

Macroeconometría Aplicada

Aplicación de Modelos VAR Estructurales: *Shocks* Monetarios en Chile

Juan Guerra
Mayo 2020

En esta aplicación seguimos a [Stock y Watson \(2001\)](#) para estimar el efecto de *shocks* de política monetaria sobre la inflación y la actividad económica en Chile. La herramienta es un modelo VAR en el que los *shocks* estructurales se identifican mediante una estructura recursiva.

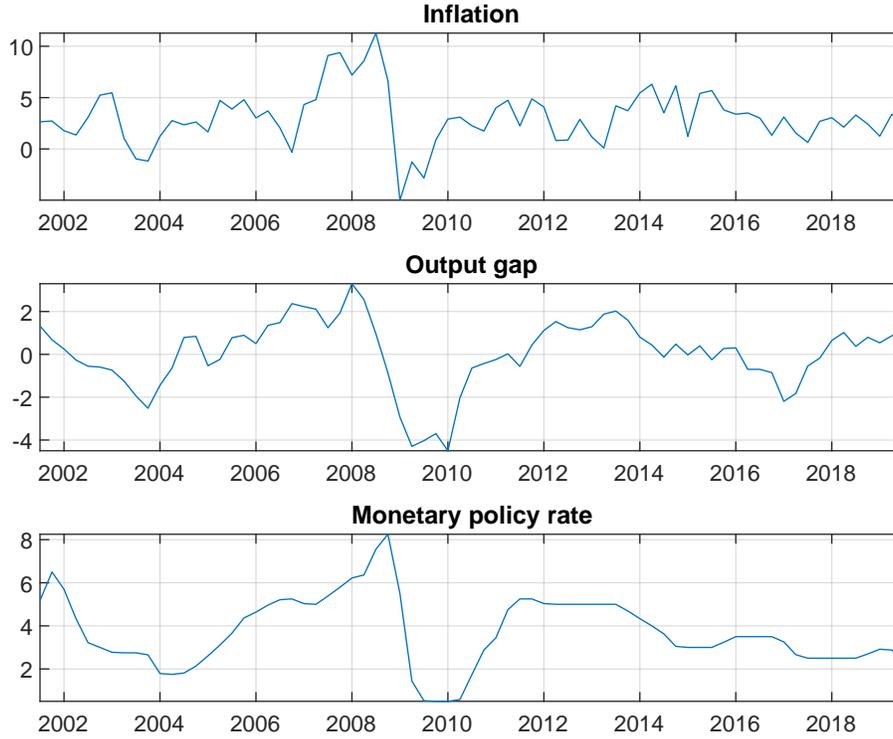
1 Datos y transformaciones

Usaré tres variables: inflación, brecha del producto y tasa de política monetaria (TPM), para el periodo 2001:T3–2019:T3. Aquí describo los datos originales y las transformaciones a las que los someto para estimar el modelo VAR.

- **Inflación.** Se refiere a la variación del Índice de Precios del Consumidor (IPC). El IPC tiene patrón estacional, que elimino usando el método Census-X13. Siguiendo a Stock y Watson (2001), la medida de inflación es la variación trimestral anualizada del índice. Así, si llamamos IPC_SA al índice de precios sin patrón estacional, la serie de inflación se define como $\pi_t = 400 * \ln(IPC_SA_t/IPC_SA_{t-1})$, donde $\ln(\cdot)$ es el logaritmo natural de (\cdot) .
- **Brecha del producto.** Indica el desvío porcentual del PIB real respecto de su nivel potencial. La brecha se aproxima como el desvío porcentual del PIB real de su tendencia Hodrick-Prescott (HP): $y_t = 100 * [\ln(Y_t) - \ln(Y_t^{HP})]$, donde $\ln(Y_t^{HP})$ es la tendencia HP del logaritmo natural del PIB real.
- **TPM.** La TPM está expresada en base anual y en porcentaje, por lo que no necesita ninguna transformación.

El siguiente gráfico muestra las variables transformadas que se usan en el análisis VAR.

Figure 1: Datos transformados para modelo VAR



2 Análisis estructural

El VAR en forma reducida para las tres variables de interés, con un rezago, puede escribirse como:

$$\begin{aligned}\pi_t &= c_\pi + b_{11}\pi_{t-1} + b_{12}y_{t-1} + b_{13}R_{t-1} + e_{1t} \\ y_t &= c_y + b_{21}\pi_{t-1} + b_{22}y_{t-1} + b_{23}R_{t-1} + e_{2t} \\ R_t &= c_R + b_{31}\pi_{t-1} + b_{32}y_{t-1} + b_{33}R_{t-1} + e_{3t}\end{aligned}$$

De manera más compacta, el sistema puede escribirse como:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{X}_t \mathbf{B} + \mathbf{e}_t, \quad (1)$$

donde $\mathbf{Y}_t = [\pi_t \ y_t \ R_t]$ es el vector de variables endógenas del VAR, $\mathbf{X}_t = [1 \ \pi_{t-1} \ y_{t-1} \ R_{t-1}]$ es el vector de regresores (constante y primer rezago de cada variable), \mathbf{B} es la matriz de coeficientes, de dimensión 4×3 , y $\mathbf{e}_t = [e_{1t} \ e_{2t} \ e_{3t}]$ es el vector de residuos.

Expandiendo la expresión (1), podemos ver que cada **columna** del sistema corresponde a la ecuación de cada variable:

$$\begin{bmatrix} \pi_t & y_t & R_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \pi_{t-1} & y_{t-1} & R_{t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_\pi & c_y & c_R \\ b_{11} & b_{21} & b_{31} \\ b_{12} & b_{22} & b_{32} \\ b_{13} & b_{23} & b_{33} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} & e_{2t} & e_{3t} \end{bmatrix}$$

El código que acompaña esta aplicación hace uso de la expresión (1) para estimar un VAR en forma reducida e imponer una estructura recursiva mediante una descomposición de Cholesky de la matriz de varianza-covarianza de los residuos. Noten que el orden de las variables en el sistema determina la estructura recursiva al hacer la descomposición de Cholesky.

Los *shocks* estructurales se identifican siguiendo la estructura recursiva propuesta por Stock y Watson (2001):

- El banco central puede observar y responder a π_t , y_t de manera contemporánea.
- Rigidez de precios: π_t afecta a y_t de manera contemporánea, pero ni y_t ni R_t afectan a π_t de manera contemporánea.

Con una notación similar a la que usamos en clase, el modelo estructural, con la estructura recursiva ya impuesta, puede escribirse como:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \beta_{y\pi} & 1 & 0 \\ \beta_{R\pi} & \beta_{Ry} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ R_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_\pi \\ c_y \\ c_R \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{\pi\pi} & \gamma_{\pi y} & \gamma_{\pi R} \\ \gamma_{y\pi} & \gamma_{yy} & \gamma_{yR} \\ \gamma_{R\pi} & \gamma_{Ry} & \gamma_{RR} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ y_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{\pi t} \\ u_{y t} \\ u_{R t} \end{bmatrix},$$

$$\pi_t = c_\pi + \gamma_{\pi\pi}\pi_{t-1} + \gamma_{\pi y}y_{t-1} + \gamma_{\pi R}R_{t-1} + u_{\pi t}$$

$$y_t = c_y - \beta_{y\pi}\pi_t + \gamma_{y\pi}\pi_{t-1} + \gamma_{yy}y_{t-1} + \gamma_{yR}R_{t-1} + u_{y t}$$

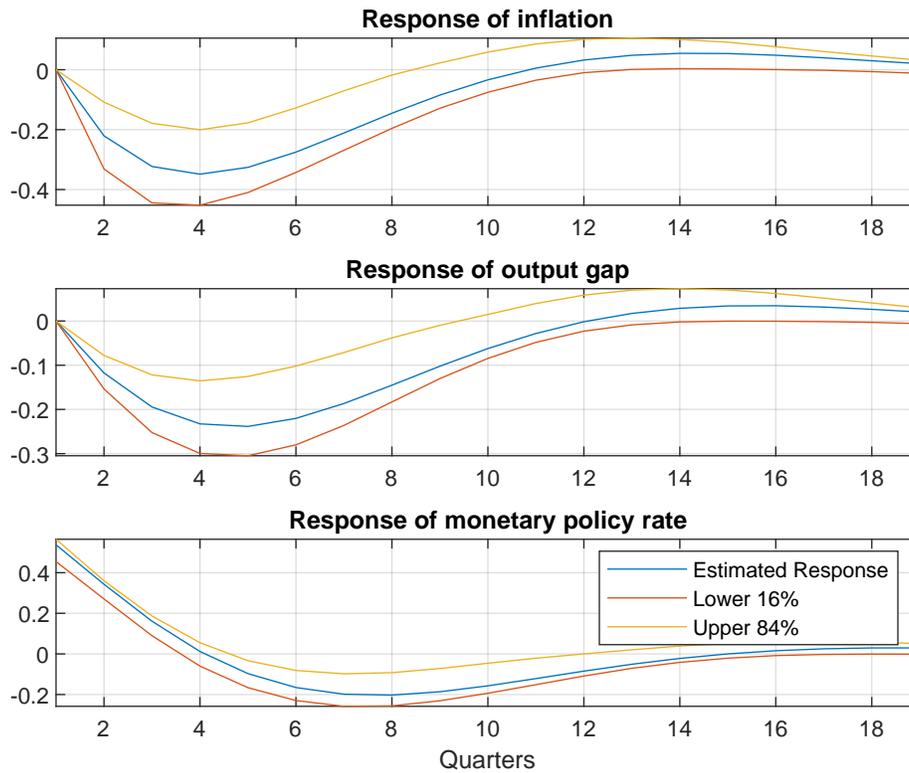
$$R_t = c_R - \beta_{R\pi}\pi_t - \beta_{Ry}y_t + \gamma_{R\pi}\pi_{t-1} + \gamma_{Ry}y_{t-1} + \gamma_{RR}R_{t-1} + u_{R t}$$

2.1 Funciones impulso-respuesta

La siguiente figura muestra funciones impulso-respuesta a un *shock* a la TPM. Los gráficos incluyen bandas de error del 68%, generadas por el método *bootstrapping*.

Un *shock* de un desvío estándar a la TPM, que causa un aumento de alrededor de 50 puntos base en impacto, genera una reducción de la inflación y de la brecha del producto. La inflación y la brecha caen gradualmente, de modo que el efecto máximo del *shock* de TPM ocurre alrededor de un año después de que se produce. En ese punto de máximo efecto, la inflación es alrededor de 0.3 puntos porcentuales (pp) más baja, y la brecha del producto alrededor de 0.2pp más negativa. Estos efectos son económica y estadísticamente significativos. Además, los efectos de un *shock* a la TPM son duraderos, pues afectan a la inflación y la brecha por más de dos años después de que se produce. Por último, estos efectos son consistentes con la teoría económica contemporánea, según la que un aumento de la tasa de interés limita la demanda al aumentar el costo de financiamiento de proyectos de inversión, e incentiva a los hogares a posponer consumo mediante mayor ahorro. Esta menor demanda genera presiones desinflacionarias.

Figure 2: Efectos de un *Shock* a la TPM



2.2 Descomposición de varianza

La siguiente tabla muestra la descomposición de varianza del error de pronóstico a distintos horizontes. Como muestra la última fila, más de 75% de la varianza del error de pronóstico de la tasa de interés a 12 trimestres se explica por *shocks* a la inflación y a la brecha del producto. Esto sugiere que una proporción sustancial de la fluctuación de la tasa de interés se debe a que la política monetaria reacciona al entorno macroeconómico.

Descomposición de varianza de π					
Horizonte	Error estándar pronóstico	Descomposición de varianza			
		π	y	R	
1	2.11	100	0	0	
4	2.59	82	14	4	
8	2.72	76	17	7	
12	2.75	75	18	7	

Descomposición de varianza de y					
Horizonte	Error estándar pronóstico	Descomposición de varianza			
		π	y	R	
1	0.75	1	99	0	
4	1.41	1	94	5	
8	1.63	4	86	10	
12	1.66	6	84	10	

Descomposición de varianza de R					
Horizonte	Error estándar pronóstico	Descomposición de varianza			
		π	y	R	
1	0.56	4	3	93	
4	1.14	24	42	33	
8	1.57	14	63	22	
12	1.66	15	62	23	