



IPEC Mayo 2014

# Metodología de estimación del Indicador Sintético de la Actividad Económica de la provincia de Santa Fe

PROVINCIA DE SANTA FE



+ INFO: **Ministro de Economía**  
Secretaría de Planificación y Política Económica  
[www.santafe.gov.ar/ipec](http://www.santafe.gov.ar/ipec)



Gobierno de Santa Fe



**SANTA FE  
AVANZA**

[www.santafe.gov.ar](http://www.santafe.gov.ar)

**Señor Gobernador de la Provincia de Santa Fe**  
DR. Antonio Bonfatti

**Ministro de Economía**  
CPN Ángel José Sciara

**Secretario de Planificación y Política Económica**  
CPN Pablo Andrés Olivares

**Director Provincial del Instituto Provincial  
de Estadística y Censos**  
LIC. Jorge Alejandro Moore

**Responsable**  
Ricardo G. Martínez  
Fernanda Méndez  
Daniel Vega  
Ma. Victoria Balbi

**Corrección**  
Manuel López de Tejada

**Diseño y diagramación**  
Angelina Araiz



# ÍNDICE

<b>P.07</b>	<b>Resumen</b>
<b>P.08</b>	<b>I. Introducción</b>
<b>P.10</b>	<b>II. Información básica</b>
<b>P.14</b>	<b>III. Metodología de estimación</b>
<b>P.14</b>	1. El modelo de Stock y Watson
<b>P.16</b>	2. Estimación del modelo
<b>P.17</b>	3. Representación como modelo de espacio de estados
<b>P.19</b>	4. El filtro de Kalman
<b>P.20</b>	5. Construcción del indicador agregado coincidente
<b>P.21</b>	6. Especificación del modelo
<b>P.22</b>	7. Criterios de comparación y selección de modelos
<b>P.24</b>	<b>IV. Tratamiento estadístico de las series económicas</b>
<b>P.24</b>	1. Mensualización de series trimestrales
<b>P.30</b>	2. Selección de series económicas coincidentes
<b>P.34</b>	3. Ajuste estacional de las series económicas coincidentes
<b>P.34</b>	<b>V. Presentación y análisis de resultados</b>
<b>P.34</b>	1. Estimación del modelo
<b>P.36</b>	2. Análisis de resultados
<b>P.38</b>	3. Comparación con otros indicadores nacionales
<b>P.39</b>	<b>VI. Antecedentes nacionales y provinciales</b>
<b>P.41</b>	<b>Bibliografía</b>



## Índice de cuadros

- P.11** Cuadro 1. *Compilación de series económicas relacionadas con la provincia de Santa Fe. Base de datos para la selección de series coincidentes*
- P.27** Cuadro 2. *Correlación cruzada entre las series económicas pre-seleccionadas. Período 1998.01-2010.11*
- P.28** Cuadro 3. *Análisis de componentes principales de las series preseleccionadas*
- P.28** Cuadro 4. *Matriz de componentes para los tres componentes principales*
- P.29** Cuadro 5. *Descripción de las series, unidades de medida de la información y fuente primaria componentes del modelo final*
- P.30** Cuadro 6. *Ajuste estacional de las series del modelo*
- P.31** Cuadro 7. *Medidas de control del ajuste estacional: cantidad de fallas en el ajuste*
- P.34** Cuadro 8. *Estimación del modelo de Stock & Watson*
- P.34** Cuadro 9. *Contribución relativa porcentual de cada serie a cambios mensuales en el indicador agregado coincidente*
- P.35** Cuadro 10. *Contraste de especificación, valores*
- P.36** Cuadro 11. *Evolución anual de PB provincial e ISAE de Santa Fe*
- P.37** Cuadro 12. *Evolución reciente de las series económicas desestacionalizadas*
- P.39** Cuadro 13. *Series componentes del IMAT (Provincia de Tucumán)*
- P.39** Cuadro 14. *Series componentes del ICA-COR (Provincia de Córdoba)*
- P.40** Cuadro 15. *Series componentes del ICASFE (Provincia de Santa Fe)*
- P.40** Cuadro 16. *Series componentes del IMACH (Provincia del Chaco)*

## Índice de gráficos

- P.25** Gráfico 1. *El ciclo económico*
- P.29** Gráfico 2. *Diagrama de cajas de las series económicas estandarizadas del modelo. Período 1998.01-2013.03*
- P.31** Gráfico 3. *Empleo privado registrado. Período enero de 1998 a marzo de 2013*
- P.32** Gráfico 4. *Consumo de energía eléctrica. Período enero de 1998 a marzo de 2013*
- P.32** Gráfico 5. *Consumo de gas. Período enero de 1998 a marzo de 2013*
- P.32** Gráfico 6. *Consumo de gasoil. Período enero de 1998 a marzo de 2013*
- P.33** Gráfico 7. *Recaudación real de ingresos brutos. Período enero de 1998 a marzo de 2013*
- P.33** Gráfico 8. *Venta de autos. Período enero de 1998 a marzo de 2013*
- P.33** Gráfico 9. *Ventas reales en supermercados. Período enero de 1998 a marzo de 2013*
- P.35** Gráfico 11. *Suavizado de Kalman para el modelo seleccionado*
- P.36** Gráfico 12. *Evolución del PB provincial y el ISAE de Santa Fe*
- P.38** Gráfico 13. *Evolución del estimador mensual de la actividad económica nacional (EMAE) y el ISAE de Santa Fe*

MAYO 2014

# **Metodología de estimación del Indicador Sintético de la Actividad Económica de la provincia de Santa Fe**

PROVINCIA DE SANTA FE

Este documento fue preparado por Ricardo G. Martínez y Daniel Vega, funcionarios de la Oficina de la CEPAL en Buenos Aires, Fernanda Méndez de la Universidad Nacional de Rosario y María Victoria Balbi, del Instituto Provincial de Estadística de la provincia de Santa Fe (IPEC), en el marco del convenio entre la Comisión Económica para América Latina y el Caribe de las Naciones Unidas (CEPAL) y el Ministerio de Economía del gobierno de la provincia de Santa Fe. Cabe destacar los comentarios de Daniel Heymann, Jorge Moore, Daniel Murphy y Rosana Falco.

Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de la Organización.



NACIONES UNIDAS



Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)

LC/W.xxxx

LC/BUE/W.66

Copyright © Naciones Unidas, enero de 2014. Todos los derechos reservados

Impreso en Naciones Unidas, Santiago de Chile

## Resumen

El Indicador Sintético de la Actividad Económica (ISAE) de Santa Fe se basa en la metodología propuesta por Stock y Watson, que postula un modelo probabilístico de espacio de estados que se utiliza para predecir un proceso latente y estimar, así, un indicador agregado coincidente de la actividad económica. Se fundamenta en la hipótesis de que los comovimientos observados en las series indicadoras son capturados por una única variable no observable, común a todas ellas, denominada el "estado de la economía". La estimación de los parámetros del modelo se realiza mediante el filtro de Kalman.

Para la elaboración del indicador se estimaron varios modelos, entre los cuales se eligió el que mejor describe la coyuntura económica santafesina. Se trata de un indicador mensual y el período de análisis comprendió desde el mes de enero de 1998 hasta el mes de marzo de 2013, aunque los resultados se presenten desde el año 2004. Las series que forman parte del modelo son: recaudación real de ingresos brutos, consumo de gasoil y de gas, consumo de energía eléctrica, venta de autos, cantidad de empleos registrados y ventas reales en supermercados.

## I. Introducción

El objetivo principal de este trabajo es estimar un indicador económico de coyuntura elaborado sobre la base de datos de un conjunto mínimo de variables que determinen el estado y el rumbo de la economía local.

La incorporación de series económicas utilizadas a tal efecto comprendió, por un lado, dos ejes importantes que reflejaran los sectores económicos relevantes del entramado productivo santafesino y, por el otro, la rapidez en la compilación de los datos. De esta manera, la recolección y elaboración de la información para la estimación no debería revestir mayor complejidad.

En el capítulo II, se presenta una amplia base de datos de todas las series económicas analizadas, con el objetivo de mostrar la recopilación de toda la información relevante existente de series económicas que se relacionen contemporáneamente con el estado de la economía, ya que la aplicación de la metodología presentada en el capítulo posterior requiere como primera etapa distinguir aquellas series con tales características. La elección y clasificación de las variables observadas como series coincidentes se basa en ciertos criterios económicos y estadísticos como la cobertura temporal, representatividad económica, calidad estadística y bajo predominio del componente irregular, entre los más importantes. Es decir, se presenta la manera de construir las series económicas que serán utilizadas en la estimación del indicador como la mensualización de series trimestrales, corrección por inflación de variables nominales o desestacionalización.

En ese sentido, las series se transformaron con procedimientos estadísticos sencillos, como la desestacionalización de las mismas. En ocasiones, se utilizaron elaboraciones más complejas, como es el caso de las series económicas con periodicidad trimestral que debieron ser mensualizadas para su correcta incorporación al modelo (Capítulo IV).

Las bondades del indicador radican en su utilidad para el análisis de la coyuntura, la simplicidad en la estimación y la rápida disponibilidad; es decir, se produce con anterioridad al dato del Producto Bruto Provincial (PB)<sup>1</sup>, aunque cabe destacar que no lo reemplaza. Igualmente, es importante señalar que el modelo replica, en términos generales, los comovimientos del PB provincial en el tiempo, a pesar de que su composición sea diametralmente opuesta, dado que la denominación "sintético" se refiere, precisamente, a pocas variables en contraste con el cálculo del PB.

En ese sentido, el Indicador Sintético de la Actividad Económica de Santa Fe (ISAE Santa Fe) podría evaluarse como orientador de tendencia –muy positiva, positiva, nula, negativa o muy negativa– para evaluar el ritmo de crecimiento o decrecimiento de la economía local. Por esta razón, no es esperable que pronostique el mismo dato derivado del cálculo del PB provincial, sino más bien que identifique de antemano la trayectoria temporal del mismo.

Su mayor fortaleza es su capacidad para predecir los vaivenes de la actividad económica presente y futura, además de aportar información específica para Santa Fe y para el resto del país mediante definiciones homogéneas.

El método de trabajo se concreta en el marco del diseño de un sistema de información ordenado y coherente, orientado a satisfacer requerimientos múltiples. También se puso énfasis en presentar la información de modo fácil y accesible, y dotar a los usuarios de materiales y procedimientos de consulta amigables.

---

1) A comienzos de 1961, entre el Consejo Federal de Inversiones (CFI) y el Instituto Torcuato Di Tella se celebró un convenio en virtud del cual se encomendaba a esta última entidad la realización de un estudio descriptivo de la estructura regional del país. En función de obtener una descripción adecuada de la estructura productiva a nivel regional, se llevó a cabo un cálculo del producto geográfico bruto por jurisdicciones políticas mayores y menores (CFI/Di Tella, 1965). Justamente el CFI popularizó la sigla PBG, según algunos expertos lo determinaron de esa manera sólo para diferenciarlo de las estimaciones nacionales del Producto Interno Bruto (PIB) (Martínez y otros, 2013).

En el capítulo III se desarrolla la metodología de estimación del modelo que se basa en la hipótesis de que los comovimientos observados en las variables indicadoras son capturados por una única variable no observable, común a todas, denominada "estado de la economía". Según el modelo probabilístico diseñado por Stock y Watson, cada serie incorporada al modelo, una vez comprobado su comportamiento "coincidente", tiene un componente atribuible a la variable no observada y uno particular o idiosincrático, en consecuencia, el problema consiste en estimar el elemento común de su desempeño en el tiempo.

En el capítulo V se muestran los resultados obtenidos a partir del año 2004, y la última actualización corresponde al mes de marzo del año 2013. En ese sentido, si bien las bases de datos tienen una cobertura mucho más amplia, se optó, dado los requerimientos del modelo, por computarlas desde el año 1998. También se presentan comparaciones con indicadores de la misma índole, en particular locales –como el PB provincial– o con otros de cobertura nacional, como el Estimador Mensual de la Actividad Económica (EMAE) elaborado por el INDEC.

Por último, se presentan algunas de las instituciones que en la actualidad abordan la elaboración de indicadores sintéticos, tanto a nivel local como en otras provincias argentinas.

Cabe señalar que las investigaciones se realizaron de manera conjunta con los técnicos del Instituto Provincial de Estadísticas y Censos (IPEC) y las tareas estuvieron enfocadas, a través de todo el desarrollo, en la validez de los métodos para una mayor confiabilidad. Por esta razón, la totalidad de las series están disponibles en fuentes locales, y su compilación secundaria y elaboración –como en el caso del Índice de Precios al Consumidor de Santa Fe (IPC)– corresponden exclusivamente al IPEC.

## II. Información básica

La elaboración de datos útiles para el análisis y, eventualmente, el pronóstico de la evolución económica, implica un doble problema. En primer lugar, hace falta disponer de datos básicos adecuados en cuanto a su cobertura y confiabilidad. A menudo, las insuficiencias en las estadísticas básicas limitan las posibilidades de descripción, especialmente cuando se trata de reflejar con rapidez los cambios que van ocurriendo en la economía. Si bien esto parece claro, hay también un problema simétrico. En el límite, se puede imaginar un caso hipotético en el que existe un registro completo y sistemático de cada intercambio: esa información, en su estado bruto, sería probablemente inmanejable y, por lo tanto, de poco valor. Sin llegar a ese extremo, la información generada regularmente por estadísticas de diversas fuentes y (desde el punto de vista de los agentes económicos) aquella que se deriva de las transacciones realizadas u observadas, forma un conjunto de gran complejidad, cuya interpretación no es de ningún modo trivial. La acumulación de datos no agrega significado de por sí: es necesario organizarlos de alguna forma y reducir la dimensión del conjunto de variables para que su observación sea instructiva (Heymann, 1998).

En ese sentido, la recopilación de series estadísticas relacionadas con la economía de la provincia argentina de Santa Fe significó un enorme esfuerzo debido a dos motivos excluyentes: por un lado, las series tenían que tener una cobertura en el tiempo por un lapso mínimo no menor a los diez años y, por otro lado, una periodicidad mensual o en su defecto trimestral<sup>2</sup>.

Finalmente, se incorporaron cincuenta series al análisis, como se puede apreciar en el cuadro 1. Para la selección de la muestra se mantuvo un criterio único de recolección, es decir, se confeccionó una base de datos lo más amplia posible con una doble intención: que sirviera de *input* para la confección del modelo que muestra el desempeño de la actividad de coyuntura económica de la provincia, y que mejorara las estadísticas de que dispone el Instituto Provincial de Estadística y Censos de la Provincia de Santa Fe (IPEC). Cabe destacar que no se elaboraron series nuevas sino que sólo se utilizaron las vigentes al momento de la estimación del indicador sintético de actividad económica de la provincia.

---

2) Si bien la construcción del indicador sintético de la actividad económica requiere básicamente la incorporación de series con periodicidad mensual para su correcta aplicación, para obtener un indicador con la misma periodicidad, en algunos casos, la propia confección de las series económicas resultó con periodicidad trimestral. En consecuencia, se procedió a las mensualización de las mismas con la intención de incorporarlas al análisis y el armado del modelo (véase la metodología de mensualización de series y el capítulo IV).

**Cuadro 1. Compilación de series económicas relacionadas con la provincia de Santa Fe.  
Base de datos para la selección de series coincidentes**

Nº de serie	Nombre de la serie	Descripción, unidades de medida y procedencia/ área de cobertura de los datos (provincial o nacional)	Fuente primaria
1	Faena porcina local	Registrada en frigoríficos locales, en miles de cabezas, Santa Fe	SENASA
2	Faena porcina país	Registrada en frigoríficos, en miles de cabezas, total del país	MECON
3	Faena bovina local	Registrada en frigoríficos locales, en miles de cabezas, Santa Fe	SENASA
4	Faena bovina país	Registrada en frigoríficos, en miles de cabezas, total del país	MECON
5	Producción láctea	Para industrialización, en millones de litros, Santa Fe	Ministerio de Producción de Santa Fe
6	Soja <sup>a</sup>	Molienda industrial de soja, en toneladas, Santa Fe	MAGPyA
7	Aceite soja	Producción de aceite de soja, en toneladas, Santa Fe	MAGPyA
8	Aceite de girasol	Producción de aceite de girasol, en toneladas, Santa Fe	MAGPyA
9	Automotriz	Producción en unidades, Santa Fe	ADEFA
10	Tractores	Producción nacional, en unidades, total del país	AFAT
11	Laminados en caliente	Producción nacional, otros no planos, en toneladas, total del país	MECON
12	Hierro primario	Producción nacional, en miles de toneladas, total país	MECON
13	Energía total	Consumo de energía eléctrica: demanda de Distribuidores y Grandes Usuarios Mayoristas, en la provincia de Santa Fe (Energía facturada a grandes usuarios), millones Gwh (transformados en unidades BTU), Santa Fe	CAMMESA
14	Residencial	Energía facturada a usuarios directos EPE, MWh, Santa Fe	EPE
15	Comercial	Energía facturada a usuarios directos EPE, MWh, Santa Fe	EPE
16	Industrial	Energía facturada a usuarios directos EPE, MWh, Santa Fe	EPE
17	Alumbrado público	Energía facturada a usuarios directos EPE, MWh, Santa Fe	EPE
18	Grandes usuarios	Energía facturada a usuarios directos EPE, MWh, Santa Fe	EPE
19	Otros usuarios	Energía facturada a usuarios directos EPE, MWh, Santa Fe	EPE
20	Combustible	Vendido, en miles de metros cúbicos, Santa Fe	Secretaría de Energía de la Nación
21	Supermercados <sup>b</sup>	Ventas en miles de pesos, supermercados de Santa Fe	INDEC
22	Cemento	Consumo del mercado interno, toneladas, Santa Fe	AFCP
23	Permisos	De edificación (construcción), unidades, Santa Fe	IPEC
24	Gas industrial	Consumo local, miles de metros cúbicos de 9.300 kcal, Santa Fe	ENARGAS
25	GNC	Consumo local, metros cúbicos, Santa Fe	ENARGAS
26	Gas para comercios	Consumo local, metros cúbicos, Santa Fe	ENARGAS
27	Gas residencial	Consumo local, metros cúbicos, Santa Fe	ENARGAS
28	Gasoil	Consumo local, metros cúbicos, Santa Fe	Secretaría de Energía de la Nación
29	Naftas	Consumo local, metros cúbicos, Santa Fe	Secretaría de Energía de la Nación
30	Empleo total	Asalariados del sector privado, en miles de personas, total país	Ministerio de Trabajo y Seguridad de la Nación y de la provincia de Santa Fe (Santa Fe), SIJP
31	Demanda laboral	De Rosario	IPEC, Ministerio de Trabajo de Trabajo y Seguridad de la Nación
32	Puestos de trabajo	Asalariados del sector privado, en miles de personas, Santa Fe	SIJP
33	Remuneración total	Remuneración Bruta asalariados del sector privado, en pesos, total país	SIJP
34	Remuneración	Remuneración Bruta asalariados del sector privado, en pesos, Santa Fe	SIJP
35	Remuneración SAC total	Asal. del sector privado (incluye aguinaldo), en pesos, total país	SIJP
36	Remuneración SAC	Asal. del sector privado (incluye aguinaldo), en pesos, Santa Fe	SIJP
37	Tasa de empleo	En porcentajes, para las ciudades de Rosario y Santa Fe	IPEC, INDEC, EPH
38	Tasa de desocupación	En porcentajes, para las ciudades de Rosario y Santa Fe	IPEC, INDEC, EPH
39	Tasa de actividad	En porcentajes, para las ciudades de Rosario y Santa Fe	IPEC, INDEC, EPH
40	Recaudación total	Recaudación tributaria total, en pesos, Santa Fe	Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de Santa Fe, API
41	RON	Recaudación de origen nacional, en pesos, Santa Fe	MECON
42	Ingresos brutos	Recaudación en miles de pesos	Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de Santa Fe, API
43	IB de comercio	Rec. Ingresos Brutos del sector comercio, en pesos, Santa Fe	Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de Santa Fe, API
44	Patente automotor	Recaudación en miles de pesos	Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de Santa Fe, API
45	IVA	Recaudación en miles de pesos en Santa Fe	MECON
46	Exportaciones	Asignación por localización de la producción, en miles de dólares, Santa Fe	IPEC, INDEC
47	Depósitos	Bancarios, en miles de pesos, Santa Fe	BCRA
48	Préstamos	Bancarios, en miles de pesos, Santa Fe	BCRA
49	IPC Santa Fe	De la provincia de Santa Fe, en índices base 2004=100	IPEC
50	Peajes	Puente Rosario-Victoria y "Túnel subfluvial Uranga-Begnis", en pesos	INDEC y Ente interprovincial "Túnel subfluvial Uranga-Begnis"

Fuente: Base de datos del IPEC, sobre la información de la fuente primaria expresada en la última columna del cuadro.

a) Tanto en la serie molienda industrial de soja como la de producción de aceite de soja, se consideraron los valores comprendidos a nivel nacional para la provincia de Santa Fe. Cabe aclarar que la provincia de Santa Fe participa con alrededor del 80% y del 90%, respectivamente, de la composición de ambas series económicas.

b) Serie expresada en términos reales, deflactadas por el IPC de la provincia de Santa Fe. De la misma manera se procedió en las siguientes series: 33-36, 40-45 y 47-48.

Una serie es un indicador por su conexión con una variable determinada, que puede no responder a un concepto definido rigurosamente, pero a la que se le asigna una interpretación por sí misma. En muchas oportunidades, sin embargo, los indicadores están contruidos en función de las relaciones que pueden tener entre sí: una serie se incluye a fin de asociarla con otras. Por las mismas características de los indicadores, estas relaciones no se establecen explícitamente, ni surgen de un argumento formal. Este doble carácter, puramente descriptivo por un lado, y analítico (o, al menos, orientado hacia un uso analítico) por otro, plantea de nuevo el tema de la selección y la interpretación de los indicadores.

En principio, el objetivo al que deberían tender los indicadores sería el de ofrecer datos sobre un conjunto mínimo de variables que determinarían el estado de la economía. Ciertamente, cuanto más información pueda resumirse en el menor número de series, más efectivos serán los indicadores: así se alcanza una descripción simplificada que obvia la inclusión de datos irrelevantes. El juicio sobre la relevancia de una variable dada no puede ser riguroso, pero es posible aplicar ciertos criterios que ayuden en la selección: el uso generalizado de la variable en los análisis aplicados, la importancia del concepto medido en algún enfoque teórico difundido o la evolución de la serie a lo largo del tiempo. En todo caso, esa selección implica un grado de subjetividad. Cualquier conjunto de indicadores, salvo que sea extenso hasta el punto de resultar poco informativo, probablemente excluya series que serían consideradas empleando otros criterios. Recíprocamente, las series incluidas seguramente contendrán información redundante dado que, si las relaciones entre las variables fueran conocidas, algunas de ellas podrían inferirse (al menos en forma parcial) a partir de otras. Esa redundancia no es totalmente indeseable, pero cabe esperar que sea mayor en las series que reflejan partes del proceso económico cuyo análisis es más complejo o debatido, porque en esos casos sería difícil encontrar una manera aceptable de reducir los datos (Heymann, 1998).

Cuando se elaboran indicadores, además de identificar las variables que se tomarán en cuenta, es necesario decidir la forma en que estas serán transformadas en cuanto a su procesamiento estadístico y a la construcción de series que resulten de combinar variables elementales. Ambas clases de transformaciones buscan extraer la información significativa de los datos básicos.

Por otra parte, es necesario definir el alcance del indicador sintético pues, si bien se asocia al desempeño del Producto Bruto provincial, está claro que la estructura de ambos indicadores es bien diferente aunque ilustre sobre la trayectoria del nivel de actividad. Cabe aclarar que la diferencia no es ambigua: el PB mide el nivel y variación de la actividad económica a través de todos los sectores económicos<sup>3</sup> que lo sostienen y el indicador sintético reúne a una pequeña cantidad de series económicas que contienen una especial sensibilidad a los cambios (positivos y negativos) del derrotero de economía en su conjunto.

Sin embargo, la importancia del indicador sintético radica en otra gran diferencia: la prontitud de los resultados para el análisis y el pronóstico. Dado lo laborioso y complejo que resulta el cálculo del producto bruto por la minuciosidad de la información que se compila, es obvio que el tiempo de los resultados se presenta con un cierto rezago, en cambio, el indicador de coyuntura es una herramienta importante para describir el momento

3) Por caso, en el Sistema de Cuentas Nacionales, base 1993, la clasificación por sectores económicos es muy vasta y compleja: Sectores productores de bienes: Gran División A. Agricultura, ganadería, caza y silvicultura, Gran División B. Pesca, Gran División C. Explotación de minas y canteras, Gran División D. Industria manufacturera, Gran División F. Construcción. Sectores productores de servicios básicos: Gran División E. Suministros de electricidad, gas y agua, Gran División I. Transporte y comunicaciones. Sectores productores de otros servicios: Gran División G. Comercio mayorista y minorista y reparaciones, Gran División H. Hoteles y restaurantes, Gran División J + K. Intermediación Financiera + Actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler, Gran División L+ Q + M + N + O + P. L, Administración pública y defensa; planes de seguridad social y afiliación obligatoria; Q, Organizaciones y Órganos extraterritoriales; M, Enseñanza; N, Servicios Sociales y de Salud; O, Otras actividades de Servicios Comunitarios, Sociales y Personales; P, Hogares privados con servicio doméstico.

actual y efectuar proyecciones para escenarios futuros de la actividad. Como no mide de ninguna manera el nivel, las variaciones hacia arriba o hacia abajo predeterminan los cambios en el ciclo económico, también el valor absoluto indica el ritmo de crecimiento y decrecimiento de la economía, y se puede establecer aceleraciones o desaceleraciones sin ambigüedad. En consecuencia, las variaciones periódicas del PB provincial y el indicador sintético se deberán parecer pero no ser exactamente iguales.

Por otro lado, cabe destacar que los cálculos de las Cuentas Nacionales Provinciales se realizan, en el caso particular de la provincia argentina de Santa Fe, con periodicidad anual; en consecuencia, los indicadores sintéticos con periodicidad mensual cubrirían los requerimientos para el análisis y toma de decisiones de los agentes en torno de la evolución de la macroeconomía.

### III. Metodología de estimación

#### 1. El modelo de Stock y Watson

El modelo básico que se presenta en este trabajo para la estimación de un indicador agregado coincidente de la provincia de Santa Fe, se sustenta en la metodología de un modelo desarrollado y aplicado por Stock y Watson (1988, 1989) a nivel nacional en los Estados Unidos y que también ha sido utilizado para la estimación de índices coincidentes en diferentes estados de ese país (Clayton-Matthews y otros 1994; Clayton-Matthews, Stock 1999; Crone y Clayton-Matthews 2004, 2005; Orr, Rich, Rosen 1999), en varios países europeos (Días 1993; Garrat y Hall 1996; Hall y Zonzilos 2003), en Japón (Fukuda y Onodera 2001) y en algunos países latinoamericanos (Melo Velandia y otros, 2001; Nieto y Melo Velandia, 2001).

Para la construcción del modelo se parte de la existencia de un conjunto de variables económicas observadas a lo largo del tiempo, que se supone están relacionadas contemporáneamente con las condiciones generales de la economía. A partir de ellas se define el vector  $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, \dots, x_{Gt})'$ , de dimensión  $G \times 1$ . En el modelo de Stock y Watson se supone que las variables del vector:  $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, \dots, x_{Gt})'$  tienen dos componentes estocásticos: un componente latente que es común a las  $G$  series económicas observadas:  $C_t$  denominado el "estado de la economía", y otro componente que conforman el vector  $\mathbf{v}_t$ , de dimensión  $G \times 1$ , que representa la porción idiosincrática de cada serie coincidente observada. Ambos componentes son modelados con estructuras estocásticas lineales.

Las ecuaciones que describen el modelo propuesto son las siguientes:

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\gamma}(L)c_t + \mathbf{v}_t, \quad (1.1)$$

$$\tilde{\mathbf{D}}(L)\mathbf{v}_t = \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (1.2)$$

$$\tilde{\boldsymbol{\phi}}(L)c_t = \delta + \eta_t, \quad (1.3)$$

para todo  $t = 1, 2, \dots, T$ , siendo  $T$  la cantidad de observaciones disponibles. El símbolo  $L$  es el operador de rezago, esto es:  $L^k \mathbf{x}_t = \mathbf{x}_{t-k}$ . El vector  $\mathbf{v}_t$  consiste de  $G$  procesos autorregresivos mutuamente no correlacionados, estacionarios y con media cero. El vector  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ , de dimensión  $G \times 1$ , y el escalar  $\eta_t$  se suponen no correlacionados con media cero y matriz de variancias y covariancias  $\Sigma$  de rango  $(G + 1) \times (G + 1)$ . La matriz  $\tilde{\mathbf{D}}(L)$  es diagonal, de rango  $G \times G$ , de manera que los elementos de  $\mathbf{v}_t$  en las diferentes ecuaciones de (1.2) son contemporáneos y no están correlacionados.

Los parámetros del modelo pueden ser expresados de la siguiente forma:

$$\boldsymbol{\gamma}(L) = [\gamma_1(L), \gamma_2(L), \dots, \gamma_G(L)]', \quad (1.4a)$$

$$\text{donde } \gamma_g(L) = \gamma_{g0} + \gamma_{g1}L + \gamma_{g2}L^2 + \dots, \quad g = 1, \dots, G \quad (1.4b)$$

$$\tilde{\mathbf{D}}(L) = \text{diag}[\tilde{d}_1(L), \tilde{d}_2(L), \dots, \tilde{d}_G(L)]', \quad (1.5a)$$

$$\text{donde } \tilde{d}_g(L) = 1 - \tilde{d}_{g1}L - \tilde{d}_{g2}L^2 - \dots, \quad g = 1, \dots, G \quad (1.5b)$$

$$\tilde{\boldsymbol{\phi}}(L) = 1 - \tilde{\phi}_1L - \tilde{\phi}_2L^2 - \dots, \quad (1.6)$$

$$\Sigma = \text{cov}[\boldsymbol{\varepsilon}_t, \eta_t]' = \text{diag}[\sigma_{\boldsymbol{\varepsilon}_1}^2, \sigma_{\boldsymbol{\varepsilon}_2}^2, \dots, \sigma_{\boldsymbol{\varepsilon}_G}^2, \sigma_{\eta}^2] \quad (1.7)$$

4) Usualmente en la práctica  $\mathbf{x}_t$  es el vector de los logaritmos de las series económicas observadas.

La ecuación (1.1) describe el hecho de que una variable coincidente observable  $X_{it}$  es una transformación lineal de una tendencia estocástica común a todas las series,  $C_t$ , perturbada aleatoriamente por un ruido intrínseco a ella  $V_{it}$ . Esto implica que las variables  $X_{1t}, \dots, X_{Gt}$  son cointegradas de orden  $(G-1)$  (Engle, Granger 1987). Sin embargo, en la aplicación práctica podría ocurrir que si bien las series contienen individualmente una tendencia estocástica, es decir son integradas de orden uno (Dickey, Fuller 1979), no se verifica la cointegración entre las mismas. Entonces el sistema de ecuaciones (1.1)-(1.3) se reformula en términos de cambios (más precisamente, tasas de crecimiento) de las variables. Se supone que  $\tilde{D}(L)$  y  $\tilde{\phi}(L)$  se pueden descomponer en factores de

$$i_t = D i_t$$

manera que  $\tilde{D}(L) = D(L)\Delta$  y  $\tilde{\phi}(L) = \phi(L)\Delta$ , donde  $\Delta = 1 - L$ . Entonces  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$  y  $\mu_t = \Delta v_t$  y el modelo (1.1)-(1.3) queda reexpresado como:

$$\Delta x_t = \beta + \gamma(L)\Delta C_t + \mu_t, \quad (1.8)$$

$$D(L)\mu_t = \varepsilon_t, \quad (1.9)$$

$$\phi(L)\Delta C_t = \delta + \eta_t. \quad (1.10)$$

Estas ecuaciones (1.8)-(1.10) conforman un modelo dinámico, donde el crecimiento del estado de la economía no observado,  $\Delta C_t$ , representa el comovimiento común en el crecimiento de las variables coincidentes,  $\Delta x_t$ ; y los residuos autorregresivos  $\mu_t$  constituyen la porción idiosincrática de cada serie coincidente observada.

También el modelo (1.8)-(1.10) puede interpretarse como una versión del modelo de análisis factorial dinámico para series de tiempo, donde la diferencia de orden uno del estado no observado  $\Delta C_t$ , representa el factor común único no observable entre las variables  $\Delta x_t$ . Los componentes  $\mu_t$  de las series observadas comprenden los componentes propios de cada serie, es decir captan todos los movimientos de  $\Delta x_t$  que no están asociados con  $\Delta C_t$ . Si las variables económicas  $X_{it}$  se mueven conjuntamente con la economía, entonces su componente común se puede interpretar como el estado actual de la economía, y puede plantearse como un indicador agregado coincidente de la actividad económica.

La dinámica del modelo se expresa por la ecuación (1.10), denominada "ecuación de estado" o "ecuación de transición", ella modela el crecimiento del estado de la economía como un proceso autorregresivo estacionario. La estacionariedad está asegurada porque las series que componen  $\Delta x_t$  son estacionarias por construcción. Se supone que el estado de la economía evoluciona por la acumulación de *shocks*,  $\eta_t$ . Cada uno de los *shocks* afecta el crecimiento de la economía en el período actual y el crecimiento futuro a través del proceso autorregresivo. La estructura autorregresiva permite que las tasas de crecimiento o decrecimiento persistan durante un tiempo, generando así los ciclos económicos.

El crecimiento en el estado de la economía se describe en este modelo por la evolución de las variables observables, a través de la ecuación (1.8), también conocida como la "ecuación de medida". Las series de las variables coincidentes pueden evolucionar contemporáneamente con el estado de la economía, o adelantarse o retrasarse, dependiendo de los parámetros  $\gamma(L)$ , conocidos como *factor loadings*, en la ecuación (1.8).

Los factores propios de cada variable o componentes idiosincráticos,  $\mu_t$ , en la ecuación de medida son estacionarios, con media igual a cero, y siguen un proceso autorregresivo, que se expresa en la ecuación (1.9). Como  $\Delta x_t$  y  $\Delta C_t$  son estacionarias, la estacionariedad queda asegurada. Se supone que estos factores están mutuamente no correlacionados, siendo ésta otra forma de estipular que hay un único factor común entre los indicadores. Mediante un contraste de especificación (véase la sección III.6) se verifica este supuesto del modelo.

En el modelo de Stock y Watson, las variables observadas se expresan como desviaciones respecto de sus valores medios, al igual que en el modelo de análisis factorial; es decir, que primero se calcula la diferencia de orden uno de cada una de las variables coincidentes (se debe tener en cuenta que se trabaja con el logaritmo de las series) y luego se estandarizan las variables restando su diferencia promedio y dividiendo por la desviación estándar de sus diferencias<sup>5</sup>. Esta restricción elimina la necesidad de incluir constantes en las ecuaciones (1.8) y (1.10) y, así, el procedimiento ofrece una estimación de la diferencia estandarizada del logaritmo del factor dinámico latente.

El indicador agregado coincidente se obtiene fijando la variable estado estimada igual a 100, para un cierto período de tiempo que se toma como de referencia para el indicador compuesto. Los cambios mensuales del indicador agregado quedan determinados al estimar  $\Delta C_t$  y su tendencia es una media ponderada de las tendencias de las variables observadas, con ponderaciones proporcionales a las contribuciones de los indicadores coincidentes en el filtro o suavizado de Kalman. Esto significa que la importancia relativa de los indicadores en el indicador agregado está basada en la contribución de cada uno de ellos al cambio mensual en el estado de la economía.

Además, en este punto es interesante comentar ciertas modificaciones introducidas por diversos autores a la implementación del modelo original propuesto por Stock y Watson. Clayton-Matthews y Stock (1999) aplican este modelo para obtener un estimador de la actividad económica del estado de Massachusetts y luego realizan una calibración del indicador agregado mediante un procedimiento que transforma los dos primeros momentos del crecimiento –la tasa de crecimiento promedio y la desviación promedio de la tendencia– del indicador agregado estimado, en los dos primeros momentos de otra serie económica de interés. Generalmente se elige una serie que sea una medida representativa de la actividad económica, y la misma puede estar disponible con frecuencia mensual, trimestral o anual. Por su parte, Crone y Clayton-Matthews (2005) adoptan una mezcla de los dos enfoques (el de Stock y Watson y el de Clayton-Matthews y Stock), y obtienen como resultado un indicador agregado con una tendencia de la tasa de crecimiento igual a la del producto bruto regional en todo el período de estimación y una variación alrededor de esa tendencia que es un promedio ponderado de las variancias de los indicadores observados, con ponderaciones proporcionales a las contribuciones de las variables al estado común.

## 2. Estimación del modelo

Una vez que se plantea el modelo (1.8)-(1.10), lineal con componentes no observables, se presenta en primer término el problema estadístico de encontrar los estimadores máximos verosímiles de los parámetros del modelo, que se pueden obtener mediante la aplicación del filtro de Kalman y luego, a partir de ellos, estimar el componente común de las series económicas, esto es, el indicador agregado coincidente.

Para su estimación se sigue un procedimiento similar al que describen Stock y Watson (1988, 1989). Se comienza calculando la diferencia de orden uno de cada una de las series coincidentes (teniendo en cuenta que se trabaja con el logaritmo de las series) y luego se estandarizan estas variables, restándoles su diferencia promedio y dividiéndolas por la desviación estándar de sus diferencias. Esto identifica  $\beta = 0$  y  $\delta = 0$  para la estimación. La escala de los coeficientes  $\gamma(L)$  se fija suponiendo que la variancia de es igual a uno. La estimación máximo

5) Sea  $X_{jt}$  una de las series económicas observadas,  $j = 1, \dots, G$ . La diferencia de orden uno del logaritmo de la serie es definida como:  $\Delta X_{jt} = X_{jt} - X_{j(t-1)} = \ln(X_{jt}) - \ln(X_{j(t-1)})$ . El promedio y la desviación estándar de las diferencias del logaritmo de la serie en todo el período muestral se calculan de la siguiente manera:

$$\mu_j = \sum_t \frac{\Delta X_{jt}}{T} \quad \text{y} \quad \sigma_j = \sqrt{\frac{\sum_t (\Delta X_{jt} - \mu_j)^2}{T-1}}$$

verosímil de los parámetros del sistema de ecuaciones (1.8)-(1.10) se logra representando este sistema en la forma de un modelo de espacio de estados y aplicando el filtro de Kalman para dicha estimación.

La representación del sistema de ecuaciones en la forma de un modelo de espacio de estados no es única. Hay dos maneras equivalentes de reformular el modelo que conducen a los mismos estimadores y función de verosimilitud, pero difieren en el tiempo de cálculo computacional. Una forma es tratar la ecuación (1.8) como la ecuación de medida, y las ecuaciones (1.9) y (1.10) como la ecuación de estado, con los componentes  $\mu_t$  y  $\Delta C_t$  como parte del vector de estados. La segunda forma consiste en eliminar la ecuación (1.9) del sistema multiplicando ambos lados de la ecuación (1.8) por  $D(L)$ . Esto puede reducir la dimensión del vector de estados, disminuyendo el tiempo de cálculo significativamente. La transformación del sistema de ecuaciones (1.8)-(1.10) en la forma de un modelo de espacio de estados se describe detalladamente en Stock y Watson (1989) y se presenta a continuación. Cabe destacar, que la estimación del modelo de espacio de estados por máxima verosimilitud se desarrolla en varias fuentes bibliográficas, por ejemplo Harvey (1989) y Hamilton (1994).

El procedimiento de estimación que se utiliza para la obtención de los parámetros del modelo permite obtener tres diferentes resultados del vector de estados a partir del filtro y suavizado de Kalman: i)  $\Delta C_{t/t-1}$ , ii)  $\Delta C_{t/t}$  y iii)  $\Delta C_{t/T}$ . Cada uno de estos resultados es una estimación del estado condicionado a diferentes conjuntos de observaciones, y se los puede denominar estimaciones "predictiva", "filtrada" y "suavizada" respectivamente. En el primer resultado i), el estado en cada período se estima con información disponible hasta el período previo a  $t$ ; en el segundo ii), con información disponible hasta el período  $t$ ; y en el tercero iii), con el conjunto entero de información. El primer resultado se utiliza para calcular los errores de pronóstico un paso hacia adelante,  $\varepsilon_{t/t-1} = \Delta X_t - \Delta X_{t/t-1}$ , usados en el contraste de especificación que se describe en el punto 6. Estos errores de pronóstico son los residuos ajustados del sistema de ecuaciones de medida (1.8) y (1.9), donde las estimaciones  $\Delta C_{t/t-1}$  se usan en lugar de la variable latente  $\Delta C_t$ . Con el tercer resultado, que es el mejor en el sentido que considera la mayor cantidad de observaciones, se construye el indicador agregado coincidente.

Los filtros correspondientes a cada uno de estos tres resultados también se denominan filtros de Kalman "predictivo", "filtrado" y "suavizado", respectivamente. Los dos últimos comúnmente se mencionan en la literatura como "filtro de Kalman" y "suavizado de Kalman". Los dos primeros son unilaterales y el tercero, el suavizado de Kalman, es bilateral. Los filtros tienen la misma longitud que las series económicas observadas y las ponderaciones o pesos se acercan rápidamente a cero a medida que se alejan del período actual, y luego de esta manera en la práctica éstos se utilizan para calcular directamente las estimaciones del vector de estados a partir de las variables observadas (estandarizadas).

### 3. Representación como modelo de espacio de estados

Como se mencionara previamente, el primer paso para estimar el modelo (1.8)-(1.10) es representarlo como un modelo de espacio de estados de manera que el filtro de Kalman pueda ser utilizado para evaluar la función de verosimilitud. Esta representación tiene dos partes, la ecuación de estados y la ecuación de medida. La ecuación de estados describe la evolución del vector de estados no observado,  $\Delta C_t$  y  $\mu_t$  y sus rezagos. La ecuación de medida relaciona las variables observadas con los elementos del vector de estados.

La ecuación de transición o de estados se obtiene combinando las ecuaciones (1.9) y (1.10). Dado que uno de los objetivos es estimar el nivel de  $c_t$  usando información hasta el momento  $t$ , es conveniente considerar la

igualdad:  $c_{t-1} = \Delta c_{t-1} + c_{t-2}$ , e incorporarla en la formulación de esta ecuación. Por lo tanto la ecuación de transición queda expresada como<sup>6</sup>:

$$\begin{bmatrix} c_t^* \\ \mu_t^* \\ c_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi^* & 0 & 0 \\ 0 & D^* & 0 \\ Z_c & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{t-1}^* \\ \mu_{t-1}^* \\ c_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_c' & 0 \\ 0 & Z_\mu' \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}, \quad (3.1)$$

donde:  $c_t^* = [\Delta c_t, \Delta c_{t-1}, \dots, \Delta c_{t-p+1}]'$ ,

$\mu_t^* = [\mu_t', \mu_{t-1}', \dots, \mu_{t-k+1}']'$ ,

$\Phi^* = \begin{bmatrix} \phi_1 & \dots & \phi_{p-1} & \phi_p \\ & & I_{p-1} & 0 \end{bmatrix}$ ,

$D^* = \begin{bmatrix} D_1 & \dots & D_{k-1} & D_k \\ & & I_{G(k-1)} & 0_{G(k-1) \times G} \end{bmatrix}$ ,

$Z_c = [1 \quad 0_{1 \times (p-1)}]'$

$Z_\mu = [I_G \quad 0_{G \times G(k-1)}]'$

con  $I_G$  matriz identidad  $G \times G$ ,  $0_{G \times k}$  una matriz de ceros de dimensión  $G \times k$ , y  $D_i = (d_{1i}, \dots, d_{Gi})$ , con  $d_g(L) = 1 - \sum_{i=1}^k d_{gi} L^i$ .

La ecuación de medida se obtiene escribiendo la ecuación (1.8) como una combinación lineal del vector de estados:

$$\Delta x_t = \beta + \begin{bmatrix} \gamma(L)Z_c & Z_\mu & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_t^* \\ \mu_t^* \\ c_{t-1} \end{bmatrix} \quad (3.2)$$

Ambas ecuaciones (2.1) y (2.2) pueden ser reescritas como el siguiente sistema<sup>7</sup>:

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + R \zeta_t, \quad (3.3)$$

$$\Delta x_t = \beta + Z \alpha_t + \xi_t, \quad (3.4)$$

donde:

$\alpha_t = (c_t^*, \mu_t^*, c_{t-1})'$ ,

$\zeta_t = (\eta_t, \varepsilon_t)'$ ,

y las matrices  $T_t$ ,  $R$  y  $Z$  denotan la matriz de transición en (3.2.1), la matriz de selección en (2.1) y la matriz de selección en (2.2), respectivamente. La matriz de variancias y covariancias de  $\zeta_t$  es  $\Sigma$ . Por generalidad, se agrega

6) Para facilitar la representación como un modelo de espacio de estados se supone que los órdenes autorregresivos de las matrices  $\phi(L)$  y  $D(L)$  son  $p$  y  $k$ , respectivamente.

7) Se puede observar que el sistema de ecuaciones (3.3)-(3.4) representa al modelo de Stock y Watson en la forma de un modelo de espacio de estados, de forma similar al presentado en Harvey 1989, p. 101.

un término de error  $\xi_t$  (no correlacionado con  $\zeta_t$ ) a la ecuación de medida (3.4), y se permite que la matriz de transición  $T_t$  varíe en el tiempo. En el trabajo empírico, sin embargo, el error de la ecuación de medida se fija igual a cero y la matriz de transición en (3.1) es invariante en el tiempo<sup>8</sup>.

#### 4. El filtro de Kalman

Este filtro es un procedimiento recursivo para calcular el estimador óptimo del vector de estados en el tiempo  $t$  utilizando la información disponible hasta ese momento. (Harvey, 1989).

La aplicación del algoritmo de Kalman permite que la estimación del vector de espacio de estados sea actualizada continuamente a medida que se dispone de nuevas observaciones.

Además, cuando los disturbios y el vector de estados inicial están normalmente distribuidos, el filtro hace que la función de verosimilitud sea calculada a través de lo que se conoce como la descomposición del error de predicción. Esto abre el camino para la estimación de cualquier parámetro desconocido del modelo. También provee las bases para la realización de contrastes de hipótesis y para analizar la especificación del modelo.

La obtención del filtro de Kalman, se basa en el supuesto que los disturbios y el vector de estados inicial están distribuidos normalmente. Este supuesto se usa para calcular recursivamente la distribución de  $\alpha_t$  condicionada a la información establecida en el tiempo  $t$ , para todo  $t$  desde 1 hasta  $T$ . Estas distribuciones condicionales son a su vez normales y por lo tanto están completamente especificadas por sus medias y matrices de variancias y covariancias, cantidades que computa el filtro de Kalman.

El filtro construye recursivamente estimaciones óptimas del vector de estados no observado, en el sentido que minimizan el error cuadrático medio (MECM). El filtro consiste de dos conjuntos de ecuaciones, las ecuaciones de predicción y actualización.

Si se define  $\alpha_{t/\tau}$  como el estimador de  $\alpha_t$  basado en las diferencias de las observaciones de las variables  $(\Delta x_1, \Delta x_2, \dots, \Delta x_\tau)$ ,  $E(\xi_t \xi_t') = H$ , donde  $E(\zeta_t \zeta_t') = \Sigma$ , y también la matriz de variancias y covariancias de los errores de estimación  $P_{t/\tau} = E[(\alpha_{t/\tau} - \alpha_t)(\alpha_{t/\tau} - \alpha_t)']$ ; las ecuaciones de predicción del filtro de Kalman se expresan como:

$$P_{t/\tau} = E[(\alpha_{t/\tau} - \alpha_t)(\alpha_{t/\tau} - \alpha_t)'] \quad (4.1)$$

$$P_{t/t-1} = T_t P_{t-1/t-1} T_t' + R \Sigma R' \quad (4.2)$$

El pronóstico de  $\Delta x_t$  en el período  $t-1$  es  $\Delta x_{t/t-1} = \beta + Z \alpha_{t/t-1}$ , y el error de pronóstico es  $v_t = \Delta x_t - (\beta + Z \alpha_{t/t-1})$ . Las ecuaciones de actualización del filtro son:

$$\alpha_{t/t} = \alpha_{t/t-1} + P_{t/t-1} Z' F_t^{-1} v_t \quad (4.3)$$

$$P_{t/t} = P_{t/t-1} - P_{t/t-1} Z' F_t^{-1} Z P_{t/t-1} \quad (4.4)$$

donde

$$F_t = E(v_t v_t') = Z P_{t/t-1} Z' + H \quad (4.5)$$

8) La representación como modelo de espacio de estados de ecuaciones (3.1) y (3.2) no es única. En la práctica, puede resultar más eficiente computacionalmente trabajar con un vector de espacio de estados de menor dimensión. Esto se logra al multiplicar  $\Delta x_t$ ,  $\gamma(L) \Delta c_t$  y  $\mu_t$  por  $D(L)$  y considerar a  $\varepsilon_t$  como el error de medición.

Las ecuaciones del filtro de Kalman (4.1)-(4.5) permiten calcular recursivamente el vector de estados predicho,  $\alpha_{t/t-1}$ , y la matriz de variancias y covariancias estimada,  $P_{t/t-1}$ , dados los parámetros en  $T_t$ ,  $R$ ,  $\Sigma$ ,  $H$  y  $Z$ , y los valores iniciales para  $\alpha_{t/t}$  y  $P_{t/t}$ . Para la estimación máximo verosímil exacta, estos valores iniciales se toman como la esperanza no condicionada de  $\alpha_t$  y su matriz de variancias y covariancias,  $E[(\alpha_t - E(\alpha_t))(\alpha_t - E(\alpha_t))']$ ; esto es  $\alpha_{0/0}$ , y  $P_{0/0} = \sum_{j=0}^{\infty} T_{t-j}^j \Sigma T_{t-j}^{j'}$ . Alternativamente, se podría fijar  $P_{0/0}$  igual a una matriz de constantes arbitrarias.

El logaritmo de la función de verosimilitud, entonces, se calcula como:

$$\log(L) = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T v_t' F_t^{-1} v_t - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log(|F_t|) \quad (4.6)$$

La estimación máximo verosímil de los parámetros se obtiene maximizando la expresión del logaritmo de la verosimilitud condicional anterior (4.6).

Cuando no se cumple el supuesto de normalidad, no hay ninguna garantía de que el filtro de Kalman produzca la media condicional del vector de estados. Pero de cualquier manera se trata de un estimador óptimo en el sentido que minimiza el error cuadrático medio dentro de la clase de todos los estimadores lineales.

## 5. Construcción del indicador agregado coincidente

El indicador agregado coincidente que se obtiene del modelo de Stock y Watson, es el estimador con error cuadrático medio mínimo de  $C_t$ , y se construye usando la información disponible de las variables coincidentes hasta el tiempo  $t$ . Este estimador se denota por  $C_{t/t}$ . El filtro de Kalman produce el estimador MECM del vector de estados  $\alpha_{t/t}$  dado  $(\Delta x_1, \Delta x_2, \dots, \Delta x_t)$ . Teniendo en cuenta la notación utilizada en la ecuación (3.1), se obtiene que el indicador agregado coincidente es  $C_{t/t}$ . Las ponderaciones implícitas usadas por el filtro de Kalman para estimar  $C_{t/t} = (Z_c \ 0 \ 1) \alpha_{t/t}$  a partir de las variables coincidentes pueden ser calculadas computando la respuesta de  $C_{t/t}$  a impulsos unitarios en cada una de las variables coincidentes observadas. La variancia de  $C_{t/t}$  es  $(Z_c \ 0 \ 1) P_{t/t} (Z_c \ 0 \ 1)'$ .

Es importante señalar que este enfoque permite calcular también estimaciones retrospectivas del estado de la economía,  $C_{t/t}$ , y más general  $\alpha_{t/T}$ . La estimación del vector no observable  $\alpha_t$ , considerando la información de toda la muestra, se calcula usando el suavizado de Kalman.

Las ponderaciones asignadas a cada variable observada, en la metodología de Stock y Watson, se obtienen directamente a partir de las matrices del filtro de Kalman. Dado que  $\Delta C_{t/t} = e_1' \alpha_{t/t}$  donde  $e_1 = (1 \ 0 \ \dots \ 0)$ , el problema de encontrar las ponderaciones implícitas usadas para construir  $\Delta C_{t/t}$  es un caso especial del problema de encontrar los pesos para  $\alpha_{t/t}$ . El estimador  $\alpha_{t/t}$  calculado usando el filtro de Kalman es una función lineal de las observaciones presentes y pasadas de  $\Delta x_t$ . Si se reemplaza la relación  $v_t = \Delta x_t - (\beta + Z \alpha_{t/t-1})$  en (4.3) y se utiliza (4.1), se obtiene:

$$\alpha_{t/t} = (I - G_t Z) T_t \alpha_{t-1/t-1} + G_t \Delta x_t - G_t \beta, \quad (5.1)$$

donde  $G_t = P_{t/t-1} Z' F_t^{-1}$  es la ganancia de Kalman (*Kalman gain*). Cuando los datos están expresados como desviaciones de sus medias,  $\beta = 0$ . Además, cuando  $T_t$  es invariante en el tiempo (esto es  $T_t = T^*$ ,  $G_t$  converge a la ganancia de Kalman *steady state* (Harvey 1989, p. 119),  $G^*$ . Bajo estas condiciones, se puede escribir (5.1) de la siguiente forma:

$$(I - KL)\alpha_{t/t} = G^* \Delta x_t, \quad (5.2)$$

donde  $K = (I - G^* Z)^{-1} R^*$ .

Las ponderaciones para el indicador agregado se obtienen invirtiendo la matriz  $(I - KL)$  en (5.2), dando el resultado:

$$\Delta c_{t/t} = e_1' \sum_{j=0}^{\infty} K^j G^* \Delta x_{t-j}. \quad (5.3)$$

Esta ecuación (2.13) pone de manifiesto que las ponderaciones asignadas a cada variable observada, en la metodología de Stock y Watson, se obtienen a partir del filtro de Kalman y además es importante destacar que en dicha estimación se considera no sólo información contemporánea de las series observadas sino también información histórica. El filtro transforma las observaciones de varias series económicas en un único factor: el indicador agregado coincidente.

## 6. Especificación del modelo

Para determinar el grupo óptimo de variables para ser incluidas como indicadores coincidentes en el indicador agregado, se realizan diferentes estimaciones con las series de variables seleccionadas estadística y económicamente para este propósito, que permiten obtener para cada grupo un indicador agregado que luego es analizado.

Se utilizan los siguientes criterios a fin de analizar la especificación adecuada del mejor modelo (1.8)-(1.10) para estimar el indicador agregado coincidente:

El filtro estimado debe ser razonable, esto significa que las ponderaciones de las series indicadoras deben estar concentradas alrededor del rezago cero, y cada indicador debe contribuir sustancialmente en la estimación del indicador agregado coincidente.

La contribución de las variables indicadoras al cambio estimado en el factor común no debe estar fuertemente concentrado en una única variable indicadora. Se define la contribución del indicador  $g$ -ésimo como  $\frac{m_g(1)}{\sum_{g=1}^G m_g(1)}$ , donde  $m_g(1)$  es la suma de los coeficientes del filtro de Kalman para el indicador  $g$ -ésimo. Definidas de esta manera, la suma de las contribuciones de las  $G$  series indicadoras resulta igual a 1.

El modelo debe satisfacer el supuesto de existencia de un factor común único. Para esto se realiza un contraste de especificación (Stock, Watson 1988, 1989), que prueba si los errores en la ecuación de medida pueden ser predichos por los valores pasados de las variables indicadoras o valores pasados de los errores de las ecuaciones de medida. La hipótesis nula postulada es que el error de pronóstico,  $\varepsilon_{it/t-1} = \Delta x_{it} - \Delta x_{it/t-1}$  de cada indicador no está correlacionado con los valores previos de: la misma serie indicadora, los errores de pronóstico de otros indicadores, y con cada indicador. El contraste de hipótesis se realiza llevando a cabo varias regresiones. En cada una de las regresiones, la variable dependiente es una de las series de errores de pronóstico un paso hacia adelante, y la variable independiente consiste de una constante y seis rezagos de una de las series de errores de pronóstico o de las series indicadoras. Si la especificación de un modelo con un factor único es correcta, los seis coeficientes son iguales a cero, y la hipótesis nula se prueba formando una estadística F apropiada. Por último, para  $k$  indicadores, el contraste requiere  $2k^2$  regresiones y estadísticas F.

Algunas características del indicador agregado, tales como su gráfica, los puntos de giro, y la contribución de las series sectoriales coincidentes, deben ser robustas ante cambios en el período muestral y ante cambios de menor importancia en la especificación del modelo de Stock y Watson.

El indicador agregado estimado debe ser consistente con la historia económica de la provincia de Santa Fe, y con otras series que puedan moverse conjuntamente con la economía local como el PB provincial.

## 7. Criterios de comparación y selección de modelos

En el análisis de series temporales o más generalmente en cualquier análisis de datos, es posible que haya varios modelos adecuados que se pueden utilizar para representar un conjunto dado de datos. A veces, la elección del modelo que mejor explica la serie observada es fácil; sin embargo en otras ocasiones la elección puede ser muy difícil. Existen en la literatura numerosos criterios para la comparación de modelos, entre ellos los que aquí se utilizan son:

**Prueba de Wald:** Se puede utilizar para probar la hipótesis nula de que alguno de los parámetros del modelo es igual a cero. El estadístico de contraste es de la forma:

$$z = \frac{\hat{\theta} - 0}{SE(\hat{\theta})},$$

donde  $\hat{\theta}$  es el estimador del parámetro  $\theta$  y  $SE(\hat{\theta})$  es el error estándar estimado de  $\hat{\theta}$ . Luego el estadístico de contraste  $z$  se compara con los valores críticos de la distribución normal estandarizada.

**Prueba de cociente de verosimilitudes:** La prueba de cociente de verosimilitudes es aplicable cuando se desean comparar un modelo más complejo y un modelo más reducido. Si se supone que la hipótesis alternativa especifica el modelo más complejo, y entonces la hipótesis nula representa el modelo reducido (en el sentido de que este no contiene algunos de los parámetros del modelo más complejo), el modelo reducido es una instancia especial del modelo más complejo postulado en la hipótesis alternativa. Luego, el modelo reducido y la hipótesis nula se dice que están anidados en el modelo más complejo y en la hipótesis alternativa.

Cuando las hipótesis están anidadas de esta forma, un resultado fundamental de la teoría estadística es que se puede construir un contraste aproximado basado en las verosimilitudes de los modelos anidados considerados. El estadístico de contraste viene dado por:

$LRT = -2(\text{logaritmo de la verosimilitud modelo reducido} - \text{logaritmo de la verosimilitud del modelo más complejo}).$

Se puede demostrar que cuando la cantidad de observaciones es grande, LRT tiene aproximadamente una distribución  $\chi^2$  con grados de libertad igual a la diferencia del número de parámetros de los dos modelos (# de parámetros del modelo complejo - # de parámetros del modelo reducido). Si esta diferencia es igual a  $r$ , se rechaza la hipótesis nula a favor de la alternativa a un nivel de significación  $\alpha$  si:  $LRT > \chi^2_{r, 1-\alpha}$ .

Un inconveniente de la prueba de cociente de verosimilitudes es que requiere que el modelo bajo la hipótesis nula esté anidado en el planteado en la alternativa. Se han propuesto otros enfoques que no requieren esta restricción para la comparación de modelos. Éstos se basan en la idea de comparar versiones penalizadas del logaritmo de las verosimilitudes obtenidas bajo la hipótesis nula y la alternativa, donde la penalización ajusta cada uno de los logaritmos de las verosimilitudes de acuerdo al número de parámetros estimados en el modelo. Se sabe que cuántos más parámetros incorporemos al modelo, mayor será la verosimilitud (y su logaritmo). Esto debe tenerse en cuenta si se desea comparar dos modelos con diferente cantidad de parámetros. Entonces, se pueden comparar las versiones penalizadas de las verosimilitudes.

En el **criterio de Akaike (AIC)** la penalización consiste en restar el número de parámetros estimados por cada modelo. Entonces, si se supone que se ha estimado un modelo de  $k$  parámetros, el criterio de Akaike (AIC:

*Akaike's information criterion*) es definido como:

$$AIC(k) = -2 \times (\text{logaritmo de la verosimilitud} - k).$$

Se elige el modelo que presenta el menor valor de AIC.

En el **criterio de Schwartz (BIC)** la penalización consiste en incluir el número de parámetros estimados ajustado por el número de observaciones. El criterio bayesiano de selección de modelos (BIC: *Schwartz's bayesian information criterion*) se define como:

$$BIC(k) = -2 \times \text{logaritmo de la verosimilitud} + k \ln(T),$$

donde  $T$  es el número efectivo de observaciones utilizado para estimar el modelo.

Se prefiere el modelo con el menor valor de BIC.

## IV. Tratamiento estadístico de las series

### 1. Mensualización de series trimestrales

Dado que pocas series analizadas fueron recolectadas con periodicidad trimestral, para incluir las mismas en la construcción del indicador compuesto coincidente se utilizaron métodos directos de desagregación temporal que permitieron mensualizar la información (Boot y otros, 1967; Denton, 1971).

Las series que recibieron este tratamiento fueron las siguientes: Puestos de Trabajo declarados en el SIJP, total y del sector privado, Remuneración Bruta (con y sin SAC), total y del sector privado, Depósitos, Préstamos bancarios, Tasa de Actividad y Tasa de Empleo y Desempleo (véase el cuadro 1).

### 2. Selección de las series económicas coincidentes

Una serie temporal está conformada por una sucesión de datos de una misma variable recolectados en múltiples momentos del tiempo, durante un período prolongado. La observación advierte la presencia de fluctuaciones en el sendero que describen las variables. Este hecho se corresponde con el tratamiento clásico de las series de tiempo, que las descompone en cuatro componentes elementales que determinan su comportamiento: la tendencia, la variación cíclica, la variación estacional y la componente aleatoria (Urbisaia y Brufman, 2000).

Por un lado, la tendencia constituye la componente determinística que refleja la evolución de la serie en el largo plazo. Es el resultado de factores estructurales que determinan el crecimiento económico y van cambiando lentamente a lo largo de los años (por ejemplo, la evolución de la infraestructura, el transporte, las comunicaciones y los desarrollos regionales propiamente dichos). La componente cíclica, por su parte, manifiesta los movimientos ondulatorios de las observaciones que se producen en un plazo intermedio, motivados por la propia organización de la actividad productiva y la estructura económica. Cabe destacar que esta componente no tiene demasiada influencia sobre la tendencia. Por su parte, la componente estacional capta las oscilaciones regulares intraanuales en la serie alrededor de la tendencia generando, de esta manera, variaciones recurrentes a lo largo del tiempo<sup>9</sup>. Por último, la componente aleatoria está constituida por oscilaciones no sistemáticas de carácter estocástico, que afectan a la serie sólo en el momento en que ocurre el evento aleatorio, son de corta duración y no modifican su comportamiento.

No obstante, es la componente cíclica de la serie la que, en este caso, reviste especial interés. En ese sentido, resulta relevante introducir la definición clásica que Burns y Mitchell (1946) hacen del ciclo económico: "Los ciclos económicos son una forma de fluctuación que se encuentra en la actividad agregada de las naciones que organizan su trabajo principalmente en empresas: un ciclo consiste en expansiones que ocurren aproximadamente al mismo tiempo en múltiples actividades económicas, seguidas de recesiones también generales, contracciones y recuperaciones que se funden con la fase expansiva del ciclo siguiente; esta secuencia de cambios es recurrente pero no periódica".

Por lo tanto, se denomina ciclo económico a los ascensos y descensos de la actividad económica, cuya característica más relevante es que las variables macroeconómicas clave como el producto agregado, los productos sectoriales, los beneficios de las empresas, los agregados monetarios, las tasas de interés y el nivel de precios, entre otras, se encuentran fuertemente relacionadas unas con otras y tienden a comportarse conjuntamente de un modo sistemático.

---

9) Para el análisis económico, es de gran utilidad observar una serie libre de oscilaciones estacionales, ya que esto posibilita la comparación entre distintos sub períodos de un mismo año. Al mismo tiempo, también permite analizar diversas series que poseen distinta característica de estacionalidad. La desestacionalización de las series resulta una estandarización muy útil para su estudio.

De esta manera, los autores sugieren la existencia de cuatro momentos que inevitablemente surgen a lo largo del ciclo: i) prosperidad: cuando la serie se encuentra subiendo y por encima de su tendencia; ii) Crisis: cuando la serie se encuentra todavía por encima de su tendencia pero descendiendo; iii) Depresión: cuando la serie está por debajo de su tendencia y cayendo y; iv) Recuperación: cuando la serie se encuentra subiendo aunque su nivel está aún por debajo de la tendencia.

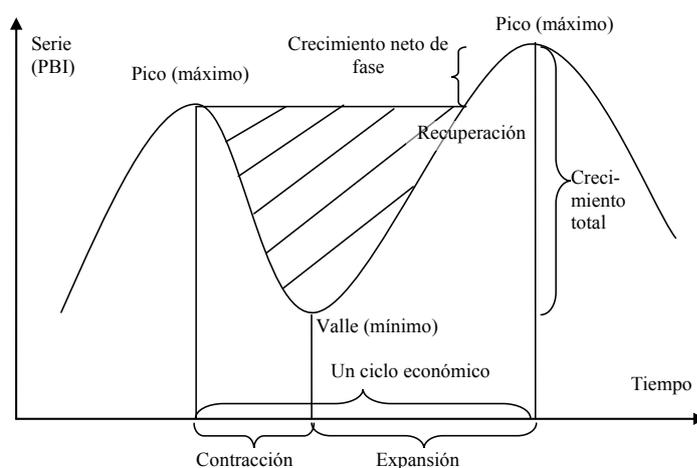
Queda entonces determinado un momento de expansión máxima de la producción de bienes y servicios en un ciclo de la actividad económica denominado cima, cresta o simplemente máximo, a partir del cual se da comienzo a un período de contracción o recesión, llamada también depresión si esta resulta ser muy profunda. Por el contrario, el punto más bajo del nivel de actividad agregada se llama valle o mínimo, luego del cual comienza una etapa de auge, expansión o crecimiento. En consecuencia, los ciclos económicos son secuencias recurrentes de expansión y contracción (variaciones positivas y negativas de la actividad), tal como se puede apreciar en el gráfico 1.

Son de especial interés para el análisis económico los momentos en que ocurren inflexiones en el sendero que describe la variable, ya que a partir de ellos pueden determinarse ciertas características de la serie en cuestión. Así, entre dos extremos sucesivos (máximo-mínimo y mínimo máximo) quedan demarcadas las distintas fases de los ciclos económicos. Por lo tanto, estos también pueden analizarse teniendo en cuenta las características de sus fases: la amplitud y la longitud.

Mientras que la longitud de una fase está medida por el tiempo que transcurre entre un máximo y un mínimo o, viceversa, la amplitud en términos absolutos es la diferencia entre los valores extremos de la variable considerada. Asimismo, la amplitud en términos relativos también resulta relevante ya que mide la importancia porcentual de la variación que se produjo en la fase.

Tanto las longitudes como las amplitudes de los ciclos económicos difieren entre países: mientras que las economías pequeñas y abiertas están más expuestas al comercio internacional, los países de gran tamaño lo están menos, ya que se basan más en su consumo interno. Lo mismo sucede entre países productores de materias primas y países manufactureros, que se hallan sujetos a distintos tipos de shock<sup>10</sup>.

**Gráfico 1. El ciclo económico**



Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

10) A este respecto, Burns y Mitchell (1946), que situaron los ciclos económicos en naciones cuyas actividades económicas se organizan mayormente en empresas, se preguntan si las distintas regiones geográficas pueden tener movimientos cíclicos sustancialmente diferentes de los de la Nación que las contiene; o bien si los ciclos desaparecen cuando se limita la libertad de las empresas o se restringe la competencia por acción de los monopolios.

Aunque los puntos de inflexión del ciclo se concentren en ciertos momentos del tiempo, una variable económica puede fluctuar en adelanto, en coincidencia o con rezago respecto de la serie del PIB, lo que se observa mediante la consistencia entre los máximos y mínimos de ambas series de tiempo. La relación entre las distintas variables económicas se estudia por medio de indicadores, series temporales que permiten construir modelos econométricos para extraer conclusiones acerca de la evolución futura de ciertas variables. Por caso, la serie temporal estimada del PIB es el indicador adoptado como representativo del nivel de actividad económica, que resulta ser la variable económica de referencia o patrón. Por lo tanto, un indicador será líder cuando la serie estudiada tienda a cambiar de dirección con anterioridad al cambio del ciclo económico (PIB), coincidente cuando lo haga en coincidencia con el ciclo económico, o rezagado si cambia con cierto retraso. Se presta especial atención a los indicadores líderes dado que estos posibilitan realizar pronósticos acerca de la evolución de los ciclos económicos y adoptar las medidas correspondientes. Por otro lado, analizando el grado de comovimiento de cada variable con el PIB, un indicador será procíclico (correlación positiva) si registra en su fase una variación en el mismo sentido que la serie temporal del PIB, anticíclico (correlación negativa) cuando la variación sea opuesta, y acíclico (sin correlación) cuando las variaciones de la serie temporal alternen su signo. Los primeros dos son los relevantes a la hora de predecir las futuras variaciones del nivel de actividad económica. Como se ve, el objetivo es anticipar lo más posible la ocurrencia probable de un cambio en la fase del ciclo económico aunque, por supuesto, no se trata de una técnica infalible debido a la existencia de patrones cíclicos cambiantes, lo que puede implicar la aparición de señales prematuras o falsas.

La elección y clasificación de las variables observadas como series coincidentes se realiza de acuerdo al cumplimiento de diferentes criterios económicos y estadísticos: i) máxima longitud o cobertura temporal de las series; ii) representatividad económica; iii) calidad estadística o estabilidad coherente en sus mediciones; iv) comportamiento suave o bajo predominio del componente irregular; v) prontitud en la disponibilidad de actualización de los datos; vi) periodicidad preferente mensual o trimestral, excepcionalmente; y vii) calidad del ajuste estacional.

El análisis de la totalidad de las series económicas representativas de la provincia resultó en una preselección de 16<sup>11</sup> series que cumplieron los criterios de selección descriptos anteriormente, es decir, el de un comportamiento coincidente entre sí en el tiempo.

Posteriormente, las series preseleccionadas fueron desestacionalizadas a través del programa X12-ARIMA<sup>12</sup> dado que en el modelo de Stock y Watson no se considera la inclusión de componentes estacionales de las variables observadas. El cuadro 2 muestra un análisis de correlación cruzada entre las series pre-seleccionadas, en donde el empleo, dada su escasa variabilidad se constituyó en la serie de referencia y el resto se correspondieron, de alguna manera, con ese desempeño.

---

11) Las series descartadas por el modelo fueron las que presentaron movimientos abruptos en el tiempo o fuertes cambios de composición en períodos breves. Asimismo, no fueron seleccionadas aquellas series que el programa consideró con un comportamiento de liderazgo respecto de otras series que fueron clasificadas como coincidentes.

12) El programa X12-ARIMA está disponible en: <http://www.census.gov/srd/www/x12a/>.

**Cuadro 2. Correlación cruzada entre las series económicas pre-seleccionadas. Período 1998.01-2010.11**

Serie (x)	Correlación y máximo valor de correlación cruzada con la serie de Empleo (e)	Tipo de serie <sup>1,2</sup>
Faena bovina	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.5131$ $\text{corr}(x_{t-1}; e_t) = 0.5408$	Procíclica Coincidente
Producción láctea	$\text{corr}(x_t; e_t) = -0.1260$ $\text{corr}(x_{t-35}; e_t) = -0.4065$	Acíclica Adelantada
Venta en supermercados	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.5950$ $\text{corr}(x_{t+6}; e_t) = 0.6170$	Procíclica Rezagada
Molienda industrial de soja	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.8485$ $\text{corr}(x_t; e_t) = 0.8485$	Procíclica Coincidente
Venta de autos	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.9247$ $\text{corr}(x_t; e_t) = 0.9247$	Procíclica Coincidente
Gas oil	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.3778$ $\text{corr}(x_t; e_t) = 0.3778$	Procíclica Coincidente
Naftas	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.6239$ $\text{corr}(x_{t+1}; e_t) = 0.6371$	Procíclica Coincidente
Ingresos brutos	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.9329$ $\text{corr}(x_t; e_t) = 0.9329$	Procíclica Coincidente
Recaudación tributaria	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.9346$ $\text{corr}(x_t; e_t) = 0.9346$	Procíclica Coincidente
Laminados en caliente	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.6865$ $\text{corr}(x_{t-1}; e_t) = 0.6929$	Procíclica Coincidente
Gas	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.8163$ $\text{corr}(x_{t-1}; e_t) = 0.8183$	Procíclica Coincidente
Hierro primario	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.2740$ $\text{corr}(x_{t-1}; e_t) = 0.2819$	Acíclica Coincidente
Tractores	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.7441$ $\text{corr}(x_t; e_t) = 0.7441$	Procíclica Coincidente
Energía	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.9446$ $\text{corr}(x_t; e_t) = 0.9446$	Procíclica Coincidente
Depósitos	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.2805$ $\text{corr}(x_{t-36}; e_t) = -0.5486$	Acíclica Adelantada
Préstamos	$\text{corr}(x_t; e_t) = 0.0845$ $\text{corr}(x_{t-36}; e_t) = -0.7034$	Acíclica Adelantada

Fuente: IPEC.

Para la selección se consideraron dos parámetros, por un lado, el signo y el valor (cercano a 1<sup>13</sup>) del coeficiente resultante de la correlación cruzada, y por otro lado, el tiempo (t) en que se da la mayor correlación entre esas series<sup>14</sup>.

A partir de la determinación precedente se procedió al análisis de componentes principales (véanse los cuadros 3 y 4). Del primero se desprende que, con la acumulación de los primeros tres componentes principales, se alcanza casi el 80% de la varianza explicada.

13) Un coeficiente de correlación positivo y cercano a 1 indica que las fluctuaciones de la variable en cuestión son coherentes con las de la serie de empleo. Por esta razón, cuando esto ocurre decimos que la serie es procíclica. Un coeficiente de correlación negativo y cercano a -1 indica que ocurre lo contrario y, en ese caso, decimos que la serie es anticíclica. Por último, un coeficiente de correlación cercano a cero indica que las fluctuaciones de la serie son esencialmente independientes de la serie de referencia, y entonces decimos que la serie es acíclica.

14) Se asigna la temporalidad de cada serie respecto al índice de referencia según el adelanto o rezago en el cual se presenta la mayor correlación entre la serie en cuestión y la serie de empleo. En este sentido, una serie es clasificada como adelantada si el mayor coeficiente de correlación entre dicha variable y el índice de referencia se da con un adelanto de este último superior al mes, mientras que se la considera como rezagada si el máximo coeficiente de correlación se produce entre la serie y un rezago del producto mayor al mes; por último, si el máximo valor de correlación se produce entre la serie y el empleo en su versión contemporánea o solamente con un mes de adelanto o rezago, se considera a dicha variable como coincidente.

### Cuadro 3. Análisis de componentes principales de las series preseleccionadas (En porcentaje)

Factor	Autovalor	Diferencia	Proporción	Acumulativo
Factor 1	7,81588	4,02193	0,4885	0,4885
Factor 2	3,79395	2,71983	0,2371	0,7256
Factor 3	1,07412	0,25250	0,0671	0,7927
Factor 4	0,82162	0,13342	0,0514	0,8441
Factor 5	0,68820	0,13184	0,0430	0,8871
Factor 6	0,55636	0,16635	0,0348	0,9219
Factor 7	0,39001	0,17744	0,0244	0,9463
Factor 8	0,21256	0,03569	0,0133	0,9595
Factor 9	0,17688	0,02243	0,0111	0,9706
Factor 10	0,15445	0,04462	0,0097	0,9803
Factor 11	0,10983	0,02472	0,0069	0,9871
Factor 12	0,08511	0,02800	0,0053	0,9924
Factor 13	0,05711	0,02715	0,0036	0,9960
Factor 14	0,02995	0,00701	0,0019	0,9979
Factor 15	0,02294	0,01191	0,0014	0,9993
Factor 16	0,01103		0,0007	1,0000

Fuente: IPEC.

En el cuadro 4 se presentan las correlaciones de las series económicas junto a los resultados de cada uno de los tres componentes principales.

### Cuadro 4. Matriz de componentes para los tres Factores principales (En porcentaje)

Variable	Factor 1	Factor 2	Factor 3
Faena	0,5296	-0,3469	-0,3880
Leche	-0,2338	0,5511	0,2084
Venta super	0,4904	0,7062	-0,1846
Soja	0,8848	-0,1541	-0,1526
Venta autos	0,9440	0,0441	0,0768
Gasoil	0,4377	0,3440	0,4605
Naftas	0,5798	0,6136	-0,1529
IB	0,9242	0,2243	-0,1342
Laminados	0,7997	-0,3091	0,3195
Gas	0,8824	-0,1947	0,0079
Hierro	0,4459	-0,5842	0,5439
Tractores	0,8327	-0,2634	0,2371
Energía	0,9507	-0,0605	-0,1890
Empleo	0,9641	0,1279	-0,1390
Depósitos	0,2013	0,9152	0,1504
Préstamos	-0,0041	0,9479	0,1779

Fuente: IPEC.

A partir de lo procesado estadísticamente, luego de un exhaustivo análisis se decidió como mejor aproximación para explicar el desempeño de la coyuntura económica local un modelo con las siguientes series: Empleo Privado Registrado, Consumo de Energía Eléctrica, Consumo de Gas, Consumo de Gas Oil, Recaudación real de Ingresos Brutos, Venta de Automotores y Ventas reales en Supermercados (véase el cuadro 5).

### Cuadro 5. Descripción de las series, unidades de medida de la información y fuente primaria componentes del modelo final

Nombre	Descripción de la serie	Unidad de medida	Fuente
Empleo	Cantidad de personas registradas en el Sistema Integrado de Jubilaciones y Pensiones como empleados del sector privado	Cantidad de personas	Ministerio de Trabajo y Seguridad de la Provincia de Santa Fe Ministerio de Trabajo y Seguridad de la Nación Sobre la base de datos del SIJP
Energía	Consumo de energía eléctrica: demanda de Distribuidores y Grandes Usuarios Mayoristas, en la provincia de Santa Fe	GWh	CAMMESA
Gas	Consumo de gas total en la provincia de Santa Fe	Miles de metros cúbicos de 9.300 kcal	ENARGAS
Gas oil	Consumo de gas oil en la provincia de Santa Fe	Metros cúbicos	Secretaría de Energía
Ingresos Brutos	Recaudación del impuesto a los Ingresos Brutos de la provincia de Santa Fe <sup>a</sup>	En pesos	Ministerio de Economía de la Provincia de Santa Fe, Administración Provincial de Impuestos
Autos	Ventas de automotores a concesionarios comercializados por las terminales radicadas en la Provincia de Santa Fe	Cantidad de unidades	ADEFA
Ventas en super-mercados	Total de ventas <sup>a</sup>	Miles de pesos	INDEC

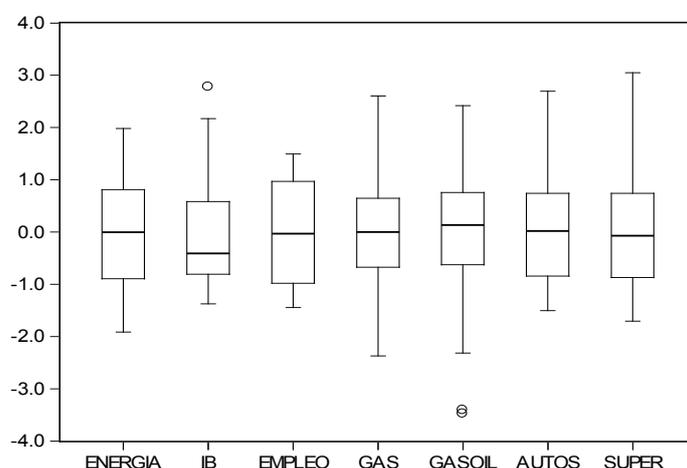
Fuente: IPEC.

<sup>a</sup> La serie se deflacta con el Índice de Precios al Consumidor (IPC) para la provincia de Santa Fe elaborado por el IPEC.

En el gráfico 2 se presenta un diagrama de cajas múltiple que describe cada una de las series económicas disponibles para la estimación del indicador agregado de la actividad económica. Para poder comparar los rangos de todas ellas y representarlas gráficamente de forma conjunta, las variables están estandarizadas, es decir a cada observación se le resta su media y se divide por su desviación estándar.

Se puede visualizar que las series muestran rangos de variación similares. También se destaca la existencia de rangos atípicos, *outliers*, en las series correspondientes a la Recaudación real de Ingresos Brutos (IB en el gráfico) y la de Gas Oil. Respecto de las series de Venta de Automotores, Ventas en Supermercados y Recaudación real de Ingresos Brutos se aprecia una asimetría hacia la derecha en la distribución.

**Gráfico 2.** Diagrama de cajas de las series económicas estandarizadas consideradas para la estimación del indicador agregado coincidente. Período 1998.01-2013.03



Fuente: IPEC.

### 3. Ajuste estacional de las series económicas coincidentes

El modelo de Stock y Watson no considera la inclusión de componentes estacionales de las variables observables dentro de la especificación de la relación entre  $\Delta x_t$  y  $\Delta c_t$ , supone que los datos están ajustados por estacionalidad, y por este motivo es necesario desestacionalizar las series antes de realizar la estimación del modelo.

Para la desestacionalización de las series económicas consideradas en la estimación del indicador agregado coincidente se utiliza el programa X12-ARIMA, como ya se señaló. Al realizar esta elección se tiene en cuenta la disponibilidad, las actualizaciones periódicas, su relativamente fácil acceso, abundante bibliografía y manuales existentes y la creciente utilización del mismo.

Los principales resultados del primer módulo del ajuste estacional, modelo RegARIMA, se presentan en el cuadro 6, a continuación. En todos los ajustes se encuentran errores de predicción para los últimos tres años inferiores al 10%.

También se observa que en todas las series la probabilidad del estadístico Q de Ljung-Box indica que no se puede rechazar la hipótesis nula de que los residuos del modelo ajustado son ruido blanco.

Tres de las siete series analizadas no tienen patrones estacionales que interactúen con la tendencia y en ellas el mejor ajuste se logra en niveles (sin transformación logarítmica), estas decisiones se toman conforme con el criterio de Akaike corregido por la longitud de la serie. En algunos casos se seleccionan variables de efectos calendarios, según el mismo criterio de Akaike, los resultados se presentan en la última columna del cuadro 6.

El programa X12-ARIMA permite la detección automática de valores extremos, cambios de nivel y cambios temporarios, o cualquier combinación de estos tres. Una vez que han sido identificados los *outliers* (cualquiera de los tres tipos de *outliers* mencionados anteriormente), las variables de regresión apropiadas son incorporadas al modelo y luego éste se reestima. Este procedimiento es repetido hasta que no se encuentren más *outliers*. Los valores absolutos de las estadísticas *t* de las variables de regresión incorporadas al modelo por la presencia de valores extremos, cambios de nivel y cambios temporarios, son comparados con valores críticos especificados por el programa o bien pueden ser especificados por el usuario. Se puede observar que la mayoría de las series consideradas para la estimación del indicador compuesto presentan valores extremos (ver cuadro 6).

**Cuadro 6. Ajuste estacional de las series del modelo**

Serie	Período		Transformación	Modelo elegido	Error de predicción	Regresores
	Inicio	Fin				
Empleo	1998.01	2013.03	Niv	(021)(011)	0,44	LS
Energía	1998.01	2013.03	Log	(011)(011)	4,43	LS, AO
Gas	1998.01	2013.03	Log	(100)(011)	6,27	TD, Easter, TC, LS
Gasoil	1998.01	2013.03	Log	(100)(011)	5,43	AO, LS
Ingresos brutos	1998.01	2013.03	Log	(212)(011)	4,42	AO, TC, LS
Autos	1998.01	2013.03	Niv	(011)(011)	9,57	AO, TC
Supermercados	1998.01	2013.03	Niv	(011)(011)	2,01	TD, Easter, LS

Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

<sup>1</sup> Regresores:

**Easter [k]:** estima el efecto Pascuas mediante la incorporación de una variable presuponiendo que el nivel de actividad diario cambia *k* días antes del domingo de Pascuas y se mantiene constante a ese nivel hasta el sábado anterior a Pascuas.

**TD:** indica el tipo de ajuste por días hábiles, en los casos, en los que se incluye en la regresión, representa seis variables que toman como valor el número de veces que se presenta cada día de la semana, de lunes a sábado, en el mes en particular, menos el número de domingos.

**TC (temporary change):** tiene en cuenta un aumento o disminución abrupta en el nivel de la serie que vuelve a su nivel previo de manera exponencial rápidamente.

**LS (level shift):** aumenta o disminuye todas las observaciones en alguna cantidad constante a partir de un momento de tiempo.

**AO (additive outliers):** afectan solamente una observación de la serie de tiempo.

Entre las medidas de control del ajuste estacional se presenta, en el cuadro 7, una evaluación global del ajuste denominada Q, estimada como un promedio ponderado de las once estadísticas M<sup>1</sup>. Si Q es menor que 1, el ajuste estacional es aceptado. Si Q toma valores entre 1 y 1.2 el ajuste estacional es condicionalmente rechazado, y si el valor de Q se encuentra entre 1, 2 y 3, el ajuste estacional es rechazado. El programa X12-ARIMA ofrece también una segunda medida de calidad de ajuste denominada Q2. Para su cálculo se excluye M2 del promedio ponderado. Los resultados obtenidos indican que el ajuste estacional es aceptado en todas las series analizadas.

**Cuadro 7. Medidas de control del ajuste estacional: cantidad de fallas en el ajuste**  
(En cantidades y coeficientes en porcentajes)

Series	Número de fallas en las medidas de la calidad del ajuste estacional												Q	Q2
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11			
Empleo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,21	0,23	
Energía	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,45	0,42	
Gas	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,39	0,39	
Gasoil	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,60	0,59	
Ingresos brutos	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,50	0,54	
Autos	1	0	0	0	0	0	0	1	0	2	1	0,81	0,88	
Supermercados	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,20	0,22	

Fuente: IPEC.

Estadísticos M1-M11, Q y Q2: número de fallas de cada estadístico.

0: valor del estadístico menor que 1.

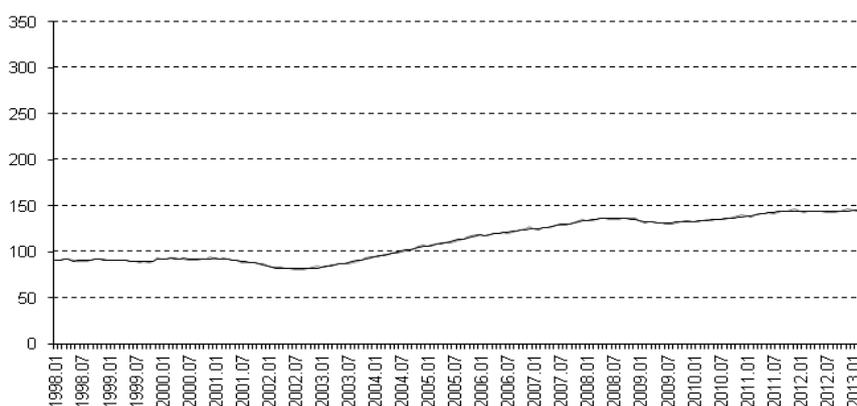
1: valor del estadístico mayor o igual que 1 y menor que 2.

2: valor del estadístico mayor o igual que 2 y menor que 3

3: valor del estadístico igual a 3.

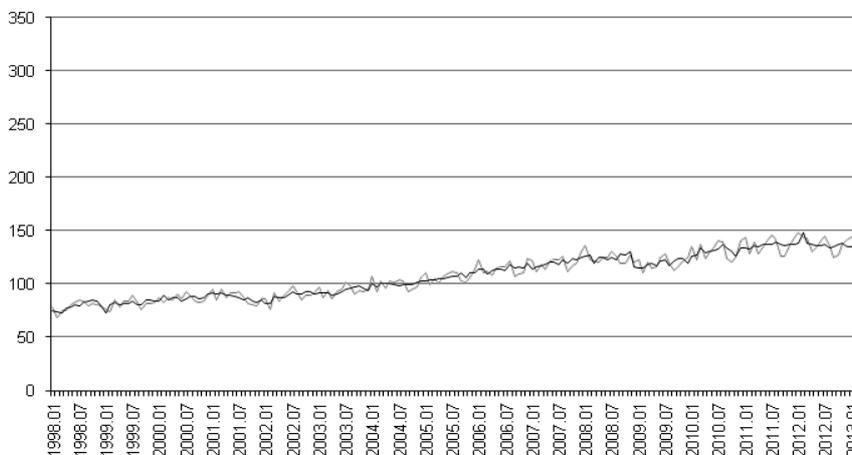
A continuación se presentan las series, para el período enero de 1998 a marzo de 2013, en índices base 2004=100, estimados sobre valores originales y desestacionalizados.

**Gráfico 3. Empleo privado registrado. Período enero de 1998 a marzo de 2013**  
(En índices base 2004=100 sobre valores originales y desestacionalizados)



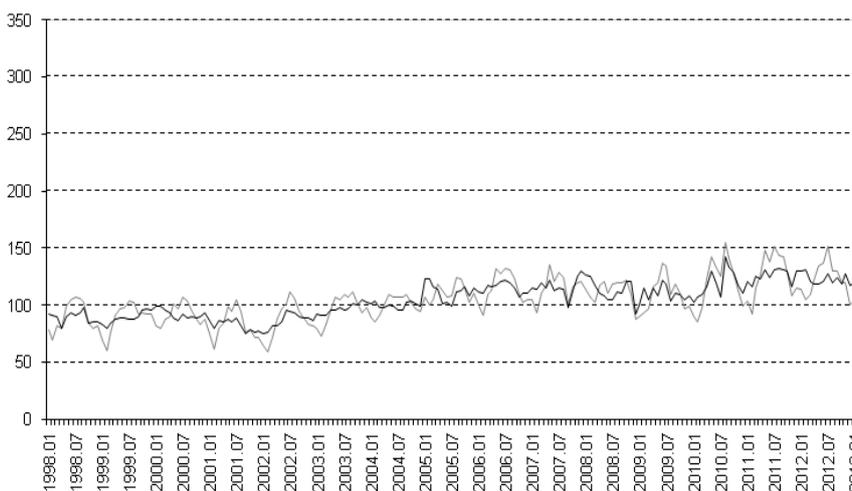
Fuente: IPEC sobre datos del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

**Gráfico 4. Consumo de Energía Eléctrica. Período enero de 1998 a marzo de 2013**  
(En índices base 2004=100 sobre valores originales y desestacionalizados)



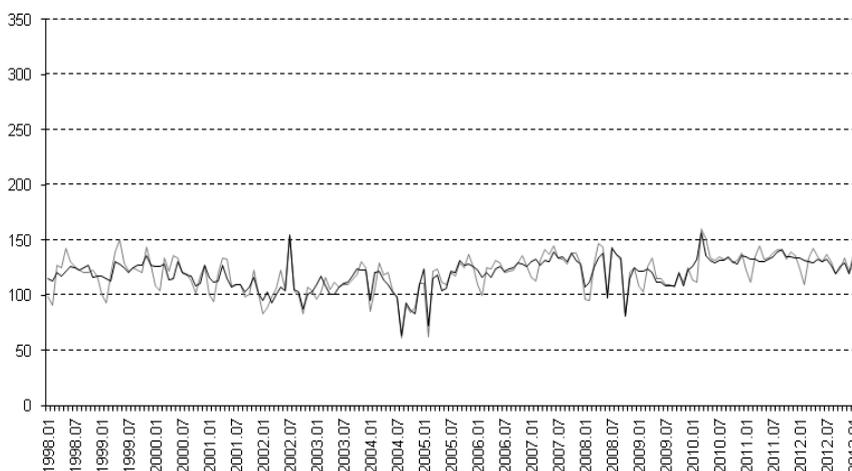
Fuente: IPEC sobre datos de CAMESA.

**Gráfico 5. Consumo de Gas. Período enero de 1998 a marzo de 2013**  
(En índices base 2004=100 sobre valores originales y desestacionalizados)



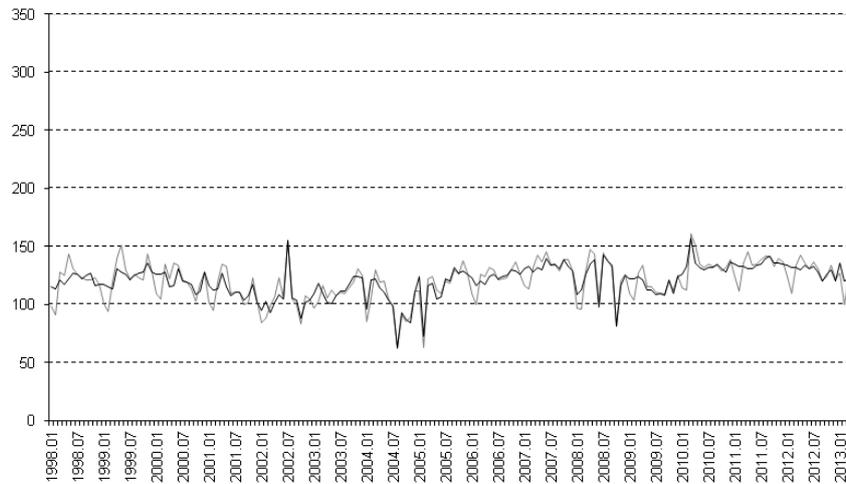
Fuente: IPEC sobre datos del ENARGAS.

**Gráfico 6. Consumo de Gasoil. Período enero de 1998 a marzo de 2013**  
(En índices base 2004=100 sobre valores originales y desestacionalizados)



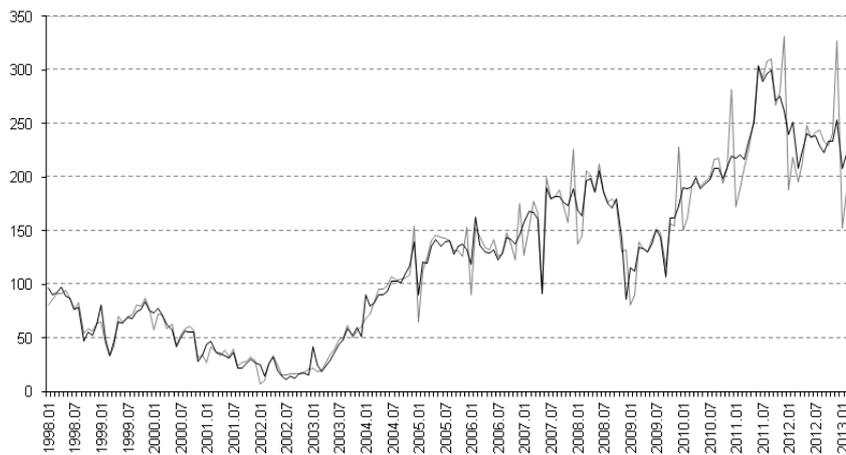
Fuente: IPEC sobre datos de la Secretaría de Energía de la Nación.

**Gráfico 7. Recaudación real de ingresos brutos. Período enero de 1998 a marzo de 2013**  
(En índices base 2004=100 sobre valores originales y desestacionalizados)



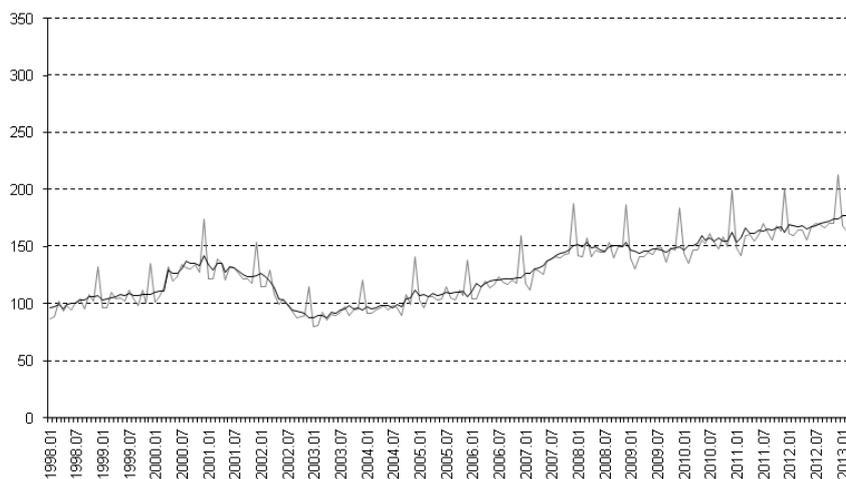
Fuente: IPEC sobre datos oficiales.

**Gráfico 8. Venta de autos. Período enero de 1998 a marzo de 2013**  
(En índices base 2004=100 sobre valores originales y desestacionalizados)



Fuente: IPEC sobre datos de ADEFA.

**Gráfico 9. Ventas reales en supermercados. Período enero de 1998 a marzo de 2013**  
(En índices base 2004=100 sobre valores originales y desestacionalizados)



Fuente: IPEC sobre datos del INDEC.

## V. Presentación y análisis de resultados

### 1. Estimación del modelo

En el cuadro 8 se presenta la especificación final y los parámetros estimados del modelo de Stock y Watson estimado para los datos de las siete series económicas seleccionadas de la provincia de Santa Fe.

**Cuadro 8. Estimación del modelo de stock y watson**

Parámetro	Series económicas coincidentes						
	Empleo	Energía	Gas	Gasoil	IB	Autos	Super
$\gamma_0$	0,39 (0,08)	0,22 (0,07)	0,15 (0,06)	0,11 (0,05)	0,35 (0,09)	0,14 (0,06)	-0,07 (0,08)
$d_1$	0,35 (0,09)	-0,46 (0,08)	-0,35 (0,07)	-0,64 (0,07)	-0,56 (0,10)	-0,36 (0,07)	-0,19 (0,07)
$d_2$	0,18 (0,10)	-0,34 (0,08)	-0,29 (0,07)	-0,45 (0,08)	-0,30 (0,12)	-0,30 (0,08)	
$d_3$	0,27 (0,08)	-0,16 (0,07)	-0,16 (0,07)	-0,22 (0,07)	-0,22 (0,11)	-0,20 (0,08)	0,24 (0,07)
$d_4$			-0,16 (0,07)		(0,07)	-0,13 (0,07)	0,23 (0,07)
$\sigma$	0,60 (0,06)	0,87 (0,05)	0,92 (0,05)	0,83 (0,04)	-0,16 (0,08)	0,92 (0,04)	0,94 (0,05)
$\varphi_1$				0,34 (0,19)	0,79		
Logaritmo de la verosimilitud							1 601,0
AIC							3 280,0
BIC							3 403,9

Fuente: IPEC

Como se puede visualizar en el cuadro 8, en el modelo seleccionado se incorpora la variable subyacente estado de la economía relacionada de manera contemporánea con todas las series económicas consideradas en la estimación. El orden autorregresivo de los componentes idiosincrásicos difieren para cada una de las series económicas seleccionadas, siendo estadísticamente significativos en varios casos, los procesos autorregresivos de orden 4. En cambio la ecuación de estado se encuentra especificada como un proceso autorregresivo de orden uno, si bien se han probado estructuras autorregresivas más complejas, los coeficientes correspondientes a órdenes superiores a uno son estadísticamente no significativos.

Las contribuciones más importantes al crecimiento del índice compuesto las aportan la recaudación del impuesto a los ingresos brutos, donde quedan representadas una gran variedad de actividades productivas y de servicios y la demanda de energía eléctrica, que refleja el nivel de la producción industrial, el comercio y el consumo residencial (cuadro 9).

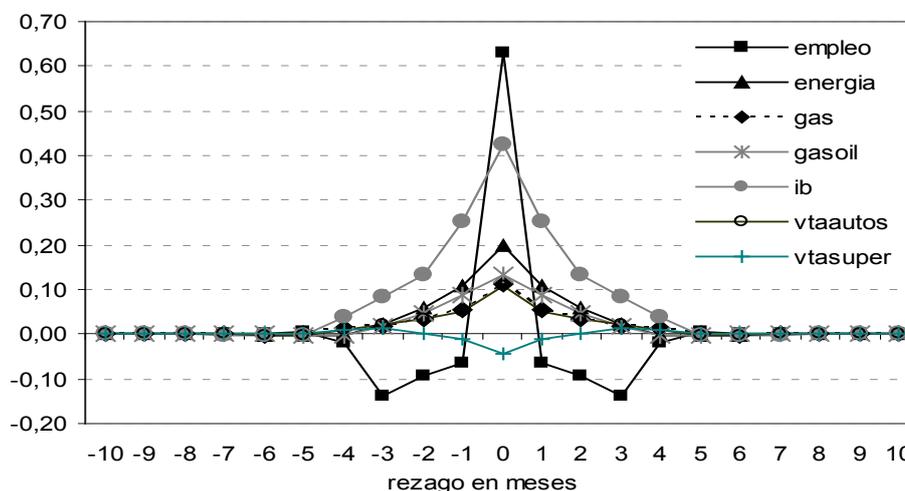
**Cuadro 9. Contribución relativa porcentual de cada serie a cambios mensuales en el indicador agregado coincidente**

Nombre de la serie	Ponderación en porcentajes
Empleo registrado privado	6,0
Consumo de energía total	18,3
Consumo de gas industrial	10,9
Consumo de gasoil	11,8
Recaudación de ingresos brutos	40,7
Producción automotriz	10,5
Ventas de supermercados	1,8

Fuente: IPEC

Se observa que los filtros están concentrados alrededor del rezago 0 y reflejan que cada uno de los indicadores económicos tienen una influencia significativa en el indicador agregado de la economía santafesina (véase el gráfico 10).

**Gráfico 10.** suavizado de kalman para el modelo seleccionado



Fuente: IPEC

En el cuadro 10 se presentan los resultados del contraste de especificación. Solamente cinco de los 98 valores de probabilidad asociada (5,1%) son menores a 0,05, lo que indica que la especificación del modelo satisface este contraste razonablemente bien.

**Cuadro 10.** Contraste de especificación, valores P

Regresores: constante y seis rezagos de:		Variable dependiente: error de pronóstico un paso hacia adelante de la serie económica coincidente correspondiente						
		Empleo	Energía	Gas	Gasoil	IB	Autos	Super
Error de pronóstico un paso hacia adelante	Empleo	0,45	0,82	0,35	0,81	0,43	0,25	0,00
	Energía	0,66	0,44	0,44	0,71	0,16	0,88	0,37
	Gas	0,28	0,67	0,01	0,89	0,12	0,77	0,34
	Gasoil	0,79	0,50	0,58	0,17	0,20	0,35	0,92
	IB	0,28	0,50	0,57	0,15	0,89	0,82	0,25
	Autos	0,03	0,29	0,21	0,37	0,47	0,82	0,68
	Super	0,72	0,54	0,91	0,50	0,68	0,75	0,90
Serie económica coincidente transformada	$\Delta \ln(\text{Empleo})$	0,78	0,74	0,36	0,92	0,59	0,14	0,00
	$\Delta \ln(\text{Energía})$	0,36	0,69	0,11	0,58	0,22	0,84	0,63
	$\Delta \ln(\text{Gas})$	0,13	0,71	0,06	0,85	0,14	0,64	0,44
	$\Delta \ln(\text{Gasoil})$	0,85	0,73	0,57	0,16	0,15	0,43	0,96
	$\Delta \ln(\text{IB})$	0,11	0,85	0,81	0,15	0,94	0,97	0,20
	$\Delta \ln(\text{Autos})$	0,03	0,46	0,27	0,51	0,43	0,57	0,50
	$\Delta \ln(\text{Super})$	0,60	0,72	0,94	0,45	0,68	0,95	0,95

Fuente: IPEC.

Nota: los valores presentados en la tabla corresponden a las probabilidades asociadas de una regresión del error de pronóstico un paso hacia adelante en una constante y seis rezagos del regresor indicado. Se calcularon las probabilidades asociadas a un test F que postula que los coeficientes (a excepción de la constante) son todos iguales a cero.

Al mismo tiempo es necesario evaluar si el indicador agregado coincidente cumple con una de las características principales de un buen indicador agregado económico, la estabilidad a lo largo del tiempo. Esto implica que algunas características del indicador agregado, tales como su gráfica, los puntos de giro y la contribución de las series sectoriales coincidentes, son robustas ante cambios en el período muestral. Esta propiedad se comprueba estimando el modelo para varios períodos de tiempo, encontrándose robustez del modelo ante cambios en el período muestral.

## 2. Análisis de resultados

Los resultados del ISAE Santa Fe, anualizados, mantuvieron un comportamiento muy similar al registrado en el cálculo del PB provincial en el mismo período de análisis y, especialmente, a partir del año 2008. En efecto, en los primeros años de la serie el indicador sintético mostró una desaceleración desde el año 2004 que culminó en el 2007, las tasas registradas en esos períodos fueron del 8,2% (en 2004, respecto del año inmediato anterior), 5,7% (2005), 5,0% (2006) y 6,2% (2007). Por el lado de la evolución del PB, la mayor diferencia se registró en el año 2005 cuando se computó una variación porcentual superior al 8% respecto de 2004, al año siguiente se verifica una desaceleración, y luego, vuelve a crecer a casi un 9% en 2007 (véase el cuadro 11).

Posteriormente, en el año 2008, las variaciones interanuales convergieron a alrededor del 4% en ambos indicadores, y al año siguiente, el comportamiento fue negativo, por el lado del PB provincial del -2,9% y del ISAE de Santa Fe del -2,3%. En 2010, se registró la mayor variación relativa en ambos indicadores, 9% y 10% según PB provincial e ISAE, respectivamente. En 2011, nuevamente se desaceleraron.

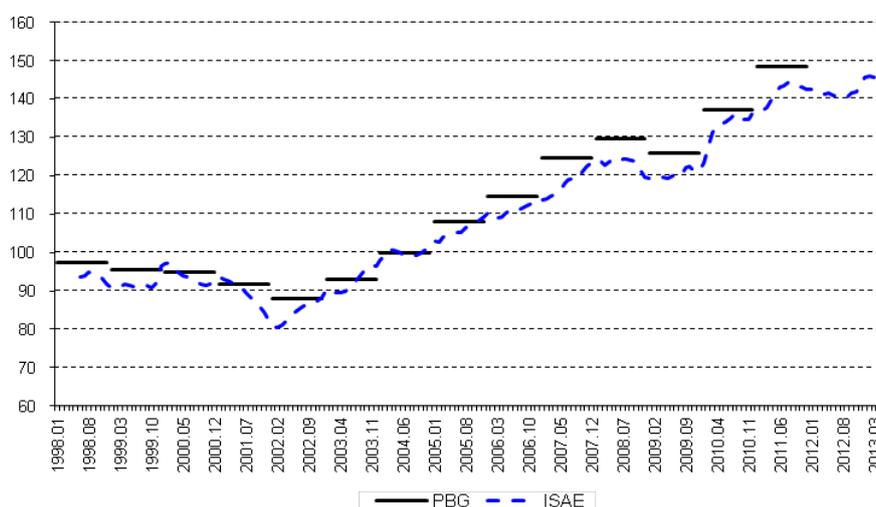
El comportamiento del PB provincial se mantuvo en la línea del ISAE (comparados en índices base 2004=100, como muestra el gráfico 11), sin embargo se observó que desde al año 2007, al momento en que el primero no captura la desaceleración del año 2005, se conservó en un nivel más alto, esta tendencia se prolongó en el año 2011, con datos provisorios del mismo.

**Cuadro 11.** Evolución anual de PB provincial e ISAE de Santa Fe  
(En porcentajes respecto al mismo período del año inmediato anterior)

Año	PB provincial	ISAE Santa Fe
2004	7,4	8,2
2005	8,2	5,7
2006	5,8	5,0
2007	8,8	6,2
2008	4,1	4,4
2009	-2,9	-2,3
2010	9,0	10,3
2011	8,3	6,3
2012	s/d	0,2
2013 – primer trimestre	s/d	2,3

Fuente: IPEC

**Gráfico 11.** Evolución del PB provincial y el ISAE de Santa Fe  
(En índices base 2004=100)



Fuente: IPEC sobre la base de datos del INDEC, Ministerio de Economía de la Nación.

En el mes de marzo de 2013, el ISAE Santa Fe alcanzó un nivel de 145,2 puntos sobre la base de cálculo (2004) implicando una muy leve retracción (-0,5%) respecto del de febrero del mismo año. Teniendo en cuenta el comportamiento interanual del indicador a marzo, la variación fue positiva en alrededor del 2,2%.

Para el primer trimestre de 2013 dicho indicador presentó un nivel de 145,5 con una variación interanual del 2,3%, evidenciando un movimiento ascendente del nivel de actividad respecto del mismo período del año precedente.

La explicación del resultado agregado comprendió el comportamiento de cada una de las series integrantes del modelo. Si se observa el comportamiento de esta serie luego de haber eliminado los efectos de la estacionalidad y valores atípicos (*ouliers*), el crecimiento fue positivo en un 3,3%.

El consumo de energía eléctrica ajustado por estacionalidad mostró una caída del consumo del 4,8% (véase el cuadro 12).

Tanto el consumo de gasoil, como el de gas crecieron en marzo de 2013 un 1% y un 5,6%, respectivamente, en relación al mes de febrero, una vez eliminados los efectos estacionales

La venta de automotores se incrementó en marzo de 2013 en un 3,9% respecto del mes de febrero, luego del ajuste estacional

Las ventas reales en supermercados una vez que fue eliminada la estacionalidad en dicha serie cayeron un 1,7%.

Por último, el empleo registrado desestacionalizado presentó un leve movimiento descendente (-0,2%) (véase cuadro 12).

**Cuadro 12. Evolución reciente de las series económicas desestacionalizadas**  
(En porcentajes)

Período	Empleo		Energía		Gas		Gasoil		Ingresos Brutos reales		Autos		Ventas super reales	
	Mes	12 meses	Mes	12 meses	Mes	12 meses	Mes	12 meses	Mes	12 meses	Mes	12 meses	Mes	12 meses
<b>2012</b>														
Ene.	0,1	4,0	0,7	3,1	0,1	7,8	-0,6	-0,7	-1,4	4,6	-8,7	10,0	3,8	10,2
Feb.	-0,1	3,4	7,4	12,0	0,5	12,7	-1,3	-0,8	-1,3	9,8	5,2	14,2	-0,3	7,1
Mar.	0,1	3,1	-6,5	2,2	-7,4	-3,1	-0,6	-0,9	-0,6	16,7	-17,4	-3,8	-0,5	1,0
Abr.	0,0	2,5	-1,2	1,6	-1,7	-3,5	-1,1	-1,0	-1,1	-0,5	8,3	-3,4	0,4	4,0
May.	0,1	2,0	-0,7	-0,4	-0,5	-9,6	2,8	1,8	2,8	5,1	6,8	-4,1	-1,6	2,1
Jun.	-0,2	1,2	0,1	-0,6	2,3	-2,8	-2,1	-2,0	-2,1	-4,7	-1,4	-21,9	1,1	1,9
Jul.	-0,1	0,9	0,3	-0,4	5,4	-2,4	1,8	-1,4	1,8	-3,5	0,6	-17,5	0,8	2,9
Ago.	-0,1	0,1	-1,9	-3,7	-6,0	-9,0	-3,7	-8,5	-3,7	2,1	-4,3	-22,9	1,2	3,0
Set.	-0,3	-0,1	0,8	-1,2	3,3	-4,9	-6,3	-15,1	-6,3	-2,8	-2,7	-25,8	0,4	4,1
Oct.	0,2	0,0	1,7	0,8	-4,7	-8,9	5,0	-7,0	5,0	4,2	5,1	-14,0	0,8	3,6
Nov.	-0,2	-0,6	0,8	1,1	8,1	9,5	3,2	-4,1	3,2	7,7	-0,3	-15,6	0,7	4,0
Dic.	0,6	0,2	-2,3	-1,3	-8,4	-10,0	-7,6	-10,8	-7,6	4,1	9,0	-3,2	0,2	6,9
<b>2013</b>														
Ene.	0,7	0,8	-0,4	-2,5	2,5	-7,8	13,2	1,6	13,2	19,3	-17,8	-12,9	2,0	5,1
Feb.	0,1	1,0	-0,4	-9,5	0,3	-8,0	-11,4	-8,9	-11,4	20,7	6,3	-12,0	-0,1	5,3
Mar.	-0,2	0,7	-4,8	-7,9	5,6	5,0	1,0	-7,4	1,0	10,6	3,9	10,7	-1,7	4,1

Fuente: IPEC

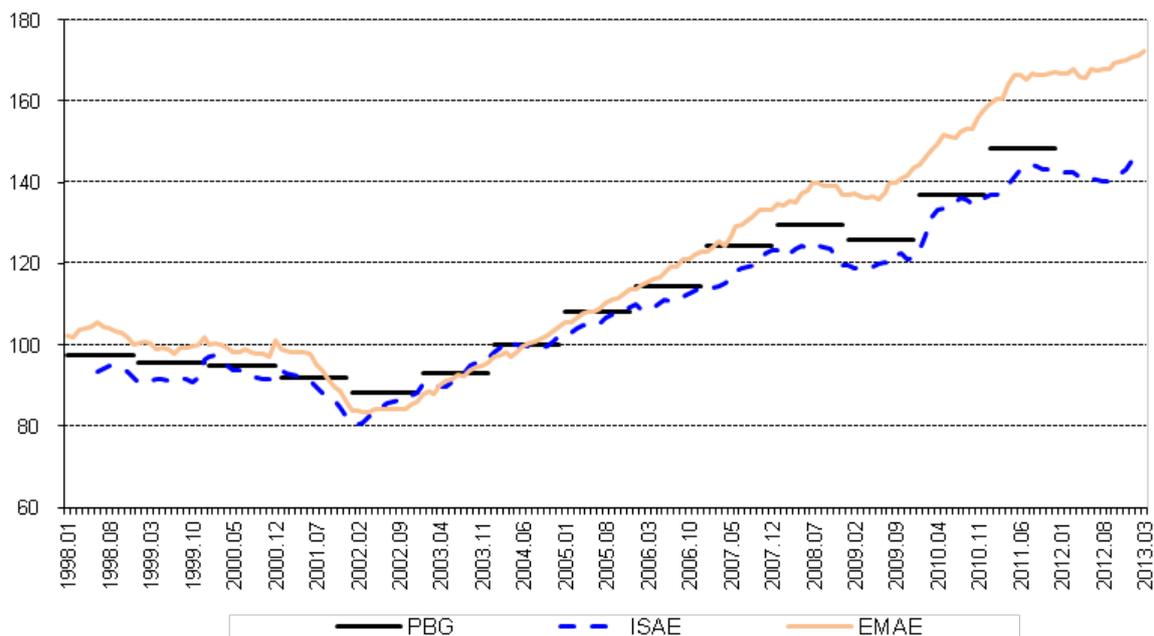
### 3. Comparación con indicadores nacionales

El estimador mensual de la actividad económica (EMAE) refleja las variaciones de la actividad económica a nivel nacional con periodicidad mensual, su desempeño en los últimos años mostró dos etapas bien diferenciadas: la primera abarcó el período 2004/2007, en el cual las variaciones interanuales fueron superiores al 8,5%. En el mismo lapso, el ISAE Santa Fe registró una desaceleración desde el año 2004, influidas por razones climáticas que afectaron fuertemente al sector agropecuario, hasta el año 2007, cuya variación interanual fue superior al 6%, que recordar que en los años previos, los porcentajes de variación habían sido menores a ese valor.

El segundo período abarcó los años 2008/2012, en particular se evidenció cierta volatilidad en el cálculo nacional del EMAE ya que en dos períodos (2010 y 2011) fluctuó con sendas variaciones porcentuales de alrededor del 9%, pero en el año 2009 y desde 2012, las variaciones fueron mucho menores, en el primer caso como consecuencia de la crisis financiera internacional que deprimió la demanda externa y en el 2012, como consecuencia de la caída de la demanda interna. Por su lado, el ISAE mostró un signo negativo (en la misma línea del comportamiento del PB provincial) en el año 2009 y variaciones interanuales menores (respecto del ISAE) en el bienio 2011/2012.

El efecto de las diferencias de comportamiento en los períodos señalados se aprecia en el gráfico 12, en particular se puede observar como el EMAE se aleja, a partir del año 2007 y cada vez con diferencias más amplias del sendero de crecimiento del ISAE Santa Fe y, por ende, del producto bruto provincial.

**Gráfico 12. Evolución del Estimador Mensual de la Actividad Económica Nacional (EMAE) y el ISAE de Santa Fe (En índices base 2004=100)**



## VI. Antecedentes nacionales y provinciales

La tarea de estimar indicadores compuestos coincidentes de la actividad económica nacional o regional para el caso de Argentina se aborda en muy pocos trabajos. Siguiendo la metodología tradicional que propone el NBER con diferentes variantes, se pueden citar un trabajo que realiza la Universidad Torcuato di Tella (1999) donde se elaboran índices coincidentes y líderes a nivel nacional y los trabajos desarrollados por el equipo del "Programa de Ciclos Económicos Argentinos" de la Universidad de Tucumán, cuyo director es Juan Mario Jorrat, que construyen índices de actividad económica para algunas provincias del país.

### Provincia de Tucumán

Jorrat (2003) usa la metodología de construcción de indicadores nacionales del ciclo económico propuesta por NBER (con algunas modificaciones) para calcular el índice mensual de actividad económica de Tucumán (IMAT). Las variables que forman el mismo son:

**Cuadro 13. Series componentes del IMAT (Provincia de TUCUMÁN)**

Serie	Descripción	Serie	Descripción
01	Venta de supermercados	06	Producción de azúcar
02	Total de gas entregado para la industria	07	Números de puestos de trabajos de asalariados declarados en el Sistema integrado de jubilaciones y pensiones
03	Consumo industrial de energía eléctrica		
04	Recaudación total		
05	Cheques compensados en Cámara		

Fuente: Universidad Nacional de Tucumán.

### Provincia de Córdoba

El indicador compuesto coincidente mensual para Córdoba se calcula en el marco metodológico del "Programa de Ciclos Económicos Argentinos" de la Universidad de Tucumán dirigido por Jorrat. Las series que integran el ICA-COR son:

**Cuadro 14. Series componentes del ICA-COR (Provincia de CÓRDOBA)**

Serie	Descripción	Serie	Descripción
01	Remuneración real de asalariados	06	Venta de supermercados
02	Número de puestos de trabajo asalariados	07	Patentamiento de vehículos cero kilómetro
03	Consumo de gas industrial	08	Superficie autorizada para construcciones privadas
04	Consumo de energía eléctrica industrial	09	Ventas de naftas y GNC
05	Ventas de gasoil	10	Recaudación ingresos brutos

Fuente: Universidad Nacional de Córdoba.

### Provincia de Santa Fe

El Centro de Estudios y Servicios de la Bolsa de Comercio de Santa Fe calcula un Índice Compuesto de la Actividad Económica (ICASFe) sobre el marco metodológico transferido por el equipo de ciclos económicos de la Universidad Nacional de Tucumán desde el mes de enero de 1994. Este indicador compuesto coincidente está integrado por 14 series económicas, que se describen en el cuadro 15.

### Cuadro 15. Series componentes del ICASFE (Provincia de Santa Fe)

Serie	Descripción	Serie	Descripción
01	Número de puestos de trabajo registrados en la provincia	08	Producción industrial de lácteos
02	Masa de remuneraciones reales percibida por los asalariados	09	Molienda de oleaginosas
03	Índice de demanda laboral	10	Venta de maquinaria agrícola
04	Consumo de energía eléctrica industrial	11	Recaudación tributaria de la provincia y coparticipación
05	Consumo de gas industrial	12	Ventas reales de supermercados
06	Consumo de hidrocarburos líquidos	13	Consumo de cemento Pórtland
07	Faena de ganado bovino y porcino	14	Patentamiento de vehículos nuevos

Fuente: Centro de Estudios y Servicios de la Bolsa de Comercio de Santa Fe.

### Provincia de Chaco

El Departamento de Información Económica y Social (DIES) perteneciente al Ministerio de Hacienda y Finanzas Públicas, produce un Indicador Sintético de la Actividad Económica (IMACH). Para la construcción de este indicador se adoptó la metodología desarrollada por el equipo de "Ciclos Económicos Argentinos" de la Universidad de Tucumán, la cual se utiliza también, como se comentó previamente, en la elaboración de los índices agregados de Córdoba, Tucumán y Santa Fe. En este caso la cantidad de series incorporadas al modelo son nueve (véase el cuadro 16).

### Cuadro 16. Series componentes del IMACH (Provincia de Chaco)

Serie	Descripción	Serie	Descripción
01	Venta de supermercados	06	Empleo formal
02	Venta de electrodomésticos	07	Remuneración bruta total
03	Despacho de cemento	08	Recaudación total AFIP
04	Consumo de hidrocarburos	09	Recursos nacionales
05	Electricidad industrial		

Fuente: Departamento de Información Económica y Social de Chaco.

El enfoque de construcción de índices compuestos propuestos en estos trabajos parte de la estimación de un promedio ponderado de varias variables económicas observadas que se suponen correlacionadas contemporáneamente con el estado de la economía. En contraste con este enfoque, este informe se inscribe dentro de la metodología desarrollada por Stock y Watson, descrita en el capítulo III. La idea clave para comprender la diferencia entre estas dos metodologías está en el uso del filtro de Kalman. En el enfoque propuesto por el equipo dirigido por Jorrat el primer paso consiste en calcular el cambio mensual que se produce en cada una de las variables que integran el índice. Luego estos cambios porcentuales se ponderan de modo que las variables incidan en el comportamiento del índice en proporción inversa a su variabilidad relativa. Este esquema se denomina "de pesos iguales", dado que si cada serie de cambio mensual fuera normalizada dividiendo por su desviación estándar, entonces las ponderaciones serían todas iguales. Además, el índice compuesto se forma sólo considerando los valores contemporáneos de los indicadores, esto es, se utiliza la información histórica para calcular las ponderaciones pero se ponderan únicamente las últimas variaciones de cada indicador. De esta forma, el índice suaviza solamente a través de los indicadores, y además, la selección de las ponderaciones es arbitraria y carece de fundamentación estadística. En cambio, el filtro de Kalman, suaviza tanto a través de los indicadores como del tiempo, y dado que las ponderaciones son estimadas por máxima verosimilitud, son óptimas. Por lo tanto, esta metodología, comparada con la tradicional del NBER, posee la ventaja de incorporar no sólo información contemporánea sino también histórica y además utiliza un modelo probabilístico formal para construir el indicador compuesto.

## Bibliografía

- Abril, J. C. (1999), *Análisis de Series de Tiempo Basado en Modelos de Espacio de Estado*, EUDEBA, Buenos Aires.
- Altissimo, F.; Marchetti, D. J.; Oneto, G. P. (2000), "The Italian Business Cycle: Coincident and Leading Indicators and Some Stylized Facts", Banca D'Italia, *Temi di Discussione*, n° 377.
- Azevedo, J.; Koopman, S.; Rua, A. (2003), "Tracking growth and the business cycle: a stochastic common cycle model for the euro area", Banco de Portugal, *Working Paper* n°. 16/03.
- Barcellan, R. (1994), "ECOTRIM: A program for temporal disaggregation of time series", *INSEEurostat Workshop on Quarterly National Accounts*, París.
- Boot, J.C.G.; W. Feibes y J.H.C. Lisman (1967), "Further Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data", *Applied Statistics*, 16, 1.
- Botarguez, P. y J.M. Pacheco (2004), "Adopción del Programa de Ajuste Estacional X12-ARIMA". Dirección de Cuentas Nacionales, INDEC. Disponible en: [http://www.mecon.gov.ar/secpro/dir\\_cn/desestacionalizacion/doc2.pdf](http://www.mecon.gov.ar/secpro/dir_cn/desestacionalizacion/doc2.pdf)
- Burns, A. F. y W. C. Mitchell (1946), "Measuring Business Cycles", *NBER*, New York.
- CFI-Instituto Torcuato Di Tella (1965), "Relevamiento de la Estructura Regional de la Economía Argentina", Tomo III. Segunda Parte, *Investigaciones Estadísticas*, Buenos Aires
- Clayton-Matthews, A. (2005), DSFM (Dynamic Single Factor Model Software) Manual: version 01/21/05. Disponible en: <http://users.rcn.com/alancm/dsfm/index.html>.
- Clayton-Matthews, A.; Kodrzycki, Y. K.; Swaine, D. (1994), "Indexes of economic indicators: what can they tell us about the New England economy", *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, 17-41.
- Clayton-Matthews, A. y J. H. Stock (1999), "An Application of the Stock/Watson Index Methodology to the Massachusetts Economy", *Journal of Economic and Social Measurement*, 25 (1998/99), 183-233.
- Crone, T.M. (1994), "New indexes track the state of the states", *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, 19-31.
- Crone, T. M. y A. Clayton-Matthews (2004), "Consistent Economic Indexes for the 50 States", Federal Reserve Bank of Philadelphia, *Working Paper* n°. 04-9.
- \_\_\_\_\_ (2005), "Consistent Economic Indexes for the 50 States", *The Review of Economic and Statistics*, 87, 4, 593-603.
- Croux, C., M. Forni y L. Reichlin (2001), "A measure of economic variables: Theory and Empirics", *The Review of Economic and Statistics*, 83, 2, 232-241.
- Denton, F.T. (1971), "Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization", *Journal of the American Statistical Society*, 66, n°. 333, 99-102.
- Dias, F. (1993), "A composite coincident indicator for the Portuguese economy", Banco de Portugal, *Working Paper* n°. 18/93.
- Dickey, D.A. y W. A. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for Autoregressive Time Series with a unit root", *Journal of the American Statistical Society*, 74, n°. 366, 437-431.
- Dirección Nacional de Cuentas Nacionales (2002), "Sistema de Cuentas Nacionales Argentinas. Estimador Mensual de Actividad Económica: Fuentes de Información y Métodos de Estimación. Octubre 2002". Disponible en: [http://www.mecon.gov.ar/peconomica/estimador\\_mensual/intro.htm](http://www.mecon.gov.ar/peconomica/estimador_mensual/intro.htm)
- Engle, R. F. y C.W. J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- Findley, D. F.; B. C. Monsell; W. R. Bell; M. C. Otto y B. Chen (1998), "New Capabilities and Methods of the X12ARIMA Seasonal Adjustment Program", *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, n° 2, 127-152.
- Fukuda, A. y T. Onodera (2001), "A new composite index of coincident indicators in Japan: how can we improve forecast performances?", *International Journal of Forecasting*, 17, 483-498.
- Garrat, A. y S. Hall (1996), "Measuring Underlying Economic Activity", *Journal of Applied Econometrics*, 11, n° 2, 135-151.
- Hall, S. G. y N. G. Zonzilos, (2003), "An indicator measuring underlying economic activity in Greece", Bank of Greece, *Working Paper* n°. 4.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models, and the Kalman filter*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Harvey, A. C.; T. Proietti (2005), *Readings in Unobserved Components Models*, Oxford University Press, USA.

- Harvey, A. y T. Trimbur (2003), "General model-based filters for extracting cycles and trends in economic time series", *The Review of Economic and Statistics*, 85, 244-255.
- Heymann, D. (1998), *Indicadores Macroeconómicos*, notas de cátedra. Mimeo. Universidad de Buenos Aires (UBA).
- Hood, C. y B.C. Monsell (2003), "Getting Started with X-12-ARIMA Input Files on Your PC". Statistical Research Division, U.S. Census Bureau. Disponible en: <http://www.census.gov/ts/papers/gettingstartedx12.pdf>
- Jorrat, J. M.; L. Sal Paz y M. J. Catalán (2002), "Ajuste Estacional de las Series Económicas de Argentina". Anales XXXVII Reunión Anual Asociación Argentina de Economía Política. En página web [www.aaep.org.ar](http://www.aaep.org.ar).
- Jorrat, J. (2003), "Indicador Económico Regional: El Índice Mensual de Actividad Económica de Tucumán (IMAT)". Anales XXXVIII Reunión Anual Asociación Argentina de Economía Política. En página web [www.aaep.org.ar](http://www.aaep.org.ar).
- Koopman S.J.; A.C.Harvey; J.A. Doornik; N. Shephard (2000), *Stamp 6.0: Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*, London: Timberlake Consultants Press.
- Ladiray, D. y B. Quenneville (2000-2001), "Seasonal Adjustment with the X-11 Method". *Methodologica*, N° 8-9.
- Martínez, R., A. Cosentini y F. Medina (2012), "Fluctuaciones cíclicas de la economía jujeña", Serie Documentos de Trabajo, No 63, CEPAL, Naciones Unidas
- Méndez, F. (2007), Aplicación de los modelos de espacio de estados para la estimación de un indicador agregado de la actividad económica provincial, *Trabajo de Tesis para optar al grado de Magister en Estadística Aplicada*.
- Melo Velandia, L.F.; F. H. Nieto; P. C. E. Posada; G. Y. R. Betancourt y J. D. Barón (2001), "Un índice coincidente para la actividad económica de Colombia", *Revista ESPE*, 40, 46-88.
- Nieto, F. H. y L.F. Melo Velandia (2001), "About a coincident index for the state of the economy", Banco de la República, *Borradores de Economía*, 194.
- Orr, J.; R. Rich y R. Rosen. (1999), "Two new indexes offer a broad view of economic activity in the New York – New Jersey region", *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New York, 5, n°. 14.
- Quenneville, B.; P. Mezaros y G. Huot (2006), "Over 100 years of experience in selecting SA options", International Symposium on Forecasting.
- Rivero, A.D.M. (2007), "El índice compuesto coincidente mensual de la actividad económica de Córdoba" (ICA-COR) 1994-1996", *Revista de Economía y Estadística*, Instituto de Economía y Finanzas, Facultad de ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba.
- Rua, A. y L. C. Nunes (2005), "Coincident and leading indicators for the euro area: A frequency band approach", *International Journal of Forecasting*, 21, 503-523.
- Rua, A. (2004), "Um novo indicador coincidente para a economia portuguesa", Banco de Portugal, Boletim Económico, Junho 2004.
- Stock, J. H. (1988), "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, 83, n°. 404, 1097-1107.
- Stock, J. H. y M. W. Watson (1988), "A probability model of the coincident economic indicators", NBER, *Working Paper* n°. 2772.
- \_\_\_\_\_ (1989), "New indexes of coincident and leading economic indicators", NBER *Macroeconomics Annual*, 351-394.
- \_\_\_\_\_ (1999), "Business cycle fluctuations in US macroeconomic time series", NBER, *Working Paper* n°. 6528.
- The Conference Board (1996), "Technical Appendix Calculating the Composite Index". Business Cycle Indicators. En página web <http://www.conference-board.org/economics/bci/>.
- Universidad Torcuato di Tella, Centro de Investigación en Finanzas y Mercado de Capitales. (1999), "Indicador Líder del Nivel de Actividad Económica. Descripción de la Metodología".
- Urbisaia, H.L. y J.Z. Brufman (2000), *Modelos para Series de Tiempo*, Ediciones Cooperativas. Buenos Aires.
- U.S. Census Bureau. (2002), X-12-ARIMA Reference Manual, version 0.2.10. *Time Series Staff*, Statistical Research Division.