

Banco Central de Chile
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile
Working Papers

N° 577

Mayo 2010

**PROYECCIÓN AGREGADA Y DESAGREGADA DEL
PIB CHILENO CON PROCEDIMIENTOS
AUTOMATIZADOS DE SERIES DE TIEMPO**

Carlos Medel

Marcela Urrutia

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: <http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: bcch@bcentral.cl.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: <http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper>. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: bcch@bcentral.cl.



BANCO CENTRAL DE CHILE

CENTRAL BANK OF CHILE

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile
Working Papers of the Central Bank of Chile
Agustinas 1180, Santiago, Chile
Teléfono: (56-2) 3882475; Fax: (56-2) 3882231

PROYECCIÓN AGREGADA Y DESAGREGADA DEL PIB CHILENO CON PROCEDIMIENTOS AUTOMATIZADOS DE SERIES DE TIEMPO

Carlos Medel
Gerencia de Análisis Macroeconómico
Banco Central de Chile

Marcela Urrutia
Gerencia de Análisis Macroeconómico
Banco Central de Chile

Resumen

Este trabajo compara los errores fuera de muestra de dos formas de proyección del PIB chileno. La primera es la proyección del PIB agregado como tal, y la segunda es la suma de las proyecciones individuales de los componentes del PIB por el lado de la oferta. Las proyecciones se estiman automáticamente con el método de desestacionalización X12-ARIMA versión 0.2.10, el cual incluye como parte de su salida, proyecciones de la variable a ser desestacionalizada. Se considera únicamente la información contenida en la primera versión de datos hasta 2009.I. Para toda la muestra, de acuerdo con los estadísticos y pruebas típicas presentadas en la literatura, no se encuentran diferencias significativas en la proyección agregada versus la suma de sus componentes. A pesar de lo anterior, se encuentra que, en general, en períodos de baja volatilidad del PIB, el agregado tiene menor raíz cuadrada del error cuadrático medio (RECM), mientras que con mayor volatilidad las proyecciones desagregadas presentan menor RECM.

Abstract

This paper compares the out-of-sample error of two forecasting methods for Chile's GDP. The first method forecasts the aggregate GDP, while the second aggregates the forecasts of the supply-side components. As forecasting method we use the automatic model selection contained in the seasonal adjustment program X12-ARIMA version 0.2.10. Our sample includes the information contained in the first data release until 2009.I. For the whole sample, this paper finds no significant difference between both methods, according to tests commonly used in this literature. However, in periods of low GDP volatility the aggregate method performs better in terms of root mean squared error, while the disaggregate approach outperforms the aggregate one in periods of high GDP volatility.

I. INTRODUCCIÓN

La motivación de este trabajo es determinar si existen ganancias de precisión en las proyecciones del Producto Interno Bruto (PIB) de Chile por el lado de la oferta al hacerlo de manera desagregada, con respecto a una forma agregada, utilizando una metodología común. Para ello se estiman diversas especificaciones SARIMA (*Seasonal ARIMA*) de manera automática con el programa de desestacionalización X12-ARIMA¹, tanto para el PIB como para cada uno de sus componentes. Posteriormente se agregan los sectores que componen el PIB y se estima y compara el error fuera de muestra con el del agregado. El valor de este ejercicio subyace en que no es directa *a priori* la manera que presenta mayor eficiencia; además de evaluar la calidad de las proyecciones del programa X12-ARIMA, las que se incluyen como parte de su salida.

Para el caso chileno existen dos estudios de interés para el objetivo perseguido en este trabajo: Pincheira y García (2009), que se centra en la búsqueda de un *benchmark* de proyección de la inflación chilena con modelos de series de tiempo, y Cobb (2009), donde se investiga la misma pregunta de este trabajo aplicada también a la inflación chilena. En este estudio, en tanto, se combinan ambos propósitos y se aplican al caso del PIB y sus componentes.

En línea con la literatura, los ejercicios de proyección del PIB se realizan de tres formas:

- i. Agregado.
- ii. Desagregado a un nivel: definido como PIB Recursos Naturales (PIB RRNN) más 'resto' (PIB Resto) y 'otros' (ver Tabla 1).
- iii. Desagregado a dos niveles: definido como la suma de todos los componentes (ver Tabla 1).

Otros ejercicios auxiliares consisten en la proyección desagregada del primer nivel (PIB RRNN y PIB Resto) y su posterior comparación con la agregada. Las proyecciones se realizan con las series descontando el efecto de días hábiles de acuerdo al calendario chileno, y extrayendo los *outliers* automáticamente con el módulo *regARIMA* contenido en el programa X12-ARIMA. Además se permiten variaciones en la especificación SARIMA cada vez que se agregan nuevos datos. Las estimaciones se realizan de esta forma para contar en cada momento del tiempo con el modelo de mejor ajuste. Así, más que encontrar un modelo dominante que mejor se adecue a la muestra completa, el objetivo se centra únicamente en los beneficios por ajuste que puede generar una proyección por componentes.

Los modelos son estimados automáticamente por el programa de desestacionalización X12-ARIMA descrito en Findley *et al.* (1998). Cabe señalar que la información utilizada es la contenida exclusivamente en la primera versión de datos de la serie hasta 2009.I, debido a restricciones metodológicas. Eventualmente el ajuste puede mejorarse de manera significativa si se considera información adicional de indicadores sectoriales y/o el Indicador Mensual de Actividad Económica (Imacec), como es el caso de Pedersen (2009), o también considerando las revisiones de datos, como es el caso de Pincheira (2010).

La evaluación de capacidad predictiva se basa en la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RECM) para un horizonte de uno hasta cuatro trimestres, y en el test de Diebold y Mariano (1995) para conocer las diferencias estadísticamente significativas de ambas modalidades. Todas las series son de frecuencia trimestral. El período muestral es de 1986.I hasta 2009.I, y se utiliza la primera versión de las series conocidas hasta 2009.I en el *Boletín Mensual* de mayo del 2009 del Banco Central de Chile (BCCCh). No se consideran las revisiones históricas de datos para así evaluar exclusivamente el método de proyección. De esta manera, el trabajo es especialmente valioso dentro del análisis coyuntural, donde se cuenta con poca información dura, y muchas proyecciones se realizan con las primeras versiones de las series.

Las proyecciones se realizan desde 1997.I hasta 2009.I, con lo cual las estimaciones fuera de muestra constan de 49 observaciones para un paso adelante, y de 46 para cuatro trimestres adelante. Los resultados indican la inexistencia de diferencias significativas en la proyección desagregada versus agregada, aunque se destaca que en períodos de mayor volatilidad la proyección desagregada presenta una menor RECM que la forma agregada. Además, la desagregación tiene la ventaja de contabilizar los eventuales cambios en las proyecciones de manera más directa.

¹ La versión del programa X12-ARIMA utilizada en este trabajo corresponde a la 0.2.10.

Los resultados también señalan que en todos los casos del PIB, el número de veces en las cuales la desagregación es más precisa es mayor respecto a la metodología alternativa, por lo que se sugiere la proyección por desagregados, aunque no descartando completamente la proyección agregada.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección siguiente se expone parte de la literatura relacionada, la que aporta al entendimiento del ámbito del trabajo. En la sección III se presentan los datos empleados y algunos de sus estadísticos descriptivos. En la sección IV se expone la metodología utilizada, para luego dar paso a la evaluación fuera de muestra de las proyecciones. En la sección VI se revisan los resultados y finalmente se concluye.

II. BREVE REVISIÓN DE LA LITERATURA

El propósito de este trabajo es conocer la forma y la desagregación que produce el menor error de proyección del PIB chileno por el lado de la oferta, utilizando una metodología común. La relevancia de este ejercicio radica en que no es evidente *a priori* la forma más eficiente, por lo que la respuesta está dada primordialmente por los resultados. La literatura, en general, apoya la búsqueda de una respuesta empírica antes que teórica, existiendo trabajos que apoyan tanto la agregación como la desagregación.

De manera general, Grunfeld y Griliches (1960) argumentan que es más probable que el modelo agregado esté mejor especificado por distintas causas, entre las que se puede contar el proceso de elaboración de los datos. Dado lo anterior, es factible que exhiba un mejor rendimiento que los desagregados en conjunto. Siguiendo esa línea, Aigner y Goldfeld (1974) señalan que los potenciales beneficios de la desagregación de componentes pueden ocurrir por errores en los datos desagregados, que en su conjunto se cancelan, lo que es especialmente relevante cuando la construcción de datos aparta aspectos sectoriales específicos.

Si no existe una clara correspondencia entre las series desagregadas con el agregado, debido a factores de medición que generan grandes revisiones, estacionalidad, disponibilidad, entre otras causas, entonces cobra mayor relevancia lo señalado por Barker y Pesaran (1990), indicando que si los modelos desagregados están bien especificados, entonces no es posible obtener inferencias válidas sobre la volatilidad del agregado. Mas aun, en Altissimo *et al.* (2004) se encuentra que para la inflación de la Zona Euro no necesariamente una baja volatilidad agregada se acompaña de desagregados también de volatilidad baja.

Las decisiones de política macroeconómica muchas veces conciernen más a variables agregadas que desagregadas, por lo que es presumible que el interés esté en el agregado. Sin embargo, la implementación del ejercicio realizado en este trabajo permite aportar elementos para la justificación y encuadre de la proyección del agregado. Además, la construcción basada en componentes permite capturar aspectos específicos de cada sector, aportar al entendimiento de la coyuntura y proveer una contabilización directa de eventuales cambios de proyección.

Existe abundante literatura que apoya la proyección de variables económicas en forma desagregada. Sin embargo, en este trabajo se exponen aspectos de una muestra reducida de trabajos similares. En Hendry y Hubrich (2006) se muestra que las proyecciones desagregadas de la inflación de Estados Unidos y la Zona Euro presentan menor error de proyección para horizontes cortos, medido por la RECM.

En Baffigi *et al.* (2002) se realiza un ejercicio de naturaleza similar al de este trabajo para el PIB de la Zona Euro. Los autores encuentran que los beneficios no sólo provienen de la agregación, sino también de aspectos específicos relativos a cada país. También para la Zona Euro, en Hahn y Skudelny (2008) se pretende obtener estimaciones tempranas del PIB, utilizando indicadores del lado de la oferta. Los resultados obtenidos indican una notable mejora en las proyecciones de la suma de componentes². Lo mismo encuentra Dreschel y Maurin (2008), considerando bloques de información mensual a medida que se revelan al público, y luego compara el ajuste obtenido por cada bloque. Si bien existen diferencias de capacidad predictiva entre bloques, el enfoque desagregado produce significativas mejoras de eficiencia.

² Aunque al igual que en Baffigi *et al.* (2002), los resultados no son comparables directamente, ya que incorporan variables con distinta frecuencia, proveyendo mayor información que la de las propias series.

Con una metodología basada en vectores autorregresivos, Pappalardo *et al.* (2008) también utiliza un enfoque *bottom-up* para la proyección del PIB italiano, incluyendo indicadores tanto de oferta como de demanda. Los resultados encontrados reportan una ganancia de eficiencia incluso para un horizonte mayor a un trimestre, para luego ser superados por modelos con mayor estructura³. En Lütkepohl (2009) se realiza un ejercicio similar con series simuladas comparando diversos métodos lineales de proyección, métodos de agregación y frecuencia de los datos, concluyendo que la mayor precisión se logra de manera desagregada.

Como fue señalado, para el caso chileno, Cobb (2009) estudia la misma pregunta de este trabajo aplicada a la inflación. Utilizando diferentes métodos autorregresivos univariados y multivariados, se obtiene que, bajo ciertas circunstancias, existe un nivel de desagregación tal que permite captar mejor la dinámica de la inflación, mejorando el ajuste de proyecciones para horizontes de tres, seis y doce meses.

El trabajo de Pincheira y García (2009) se asemeja al propósito de este estudio en el sentido que también busca un *benchmark* predictivo con modelos SARIMA, aunque aplicado a la inflación agregada. Los resultados muestran que, comparados con modelos autorregresivos univariados, los modelos SARIMA presentan un mejor ajuste, mientras que al compararlos con las proyecciones de la Encuesta de Expectativas Económicas del BCCh los resultados son mixtos.

Finalmente, Pedersen (2009) realiza estimaciones tempranas del PIB chileno, considerando la información en tiempo real provista por el indicador mensual Imacec; aspectos apartados del objetivo de este trabajo por razones metodológicas. Así es como, parte de la motivación de este trabajo es utilizar, extraer y evaluar la información de los componentes del PIB, y constituir un *benchmark* adecuado de proyección de éste.

III. DATOS

Tanto las series como algunas de sus estadísticos descriptivos se presentan en el Gráfico 1 y la Tabla 1. Las unidades de medida de las series originales son millones de pesos (\$) de 2003. La evaluación de proyecciones, por su parte, se realiza en términos de la variación anual de los niveles de la serie. La fuente es el *Boletín Mensual* elaborado por el BCCh y se trabaja con la primera versión de datos conocida hasta 2009.I.

De la Tabla 1 es posible observar que 12 de las 15 series (80%) tienen mayor desviación estándar que el PIB (3.55%), y 10 (67%) mayor coeficiente de variación (0.63). Además, las tres series con menor desviación estándar corresponden a los sectores de menor ponderación (*Servicios Personales*, *Propiedad y Vivienda*, y *Administración Pública*) y en los cuales, por ejemplo, la política monetaria tiene probablemente, menores efectos estabilizadores. Por lo tanto, la reducción de la varianza en términos desagregados subyace en la realización de una estimación de los modelos individuales con el mejor ajuste que en su conjunto generen una varianza por debajo de la proyección agregada. En este trabajo se estiman modelos SARIMA multiplicativos de manera automática sobre la serie original filtrada, basados en distintos criterios de ajuste (ver Anexo 1) con el programa X12-ARIMA utilizado por el BCCh y diversas instituciones económico-estadísticas del mundo (ver Bravo *et al.*, 2002).

La variación anual real del PIB se presenta en el Gráfico 2. Desde ahí es posible observar un decaimiento en su volatilidad desde, aproximadamente, el año 2000. Pueden existir varias razones para ello; algunas de las cuales se analizan en Calani *et al.* (2009), aunque también puede deberse a mejoras tecnológicas de recopilación y edición de datos. Mediante el test de Chow (1960), realizado a un modelo AR(1) definido en variaciones anuales⁴, no se rechaza la hipótesis nula de inexistencia de quiebre estructural ocurrido en 2000.II, entendido como un cambio permanente en los parámetros de un modelo (ver Tabla 2). En la Tabla 3 se presentan los mismos estadísticos de la Tabla 1 aplicados solamente al PIB para distintas muestras (total, el horizonte de proyección, crisis asiática, los últimos 5 años y el último año), concordando con el hallazgo de menor volatilidad a partir de mediados del año 2000.

³ Otros trabajos importantes de una naturaleza similar son Parigi y Schlitzer (1995), Ingenito y Trehan (1996), Bovi et al. (2000), Rünstler y Sédillot (2003), Golinelli y Parigi (2005) y Dovert (2006).

⁴ Es la especificación que cumple con los requisitos de robustez, significancia paramétrica y parsimonia.

La existencia de quiebre estructural tiene distintas implicancias al momento de realizar las proyecciones con métodos automáticos que no lo incorporan formalmente en la modelación. En Clements y Hendry (2006) se analiza la taxonomía de la problemática señalando que su detección y corrección depende del tipo de modelo y la especificación de los datos. En particular, es distinto el efecto en modelos no-lineales y si el quiebre se produce antes o durante la proyección. La detección además puede realizarse en los primeros momentos o en otros de orden superior.

El ejercicio de este trabajo reduce parte del sesgo inducido por un quiebre por las siguientes razones. La primera proviene de la racionalidad de la identificación en tiempo real. Es estadísticamente improbable detectar un quiebre cuando se cuenta con pocas observaciones después de ocurrido, particularmente cuando se proyecta en el corto plazo. Por ejemplo, aun al paso del tercer año de ocurrido el quiebre recién se dispone de sólo 12 observaciones, las cuales aun están sujetas a revisiones. Cabe señalar que el método X12-ARIMA considera como parte de los criterios de ajuste, el exhibido en los últimos tres años de datos⁵, por lo que si éste no es satisfactorio, el programa da cuenta de la baja calidad de la proyección. De acuerdo a lo anterior, es esperable que a contar de 2003.II (tres años después de ocurrido el quiebre) las proyecciones sean de mayor calidad. Para considerar este aspecto, parte de la evaluación consta del análisis de ventanas móviles, donde la atención debe centrarse en los años recientes (Newbold y Harvey, 2002).

Una segunda razón por la cual la existencia de quiebres estructurales puede ser un problema menor es de naturaleza empírica, en el sentido que para proyecciones de corto plazo, la desviación del parámetro de su valor insesgado (es decir, el tamaño del sesgo) puede tener un impacto insignificante considerando el valor de la desviación estándar y RECM de la serie. Bajo estas salvedades el ejercicio se realiza con las proyecciones extraídas directamente del programa.

Tabla 1: Estadísticos de la variación anual real de los componentes del PIB (*).

Agregación	Componente	Media	Varianza	Desviación Estándar	Coficiente Var.	Fuente
<i>Total</i>		5.65	12.62	3.55	0.63	BCCh
<i>PIB RRNN</i>	Electricidad, Gas y Agua (EGA)	3.86	203.58	14.27	3.70	BCCh
	Minería	4.56	41.72	6.46	1.41	BCCh
	Pesca	8.03	155.45	12.47	1.55	BCCh
<i>PIB Resto</i>	Agropecuario y Silvícola	5.34	24.18	4.92	0.92	BCCh
	Industria	4.31	22.86	4.78	1.11	BCCh
	Comercio	6.70	33.46	5.78	0.86	BCCh
	Construcción	6.10	71.53	8.46	1.39	BCCh
	Transporte y Comunicaciones	8.16	17.29	4.16	0.51	BCCh
	Servicios Financieros y Empresariales	6.87	18.56	4.31	0.63	BCCh
	Servicios Personales	3.63	2.10	1.45	0.40	BCCh
	Propiedad y Vivienda	2.66	0.68	0.83	0.31	BCCh
	Administración Pública	1.71	1.57	1.25	0.73	BCCh
<i>Otros</i>	(Imputaciones Bancarias) (**)	7.00	22.15	4.71	0.67	BCCh
	Impuesto al Valor Agregado (IVA)	7.18	18.72	4.33	0.60	BCCh
	Derechos de Importación (DIM)	14.31	213.86	14.62	1.02	BCCh

Fuente: Elaboración propia en base a los datos del Banco Central de Chile.

(*) Los estadísticos presentados corresponden a las variaciones anuales de las series. El estadístico *Coficiente Var.* corresponde a la dispersión de los datos en torno a la media, definido como *desviación estándar/media*. La muestra es desde 1987.I hasta 2009.I.

(**) Las *Imputaciones Bancarias* son restadas.

⁵ Para mayores detalles ver Gallardo y Rubio (2009).

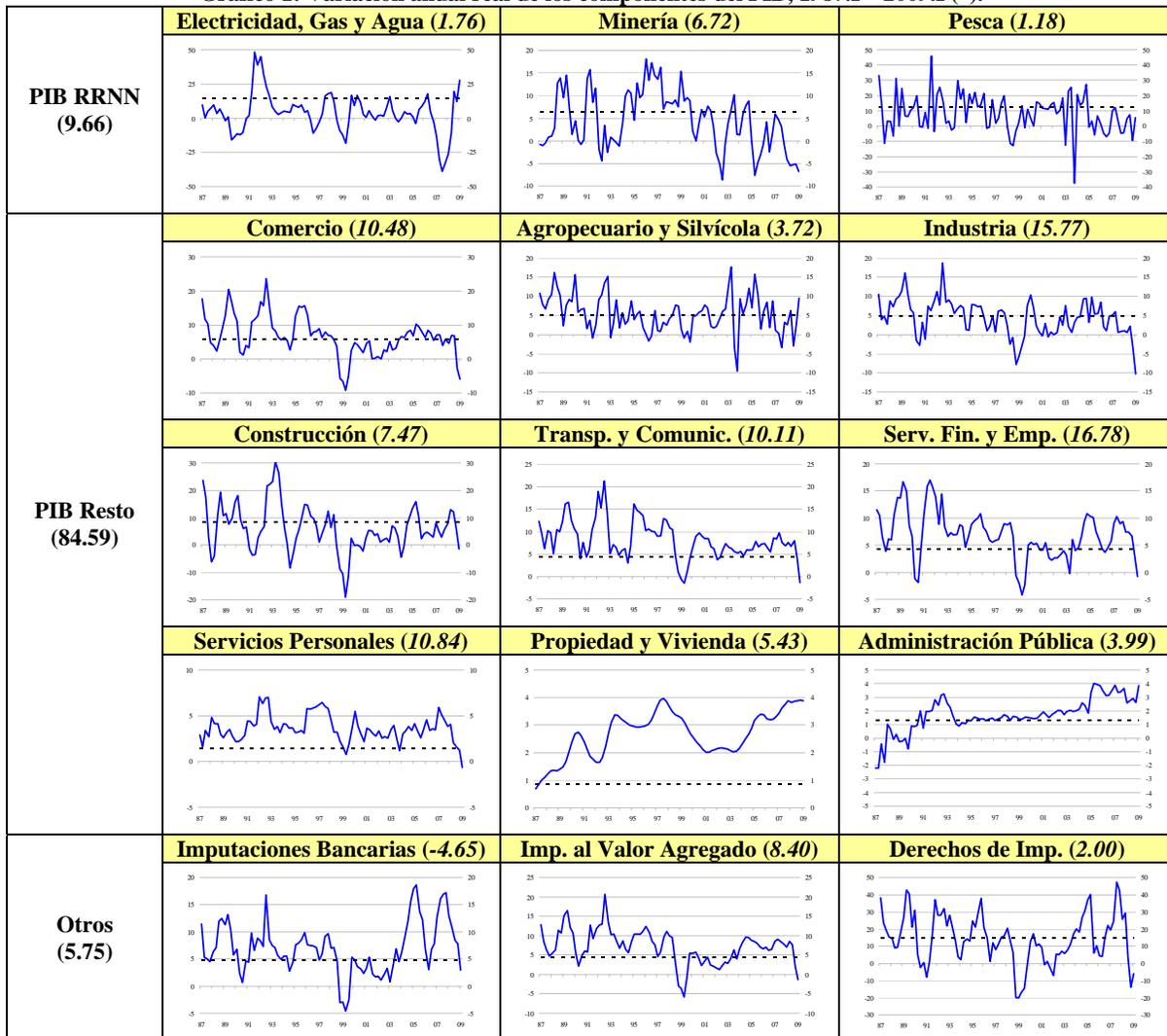
Tabla 2: Test de Quiebre Estructural de Chow (1960).

Ecuación: $\Delta^{12} y_t = 0.93 \Delta^{12} y_{t-1} + \varepsilon_t$, definida en variaciones anuales (*). (21.63)	
Trimestre del Quiebre: 2000.II.	
Muestra de la Ecuación: 1987.II – 2009.I.	
Estadístico F: 0.9982	Prob. F(2,84): 0.3729
Cuociente Máxima Verosimilitud (log): 2.0669	Prob. Chi-Cuadrado(2): 0.3558

Fuente: Elaboración propia.

(*) Entre paréntesis se presenta el estadístico *t* del parámetro. $R^2=0.47$.

Gráfico 1: Variación anual real de los componentes del PIB, 1987.I – 2009.I (*).



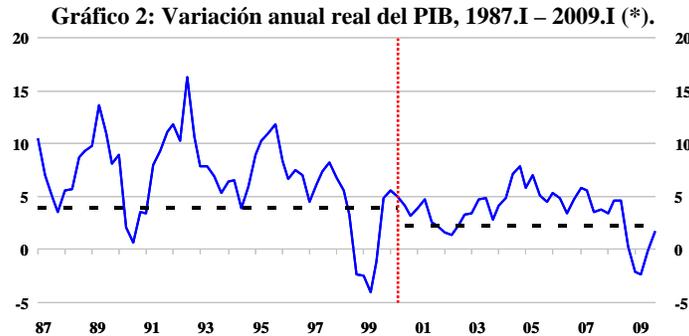
Fuente: Banco Central de Chile.

(*) Entre paréntesis se presenta la participación promedio 2008 en el PIB. Las líneas punteadas corresponden a la desviación estándar entre 1987.I y 2009.I.

Tabla 3: Estadísticos de la variación anual real del PIB para distintas muestras.

Muestra	Media	Varianza	Desviación Estándar	Coefficiente Var.	Número Obs.	
1987.I - 2009.I	Período Total	5.65	12.62	3.55	0.63	89
1997.I - 2009.I	Horizonte de Proyección	3.81	7.22	2.69	0.70	49
1998.I - 1999.IV	Crisis Asiática	1.33	18.08	4.25	3.21	8
2004.I - 2009.I	Últimos 5 Años muestrales	4.48	4.84	2.20	0.49	21
2008.I - 2009.I	Último Año muestral	2.12	8.74	2.96	1.39	5

Fuente: Banco Central de Chile.



Fuente: Banco Central de Chile.

(*) Las líneas punteadas corresponden a la desviación estándar entre 1987.I y 2000.II, y 2000.III y 2009.I. La serie desde 1987 hasta 2002 corresponde a un empalme calculado como la suma de componentes en niveles.

IV. METODOLOGÍA

1. Proyección automática con modelos SARIMA

La metodología de proyección automática con modelos SARIMA se recoge del programa de desestacionalización X12-ARIMA⁶ versión 0.2.10 creado por el U.S. Census Bureau, descrito en Findley *et al.* (1998), y constituye una modificación del programa X11 creado por Statistics Canada, descrito en Dagum (1980, 1988). El proceso de proyecciones es necesario debido a que el método se basa esencialmente en medias móviles, por lo que se pretende conservar el tamaño inicial de la muestra. El proceso se realiza con la serie filtrada de *outliers* y la extracción del efecto de días hábiles de acuerdo al calendario chileno, mediante el módulo *regARIMA* contenido en el programa. La elección de la especificación SARIMA con la cual se proyecta la serie filtrada, se realiza iterando sobre distintas especificaciones predeterminadas, eligiendo la de mayor ajuste de acuerdo a ciertos criterios (ver Anexo 1). Constituye básicamente una modelación *ad hoc* de cada serie (Pedregal y Young, 2002), por lo tanto, el modelo para una misma variable puede cambiar a medida que se incorporan nuevos datos⁷.

El método X12-ARIMA es el resultado de diversas mejoras del programa X11, por lo que un punto de partida es la descripción del proceso X11. Este método, al igual que otros métodos de desestacionalización (por ejemplo, TRAMO-SEATS⁸) tiene por objetivo separar una serie económica en distintos componentes: *tendencia-ciclo* (c_t), *estacional* (s_t) e *irregular* (i_t). La *tendencia-ciclo* es la suma (o multiplicación, dependiendo de la especificación que mejor se ajuste) de dos componentes que, debido al frecuente uso de series con bajo número de observaciones, se presentan de manera conjunta. Ambos componentes son el núcleo de la serie, en el sentido que son los componentes con mayor suavizamiento. El componente estacional capta las variaciones ocurridas dentro del año (ya sea mensuales o trimestrales) que se repiten frecuentemente año a año. El componente irregular es el más errático de la serie y no se comporta de manera sistemática tanto intra como interanualmente. Incluye cambios de nivel, valores atípicos y cambios transitorios (Eurostat, 2002).

⁶ En Gallardo y Rubio (2009) se realiza una exposición aplicada del método.

⁷ Para conocer el efecto de nuevos datos del PIB sobre su serie desestacionalizada, ver Medel y Pedersen (2010).

⁸ El que se describe en Gómez y Maravall (1996).

El proceso iterativo en X11 se realiza en dos etapas. A la serie resultante se le suministran distintas pruebas para corroborar que el componente irregular efectivamente sea errático y no contenga estacionalidad. Suponiendo, por ejemplo, que se desea estimar la serie desestacionalizada (a_t) de x_t :

$$x_t = c_t + s_t + i_t,$$

el proceso se expone en la Tabla 4.

Tabla 4: Algoritmo base de X11 (*).

		Estimación de:	
Etapa 1	1	Tendencia-ciclo con una media móvil de 2×12 :	$c_t^{(1)} = M_{2 \times 12}(x_t)$
	2	Componente estacional-irregular:	$(s_t + i_t)^{(1)} = x_t - c_t^{(1)}$
	3	Componente estacional con una media móvil 3×3 sobre cada mes:	$s_t^{(1)} = M_{3 \times 3}[(s_t + i_t)^{(1)}]$
		y normalizado a:	$\tilde{s}_t^{(1)} = s_t^{(1)} - M_{2 \times 12}(s_t^{(1)})$
4	Serie corregida de variaciones estacionales:	$a_t^{(1)} = (c_t + s_t)^{(1)} = x_t - \tilde{s}_t^{(1)}$	
Etapa 2	5	Tendencia-ciclo con una media móvil de Henderson de 13 términos:	$c_t^{(2)} = H_{13}(a_t^{(1)})$
	6	Componente estacional-irregular:	$(s_t + i_t)^{(2)} = x_t - c_t^{(2)}$
	7	Componente estacional con una media móvil de 3×5 sobre cada mes:	$s_t^{(2)} = M_{3 \times 5}[(s_t + i_t)^{(2)}]$
		y normalizado a:	$\tilde{s}_t^{(2)} = s_t^{(2)} - M_{2 \times 12}(s_t^{(2)})$
8	Serie corregida de variaciones estacionales:	$a_t^{(2)} = (c_t + s_t)^{(2)} = x_t - \tilde{s}_t^{(2)}$	

Fuente: Ladiray y Quenneville (2000-2001).

(*) El operador $M_{N \times P}$ es de medias móviles de $N \times P$ términos. El operador H_M es un promedio de Henderson de M términos. Los supraíndices (1) y (2) indican en que etapa se está realizando la operación.

Como se señala en la descripción del método realizada por Ladiray y Quenneville (2000-2001) la utilización de medias móviles genera imperfecciones en el ajuste cada vez que se incorporan nuevos datos. En Dagum (1975) se propone una corrección del método incorporando el procedimiento de Box y Jenkins (1970) con el fin de proyectar la serie para lograr simetría en la muestra (que comience y termine en la misma "estación") y así ganar eficiencia en los parámetros. Tales proyecciones, en el programa X12-ARIMA, se realizan con el módulo *regARIMA* sobre la serie filtrada, y son las utilizadas en este trabajo. Posteriormente se incorporan esas proyecciones como datos efectivos y se realiza el proceso de desestacionalización recién descrito.

2. Proyección fija

En el análisis además se cuenta con una *proyección fija*, correspondiente al mismo nivel desestacionalizado del período anterior, multiplicado⁹ por el factor estacional proyectado automáticamente por X12-ARIMA, como se señala en la siguiente ecuación:

$$y_t^{\text{Fija}} = y_{t-1}^{\text{SA}} \cdot s_{t/t-1},$$

donde el supraíndice *SA* señala que la serie es desestacionalizada (*seasonally adjusted*), y $s_{t/t-1}$ es el factor estacional de período t condicional en la información contenida en $t-1$. La razón de esta forma radica en que, típicamente, dentro del análisis de corto plazo no se cuenta con suficiente información (o con información dura) para realizar una nueva proyección o actualizar una existente. Esto puede deberse a la elaboración de datos con alto rezago en el conocimiento público, series con distintas versiones y estimaciones preliminares, como así también del tiempo disponible para estudiar un nuevo escenario económico. De esta forma, para

⁹ Debido a que el modelo es multiplicativo.

contar con una actualización de una proyección de frecuencia mayor a la propia serie proyectada, puede resultar conveniente mantener el nivel desestacionalizado del período anterior aplicando la estacionalidad correspondiente.

3. Proyección promedio

Dentro de la literatura de proyecciones económicas se encuentra el tópico de combinación de proyecciones, siempre con el fin de aumentar la eficiencia. Para tales efectos existen numerosos métodos de combinación, como se atestigua, por ejemplo, en Makridakis y Hibon (2000). Un punto de partida es Bates y Granger (1969), quienes proponen el *método de la regresión*. Dicho método consiste en estimar, bajo ciertos cuidados¹⁰, una regresión con mínimos cuadrados ordinarios de las series de proyecciones de los distintos modelos para conocer la ponderación de cada uno en la proyección agregada.

Otros procedimientos se exponen en Granger y Newbold (1977), Clements y Hendry (1998), Timmermann (2006), y en los trabajos citados en esos estudios. Los resultados, sin embargo, no son concluyentes sobre cuál procedimiento posee un mejor rendimiento (Hibon y Evgeniou, 2005). Intuitivamente la combinación tiene mayor sentido cuando son proyecciones de distinta naturaleza, sin embargo, Newbold y Granger (1974) señalan que combinaciones lineales de modelos simples también pueden mejorar el ajuste sustancialmente.

Para enriquecer el análisis y a luz de la evidencia, en este trabajo se cuenta con una proyección combinada simple, calculada como promedio de igual ponderación, definida como:

$$\bar{y}_t^{\text{Prom}} = 0.5 \cdot y_t^{\text{SARIMA}} + 0.5 \cdot y_t^{\text{Fija}},$$

donde y^k es la proyección (en variaciones anuales) generada de la forma k . Tal procedimiento es equivalente al método de regresión bivariado con parámetros iguales a 0.50. Se opta por tales ponderadores debido a que la literatura no es concluyente sobre cuál método presenta mejor rendimiento, ni tampoco bajo qué circunstancias el promedio simple no es una buena combinación.

V. EVALUACIÓN DE LA CAPACIDAD PREDICTIVA

La evaluación de precisión de cada proyección se realiza considerando tres aspectos: la RECM fuera de muestra, la comprobación de errores no-sistemáticos para conocer la robustez de las proyecciones, y el test de Diebold y Mariano para establecer si las diferencias de proyecciones son significativas.

- La RECM, en puntos porcentuales (pp), se define como:

$$RECM_h = 100 \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_{t+h/t+h} - y_{t+h/t}^*)^2 \right]^{\frac{1}{2}},$$

donde $y_{t+h/t}^*$ es la proyección de y_{t+h} , h períodos adelante, condicional a la información conocida en t . Se calcula con 49 observaciones (desde 1997.I hasta 2009.I) para un período adelante, y hasta 46 observaciones para cuatro trimestres adelante. Dado que el cálculo realizado corresponde a un promedio, en las tablas de resultados además se reporta el número de veces (“*veces mejor*”) que cada modelo fue más certero que el resto. Con esto se pretende sopesar el hecho de que el promedio de errores cuadráticos esté dominado por una observación en particular.

- Debido a que la metodología no contempla una estructura predeterminada de la economía, y se trabaja con la primera versión de datos enfocando el análisis primordialmente a la coyuntura económica, la comprobación de errores no-sistemáticos se realiza computando la autocorrelación de primer orden de los residuos. Es decir, se revisa la significancia del parámetro α_1 de la siguiente ecuación:

$$\varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + U_t,$$

¹⁰ Por ejemplo, no imponiendo restricciones sobre los parámetros y estimando sin intercepto, lo que tiende a aumentar el error dentro de muestra (Diebold, 1988).

donde ε_t es la serie de residuos de la proyección, y v_t es un ruido blanco. Si el coeficiente de autocorrelación no es significativo de acuerdo al estadístico t , entonces la proyección está bien comportada económicamente. En caso contrario, existe espacio para la incorporación de información adicional que puede mejorar el ajuste, generando residuos homocedásticos no autocorrelacionados.

- El test de Diebold y Mariano tiene por hipótesis nula la *inexistencia de diferencias significativas en la capacidad predictiva de un modelo respecto a otro*. Dicha hipótesis es equivalente a (Harvey et al., 1997):

$$E[g(e_{k,t}) - g(e_{l,t})] = 0,$$

con $k, l = \{SARIMA, Fija, Promedio\}$, para todo $k \neq l$, donde $g(e_{k,t})$ es el error de proyección ($e_{k,t}$) bajo una función de ajuste $g(\dots)$. En este trabajo se evalúa el error cuadrático de proyección, por lo que $g(e_{k,t}) = (e_{k,t})^2$. Se define:

$$d_t = g(e_{k,t}) - g(e_{l,t}) = (e_{k,t})^2 - (e_{l,t})^2,$$

como la diferencia de ajuste de ambas proyecciones. Luego, se define el promedio de la serie d_t como:

$$\bar{d} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n d_t.$$

Como es probable que la serie d_t presente autocorrelación, el cálculo de la varianza (asintótica) es:

$$V(\bar{d}) \approx \frac{1}{n} \left[\gamma_0 + 2 \sum_{k=1}^{h-1} \gamma_k \right],$$

donde γ_k es la autocovarianza de orden k de d_t , h es el horizonte de proyección, y se estima con:

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{n} \sum_{t=k+1}^n (d_t - \bar{d})(d_{t-k} - \bar{d}).$$

De esta forma, el estadístico es:

$$S = \left[\hat{V}(d) \right]^{-\frac{1}{2}} \bar{d} \sim N(0,1),$$

que bajo la hipótesis nula, distribuye asintóticamente normal estándar.

VI. RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados de la evaluación fuera de muestra para horizontes de uno a cuatro trimestres, con 49, 48, 47 y 46 observaciones, respectivamente. Otra aproximación al objetivo perseguido en este trabajo consiste en la estimación de ventanas móviles con 12 observaciones de la RECM, para así conocer el rendimiento durante distintos períodos de tiempo, y contar con una apreciación sobre la estabilidad de los resultados (Newbold y Harvey, 2002). Dichos resultados se presentan computando la serie:

$$w_h = \sum_{s=1}^{(s-1)+12 \leq 49} RECM_{s,h}, \quad \forall h = \{1, 2, 3, 4\},$$

donde $RECM_{s,h}$ es la RECM de la ventana s , para el horizonte de proyección h . Las estimaciones de las series w_h para los cuatro horizontes, de las dos formas (agregado y desagregado), y de las tres metodologías (SARIMA, fija y promedio) se presentan en el Anexo 2, 3 y 4 para el PIB, PIB RRNN y PIB Resto, respectivamente. Se destaca que las conclusiones extraídas durante períodos de mayor turbulencia del PIB

deben interpretarse con cautela, debido al bajo número de episodios con esa característica en la muestra considerada.

Los residuos de las proyecciones condicionales a la información disponible en cada momento del tiempo se presentan en los Anexos 5, 6 y 7.

1. Resultado evaluación de proyección PIB agregado versus desagregado

En la Tabla 5 se presenta la RECM de la proyección agregada y de las dos formas de desagregación descritas en la Tabla 1. También se muestra el número de veces en que una forma proyecta mejor que la otra, comparando el agregado con cada una de las desagregaciones. Por ejemplo, para la proyección de tres trimestres adelante, la menor RECM se observa en la proyección agregada promedio (2.87 pp), la cual fue 21 veces más precisa que la desagregada a un nivel, y 24 veces más precisa que la desagregación a dos niveles.

Los resultados señalan que en ambos tipos el promedio exhibe un mejor rendimiento. La menor RECM en términos agregados, de uno a cuatro trimestres corresponden a 1.77, 2.43, 2.87 y 3.17 pp, respectivamente. Por otra parte, para la desagregación a un nivel, también considerando la proyección promedio, se estima una RECM de 1.83, 2.47, 2.78 y 3.01 pp.

Se destaca que prácticamente para cada realización, independiente de la forma, la desagregación presenta un mejor ajuste medido por el número de veces que fue más cercana al dato efectivo. En promedio, 53.65% de las veces, para los cuatro horizontes, la desagregación realiza mejores proyecciones que el modelo agregado.

Tabla 5: RECM de proyecciones agregadas y desagregadas de PIB (*).

Horizonte	Estadístico	SARIMA			Proyección Fija			Proyección Promedio		
		Agregado	Desagr. (1)	Desagr. (2)	Agregado	Desagr. (1)	Desagr. (2)	Agregado	Desagr. (1)	Desagr. (2)
1	Veces mejor	23 (19)	26	30	18 (19)	31	30	17 (22)	32	27
	RECM	1.87	2.18	2.00	1.92	1.91	1.96	1.77	1.92	1.83
2	Veces mejor	22 (21)	26	27	20 (20)	27	28	19 (21)	29	27
	RECM	2.67	3.26	2.81	2.82	2.87	2.81	2.43	2.76	2.47
3	Veces mejor	24 (23)	23	24	18 (19)	29	28	21 (24)	26	23
	RECM	3.16	3.81	3.12	3.63	3.53	3.60	2.87	3.12	2.78
4	Veces mejor	25 (22)	21	24	23 (15)	23	31	25 (21)	21	25
	RECM	3.50	4.26	3.37	4.38	4.36	4.33	3.17	3.50	3.01

Fuente: Elaboración propia.

(*) La intersección de “Agregado” con “Veces mejor” presenta dos números. El primero es con respecto a la primera desagregación y el segundo, entre paréntesis, respecto a la segunda. Se denomina “Desagr. (1)” a la suma de PIB RRNN, PIB Resto y Otros; y “Desagr. (2)” a la suma de todos los componentes individuales.

Como fue señalado, en promedio, para uno y dos pasos adelante la proyección agregada promediada es superior. Sin embargo, para horizontes mayores la situación se invierte, aunque las diferencias de RECM son marginales. Lo anterior se confirma con el resultado del test de Diebold y Mariano presentado en la Tabla 6, que sugiere la inexistencia de diferencias en la capacidad predictiva de ambas modalidades.

Debido a la obtención de resultados mixtos, se realiza una segunda revisión de los resultados, más allá del promedio de toda la muestra. Del Anexo 2 se observa que a uno y dos trimestres la proyección promedio desagregada presenta una menor RECM a contar de 2007.IV, aproximadamente. Con estos antecedentes se puede establecer que, si bien en promedio la agregación presenta mayor eficiencia a uno y dos trimestres, la diferencia es marginal y no significativa. Al considerar el rendimiento con las últimas observaciones, la desagregación supera a la alternativa y el número de veces que es mejor es mayor. En síntesis, la recomendación es la proyección del PIB mediante la suma de proyecciones de cada uno de los sectores que lo componen, promediando los resultados de modelos SARIMA individuales con la proyección fija individual, lo que es consistente con los resultados de la mayoría de la literatura afín.

Tabla 6: Resultados test de Diebold y Mariano: Comparación de la capacidad predictiva de la forma agregada versus desagregada (*).

Horizonte	PIB			PIB RRNN			PIB Resto		
	SARIMA	Proy. Fija	Proy. Prom.	SARIMA	Proy. Fija	Proy. Prom.	SARIMA	Proy. Fija	Proy. Prom.
1	0.11 (0.46)	0.11 (0.46)	0.12 (0.45)	0.09 (0.47)	0.06 (0.48)	0.08 (0.47)	-0.23 (0.41)	-0.03 (0.49)	-0.11 (0.46)
2	0.11 (0.46)	0.14 (0.45)	0.13 (0.45)	0.07 (0.47)	-0.01 (0.49)	0.04 (0.49)	-0.08 (0.479)	-0.02 (0.49)	1.16 (0.12)
3	0.16 (0.44)	0.18 (0.43)	0.19 (0.42)	0.08 (0.47)	-0.01 (0.49)	0.04 (0.49)	0.04 (0.49)	-0.08 (0.47)	-0.04 (0.48)
4	0.11 (0.46)	0.10 (0.46)	0.13 (0.45)	0.08 (0.47)	0.01 (0.50)	0.06 (0.48)	0.08 (0.47)	0.01 (0.50)	0.06 (0.48)

Fuente: Elaboración propia.

(*) La hipótesis nula es *inexistencia de diferencias en la capacidad predictiva de la forma agregada versus desagregada*. En el caso del PIB se considera “desagregada” la forma de suma de todos los componentes (a dos niveles). Entre paréntesis se presenta el *valor-p* del estadístico.

2. Resultado evaluación de proyección PIB Recursos Naturales agregado versus desagregado

La Tabla 7 actúa de manera semejante para el PIB RRNN como la Tabla 5 para el PIB. Se observa que la manera desagregada es superior solamente en dos trimestres, utilizando la proyección fija, aunque la diferencia de RECM es marginal (4.94 versus 5.03 pp de la forma desagregada), y el número de veces que fue mejor (18) está muy por debajo que el de la alternativa (30). Por lo tanto, en este caso, la agregación es la que arroja un mejor rendimiento.

La proyección fija logra un mejor ajuste tanto en términos agregados como desagregados de uno a dos trimestres de horizonte (4.23 pp de la manera agregada para un trimestre, y 4.94 pp de la manera desagregada para dos trimestres), y después, para tres y cuatro trimestres, la proyección promedio se convierte en la dominante (con 4.81 pp de la manera agregada). Empero, y al igual que en el caso del PIB, el resultado del test de Diebold y Mariano presentado en la Tabla 6 señala la inexistencia de diferencias en la capacidad predictiva de ambas modalidades y las tres metodologías.

Del Anexo 3 se observa un patrón persistente en la gran mayoría de los casos (métodos, horizontes y agregaciones), que es la menor RECM de la forma agregada entre 2003 y mediados del 2007, y la superioridad predictiva de la forma desagregada entre fines del 2007 y el 2009. A pesar de esto, este resultado no es concluyente considerando las diferencias cuando el agregado fue superior, y tomando en cuenta el número de veces en que el agregado presenta un mejor rendimiento es más del doble que la alternativa. Dado lo anterior, si bien el test de Diebold y Mariano no es concluyente, en la práctica se recomienda el empleo de proyecciones agregadas debido a que las diferencias de RECM actúan en beneficio de la agregación.

Tabla 7: RECM de proyecciones agregadas y desagregadas de PIB RRNN.

Horizonte	Estadístico	SARIMA		Proyección Fija		Proyección Promedio	
		Agregado	Desagregado	Agregado	Desagregado	Agregado	Desagregado
1	Veces mejor	24	25	28	21	27	22
	RECM	4.68	4.91	4.23	4.41	4.31	4.53
2	Veces mejor	24	24	30	18	25	23
	RECM	5.80	5.59	5.03	4.94	5.15	5.04
3	Veces mejor	23	24	27	20	27	20
	RECM	5.55	6.10	5.03	5.39	4.81	5.11
4	Veces mejor	19	27	26	20	24	22
	RECM	5.45	6.10	5.55	5.83	4.81	5.30

Fuente: Elaboración propia.

3. Resultado evaluación de proyección PIB Resto agregado versus desagregado

En la Tabla 8 se presentan de manera similar los mismos estadísticos presentados en los dos casos anteriores, calculados para el PIB Resto.

Se observa una dominancia de la proyección promedio para los cuatro horizontes. La manera agregada presenta una RECM de 1.69, 2.59, 3.11 y 3.44 pp para cada horizonte, mientras que la proyección desagregada 1.77, 2.47, 2.96 y 3.29 pp para cada horizonte. El test de Diebold y Mariano (Tabla 6), en tanto, señala la inexistencia de diferencias significativas en la capacidad predictiva, al igual que en los casos anteriores.

Del Anexo 4, y a diferencia del PIB y el PIB RRNN, no es posible detectar una manera predominante en los últimos años de la muestra. Sólo se advierte una importante diferencia en la RECM de la proyección fija desde el año 2000 hasta mediados del 2004, en la cual la forma desagregada realiza proyecciones notablemente superiores a las del agregado. A pesar de que el análisis no es concluyente sobre las últimas observaciones, se recomienda la proyección de desagregados debido a la importancia de contar con información relativa a la composición de los cambios de proyecciones, sobre todo, por su importante participación en el PIB total (84.59% en el año 2008). Mas aún, a esta agregación pertenecen los sectores comercio, industria y construcción, en los cuales es esperable que, por ejemplo, la política monetaria tenga mayores efectos estabilizadores.

Tabla 8: RECM de proyecciones agregadas y desagregadas de PIB Resto.

Horizonte	Estadístico	SARIMA		Proyección Fija		Proyección Promedio	
		Agregado	Desagregado	Agregado	Desagregado	Agregado	Desagregado
1	Veces mejor	27	22	25	24	26	23
	RECM	1.77	1.88	2.39	1.93	1.69	1.77
2	Veces mejor	20	28	23	25	20	28
	RECM	2.63	2.65	3.54	2.90	2.59	2.47
3	Veces mejor	21	26	25	22	22	25
	RECM	3.13	3.17	4.11	3.81	3.11	2.96
4	Veces mejor	18	28	21	25	17	29
	RECM	3.52	3.50	4.99	4.55	3.44	3.29

Fuente: Elaboración propia.

En la Tabla 9 se presentan los resultados de la revisión de errores sistemáticos de las proyecciones (fuera de muestra). Obviamente, los errores dentro de muestra son bien comportados dada la construcción de los modelos. Esta comprobación, como fue señalado, se realiza computando la significancia del coeficiente de correlación parcial de primer orden de los residuos generados por las proyecciones, que en caso de ser significativo, existe la oportunidad de incorporar mayor información para lograr errores bien comportados. Así, en la Tabla 9, corresponde a un *Si* cuando el parámetro es significativo, y un *No* en caso contrario.

Se observa que a un período, en los modelos SARIMA existe solamente un caso de residuos con comportamiento sistemático (PIB RRNN de manera agregada), mientras que para la proyección fija, el PIB presenta residuos sistemáticos tanto de manera agregada como desagregada. Lo mismo ocurre con el PIB Resto desagregado. La proyección promedio no presenta errores sistemáticos a un paso adelante, coincidiendo con la forma que genera las menores RECM.

Para horizontes mayores a un período, todos los errores de proyección son sistemáticos, reflejando el espacio para mejorar dichas proyecciones mediante la incorporación de mayor información que la provista por las propias series. Es altamente factible que dicha información pueda provenir de una modelación que establezca una estructura económica predeterminada sobre las proyecciones; aspecto que no es capturado en este ejercicio por razones metodológicas

Tabla 9: Resultados revisión de errores sistemático de los modelos (*).

Horizonte	Variable	SARIMA		Proyección Fija		Proyección Promedio	
		Agregado	Desagregado	Agregado	Desagregado	Agregado	Desagregado
1	<i>PIB</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>No</i>	<i>No</i>
	<i>PIB RRNN</i>	<i>Si</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>
	<i>PIB Resto</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Si</i>	<i>No</i>	<i>No</i>
2	<i>PIB</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>
	<i>PIB RRNN</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>
	<i>PIB Resto</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>
3	<i>PIB</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>
	<i>PIB RRNN</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>
	<i>PIB Resto</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>
4	<i>PIB</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>
	<i>PIB RRNN</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>
	<i>PIB Resto</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>

Fuente: Elaboración propia.

(*) Corresponde a un *No* cuando el parámetro de autocorrelación parcial de los errores no es significativo al 5%. En el caso del PIB se considera “desagregada” la forma de suma de todos los componentes (a dos niveles).

A modo de síntesis, en el Gráfico 3 se presentan las menores RECM de las tres variables obtenidas para los cuatro horizontes considerados en este trabajo. Sobre las barras se escribe la forma que origina la menor RECM.

VII. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo fue investigar la existencia de ganancias de precisión en la proyección del PIB chileno desagregado por el lado de la oferta, comparado con la proyección agregada de mejor ajuste, utilizando una metodología común. Las proyecciones se realizaron considerando únicamente la información contenida en las propias series de la primera versión de datos hasta 2009.I.

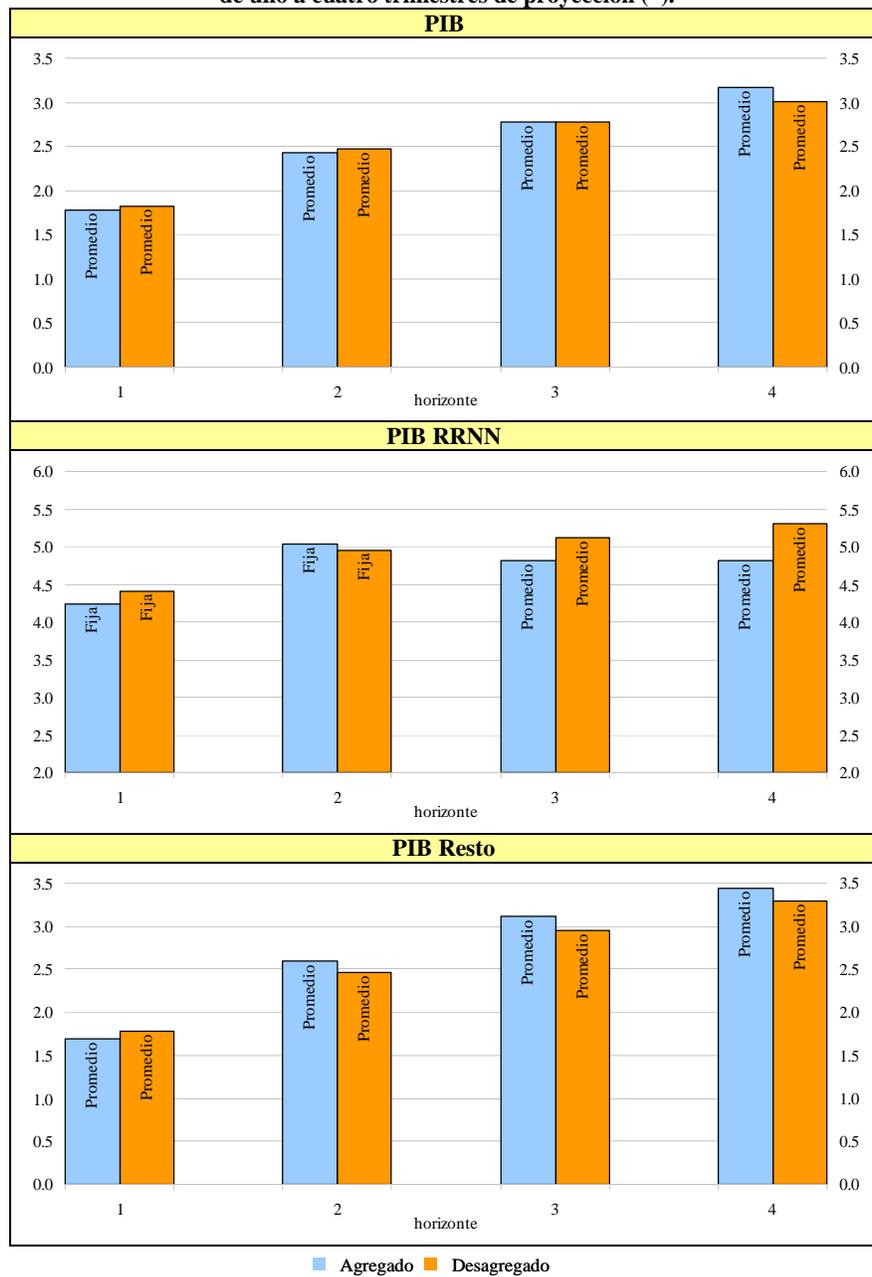
Dichas proyecciones, previa descripción de los datos y la metodología, se estimaron automáticamente con el programa de desestacionalización X12-ARIMA considerando el efecto de días hábiles de acuerdo al calendario chileno, y filtrando la serie de *outliers* con el módulo *regARIMA*. Posteriormente se estimó una proyección fija (manteniendo el nivel desestacionalizado del trimestre anterior, multiplicado por el factor estacional proyectado) y una proyección promedio (equivalente a las anteriores igualmente ponderadas).

La evaluación de tales proyecciones se realizó considerando básicamente tres aspectos: la RECM, la comprobación de residuos sistemáticos fuera de muestra y el test de Diebold y Mariano. De acuerdo a los resultados, no existe diferencia significativa entre la proyección del agregado y la suma de componentes.

A pesar de lo anterior, tanto para el PIB como para el PIB Resto, se recomienda la proyección mediante desagregados, utilizando la proyección promedio para los cuatro horizontes considerados. Se propone este esquema ya que al analizar las ventanas móviles de la RECM con 12 observaciones, se observa que el error es menor en el último tramo muestral, y porque el número de veces en que fue mas certera que la agregada es mayor. Para el PIB RRNN la recomendación es el agregado mediante proyecciones fijas para uno y dos trimestres, y proyecciones promediadas para tres y cuatro trimestres. Se desataca que la forma agregada es la que, en todos los casos, presentó una menor RECM.

Con todo, las proyecciones de las tres variables y de los tres tipos muestran residuos sistemáticos para horizontes mayores a un trimestre, por lo que existe un importante margen para la incorporación de mayor información que tendería a la reducción de errores de proyección.

Gráfico 3: RECM de distintos modelos para el PIB, PIB RRNN y PIB Resto agregado y desagregado, de uno a cuatro trimestres de proyección (*).



Fuente: Elaboración propia.

(*) Sobre las barras se escribe la forma de proyección que generó la menor RECM, tanto agregado como desagregado. La desagregación del PIB es a dos niveles, es decir, la suma de todos los componentes individuales.

REFERENCIAS

- Aigner, D.J., y S.M. Goldfeld (1974): “*Estimation and prediction from aggregate data when aggregated are measured more accurately than their components*”, *Econometrica* **42**(1), pp. 113-134.
- Altissimo, F.B., B. Mojon y P. Zaffaroni (2009): “*Can aggregation explain the persistence of inflation?*”, *Journal of Monetary Economics* **56**(2), pp. 231-241.
- Baffigi, A., R. Golinelli y G. Parigi (2002): “*Bridge models to forecast the Euro Area GDP*”, *International Journal of Forecasting* **20**, pp. 447 – 460.
- Barker, T.S. y M.H. Pesaran (1990), *Disaggregation in Econometric Modelling: An Introduction*, en Barker, T.S. y M.H. Pesaran (eds.), *Disaggregation in Econometric Modelling*, Routledge, Londres.
- Bates, J.M. y C.W.J. Granger (1969): “*The combinations of forecast*”, *Operations Research Quarterly* **20**, pp. 451-468.
- Botargues, P. y J.M. Pacheco (2004): “*Ajuste estacional de las series de oferta y demanda globales*”, mimeo, Ministerio de Economía y Finanzas Públicas, Argentina.
http://www.mecon.gov.ar/secpro/dir_cn/desestacionalizacion/doc4.pdf.
- Bovi, M., C. Lupi y C. Pappalardo (2000): “*Predicting GDP components using ISAE bridge equations econometric forecasting model (BEEF)*”, ISAE Working Paper No. 13.
- Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1970), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden Day, San Francisco, Estados Unidos.
- Bravo, H.F., V. Correa, L. Luna y F. Ruiz (2002): “*Desestacionalización de series económicas: el procedimiento usado por el Banco Central de Chile*”, Documento de Trabajo No. 177, Banco Central de Chile.
- Calani, M., R. Fuentes y A. García (2009): “*Has Chile's output growth volatility declined?: timing and facts*”, mimeo, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Chow, G.C. (1960): “*Test of equality between sets of coefficients in two linear regressions*”, *Econometrica* **28**(3), pp. 591-605.
- Clements, M. y D.F. Hendry (1998), *Forecasting Economic Time Series*, Cambridge University Press, Estados Unidos.
- Clements, M. y D.F. Hendry (2006), *Forecasting with Breaks*, en Elliot, G., C.W.J. Granger y A. Timmermann (eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, Elsevier, Holanda.
- Cobb, M. (2009): “*Forecasting Chilean inflation from components*”, Documento de Trabajo No. 545, Banco Central de Chile.
- Dagum, E. (1975): “*Seasonal factor forecast from ARIMA models*”, Proceedings of the International Institute of Statistics, 40th Session, Contributed Papers, 3, Varsovia, pp. 206-219.
- Dagum, E. (1980): “*The X11-ARIMA seasonal adjustment method*”, Statistique Canada, Catalogue 12-564E.
- Dagum, E. (1988): “*The X11-ARIMA/88 seasonal adjustment method*”, Methodology Branch, Statistics Canada.
- Diebold, F. (1998): “*Serial correlation and the combinations of forecast*”, *Journal of Business and Economics Statistics* **6**, pp. 105-111.

- Diebold, F. y R. Mariano (1995): “*Comparing predictive accuracy*”, *Journal of Business and Economics Statistics* **20**(1), pp. 134 – 144.
- Dovern, J. (2006): “*Predicting GDP components. Do leading indicators increase predictability?*”, *Advanced Studies Working Paper Series No. 436*, Institut für Weltwirtschaft.
- Drechsel, K. y L. Maurin (2008): “*Flow of conjunctural information and forecast of Euro Area economic activity*”, Working Paper No. 925, European Central Bank.
- Eurostat* (2002), *DEMETRA Pedagogical Manual*, Statistical Office of the European Commission.
- Findley, D.F., B.C. Monsell, W.R. Bell, M.C. Otto y B. Chen (1998): “*New capabilities and methods of the X12-ARIMA seasonal adjustment program*”, *Journal of Business and Economics Statistics* **16**, pp. 127-177.
- Gallardo, M. y H. Rubio (2009): “*Diagnóstico de estacionalidad con X12-ARIMA*”, *Estudio Económico Estadístico No. 76*, Banco Central de Chile.
- Golinelli, R. y G. Parigi (2005): “*Short-run Italian GDP forecasting and real-time data*”, *CEPR Discussion Paper No. 5302*.
- Gómez, V. y A. Maravall (1996): “*Programs TRAMO and SEATS*”, *Documento de Trabajo No. 9628*, Banco de España.
- Granger, C.W.J. y P. Newbold (1977), *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press, New York, Estados Unidos.
- Grunfeld, Y. y Z. Griliches (1960): “*Is aggregation necessarily bad?*”, *The Review of Economics and Statistics* **42**(1), pp. 1-13.
- Hahn, E. y F. Skudelny (2008): “*Early estimates of Euro Area real GDP growth. A bottom up approach from the production side*”, Working Paper No. 975, European Central Bank.
- Hendry, D.F. y K. Hubrich (2006): “*Forecasting economic aggregates by disaggregates*”, Working Paper No. 589, European Central Bank.
- Harvey, D., S. Leybourne y P. Newbold (1997): “*Testing the equality of prediction mean squared errors*”, *International Journal of Forecasting* **13**, pp. 281–291.
- Hibon, M. y T. Evgeniou (2005): “*To combine or not to combine: selecting among forecast and their combinations*”, *International Journal of Forecasting* **21**, pp. 15-24.
- Ingenito, R. y B. Trehan (1996): “*Using monthly data to predict quarterly output*”, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* **3**, pp. 3 – 11.
- Ladiray D. y B. Quenneville (2000-2001): “*Desestacionalizar con el método X11*”, *Methodologica* No. 8-9.
- Ljung, G.M. y G.E.P. Box (1978): “*On a measure of a lack of fit in time series models*”, *Biometrika* **65**, pp. 297–303.
- Lütkepohl, H. (2009): “*Forecasting aggregated time series variables. A survey*”, Working Paper No. 17, European University Institute.
- Makridakis, S. y M. Hibon (2000): “*The M3-competition: results, conclusions and implications*”, *International Journal of Forecasting* **16**, pp. 451– 476.

- Maravall, A. (2003): “Notes on programs TRAMO and SEATS, part II, time series regression with ARIMA noise, missing observations and outliers”, mimeo.
- Medel, C.A. y M. Pedersen (2010): “Incertidumbre en las series desestacionalizadas de actividad y demanda en Chile”, *Economía Chilena* **13**(1), pp. 63-71.
- Newbold, P. y C.W.J. Granger (1974): “Experience with forecasting univariate time series and the combination of forecast”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, **137**(2), pp. 131-165.
- Newbold, P. y D.I. Harvey (2002), *Forecasting Combination and Encompassing*, en M.P. Clements y D.F. Hendry (eds.), *A Companion to Economic Forecasting*, Blackwell Publishers, Estados Unidos.
- Parigi, G. y G. Schlitzer (1995): “Quarterly forecast of the Italian business cycle by means of monthly economic indicators”, *Journal of Forecasting* **14**(2), pp. 117 – 141.
- Pappalardo, C., C. Rapacciuolo y A. Ruocco (2008): “Business cycle indicators in VARs: a quarterly forecasting model of Italian economy”, First Macroeconomic Forecasting Conference, Rome, 27th March 2009. http://www.isae.it/program_27032009.htm.
- Pedersen, M. (2009): “Extracting GDP signals from the monthly indicator of economic activity. Evidence from a real-time database”, mimeo, Banco Central de Chile.
- Pedregal, D.J. y P.C. Young (2002), *Statistical Approaches to Modelling and Forecasting Time Series*, en M.P. Clements y D.F. Hendry (eds.), *A Companion to Economic Forecasting*, Blackwell Publishers, Estados Unidos.
- Pincheira, P. (2010): “A real time evaluation of the Central Bank of Chile GDP growth forecasts”, Documento de Trabajo No. 556, Banco Central de Chile.
- Pincheira, P. y A. García (2009): “Forecasting inflation in Chile with an accurate benchmark”, Documento de Trabajo No. 514, Banco Central de Chile.
- Rünstler, G. y F. Sédillot (2003): “Short-term estimates of Euro Area real GDP by means of monthly data”, Working Paper No. 276, European Central Bank.
- Timmermann, A. (2006), *Forecast combinations*, en Elliot, G., C.W.J. Granger y A. Timmermann (eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, Elsevier, Holanda.
- U.S. Census Bureau (2007), *X12-ARIMA Reference Manual, Version 0.3*, www.census.gov/srd/www/x12a/.

ANEXO 1: SELECCIÓN AUTOMÁTICA DE MODELOS SARIMA

El programa X12-ARIMA versión 0.2.10 dispone de un procedimiento de selección automática de modelos SARIMA, contenido en el módulo *regARIMA*, que opera de la siguiente manera. Estima los 43 modelos predeterminados de la Tabla A1 para luego elegir el de mejor ajuste en base a los siguientes criterios¹¹ (para más detalles ver Botargues y Pacheco, 2004):

- i. El promedio de los errores absolutos de las proyecciones dentro de los últimos tres años, medido en puntos base, debe ser menor a 15%.
- ii. No se debe rechazar la hipótesis nula del test de Ljung y Box (1978): *los datos son aleatorios*. El estadístico Q para realizar el test se define como:

$$Q = n(n+2) \sum_{j=1}^h \frac{\hat{\rho}_j^2}{(n-j)} \sim \chi_{1-\alpha, h}^2,$$

donde n es el número de observaciones, h es el número de rezagos que se prueban, y ρ_j es la autocorrelación del rezago j .

Si alguno de los dos criterios anteriores no se cumple, el modelo es rechazado y se utiliza el modelo (0 1 1)(0 1 1), conocido como el *modelo de la aerolínea*. Maravall (2003) señala que este modelo representa razonablemente bien gran parte de series económicas.

Además, para evitar la sobre diferenciación de la serie, la suma de los parámetros estimados para la media móvil (MA) no-estacional (para modelos con al menos una diferencia estacional) debe ser menor a 0.90.

Tabla A1: Especificaciones del programa X12-ARIMA para la selección de modelos de proyección (*).

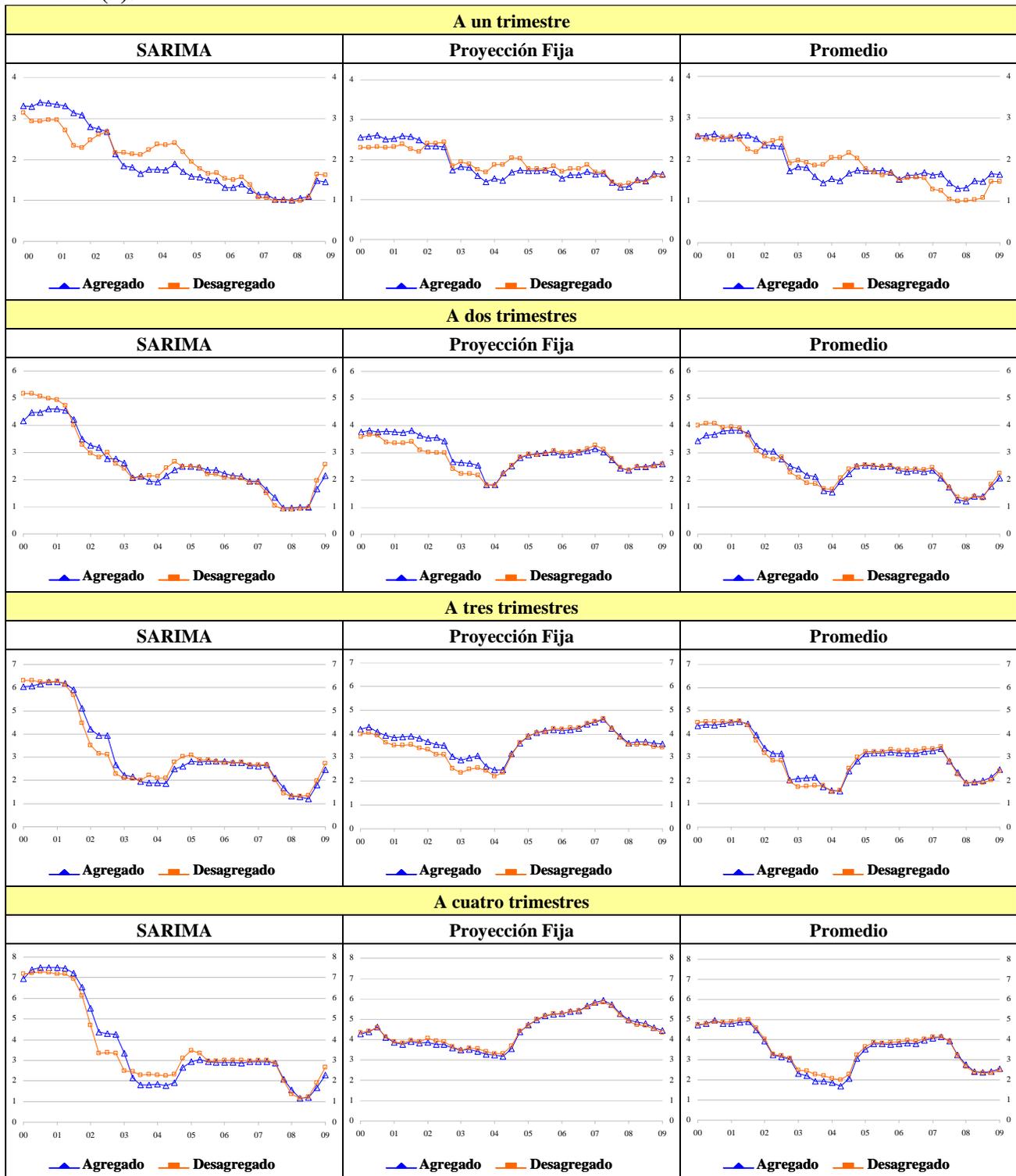
1	2	3	4	5	6	7	8
(0 1 1)(0 1 1)	(3 0 1)(1 0 1)	(2 0 0)(0 1 1)	(3 0 2)(1 0 1)	(3 0 0)(1 0 1)	(2 0 1)(1 0 1)	(2 0 2)(1 0 1)	(2 0 0)(1 0 1)
9	10	11	12	13	14	15	16
(1 0 1)(1 0 1)	(1 0 2)(1 0 1)	(1 0 0)(1 0 1)	(3 1 1)(1 0 1)	(3 1 2)(1 0 1)	(3 1 0)(1 0 1)	(2 1 1)(1 0 1)	(2 1 2)(1 0 1)
17	18	19	20	21	22	23	24
(2 1 0)(1 0 1)	(1 1 1)(1 0 1)	(1 1 2)(1 0 1)	(1 1 0)(1 0 1)	(3 0 1)(1 1 0)	(3 0 2)(1 1 0)	(3 0 0)(1 1 0)	(2 0 1)(1 1 0)
25	26	27	28	29	30	31	32
(2 0 2)(1 1 0)	(2 0 0)(1 1 0)	(4 0 0)(0 0 1)	(1 0 1)(1 1 0)	(1 0 2)(1 1 0)	(1 0 0)(1 1 0)	(3 1 1)(0 1 1)	(3 1 2)(0 1 1)
33	34	35	36	37	38	39	40
(3 1 0)(0 1 1)	(2 1 1)(0 1 1)	(2 1 2)(0 1 1)	(2 1 0)(0 1 1)	(1 1 1)(0 1 1)	(1 1 2)(0 1 1)	(1 1 0)(0 1 1)	(1 1 1)(1 0 1)
41	42	43					
(1 1 2)(1 0 1)	(1 1 0)(1 0 1)	(2 1 2)(0 1 1)					

Fuente: Programa Ex-12, Banco Central de Chile (Bravo *et al.*, 2002).

(*) Los modelos son multiplicativos, por lo que su notación es $(p \ d \ q)(P \ D \ Q)_s$, donde el primer paréntesis contiene el orden de la especificación $AR(p)$, $I(d)$ y $MA(q)$ de la parte no-estacional, y el segundo paréntesis hace lo mismo para la parte estacional. El término $s=\{4, 12\}$ señala la frecuencia trimestral o mensual de los datos.

¹¹ Estos criterios corresponden a la versión del programa X12-ARIMA utilizada en este trabajo (versión 0.2.10). Sin embargo, la versión 0.3 incorpora una batería más amplia de criterios de selección. Para más detalles ver U.S. Census Bureau (2007).

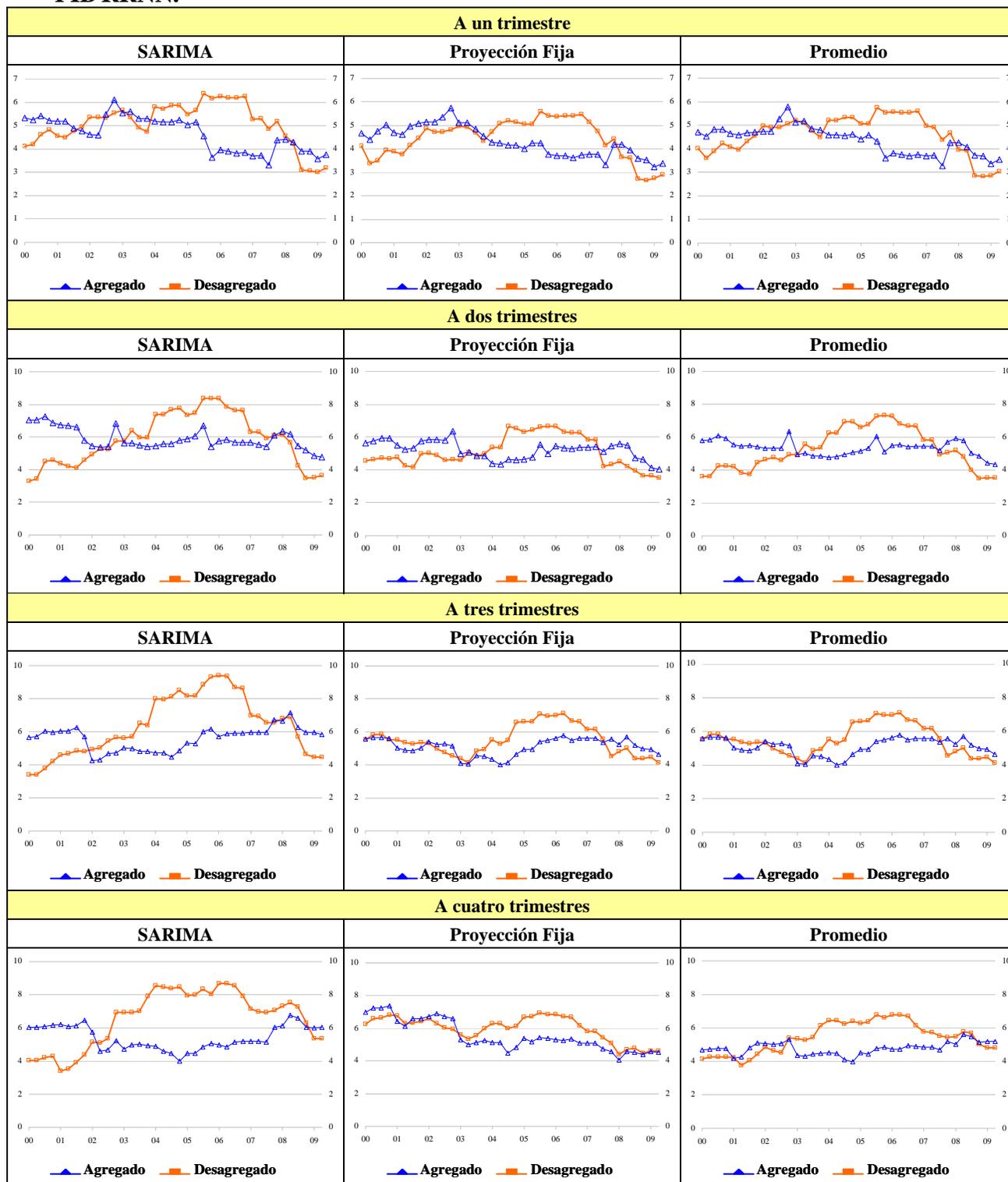
ANEXO 2: VENTANA DE 12 OBSERVACIONES MÓVILES DE RECM FUERA DE MUESTRA, PIB (*).



Fuente: Elaboración propia.

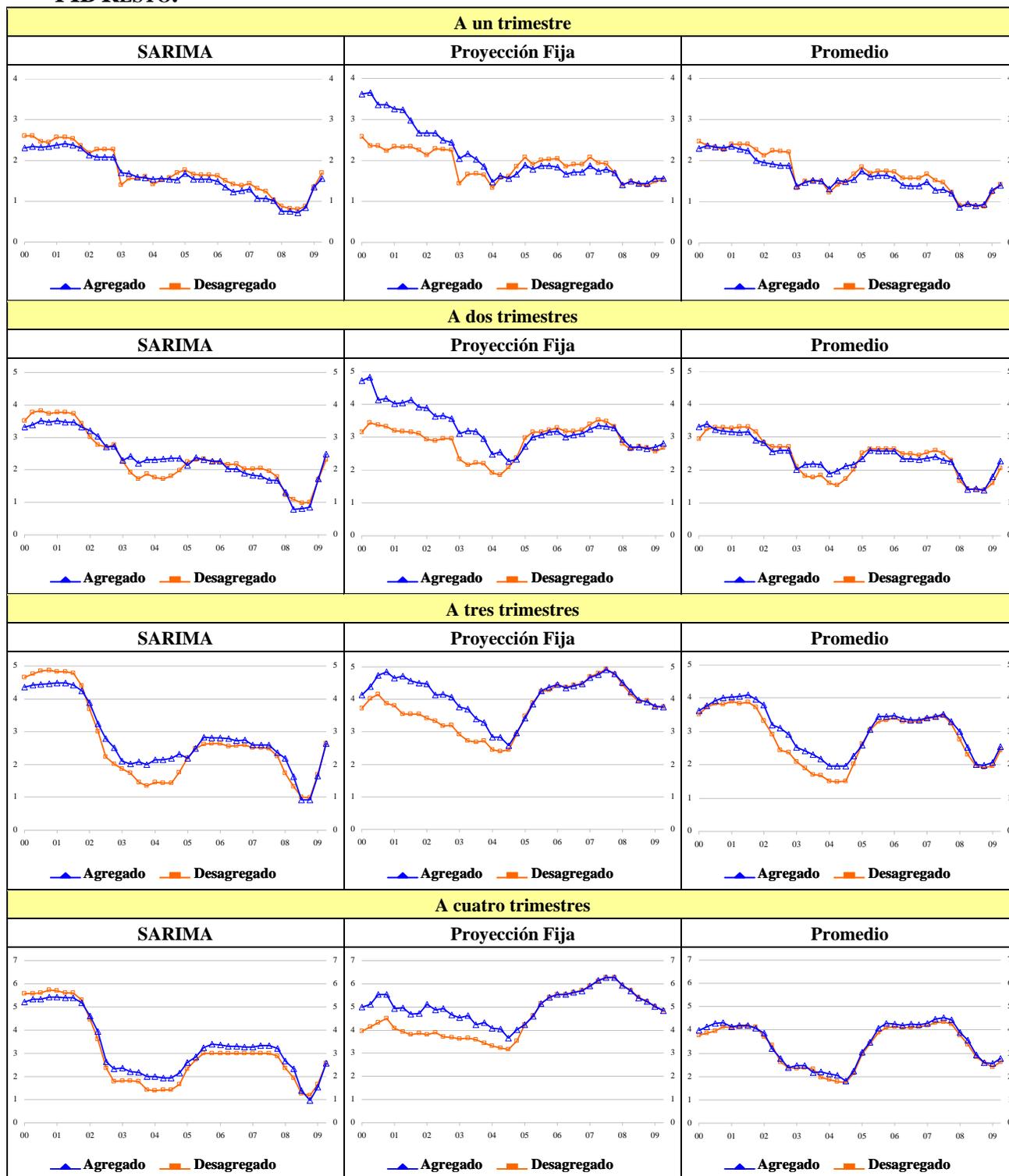
(*) La desagregación es al segundo nivel, es decir, calculada como la suma de los componentes individuales.

ANEXO 3: VENTANA DE 12 OBSERVACIONES MÓVILES DE RECM FUERA DE MUESTRA, PIB RRNN.



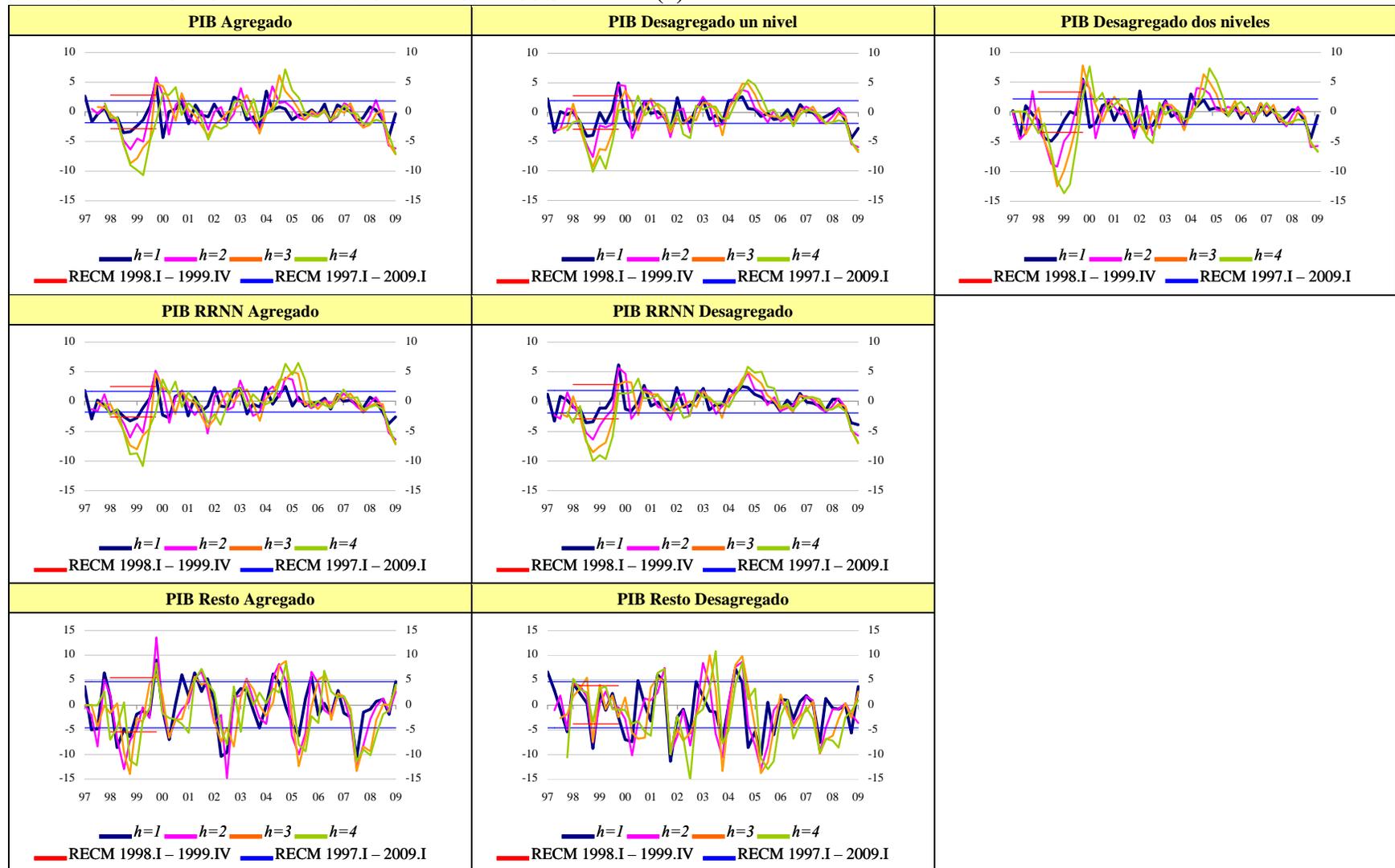
Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 4: VENTANA DE 12 OBSERVACIONES MÓVILES DE RECM FUERA DE MUESTRA, PIB RESTO.



Fuente: Elaboración propia.

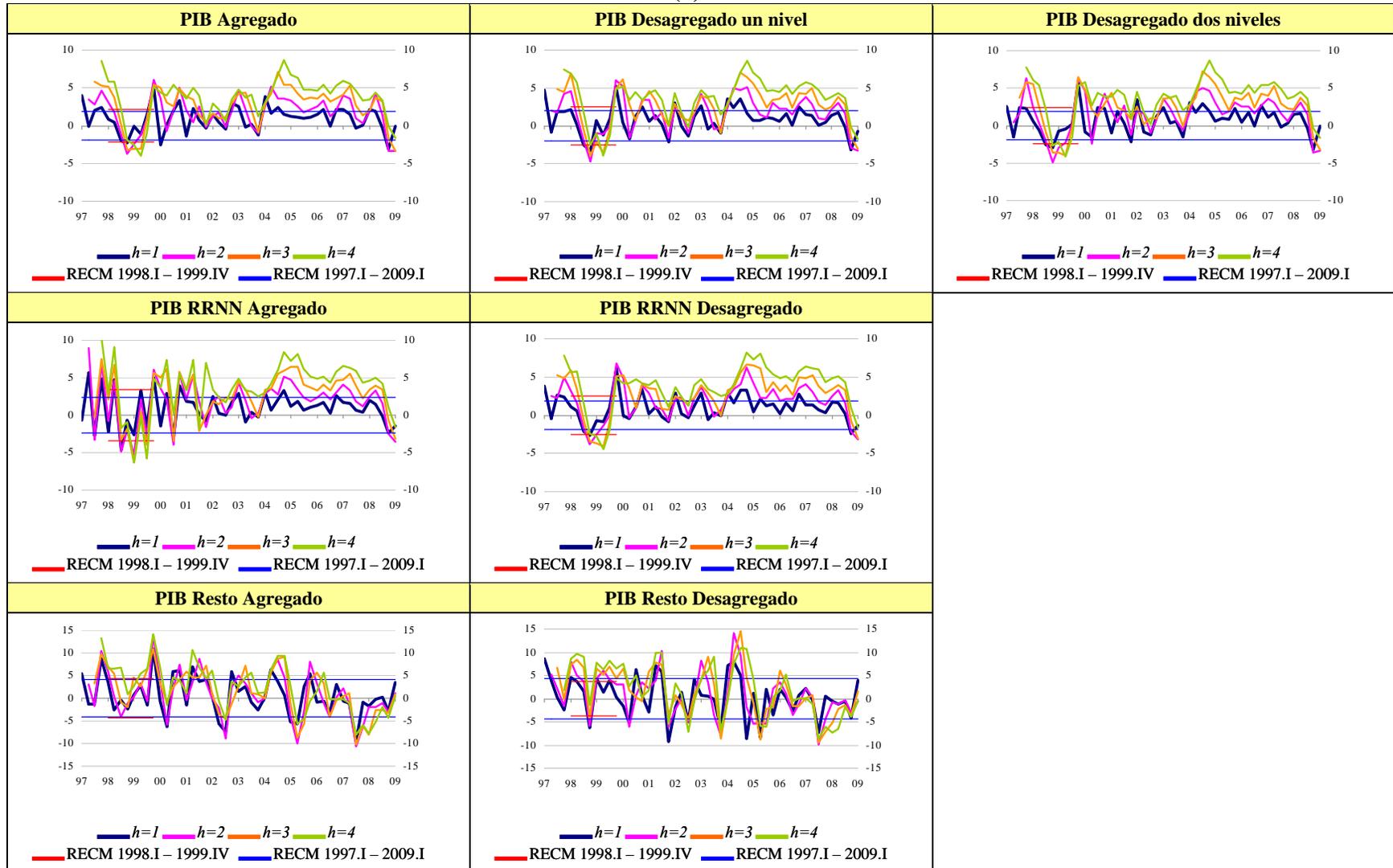
ANEXO 5: ERRORES DE PROYECCIÓN DE MODELOS SARIMA (*).



Fuente: Elaboración propia.

(* h corresponde al horizonte de proyección.

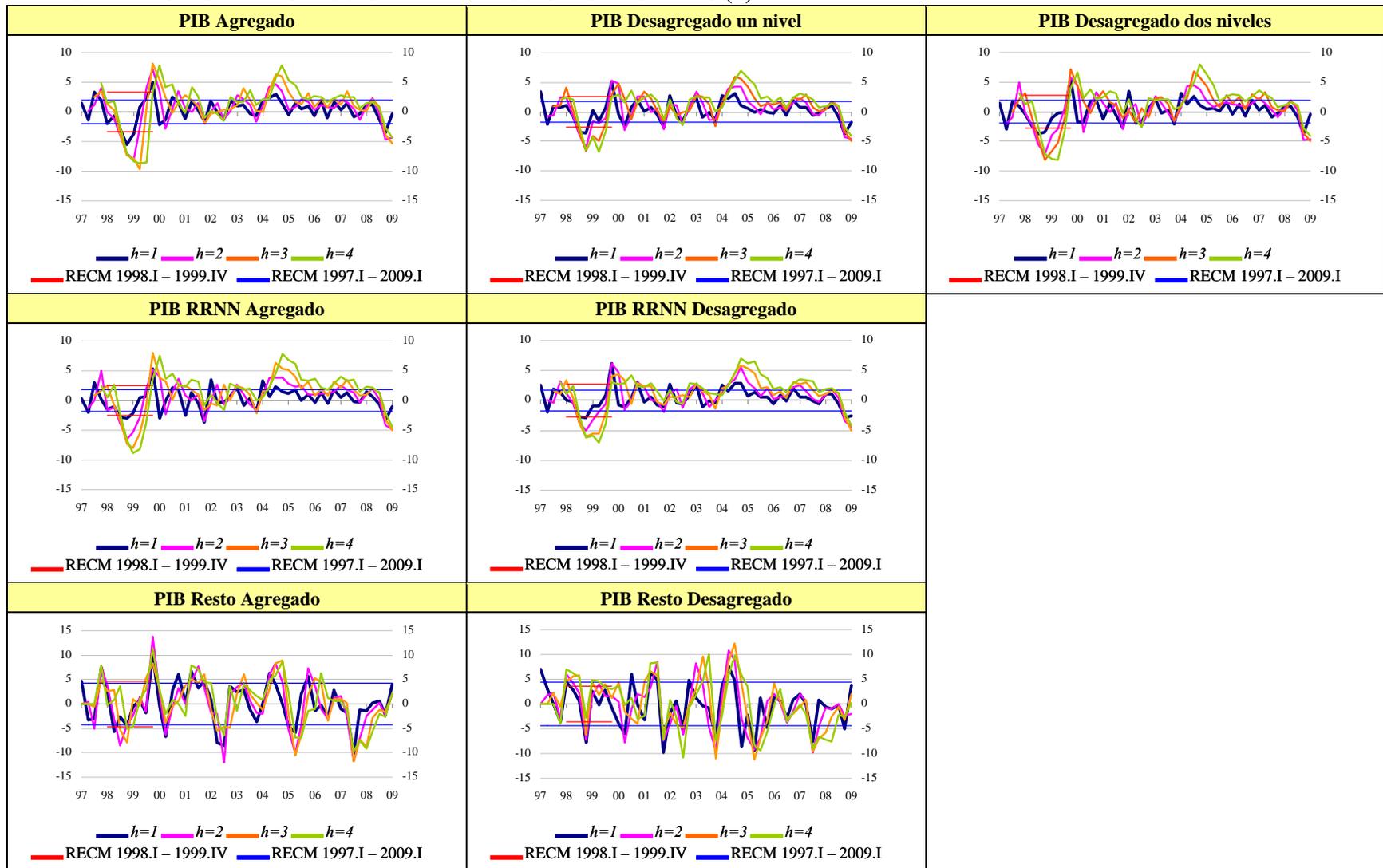
ANEXO 6: ERRORES DE PROYECCIÓN DE PROYECCIONES FIJAS (*).



Fuente: Elaboración propia.

(*) h corresponde al horizonte de proyección.

ANEXO 7: ERRORES DE PROYECCIÓN DE PROYECCIONES PROMEDIO (*).



Fuente: Elaboración propia.

(*) h corresponde al horizonte de proyección.

**Documentos de Trabajo
Banco Central de Chile**

**Working Papers
Central Bank of Chile**

NÚMEROS ANTERIORES

PAST ISSUES

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: bcch@bcentral.cl.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: bcch@bcentral.cl.

DTBC-576 Mayo 2010
Competition And Stability In Banking
Xavier Vives

DTBC-575 Mayo 2010
The Global Financial Crisis
Franklin Allen y Elena Carletti

DTBC-574 Mayo 2010
The Determinants of Household Debt Default
Rodrigo Alfaro, Natalia Gallardo y Roberto Stein

DTBC-573 Abril 2010
On the Quantitative Effects of Unconventional Monetary Policies
Javier García-Cicco

DTBC-572 Abril 2010
Commodities Pass Through
Roberto Rigobon

DTBC-571 Abril 2010
Supply and Demand Identification in the Credit Market
Mauricio Calani C., Pablo García S. y Daniel Oda Z.

DTBC-570 Abril 2010
Forward premium puzzle and term structure of interest rates: the case of New Zealand
Carmen Gloria Silva

DTBC-569	Abril 2010
Distress Dependence and Financial Stability Miguel A. Segoviano y Charles Goodhart	
DTBC-568	Abril 2010
How does political instability affect economic growth? Ari Aisen y Francisco José Veiga	
DTBC-567	Abril 2010
Auge y caída de precios de <i>commodities</i> y su impacto sobre precios domésticos: Comparación internacional Alfredo Pistelli y Víctor Riquelme	
DTBC-566	Abril 2010
Propagation of inflationary shocks in Chile and an international comparison of propagation of shocks to food and energy prices Michael Pedersen	
DTBC-565	Marzo 2010
El éxito de las casas comerciales en Chile: ¿Regulación o buena gestión? Juan Pablo Montero y Jorge Tarziján	
DTBC-564	Marzo 2010
Liquidity Crises And Corporate Cash Holdings In Chile Roberto Álvarez, Andrés Sagner y Carla Valdivia	
DTBC-563	Marzo 2010
Ricardian equivalence proposition in a NK DSGE model for two large economies: the EU and the US Jorge A. Fornero	
DTBC-562	Marzo 2010
Competencia y Toma de Riesgo en el Mercado de Créditos de Consumo Bancario Chileno (1997-2009) Daniel Oda y Nancy Silva	
DTBC-561	Marzo 2010
Estimating Models for Monetary Policy Analysis in Emerging Countries Javier García-Cicco	