w^2 \text{ constante}) \\
 E_{t-1} &= E_{t-1} - E_{t-2} \\
 \varepsilon_{1t} &= \phi_{11}\varepsilon_{1t-1} + \phi_{12}\varepsilon_{1t-2} + e_{1t} \quad (\text{con } \sigma_{e1}^2 \text{ constante}) \\
 \varepsilon_{2t} &= \phi_{21}\varepsilon_{2t-1} + \phi_{22}\varepsilon_{2t-2} + e_{2t} \quad (\text{con } \sigma_{e2}^2 \text{ constante}) \\
 \varepsilon_{3t} &= \phi_{31}\varepsilon_{3t-1} + \phi_{32}\varepsilon_{3t-2} + e_{3t} \quad (\text{con } \sigma_{e3}^2 \text{ constante}) \\
 \varepsilon_{4t} &= \phi_{41}\varepsilon_{4t-1} + \phi_{42}\varepsilon_{4t-2} + e_{4t} \quad (\text{con } \sigma_{e4}^2 \text{ constante}) \\
 \varepsilon_{5t} &= \phi_{51}\varepsilon_{5t-1} + \phi_{52}\varepsilon_{5t-2} + e_{5t} \quad (\text{con } \sigma_{e5}^2 \text{ constante})
 \end{aligned} \tag{5}$$

Como se desprende de las ecuaciones de medida, se ha impuesto como condición de identificación de nivel que el estado subyacente sectorial siga la trayectoria o el nivel de los permisos de la construcción. Posiblemente ésta no es la mejor condición de identificación. En primer lugar, como se aclarará en la próxima subsección, los permisos tienen ciertas características similares a las opciones financieras que hacen que en momentos de crecimiento se sobre estime la actividad sectorial, y en momentos de recesión se subestime la misma. En segundo lugar, porque los permisos sólo dan cuenta de aproximadamente la mitad de la actividad sectorial. Sin embargo, se ha optado por este camino para hacer la serie comparable en alguna medida con las cuentas

---

<sup>3</sup>En las ecuaciones en niveles se ha omitido la constante porque se supone que todas las variables son índices medidos con la misma base.

nacionales. Además, para mejorar la comparabilidad, como una segunda condición de identificación, aunque no necesaria, se ha calibrado el valor de la constante como el crecimiento promedio del PIB sectorial entre 1986 y 2002.

No obstante lo anterior, se probó una especificación alternativa con el empleo como la condición de identificación de nivel -esto es, haciendo  $\lambda_1 = 1$  -dado que es posible pensar que es un indicador más comprensivo de la actividad de todo el sector. Más aún, si se tiene en cuenta que la mayor flexibilidad laboral en el sector, con respecto al resto de los sectores de la economía, hace que el empleo acompañe de manera más cercana el desempeño de la actividad sectorial. El resultado obtenido no fue muy diferente al postulado en el modelo anterior, por lo que se optó por la primera especificación.

Por último, es posible que todas las variables se encuentren cointegradas y que además existan  $n - 1$  vectores de cointegración -el lector debe recordar que existen  $n$  variables en el grupo-, por lo que existiría una tendencia estocástica común, interpretándose nuevamente el estado no observado estimado como dicha tendencia. Así, el modelo antes presentado se transformaría en:

Ecuaciones de medida:<sup>4</sup>

$$\begin{aligned}
 \text{Empleo sectorial} &= \lambda_1 E_t + \varepsilon_{1t} \\
 \text{Despachos físicos} &= \lambda_2 E_t + \varepsilon_{2t} \\
 \text{Ventas de Materiales} &= \lambda_3 E_t + \varepsilon_{3t} \\
 \text{Permisos edificación} &= \lambda_4 E_t + \varepsilon_{4t} \\
 \text{Contratistas Generales} &= \lambda_5 E_t + \varepsilon_{5t}
 \end{aligned}$$

(restricción de identificación de nivel  $\lambda_4 = 1$ )

Ecuaciones de estado:

$$\begin{aligned}
 E_t &= 0,00528 + E_{t-1} + w_t \quad (\text{con } \sigma_w^2 \text{ constante}) & (6) \\
 \varepsilon_{1t} &= \phi_{11}\varepsilon_{1t-1} + \phi_{12}\varepsilon_{1t-2} + e_{1t} \quad (\text{con } \sigma_{e1}^2 \text{ constante}) \\
 \varepsilon_{2t} &= \phi_{21}\varepsilon_{2t-1} + \phi_{22}\varepsilon_{2t-2} + e_{2t} \quad (\text{con } \sigma_{e2}^2 \text{ constante}) \\
 \varepsilon_{3t} &= \phi_{31}\varepsilon_{3t-1} + \phi_{32}\varepsilon_{3t-2} + e_{3t} \quad (\text{con } \sigma_{e3}^2 \text{ constante}) \\
 \varepsilon_{4t} &= \phi_{41}\varepsilon_{4t-1} + \phi_{42}\varepsilon_{4t-2} + e_{4t} \quad (\text{con } \sigma_{e4}^2 \text{ constante}) \\
 \varepsilon_{5t} &= \phi_{51}\varepsilon_{5t-1} + \phi_{52}\varepsilon_{5t-2} + e_{5t} \quad (\text{con } \sigma_{e5}^2 \text{ constante})
 \end{aligned}$$

---

<sup>4</sup>Ver nota al pie anterior.

Notése que nuevamente la condición de indentificación se ha fijado a modo de ejemplo en las Solicitudes de Permisos para Edificación, pero como en la especificación precedente, también se pueden probar otras alternativas. Claramente la elección del modelo a utilizar y de las restricciones de indentificación a imponer dependerá crucialmente de las propiedades estadísticas de las series involucradas, y en especial, del número de tendencias estocásticas comunes que posea el modelo. Tarea que se trata en la próxima subsección.

## 4. En la búsqueda de la tendencia estocástica común

En lo que sigue se debe tener presente que el Índice de Facturación de Contratistas Generales sólo se encuentra disponible desde enero de 1993, al tiempo que el resto de las variables lo están desde enero de 1986. La inclusión de esta variable se realiza con el fin de capturar información relevante para la estimación de  $E_t$ . Sin embargo, la posible ventaja debida a la información adicional se puede ver compensada de manera negativa por la pérdida de grados de libertad como consecuencia de la reducción en el tamaño muestra, elemento sobre el que se volverá más adelante.

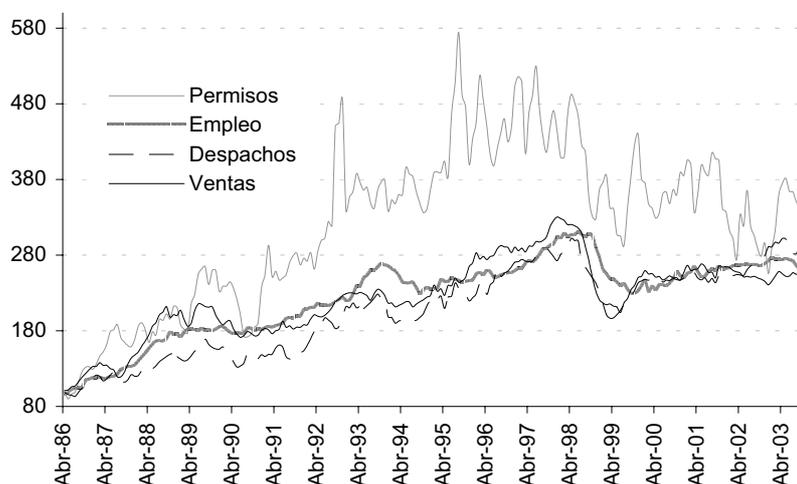
La observación visual de las variables desestacionalizadas, Figura 1, muestra que existiría una amplia similitud en el movimiento de los indicadores de Ventas de Distribuidores, Despachos Físicos de Materiales y Empleo de la Construcción.<sup>5</sup> Sin embargo, no sucede lo mismo con las Solicitudes de Permisos para Edificación y con el Índice de Facturación de Contratistas Generales. Desde comienzos de 1991 estos últimos indicadores se encuentra muy por encima del resto, juntándose nuevamente a finales de 2002.

El patrón seguido por las Solicitudes de Permisos para Edificación se debería al carácter almacenable o de “opción” que posee esta variable. En Chile las solicitudes de permisos son de muy bajo costo, casi nulo si se compara con el costo de las obras a realizar, al tiempo que tienen una duración de cinco años, ampliables a cinco más si se realiza algún avance parcial de la obra. Debido a la mencionada característica, es que probablemente en los períodos de auge, como el de 1991-1998, se acumulan grandes cantidades de permisos,

---

<sup>5</sup>Para una comparación más clara de los niveles de las variables se han normalizado en índices con base enero de 1986 =100.

Figura 1: Indicadores Desestacionalizados



que en realidad son proyectos con perspectivas de largo plazo. Sin embargo, cuando el ritmo de actividad disminuye, los agentes económicos en lugar de solicitar nuevos permisos para edificación hacen uso de los previamente acumulados. Es así como durante los primeros años de la reactivación de la economía, los constructores utilizan los permisos previamente solicitados -inician los proyectos postergados- y recién cuando se agotan los proyectos en carpeta se idean nuevos proyectos y se solicitan los permisos pertinentes. De la misma manera, como los permisos poseen una duración prolongada, la solicitud del mismo no necesariamente se realiza cuando se inicia el proyecto, sino que cuando resulta más conveniente, jugando un rol muy importante en este punto los cambios en las regulaciones o las expectativas de cambio en las mismas. Por ello, aunque probablemente existe un nexo cercano entre las solicitudes de permisos y el resto de los indicadores, ya que toda obra debe estar precedida por un permiso, resulta muy difícil encontrar una relación estable entre las variables.

El primer paso en la determinación de la existencia de una tendencia estocástica común es dilucidar si efectivamente las variables poseen raíz unitaria. De forma simultánea a la aplicación de la prueba estadística para corroborar la presencia de raíz unitaria, se testea la presencia de una tendencia

Cuadro 1: Test de Raíz unitaria

Variable	Variables en Niveles			Primera diferencia
	ADF T	Trend	ADF	ADF
<b>Empleo</b>	-1,74	0,67	-2,28	-10,37**
<b>Ventas</b>	-2,26	0,98	-2,39	-20,25**
<b>Despachos</b>	-2,35	2,14*	-0,96	-19,12**
<b>Permisos</b>	-0,98	-0,66	-2,21	-7,89**
<b>Contratistas</b>	-1,93	0,95	-1,98	-14,18**

\* *Significativo al 95% de confianza*  
 \*\* *Significativo al 99% de confianza*  
 En todos los casos se supuso la presencia de una constante. Los de los residuos rezagos utilizados fueron calculados de manera automática por el programa E-views de manera que los residuos fueran ruido blanco.

lineal en los datos. Las pruebas realizadas se presentan en el Cuadro 1. En la primera columna (ADF T) se presenta el estadístico calculado por el Test de Dickey y Fuller aumentado, suponiendo que los datos poseen una tendencia lineal determinística.

Como se aprecia en el mismo, en ninguno de los casos se rechaza la hipótesis de raíz unitaria en las variables. Al mismo tiempo, en la siguiente columna (Trend) se presentan los estadísticos *t-Student* calculados para el coeficiente de la tendencia lineal. En cuatro de las variables se encuentra que dicha tendencia no es estadísticamente significativa. No obstante, la prueba muestra que la tendencia lineal en el caso de los Despachos Físicos de Materiales sería estadísticamente significativa a un nivel de confianza de 95%. Dado que este valor es marginal, se puede descartar la presencia de tendencia lineal en los datos. Por ello, se realizan las pruebas de raíz unitaria, pero ahora suponiendo que los datos no poseen tendencia. El resultado se muestra en la tercera columna (columna ADF). Allí nuevamente se encuentra que en ninguna de las variables se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Este resultado se complementa con la última columna, donde se presentan los estadísticos ADF para las variables en primeras diferencias. Claramente

en todos los casos se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. En resumen, todas las variables serían  $I(1)$ , integradas de orden uno, no poseyendo tendencias lineales determinísticas.

La manera más sencilla y habitual de testear la presencia de tendencias estocásticas comunes es calcular el número de vectores de cointegración que vinculan a las variables. Así, si se está trabajando con  $n$  variables, y es posible estimar  $r$  vectores de cointegración que las vinculan, el número de tendencias estocásticas comunes será igual a  $n - r$  (Enders, 1998). Como en este estudio se trabajará con 4 y 5 variables, dependiendo de la extensión de la muestra, para que exista una tendencia estocástica común en cada grupo deberían existir 4 y 3 vectores de cointegración, respectivamente. Si por ejemplo, en el grupo de 4 variables sólo se detectaran 2 vectores de cointegración, entonces sería posible concluir que existen 2 tendencias estocásticas comunes, en cuyo caso, la interpretación del estado subyacente no observado no sería tan directo.

En el Cuadro 2 se presentan los Tests de Traza y de Máximo Valor Característico para la muestra de mayor extensión, esto es, entre las Solicitudes de Permisos para Edificación, las Ventas de Materiales, los Despachos Físicos de Materiales y el Empleo en la Construcción. En estas pruebas estadísticas y en las que siguen se supuso, consistentemente con los resultados precedentes, la no existencia de tendencia lineal tanto en los datos como en el vector de cointegración, y además que este último incluye una constante.

Como se desprende del primer test, se detecta la presencia de 3 vectores de cointegración, con un nivel de significancia del 5%, y de dos vectores de cointegración con el 1% de significancia, en tanto que el segundo test sólo detecta dos vectores de cointegración. De esta manera, el primer test estaría indicando la presencia de una tendencia estocástica común mientras que el segundo indicaría dos tendencias comunes. De todas maneras, la información provista por el test de traza da sustento suficiente para suponer la presencia de una tendencia estocástica común y aplicar la metodología pertinente.

Por su parte, el Cuadro 3 muestra la aplicación de los tests de cointegración sobre las mismas variables, sólo que en este caso éstas se encuentran expresadas en promedios móviles de tres meses. Esta transformación se realiza por dos motivos. El primero es porque la serie de empleo se encuentra disponible sólo en trimestres móviles, de esta manera se homogeneiza el tratamiento de todas las series. En segundo lugar, la información sectorial exhibe una gran variabilidad, encontrándose ampliamente influenciada por hechos puntuales de cada mes, distorcionando la relación de largo plazo de las va-

Cuadro 2: Test de Cointegración

<b>Muestra (ajustada): 1986:04 2003:11</b>				
<b>Series: Despachos, Ventas, Empleo y Permisos</b>				
<b>Rezagos incluidos: de 1 a 2</b>				
<b>Hipótesis</b>	<b>Valor</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Valor Critico</b>	<b>Valor Critico</b>
<b>Nº. de CE(s)</b>	<b>Característico</b>	<b>de Traza</b>	<b>5 %</b>	<b>1%</b>
<b>Ninguno **</b>	0.150827	82.32218	53.12	60.16
<b>A lo más 1 **</b>	0.119724	47.66191	34.91	41.07
<b>A lo más 2 *</b>	0.066182	20.62772	19.96	24.60
<b>A lo más 3</b>	0.028416	6.111400	9.24	12.97
<i>*(**) denota rechazo de la hipótesis con un 95%(99%) de confianza</i>				
<i>El test de traza indica 3 ecuaciones de cointegración con un 95% de confianza</i>				
<i>El test de traza indica 2 ecuaciones de cointegración con un 99% de confianza</i>				
<b>Hipótesis</b>	<b>Valor</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Valor Critico</b>	<b>Valor Critico</b>
<b>Nº. de CE(s)</b>	<b>Característico</b>	<b>Max - Eign</b>	<b>5 %</b>	<b>1%</b>
<b>Ninguno **</b>	0.150827	34.66027	28.14	33.24
<b>A lo más 1 **</b>	0.119724	27.03419	22.00	26.81
<b>A lo más 2</b>	0.066182	14.51632	15.67	20.20
<b>A lo más 3</b>	0.028416	6.111400	9.24	12.97
<i>*(**) denota rechazo de la hipótesis con un 95%(99%) de confianza</i>				
<i>El test de máximo valor característico indica 2 ecuaciones de cointegración tanto al 95% como al 99% de confianza</i>				

Cuadro 3: Test de Cointegración

<b>Muestra (ajustada): 1986:04 2003:11</b>				
<b>Series: Promedios móviles tres meses de Despachos, Ventas, Empleo y Permisos</b>				
<b>Rezagos incluidos: de 1 a 2</b>				
<b>Hipótesis</b>	<b>Valor</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Valor Crítico</b>	<b>Valor Crítico</b>
<b>Nº. de CE(s)</b>	<b>Característico</b>	<b>de Traza</b>	<b>5 %</b>	<b>1%</b>
<b>Ninguno **</b>	0.125065	75.93340	53.12	60.16
<b>A lo más 1 **</b>	0.105118	47.87628	34.91	41.07
<b>A lo más 2 *</b>	0.087120	24.55296	19.96	24.60
<b>A lo más 3</b>	0.025439	5.411337	9.24	12.97
<i>*(**) denota rechazo de la hipótesis con un 95%(99%) de confianza</i>				
<i>El test de traza indica 3 ecuaciones de cointegración con un 95% de confianza</i>				
<i>El test de traza indica 2 ecuaciones de cointegración con un 99% de confianza</i>				
<b>Hipótesis</b>	<b>Valor</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Valor Crítico</b>	<b>Valor Crítico</b>
<b>Nº. de CE(s)</b>	<b>Característico</b>	<b>Max - Eign</b>	<b>5 %</b>	<b>1%</b>
<b>Ninguno</b>	0.125065	28.05711	28.14	33.24
<b>A lo más 1 *</b>	0.105118	23.32332	22.00	26.81
<b>A lo más 2 *</b>	0.087120	19.14162	15.67	20.20
<b>A lo más 3</b>	0.025439	5.411337	9.24	12.97
<i>*(**) denota rechazo de la hipótesis con un 95%(99%) de confianza</i>				
<i>El test de máximo valor característico indica que no existes ecuaciones de cointegración.</i>				

riables. Como se desprende del mencionado cuadro, los resultados no se ven alterados, sólo que ahora el Test de Máximo Valor Característico no detecta ningún vector de cointegración

Hasta aquí se ha dejado fuera del análisis el Índice de Facturación de los Contratistas Generales, ya que como se anticipara, su inclusión implica la pérdida de varios años de información. Esto queda en evidencia en los resultados del Cuadro 4. Allí se observa, que con la inclusión de esta variable sólo es posible detectar un vector de cointegración, o lo que es lo mismo, se encuentran 4 tendencias estocásticas comunes <sup>6</sup>. Este resultado se debería exclusivamente a la pérdida de información, ya que en los resultados precedentes se encuentra que existen al menos 3 vectores de cointegración entre

<sup>6</sup>Sólo cuando se tratan las variables en promedios móviles de tres meses. Cuando las variables se toman en niveles sin ninguna transformación adicional no es posible encontrar vectores de cointegración.

Cuadro 4: Test de Cointegración

<b>Muestra (ajustada): 1993:01 2003:11</b>				
<b>Series: Promedios móviles tres meses de Despachos, Ventas, Empleo, Permisos y Contratistas Generales</b>				
<b>Rezagos incluidos: de 1 a 2</b>				
<b>Hipótesis</b>	<b>Valor</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Valor Crítico</b>	<b>Valor Crítico</b>
<b>Nº. de CE(s)</b>	<b>Característico</b>	<b>de Traza</b>	<b>5 %</b>	<b>1%</b>
<b>Ninguno *</b>	0.337856	91.53657	76.07	84.45
<b>A lo más 1</b>	0.148143	38.76575	53.12	60.16
<b>A lo más 2</b>	0.081918	18.24260	34.91	41.07
<b>A lo más 3</b>	0.034268	7.302673	19.96	24.60
<b>A lo más 4</b>	0.021939	2.839392	9.24	12.97
<i>(**) denota rechazo de la hipótesis con un 95%(99%) de confianza</i>				
<i>El test de traza indica una ecuación de cointegración tanto al 95% como al 99% de confianza</i>				
<b>Hipótesis</b>	<b>Valor</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Valor Crítico</b>	<b>Valor Crítico</b>
<b>Nº. de CE(s)</b>	<b>Característico</b>	<b>Max - Eign</b>	<b>5 %</b>	<b>1%</b>
<b>Ninguno *</b>	0.337856	52.77082	34.40	39.79
<b>A lo más 1</b>	0.148143	20.52315	28.14	33.24
<b>A lo más 2</b>	0.081918	10.93993	22.00	26.81
<b>A lo más 3</b>	0.034268	4.463281	15.67	20.20
<b>A lo más 4</b>	0.021939	2.839392	9.24	12.97
<i>(**) denota rechazo de la hipótesis con un 95%(99%) de confianza</i>				
<i>El test de máximo valor característico indica una ecuación de cointegración tanto al 95% como al 99% de confianza</i>				

las variables.

Con los resultados obtenidos hasta el momento las estrategias a utilizar en la estimación se reducen a aplicar la metodología de Stock y Watson con todas las variables para la muestra 1993-2003, o estimar el modelo en niveles con sólo 4 variables para la muestra 1986-2003. Sin embargo, para aprovechar toda la información disponible se ha utilizado otra estrategia alternativa. Ésta consiste en construir un instrumento para el Índice de Facturación de Contratistas Generales para los años 1986-1992. La construcción del mismo se basó en realizar la mejor predicción del indicador de contratistas generales para el período 1993-2003 con el resto de las variables sectoriales disponibles, y otras variables que resultaron significativas en el ajuste como el IMACEC, la tasa de interés de largo plazo, etc.

Con el indicador construido se procedió a realizar los test de cointegración

Cuadro 5: Test de Cointegración

<b>Muestra (ajustada): 1986:01 2003:11</b>				
<b>Series: Promedios móviles tres meses de Despachos, Ventas, Empleo, Permisos y Contratistas Generales Instrumentalizado</b>				
<b>Rezagos incluidos: de 1 a 2</b>				
<b>Hipótesis Nº. de CE(s)</b>	<b>Valor Característico</b>	<b>Estadístico de Traza</b>	<b>Valor Crítico 5 %</b>	<b>Valor Crítico 1%</b>
<b>Ninguno **</b>	0.175755	110.2495	76.07	84.45
<b>A lo más 1**</b>	0.121549	69.65912	53.12	60.16
<b>A lo más 2**</b>	0.099282	42.44402	34.91	41.07
<b>A lo más 3*</b>	0.058265	20.48579	19.96	24.60
<b>A lo más 4</b>	0.036825	7.879233	9.24	12.97
<i>*(**) denota rechazo de la hipótesis con un 95%(99%) de confianza</i>				
<i>El test de traza indica 4 ecuaciones de cointegración con un 95% de confianza</i>				
<i>El test de traza indica 3 ecuaciones de cointegración con un 99% de confianza</i>				
<b>Hipótesis Nº. de CE(s)</b>	<b>Valor Característico</b>	<b>Estadístico Max - Eign</b>	<b>Valor Crítico 5 %</b>	<b>Valor Crítico 1%</b>
<b>Ninguno **</b>	0.175755	40.59036	34.40	39.79
<b>A lo más 1</b>	0.121549	27.21510	28.14	33.24
<b>A lo más 2</b>	0.099282	21.95823	22.00	26.81
<b>A lo más 3</b>	0.058265	12.60656	15.67	20.20
<b>A lo más 4</b>	0.036825	7.879233	9.24	12.97
<i>*(**) denota rechazo de la hipótesis con un 95%(99%) de confianza</i>				
<i>El test de máximo valor característico indica 2 ecuaciones de cointegración tanto al 95% como al 99% de confianza</i>				

antes aplicados sobre todas las variables, Solicitudes de Permisos de Edificación, Despachos Físicos de Materiales, Ventas de Materiales, Empleo de la Construcción e Índice de Facturación de Contratistas Generales instrumentalizado para el período 1986-1993, resultado que se aprecia en el Cuadro 5. Ahora el test de Traza identifica 4 vectores de cointegración con un 95 % de cofianza, o lo que es lo mismo, una tendencia estocástica común, a pesar de que, como en los casos anteriores, el test de Máximo valor característico es mucho menos concluyente, detectando tan sólo un vector de cointegración.

## 5. Estimación

Dados los resultados de la sección precedente, ¿Cuál es el mejor modelo a utilizar? Como se anticipó, se consideran tres alternativas factibles. La primera, basada en la metodología original de Stock y Watson, es suponer que las variables no se encuentran cointegradas, lo que difícilmente se pueda sustentar en los resultados arrojados por los test de traza, pero que es mucho más congruente con los resultados de los tests de máximo valor característico. Además, es un buen punto de partida para futuras comparaciones. En este caso no existiría una tendencia estocástica común, sino que más bien, como surge de la observación de los gráficos, las variables exhibirían un muy cercano comovimiento.

La segunda alternativa consistiría en tomar sólo el período 1993-2003, suponer que el Empleo, las Solicitudes de Permisos para Edificación, los Despachos de Industriales y las Ventas de Materiales se encuentran cointegrados, inclusive que existen tres vectores de cointegración que las vinculan y asumir la existencia de una tendencia estocástica común. Además, se podría utilizar la información adicional arrojada por el Índice de Facturación de Contratistas generales pero transformándola para que sea estacionaria. En este caso, se aplicaría el modelo de Garrat y Hall, si bien, nuevamente, los resultados de las pruebas realizadas en la sección precedente no serían concluyentes.

Por último, se podría considerar la muestra completa, 1986-2003, pero utilizando el Índice de Facturación de Contratistas Generales instrumentalizado, y suponer la existencia una tendencia estocástica común. En este caso, los supuestos se encontrarían sustentados en la sección 4 sólo con el test de traza.

Previo a la estimación, algunas aclaraciones propias a la estimación y concernientes a la implementación numérica merecen una especial atención. En primer lugar, para estimar el modelo de Stock y Watson resulta necesario estandarizar las variables, esto implica que necesariamente el estado estimado tendrá media cero y varianza uno -téngase presente que en este caso las variables se encuentran en primeras diferencias. Así, aunque el modelo fuese capaz de identificar las variaciones mensuales del estado correctamente, no sería posible estimar su nivel. Para solucionar este inconveniente se necesitan estimaciones de estos dos parámetros. Con el fin de calcular la tasa de crecimiento promedio,  $\delta$ , del estado no observado, Stock y Watson calculan el promedio ponderado de las tasas de crecimiento media de las variables de medida. Los ponderadores son los que se encuentran implícitos en el cálculo

de  $E_t$ , siendo los mismos un polinomio de rezagos de los pesos relativos de cada señal presente y pasada en la estimación de  $E_t$ .<sup>7</sup> Con respecto a la varianza del estado, estos mismos autores le imponen la misma que la estimada para el indicador coincidente construido por el departamento de comercio de EE.UU.<sup>8</sup> O lo que es lo mismo, los autores “calibran” la varianza del estado no observado para que replique un hecho en particular. De hecho, en su trabajo original Stock y Watson encuentran que el estado estimado para el indicador de actividad se encontraba por debajo de su equivalente construido por el Departamento de Comercio, lo que los lleva a “recalibrar” el índice estimado para que replique el nivel de aquél. Nuevamente debe tenerse presente que estos ajustes son necesarios sólo al efecto de identificar el nivel de la variable, ya que las variaciones mensuales se encuentran plenamente identificadas en la etapa previa de estimación, y no se ven alteradas en absoluto por esta transformación.

Con respecto a los modelos restantes, se presentan dos problemas en especial. El primero es que por construcción el estado a estimar es no estacionario, por lo que el punto de partida de la serie resulta de vital importancia. La estrategia que se adoptó consistió en normalizar todas las variables al comienzo de la muestra en un valor de 100, por lo que a priori, cualquiera sean los ponderadores estimados, el valor del estado estimado debiera ser 100 en ese momento. Además, se le impuso una varianza 10000 a esa observación en particular -lo que es conocido en la literatura como un *diffuse prior* - reflejando de esa manera la alta incertidumbre que se tiene respecto del punto de partida. No obstante, cuando se utiliza esta estrategia en la construcción de la verosimilitud concentrada -ver la próxima sección- se descarta el 10% inicial de muestra para no “contaminar” las estimaciones.

Nuevamente, en estos modelos se presenta el problema de la identificación del nivel, pero en este caso las estrategias a utilizar difieren del caso anterior. Dos posibilidades se presentan aquí. La primera es imponer un valor de 1 a alguno de los  $\gamma_i$ , de manera que el estado a estimar siga a alguna de las señales que aparezca como relevante o representativa del sector. Como se mencionó en la sección 3 éste fue el camino tomado. Sin embargo, surge el interrogante de cuál variable debiera seguir dicho estado, y como sólo por casualidad el verdadero valor poblacional será igual 1 -por lo que se sesgarían el resto de

---

<sup>7</sup>Para una explicación más precisa del concepto y de su aplicación ver Stock, James y Mark Watson, “A Probability Model of the Coincident Economic Indicators”. Working Paper N 2772, NBER, 1988.

<sup>8</sup>*Index of Coincident Economic Indicators, Department of Commerce, USA Government.*

los  $\gamma_i$ - también surge la interrogante de si ello implicará algún sesgo en la estimación de  $E_t$ . Estas interrogantes se intentarán responder más adelante.

La segunda alternativa consiste también en imponer la varianza de la perturbación a  $E_t$ . Sin embargo, a diferencia del modelo de Stock y Watson no es posible hacer uso de la calibración, ya que es necesario estimar uno de los momentos de un componente no observado de una variable que ya es no observada. Así, de no conocerse correctamente dicho valor esto podría afectar de manera decisiva la estimación final tanto del resto de los parámetros como de  $E_t$ . Obviamente, también existe la posibilidad de realizar una combinación entre las dos alternativas antes mencionadas, pero ello debiera implicar un sesgo mayor que en cualquier de los casos anteriores.

## 5.1. El Filtro de Kalman

La herramienta que permite la recuperación del estado no observado es el Filtro de Kalman. Sin embargo, antes de poder aplicarlo es necesario poner las ecuaciones de los modelos alternativos presentados en la sección 3 en su representación estado espacio, cuya forma general para el presente caso es:

$$Y_t = H \times \beta_t + \mu_t \quad (7)$$

$$\beta_t = F \times \beta_{t-1} + v_t \quad (8)$$

Donde  $Y_t$  es un vector de dimensión  $n \times 1$  que agrupa las variables de medida y  $\beta_t$  es un vector de  $k \times 1$  que agrupa los  $k$  estados no observados. Así, la ecuación (7) representa la ley de movimiento de las señales y su vínculo con las variables de estado, en tanto que la ecuación (8) agrupa las leyes de movimiento de las variables de estado sectorial -las que incluye tanto los errores de medida como el estado subyacente de la actividad sectorial. En los anexos se presentan las variables que se incorporan en  $Y_t$  y  $\beta_t$  y la forma explícita de las matrices  $F$  y  $H$ , para cada una de las especificaciones alternativas a utilizar en la estimación.

Si las matrices  $F$  y  $H$ , como así también los momentos de las perturbaciones fuesen conocidos, la aplicación del Filtro de Kalman sería directa. Sin embargo, dichas matrices y momentos no son conocidos por lo que se hace necesario estimarlos. Para ello se construye un función de “verosimilitud concentrada”, y se buscan los parámetros -mediante métodos numéricos- que maximizan esta función. Existen una serie algoritmos en la literatura que

permiten llevar a cabo esta tarea, en especial ver Hamilton (1994) y King et al (1999).

En el presente trabajo se utilizó la versión modificada de Hamilton presentada por King et al (1999). A tal fin se construyeron las rutinas necesarias para ser ejecutadas en MatLab. Estos programas se encuentran a disposición del lector interesado en la página web de la Cámara Chilena de la Construcción, o pueden ser solicitadas al autor.

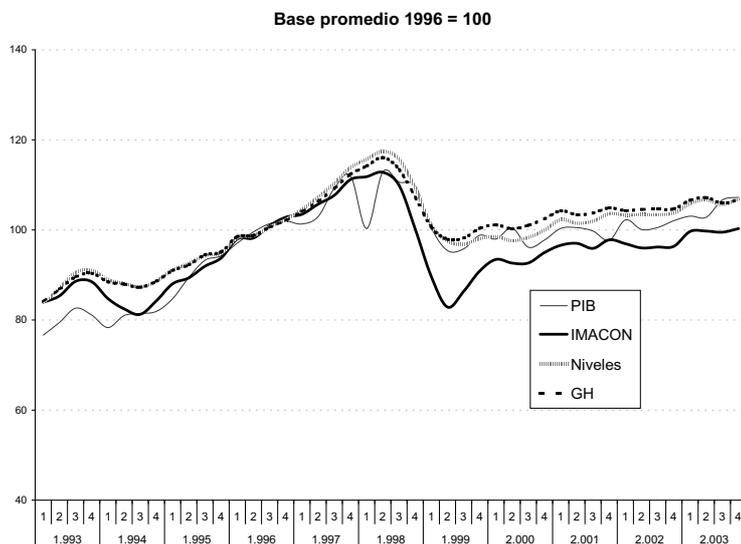
## 5.2. Los datos

Para la estimación del modelo se transformaron los indicadores sectoriales: Empleo en la Construcción, Ventas de Proveedores, Despachos Físicos de Materiales, Solicitudes de Permisos para Edificación y el Índice de Facturación de Contratistas Generales, tomando los promedios móviles en tres meses luego de eliminar el componente estacional. Adicionalmente, se normalizaron todos los índices para que asumieran un valor igual a 100 en enero de 1986. La estimación de modelo de Garrat y Hall y del modelo en niveles se realiza con las variables en logaritmos. Por su parte, para la estimación del modelo de Stock y Watson se normalizan las primeras diferencias logarítmicas de las variables -de manera que posean una media de cero y varianza unitaria, por lo que se lo puede interpretar como un modelo en tasas de crecimiento mensual.

## 5.3. Resultados

Los tres índices estimados se presentan en la Figura 2, mientras que los parámetros estimados -matrices  $F$ ,  $H$  y las varianzas- se presentan en el Anexo B. En la Figura 2 las series generadas se han trimestralizado y normalizado de manera que el promedio de 1996 sea igual a 100. Esto, con el fin de hacerlas comparables con el PIB de la Construcción, la única medida disponible en la actualidad de actividad sectorial. Si bien por definición no son comparables, debieran en alguna medida mostrar desempeños similares. Como se desprende de la Figura 2 los tres índices construidos muestran una trayectoria similar y acorde con la señal arrojada por el PIB. La principal diferencia se encuentra en que los dos indicadores estimados bajo el supuesto de la existencia de una tendencia estocástica común -modelo en niveles y Garrat y Hall- se ubican por encima del PIB durante casi toda la muestra,

Figura 2: Índices Estimados y PIB Sectorial



en tanto que el índice de Stock y Watson se posiciona por debajo de éste, pero sólo en los años posteriores a la recesión de 1998.

Estas diferencias específicas se observan con mayor claridad en el Cuadro 6, donde se presentan las correlaciones de cada indicador con el PIB en niveles, en primeras diferencias y en las tasas de crecimiento anual. Como se esperaba, la correlación de las variables en niveles es en todos los casos muy alta, siendo la menor la correspondiente al indicador de Stock y Watson con 0,95. Sin embargo, cuando se observan las correlaciones entre las tasas de crecimiento trimestral y anual, los valores son mucho menores. En especial las correlaciones en las tasas de crecimiento trimestral son las más decepcionantes, con valores que oscilan entre 0,38 y 0,45. Ello implica que en sólo entre el 38 % y 45 % de los casos, dependiendo del índice, la dirección de los movimientos de los indicadores coincidirán con las del PIB.

El comovimiento mejora cuando se observan las tasas de crecimiento anual. En este caso, las correlaciones aumentan a valores de entre 0,55 y 0,64, nuevamente dependiendo del índice que se escoja, o en otras palabras, en entre 55 % y 64 % de los casos el signo de las tasas de crecimiento anual de los indicadores coincidirán con los del PIB. Sin embargo, cuando se obser-

Cuadro 6: Estadísticos generados para los indicadores

Estadístico	SyW	Niveles	GyH	PIB
	Correlaciones con el PIB			
<b>Niveles</b>	0,95	0,98	0,98	1,00
<b>Crec. Trimestral</b>	0,42	0,45	0,38	1,00
<b>Rezagada</b>	0,42	0,42	0,38	
<b>Crec. Anual</b>	0,60	0,64	0,55	1,00
<b>Rezagada</b>	0,74	0,67	0,66	
	Volatilidades			
<b>Niveles</b>	14,67	14,44	13,90	19,66
<b>Crec. Trimestral</b>	3,6%	2,2%	2,3%	4,1%
<b>Crec. Anual</b>	8,6%	5,6%	5,6%	7,9%

van las tasas de crecimiento anual, se encuentra que en general el IMACON anticipa los movimientos subsecuentes en el PIB sectorial, como se constata al calcular las correlaciones entre los crecimientos anuales de cada uno de los indicadores rezagados en un período y el crecimiento en doce meses del PIB. Si bien, este efecto no se detecta en las variaciones trimestrales. Esto se debería, como se mencionó en las secciones previas, fundamentalmente a la manera en que se incorporan las Solicitudes de Permisos para Edificación en la medición del PIB. Dada la aplicación de la curva gasto tiempo a los permisos, la medición en cada trimestre se encuentra altamente influenciada por lo ocurrido en los trimestres pasados, sin que necesariamente eso sea cierto. Es por ello que este hallazgo no significa que los indicadores construidos sean indicadores líderes, sino que más bien refleja el sesgo en la metodología de medición utilizada por el Banco Central.

Ahora bien, otra manera de evaluar el desempeño de los índices elaborados es analizando los segundos momentos (varianzas) de cada uno de ellos. Como se observa en la segunda parte del Cuadro 6, el nivel de los tres índices es menos volátil que el PIB, de hecho, el índice de Garrat y Hall posee un 29% menos de volatilidad que el PIB, el índice en niveles un 27% menos y el de Stock y Watson un 25% menos. Estas diferencias se mantienen cuando se comparan las volatilidades de las tasas de crecimiento trimestral y anual, con la excepción del índice de Stock y Watson que ahora se asemeja más a la medición de cuentas nacionales e inclusive posee una volatilidad de su tasa de crecimiento anual ligeramente mayor a la medida elaborada por el Banco

Central.

En resumen, los índices que en su elaboración contemplan la posibilidad de existencia de una tendencia estocástica común, sobre estimarían el verdadero nivel de la actividad sectorial -si se considera que al menos en el largo plazo el PIB es una medida razonable de ello. No obstante lo anterior, todos los modelos exhiben un comportamiento similar en lo que se refiere a las tasas de crecimiento trimestral y anual. Por último, sólo el índice de Stock y Watson posee segundos momentos similares a los de PIB, mientras que los otros dos subestiman de manera importante su volatilidad. Bajo estas circunstancias, ¿Cuál es el mejor modelo? Lamentablemente con la información disponible hasta el momento no es posible responder esta interrogante, para ello se recurre a la siguiente sección.

#### 5.4. Evaluando el “mejor modelo”: un experimento de Montecarlo

Para evaluar las propiedades estadísticas de los modelos antes mencionados y responder algunas de las interrogantes planteadas, se estimó conveniente realizar experimentos de Montecarlo. Esto, con el fin evaluar los posibles sesgos resultantes en la estimación de  $E_t$  bajo las diferentes alternativas de estimación. Para ello se construyó una variable con las siguientes características:

$$C_t = \delta + C_{t-1} + e_{ct} \quad (9)$$

Donde  $e_{ct}$  es un ruido blanco con media cero y varianza conocida. Luego, con esta serie se generaron tres variables adicionales con la siguiente estructura:

$$Y_{it} = \gamma_i \times C_t + \omega_{it}, \text{ para } i = 1, 2, 3. \quad (10)$$

Donde  $\omega_{it}$  es también un ruido blanco con media cero y varianza conocida. Nótese que en este caso la variable  $C_t$  es no estacionaria, y además, que es la impulsora y la fuente de no estacionariedad de las variables generadas en 10, por lo que claramente juega el papel de la tendencia estocástica común. De esta manera, utilizando sólo las señales generadas por las ecuaciones 10, se procedió a estimar el estado “no observado”  $C_t$  aplicando los modelos de Stock y Watson, Garrat y Hall y en niveles, este último por construcción el verdadero modelo. El experimento se repitió 100 veces con cada una de

Cuadro 7: Resultado de las Simulaciones de Montecarlo

Estadísticos	1		2		3		4		$C_t$		
	Modelo SyW AR(1)	Modelo SyW AR(2)	Modelo Niveles (2 restricciones)	Modelo Niveles (1 restricción)							
Sesgo Promedio %	-2,2%	-2,1%	2,3%	0,1%					0%		
Error relativo (%)	2,1%	2,0%	8,7%	1,5%					0%		
Porcentaje de Convergencias	82%	80%	93%	66%					-		
Crec. Anual Medio	4,0%	4,1%	4,7%	4,2%					4,2%		
Error (%)	1,3%	1,3%	2,0%	1,2%					-		
Correlación con $C_t-C_{t-12}$	0,84	0,85	0,80	0,86					1,00		
Crec. Mensual medio	0,4%	0,4%	0,4%	0,4%					0,4%		
Error (%)	0,7%	0,7%	0,9%	0,7%					-		
Correlación con $\Delta C_t$	0,91	0,91	0,89	0,95					1,00		
<b>Parámetros con los que se generó <math>C_t</math> y estimaciones</b>											
	Ecuaciones de medida			AR(1) de los errores			Desv. Est de los errores			$C_t$	
Parámetros	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\rho_1$	$\rho_2$	$\rho_3$	$\sigma_{1\omega}$	$\sigma_{2\omega}$	$\sigma_{3\omega}$	$\delta$	$\sigma_C$
Verdadero	0,98	1,05	0,8	0,50	0,80	0,30	0,025	0,020	0,040	0,005	0,0300
Estimado Modelo 4	1	0,99	0,99	0,51	0,72	0,36	0,011	0,008	0,022	0,0028	0,0124
Estimado Modelo 3	1	0,92	0,97	0,56	0,72	0,36	0,011	0,008	0,022	0,0035	0,0300

las alternativas de estimación. A partir de estos experimentos se generaron los sesgos resultantes y las desviaciones estándar para cada  $C_t$  estimado, las correlaciones de las tasas crecimiento mensual y anual con la verdadera serie  $C_t$  y se analizaron las propiedades de convergencia. Los resultados se aprecian en el Cuadro 7.

En la primera columna se presentan los resultados para un modelo Stock y Watson simple donde se supone que las variables no se encuentran cointegradas, y que la primera diferencia tanto de  $C_t$  como de los errores siguen un proceso AR(1). La segunda columna también es un modelo Stock y Watson, pero se amplía el largo de los rezagos suponiendo que todas las series siguen un proceso AR(2). En la tercera columna, se estima el modelo en niveles -en teoría el verdadero- pero se imponen como condiciones de identificación que uno de los  $\gamma_i$  es igual a 1 y que la varianza de  $C_t$  es conocida (de hecho se da por conocido dicho parámetro y se le impone el verdadero con el que se generó  $C_t$ ). Por último, en la cuarta columna se encuentran los resultados de la estimación en niveles donde la única condición de identificación impuesta es que uno de los  $\gamma_i$  sea igual a uno. Además, en las últimas cuatro filas se presentan los verdaderos parámetros utilizados para generar  $C_t$  y los paráme-

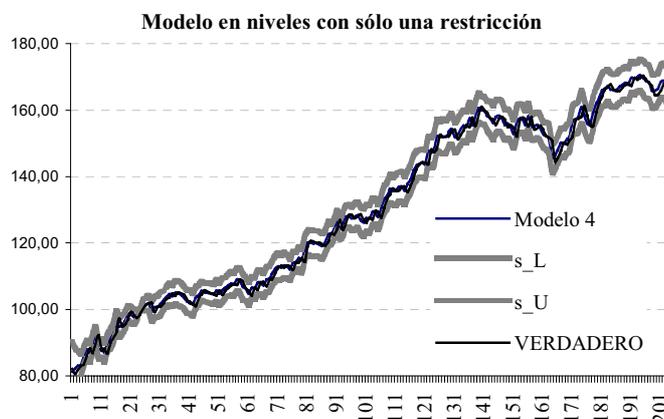
tros estimados por los dos últimos modelos, los cuales debieran ser en alguna medida similares. Como el modelo de Stock y Watson es por construcción falso, los parámetros estimados no se corresponden con los del verdadero modelo.

Como se desprende del Cuadro 7, sólo el modelo estimado en niveles, con una sola restricción,  $\gamma_1 = 1$ , produce una estimación insesgada. Si a este mismo modelo se le impone además la varianza de la perturbación de  $C_t$  -para mejorar las propiedades de convergencia- la estimación del estado no observado se sesga, específicamente, se sobreestima el verdadero nivel de la variable. Nótese que esto sucede a pesar de que se ha impuesto la verdadera varianza de la perturbación. Estos resultados se complementan con las estimaciones de los parámetros en la mitad inferior del cuadro. Allí se observa que en el modelo 4 (cuando se impone que  $\gamma_1 = 1$ , en este caso mayor a su verdadero valor) se produce un sesgo principalmente en el resto de los  $\gamma_i$  y una subestimación de las verdaderas desviaciones estándar, pero como se vio anteriormente, no en la estimación  $C_t$ . Por su parte, cuando se le impone adicionalmente la verdadera varianza de la perturbación de  $C_t$ , a pesar de que sea la correcta, la estimación de los  $\gamma_i$  sigue siendo insesgada, como así también la estimación de las varianzas de los errores de medida, pero adicionalmente los valores estimados de  $C_t$  pasan a tener un sesgo positivo. En este último caso se logra el objetivo deseado: la tasa de convergencia aumenta desde 66 % de las veces en el modelo 4, hasta el 93 % en el modelo 3, pero con un gran costo de eficiencia, ya que la desviación estándar del estado estimado aumenta desde 1,5 % hasta 8,7 %.

Ahora bien, ¿qué sucede si en lugar de estimar el verdadero modelo por algún motivo el econometrista lo estima en primeras diferencias? Esta pregunta se puede responder con los resultados de las dos primeras columnas. El primer punto a considerar es que con las dos especificaciones de los modelos en primeras diferencias, el nivel del estado recuperado se encuentra en promedio 2,2 % por debajo del verdadero, en el modelo 1, y 2,1 % también por debajo del verdadero, en el modelo 2. Por su parte, las varianzas estimadas del estado subyacente son 2,1 % y 2,0 %, respectivamente. En tanto que las tasas de convergencia son de 82 % y 80 %, respectivamente. Así, la pérdida en la tasa de convergencia se ve compensada por una disminución en el sesgo promedio y en el error de estimación cuando se amplía la dinámica del modelo.

Hasta aquí el análisis se ha basado principalmente en el nivel de  $C_t$ , pero ¿qué sucede cuando se analizan las diferencias de  $C_t$ ? En este ítem los

Figura 3: Modelo estimado, verdadero e intervalos de confianza



modelos 1, 2 y 4 parecen funcionar de manera apropiada. Estos tres recuperan un estado que crecen al 4,0 %, 4,1 % y 4,2 %, respectivamente (muy cerca del verdadero valor que es 4,2 %). Lo mismo para los errores de este estadístico, ya que en los tres casos el error es entre 1,2 % y 1,3 %, siendo el modelo 4 el más preciso. De la misma manera, las correlaciones de la tasa de crecimiento anual también son muy parecidas, con valores de 0,84, 0,85 y 0,86, respectivamente. Si en lugar de observar las tasas de crecimiento anual se analizan las primeras diferencias de los estados estimados, las diferencias se reducen aún más. Es así como, el promedio de la tasa de crecimiento mensual es en todos los casos de 0,4 %, igual al verdadero valor de  $C_t$ , en tanto que los errores promedio para este estadístico en los modelos 1, 2 y 4, son iguales entre sí, asumiendo un valor de 0,7 %.

De las simulaciones de Montecarlo se extraen algunas conclusiones que resultan útiles. En primer lugar, si se estima el modelo en niveles se deberían imponer la menor cantidad de restricciones posibles. Como se desprende del Cuadro 7, aunque se imponga un valor para la varianza que sea igual al verdadero valor poblacional, se obtiene una estimación sesgada del estado no observado. Además, este sesgo se traslada a la tasa de crecimiento anual, y los errores de estimación en el nivel de  $C_t$  y en sus diferencias crecen en gran medida. Así, si bien mejora la tasa de convergencia, los costos en términos de sesgo y eficiencia son demasiado grandes, por lo que este modelo no debiera aplicarse.

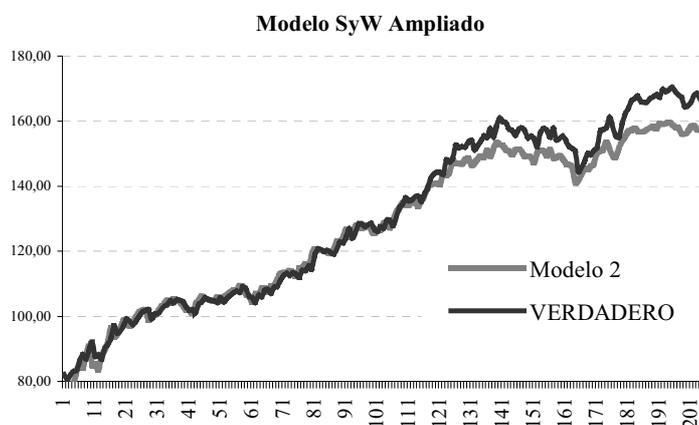
En el caso de los modelos en primeras diferencias, ambos producen estadísticos muy parecidos, ostentando el modelo 2, con una dinámica más rica, un menor sesgo y menor error de estimación. De esta manera, aunque el modelo 1 posee una mejor tasa de convergencia, la diferencia con el modelo 2 es lo suficientemente pequeña como para optar por este último.

Ahora bien, la elección queda reducida entonces a los modelos 2 (haciendo la dinámica lo más elaborada posible para disminuir el sesgo) y el 4, el cual estima la verdadera estructura y permite recuperar los parámetros. O, en otros términos, estimar un modelo falso con una estructura lo suficientemente flexible como para atenuar los problemas de especificación o utilizar la verdadera estructura. En este punto deben tenerse en cuenta algunas consideraciones de relevancia. Primero, el objetivo principal del presente trabajo es estimar la variable subyacente que mueve el sistema en su conjunto y en especial las diferencias de esa variable (tasas de crecimiento), y no los parámetros estructurales del sistema. Así, si dos modelos son capaces de recuperar el estado subyacente de manera eficiente e insesgada, son equivalentes desde este punto de vista, independientemente de si son o no capaces de recuperar los parámetros estructurales. Segundo, otro de los objetivos es confeccionar un indicador sistemático para evaluar continuamente el desempeño del sector Construcción. Desde esta perspectiva, cobra mayor importancia la simplicidad y estabilidad del indicador a utilizar, independientemente de las propiedades estadísticas del mismo.

El último punto a considerar es que el verdadero modelo no es conocido con certeza. Por ejemplo, en los tests de cointegración aplicados en la sección precedente se encontraron resultados que bien sustentarían la hipótesis de la tendencia estocástica común (Cuadro 4, test de traza), pero también se encuentran resultados que sustentarían la hipótesis que lleva al modelo en primeras diferencias (nuevamente Cuadro 4, pero el con el test de máximo valor característico). Dado lo anterior, los resultados plasmados en el Cuadro 7, en las columnas 1 a 3 no debieran interpretarse como el máximo error y pérdida de eficiencia que se cometería si se aplican esas metodologías si llegarán a ser incorrectas. Si de hecho el modelo real no contiene una tendencia estocástica común, ya sea porque las variables no se encuentran cointegradas o porque existen menos vectores de cointegración que los requeridos, entonces el sesgo y la pérdida de eficiencia serán menores que las antes mencionadas.

De las aclaraciones de los párrafos precedentes se desprende que existe un *trade-off* entre los modelos 4 y 2. El primero es insesgado y eficiente, pero no es estable y exhibe una muy baja tasa de convergencia, i.e., de éxito en

Figura 4: Estado Estimado con SW y Estado Verdadero



el recupero del estado subyacente. Por el contrario, el segundo es mucho más estable, converge una mayor proporción de veces, pero es sesgado y posee mayor varianza.

Sin embargo, como se observa en la Figura 4, el sesgo se empieza a producir luego de 100 períodos -respecto del punto que se ha elegido como base- hasta ese momento el índice estimado y el verdadero coinciden. Luego, ambas medidas se distancian estabilizándose el sesgo en un valor en torno al -5,5 % del nivel. Por lo que, en los años que se encuentren cerca de la base, el sesgo será mucho menor que el promedio e inclusive cero. Por esto, y tomando en consideración que el sesgo estimado no es el efectivo, sino que más bien el máximo posible y que el modelo en primeras diferencias es mucho más estable que el verdadero modelo, se opta por el indicador de Stock y Watson.

## 6. Conclusiones

El objetivo de este estudio fue diseñar una metodología que permitiera proveer información mensual respecto del desempeño de la actividad de la construcción en Chile. Esto debido a que en la actualidad no existe un indicador de actividad sectorial para un intervalo de tiempo como el indicado. Desafortunadamente, la falta de información confiable y oportuna respecto de las principales variables necesarias para medir la actividad de manera comple-

ta, hace imposible llevar a cabo esta tarea. Por este motivo, se recurrió a un concepto alternativo conocido como “Actividad Subyacente”, que difiere de las tradicionales definiciones de Cuentas Nacionales. Desde ese punto vista, se interpreta a los diferentes indicadores parciales del sector (empleo, ventas de insumos, etc.) como señales del estado “no observable” de la actividad de la construcción. En este contexto, el indicador debe interpretarse como un termómetro del sector más que como una medida del nivel de producción bruta o agregada.

La herramienta utilizada para la recuperación del estado no observado (actividad subyacente) fue el Filtro de Kalman, utilizando variaciones de la metodología de Stock y Watson (1989). Específicamente, se consideraron tres formulaciones alternativas de dicha metodología, las que consistieron en plantear los modelos, para propósitos de estimación, con las variables en niveles, en primeras diferencias y una combinación de las dos anteriores. Para evaluar cuál era la mejor alternativa, considerando como criterios las propiedades estadísticas de estabilidad de los parámetros y de convergencia, se usaron experimentos de Montecarlo. A través de este procedimiento se encontró que la metodología más adecuada era la estimación del indicador en primeras diferencias. Esto porque, si bien el modelo estimado en primeras diferencias no exhibía el menor sesgo y varianza relativa, las diferencias en cuanto a estas dos propiedades, con el modelo supuestamente eficiente, resultaron exiguas. Además, no fue posible determinar cuál es el verdadero modelo de los datos (lo que hubiera permitido identificar la metodología eficiente de estimación de manera precisa), ya que la evidencia estadística no resultó concluyente, pudiendo incluso ser eficiente la estimación en primeras diferencias. Por último, la estimación con las variables en primeras diferencias arroja parámetros que son más estables que en los casos anteriores, además de converger con mucha mayor facilidad. Ambas propiedades resultan relevantes en un indicador que debe ser sistematizado.

## Referencias

- [1] Clayton-Matthews, Alan and James Stock (1998). "An Application of the Stock/Watson Index Methodology to the Massachusetts Economy," *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 25, Issue 3/4, pp. 183-233.
- [2] Enders, Walter (1995). "Applied Econometric Time Series". John Wiley & Sons, Inc.
- [3] Fernández-Macho, F. J., (1997). "A Dynamic Factor Model for Economic Time Series". *Kybernetika*. vol 33, n 6; pp. 583-606.
- [4] Forni, Mario, Marc Hallin, Marco Lippi and Lucrezia Reichlin (1999). "The Generalized Dynamic Factor Model: Identification and Estimation," . Centre for Economic Policy Research. Discussion Papers N 2338.
- [5] Garrat, Anthony and Stephen Hall (1996). "Measuring Underlying Economic Activity," *Journal of Applied Econometrics*, Volume 11, Issue 2, pp. 131-151.
- [6] Hall, Stephen and Nicholas Zonzillos (2003). "An Indicator Measuring Underlying Economic Activity in Greece," Bank of Greece. Working Paper N 4.
- [7] Hamilton, James D. (1994). "Times Series Analysis," Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- [8] Harvey, Andrew C. (1989). "Forecasting Structural Times Series and the Kalman Filter," Cambridge University Press.
- [9] Mariano, Roberto and Yasutomo Murasawa (2000). "A New Index of Business Cycles Based on Monthly and Quaterly Series". University of Pennsylvania.
- [10] Melo, Luis F. and Fabio Nieto (2001). "About a Coincidente Index for the State of the Economy," Borradores de Economía 194, Banco de la Republica de Colombia.
- [11] Melo, Luis F., Fabio Nieto and Mario Ramos (2003) "A leading Index for the Colombian Economic Activity," Borradores de Economía 243. Banco de la Republica de Colombia.

- [12] Nieto, Fabio (2003). "Identifiability of a Coincident Index Model for the Colombian Economy," Universidad Nacional de Colombia.
- [13] Stock, James and Mark Watson (1988). "A Probability Model of the Coincident Economics Indicator," NBER Working Paper, N 2772.
- [14] Stock, James and Mark Watson (1989). "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators," NBER Macroeconomic Annuals, pp. 351-394.

## A. Anexo: Matrices de los modelos

Modelo stock y watson

El sistema a estimar es:

$$Y_t = H \times \beta_t + \mu_t$$

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

donde:

$$\mathbf{H} = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_5 & \lambda_{51} & \lambda_{52} & \lambda_{53} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{F} = \begin{pmatrix} \psi_1 & \psi_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{11} & \phi_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{21} & \phi_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{31} & \phi_{32} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{41} & \phi_{42} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{51} & \phi_{52} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

$$Y_t^T = [\Delta(Empleo), \Delta(Despachos), \Delta(Ventas), \Delta(Permisos), \Delta(Constratistas)]$$

$$\beta_t^T = [\Delta(E_t), \varepsilon_{1t}, \varepsilon_{1t-1}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{2t-1}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{3t-1}, \varepsilon_{4t}, \varepsilon_{4t-1}, \varepsilon_{5t}, \varepsilon_{5t-1}]$$

Modelo Garrat y Hall

El sistema a estimar es:

$$Y_t = H \times \beta_t + \mu_t$$

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

donde:

$$\mathbf{H} = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_2 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_5 & -\lambda_5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{F} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \phi_{11} & \phi_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{21} & \phi_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{31} & \phi_{32} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{41} & \phi_{42} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{51} & \phi_{52} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

$$Y_t^T = [Empleo, Despachos, Ventas, Permisos, \Delta(Constratistas)]$$

$$\beta_t^T = [E_t, E_{t-1}, \varepsilon_{1t}, \varepsilon_{1t-1}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{2t-1}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{3t-1}, \varepsilon_{4t}, \varepsilon_{4t-1}, \varepsilon_{5t}, \varepsilon_{5t-1}]$$

Modelo en niveles (Una sola tendencia estocástica común)

El sistema a estimar es:

$$Y_t = H \times \beta_t + \mu_t$$

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

donde:

$$\mathbf{H} = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_2 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{F} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_{11} & \phi_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \phi_{21} & \phi_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{31} & \phi_{32} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{41} & \phi_{42} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{51} & \phi_{52} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

$$Y_t^T = [Empleo, Despachos, Ventas, Permisos, Constratistas]$$

$$\beta_t^T = [E_t, \varepsilon_{1t}, \varepsilon_{1t-1}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{2t-1}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{3t-1}, \varepsilon_{4t}, \varepsilon_{4t-1}, \varepsilon_{5t}, \varepsilon_{5t-1}]$$

## B. Anexo: Modelos Estimados

Cuadro 8: Modelos Estimados

Modelo Stock y Watson				Modelo Niveles			
Parámetro	Valor	Error Estándar	Estadístico	Parámetro	Valor	Error Estándar	Estadístico
$\lambda_1$	0,031	0,0389	0,79	$\lambda_1$	0,94	0,012	80,33
$\lambda_2$	0,333	0,0487	6,85	$\lambda_2$	0,93	0,016	59,05
$\lambda_3$	0,517	0,0723	7,15	$\lambda_3$	0,93	0,013	72,88
$\lambda_4$	0,121	0,0642	1,88	$\lambda_5$	1,18	0,028	42,05
$\lambda_5$	-0,072	0,0875	-0,82	$\sigma_w$	0,01	0,001	8,12
$\lambda_{51}$	0,029	0,0759	0,37	$\phi_{11}$	1,16	12,791	1,42
$\lambda_{52}$	0,375	0,0946	3,97	$\phi_{12}$	-0,20	0,122	2,23
$\lambda_{53}$	0,217	0,0857	2,54	$\phi_{21}$	1,25	0,064	19,40
$\psi_1$	0,061	0,1167	0,53	$\phi_{22}$	-0,30	0,066	-4,52
$\psi_2$	0,653	0,0427	15,30	$\phi_{31}$	1,11	0,114	1,79
$\phi_{11}$	-0,605	0,0725	-8,35	$\phi_{32}$	-0,16	6,211	2,71
$\phi_{12}$	-0,092	0,0725	-1,26	$\phi_{41}$	0,95	0,024	40,23
$\phi_{21}$	0,201	0,3069	0,65	$\phi_{42}$	0,025	0,022	1,16
$\phi_{22}$	-0,009	0,3483	-0,03	$\phi_{51}$	0,92	3,410	3,15
$\phi_{31}$	0,490	0,1477	3,31	$\phi_{52}$	-0,00	0,001	0,05
$\phi_{32}$	-0,060	0,1477	-0,41	$\sigma_{1e}$	0,029	0,001	20,00
$\phi_{41}$	-0,007	0,0788	-0,09	$\sigma_{2e}$	0,025	0,001	19,88
$\phi_{42}$	0,125	0,1324	0,94	$\sigma_{3e}$	0,015	0,001	12,90
$\phi_{51}$	0,023	0,4827	0,05	$\sigma_{4e}$	0,049	0,002	21,97
$\phi_{52}$	-0,001	0,4820	-0,00	$\sigma_{5e}$	0,079	0,003	23,82
$\sigma_{1e}$	0,708	0,0633	11,18				
$\sigma_{2e}$	0,750	0,0849	8,84				
$\sigma_{3e}$	0,407	0,0686	5,93				
$\sigma_{4e}$	0,957	0,0944	10,13				
$\sigma_{5e}$	0,647	0,0930	6,95				
$\delta$	0,214						



## Serie Documento de Trabajo

---

La Serie Documento de Trabajo está disponible en la sección Información Sectorial en [www.camaraconstruccion.cl](http://www.camaraconstruccion.cl).

### Otros números publicados

- 1 Actualización del estudio del costo de la burocracia en el desarrollo de la edificación en el gran Santiago, Pablo Araya, julio, 2002.
- 2 Límites a los préstamos hipotecarios, Gonzalo Sanhueza y Andrés Reinstein, julio, 2002.
- 3 Análisis de posibilidades de inversión privada en salud, educación y edificación públicas, Carolina Arrau, Cristián Díaz, Jorge Ducci y Alejandro Magni, julio, 2002.
- 4 Análisis del proyecto sobre aportes municipales, Ricardo Paredes, julio, 2002.
- 5 Profundización del financiamiento de la vivienda, Andrés Reinstein y Gonzalo Sanhueza, enero, 2003.
- 6 Predictores del IMACEC, Facundo Piguillem, enero, 2003.
- 7 Tipo de cambio real en el corto y largo plazo, Facundo Piguillem, enero, 2003.
- 8 Riesgo y concentración en el mercado de las letras hipotecarias, Facundo Piguillem, abril, 2003.
- 9 Financiamiento de la vivienda en Chile, Felipe Morandé y Carlos García, abril, 2003.
- 10 Opciones de financiamiento de obras de control de aguas lluvia y drenajes urbanos, Jorge Ducci, junio, 2003.
- 11 Aportes reembolsables en empresas sanitarias, Andrea Alvarado, mayo, 2003.
- 12 Precios hedónicos e índices de precios de viviendas, Daniela Desormeaux y Facundo Piguillem, julio, 2003.
- 13 Renovación urbana no habitacional: Propuesta y evaluación de un mecanismo de incentivo tributario, Cristián Díaz y Marcia Pardo, agosto, 2003.
- 14 Gasto público en vivienda social, Pablo Araya y Marcia Pardo, septiembre, 2003.
- 15 Factores demográficos en la demanda habitacional, Daniela Desormeaux y Facundo Piguillem, diciembre, 2003.
- 16 Evaluación costo-beneficio de la restricción al transporte de carga en el anillo Américo Vespucio. Juan Esteban Doña y Rodrigo Díaz. Diciembre 2003.
- 17 Movilidad Habitacional, en la perspectiva social de la ciudad y del usuario. Síntesis y recomendaciones. Juan Esteban Doña, Osvaldo Larrañaga y Arístides Torche. Diciembre 2003.
- 18 Los Ciclos Agregados y los Ciclos de la Construcción, Juan Facundo Piguillem. Enero 2004.
- 19 Royalty a la Minería, Daniela Desormeaux R. Abril 2004.