

Modelo SVAR-X para la inflación en México

Kevin Ysidro Meneses Hernández, Rosalba Mercado Ortiz, Jesús Alexis Sánchez Moreno

Benemérita Universidad Autónoma de Puebla



Introducción

La inflación es parte fundamental en el análisis macroeconómico [7], dados los elementos estacionales en este tipo de series de tiempo, se han explorado diversas metodologías, vamos a presentar un modelo SVAR-X, considerando las funciones impulso respuesta respecto al IGAE, la inflación no esperada, la tasa de fondeo a 1 día, el tipo de cambio, las expectativas de inflación, entre otras variables relacionadas. Con el fin de explorar los choques inflacionarios en las expectativas de inflación en México se planteó un modelo estructural de vectores autoregresivos con variables exógenas (SVAR-X) para la inflación general en México.

Planteamiento del modelo

El planteamiento del modelo SVAR-X se toma del Recuadro 5, *Comportamiento de las Expectativas de Inflación de Largo Plazo en el Contexto de Presiones Inflacionarias*, del Informe Trimestral Octubre – Diciembre 2022, [3], publicado por el Banco de México. El modelo tiene la siguiente representación:

$$Ay_t = C + A_1y_{t-1} + A_2y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + B_1x_{t-1} + \dots + Bqx_{t-q}$$

Donde:

- y_t representan las variables endógenas:
 - variación real anual del IGAE
 - inflación no esperada anual
 - tasa de fondeo a 1 día
 - variación anual del tipo de cambio
 - expectativas de inflación para los siguientes 5 a 8 años en México
- x_t representan las variables exógenas:
 - índice de precios a consumidor de los Estados Unidos
 - índice de materias primas del Fondo Monetario Internacional
- A_1, \dots, A_p son las matrices $K \times K$ de los efectos dinámicos de las variables exógenas, donde $K = 5$ es el número de variables endógenas
- B_1, \dots, B_q son las matrices $K \times M$ de los efectos contemporáneos y dinámicos de las variables exógenas, donde $K = 5$ es el número de variables exógenas

Criterios de información

Para el orden de los rezados para el modelo se utilizaron los criterios de **Información de Akaike** [1] (AIC) y el criterio **Hannan-Quinn**[5] (HQ), que se definen como

$$AIC(n) = \ln(\det(\tilde{\Sigma}_u(n))) + \frac{2}{T}nK^2$$

$$HQ(n) = \ln(\det(\tilde{\Sigma}_u(n))) + \frac{2 \ln(\ln(T))}{T}nK^2$$

Donde:

- $\tilde{\Sigma}_u(n) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t + \hat{u}_t'$
- T es el tamaño de la muestra
- K es el número de variables endógenas
- n asigna el orden del razado

Estacionaridad

Debido a que las variables no eran estacionarias orden $I(0)$, se trabajó con sus primeras diferencias, lo cual garantizó que todas las variables fueran estacionarias de orden 1 a un valor crítico del 1%.

Las excepciones a lo anterior fueron las variables de la variación anual del IGAE y la variación del tipo de cambio, las cuales fueron estacionarias $I(0)$.

Prueba Dickey-Fuller

Los resultados de las pruebas Dicky-Fuller aumentada se presentan a continuación, sin incluir constante ni tendencia:

Variable	Valores críticos			Estadístico de Prueba	Estadístico de prueba en primeras diferencias
	1%	5%	10%		
IGAE	-2.58	-1.95	-1.62	-4.9989	NA
Inflación no esperada	-2.58	-1.95	-1.62	-1.8568	-7.5121
Tasa de fondeo a 1 día	-2.58	-1.95	-1.62	-0.2046	-2.7897
Tipo de cambio	-2.58	-1.95	-1.62	-3.5123	NA
Expectativas de la inflación	-2.58	-1.95	-1.62	0.4176	-13.8891
Índice de precios de EUA	-2.58	-1.95	-1.62	4.9713	-4.4895
Materias primas FMI	-2.58	-1.95	-1.62	0.7692	-7.5709

Cuadro 1. Prueba Dickey-Fuller aumentada.

Diagnóstico

Una vez se estimaron los parámetros del modelo y obtenidos sus errores a través de un modelo VAR, se elaboraron dos pruebas diagnósticas para proceder a estimar el modelo SVAR-X:

- **Prueba Pormanteau:** Esta prueba [2] nos indica, al aceptar la hipótesis nula, que los errores no están autocorrelacionados al tener ambos valores-p mayores a 0.5.

Chi-Cuadrada	Grados de libertad	valor-p
230.87	200	0.06637

Cuadro 2. Prueba Pormanteau.

- **Heteroscedasticidad:** La heteroscedasticidad en un modelo de series de tiempo toma la forma de efectos ARCH[4], nos interesa usar esta prueba para observar volatilidad. La hipótesis nula nos sugiere que los residuos del modelo son homoscedásticos, al tener un valor-p mayor al 0.05 podemos aceptar la hipótesis nula, afirmando que en ambos modelos no hay presencia de heteroscedasticidad.

Chi-Cuadrada	Grados de libertad	valor-p
2253	2250	0.47

Cuadro 3. ARCH (multivariado).

- **Choques estructurales en los residuales:** Con el fin de determinar la ausencia de choques estructurales en los residuales se realizó una prueba para la estabilidad de los modelos, se observa que las cinco variables del modelo de inflación general son estables al encontrarse dentro de sus intervalos de confianza.

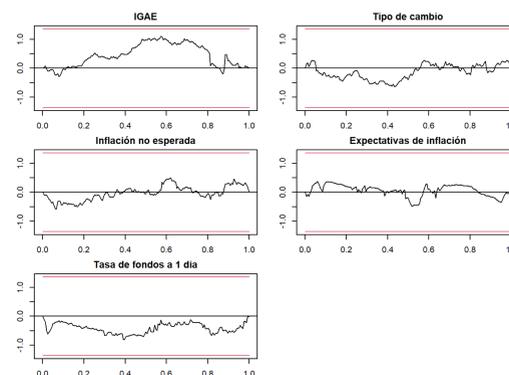


Figura 1. Choques estructurales

Funciones de impulso-respuesta

Por último, después de estimar el modelo SVAR-X se generan dos funciones de impulso respuesta para cada modelo. La primera se realizó a través de la descomposición de Cholesky [6], para observar las variaciones contemporáneas de la variable inflación no esperada en los periodos inmediatos siguientes, lo cual refleja choques a corto plazo. La segunda se obtuvo mediante la descomposición de Blanchard-Quah, para obtener la variación contemporánea en los periodos no inmediatos, la cual se refleja en choques de largo plazo.

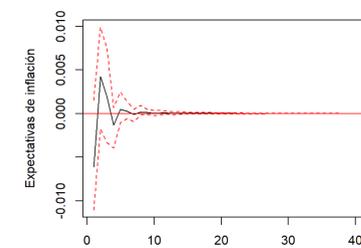


Figura 2. Función impulso respuesta derivada de una descomposición de Cholesky

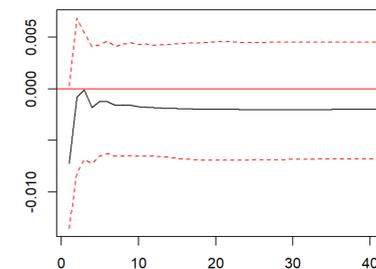


Figura 3. Función impulso respuesta derivada de una descomposición de Blanchard-Quah

Concluimos que las funciones impulso respuesta que los resultados obtenidos indican ser congruentes con los resultados reportados por Banxico.[3]. La implicación principal es que los choques inflacionarios no parecen responder de manera significativa ante cambios en las expectativas de la inflación de los siguientes 5 a 8 años, la inflación esperada solo tiene efectos de muy corto plazo.

Referencias

- [1] H. Akaike. Autoregressive model fitting for control. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, page 163–180, 1971.
- [2] T.S. Breusch. Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, pages 427–431, 1979.
- [3] Banco de México. Comportamiento de las expectativas de inflación de largo plazo en el contexto de presiones inflacionarias. *Informe Trimestral Octubre-Diciembre 2022*, pages 95–99, 2023.
- [4] R.F. Engle. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4):987–1007, 1982.
- [5] B. G. Hannan, E.J. y Quinn. The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, pages 190–195, 1979.
- [6] H. Kilian, L. y Lütkepohl. *Structural vector autoregressive analysis. Themes in modern econometrics*. Cambridge University Press, 2017.
- [7] W. P. Samuelson y Nordhaus. *Economía*. Mc Graw Hill, 2006.