

ESTIMACION DE VAR BAYESIANOS PARA LA ECONOMIA CHILENA*

ESTIMATING BAYESIAN VAR FOR THE CHILEAN ECONOMY

PATRICIO JARAMILLO G.

Departamento de Estudios Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras

Abstract

In this paper Bayesian Vector Autoregression (BVAR) models are estimated for the Chilean economy. Under this approach, the transmission mechanisms of monetary policy and forecast exercises are studied and evaluated for the main macroeconomic variables. Then, the results are contrasted with the standard VAR models presented in the previous literature for the case of Chile and the implications for the monetary policy design are discussed.

Keywords: *Bayesian VAR Models, Forecasting, Transmission Mechanisms, Monetary Policy.*

JEL Classification: *C11, C32, E5.*

Resumen

En este trabajo se estiman VAR Bayesianos para la economía chilena. Bajo esta metodología se estudian los mecanismos de transmisión de la política monetaria y se realizan ejercicios de proyecciones para las principales variables macroeconómicas. Luego se contrastan estos resultados con los obtenidos

* Este trabajo fue realizado en el momento en que el autor pertenecía a la Gerencia de Investigación Económica del Banco Central de Chile. Agradezco los comentarios de Klaus Schmidt-Hebbel, Carlos García y Pablo Pincheira y a Marco Núñez y Felipe Córdova por facilitar parte de los datos utilizados en este estudio. Jorge Cepeda prestó asistencia de investigación en la etapa final del trabajo. Las exenciones habituales aplican, por lo que las opiniones vertidas en este documento son de mi exclusiva responsabilidad y no compromete la visión del Banco Central de Chile ni de la SBIF.
Email: pjaramillo@sbif.cl.

de estimaciones de VAR tradicionales presentados en la literatura previa y se discuten algunas implicancias para el diseño de la política monetaria.

Palabras Clave: VAR Bayesianos, Evaluación de Proyecciones, Mecanismos de Transmisión, Política Monetaria.

Clasificación JEL: C11, C32, E5.

1. INTRODUCCION

En la literatura de modelos macroeconómicos teóricos y empíricos encontramos diferentes cualidades de estos en cuanto a realismo, capacidad predictiva y/o consistencia teórica interna. Para la economía chilena muchas de las modelaciones de avanzada han sido introducidas secuencialmente en el tiempo. Así, por ejemplo, una parte importante de lo reportado en Chile sobre política monetaria tiene sustento en la estimación de vectores autorregresivos (modelos VARs) principalmente en la segunda mitad de los noventa.¹ Por ejemplo, Valdés (1997), Landerretche, Morandé y Schmidt-Hebbel (1999), García (2001), Mies, Morandé y Tapia (2002) son algunos de los trabajos que ilustran este punto. Asimismo, se ha estudiado el uso de modelos de equilibrio general computables (CGE) y sus implicancias en el curso de política bajo distintos escenarios (Condon, Corbo y De Melo, 1985; Caballero y Corbo, 1986 y recientemente O'Ryan *et al.*, 2008). De igual forma se han representado las principales regularidades empíricas de la economía chilena bajo el prisma de modelos de ciclos reales (RBC) y otras fluctuaciones de corto plazo para variables nominales y reales (Bergoeing y Suárez, 2001; Bergoeing y Soto, 2002). Recientemente, la agenda ha sido fuertemente direccionada por modelos dinámicos estocásticos de equilibrio general (DSGE) para analizar distintos shocks y marcos de política monetaria y fiscal, e incluso con análisis de bienestar (García, Restrepo y Tanner, 2008; Medina y Soto, 2007a y 2007b; García y Restrepo, 2006, por mencionar algunos). Si bien es muy común encontrar estimación de modelos VAR a través de técnicas bayesianas (BVAR) para distintas economías, su uso ha sido bastante acotado al momento de caracterizar la economía chilena y en términos comparativos a las familias de modelos anteriores, los BVAR prácticamente no han recibido atención, a pesar de que la evidencia internacional muestra ganancias derivadas de utilizar este enfoque. La excepción la encontramos en Morandé y Todd (1988), quienes estiman un BVAR para Chile a través del método presentado previamente en Doan, Litterman y Sims (1984). Los autores encuentran que los errores de pronóstico son de gran magnitud en términos absolutos, con coeficientes bastantes inestables dados el período de estimación marcado por la inclusión de distintas reformas estructurales en la economía.

¹ La estimación de vectores autorregresivos provee una manera flexible para evaluar relaciones entre variables macroeconómicas mostrando buenas habilidades predictivas (Sims 1980, Shapiro y Watson, 1988; Blanchard y Quah, 1989, Villaverde, Rubio-Ramírez y Sargent, 2005, entre muchos otros).

No obstante, no encontramos este tipo de estimaciones para el período tras la adopción plena de metas de inflación junto a un régimen de flotación cambiaria, donde la inflación se ha vuelto estacionaria en torno a la meta y el producto fluctúa en torno a su nivel potencial con desviaciones menos persistentes que en el pasado. Ambas características harían suponer que los errores de proyección, ex ante, debieran ser menores. Las técnicas bayesianas permitirían introducir algunas ventajas respecto a métodos tradicionales de estimación. Primero, permiten aminorar en parte los ajustes de juicio que normalmente hace el investigador cuando realiza proyecciones, ya que provee un método que puede ser evaluado sin la necesidad de correr el modelo. Segundo, no sólo genera una proyección puntual sino una distribución completa para los posibles estados de la economía, lo que parece ser más realista (Litterman, 1986). Tercero, las estimaciones bayesianas permiten introducir fácilmente el tratamiento de variables no observables, mientras el uso de distribuciones “priors” representan un poderoso mecanismo para incorporar información de estudios previos y las probabilidades “posteriors” son fácilmente interpretables (Koop, 2003). Asimismo, las técnicas bayesianas no necesitan una gran cantidad de datos para las estimaciones, lo que puede ser un elemento importante al trabajar con países que cuenten con registros históricos acotados.

Este trabajo pretende contribuir fundamentalmente en dos ámbitos. La experiencia derivada del uso de BVAR para economías desarrolladas y algunas emergentes ha sido positiva al evaluar sus propiedades predictivas. Es menos clara la significancia que puede tener su eventual utilización para representar/proyectar la evolución de la economía chilena, en particular a partir de la vigencia plena del régimen actual de política. Segundo, analizar eventuales implicancias en los mecanismos de transmisión de la política monetaria al estimar un BVAR versus las respuestas bajo VAR tradicionales es una cuestión adicional de interés. Para abordar estos objetivos, el resto del trabajo se divide en las siguientes secciones. La sección 2 realiza una revisión de literatura previa relevante. La sección 3 presenta las variables macroeconómicas usadas en el estudio, mientras la sección 4 discute la econometría que hay detrás de la estimación de vectores autorregresivos bayesianos. La sección 5 muestra los principales resultados derivados del análisis de la capacidad predictiva de los BVAR en relación a las alternativas usuales de modelos de series de tiempo, junto con las implicancias en los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Finalmente, la sección 6 concluye.

2. REVISION DE LITERATURA

La literatura de estimación de VAR Bayesianos ha estado orientada mayoritariamente a la generación de proyecciones y al contraste de estas con las obtenidas de modelos de series de tiempo tradicionales. Doan, Litterman y Sims (1984) desarrollan un procedimiento de predicción basado en BVAR. El procedimiento se aplica a diez variables macroeconómicas y es expuesto con el fin de mejorar las proyecciones fuera

de muestra al compararlas con modelos univariados. Todd (1988) discute como el enfoque bayesiano puede ser usado para construir un tipo de modelo de predicción multivariado conocido como Vector Autorregresivo Bayesiano (BVAR). Partiendo de la idea de que especificar los priors acerca de los numerosos coeficientes de un modelo de predicción multivariado es bastante desalentador, la clave del enfoque es simplificar esta tarea. Sims y Zha (1998) señalan que si los modelos multivariados dinámicos son usados para guiar decisiones de política, es importante que los cálculos de probabilidad de las predicciones sean evaluados. Así, cuando los BVAR identificados son presentados con intervalos de confianza, los problemas tanto conceptuales como numéricos no han sido resueltos de una manera internamente consistente. El trabajo desarrolla métodos para introducir información del prior en los modelos VAR tanto estructurales como de forma reducida sin introducir cargas computacionales sustanciales. Sims y Zha (1999) muestran cómo extender correctamente los métodos conocidos para generar bandas de confianza en modelos VAR de forma reducida para modelos sobreidentificados.

Cheng-Hua Shen (1996) presenta un método estadístico formal para combinar predicciones de un modelo macro (trimestral) para Taiwán con predicciones de modelos de series de tiempo mensuales. Estos últimos son un VAR, un BVAR y un ARIMA. El autor concluye que las predicciones combinadas generalmente son superiores a las predicciones de frecuencia trimestral. Crone y McLaughlin (1999) presenta un modelo BVAR para Filadelfia, mientras De Jong, Ingram y Whiteman (2000) implementan estadísticos para combinar modelos teóricos y empíricos. Siguiendo una estructura bayesiana, ilustran un modelo neoclásico de ciclos para estudiar predicciones fuera de la muestra para producto e inversión. Gupta y Sichei (2006) estiman un BVAR para Sudáfrica para predecir las principales variables macroeconómicas. Encuentran que un prior estrecho produce predicciones relativamente más precisas que una más dispersa. La precisión de la predicción fuera de muestra es comparada con la misma generada por los modelos VAR univariados y no restringidos. Kenny, Meyler y Quinn (1998) estiman un BVAR para proyectar la inflación de Irlanda y comparan con alternativas tradicionales. Los autores confirman una mejora significativa en el desempeño de la predicción que se obtiene con el uso de técnicas bayesianas. Mourniho y Nunes (2002) se enfocan en modelos BVAR para la zona Euro. Utilizan un esquema de hiperparametrización modificada, basada en el prior Minnesota. Los alcances de incorporar relaciones de largo plazo también son discutidos. Asimismo, se aborda el problema de elección de distribuciones prior apropiado para un BVAR con modelos de corrección de errores (BECM). Muestran que el uso de una prior chatas en los puntos de carga del factor puede poner en peligro el desempeño de las proyecciones de modelos BECM. Racette, Raynauld y Sigouin (1994) presentan estimaciones para el caso de Canadá, mientras Canova y Ciccarelli (2004) realizan estimaciones de VAR Bayesianos en paneles, donde las distribuciones de la posterior se obtienen por jerarquía y priors Minnesota. Para ilustrar el enfoque desarrollan una aplicación al problema de predecir tasas de crecimiento del producto y los puntos de inflexión del ciclo en países G-7, comparando métodos alternativos de predicción.

3. LOS DATOS

Para las estimaciones se utilizan datos de frecuencia mensual para el período comprendido entre enero 1986 y enero 2008. Se extrajeron datos del Banco Central de Chile, Bloomberg y Cochilco. Las series que de la fuente original no estaban ajustadas estacionalmente, se les aplicó el procedimiento Census X12.² La tasa de política monetaria fue reconstruida para el período prenominalización considerando la tasa real de los PRBC a 90 días en base anual más la inflación del IPC contemporánea en doce meses. Las principales series utilizadas en las estimaciones son presentadas en la Figura 1.

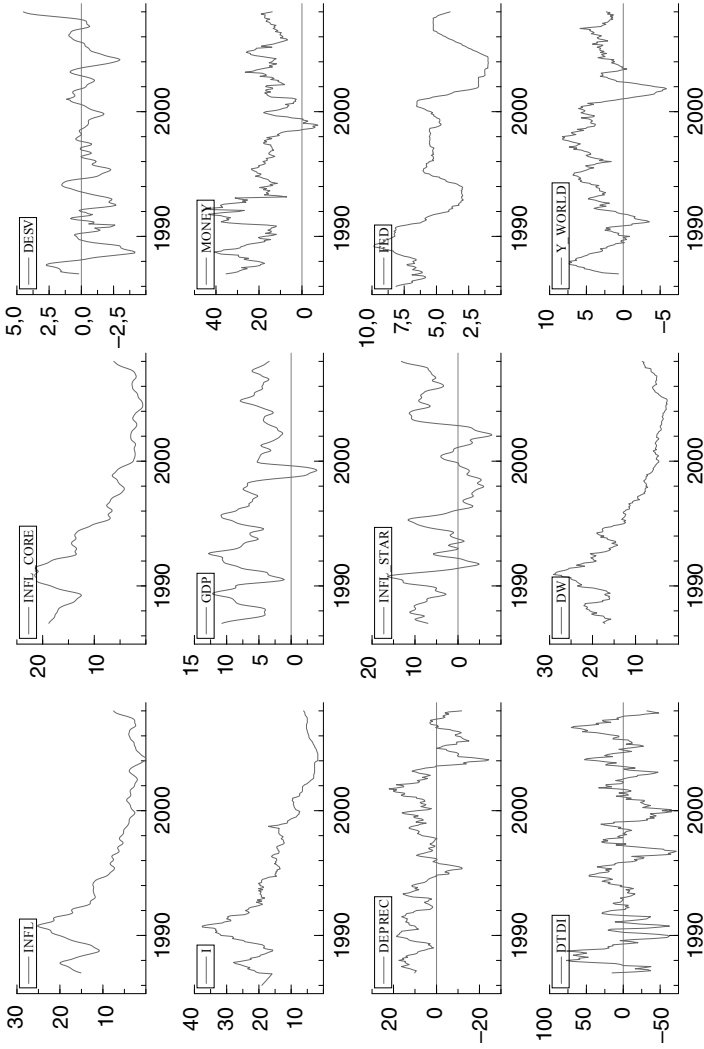
Se puede apreciar la importante reducción que se observa en los niveles de inflación total y subyacente a partir de comienzos de los noventa, cuando los niveles oscilaban en torno al 20% para ambas medidas. Posteriormente, tras la existencia primero de un esquema parcial de Metas de Inflación en Chile a partir de enero de 1991 y luego tras la adopción plena de este marco a partir de 1999, se observa un notable establecimiento de la inflación en torno a la meta oficial de 3% decretada por la autoridad (ver Mishkin y Schmidt-Hebbel, 2006; Gredig, Schmidt-Hebbel y Valdés, 2008; y Valdés, 2007). A raíz de lo anterior, en la última década la inflación se ha vuelto estacionaria en torno a la meta, a pesar del último episodio a finales de 2007 donde la inflación total ha superado el 7% anual. Específicamente, en lo más reciente se puede apreciar un considerable desvío por sobre la meta puntual de 3%, debido a shocks en precios internacionales claves para la economía chilena, además de shocks domésticos que han impulsado la inflación a niveles por sobre los deseables. También se observa una disminución gradual y sistemática en la tasa de interés nominal de la economía desde niveles de 36% en noviembre de 1990 a niveles de 6% en la actualidad.

En cuanto a la actividad, aproximado como el crecimiento anual del IMACEC, se aprecian marcados ciclos en torno a una media de 7% en el período precrisis asiática y en torno a 4-4,5% para el período posterior (1999-2008). El incremento del dinero muestra una tendencia a la baja en la primera parte de la muestra, mientras en la última década ha tendido a mantenerse en torno a un crecimiento anual promedio de 13%. En cuanto al tipo de cambio (nominal y real) se observan claramente las fases o regímenes que se dan en el período: tipo de cambio fijo al comienzo de la muestra, para dar paso a la banda cambiaria entre junio de 1987 y fines de 1999. La inflación externa relevante para Chile, aproximada por la variación en doce meses del Índice de Precios Externos (IPE), muestra importantes fluctuaciones en el período analizado con una importante caída a principios de los noventa y un incremento importante a partir del 2002, lo que en general caracteriza un panorama inflacionario con mayores presiones en lo más reciente en los principales socios comerciales de Chile. En tanto, las tasas de interés internacionales cristalizan un par de fases de política monetaria restrictivas y expansivas, observando una importante expansividad entre 2001 y 2002, para luego dar paso a una gradual normalización de las condiciones monetarias a partir de 2003. En los precios de los principales productos básicos exportados

² Estas variables son los índices de precios al consumidor total y subyacente, IMACEC e Índice de Precios Externos.

FIGURA 1

PRINCIPALES VARIABLES MACROECONOMICAS



(cobre) e importado (petróleo) por la economía chilena, se observa la importancia del último ciclo en términos nominales, en particular para el caso del cobre. La actividad mundial (aproximada por la producción industrial de Estados Unidos) muestra fluctuaciones alrededor de una tasa promedio de crecimiento de 2,6% entre julio de 2003 y enero 2008.

4. VAR BAYESIANOS

Los métodos bayesianos de estimación han ganado creciente atractivo en muchos campos de la investigación aplicada, incluyendo la econometría. La econometría bayesiana se basa en algunas reglas simples de probabilidades aplicables a los clásicos problemas econométricos como la estimación de parámetros, comparación de modelos y/o ejercicios de proyecciones. Todos estos propósitos involucran las mismas reglas de probabilidades, siendo esta una de las principales ventajas de esta metodología (Koop, 2003). En tanto, los modelos VAR se traducen por lo general en representaciones poco parsimoniosas de la dinámica de un vector de series de tiempo, donde el número de parámetros estimados tiende a ser elevado, generando inconvenientes obvios con los grados de libertad (Sims, 1980). Ello, sumado a la estructura de autocorrelación que caracterizan a las series incluidas comúnmente en los VAR's tienden a generar multicolinealidad y *overfitting*. Para enfrentar estos inconvenientes Litterman (1984, 1986), Doan, Litterman y Sims (1984) y Todd (1988) propusieron introducir una serie de restricciones probabilísticas orientadas a mejorar las estimaciones y proyecciones. Estas restricciones son de corte puramente estadístico dando origen a los denominados VAR Bayesianos (BVAR).

Si definimos y como un vector o matriz de datos y θ como un vector (o matriz) que contiene los parámetros del modelo, una representación tradicional de acuerdo a la regla de Bayes quedaría definida por:

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)} \quad (1)$$

La expresión sintetiza la siguiente idea: “dado los datos, que sabemos sobre θ ”. Una cuestión fundamental de este enfoque es que θ es tratada como una variable aleatoria y por ende puede ser expresada en base a la misma regla de probabilidades anterior. Adicionalmente, dado que debiésemos estar interesados en aprender de θ , se puede obviar el término $p(y)$, con lo que (1) se reduce a la siguiente expresión:

$$p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta) \quad (2)$$

El término $p(\theta|y)$ se conoce como función de densidad “posterior”, mientras la función de densidad de los datos dados los parámetros del modelo ($p(y|\theta)$) es la función de “verosimilitud”. En tanto $p(\theta)$ se denomina función de densidad “prior”, la cual no depende de los datos. De esta manera, la técnica bayesiana permite incorporar

conjuntamente la información que está inherente en los datos como aquella que no lo está, permitiendo internalizar el conocimiento del investigador en la forma de la función “prior”. Aplicando el principio anterior a una representación VAR tradicional de orden-p obtenemos:

$$\begin{aligned} y_t &= \delta + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t; \quad \text{o equivalentemente} \\ y &= (X \otimes I_k)\theta + e \end{aligned} \quad (3)$$

La especificación Bayesiana de un modelo VAR tradicional como el presentado en (3), considera que los parámetros θ son variables aleatorias caracterizadas por una distribución normal multivariada con media conocida (θ^*) y matriz de covarianzas dada por V_θ . Así la densidad “prior” puede ser reexpresada como:

$$f(\theta) = \left(\frac{1}{2\pi}\right)^{k^2 p/2} |V_\theta|^{-1/2} \exp\left[-\frac{1}{2}(\theta - \theta^*)V_\theta^{-1}(\theta - \theta^*)\right] \quad (4)$$

donde la función de verosimilitud para el proceso gaussiano viene dada por:

$$\ell(y|\theta) = \left(\frac{1}{2\pi}\right)^{kT/2} |I_T \otimes \Sigma|^{-1/2} \exp\left[-\frac{1}{2}(y - (X \otimes I_k)\theta)'(I_T \otimes \Sigma^{-1})\begin{matrix} \\ (y - (X \otimes I_k)\theta) \end{matrix}\right] \quad (5)$$

y la “posterior” se deriva como:

$$f(\theta|y) \propto \exp\left[-\frac{1}{2}(\theta - \bar{\theta})'\bar{\Sigma}_\theta^{-1}(\theta - \bar{\theta})\right] \quad (6)$$

donde el promedio de la “posterior” está dado por:

$$\bar{\theta} = \left[V_\theta^{-1} + (X'X \otimes \Sigma^{-1})\right]^{-1} \left[V_\theta^{-1}\theta^* + (X' \otimes \Sigma^{-1})y\right] \quad (7)$$

y la matriz de covarianza de la “posterior” es:

$$\bar{\Sigma}_\theta = \left[V_\theta^{-1} + (X'X \otimes \Sigma^{-1})\right]^{-1} \quad (8)$$

En relación a ello, los principios básicos de algunas priors estándares (Litterman, 1986) son: (i) hacer más importante la dinámica propia en comparación a la dinámica de otras variables; (ii) que la influencia de los rezagos en el modelo disminuye con-

forme aumenta la distancia temporal, y (iii) que las series individuales sean (o no) estacionarias y exista (o no) cointegración. Otras priors han sido usadas comúnmente en esta literatura. Las priors conjugadas son usadas por Brown, Fearn y Vannucci (1999), donde una distribución prior de probabilidades ($p(\theta)$) es conjugada a la función de verosimilitud ($p(y|\theta)$) si la distribución posterior resultante es de la misma familia de $p(\theta)$. Además de Litterman (1980, 1986), Doan, Litterman y Sims (1984) y Todd (1988) complementan las llamadas “Minnesota priors”, cuyos principios básicos se cristalizan en los enunciados anteriores. Sims y Zha (1998) utilizan ponderadores a la información prior que es gobernada por siete hiperparámetros ($\Pi_0, \Pi_1, \Pi_2, \Pi_3, \Pi_4, \mu_5$ y μ_6) para la matriz de varianzas y covarianzas de θ , que se asume diagonal, y que describen de forma parsimoniosa las propiedades de la matriz. Las características de estos hiperparámetros se sintetizan en la siguiente tabla.

TABLA 1

HIPERPARAMETROS SIMS Y ZHA (1998)

Hiper- θ	Valores	Descripción
Π_0	[0–1]	Controla ajuste de prior en matriz de covarianza de errores
Π_1	> 0	Desviación estándar de prior diagonal matriz AR(1)
Π_2	[0–1]	Diferencia de rezagos de variable dependiente
Π_3	> 0	Define extensión de coeficientes de rezagos que se hacen cero
Π_4	> 0	Controla ajuste de la prior a las constantes
μ_5	> 0	Controla prior raíz unitaria
μ_6	> 0	Controla prior cointegración

Fuente: Elaboración propia.

Los valores para estos priors fueron extraídos de Sims y Zha (1998) y Waggoner y Zha (2003), puesto que han sido ampliamente utilizados en la literatura internacional, con buenos resultados para estudios que consideran modelos similares a los considerados en este trabajo.

5. ESTIMACION Y RESULTADOS

5.1 Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria

Una parte importante de la literatura relacionada a política monetaria en Chile tiene sustento en el uso de vectores autorregresivos (VAR's).³ En este trabajo consideramos

³ Chumacero (2003) plantea que algunos elementos relevantes han estado ausentes en la discusión empírica para el caso de Chile (causalidad e identificación, por nombrar algunos).

algunos modelos usados en trabajos previos y exponemos los resultados derivados de ellos para contrastarlos con lo obtenido a través de los BVAR estimados.⁴

En la estimación de VAR tradicionales (identificados o no), generalmente se privilegia la interrelación entre las variables por sobre la interpretación o significancia de cada uno de los parámetros estimados en el sistema. De ello se desprende que en la mayoría de los casos sean las funciones de impulso-respuesta las que direccionen la discusión, o bien las proyecciones realizadas en base a estos modelos. En cuanto a los mecanismos de transmisión de política monetaria, algunos trabajos sintetizan bastante bien la discusión para el caso de Chile. Valdés (1997), a través de una aproximación semiestructural encuentra que la política monetaria es efectiva en términos de modificar la trayectoria del producto, pero sólo parcialmente en términos de afectar la inflación, si se considera la muestra 1985-1996. Landerretche, Morandé y Schmidt-Hebbel (1999) encuentran que la introducción de metas de inflación “*forward-looking*” ha contribuido a romper la inercia de las expectativas inflacionarias, permitiendo la convergencia de la inflación en Chile a niveles bajos.⁵ García (2001) analiza la efectividad del esquema de metas de inflación en la reducción de la inflación en Chile para el período 1991-1997. En tanto, Mies, Morandé y Tapia (2002) sintetizan la discusión en torno a los mecanismos de transmisión de la política monetaria y las estimaciones realizadas para el caso de Chile por un número importante de trabajos previos. Las estimaciones de los autores muestran que el efecto de la política monetaria no es significativo para la inflación, mientras que en el producto se observa una caída en los primeros meses, para luego dar cabida a una respuesta no significativa a finales del tercer trimestre.

En línea con estos estudios, se estimaron tres vectores autorregresivos. El primer modelo (VAR-1) es de primer orden,⁶ y las variables usadas son: inflación total en 12 meses; la meta de inflación; la tasa de política monetaria; crecimiento en 12 meses del dinero; crecimiento anual del IMACEC y depreciación en doce meses del tipo de cambio nominal. Como variables exógenas se incluyeron una constante, la tasa *FED Funds* de Estados Unidos y la tasa de crecimiento del IPE, como *proxy* de la inflación externa. El segundo modelo (VAR-2) considera las variables en tasas de crecimiento anual, también aproximados como diferencias logarítmicas. Las variables endógenas consideradas son: desviaciones de la meta de inflación,⁷ tasa de interés de política monetaria, tasa de crecimiento del dinero, de los salarios, del IMACEC y del tipo de cambio. En tanto, como variables exógenas se considera una constante, la tasa de crecimiento de los términos de intercambio y la inflación externa. El número de rezagos óptimo en este caso es cuatro. El tercer modelo, con tres rezagos (VAR-3), incluye la tasa de política monetaria, desviaciones de la inflación subyacente en doce

⁴ La mayoría de los modelos tomados de la literatura previa usan variables reales, dado el marco vigente en la mayor parte de la muestra usada. Para compatibilizar con el proceso de nominalización y nuestras propias estimaciones se usan las mismas variables de los estudios previos pero en términos nominales.

⁵ Los autores utilizan datos para el período 1983-1998.

⁶ El criterio de ordenación fue descomposición de Cholesky, al igual que gran parte de los estudios previos, y por ende el criterio de ordenamiento de las variables fue de la más exógena a la más endógena. Mies, Morandé y Tapia (2002) discuten algunas de las principales críticas que se realizan a las estimaciones de vectores autorregresivos.

⁷ Inflación efectiva menos el objetivo anunciado.

meses respecto a la meta, crecimiento del IMACEC, crecimiento del dinero, variación anual del tipo de cambio y como variables exógenas el cambio en doce meses de los términos de intercambio y del índice de precios externos, además de la constante. La Figura 2 muestra las respuestas de inflación y producto originadas a partir de estos modelos, ante un shock en la tasa de interés de política monetaria.⁸

En cuanto a las respuestas, los tres modelos muestran dinámicas algo diferentes dependiendo de si consideran la inflación en nivel (modelo VAR-1) o en brechas respecto a la meta (modelos VAR-2 y VAR-3). Asimismo, destaca que en gran parte de los horizontes las respuestas sean marginalmente no significativas para la inflación (“*price puzzle*”), a excepción del modelo estimado en brechas respecto a la inflación anual del IPC. En la respuesta del producto, se observa una respuesta acorde a lo esperado (negativa), transcurridos los primeros meses de ocurrido el shock, que posteriormente se hacen no significativas a partir del segundo año. En conjunto, estos resultados son comparables a los encontrados en trabajos previos (Valdés, 1997; Landerretche, Morandé y Schmidt-Hebbel 1999; Mies, Morandé y Tapia, 2002, entre otros).

El mismo ejercicio anterior (shock de política monetaria) se aplicó a los mismos modelos anteriores, pero que ahora fueron estimados de manera bayesiana usando las priors de Sims y Zha (1998). La Figura 3 ilustra los resultados.

Se observan respuestas significativas en la inflación usando el nivel y la brecha respecto al IPC, mientras la respuesta entrega un resultado contrario al esperado para el caso de la brecha del IPCX. En cuanto al producto las respuestas son negativas y significativas sólo los primeros meses. Es posible advertir que en algunos casos las funciones de impulso respuesta divergen con las priors usadas inicialmente, lo que podría ser un requisito para una calibración posterior para Chile. La comparación de las funciones de impulso-respuesta de los mismos modelos estimados de manera clásica y bayesiana se presentan en la Figura 4.

La Figura 4 muestra que las respuestas son similares/comparables en ambos casos, no encontrándose diferencias sustanciales en las funciones de impulso-respuesta bajo ambas metodologías. La siguiente sección indaga en la otra dimensión que interesa abordar en este trabajo (las proyecciones) y donde los BVAR han mostrado mayores ventajas en la literatura para otros países.

5.2 Evaluación de Proyecciones

El problema central de un ejercicio de proyecciones radica en la utilización de información presente y pasada para generar distribuciones de probabilidades para eventos futuros. En este sentido, todo ejercicio de proyección involucra problemas como errores de medición de las variables de interés y adicionalmente la escasez de los datos en la mayoría de los casos. La Figura 5 presenta trayectorias obtenidas al realizar un ejercicio de proyecciones fuera de muestra (para el período más reciente)⁹

⁸ Los intervalos de confianza fueron obtenidos con *bootstrap*.

⁹ La muestra de estimación para cada uno de los VAR's fue enero 1986-diciembre 2004, mientras la ventana de proyección consideró enero 2005 hasta el mismo mes del 2008.

FIGURA 2
RESPUESTAS ANTE UN SHOCK EN LA TASA DE POLITICA MONETARIA EN VAR

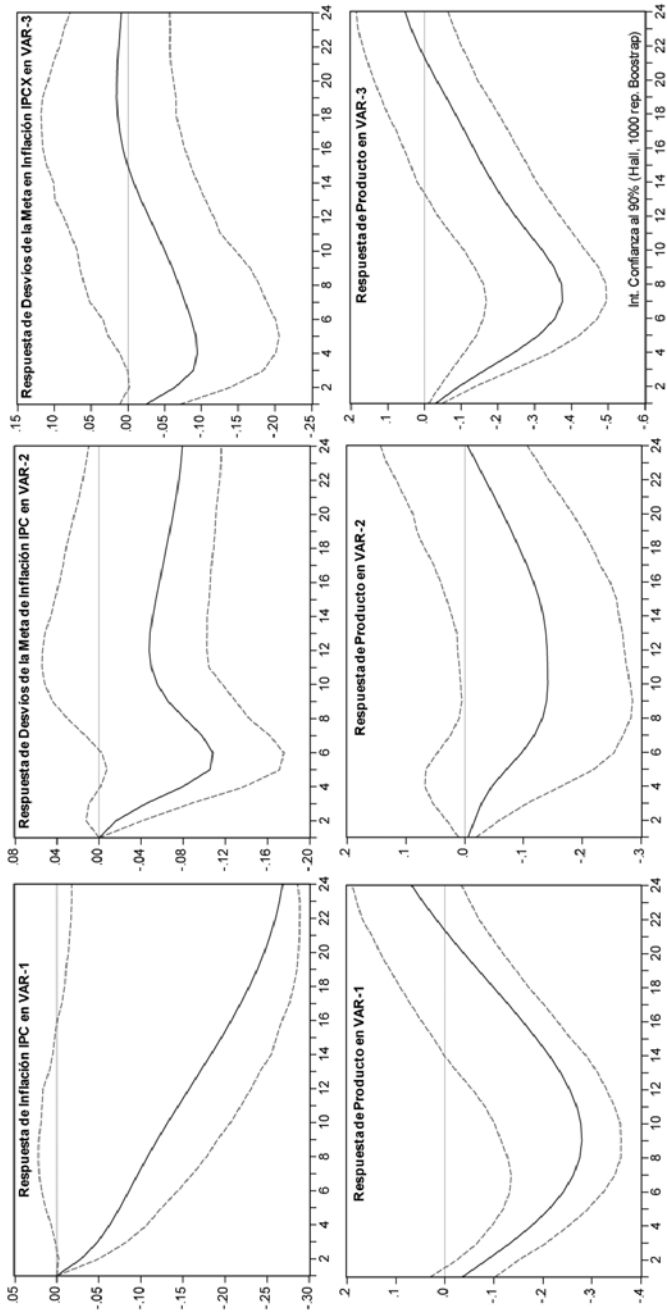


FIGURA 3
 RESPUESTAS ANTE UN SHOCK EN LA TASA DE POLITICA MONETARIA EN BVAR

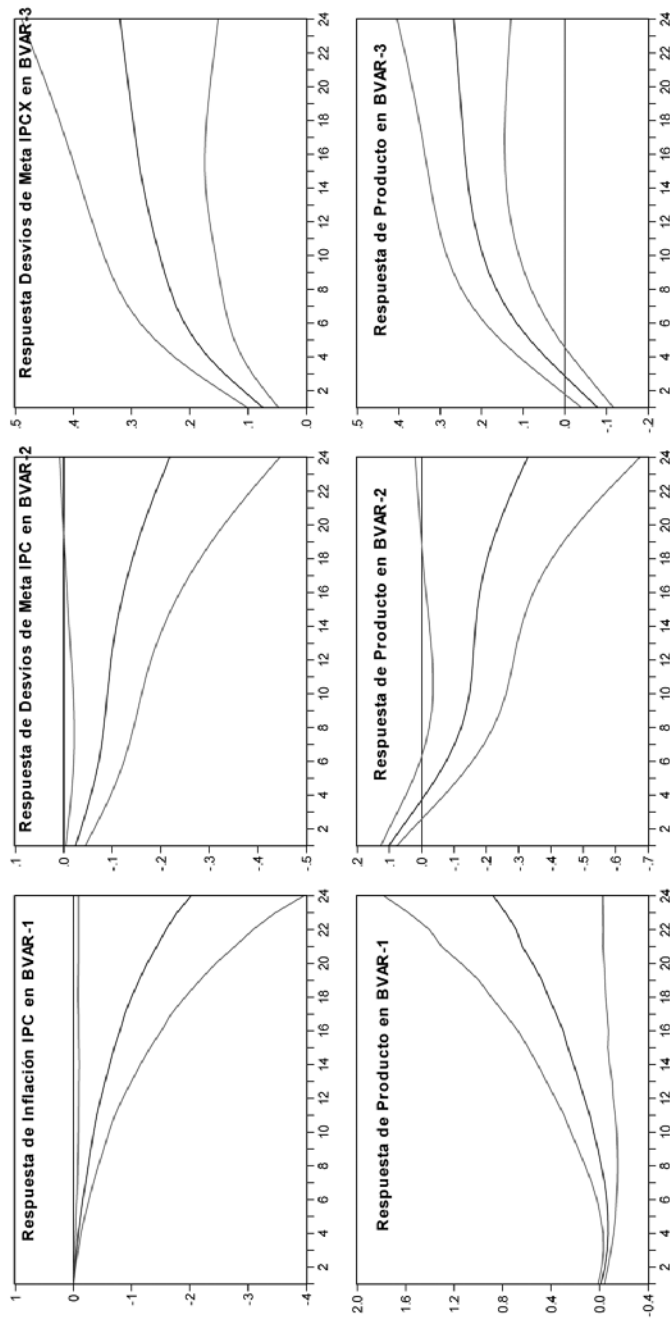
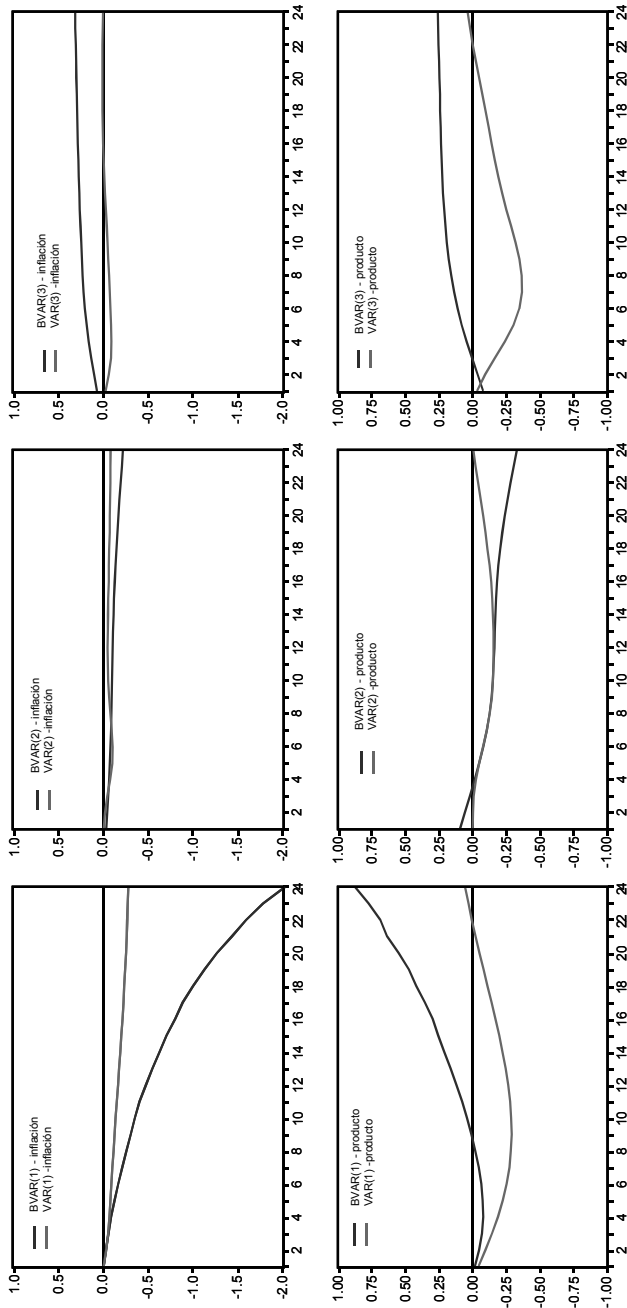


FIGURA 4
COMPARACION DE RESPUESTA EN INFLACION Y PRODUCTO ANTE UN SHOCK EN TASA DE INTERES
ENTRE MODELOS VAR Y VAR BAYESIANOS (*)



Fuente: Elaboración propia.

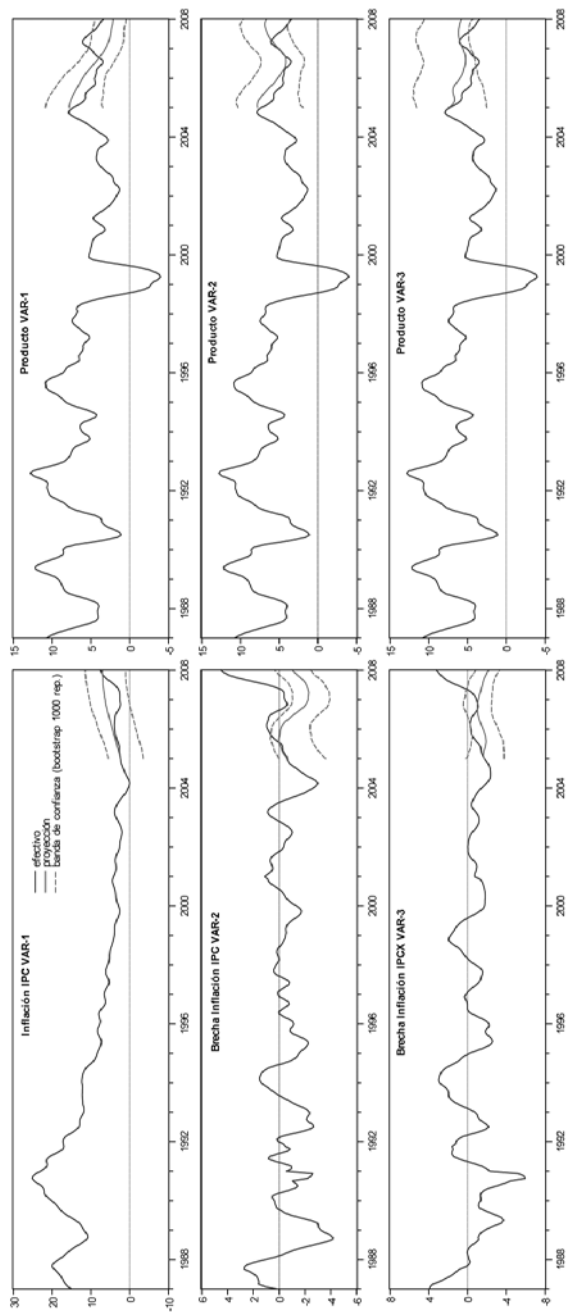
(*) Nota: intervalos de confianza estimados mediante bootstrap al 90% (Hall, 1000 reps).

Modelo VAR(1) y BVAR(1) son de primer orden e incluyen como variable endógena la tasa de inflación anual del IPC.

Modelo VAR(2) y BVAR(2) consideran cuatro rezagos e incluyen como variable endógena las desviaciones de la inflación anual del IPC respecto a la meta.

Modelo VAR(3) y BVAR(3) consideran tres rezagos e incluyen como variable endógena las desviaciones de la inflación subyacente anual (IPCX) respecto a la meta.

FIGURA 5
PROYECCIONES FUERA DE MUESTRA CON MODELOS VAR'S ALTERNATIVOS



para la inflación y producto originadas a partir de los modelos mencionados en la sección anterior.

En la Figura 5 se puede apreciar que la proyección de inflación del IPC en doce meses es bastante similar a la ocurrida ex post para el modelo VAR-1, mientras el pronóstico puntual de actividad resulta algo por debajo de lo efectivo. El VAR-2 –estimado en brechas para la inflación del IPC– entrega desvíos por debajo de la meta de 3%, difiriendo de los valores observados últimamente que entregan desvíos en torno al 4%. Situación similar se constata para las proyecciones de brecha de inflación IPCX del modelo VAR-3. En cuanto a las proyecciones de actividad, el VAR-2 sobreestima los valores efectivos para el crecimiento del IMACEC en el último año, mientras el VAR-3 tiende a mostrar esta sobreestimación para todo el horizonte de proyección. Las proyecciones derivadas de los modelos BVAR's son presentadas en el anexo para todas las variables que se consideran en el sistema. Cabe destacar que en este tipo de modelos la definición de la muestra a utilizar para la estimación y posterior proyección fuera de muestra es una cuestión central en los resultados. Por lo tanto, si bien las proyecciones presentadas en la Figura 5 pueden parecer razonables, a lo menos preliminarmente, es necesario indagar en la robustez de estas proyecciones a distintos horizontes y ventanas de evaluación.

Las siguientes tablas presentan el error cuadrático medio resultante del ejercicio de evaluación de proyecciones fuera de muestra de los distintos modelos VAR's y BVAR's, que adicionalmente son comparados con modelos de series de tiempo tradicionales, como el autorregresivo de primer orden y/o medias móviles. La Tabla 2 muestra los resultados para las proyecciones de inflación, mientras la Tabla 3 presenta lo mismo para las predicciones de producto.

Se puede apreciar que en las proyecciones a los distintos plazos, los VAR Bayesianos presentan errores comparables o menores que las alternativas tradicionales de series de tiempo y vectores autorregresivos estimados de manera clásica. En particular, muestra buen desempeño el BVAR que considera los desvíos de la meta respecto a la inflación subyacente. Estas diferencias son estadísticamente significativas particularmente para el horizonte de política monetaria, en torno a los 24 meses.¹⁰

Para las proyecciones de producto, también es posible observar errores menores para ciertos horizontes, salvo a los 24 meses donde es factible encontrar errores más bajos usando las alternativas más tradicionales. Estas diferencias serían significativas en favor de los VAR Bayesianos sólo en proyecciones un mes hacia adelante para el producto (ver Anexo).

¹⁰ Las tablas A1 a A6 del anexo presentan los resultados del test de Diebold y Mariano (1995).

TABLA 2
EVALUACION DE PROYECCIONES DE INFLACION
ERROR CUADRATICO MEDIO

ECM	Horizonte (muestra En05–En08)				
	t = 1	t = 3	t = 6	t = 12	t = 24
Modelos Alternativos					
AR(1)	0,345	1,014	1,813	2,394	4,039
AR(1)	0,351	1,012	1,722	2,107	2,375
AR(1)	0,274	0,78	1,398	1,883	2,420
ARMA (1,1)	0,178	0,863	1,707	2,349	3,123
ARMA(1,1)	0,257	0,957	1,697	2,099	2,477
ARMA(1,1)	0,193	0,722	1,353	1,846	2,365
VAR(1)	0,332	1,058	2,160	4,431	13,525
VAR(4)	0,197	0,848	1,738	2,326	2,881
VAR(3)	0,176	0,745	1,659	2,294	2,926
BVAR(1)	0,307	0,921	1,653	2,162	1,377
BVAR(4)	0,220	0,827	1,637	2,194	2,477
BVAR(3)	0,168	0,615	1,345	2,260	1,546

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 3
EVALUACION DE PROYECCIONES DE PRODUCTO
ERROR CUADRATICO MEDIO

ECM	Horizonte (muestra En05–En08)				
	t = 1	t = 3	t = 6	t = 12	t = 24
Modelos Alternativos					
AR(1)	0,255	0,640	1,107	1,314	0,790
ARMA (1,1)	0,250	0,543	1,026	1,230	0,851
VAR(1)	0,286	0,702	1,117	1,418	0,763
VAR(4)	0,309	0,637	1,238	1,720	1,070
VAR(3)	0,291	0,569	1,213	1,404	1,057
BVAR(1)	0,358	1,028	1,677	2,356	3,188
BVAR(4)	0,166	0,623	1,077	1,161	0,816
BVAR(3)	0,151	0,584	1,012	1,215	2,320

Fuente: Elaboración propia.

6. CONCLUSIONES

De las distintas familias de modelos macroeconómicos o estadísticos existentes, quizás el menos explorado para el análisis de la economía chilena son los VAR Bayesianos (BVAR). El presente trabajo buscó contribuir en esa dirección, evaluando capacidad predictiva y eventuales diferencias en los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Para ello, se estimaron modelos de estructura similar a VAR's presentados en trabajos previos, considerando adicionalmente priors estándares tomados de la literatura internacional. Los resultados muestran que los modelos BVAR presentan en algunos casos mejor desempeño fuera de muestra que alternativas tradicionales de series de tiempo y los propios vectores autorregresivos estimados previamente para Chile. Para las proyecciones de inflación esta diferencia es significativa, para horizontes largos (en torno a 24 meses), en tanto para las proyecciones de producto es factible encontrar evidencia en favor de los BVARs sólo en proyecciones un paso hacia adelante, en el modelo que incluye la brecha de inflación subyacente respecto a la meta. En términos de las funciones de impulso-respuesta, se observa que las respuestas de inflación y producto son similares a las reportadas en la literatura previa en base a VAR estándares, no encontrándose diferencias significativas en esta dimensión. Como próximos pasos sería interesante indagar en priors (para los hiperparámetros) que sean calibradas de manera *ad hoc* para la economía chilena. En este sentido, un eventual criterio a considerar sería elegir priors que minimicen la distancia entre las proyecciones de largo plazo para las variables de interés y valores de equilibrios que maneje la autoridad. Finalmente, sería importante indagar en mayor profundidad las eventuales implicancias en los resultados al considerar quiebres estructurales en la modelación, a través de un Markov-Switching BVAR para el período pre y post-adopción plena del marco de metas de inflación en Chile.

REFERENCIAS

- BERGOEING, R. y J. SUAREZ (2001). "¿Qué debemos explicar?: Reportando las Fluctuaciones Agregadas de la Economía Chilena", *ILADES-Georgetown University Working Papers*.
- BERGOEING, R. y R. SOTO (2002). "Testing Real Business Cycles Models in an Emerging Economy", *Working Papers Central Bank of Chile* 159.
- BROWN, P.; T. FEARN y M. VANNUCCI (1999). "The Choice of Variables in Multivariate Regression: A Non-Conjugate Bayesian Decision Theory Framework", *Biometrika* 86, pp. 635-648.
- BLANCHARD, O. y D. QUAH (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review, American Economic Association* 79 (4), pp. 655-673.
- CABALLERO, R. y V. CORBO (1986). "Análisis de la Balanza Comercial: Un Enfoque de Equilibrio General", *Cuadernos de Economía (Latin American Journal of Economics)* 23 (70), pp. 285-314.
- CANOVA, F. y M. CICCARELLI (2004). "Forecasting and Turning Point Predictions in a Bayesian Panel VAR Model", *Journal of Econometrics* 120, pp. 327-359.
- CHUMACERO, R. (2003). "A Toolkit for Analyzing Alternative Policies in The Chilean Economy", *Working Papers Central Bank of Chile* 241.
- CONDON, T.; V. CORBO y J. DE MELO (1985). "Productivity growth, external shocks, and capital inflows in Chile: A general equilibrium analysis", *Journal of Policy Modeling, Elsevier* 7 (3), pp. 379-405.
- CRONE, T. y M. MCLAUGHLIN (1999). "A Bayesian VAR Forecasting Model for the Philadelphia Metropolitan Area", *Federal Reserve Bank of Philadelphia*.

- DE JONG, D.; B. INGRAM y C. WHITEMAN (2000). "A Bayesian Approach to Dynamic Macroeconomics", *Journal of Econometrics* 98, pp. 203-223.
- DIEBOLD, F. y R. MARIANO (1995). "Comparing Predictive Accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics*, pp. 253-263.
- DOAN, T.; R. LITTERMAN y C. SIMS (1984). "Forecasting and Conditional Projection using Realistic Prior Distributions", *NBER Working Paper Series, Working Paper* 1202.
- GARCIA, C. (2001). "Políticas de Estabilización en Chile Durante los Noventas", *Working Paper Central Bank of Chile* 132.
- GARCIA, C. y J. RESTREPO (2006). "The Case for a Countercyclical Rule-Based Fiscal Regime", *mimeo ILADES Georgetown*.
- GARCIA, C.; J. RESTREPO y E. TANNER (2008). "Fiscal Rules for Commodity Exporters", *mimeo ILADES Georgetown*.
- GREDIG, F.; K. SCHMIDT-HEBBEL y R. VALDES (2008). "The Monetary Policy Horizon in Chile and Other Inflation-Targeting Countries", *Journal Economía Chilena (The Chilean Economy), Central Bank of Chile* 11 (1), pp. 5-27.
- GUPTA, R. y M. SICHEI (2006). "A BVAR Model for the South African Economy", *Journal of Economics*.
- KENNY, G.; A. MEYLER y T. QUINN (1998). "Bayesian VAR Models for Forecasting Irish Inflation", *Economic Analysis, Research and Publications Department, Central Bank of Ireland*.
- KOOP, G. (2003). *Bayesian Econometrics*, John Wiley & Sons Ltd., England, Capítulos 1, 2 y 3.
- LANDERRETICHE, O.; F. MORANDE y K. SCHMIDT-HEBBEL (1999). "Inflation Targets and Stabilization in Chile", *Documento de Trabajo del Banco Central de Chile* 55.
- LITTERMAN, R. (1980). "Techniques of Forecasting using Vector Autoregressions", *Working Paper* 115, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- LITTERMAN, R. (1984). "Specifying vector autoregressions for macroeconomic forecasting", *Staff Report* 92, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- LITTERMAN, R. (1986). "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions-Five Years of Experience", *Journal of Business & Economic Statistics* 4 (1), pp. 25-38, American Statistical Association.
- MEDINA, J. y C. SOTO (2007). "Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile", *Working Papers Central Bank of Chile* 458, Central Bank of Chile.
- MEDINA, J. y C. SOTO (2007). "The Chilean Business Cycles Through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model", *Working Papers Central Bank of Chile* 457, Central Bank of Chile.
- MIES, V.; F. MORANDE y M. TAPIA (2002). "Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos Elementos para una Vieja Discusión", *Working Papers Central Bank of Chile* 181.
- MISHKIN, F. y K. SCHMIDT-HEBBEL (2006). "Monetary Policy Under Inflation Targeting: An Introduction", *Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)* 9 (3), pp. 5-17, Central Bank of Chile.
- MORANDE, F. y R. TODD (1988). "A BVAR Forecasting Model for the Chilean Economy", *Revista de Análisis Económico* 3 (2).
- MOURNIHO, R. y L. NUNES (2002). "Forecasting Euro Area Aggregates with Bayesian VAR and VECM Models", *Research Department*, Banco de Portugal.
- O'RYAN, R.; C. DE MIGUEL; M. PEREIRA y C. LAGOS (2008). "Impactos Económicos y Sociales de Shocks Energéticos en Chile: Un Análisis de Equilibrio General", *Documento de Trabajo del Banco Central de Chile* 466.
- RACETTE, D.; J. RAYNAULD y C. SIGOUIN (1994). "An Up-to-Date and Improves BVAR Model of the Canadian Economy", *Working Paper* 94 (4), Bank of Canada.
- SHAPIRO, M. y M. WATSON (1988). "Sources of Business Cycle Fluctuations", *Cowles Foundation Discussion Papers* 870, Yale University.
- SHEN, CH. (1996). "Forecasting Macroeconomic Variables using Data of Different Periodicities", *International Journal of Forecasting* 12, pp. 269-282.
- SIMS, C. (1980). "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48 (1), pp. 1-48.
- SIMS, C. y T. ZHA (1998). "Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models", *International Economic Review* 39 (4), pp. 949-968, Symposium on Forecasting and Empirical Methods in Macroeconomics and Finance.

- SIMS, C. y T. ZHA (1999). "Error Bands for Impulse Responses", *Econometrica* 67 (5), pp. 1113-1155.
- TODD, R. (1988). "Implementing Bayesian Vector Autorregressions", *Working Paper* 384, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department.
- VALDES, R. (1997). "Efectos de la Política Monetaria en Chile", *Cuadernos de Economía* 104, pp. 97-125.
- VALDES, R. (2007). "Inflation Targeting in Chile: Experience and Selected Issues", *Documento de Política Económica Banco Central de Chile* 22.
- VILLAVERDE, J.; J. RUBIO-RAMIREZ y T. SARGENT (2005). "A, B, C's (And D's) For Understanding VARS", *PIER Working Paper Archive* 05-018, Penn Institute for Economic Research, Department of Economics, University of Pennsylvania.
- WAGGONER, D. y T. ZHA (2003) "Conditional Forecasts in Dynamic Multivariate Models", *The Review of Economics and Statistics* 81 (4), pp. 639-651.

ANEXO
EVALUACION CAPACIDAD PREDICTIVA

TABLA A1

INFERENCIA CAPACIDAD PREDICTIVA DE BVAR CON INFLACION EN NIVEL
(Proyecciones de Inflación)

H ₀ = Proyecciones poseen igual ECM	Estadístico t					
	Modelos	t = 1	t = 3	t = 6	t = 12	t = 24
AR(1)		-1,546	-1,460	-1,241	-0,879	-2,244
AR(1)		-1,400	-1,183	-0,634	0,312	-1,488
AR(1)		0,761	1,072	1,214	1,369	-1,990
ARMA (1,1)		1,868	1,233	-0,601	-0,766	-2,821
ARMA(1,1)		1,825	-0,653	-0,406	0,336	-1,516
ARMA(1,1)		1,610	1,327	1,352	1,537	-1,878
VAR(1)		-1,360	-2,165	-2,662	-3,093	-7,053
VAR(4)		1,619	0,833	-0,629	-0,730	-1,887
VAR(3)		1,618	1,209	-0,040	-0,509	-1,825

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A2

INFERENCIA HABILIDAD PREDICTIVA BVAR CON DESVIOS DE
INFLACION IPC RESPECTO A LA META
(Proyecciones de Inflación)

H ₀ = Proyecciones poseen igual ECM	Estadístico t					
	Modelos	t = 1	t = 3	t = 6	t = 12	t = 24
AR(1)		-1,824	-2,026	-2,939	-1,302	-1,323
AR(1)		-1,679	-1,627	-1,303	0,526	1,129
AR(1)		-1,845	0,474	0,912	1,242	0,205
ARMA (1,1)		1,313	-0,866	-1,023	-1,313	-1,053
ARMA(1,1)		-1,143	-1,482	-0,967	0,611	0,005
ARMA(1,1)		0,868	0,864	1,013	1,324	0,409
VAR(1)		-2,350	-2,081	-1,907	-2,538	-6,560
VAR(4)		0,773	-0,319	-0,894	-0,590	-3,924
VAR(3)		1,023	0,667	-0,174	-0,870	-2,671

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A3

INFERENCIA HABILIDAD PREDICTIVA BVAR CON DESVIOS DE
INFLACION SUBYACENTE RESPECTO A LA META
(Proyecciones de Inflación)

H ₀ = Proyecciones poseen igual ECM	Estadístico t					
	Modelos	t = 1	t = 3	t = 6	t = 12	t = 24
AR(1)		-1,716	-1,548	-1,324	-0,439	-2,013
AR(1)		-1,624	-1,425	-1,078	0,570	-1,721
AR(1)		-1,917	-1,615	-0,510	1,954	-2,499
ARMA (1,1)		-0,355	-1,364	-1,166	-0,337	-2,513
ARMA(1,1)		-1,381	-1,366	-1,026	0,627	-1,722
ARMA(1,1)		-1,322	-1,366	-0,087	2,111	-2,362
VAR(1)		-2,107	-2,028	-2,156	-2,559	-7,043
VAR(4)		-1,147	-1,572	-1,300	-0,249	-2,139
VAR(3)		-0,467	-1,452	-1,332	-0,167	-2,029

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A4

INFERENCIA CAPACIDAD PREDICTIVA DE BVAR CON INFLACION EN NIVEL
(Proyecciones de Producto)

H ₀ = Proyecciones poseen igual ECM	Estadístico t					
	Modelos	t = 1	t = 3	t = 6	t = 12	t = 24
AR(1)		1,703	3,702	3,174	2,093	2,241
ARMA (1,1)		1,693	3,693	3,145	2,118	2,156
VAR(1)		1,042	3,055	3,251	2,264	2,178
VAR(4)		0,817	2,038	1,288	1,237	2,022
VAR(3)		1,125	2,573	2,008	1,877	1,951

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A5

INFERENCIA HABILIDAD PREDICTIVA BVAR CON DESVIOS DE
INFLACION IPC RESPECTO A LA META
(Proyecciones de Producto)

$H_0 =$ Modelos poseen igual ECM	Estadístico t				
Modelos	t = 1	t = 3	t = 6	t = 12	t = 24
AR(1)	-1,615	-0,162	-0,223	-0,682	0,121
ARMA (1,1)	-1,723	0,902	0,465	-0,355	-0,236
VAR(1)	-1,594	-0,836	-0,242	-0,881	0,285
VAR(4)	-2,780	-0,118	-0,585	-1,447	-1,702
VAR(3)	-2,618	0,584	-0,593	-1,128	-1,820

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A6

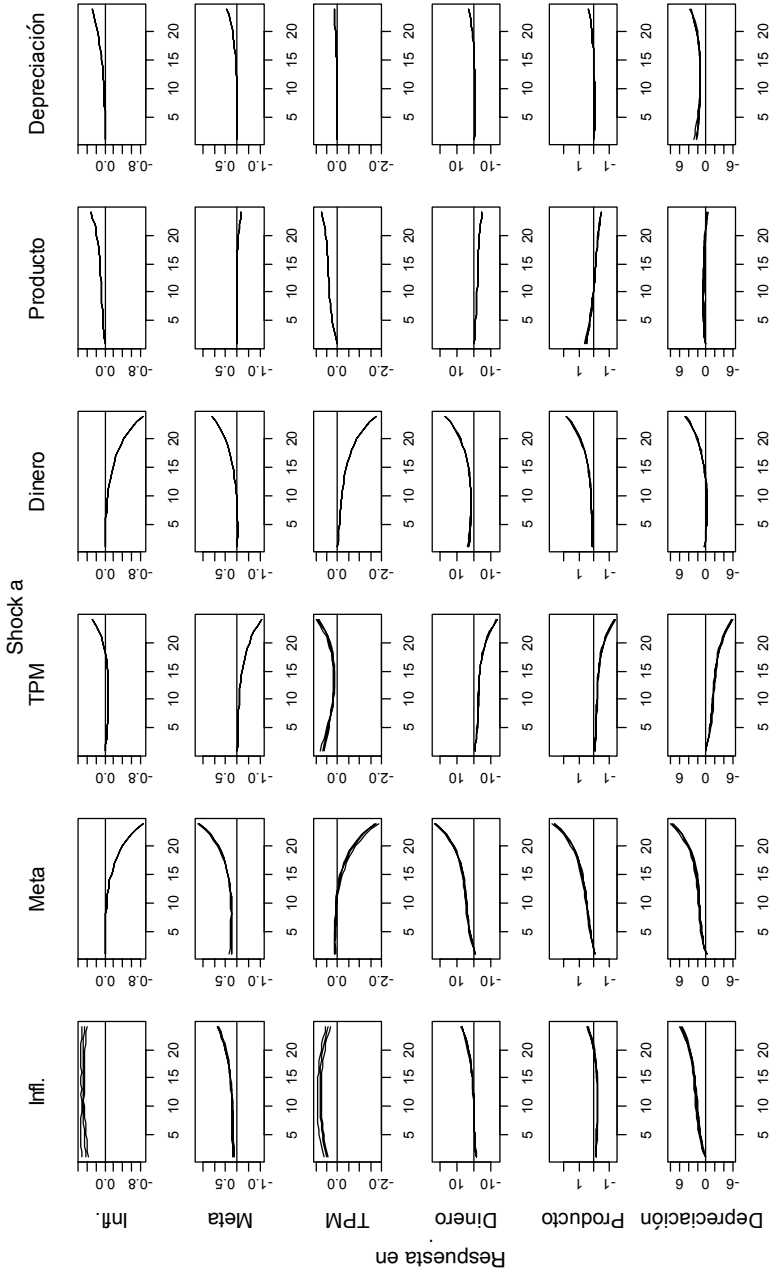
INFERENCIA HABILIDAD PREDICTIVA BVAR CON DESVIOS DE
INFLACION SUBYACENTE RESPECTO A LA META
(Proyecciones de Producto)

$H_0 =$ Proyecciones poseen igual ECM	Estadístico t				
Modelos	t = 1	t = 3	t = 6	t = 12	t = 24
AR(1)	-1,836	-0,629	-0,763	-0,456	2,728
ARMA (1,1)	-1,921	0,577	-0,137	-0,077	2,598
VAR(1)	-1,748	-1,410	-0,595	-0,639	2,694
VAR(4)	-2,937	-0,410	-0,751	-1,195	2,496
VAR(3)	-2,801	0,154	-0,799	-0,817	2,662

Fuente: Elaboración propia.

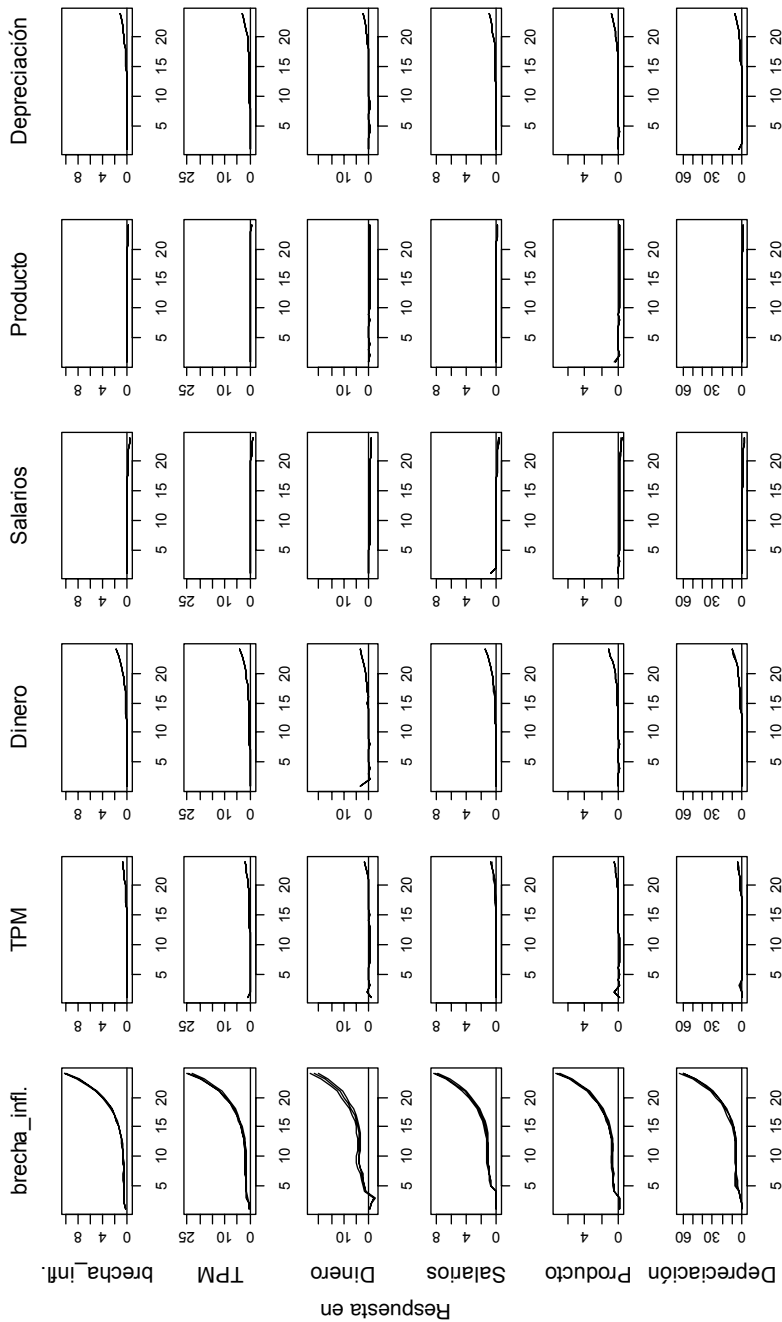
FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA MODELOS ALTERNATIVOS

FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA BVAR 1



FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA BVAR 2

Shock a



FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA BVAR 3

Shock a

