Grado e intensidad del pass-through cambiario en Guatemala: un enfoque de series de tiempo multivariadas

Rita Guadalupe Pérez Romero
Paulo Augusto Garrido Grijalva
Kevin Alexander Molina Portales
José Ricardo De León Solis

Resumen

% estructura: objetivo y motivación, metodología abreviada, resultados principales Resumen aquí

Contenidos

1. Introducción

% estructura: de lo más general a lo más especifico. Terminar con pregunta de investigación que deseamos responder.

2. Revisión de la literatura

3. Metodología de investigación

3.1. Variables y datos

Para realizar la modelación del fenómeno fue necesario construir variables que fuesen estacionarias dado que los datos brutos no poseen esta propiedad. Dicha construcción se realizó a partir de las variables crudas que se muestran en la tabla 1.

A continuación se detallan las transformaciones realizadas a estas variables y las variables resultantes, las cuales fueron empleadas en el modelo VAR.

3.1.1. Inflación mensual anualizada

Con el fin de suavizar el comportamiento de la inflación, se calculó la inflación mensual anualizada como se muestra en la ecuación 1.

$$\pi^{(12)} = (1 + \pi_t)^{12} - 1 \tag{1}$$

donde:

$$\pi_t = \frac{IPC_t - IPC_{t-1}}{IPC_{t-1}}$$

Esta inflación representa el valor de la inflación en todo el año si la inflación de todos los meses hubiese sido la misma del periodo estudiado.

Tabla 1: Variable, cantidad, frecuencia y origen de datos

Variable	Numero de datos	Periodicidad	Fuente
Índice de precios al consumidor (IPC)	153	mensual	Banco de Guatemala
Tipo de cambio nominal (TCN)	153	mensual	Banco de Guatemala
Tipo de cambio efectivo real (ITCER)	153	mensual	SECMCA
Índice mensual de la actividad económica (IMAE)	153	mensual	Banco de Guatemala

Fuente: elaboración propia

3.1.2. Variación mensual anualizada del tipo de cambio nominal

Para esta variable también fue necesario suavizar su comportamiento, por lo que se empleo la ecuación 2 para lograr este objetivo.

$$\Delta e_t^{(12)} = \left(1 + \Delta e_t\right)^{12} - 1 \tag{2}$$

donde:

$$\Delta e_t = \frac{TCN_t - TCN_{t-1}}{TCN_{t-1}}$$

Esta variación del tipo de cambio nominal representa el cambio total en el año si el cambio mensual hubiese sido el mismo del periodo estudiado durante todos los meses.

3.1.3. Desalineación del tipo de cambio efectivo real

la desalineación del tipo de cambio efectivo real representa cuando se desvia esta variable de su tendencia general. La tendencia general se obtuvo aplicando el filtro Hodrick-Prescott con parámetro $\lambda = 14\ 400$. Esta desalineación se calculó mediante la ecuación 3

$$tcr^{gap} = \frac{ITCER_t - ITCER_{hp,t}}{ITCER_{hp,t}} \tag{3}$$

3.1.4. Brecha del producto

Debido a que el producto interno bruto (PIB) no se mide con la frecuencia necesaria, se emplea el IMAE como proxy del PIB, ya que este índice mide el volumen de producción en un mes. Adicionalmente se desea saber que tanto por encima o por debajo del PIB potencia se encuentra la economía de Guatemala. Para estimar este PIB potencial, de nuevo se aplica el filtro Hodrick-Prescott al IMAE y se extrae su tendencia. La brecha fue calculada mediante la ecuación 4

$$y^{gap} = \frac{IMAE_t - IMAE_{hp,t}}{IMAE_{hp,t}} \tag{4}$$

3.2. Modelo

Para poder evaluar el efecto passthrough del tipo de cambio en la economía de Guatemala se utilizó un modelo VAR con restricciones de corto plazo recursivas (Cholesky), descrito por Sims (1980). El objetivo es imponer un orden sobre como responden las variables, empezando por la más exógena y terminando con la más endógena.

Siguiendo la notación de Enders (2015), un modelo VAR(p) estructural está dado por

$$BX_t = \Gamma_0 + \sum_{j=1}^{p} \Gamma_p X_{t-p} + \varepsilon_t,\ t = 1, \ldots, T \tag{5}$$

donde X_t es un vector 4×1 que contiene a las variables tcr^{gap}, y^{gap}, Δe^{12} y π^{12}; Γ_p son matrices de coeficientes de dimension 4×4 y ε_t es un vector 4×1 de error de predicción con una matriz de covarianza $\mathbb{E}\left[\varepsilon_t \varepsilon_t^T\right] = I_4$, también llamado vector de choques estructurales.

Sin embargo, como el modelo estructural no puede ser estimado directamente, se recurre a su forma reducida, la cual podemos expresar como

$$X_t = A_0 + \sum_{j=1}^{p} A_p X_{t-p} + e_t,\ t = 1, ..., T \tag{6}$$

donde $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_p = B^{-1}\Gamma_p$, y $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ y su matriz de covarianza es $\mathbb{E}\left[e_t e_t^T\right] = \Sigma_e$.

Como el modelo reducido estima 6 parámetros menos que el modelo estructural, se imponen sobre este último 6 restricciones para poder identificarlo a partir de la estimación realizada para el modelo reducido. El esquema de identificación se detalla en la siguiente sección.

3.3. Esquema de identificación

Tal como lo expresa Sims (1980), para poder identificar el modelo estructural a partir del modelo reducido, se triangulariza la matriz Σ_e, lo cual implica que impone un orden en la que las variables reaccionan a las innovaciones.

A la triangularización descrita por Sims, se le conoce como la descomposición de Cholesky. Para realizar esta descomposición partimos de su definición

$$\Sigma_e = \mathbb{E}\left[e_t e_t^T\right] \tag{7}$$

Si $e_t = L\varepsilon_t$, entonces tenemos

$$\begin{aligned} \Sigma_e &= \mathbb{E}\left[e_t e_t^T\right] && (8)\\ &= \mathbb{E}\left[\left(L\varepsilon_t\right)\left(L\varepsilon_t\right)^T\right] && (9)\\ &= L\,\mathbb{E}\left[\varepsilon_t \varepsilon_t^T\right] L^T && (10) \end{aligned}$$

Como asumimos que el vector de choques estructurales no están correlacionados $\left(\mathbb{E}\left[\varepsilon_t \varepsilon_t^T\right] = I_4\right)$, entonces lo anterior se puede simplificar a.

$$\Sigma_e = LL^T \tag{11}$$

Como existen varias matrices L que pueden satisfacer la ecuación 11, entonces se aprovecha su simetría para imponer una restricción específica: L debe ser una matriz triangular inferior. Esto quiere decir que todos valores por encima de la diagonal principal deben ser cero. Esto es:

$$L = \begin{pmatrix} l_{11} & 0 & 0 & 0 \\ l_{21} & l_{22} & 0 & 0 \\ l_{31} & l_{32} & l_{33} & 0 \\ l_{41} & l_{42} & l_{43} & l_{44} \end{pmatrix}$$

Lo cual nos lleva a las siguientes soluciones: para los elementos sobre la diagonal principal tenemos

$$l_{ii} = \sqrt{\sigma_i^2 - \sum_{k=1}^{i-1} l_{ik}^2} \tag{12}$$

y para las soluciones afuera de ésta tenemos

$$l_{ij} = \frac{\sigma_{ij} - \sum_{k=1}^{j-1} l_{ik} l_{jk}}{l_{jj}},\ \text{para } i > j \tag{13}$$

Para recuperar Γ_0 y Γ_p observamos que

$$L = B^{-1}$$

Por lo que $\Gamma_0 = L^{-1}A_0$ y $\Gamma_p = L^{-1}A_p$

Como la forma de ordenar las variables importa, ordenan las variables de tal forma que la variable que tome más tiempo en reaccionar es la primera (y por ello las más exógena) y la que tome menos tiempo en reaccionar es la última (y por ello la más endógena). En este trabajo, se ordenó las variables de la siguiente forma: tcr^{gap}, y^{gap}, Δe^{12} y π^{12}.

4. Resultados y discusión

5. Conclusiones

Referencias

Enders, Walter. 2015. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons.

Sims, Christopher A. 1980. «Macroeconomics and Reality». *Econometrica* 48 (1): 1-48. https://doi.org/10.2307/1912017.