

Banco Central de Chile
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile
Working Papers

N° 653

Enero 2012

UN GRAN VAR BAYESIANO PARA LA ECONOMÍA CHILENA

Wildo González

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

UN GRAN VAR BAYESIANO PARA LA ECONOMÍA CHILENA

Wildo González
Banco Central de Chile

Resumen

Este artículo desarrolla un gran VAR bayesiano con más de 100 variables para la economía chilena, en el mismo sentido que Banbura, Giannone y Reichlin (2010) se muestra que, cuando el grado de contracción del ajuste de los *priors* son fijados en relación con la dimensión del corte transversal de la muestra (bayesian shrinkage), la capacidad predictiva de un VAR puede ser mejorada agregando variables macroeconómicas e información sectorial. Los resultados muestran que la predicción del gran VAR bayesiano se compara favorablemente con algunos modelos univariados. Se examinan adicionalmente los impulsos respuesta a un *shock* monetario, así como también de algunos shocks sectoriales.

Abstract

This article develops a large Bayesian VAR with more than 100 variables for the Chilean economy, as Banbura, Giannone and Reichlin (2010). We show that, when the degree of shrinkage is set in relation to the cross-sectional dimension of the sample (bayesian shrinkage), the forecasting performance of a VAR can be improved by adding macroeconomic variables and sectoral information. The results show that the large bayesian VAR compares favorably with some univariate models. It further examines the impulse responses to a monetary shock, as well as to some sectoral shocks.

1. Introducción

Los bancos centrales se enfrentan con el problema de la identificación del impacto macroeconómico de una amplia gama de shocks. Por lo general, estos impactos se estiman utilizando vectores autorregresivos (VAR) o modelos dinámicos de equilibrio general (DSGE). Estos modelos comúnmente contienen un máximo de veinte variables macroeconómicas, este es un número muy pequeño en relación con la información que se monitorea en la mayoría de los bancos centrales. La justificación de la utilización de sólo un pequeño subconjunto de la información disponible en un DSGE es que los micro fundamentos que subyacen en estos modelos aún no están lo suficientemente preparados para incorporar todas las variables (y los shocks) que pueden ser de interés para los bancos centrales, tales como la confianza empresarial, la producción sectorial y los precios de todos los sectores de la economía. Por otro lado, la justificación de la utilización de sólo un pequeño subconjunto de la información disponible en los VAR's es que estos modelos pierden grados de libertad al incluir más variables, en el llamado problema de dimensionalidad.

La literatura sobre modelos de factores ha tratado de resolver este problema, permitiendo la descomposición de grandes paneles de datos en un pequeño número de factores comunes (Stock y Watson (1999); Forni, Hallin, Lippi y Reichlin (2000); Stock y Watson (2002); Forni, Hallin, Lippi y Reichlin (2005)). También estos métodos se han combinado con las técnicas estándar de un VAR para identificar los efectos de la política monetaria en un gran número de variables (Bernanke, Boivin, Elias (2005); Stock y Watson (2005); Boivin y Giannoni (2008)).

En la más reciente literatura empírica existen dos alternativas para el uso de los modelos de factores dinámicos. Uno es aquel en el cual los modelos de factores son usados en una gran base de indicadores económicos, tal como lo hicieron Angelini, Camba-Méndez, Giannone, Rünstler, Reichlin (2008) para la Zona Euro y Aguirre y Céspedes (2004) para Chile. La otra alternativa consiste y se sustenta en una revisión previa de los datos, esta se basa en una percepción o noción de cuales pueden llegar a

ser los indicadores que más puedan estar relacionados a la variable en que uno está interesado en proyectar. Esta última línea de investigación ha sido seguida por Echavarría y González (2011) para Chile, Camacho y Pérez-Quiroz (2010) para la Zona Euro y para España, y Frale, Marcellino, Mazzi, Luigi y Proietti (2008) pero la contribución más notable radica en Mariano y Murasawa (2003), los cuales siguiendo a Stock (1988) realizan una revisión previa de variables que mejor representan la contabilidad nacional, tomando indicadores que de alguna manera capturen los efectos que tienen sobre el ingreso, oferta y demanda.

Respecto a lo controversial que pueda resultar el hecho de utilizar una gran base de datos versus un pequeño factor dinámico, Boivin y Ng (2003) mencionan que las propiedades asintóticas de los modelos de factores dinámicos a gran escala están lejos de mantenerse en aplicaciones empíricas, quienes examinan los pros y contras empíricos de pronosticar con un gran versus pequeño modelo de factor. El resultado principal de esta línea de investigación, resulta que en aplicaciones empíricas a mayor número de series, mayor es la correlación con el factor idiosincrático, lo cual puede sesgar los resultados del factor común.

Recientemente, otro enfoque para resolver problema de la dimensionalidad se ha explorado en el contexto de la regresión bayesiana. De Mol, Giannone y Reichlin (2008) muestran que el pronóstico bayesiano basado en estimaciones punto converge al pronóstico óptimo, siempre y cuando el ajuste del prior (el grado de contracción) aumente al incrementarse el número de variables. Banbura, Giannone y Reichlin (2010) aplican este resultado a un gran VAR bayesiano (BVAR) con los priors de Litterman (1986) y la suma de coeficientes, Doan, Litterman y Sims (1984). Banbura, Giannone y Reichlin (2010) encontraron que la capacidad de pronóstico y la respuesta al impulso de un shock de política monetaria de su gran modelo, se comparan favorablemente con las de un VAR a menor escala. En tanto, Bloor y Matherson (2009) con datos de Nueva Zelanda, obtiene buenos resultados respecto al desempeño del pronóstico así como también en la transmisión de shock de política monetaria y sectorial.

Los modelos de factores y los enfoques bayesianos pueden desempeñar buenas labores de pronóstico y son capaces de proveer impulsos respuesta a un gran rango de shocks, volviéndose muy útil dentro del toolkit de los macroeconomistas. Sin embargo, una ventaja potencial del enfoque bayesiano sobre los modelos de factores es que la estimación e inferencia puede ser realizado en niveles (no estacionario). En contraste, los modelos de factores trabajan con datos que típicamente tienen que ser transformados con el objeto de lograr la estacionariedad, destruyendo de esta forma la potencial influencia de largo plazo y las posibles relaciones de cointegración que puedan llegar a existir.

Por lo general, nos encontramos que nuestro gran VAR bayesiano proporciona una buena descripción de los datos de Chile, realizando relativamente buenos pronósticos del indicador de actividad económica (IMACEC), inflación (IPC) y tasa de política monetaria (TPM) en comparación con una serie de otros modelos de series de tiempo. Se examinan adicionalmente los impulso respuesta del gran VAR bayesiano a un shock de política monetaria, se encuentran resultados que parecen ser razonables. A fin de poner de relieve la utilidad de los gran VAR bayesiano, también se introduce una breve mirada en su respuesta de sectorial al shock monetario y a uno proveniente de un aumento inesperado en el retorno de la bolsa.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 describe el marco del VAR bayesiano y el algoritmo de Banbura, Giannone y Reichlin (2010) para la determinación del grado de ajuste del prior bayesiano. La Sección 3 describe brevemente los datos, las especificaciones y el modelo, y la sección 4 se describen los resultados de los pronósticos. Los impulsos respuesta se discuten en la sección 5, y llegamos a la conclusión en la sección 6.

2. Metodología

2.1 VAR Bayesiano

Sea $Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{n,t})'$ un set de series de tiempo. La representación de estas en un VAR(p) es igual a:

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

donde $c = (c_1, c_2, \dots, c_n)'$ es un vector n-dimensional de constantes, A_1, \dots, A_p son matrices autorregresivos de $n \times n$, y u_t es un proceso ruido blanco n-dimensional con una matriz de co-varianzas $E u_t u_t' = \Psi_t$.

Los priors de Litterman (1986), siempre referidos como los priors de Minnesota, sugiere que todas las ecuaciones están centradas alrededor de un camino aleatorio con "drift":

$$Y_t = c + Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Esto básicamente contrae los elementos de la diagonal A_1 hacia uno y los otros coeficientes (A_2, \dots, A_p) hacia cero. Los priors de Litterman también encarnan la creencia de que los rezagos más recientes proveen una mayor información que las más distantes y también que los propios rezagos explican más que los rezagos de otras variables en el modelo.

Los priors son impuestos configurando los siguientes momentos previos de la distribución de los coeficientes:

$$E[(A_k)_{ij}] = \begin{cases} \delta_i, & j = i, k = 1 \\ 0, & \text{en otro caso} \end{cases} \quad \text{y} \quad V[(A_k)_{ij}] = \mathcal{G} \frac{\lambda^2 \sigma_i^2}{k^2 \sigma_j^2} \quad (3)$$

Se asume que los coeficientes A_1, \dots, A_p son independientes y tienen una distribución normal. La matriz de co-varianza de los residuos se asume diagonal, fijo y conocido ($\Psi = \Sigma$, donde $\Sigma = \text{diag}(\sigma_1^2, \dots, \sigma_n^2)$), y el prior del intercepto es difuso. Originalmente, Litterman fija $\delta_i = 1$ para todo i , reflejando la creencia de que todas las variables están caracterizadas por una alta persistencia. Sin embargo, este prior no es apropiado para las variables que uno cree poseen una fuerte reversión a la media, para estos se impone un prior igual a $\delta_i = 0$.

El hiperparámetro λ controla el ajuste general (“overall tightness”) de la distribución prior alrededor de δ_i . Este hiperparámetro gobierna la importancia de las creencias relativa a la información contenida en los datos, cuando $\lambda = 0$ el posterior es igual al prior, por lo tanto los datos no influyen las estimaciones. En el otro extremo, si $\lambda = \infty$ remueve toda influencia de los priors, siendo los coeficientes equivalentes a las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). El factor $1/k^2$ es la tasa a la cual el prior de la varianza decrece con el tamaño del rezago del VAR, y σ_i^2/σ_j^2 toma en cuenta las diferencias en escala y variabilidad de los datos. El coeficiente $\mathcal{G} \in (0,1)$ gobierna el grado en que los rezagos de las otras variables son menos importantes que los propios rezagos.

Dentro del contexto del análisis estructural debemos tomar en cuenta la posible correlación entre los residuos de las distintas variables, consecuentemente el supuesto de Litterman de matriz de covarianzas diagonal y fija es algo problemático. Para resolver este problema, seguimos a Kadiyala y Karlsson (1997) y Sims y Zha (1998) e imponemos una distribución Normal para los coeficientes y una distribución Normal inversa Wishart para la matriz de covarianzas de los residuos.

Otra modificación es la propuesta por Doan, Litterman y Sims (1984), esta modificación se impone sobre la suma de los coeficientes. Consideremos un VAR en su forma de corrección de errores:

$$\Delta Y_t = c - (I_n - A_1 - \dots - A_p)Y_{t-1} + B_1\Delta Y_{t-1} + \dots + B_{p-1}\Delta Y_{t-p+1} + u_t \quad (4)$$

La suma de los coeficientes $(I_n - A_1 - \dots - A_p)$ se ajusta hacia cero. El hiperparametro τ controla el grado de ajuste de este prior. Así como $\tau \rightarrow 0$ el VAR satisfará el prior, por otra parte altos valores de τ relajara el prior, cuando $\tau = \infty$, el prior no tendrá influencia sobre las estimaciones del VAR. Es importante notar que la restricción en la suma de los coeficientes implica que existen tantas tendencias estocásticas en el VAR como existen variables I(1). En este sentido, es razonable asumir que existen relaciones de cointegración de largo plazo estables en el sistema. Sims (1993) introduce un prior que permite de alguna manera esta posibilidad. Este prior de “co-persistencia” esta gobernado por el hiperparametro θ . Así como $\theta \rightarrow 0$ el VAR incrementalmente satisfará este prior, tal que existe una tendencia estocástica en el sistema $\theta = 0$, por otro lado el prior no tiene influencia en las estimaciones del VAR cuando $\theta = \infty$. Juntos, los priors de Minnesota, la Wishart invertida, la suma de los coeficientes y los priors de co-persistencia son los que Robertson y Tallman (1999) llaman el prior modificado de Litterman.

Escribiendo el VAR en notación matricial:

$$Y = XB + U \quad (5)$$

donde $Y = (y_1, \dots, y_T)'$, $X = (X_1, \dots, X_T)'$, $X_t = (Y'_{t-1}, \dots, Y'_{t-p}, 1)'$, $U = (u_1, \dots, u_T)'$ y $B = (A_1, \dots, A_p, c)'$ es una matriz $k \times n$ conteniendo todos los coeficientes con $k = np + 1$. La forma del prior Whishart - inversa es entonces:

$$\Psi \sim iW(S_0, \alpha_0) \quad B|\Psi \sim N(B_0, \Psi \otimes \Omega_0) \quad (6)$$

donde los parámetros B_0 , Ω_0 , S_0 y α_0 son escogidos para satisfacer nuestras expectativas previas para B y Ψ . Una practica utilizada para la implementación del prior modificado de Litterman es agregar observaciones dummies al sistema (5), agregando T_d observaciones dummies, Y_d y X_d es equivalente a imponer un prior Whishart - inverso con $B_0 = (X_d' X_d)^{-1} X_d' Y_d$, $\Omega_0 = (X_d' X_d)^{-1}$, $S_0 = (Y_d - X_d B_0)'(Y_d - X_d B_0)$ y $\alpha_0 = T_d - k - n - 1$. Agregamos las siguientes observaciones dummies para igualar los momentos de nuestro prior

$$Y_d = \begin{pmatrix} (diag(\delta_1 \sigma_1, \dots, \delta_n \sigma_n) / \lambda) \\ 0_{n(p-1) \times n} \\ \dots \\ diag(\delta_1 \mu_1, \dots, \delta_n \mu_n) / \tau \\ \dots \\ J \\ \dots \\ diag(\sigma_1, \dots, \sigma_n) \\ \dots \\ 0_{1 \times n} \end{pmatrix} \quad X_d = \begin{pmatrix} K_d \otimes diag(\sigma_1, \dots, \sigma_n) / \lambda & 0_{np \times 1} \\ \dots \\ K \otimes diag(\delta_1 \mu_1, \dots, \delta_n \mu_n) / \tau & 0_{n \times 1} \\ \dots \\ (J_1, \dots, J_p)_{1 \times np} & 1/\theta \\ \dots \\ 0_{n \times np} & 0_{n \times 1} \\ \dots \\ 0_{1 \times n} & \varepsilon \end{pmatrix} \quad (7)$$

donde $J = \delta_1 \mu_1, \dots, \delta_n \mu_n / \theta$, $K = 1, \dots, p$, $K_d = diag(K)$ y ε es un pequeño numero. Hablando de manera general, el primer bloque de dummies impone las creencias sobre los coeficientes autorregresivos, el segundo bloque de dummies impone el prior de suma de coeficientes, el tercer bloque impone el prior de co-persistencia y el cuarto y quinto bloque imponen los priors para la matriz de covarianzas y el intercepto. Siguiendo la práctica común, fijamos el prior para el parámetro σ_i igual a desviación estándar del residuo de una regresión univariada con p rezagos para la variable y_{it} .

Igualmente, para el parámetro μ_i (el prior para el promedio del nivel de la variable y_{it}) es fijado igual al promedio de la variable dentro de la muestra.

Aumentando el sistema (5) con las observaciones dummies (7) tenemos:

$$Y^* = X^* B + U^* \quad (8)$$

donde $Y^* = (Y', Y'_d)'$, $X^* = (X', X'_d)'$ y $U^* = (U', U'_d)'$. Después agregamos un prior difuso $\Psi \propto |\Psi|^{-(n+3)/2}$ (para asegurarnos la existencia de la expectativa del prior Ψ), el posterior tiene la siguiente forma:

$$\Psi|Y \sim iW(\hat{\Sigma}, T_d + 2 + T - k) \quad y \quad B|\Psi \sim N(\hat{B}, \Psi \otimes (X^{*'} X^*)^{-1}) \quad (9)$$

donde $\hat{B} = (X^{*'} X^*)^{-1} X^{*'} Y^*$ y $\hat{\Sigma} = (Y^* - X^* \hat{B})'(Y^* - X^* \hat{B})$. Las observaciones dummies (7) hacen claro que cuando λ , τ y θ tienden a infinito, el prior de Minnesota, la suma de coeficientes y las dummies de co-persistencia tenderán a cero y las estimaciones posterior de los parámetros tenderán a las estimaciones originales de un VAR con MCO.

2.2 Bayesian Shrinkage

En un contexto de una regresión clásica aumentar el número de variables deteriora los parámetros estimados. Sin embargo, en un contexto de una regresión bayesiana De Mol, Giannone y Reichlin (2008) muestran que los pronósticos basados en estimaciones punto convergen a un pronóstico óptimo para n y T , siempre y cuando el ajuste del prior (el grado de contracción) aumenta a medida que n aumenta. Banbura, Giannone y Reichlin (2010) aplican este resultado a un gran VAR bayesiano con el prior modificado de Litterman pero sin el prior de co-persistencia, en tanto Bloor y Matherson (2009) aplican este procedimiento con el prior de co-persistencia.

Banbura, Giannone y Reichlin (2010) fijan el grado de ajuste del prior aumenta así como n aumenta sobre la base del siguiente algoritmo:

1. Se selecciona n^* (donde $n^* < n$) variables benchmark para los cuales serán evaluadas dentro de muestra.
2. Evaluar el ajuste dentro de muestra del VAR estimado con MCO para las n^* variables benchmark.
3. Fijar el hiperparámetro de la suma de coeficientes τ de forma proporcional al hiperparámetro λ que controla el ajuste general (“overall tightness”) ($\tau = \phi_1 \lambda$, donde $\phi_1 \geq 0$).
4. Escoger el hiperparámetro controla el ajuste general (“overall tightness”) λ (y τ) que tengan el mismo ajuste dentro de muestra que el VAR benchmark.

En este trabajo se utiliza el mismo algoritmo para penalizar el sobre ajuste del modelo, pero siguiendo a Bloor y Matherson (2009), tenemos un hiperparámetro adicional que necesita ser fijado, este es el prior de co-persistencia θ . Fijamos este hiperparámetro de manera que sea proporcional hiperparámetro controla el ajuste general (“overall tightness”) λ ($\theta = \phi_2 \lambda$, donde $\phi_2 \geq 0$).

Definimos el ajuste dentro de muestra como una medida relativa del error cuadrático medio (ECM) evaluado utilizando el training sample $t = 1, \dots, T - 1$. El ECM para la variable i dado un λ esta dado por:

$$ECM_i^\lambda = \frac{1}{T - p - 1} \sum_{t=p}^{T-2} (y_{i,t+1|t}^\lambda - y_{i,t+1})^2 \quad (10)$$

donde los parámetros son estimados utilizando la training sample. Las variables están ordenadas de tal forma que las n^* variables base están ordenadas primero. El hiperparámetro λ que controla el ajuste general (“overall tightness”) para una medida dada de ajuste base (FIT) es buscada en una grilla sobre:

$$\lambda(FIT) = \arg \min_{\lambda} \left| FIT - \frac{1}{n^*} \sum_{i=1}^{n^*} \frac{ECM_i^{\lambda}}{ECM_i^0} \right| \quad (11)$$

donde ECM_i^0 es el ECM de la variable i con prior impuesto exactamente ($\lambda = 0$), y el ajuste base es definido como el promedio relativo ECM de una estimación VAR MCO conteniendo las n^* variables base:

$$FIT = \frac{1}{n^*} \sum_{i=1}^{n^*} \frac{EMC_i^{\infty}}{EMC_i^0} \quad (12)$$

3. Datos y especificación del modelo

El gran VAR bayesiano se estima con datos mensuales que parten en enero de 1996 a diciembre de 2009. Todas las series son ajustadas estacionalmente previamente a la estimación. Las series expresadas en porcentaje son la tasa de política monetaria, las tasas interés y las medidas de riesgo, las demás variables son expresadas en logaritmo. El panel consiste en 116 series que cubren un amplio rango de variables disponibles para la economía chilena, estas categorías incluyen variables externas relevantes, variables relacionadas al sector financiero y variables macroeconómicas.

Dentro de las variables externas se incluyen medidas de precios externos, actividad mundial, condiciones financieras internacionales y precios de commodities (cobre y petróleo). Para las variables financieras locales, se utilizan montos reales del stock colocaciones y tasas de interés promedio de colocaciones (nominal y real), tipo de cambio (nominal y real), agregados monetarios y un índice de la bolsa de comercio de Santiago IGPA.

Las variables macroeconómicas incluidas son las exportaciones e importaciones, que son incluidas como una medida de comercio exterior, desagregación del índice de

precios al consumidor con la idea de tratar de capturar las diferencias de los precios relativos y desagregación de variables de los sectores de oferta (IMACEC). Por último se incluyen variables de seguimiento coyuntural, ligadas al comercio, consumo, producción, construcción y mercado laboral. En la tabla 1 se presenta un resumen de las distintas especificaciones utilizadas (para más detalles de las variables ver el apéndice 1).

Tabla 1
Distintas especificaciones del VAR

Modelo	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
VAR simple	x	x	x	x	x	x	x	x
Variables externas		x	x	x	x	x	x	x
Condiciones financieras			x	x	x	x	x	x
Comercio exterior				x	x	x	x	x
Precios					x	x	x	x
Sectores de oferta						x	x	x
Variables de actividad coyuntural							x	x
Mercado laboral								x
Nro. de variables	5	11	38	50	58	73	97	116

En este caso, el modelo 1 (M1) es el VAR de referencia en la determinación del prior de ajuste bayesiano (λ), siendo este similar a un VAR estimado con mínimos cuadrados ordinarios, las variables que incluyen este VAR simple son IMACEC, IPC, IPCX1, TPM y TCR. El modelo 2 (M2) trata de acercarse a las clásicas representaciones de un VAR estimado para una economía pequeña y abierta, como los realizados por Parrado (2001) y Bravo y García (2002), por lo que se incluyen como débilmente exógenas a seis variables externas, estas son la tasa de interés externa (Fed funds), una medida de actividad externa medida por el Baltic Dry Index, una medida de precios externos relevantes para la economía chilena (IPE), junto con el spread corporativo para las economías chilenas, además del precio del petróleo WTI y precio del cobre, estos últimos tienen como objetivo capturar la influencia de los términos de intercambio en la transmisión de shocks externos.

El modelo 3 (M3) captura la influencia de las variables financieras, y por medio de este tratar aunque de manera indirecta documentar cual es la influencia tanto en la transmisión de shocks así como también en el desempeño del pronóstico. En este se incluyen las tasas de colocaciones promedio del sistema financiero tanto en términos nominales como reales, índice de la bolsa de comercio de Santiago (IGPA), algunas medidas de tipo de cambio junto con medidas de agregados monetarios y los montos reales de las colocaciones. Para el caso del modelo 4 (M4) se incluyen las exportaciones y las importaciones, con esto se captura la influencia del comercio exterior. En el modelo 5 (M5) se incluyen medidas desagregadas muy generales de la descomposición del IPC, con esto se trata de ver si los movimientos entre estos índices mejoran el desempeño del pronóstico tanto en el IMACEC como en el IPC.

Algo poco documentado en la economía chilena es el desempeño de los sectores de oferta en la transmisión de shocks, y poco se ha comprobado si estas inducen a una mejora en el pronóstico de la actividad (modelo 6, M6). En Bravo, García, Mies y Tapia (2003) estos estudian el impacto desagregado de la política monetaria, su principal conclusión es que la transmisión de esta no es diferente a lo que se esperaría considerando los canales de transmisión tradicionales, esto como veremos más adelante se encuentra en línea con los resultados de nuestro gran VAR bayesiano. Aunque el contexto de los resultados entre el trabajo citado anteriormente y este son diferentes. El gran VAR bayesiano se encuentra contenido en el modelo 7 (M7), este constituye una combinación de las 73 variables junto con variables de producción y venta industrial del INE, medidas de ventas de supermercados, ventas minoristas de la CNC, ventas de automóviles, gasto fiscal, ingresos tributarios netos y unas tres medidas del mercado inmobiliario. Por último, en el modelo 8 (M8) se incluyen algunas variables del mercado laboral, estas son la desagregación por sectores de los costos de mano obra reales y el empleo, con todo esto se tiene un total de 116 variables que tratan de alguna manera capturar toda la información disponible que pueda ser relevante para el pronóstico de las principales variables macroeconómicas de la economía chilena.

4. Evaluación de pronósticos

El siguiente paso consiste en responder la pregunta acerca del grado de bondad del gran VAR bayesiano en el pronóstico de las principales variables; es por ello que para evaluar su capacidad predictiva, se procede a realizar proyecciones dinámicas en pseudo tiempo real desde enero del 2005 hasta diciembre del 2009, desde un período en adelante hasta 12 períodos. Con el objeto de contrastar los resultados de las distintas versiones del VAR bayesiano se realizara el mismo ejercicio de proyección para un modelo VAR simple (OLS), un modelo camino aleatorio, ARIMA (AIC) y un ARIMA (BIC) ¹. En cada punto t todos los parámetros son estimados periodo a periodo, con excepción de los priors, que previamente fueron fijados en la muestra previa al periodo de evaluación de proyecciones, estos fueron fijados siguiendo el algoritmo propuesto por Banbura, Giannone y Reichlin (2010) y modificado por Bloor y Matherson (2009), en el cual en nuestro caso tratamos de minimizando el error de pronostico relativo del indicador de actividad económica (IMACEC), índice de precios al consumidor (IPC) y la tasa de política monetaria (TPM). El numero de rezagos utilizados en el BVAR es igual a seis, Banbura, Giannone y Reichlin (2010) utilizan doce rezagos, mencionando que aún siguiendo algún criterio de información para la determinación para la determinación de los rezagos los resultados no diferían de forma significativa, a pesar de esto adicionalmente utilizamos los criterios de información Akaike y Bayesiano (Schwartz – BIC) para la determinación del numero de rezagos, pero no encontramos diferencias significativas en el desempeño de los pronósticos.

En la tabla 2 se presentan los resultados del error cuadrático medio relativo de los VAR's bayesianos con respecto al VAR simple (que nos sirve de referencia para fijar los prior's de acuerdo al algoritmo explicado en la sección 2.2). Además, se reportan

¹ La selección de los modelos ARIMA(d,p,q) se basaron en criterios de información utilizados en la función @bjautofit de Winrats 8.0.

los resultados respecto a un modelo camino aleatorio, ARIMA (AIC) y un ARIMA (BIC), sobre los cuales todos los VAR's bayesianos tienen un menor error cuadrático medio.

Respecto a los resultados de los VAR's bayesianos, nos encontramos con un resultado que va en línea con lo encontrado por Hendry y Hubrich (2010), que mencionan que agregar información desagregada de una variable para realizar pronósticos de la variable agregada mejora sustancialmente el desempeño de este relativo a pronósticos que no utilizan información desagregada. Esto se refleja claramente en el mejor desempeño del M4 en adelante en todos los horizontes en el pronóstico del IMACEC, conforme se van agregando variables al VAR simple, se observa que las variables externas y de condiciones financieras no aportan a un mejor desempeño fuera de muestra, pero al agregar información sectorial en el M5 en adelante mejora fuertemente el desempeño.

En caso opuesto se observa en el caso del IPC, este presenta un mejor desempeño al agregar las variables externas y las condiciones financieras, de ahí en adelante los pronósticos entregados por los distintos modelos no son superiores al VAR simple, esto ocurre inclusive en el modelo M5 que contiene información desagregada del IPC, en este solo parece superar al VAR simple de 6 periodos en adelante. Esto ocurre inclusive tomando el IPCX1, que es una medida que excluye alimentos perecibles, combustibles, tarifas reguladas e impuestos específicos. Por último, respecto a la TPM esta parece tener un mejor desempeño en el VAR simple, esto nos da cuenta que para el pronóstico de la TPM no aportan de manera sustancial la información contenida ni en la desagregación del IPC ni tampoco considerando la desagregación del IMACEC, sino más bien importa la evolución de las variables macroeconómicas más importantes.

El siguiente paso consiste en responder la pregunta acerca del grado de bondad de las proyecciones, para verificar si existen ganancias en el pronóstico de los VAR's

bayesianos se utiliza el test de Diebold y Mariano (1995)². Sea $\{e_t^i\}_{t=1}^T$ el error de pronóstico de modelos alternativos donde i = camino aleatorio (RW), ARIMA (AIC) y ARMA (BIC). Sea $\{e_t^b\}_{t=1}^T$ los errores de pronósticos de los distintos VAR's bayesianos. El test estadístico es definido como $s = d / \sigma_d$, donde d es la media muestral del diferencial de la función de pérdida muestral, $\{d_t\}_{t=1}^T$ se obtiene usando $d_t = (e_t^i)^2 - (e_t^b)^2$ para $t=1,2,3,\dots,T$, y donde σ_d es el error estándar de d . El estadístico “ s ” está distribuye asintóticamente como una variable aleatoria normal estándar y puede ser estimada con la hipótesis nula de igualdad en la habilidad predictiva ($d_t = 0$). Un valor positivo de “ s ” podría sugerir que una forma en particular de los VAR's bayesianos supera a los modelos alternativos en términos del pronóstico fuera de muestra.

Los resultados del test de Diebold y Mariano (1995) se presentan en el cuadro 3. El período de evaluación corresponde a enero del 2005 a diciembre del 2009. En el primer caso que considerar el modelo camino aleatorio, los VAR's bayesianos tienen un mejor desempeño fuera de muestra para el IMACEC, IPC e IPCX1, pero no para la TPM. Respecto al modelo ARIMA (AIC) estos son superados para el pronóstico del IMACEC del modelo M4 a M8, pero para el IPC e IPCX1 solo es superado en proyecciones de muy corto plazo hasta 3 meses; respecto a la TPM no hay evidencia que las proyecciones VAR bayesiano sea superior. Por último, respecto a los ARIMA (BIC) son superados en el pronóstico del IMACEC del modelo M4 a M8, para el IPC se observa superioridad notoria de los VAR's bayesianos, pero no para el IPCX1 que solo es superado en un periodo en adelante.

² Es muy importante destacar que la evaluación por medio del test de Diebold y Mariano (1995) se realiza entre los distintos BVAR's y los modelos ARIMA's, por lo que no debería existir el problema contención de un modelo dentro de otro (especialmente por la parte MA's), este problema si se presentaría en el caso de evaluación de los pronósticos sea entre las distintas especificaciones de los BVAR's, lo cual se deja como una futura extensión de este trabajo.

5. Impulsos respuesta

En esta sección se realiza el impulso respuesta de un shock de política monetaria, adicionalmente también se considera el caso de un shock bursátil en el índice de la bolsa de comercio (IGPA) y un aumento en las primas por riesgo corporativo (Chile). Para la identificación de consideramos un esquema recursivo (Christiano, Eichenbaum y Evans (2005) y Bernanke, Boivin y Elias (2005)), para Chile se pueden mencionar los resultados encontrados por Parrado (2001), Bravo, García, Mies y Tapia (2003), y una revisión más reciente en Jaramillo (2008). Siguiendo a Bernanke, Boivin y Elias (2005) se dividen el set de datos en dos grupos, unas de movimiento rápido (“*fast moving*”) y otras de movimiento lento (“*low moving*”).

La identificación de los shocks se realiza de la siguiente manera: ordenamos las variables $Y_t = (X_t, r_t, Z_t)'$, donde X_t contiene las n_1 variables de movimiento lento, r_t es el instrumento de política monetaria (en el caso posterior es el índice de bursátil y la prima por riesgo) y Z_t contiene las n_2 variables de movimiento rápido, se asume que el shock (r_t) es ortogonal a todos los otros shocks de la economía. Sea $B = CD^{1/2}$ sea una matriz baja diagonal Cholesky de covarianzas de los residuos del VAR de forma reducida, esto es $CDC' = E[u_t u_t'] = \Psi$ y $D = \text{diag}(\Psi)$. Sea e_t la transformación lineal de los residuos del VAR, $e_t = (e_{1t}, \dots, e_{nt})' = C^{-1}u_t$. El shock de política monetaria es la fila de e_t correspondiente a la posición r_t , este es $e_{n_1+1,t}$.

El VAR estructural es igual a:

$$A_0 Y_t = \nu + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t, \quad e_t \sim N(0, D) \quad (13)$$

donde $\nu = C^{-1}c$, $A_0 = C^{-1}$ y $A_j = C^{-1}A_j$, $j = 1, \dots, p$. Los impulsos respuestas consisten en aumentar en 100 pb la tasa de política monetaria, posteriormente el

índice de la bolsa de comercio (IGPA) en un 10% y por último un aumento de 100 pb en la prima por riesgo. Dado que el VAR está justamente identificado, los impulsos respuesta son computados siguiendo a Canova (1991) y a Gordon y Leeper (1994) generando muestras de la posterior de (A_1, \dots, A_p, Ψ) . Para cada muestra de Ψ se calculan B y C , siendo posible así obtener $A_j, j = 0, \dots, p$.

5.1 Shock monetario

En el shock monetario consideramos un aumento de 100 pb. en la tasa de política monetaria (TPM) (Gráfico 1a), en este se observa una respuesta fuerte y significativa para el caso de la actividad económica, este resultado se encuentra en línea con los resultados de Parrado (2001), y no son muy distintos a los obtenidos por Medina y Soto (2007) en modelo de equilibrio general para la economía chilena. Para el caso de la inflación (medido por el IPC) este cae al igual que el IMACEC, en este caso no se encuentra ningún puzzle de precios típicamente encontrado en el caso de los impulsos respuesta de la inflación, a excepción en el IPCX1 en el cual si se observa el price puzzle que aparecen en algunos casos en los VAR's. También se encuentran resultados muy intuitivos, como es el caso del agregado monetario M0 que se reduce inmediatamente seguido al shock, en tanto el TCR y el índice de bolsa (IGPA) retroceden con algo más de rezago.

Dentro de las ventajas del gran VAR bayesiano está la capacidad de poder extender el análisis de la transmisión de los shocks más allá de lo típicamente observado dentro de la literatura de los VAR's. Es así, que vemos el impacto de la política monetaria en las tasa de colocaciones promedio del sistema financiero (Gráfico 1b), el traspaso de los cambios en la tasa de política monetaria es cercano a uno en las tasa nominales en todos los plazos, al tomar en cuenta las tasas reales vemos que la transmisión es mayor en los plazos más cortos que en los plazos más largos. El stock de las colocaciones promedio del sistema financiero retrocede ante al shock, al observar la serie por tipo de agente vemos que las colocaciones de consumo caen con mayor

fuerza, en tanto las de vivienda caen con algo más de retraso y por último las comerciales inicialmente aumentan pero con algo de rezago se contraen en respuesta al shock de política monetaria.

Otro de los resultados pocos convencionales observados dentro de la literatura es la respuesta de las exportaciones e importaciones, (Gráfico 1c), en este caso vemos que ambas reaccionan a la baja, aunque las importaciones retroceden con mayor fuerza que las exportaciones, dando a entender una mejora en las exportaciones netas. Observando los datos desagregados nos encontramos con el puzzle en la respuesta de las exportaciones agrícolas, que aumentan después del shock de política monetaria. En general podemos observar que las exportaciones no reaccionan de manera significativa al shock de política monetaria, siendo quizás industria en único caso en el cual se pueda decir que este reacciona significativamente al shock, en tanto las importaciones tienen una respuesta fuerte y significativa ante el shock, especialmente en las importaciones de consumo y de capital.

En el caso de la respuesta de los precios desagregados, (Gráfico 1d), se puede observar el price puzzle en las medidas de precios subyacentes, específicamente en el IPCX1 y IPCX2, en el caso del IPCX este no está tan notorio. En tanto, en las medidas de inflación transable y no transable estas disminuyen ante el shock monetario, mientras también se observa el mismo resultado en los índices de bienes y servicios. En el gráfico 1e se observa la respuesta al shock de política monetaria observando el indicador de actividad económica (IMACEC) de manera desagregada. En este caso, se observa la respuesta del IMACEC de Resto e industria es fuerte e instantánea, al igual que el IMACEC de comercio, IVA, y derechos de importaciones. El único puzzle encontrado en la desagregación del IMACEC constituye el caso de la construcción, que inicialmente aumenta al ocurrir el shock para más tarde retroceder. En la respuesta de los sectores de recursos naturales no podemos afirmar con convicción que estas tengan una respuesta significativa ante el shock de política monetaria, el IMACEC de minería retrocede pero no es significativo, en tanto, los correspondientes a EGA y Agro aumentan inicialmente y luego van retrocediendo.

En el grafico 1f, también es factible observar las respuesta de indicadores de coyuntura, vemos que tanto la producción y ventas industriales del INE retroceden como respuesta al shock de política monetaria, esto también se observa en las ventas de supermercado, ventas de automóviles (ANAC) y en el consumo de electricidad. En el caso de las ventas minoristas de comercio (CNC) se observa que esta disminuye como respuesta al shock, pero observado este indicador de manera desagregada vemos que las ventas de bienes durables retroceden con mayor fuerza. Los indicadores del mercado inmobiliario, nos dan cuenta de una disminución en las ventas así como también en la ofertas de viviendas nuevas, pero las ventas se ajustan con mayor fuerza al shock, por lo que esto hace que los meses para agotar stock aumenten ante el shock de política monetaria.

5.2 Shock bursátil

Para el caso del otro shock, consideramos un aumento en el índice de bolsa de Santiago (IGPA), este canal de transmisión no ha sido considerado aun de manera formal como uno de los posibles canales de transmisión de la política monetaria para Chile³, pero en este caso, pretendemos dejar que los datos nos guíen en observar cual es la respuesta de la política monetaria ante un shock financiero de esta característica, así como también cómo se comportan las demás variables después de un aumento no anticipado en el índice de bolsa de Santiago (IGPA). En el grafico 2a se observa la respuesta de las variables típicamente consideradas en los trabajos que tratan sobre los VAR's, es así que el shock provoca un aumento en la actividad economía, el IMACEC crece aunque lentamente traspasándose completamente el shock después de 6 a 9 meses aproximadamente. Por el lado de la respuesta del IPC, vemos que este tiene un comportamiento claro, inicialmente no tiene una respuesta fuerte pero luego aumenta, siendo la respuesta máxima del IPC entre los 12 a 18 meses, el caso más

³ En el canal bursátil estudiado por medio de un modelo estructural es realizado por Christiano, Ilut, Motto y Rostagno (2010) y por Milani (2011).

notorio se evidencia en el tipo de cambio real (TCR), este se aprecia fuertemente en respuesta al shock, tal cual ha ocurrido en ocasiones en las cuales la bolsa de Santiago presenta ganancias mensuales fuertes, el TCR presenta fuertes cambio apreciativos. Lo mismo ocurre con el spread corporativo, este disminuye de manera muy fuerte, siendo este una respuesta típica de esta variable en los casos en los cuales se produce un aumento repentino en la bolsa. Por último, en este grafico 2a, se observa que la política monetaria tarda en reaccionar en respuesta al aumento en el índice de bolsa, este se comporta casi reaccionando de igual manera que la respuesta del IMACEC ante este shock de aumento de riqueza financiera.

La respuesta de las tasas de colocaciones promedio del sistema financiero, (Gráfico 2b), da cuenta de un efecto notable de este shock positivo de riqueza financiera, las tasas nominales de corto plazo reaccionan de manera significativa ante este shock, pero las tasas de largo plazo caen de manera fuerte y significativa, dando a entender un empujamiento marginal en la curva de rendimiento nominal. En tanto, las tasas reales de corto plazo caen de manera fuerte y significativa, mientras que las tasas de largo plazo aumentan fuertemente, en este caso, se puede interpretar que este shock empuja la curva de rendimiento de las tasas de interés reales. Las colocaciones promedio del sistema financiero muestran una respuesta persistente ante el shock. También en el grafico 2c, se puede observar que las exportaciones aumentan fuertemente y las importaciones caen de manera notable, con esto el shock de cuenta de una mejora en la balanza comercial, aunque la respuesta de las variables de comercio exterior no es significativa y presentan una respuesta de muy baja persistencia.

En el grafico 2d se observan las respuestas de las variables de precios, en estas vemos que todas las medidas de IPC subyacentes reaccionan de manera tardía ante el shock, siendo notoria la respuesta después de pasado los 12 meses de ocurrido el shock. Las medidas de actividad, (Gráfico 2e), presentan algunos puzzles como la caída observada ante este shock de los sectores EGA, comercio, construcción y agro silvícola. Mientras que son las agrupaciones que a priori deberían verse afectados de manera

positiva ante un aumento repentino en la riqueza financiera de la economía muestran respuestas positivas, estos son industria, comercio e IVA. Dentro de las respuestas de los datos coyunturales, (Gráfico 2f) vemos dos puzzles, uno es la caída en la venta de supermercado del INE y en la venta de automóviles, en los demás indicadores como en la producción - venta industrial y ventas de comercio minoristas vemos un aumento fuerte y significativo ante el aumento repentino en la riqueza financiera. Por último, los datos que dan cuenta del mercado laboral, (Gráfico 2g), no entregan mucha información sobre la dinámica y la respuesta de estas variables ante el shock financiero del mercado bursátil.

5.3 Shock de premio por riesgo

Para el caso del shock de premio por riesgo, asumimos un aumento no anticipado de 100 pb en la prima por riesgo de corporativa, notablemente los resultados de nuestro ejercicio se encuentran en línea con lo obtenido por Uribe y Yue (2006), quienes encuentran que un aumento de 100 pb de premio por riesgo disminuye en a lo más 0,2% el (PIB) de las economías emergentes y produce una mejora en las exportaciones netas. En nuestro ejercicio (Gráfico 3a), vemos que el IMACEC cae manera instantánea en alrededor de 0,2%, en tanto el IPC y el IPCX1 aumentan lentamente hasta llevar a su máximo casi 6 meses después de ocurrido el shock. En tanto, el tipo de cambio real y el nominal se deprecian como respuesta a este shock, mientras el índice de bolsa de comercio de Santiago (IGPA) cae fuerte e instantáneamente en casi 15%.

Respecto a la tasa de política monetaria (TPM) vemos que esta se contrae en respuesta al shock hasta casi 3 o 4 meses después del shock, luego aumenta levemente quizás influida por el aumento en la inflación y la depreciación del tipo de cambio, pero después de 9 meses vuelve a disminuir ya de manera más persistente. Respecto a las variables financieras (Gráfico 3b), vemos que las tasas de interés de las colocaciones promedio del sistema aumentan en respuesta al shock (resultado similar al encontrado por Uribe y Yue (2006)), las tasa nominales de plazos más cortos reaccionan de manera más fuerte ante el shock en comparación que las tasas de

interés reales, en las tasas de plazos mayores a 3 años se observa un aumento leve al inicio pero que se disipa rápidamente. El stock de colocaciones reales cae en respuesta al aumento de las primas por riesgo, pero esto es mucho más notorio en las colocaciones de consumo y de comercio, las cuales disminuyen de manera persistente. Las variables relacionadas al comercio exterior (Grafico 3c), se contraen rápidamente a consecuencia del shock, pero con muy poca persistencia, en el neto se observa que las importaciones totales caen en mayor magnitud respecto a las exportaciones totales, lo cual nos da a entender en una mejora de las exportaciones netas (al igual que Uribe y Yue (2006)), de manera desagregada se puede observar una contracción algo más marcada en las exportaciones industriales, mientras que las importaciones de consumo e intermedio presentan una disminución algo más persistente.

En tanto, las variables de precios, (Grafico 3d), nos da cuenta de aumento generalizados en las medidas de índices de precios, tanto en el total como así también en sus medidas subyacentes, estos aumentan lentamente en respuesta al shock hasta llegar a su máximo casi 6 meses después de ocurrido el shock, el único resultado contra intuitivo se observa en la medida de precios transables y de energía, los cuales disminuyen inicialmente al impacto del shock, luego aumentan llegando a un máximo 6 meses después del shock al igual que los demás índices. Por el lado de las variables que miden la actividad, (Grafico 3e), nos encontramos que las respuesta del IMACEC, el IMACEC resto, comercio e industria son concordantes, estos reaccionan en una magnitud y persistencia similar. Las mayores caídas con respecto a este shock se observan en EGA, Minería y Construcción, mientras que en el sector agrosilvícola y los derechos de importaciones aumentan a consecuencia del shock, siendo el único puzzle dentro de las variables del IMACEC.

Considerando las variables de coyuntura (Grafico 3f), vemos que la producción industrial y las ventas industriales del INE retroceden ante el shock de premio por riesgo, la caída es mayor en las ventas industriales, dando a entender un proceso de acumulación de inventarios, este resultado es a consecuencia de los costos de ajuste que presentan las firmas industriales en poder ajustar sus planes de producción ante

una caída en las ventas. Similar resultado nos encontramos al observar las ventas de comercio minoristas de la CNC, estas se contraen en mayor medida en los bienes durables que en los no durables, los primeros dan cuenta de una medida que incluyen productos electrónicos y muebles, mientras que los últimos dan cuenta de bienes de consumo habitual que típicamente presentan un mayor hábito, por ende estos reaccionan en menor medida respecto a los bienes durables. La respuesta más fuerte se presenta en las ventas de automóviles nuevos (ANAC), este se contrae en aproximadamente un 10% en respuesta al shock y se deshace casi 6 meses, esto es intuitivo debido a que el shock de premio por riesgo tiene como consecuencia una fuerte contracción de la liquidez y una depreciación del tipo de cambio, estas variables afectan en mayor medida el proceso de acumulación de bienes durables de las familias. Las variables relacionadas al mercado inmobiliario, ventas y oferta de viviendas no tienen una respuesta clara al shock. Por último, las variables del mercado laboral (Gráfico 3g), nos da cuenta que los costos de mano de obra (CMO) caen en respuesta al shock de premio por riesgo, el mayor efecto se observa en industria, construcción y servicios financieros, mientras la respuesta del empleo no es clara, aunque el empleo en minería parece contraerse en respuesta al shock.

6. Conclusión

En este documento se evalúa el desempeño de los VAR Bayesiano de diferentes tamaños. Se toma en cuenta las especificaciones estándar en la literatura con 5, 11, 38, 50, 58, 73, 97 y 116 variables. Desde el VAR con 31 variables, vamos considerando progresivamente información sectorial y coyuntural, junto con datos duros que son considerados fundamentales dentro de la literatura macroeconómica. Se fijaron los priors siguiendo la literatura estándar respecto a los VAR's bayesianos, excepto que el hiperparámetro que controla el ajuste general ("overall tightness") se fija de acuerdo al tamaño del modelo, siguiendo el algoritmo propuesto por Banbura, Giannone y Reichlin (2010) y modificado por Bloor y Matherson (2009), en nuestro caso minimizando el error de pronóstico relativo del indicador de actividad económica (IMACEC), índice de precios al consumidor (IPC) y la tasa de política monetaria (TPM).

Esos resultados preliminares indican que el VAR bayesiano constituye una herramienta apropiada para lidiar con los grandes paneles que implica el set de información que se encuentra disponible para el macroeconomista. También se muestra que VAR bayesiano con más de 100 variables es factible, sino que además produce mejores pronósticos que un VAR simple típicamente considerado dentro de la literatura.

Se ha analizado la exactitud de predicción de las distintas especificaciones y realizado el análisis estructural de los efectos de un shock de política monetaria, del mercado bursátil y de premio por riesgo. En el análisis del shock de política monetaria, se muestra como se propagan los efectos del shock a través de canales no tradicionales, como las variables financieras, sectores del IMACEC y del IPC, y también en variables de coyuntura. Estos resultados son coherentes y robustos a pesar de la gran cantidad de datos considerados. Respecto al shock bursátil y de premio por riesgo, vemos que estos entregan buenos resultados, demostrando la utilidad del gran VAR bayesiano para el análisis de los efectos de distintos shocks financieros permitiéndonos cuantificar sus efectos tanto en la actividad y en inflación, así como también en diversas otras variables no tradicionales dentro de la literatura.

Bibliografía

Aguirre, Álvaro R. & Luis Felipe Céspedes C., 2004. "Uso de Análisis Factorial Dinámico para Proyecciones Macroeconómicas," Working Papers Central Bank of Chile 274, Central Bank of Chile.

Angelini, Elena & Gonzalo Camba-Méndez & Domenico Giannone & Gerhard Rünstler & Lucrezia Reichlin, 2008. "Short-term forecasts of euro area GDP growth," Working Paper Series 949, European Central Bank.

Banbura, Marta & Domenico Giannone & Lucrezia Reichlin, 2010. "Large Bayesian vector auto regressions," Journal of Applied Econometrics, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 25(1), pages 71-92.

Bernanke, Ben & Jean Boivin & Piotr S. Elias, 2005. "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach," The Quarterly Journal of Economics, MIT Press, vol. 120(1), pages 387-422, January.

Bloor, Chris & Troy Matheson, 2008. "Analysing shock transmission in a data-rich environment: A large BVAR for New Zealand," Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series DP2008/09, Reserve Bank of New Zealand.

Boivin, Jean & Serena Ng, 2003. "Are More Data Always Better for Factor Analysis?," NBER Working Papers 9829, National Bureau of Economic Research, Inc.

Boivin, Jean & Marc Giannoni, 2008. "Global Forces and Monetary Policy Effectiveness," NBER Working Papers 13736, National Bureau of Economic Research, Inc.

Bravo, Héctor L. & Carlos García T. & Verónica Mies M. & Matías Tapia G., 2003. "Heterogeneidad de la Transmisión Monetaria: Efectos Sectoriales y Regionales," *Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, Central Bank of Chile, vol. 6(3), pages 5-26, December.

Bravo, Héctor L. & Carlos García T., 2002. "Measuring Monetary Policy and Pass-Through in Chile," *Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, Central Bank of Chile, vol. 5(3), pages 5-28, December.

Camacho, Maximo & Gabriel Perez-Quiros, 2009. "Ñ-STING: España Short Term INdicator of Growth," Banco de España Working Papers 0912, Banco de España.

Camacho, Maximo & Gabriel Perez-Quiros, 2010. "Introducing the euro-sting: Short-term indicator of euro area growth," *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 25(4), pages 663-694.

Christiano, Lawrence J. & Martin Eichenbaum & Charles L. Evans, 2005. "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 113(1), pages 1-45, February.

Christiano, Lawrence & Cosmin L. Ilut & Roberto Motto & Massimo Rostagno, 2010. "Monetary Policy and Stock Market Booms," NBER Working Papers 16402, National Bureau of Economic Research, Inc.

De Mol, Christine & Giannone, Domenico & Reichlin, Lucrezia, 2008. "Forecasting using a large number of predictors: Is Bayesian shrinkage a valid alternative to principal components?," *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 146(2), pages 318-328, October.

Doan, Thomas & Robert Litterman & Christopher Sims, 1984. "Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions," *Econometric Reviews*, Taylor and Francis Journals, vol. 3(1), pages 1-100.

Echavarría, Gonzalo & Wildo González, 2011. "Un Modelo de Factores Dinámicos de Pequeña Escala para el Imacec," *Notas de Investigación Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, Central Bank of Chile, vol. 14(2), pages 109-118, August.

Forni, Mario & Hallin, Marc & Lippi, Marco & Reichlin, Lucrezia, 2005. "The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting," *Journal of the American Statistical Association*, American Statistical Association, vol. 100, pages 830-840, September.

Forni, Mario & Marc Hallin & Marco Lippi & Lucrezia Reichlin, 2000. "The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification And Estimation," *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 82(4), pages 540-554, November.

Frale, Cecilia & Massimiliano Marcellino & Gian Luigi Mazzi & Tommaso Proietti, 2008. "A Monthly Indicator of the Euro Area GDP," *Economics Working Papers ECO2008/32*, European University Institute.

Gordon, David B & Eric Leeper, 1994. "The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 102(6), pages 1228-47, December.

Hendry, David F. & Kirstin Hubrich, 2010. "Combining disaggregate forecasts or combining disaggregate information to forecast an aggregate," *Working Paper Series 1155*, European Central Bank

Jaramillo, Patricio, 2008. "Estimación de Var Bayesianos para la Economía Chilena," *Working Papers Central Bank of Chile 508*, Central Bank of Chile.

Kadiyala, K Rao & Karlsson, Sune, 1997. "Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian VAR-Models," *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 12(2), pages 99-132, March-Apr.

Litterman, Robert B, 1986. "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions-Five Years of Experience," *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, vol. 4(1), pages 25-38, January.

Mariano, Roberto S. & Yasutomo Murasawa, 2003. "A new coincident index of business cycles based on monthly and quarterly series," *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 18(4), pages 427-443.

Medina, Juan Pablo & Claudio 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.

Milani, Fabio, 2011. "The impact of foreign stock markets on macroeconomic dynamics in open economies: A structural estimation," *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, vol. 30(1), pages 111-129, February.

Parrado, Eric H., 2001. "Foreign Shocks and Monetary Policy Transmission in Chile," *Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, Central Bank of Chile, vol. 4(3), pages 29-57, December.

Robertson, John C. & Ellis W. Tallman, 1999. "Vector autoregressions: forecasting and reality," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Atlanta, issue Q1, pages 4-18.

Sims, Christopher A., 1993. "A Nine-Variable Probabilistic Macroeconomic Forecasting Model," *NBER Chapters*, in: *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, pages 179-212 National Bureau of Economic Research, Inc.

Sims, Christopher A & Zha, Tao, 1998. "Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models," *International Economic Review*, vol. 39(4), pages 949-68, November.

Stock, James H & Watson, Mark W, 2002. "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes," *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, vol. 20(2), pages 147-62, April.

Stock, James H. & Mark W. Watson, 1988. "A Probability Model of The Coincident Economic Indicators," NBER Working Papers 2772, National Bureau of Economic Research, Inc.

Stock, James H. & Mark W. Watson, 2005. "Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis," NBER Working Papers 11467, National Bureau of Economic Research, Inc.

Stock, James H. & Mark W. Watson, 1999. "Forecasting inflation," *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 44(2), pages 293-335, October.

Uribe, Martin & Vivian Z. Yue, 2006. "Country spreads and emerging countries: Who drives whom?," *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 69(1), pages 6-36, June.

Gráfico 1a: Impulso respuesta a un shock de política monetaria (TPM). Efecto en variables macroeconómicas.

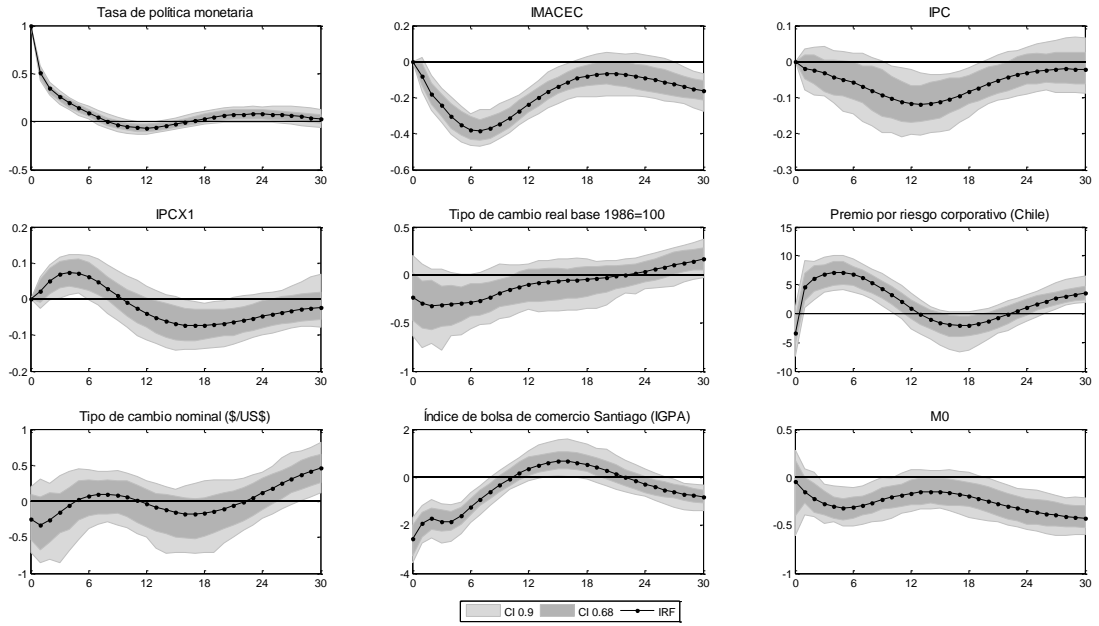


Gráfico 1b: Impulso respuesta a un shock de política monetaria (TPM). Efecto en variables financieras.

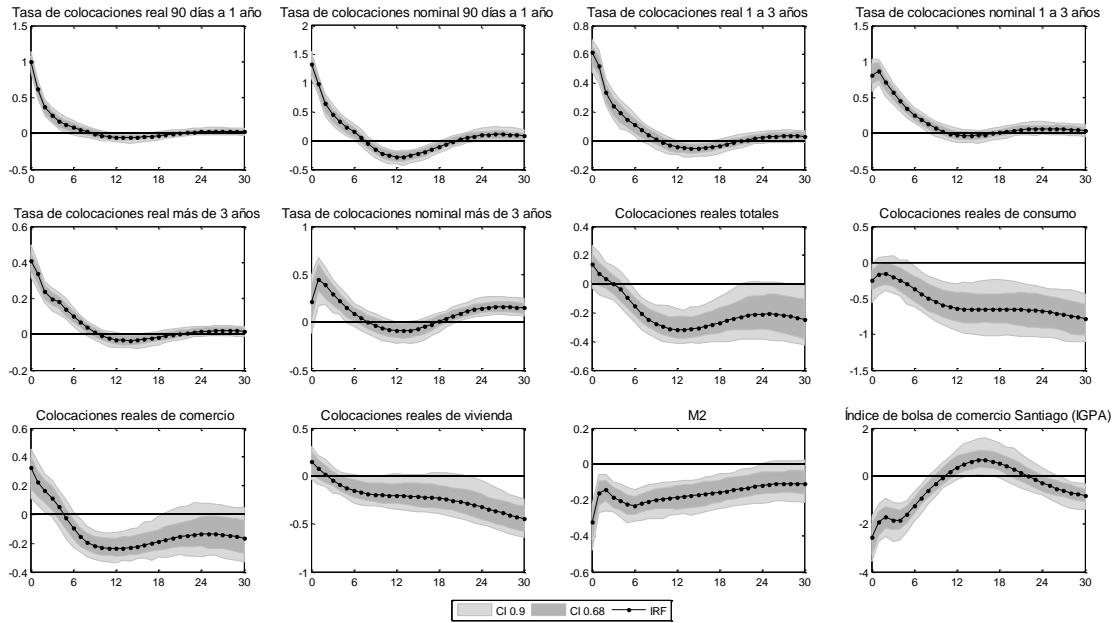


Gráfico 1c: Impulso respuesta a un shock de política monetaria (TPM). Efecto en variables de comercio exterior.

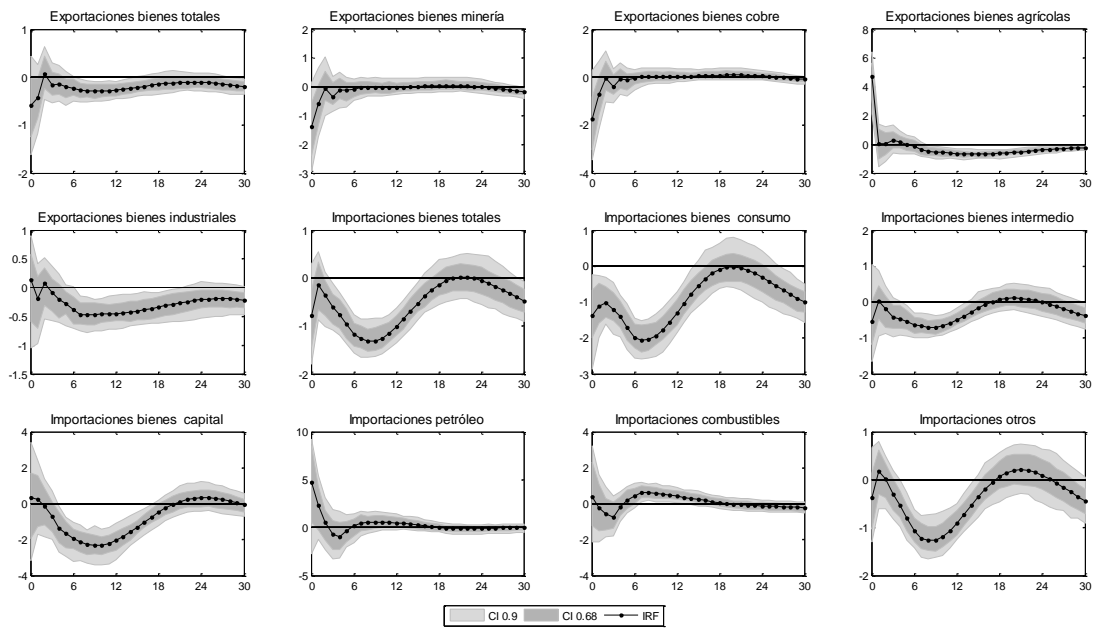


Gráfico 1d: Impulso respuesta a un shock de política monetaria (TPM). Efecto en variables de precios.

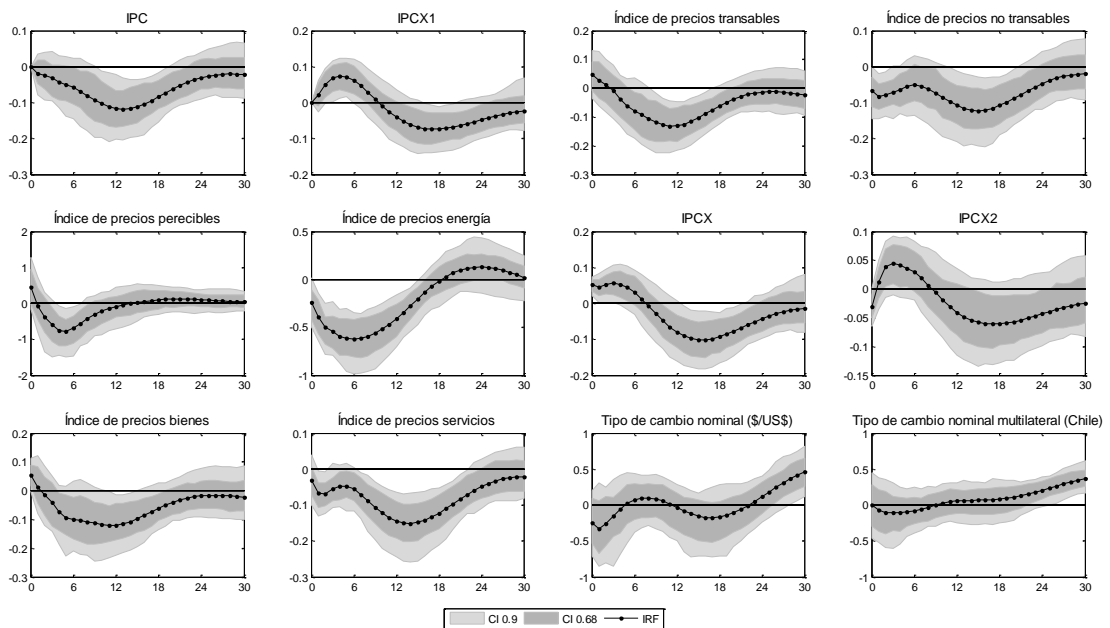


Gráfico 1e: Impulso respuesta a un shock de política monetaria (TPM). Efecto en variables de oferta (IMACEC).

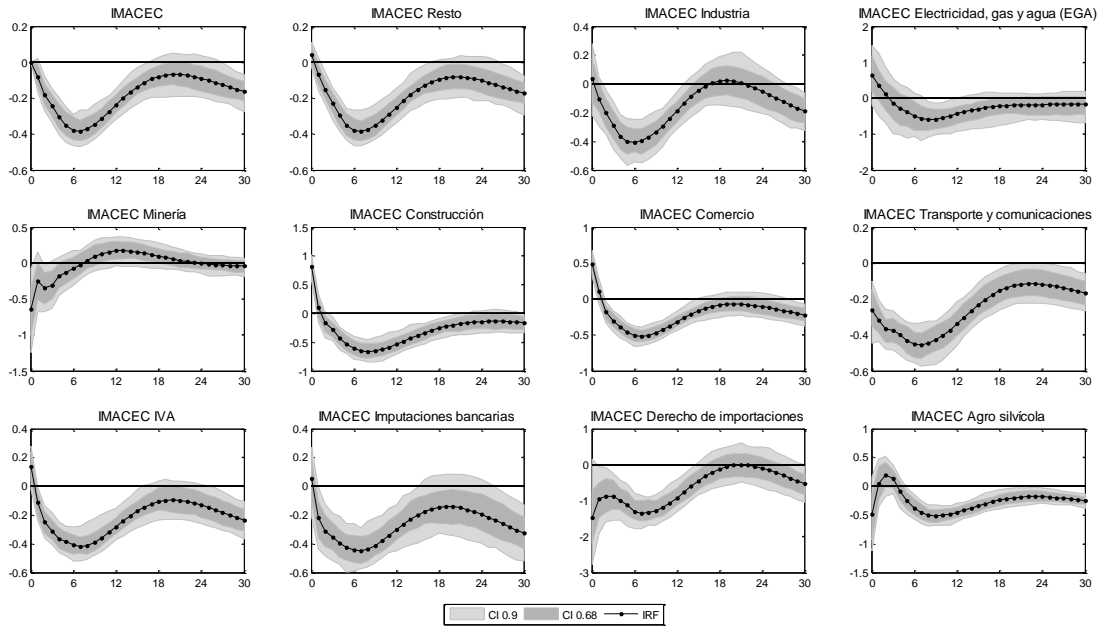


Gráfico 1f: Impulso respuesta a un shock de política monetaria (TPM). Efecto en variables de coyuntura.

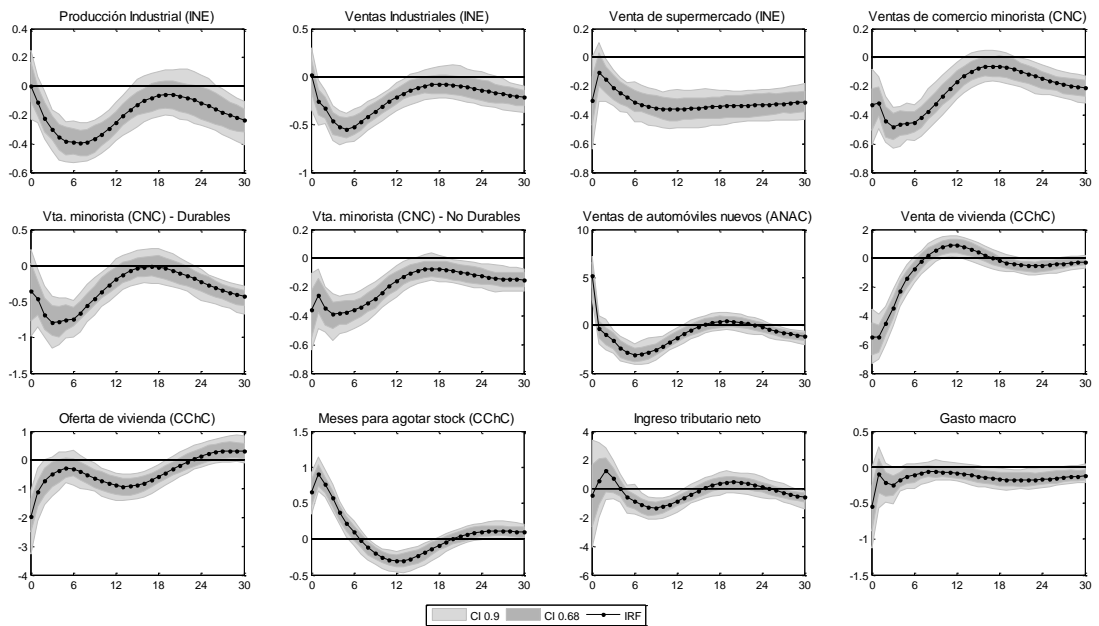


Gráfico 1g: Impulso respuesta a un shock de política monetaria (TPM). Efecto en variables de mercado laboral.

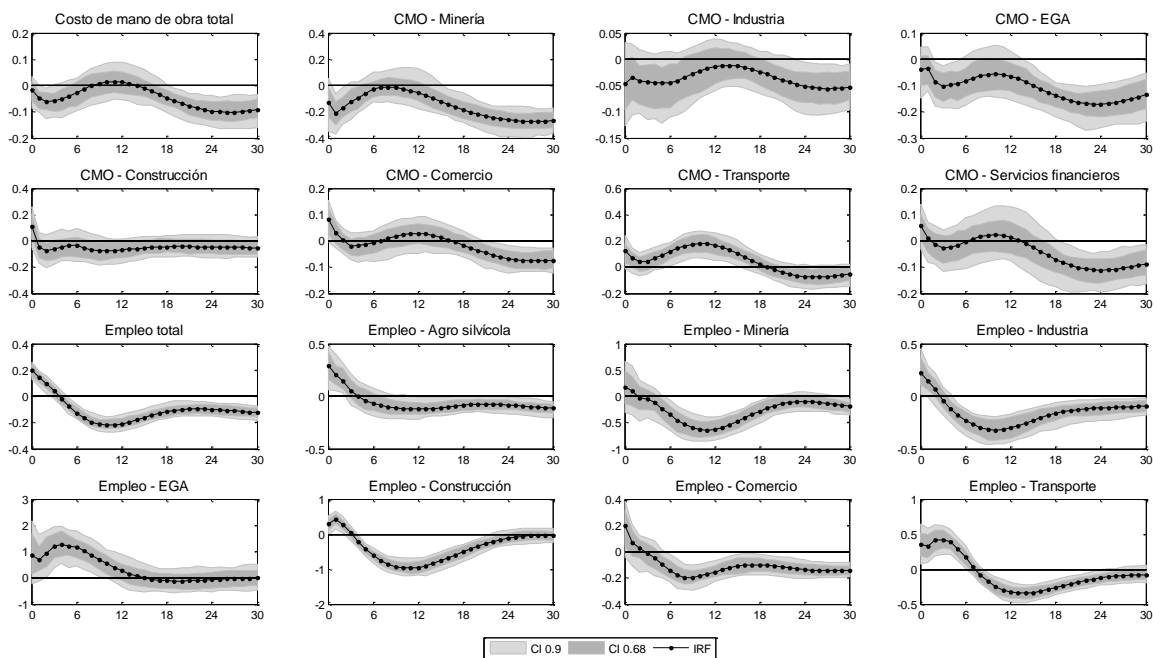


Gráfico 2a: Impulso respuesta a un shock de mercado bursátil (Bolsa) Efecto en variables macroeconómicas.

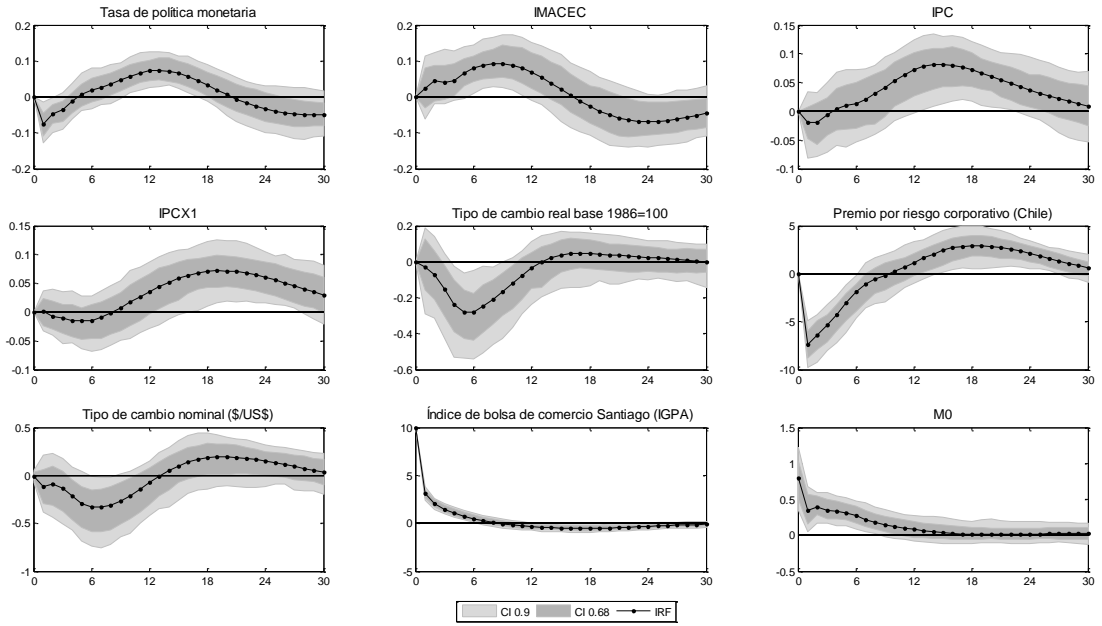


Gráfico 2b: Impulso respuesta a un shock de mercado bursátil (Bolsa). Efecto en variables financieras.

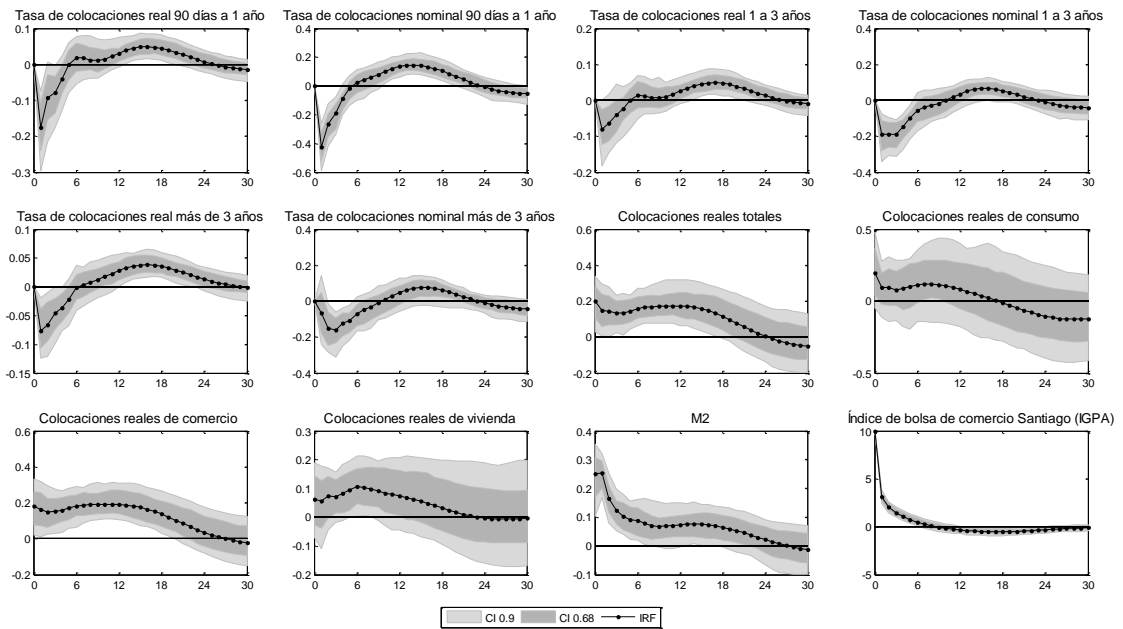


Gráfico 2c: Impulso respuesta a un shock de mercado bursátil (Bolsa). Efecto en variables de comercio exterior.

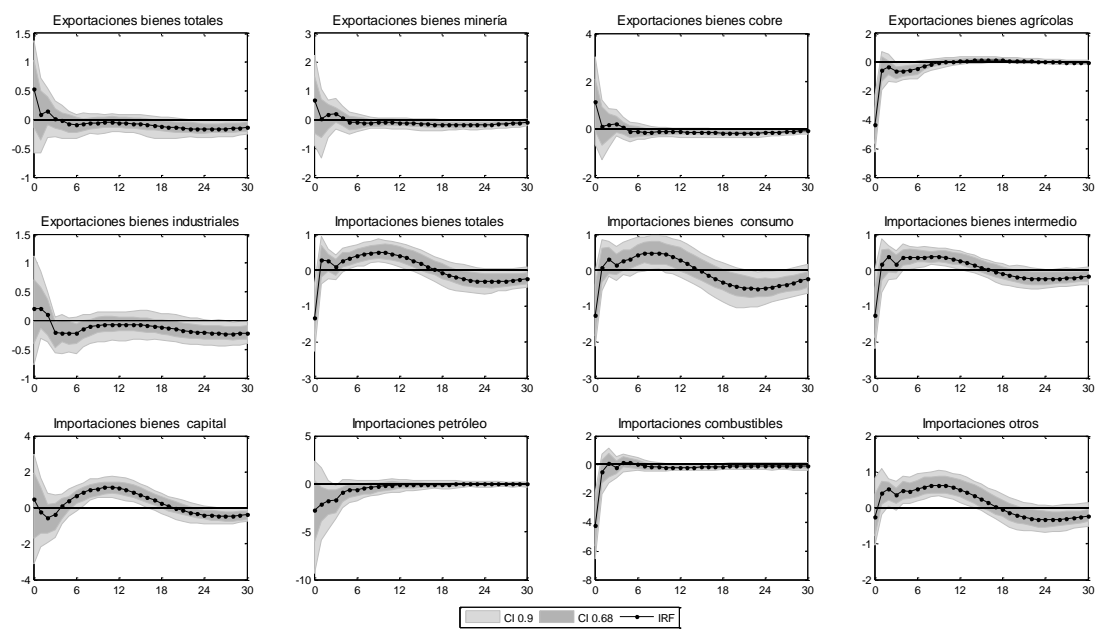


Gráfico 2d: Impulso respuesta a un shock de mercado bursátil (Bolsa). Efecto en variables de precios.

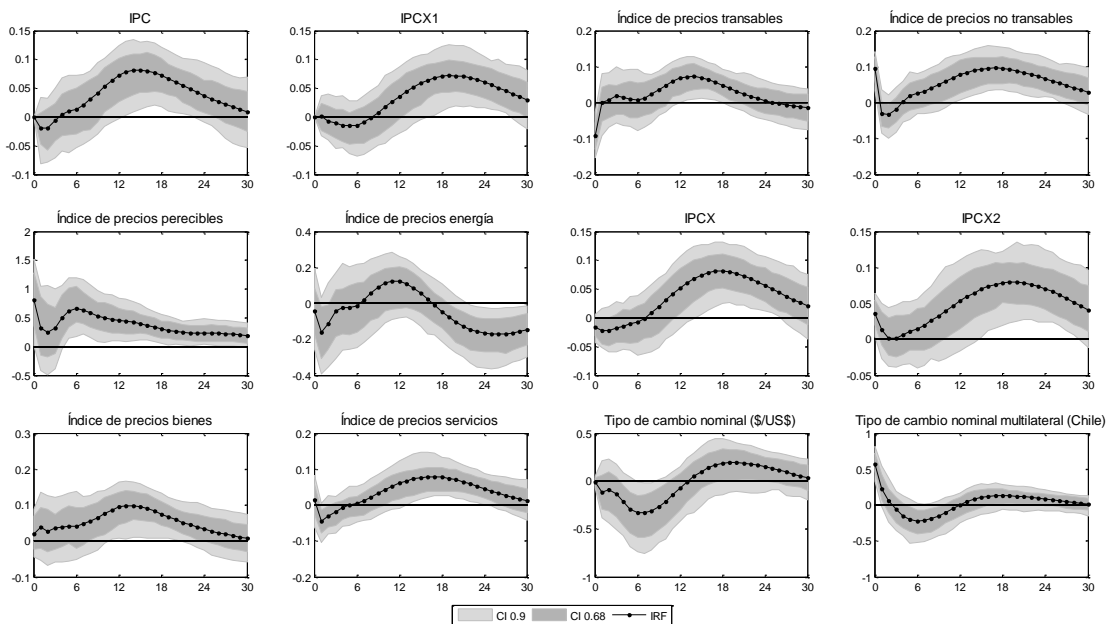


Gráfico 2e: Impulso respuesta a un shock de mercado bursátil (Bolsa). Efecto en variables de oferta (IMACEC).

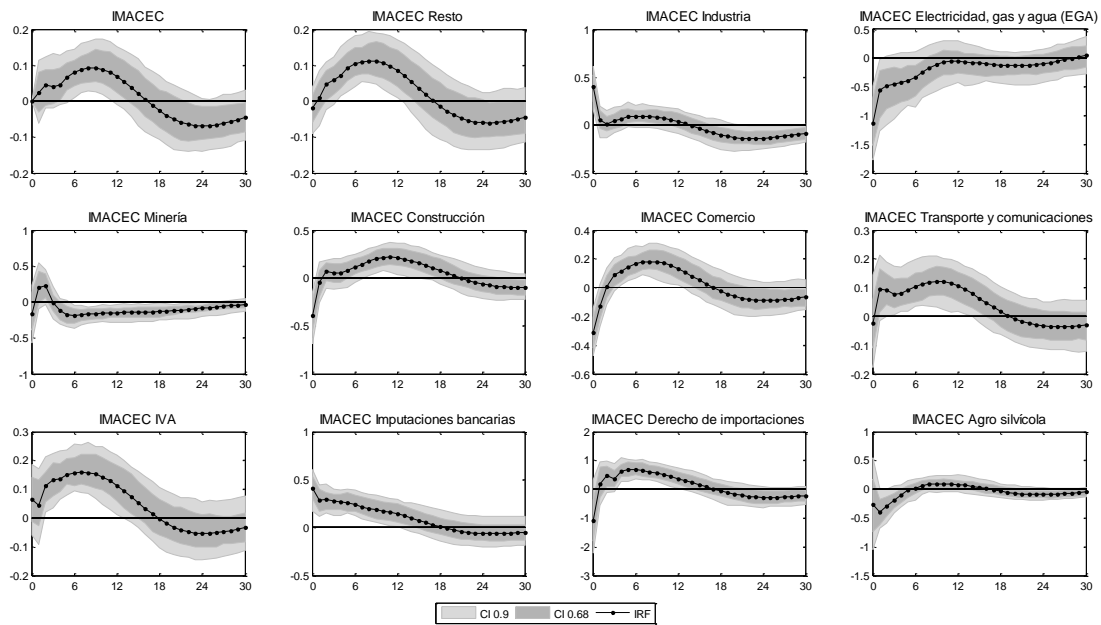


Gráfico 2f: Impulso respuesta a un shock de mercado bursátil (Bolsa). Efecto en variables de coyuntura.

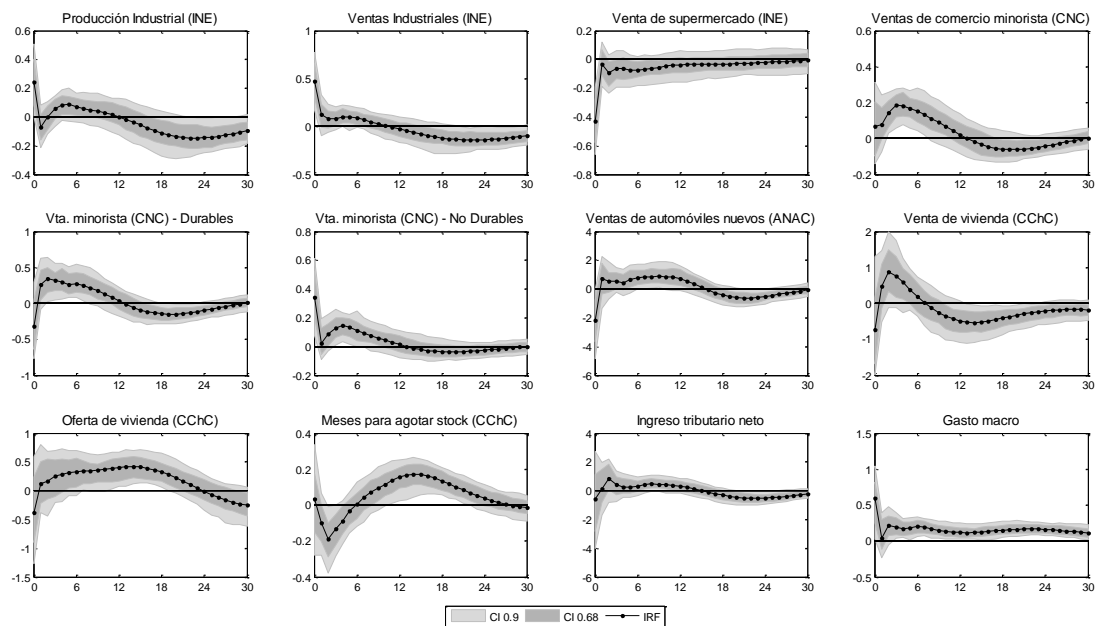


Gráfico 2g: Impulso respuesta a un shock de mercado bursátil (Bolsa). Efecto en variables de mercado laboral.

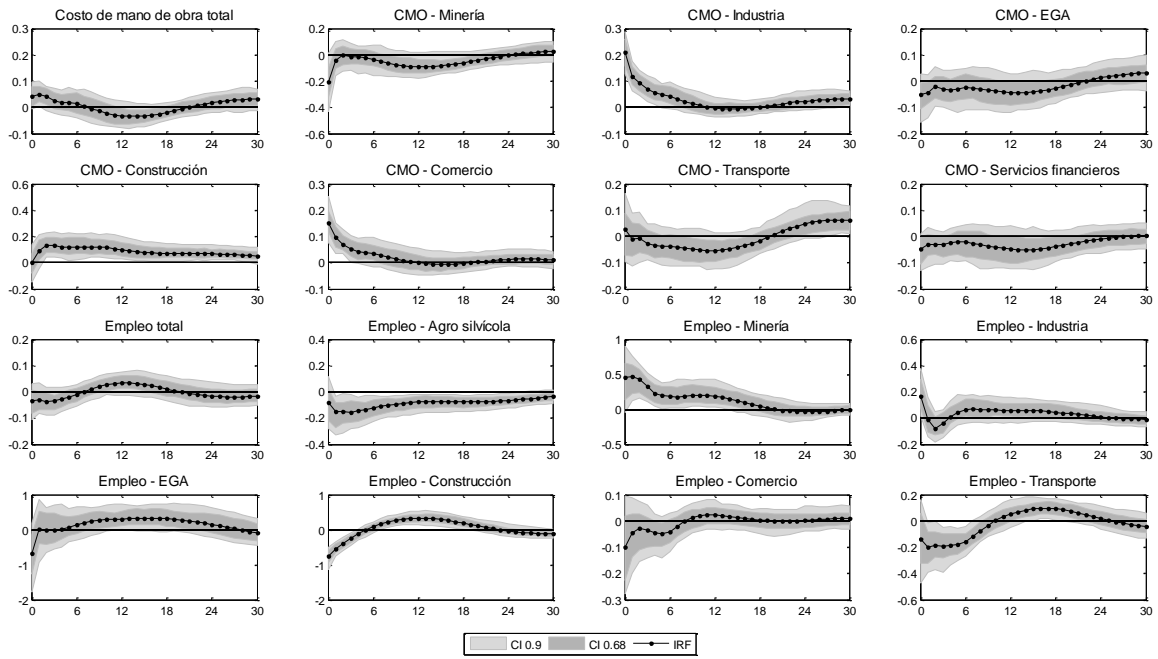


Gráfico 3a: Impulso respuesta a un shock de premio por riesgo (Spread) Efecto en variables macroeconómicas.

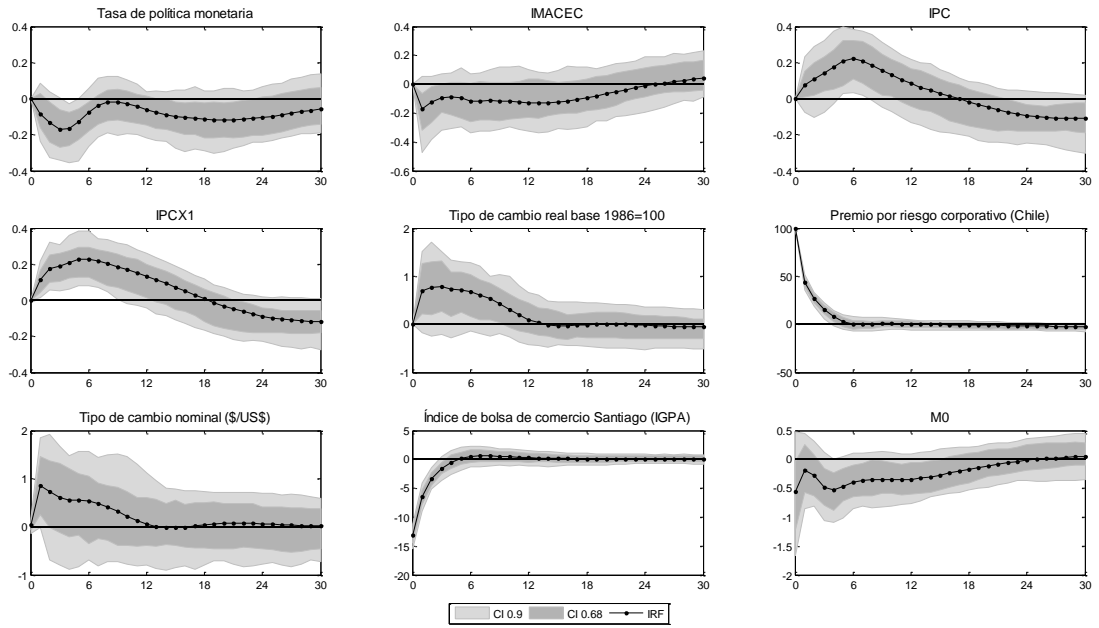


Gráfico 3b: Impulso respuesta a un shock de premio por riesgo (Spread). Efecto en variables financieras.

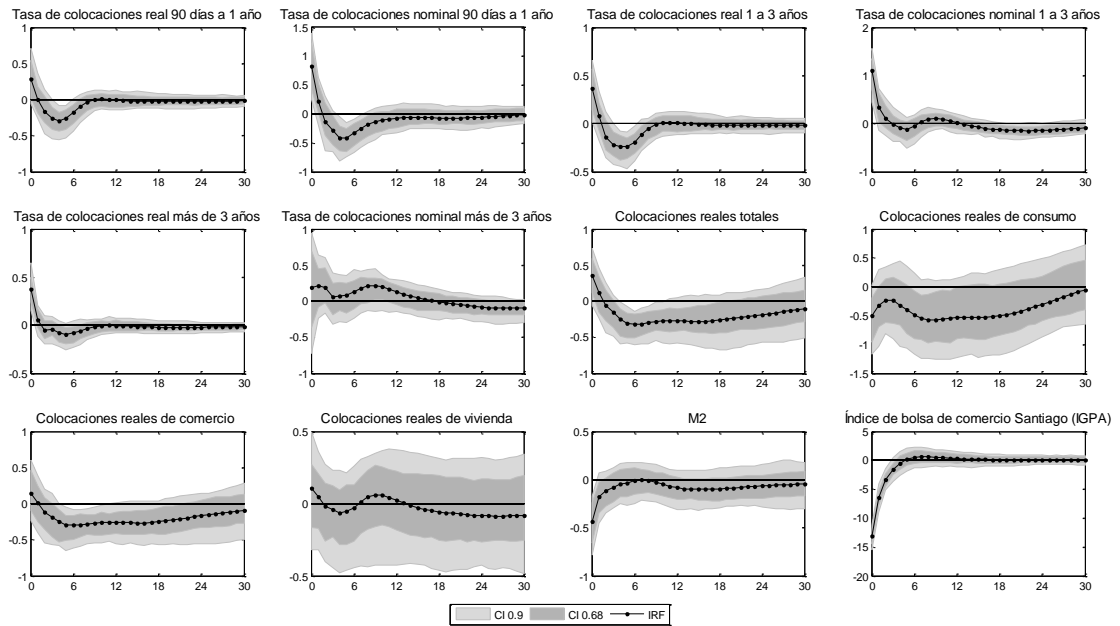


Gráfico 3c: Impulso respuesta a un shock de premio por riesgo (Spread). Efecto en variables de comercio exterior.

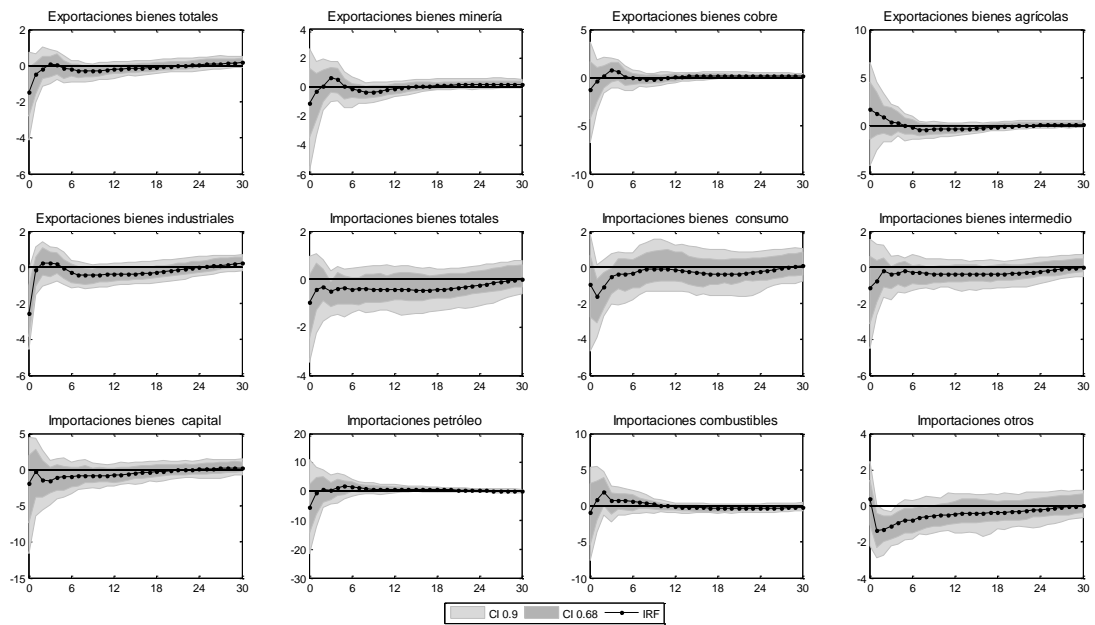


Gráfico 3d: Impulso respuesta a un shock de premio por riesgo (Spread). Efecto en variables de precios.

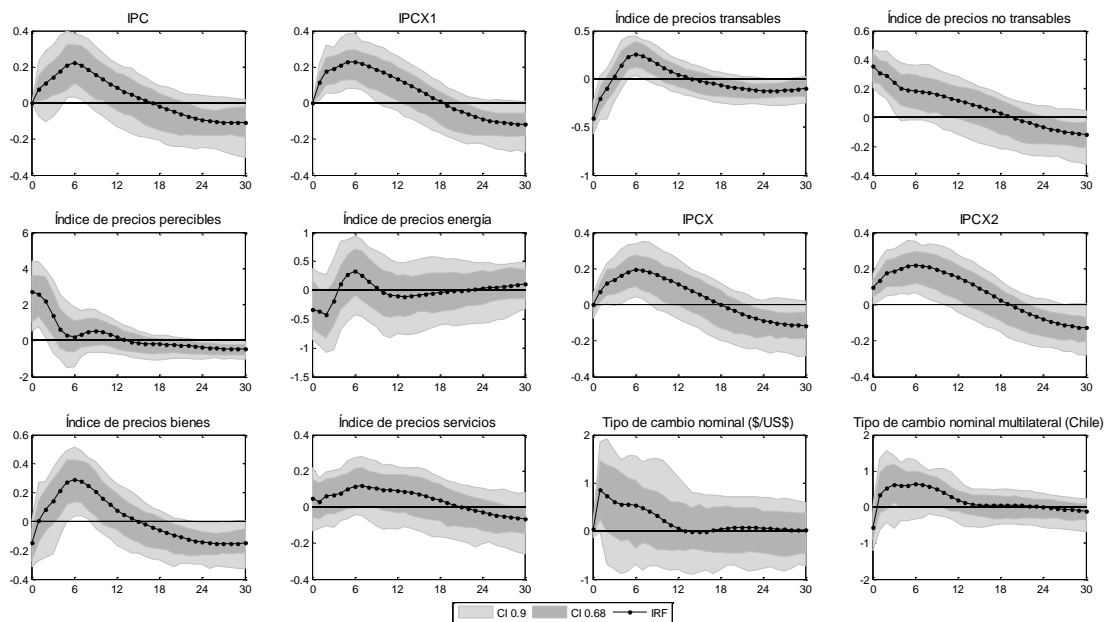


Gráfico 3e: Impulso respuesta a un shock de premio por riesgo (Spread). Efecto en variables de oferta (IMACEC).

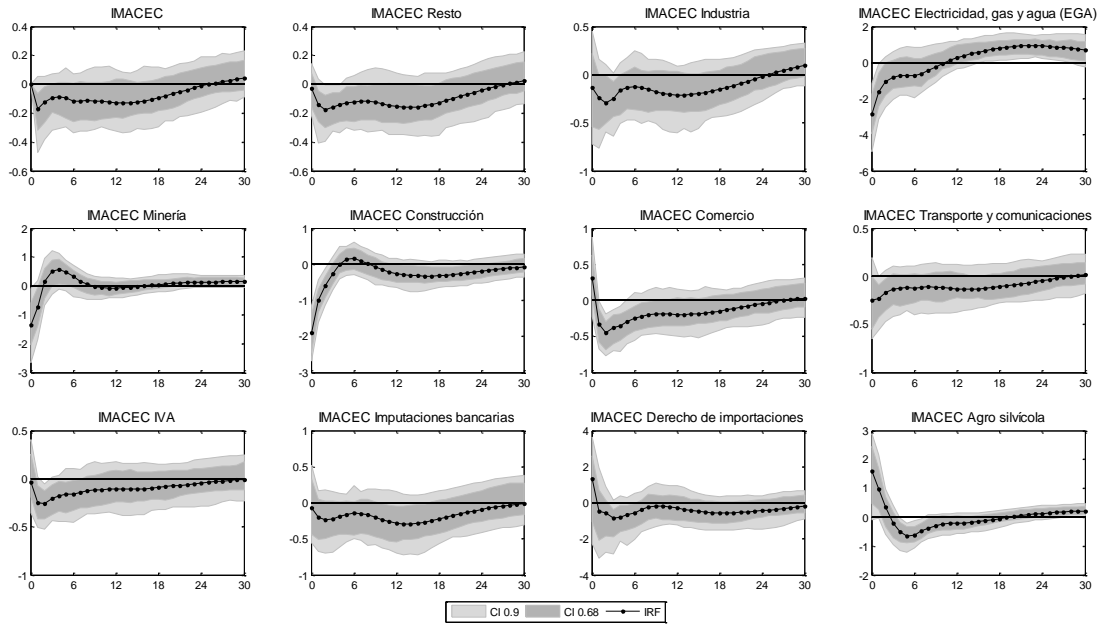


Gráfico 3f: Impulso respuesta a un shock de premio por riesgo (Spread). Efecto en variables de coyuntura.

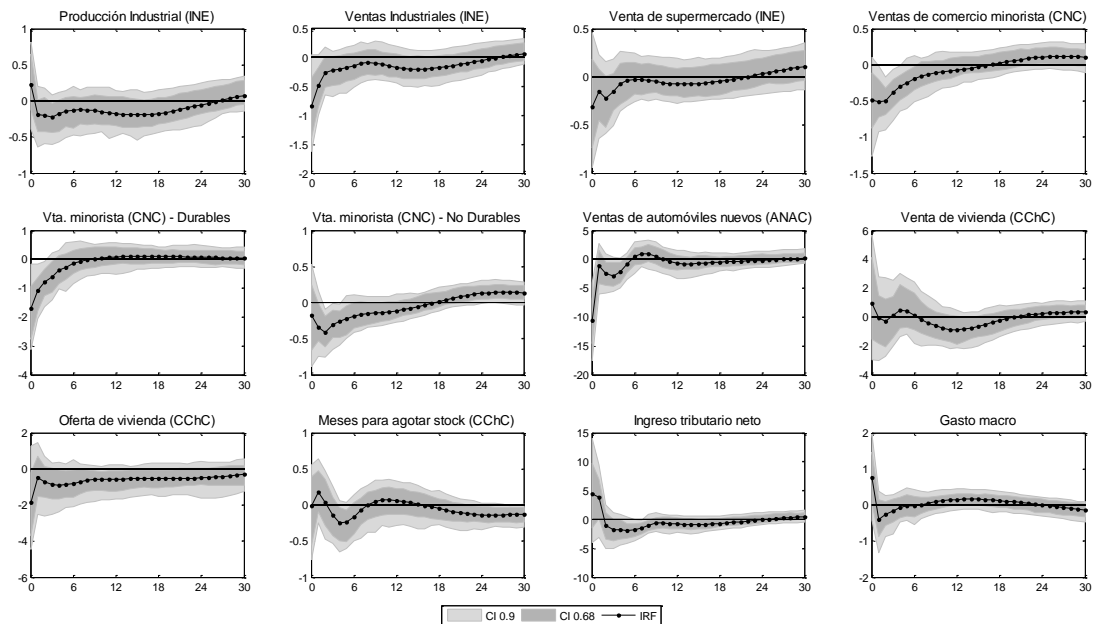
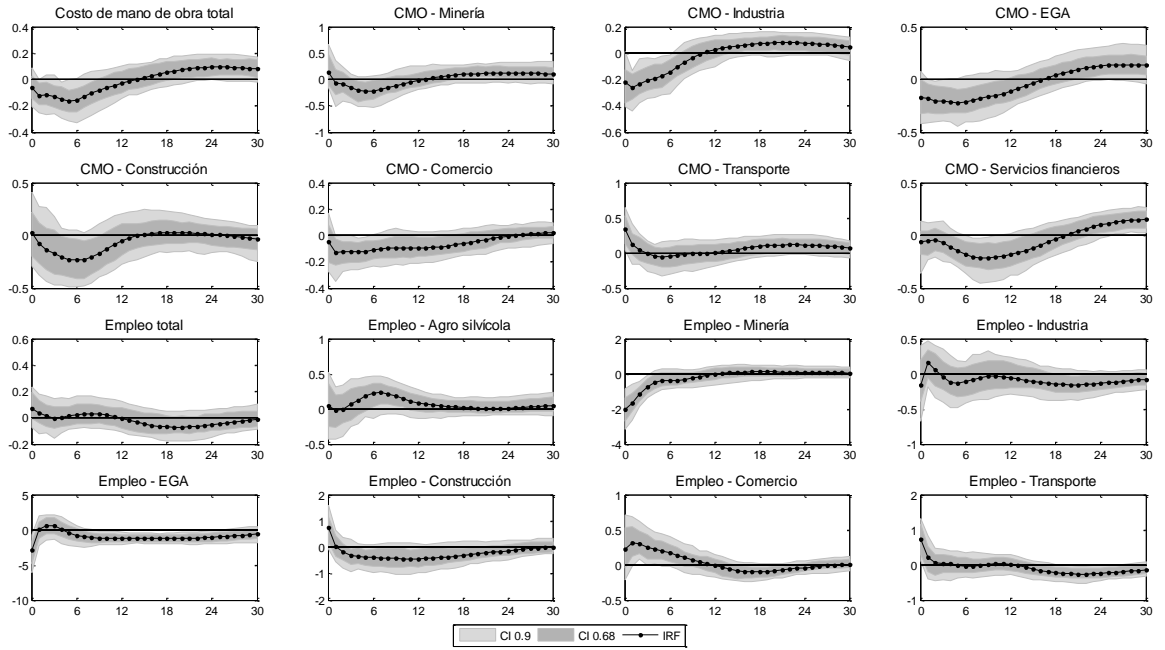


Gráfico 3g: Impulso respuesta a un shock de premio por riesgo (Spread). Efecto en variables de mercado laboral.



Apéndice 1: Variables utilizadas

Variable	Nombre	Fuente	Variable	Nombre	Fuente
IMACEC	Indicador mensual de actividad económica	BCCh	INDUSTRIA	IMACEC Industria	BCCh
IPC	Índice de precios al consumidor	INE	EGA	IMACEC Electricidad, gas y agua (EGA)	BCCh
IPCX1	IPCX menos tarifas reguladas	INE	MINERIA	IMACEC Minería	BCCh
TPM	Tasa de política monetaria	BCCh	PESCA	IMACEC Pesca	BCCh
TCR	Tipo de cambio real base 1986=100	BCCh	CONSTRUCCION	IMACEC Construcción	BCCh
BALITIC	Baltic dry index	Bloomberg	COMERCIO	IMACEC Comercio	BCCh
IPE	Índice de precios externos	BCCh	TRANSPORTE	IMACEC Transporte y comunicaciones	BCCh
SPREAD	Premio por riesgo corporativo (Chile)	JPMorgan	SERVICIOS	IMACEC Servicios	BCCh
FEDFUND	Fed fund efectiva	FRED	PUBLICO	IMACEC Servicios públicos	BCCh
PETROLEO	Petróleo WTI	Bloomberg	IVA	IMACEC IVA	BCCh
COBRE	Cobre LME	Bloomberg	SERVFINAN	IMACEC Servicios financieros	BCCh
TASA 30 89	Tasa de colocaciones nominal promedio sistema financiero de 30 a 89 días	BCCh	BANCARIO	IMACEC Imputaciones bancarias	BCCh
TASA REAL 90 1	Tasa de colocaciones real promedio sistema financiero de 90 días a 1 año	BCCh	DERECHO	IMACEC Derecho de importaciones	BCCh
TASA 90 1	Tasa de colocaciones nominal promedio sistema financiero de 90 días a 1 año	BCCh	AGRO	IMACEC Agro silvícola	BCCh
TASA REAL 1 3	Tasa de colocaciones real promedio sistema financiero de 1 a 3 años	BCCh	RESTO	IMACEC Resto	BCCh
TASA 1 3	Tasa de colocaciones nominal promedio sistema financiero de 1 a 3 años	BCCh	PROINDUS INE	Producción Industrial	INE
TASA REAL 3A	Tasa de colocaciones real promedio sistema financiero más de 3 años	BCCh	VTAINDUS INE	Ventas Industriales	INE
TASA 3A	Tasa de colocaciones nominal promedio sistema financiero más de 3 años	BCCh	VTAHABITUAL	Ventas Industriales - Habitual	INE
BOLSA	Índice de bolsa de comercio Santiago (IGPA)	Bloomberg	VTADURABLE	Ventas Industriales - Durable	INE
GENERACION	Consumo Energético	GDEC	VTAINTERMEDIO	Ventas Industriales - Intermedio	INE
BBAAAA	Premio por riesgo BBA-AAA (EE.UU.)	Bloomberg	VTACAPITAL	Ventas Industriales - Capital	INE
VIX	Índice de volatilidad del SP500	Bloomberg	SUPINE	Venta de supermercado	INE
DOLAR	Tipo de cambio nominal multilateral (EE.UU.)	Bloomberg	SUPCNC	Venta de supermercado	CNC
TCN	Tipo de cambio nominal (Pesos chilenos/dólar americano)	BCCh	COMERCIOMINCNC	Ventas de comercio minorista	CNC
TCM	Tipo de cambio nominal multilateral (Chile)	BCCh	DURABLESCNC	Ventas de comercio minorista - Durables	CNC
LIBOR	Tasa de interés internacional	Bloomberg	NODURABLESCNC	Ventas de comercio minorista - No Durables	CNC
M0	Agregado monetario M0	BCCh	VESTUARIOCNC	Ventas de comercio minorista - Vestuario	CNC
CIRCULANTE	Agregado circulante	BCCh	CALZADOCNC	Ventas de comercio minorista - Calzado	CNC
M1	Agregado monetario M1	BCCh	ELECTRONICACNC	Ventas de comercio minorista - Electrónica	CNC
M2	Agregado monetario M2	BCCh	HOGARCNC	Ventas de comercio minorista - Art. Hogar	CNC
M3	Agregado monetario M3	BCCh	MUEBLESCNC	Ventas de comercio minorista - Muebles	CNC
COL CONSUMO	Stock de colocaciones reales de consumo	BCCh	SUPABARROTESCNC	Ventas de comercio minorista - Abarrotados	CNC
COL COMEX	Stock de colocaciones reales de comercio exterior	BCCh	SUPPERECIBLESCNC	Ventas de comercio minorista - Perecibles	CNC
COL VIVIENDA	Stock de colocaciones reales de vivienda	BCCh	AUTOSANAC	Ventas de automóviles nuevos (ANAC)	ANAC
COL COMERCIAL	Stock de colocaciones reales de comercio	BCCh	VTAVIV	Venta de vivienda	CChC
COL TOTAL	Stock de colocaciones reales totales	BCCh	OFEVIV	Oferta de vivienda	CChC
COL PERSONAS	Stock de colocaciones reales de personas	BCCh	MSTOCK	Meses para agotar stock	CChC
COL EMPRESAS	Stock de colocaciones reales de empresas	BCCh	INGTRIBNET	Ingreso tributario neto	Dipres
EXPORT	Exportaciones bienes totales	BCCh	GASTOMACRO	Gasto macro	Dipres
EXPMINERIA	Exportaciones bienes minería	BCCh	CMOTotal	Costo de mano de obra total	INE
EXPCOBRE	Exportaciones bienes cobre	BCCh	CMOMIN	Costo de mano de obra - Minería	INE
EXPAGRO	Exportaciones bienes agrícolas	BCCh	CMOIND	Costo de mano de obra - Industria	INE
EXPINDU	Exportaciones bienes industriales	BCCh	CMOEGA	Costo de mano de obra - EGA	INE
IMPORT	Importaciones bienes totales	BCCh	CMOCONS	Costo de mano de obra - Construcción	INE
IMPCONSUMO	Importaciones bienes consumo	BCCh	CMOCOM	Costo de mano de obra - Comercio	INE
IMPINTERMEDIO	Importaciones bienes intermedio	BCCh	CMOTRAN	Costo de mano de obra - Transporte	INE
IMPCAPITAL	Importaciones bienes capital	BCCh	CMOSFIN	Costo de mano de obra - Servicios financieros	INE
IMPPETROLEO	Importaciones petróleo	BCCh	CMOSCOM	Costo de mano de obra - Servicios comunales	INE
IMP COMBUSTIBLES	Importaciones combustibles	BCCh	EmpTotal	Empleo total	INE
IMPOTRO	Importaciones otros	BCCh	EmpAgro	Empleo - Agro silvícola	INE
IPCT	Índice de precios transables	INE	EmpMineria	Empleo - Minería	INE
IPCN	Índice de precios no transables	INE	EmpIndustria	Empleo - Industria	INE
PERECIBLES	Índice de precios perecibles	INE	EmpEGA	Empleo - EGA	INE
TPENER	Índice de precios energía	INE	EmpConstruccion	Empleo - Construcción	INE
IPCX	IPC menos combustibles y energía	INE	EmpComercio	Empleo - Comercio	INE
IPCX2	IPC excluido alimentos	INE	EmpTransporte	Empleo - Transporte	INE
Bienes	Índice de precios bienes	INE	EmpSSFF	Empleo - Servicios financieros	INE
Servicios	Índice de precios servicios	INE	EmpSSCC	Empleo - Servicios comunales	INE

**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 – 652
Capital Exchange Controls and Foreign Policy
Marcel Fratzscher
Diciembre 2011

DTBC – 651
Policy Implications of Using Audits to Detect Bank Insolvencies
Jaime Huturbia y Claudio Sardoní
Diciembre 2011

DTBC – 650
Self – Employment, Labor Market Rigidities and Unemployment Over the Business Cycle
Gonzalo Castex y Miguel Ricaurte
Diciembre 2011

DTBC – 649
The Risk of Civil Conflicts as a Determinant of Political Institutions
Álvaro Aguirre
Diciembre 2011

DTBC – 648
Propagation of Shocks to Food and Energy prices: an International Comparison
Michael Pedersen
Diciembre 2011

DTBC – 647
Incertidumbre Global Sobre la Economía Chile
Yan Carrière–Swallow y Carlos Medel
Noviembre 2011

- DTBC – 646 Noviembre 2011
The Impact of Uncertainty Shocks in Emerging Economies
Yan Carrière–Swallow y Luis Felipe Céspedes
- DTBC – 645 Septiembre 2011
Crédito, Exceso de Toma de Riesgo, Costo de Crédito y Ciclo Económico en Chile
Carlos J. García y Andrés Sagner
- DTBC – 644 Septiembre 2011
Optimal Fiscal Policy in a Small Open Economy with Limited Commitment
Sofía Bauducco y Francesco Caprioli
- DTBC – 643 Septiembre 2011
Contracting Institutions and Economic Growth
Álvaro Aguirre
- DTBC – 642 Agosto 2011
Dinámica de Precios en Chile: Evidencia con datos de Supermercados
Gastón Chaumont, Miguel Fuentes, Felipe Labbé y Alberto Naudon
- DTBC – 641 Agosto 2011
A Reassessment of Flexible Price Evidence Using Scanner Data: Evidence from an Emerging Economy
Gastón Chaumont, Miguel Fuentes, Felipe Labbé y Alberto Naudon
- DTBC – 640 Agosto 2011
Copper, the Real Exchange Rate and Macroeconomic Fluctuations in Chile
José De Gregorio y Felipe Labbé
- DTBC – 639 Agosto 2011
Credit Contraction and International Trade: Evidence From Chilean Exporters
Ari Aisen, Roberto Álvarez, Andrés Sagner y Javier Turén
- DTBC – 638 Agosto 2011
Investment Dynamics in a DSGE Model With Heterogeneous Firms and Corporate Taxation
Sergio Salgado I.