

# Elaboración de modelos de política monetaria: una aproximación empírica

Cintia Martínez  
(FCE-UBA)

Rodrigo T. Martín  
(FCE-UBA)

Gonzalo Respighi  
(FCE-UBA)

Silvia Vietri  
(FCE-UBA)

Silvina Del Luca  
(FCE-UBA)

## Resumen

Las distintas hipótesis acerca del rol que juegan la tasa de interés, el dinero, el tipo de cambio y el crecimiento del producto, en la elaboración de políticas monetarias de un país es de crucial interés. En este trabajo, nos proponemos develar algunas de las muchísimas interrelaciones que existen entre todas las variables de un modelo monetario. Este trabajo intenta también, ser un intermedio entre los postulados para modelos macroeconómicos multiecuacionales de la Cowles Commission y las escuelas de Granger, Sims y Hendry.

Partimos del modelo multiecuacional de McCallum y Nelson (2010), adaptado a una economía abierta, como soporte teórico; Este modelo parte de ciertas hipótesis de teoría monetaria, relativas a la curva de Phillips aumentada; el output potencial; la tasa de interés y el tipo de cambio como instrumentos de política monetaria y principalmente, el rol de la emisión monetaria. El modelo además, incluye y pone énfasis en el papel de las expectativas racionales de los agentes económicos, con respecto a la inflación, al producto, al gap entre el producto y el producto potencial, a la tasa de interés y la influencia de todas estas expectativas en la evolución conjunta de las variables endógenas del modelo. Se utilizan las técnicas de Vectores Autorregresivos irrestrictos, restrictos y estructurales, con el fin de llegar a estimar de la mejor manera posible, los parámetros planteados en el modelo de inicio. Como esta investigación apunta a clarificar los modelos de política económica para países latinoamericanos, de mediano plazo, en contexto de cierta estabilidad macroeconómica, tomamos una muestra para Chile, con datos trimestrales para el periodo (2011-2018). Las técnicas de factorización estructural, cointegración, criterios para selección de modelos y estimaciones alternativas y análisis de varianza, entre otras, nos conducen a seleccionar la alternativa mas adecuada.

Keywords: Time Series Model – Model Construction and Estimation – Monetary Policy-SVAR Models.

# Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>3</b>
<b>2. Teorías sobre expectativas</b>	<b>4</b>
<b>3. Modelo</b>	<b>6</b>
3.1. Modificaciones respecto a McCallum y Nelson (2010) . . . . .	7
3.2. Inclusión del tipo de cambio . . . . .	8
<b>4. Selección de la muestra y descripción de los datos.</b>	<b>9</b>
<b>5. Estimación VAR del modelo de política monetaria e inflación</b>	<b>11</b>
5.1. Los modelos VAR clásicos . . . . .	11
5.2. Estimación VAR del modelo de McCallum y Nelson modificado . . . . .	12
5.2.1. Análisis de descomposición de la varianza . . . . .	13
5.2.2. Análisis de las funciones de impulso-respuesta (IRF) . . . . .	13
5.3. VAR restringido y SVAR . . . . .	15
5.4. Conclusión general de test causal, IRF y descomposición de la varianza. . . . .	16
<b>6. Discusión de los resultados obtenidos en las estimaciones.</b>	<b>19</b>
<b>7. Conclusiones</b>	<b>21</b>
<b>8. Anexo</b>	<b>24</b>
8.1. Anexo I: Estimación VAR restringido con GLS . . . . .	24
8.2. Anexo II: Estimación VAR restringido con GLS para 51 iteraciones. . . . .	25
8.3. Anexo III: Representación alternativa de la estimación. . . . .	26

# 1. Introducción

Una discusión de teoría macroeconómica recurrente, es la que corresponde al tópico de la inflación, sus mecanismos de generación y experiencias de control en distintos países; en las últimas décadas, es un problema controlado por los países desarrollados, pero cada vez que hay aceleraciones inflacionarias, la discusión resurge. En ese sentido, siguen vigentes los interrogantes acerca de qué tan importante es la política monetaria en la evolución de la economía real, y cuáles son los canales a través de los cuales afecta a la economía; si el hecho de que exista una alta correlación entre la tasa de inflación y el crecimiento de la oferta de dinero implica causalidad parcial o principal; si existe correlación - causalidad entre la tasa de inflación, el crecimiento del dinero y la tasa de crecimiento real del producto; el papel de la tasa de interés y el tipo de cambio en la generación de inflación; las dinámicas de corto y largo plazo de todas estas relaciones y los conceptos de neutralidad y super neutralidad del dinero.

El enfoque mainstream actual ha dejado de lado el papel del crecimiento del dinero en la generación de inflación (Mishkin, 2000; Walsh, 2010). McCallum y Nelson (2010), desarrollaron un modelo multiecuacional en el cual encuentran evidencia de que el dinero lidera a la inflación, en los períodos de incremento de precios, y concluyendo de que debería ser retomado el rol del dinero en la generación de inflación. Trabajan con valores de parámetros para la economía estadounidense.

Los autores de este trabajo venimos realizando estudios para el control de la inflación, con Modos Deslizantes (SM), un modelo matemático de control proveniente de la Ingeniería (Martínez y Cirera, 2017). En aquella investigación, realizamos el control con SM de la variable inflación utilizando a la emisión de dinero como controlante. Las simulaciones, con valores de parámetros estimados para Chile para el periodo 1980-2008, confirmaron: una pendiente negativa en el largo plazo para la curva de Phillips aumentada; un efecto positivo de la inyección de dinero en la tasa de inflación y que los salarios son función creciente de la inflación. Sin embargo, como este modelo fue una primera aplicación de SM a la Economía, nuestro objetivo es la ampliación del modelo con la inclusión de una mayor cantidad de variables. Para ello hemos tomado el modelo de McCallum y Nelson (2010), al cual hemos introducido algunas modificaciones para su adaptación a una economía latinoamericana. En esta primera etapa, validaremos el modelo mediante el uso de vectores autorregresivos econométricos (modelos VAR). Los modelos VAR introducidos por Sims (1980) se caracterizan por ser herramientas de gran utilidad en la modelización conjunta de variables macroeconómicas, en especial para fines predictivos.

En este trabajo se parte del modelo teórico de McCallum y Nelson modificado por nosotros (Martínez et al 2019) y se estiman modelos VAR y SVAR, validando y modificando las especificaciones inicialmente planteadas, a partir de las evidencias empíricas (datos trimestrales para Chile, 2011-2018). El trabajo intenta tomar ventajas de los fundamentos tipo Cowles Commission y ventajas de la construcción empírica tipo Granger y Sims y Hendry. Encontramos de esa manera, algunas conclusiones diferentes al modelo teórico monetario seleccionado, pero interesantes desde el punto de vista del hacedor de política monetaria.

En la primera parte y segunda parte, desarrollamos el modelo macroeconómico y sus hipótesis; en una tercera parte, describimos los datos recabados con los cuales trabajaremos, incluyendo análisis univariado de series de tiempo; en la cuarta parte, realizamos las estimaciones VAR pertinentes, seleccionamos el modelo más adecuado, y validamos la teoría económica mediante el análisis de las funciones de impulso respuesta y de descomposición de la varianza; en una quinta parte analizamos las implicancias de nuestros resultados y sus similitudes con la teoría expuesta; por último, en una sexta parte exponemos nuestras conclusiones.

## 2. Teorías sobre expectativas

Un punto central en la revisión de la literatura es el análisis de las distintas teorías que existen sobre el impacto que tiene, o no, la cantidad de dinero sobre las variables reales de la economía. Para ello es conveniente comenzar con lo que se conoce como la teoría cuantitativa del dinero, generalmente expresada mediante la siguiente ecuación:

$$m_t + v_t = p_t + y_t$$

Donde  $m_t$  representa la cantidad de dinero,  $v_t$  la velocidad de circulación,  $p_t$ , los precios de la economía e  $y_t$  el nivel de producto, con todas las variables expresadas en logaritmos. Para un país determinado, la cantidad de dinero que existe en circulación, multiplicada por la velocidad de circulación del mismo debería ser siempre igual a los precios y la cantidad de bienes producidos. A pesar de mostrarse como una igualdad, la causalidad de esta ecuación suele representarse de izquierda a derecha, es decir que  $m_t$  y  $v_t$  son los determinantes  $p_t$  e  $y_t$ .

Usando la expresión anterior es posible decir que existen dos posibles alternativas para establecer si existe o no un impacto de la cantidad de dinero ( $m_t$ ) sobre, por ejemplo el nivel de producto de la economía ( $y_t$ ). Por un lado, un aumento de la cantidad de dinero, suponiendo que la velocidad permanece fija, podría conducir a un aumento en los precios que no genere ningún impacto sobre el producto. Este concepto es conocido como neutralidad del dinero. Modificaciones en la cantidad de dinero no tienen ningún impacto sobre variables reales de la economía como lo son el producto y el desempleo. De darse este escenario, el cambio en la cantidad de dinero no tendrá ningún efecto ya que, al percibir la emisión, los empresarios aumentarían los precios para compensar la pérdida de valor del dinero.

Por el contrario, algunos autores establecen que movimientos en la cantidad de dinero tienen un impacto real sobre la economía ya sea mediante cambios en el producto y/o el desempleo. A esto se lo conoce como no neutralidad del dinero y puede ser generada por distintas causas. Para Hume (1752), por caso, existe un rezago entre la emisión del dinero y el aumento de los precios. Un aumento inicial de la cantidad de dinero incentiva la producción de bienes mientras que los precios no ajustan lo suficientemente rápido, lo cual genera un efecto real sobre la economía. Este argumento puede comprenderse perfectamente usando la ecuación que representa la teoría cuantitativa del dinero: si los precios y la velocidad están fijos, un aumento en la cantidad de dinero logra aumentar el nivel de producto.

Este no es el único mecanismo por el cual se puede llegar a este resultado. Para Thornton (1802), por ejemplo, el efecto real es producto de rigideces en los salarios. Este autor observó que a pesar de que los precios bajaban, los salarios no lo hacían, generando un aumento del salario real y por consiguiente una caída de los beneficios reales, provocando finalmente una caída de la inversión, del empleo y del producto. Para este autor el fenómeno se daba porque los salarios se fijaban en términos de los precios de largo plazo y no los de corto, por lo que no eran afectados por la volatilidad de corto plazo.

Posteriormente surgieron nuevos mecanismos para poder explicar este fenómeno. El hecho de que los precios puedan ser modificados instantáneamente, mientras que los salarios estén establecidos por contrato, generan que estos sean fijos por lo menos por un periodo de tiempo, dando lugar así a una explicación alternativa a los movimientos en los salarios reales.

A pesar de que estas son dos de las causas más reconocidas, existen una gran variedad de mecanismos por los cuales la cantidad de dinero puede tener un impacto real. Para más detalles de los orígenes de estas teorías se puede consultar a Humphrey (1991).

La influencia de la política monetaria en la economía real, a través de sus canales de transmisión, está íntimamente vinculada con la manera en la cuál los agentes económicos formulan sus

expectativas de lo que ocurrirá con las principales variables en el futuro. En particular, el mecanismo es especialmente importante en lo que concierne a la evolución del nivel general de precios. Al respecto, en este trabajo se utilizará una fijación de precios *á la* Calvo, siguiendo a Calvo (1982). En cada periodo hay cierta proporción  $h$  de empresas que pueden realizar un ajuste y variar su precio en base al precio esperado, mientras que las restantes  $(1 - h)$ , toman el precio del periodo pasado. Esta idea queda representada en la siguiente función:

$$f(P^e) = (hP^e + (1 - h)P_{t-1})$$

Por lo tanto, la ecuación de formación de precios con la que se trabajará responde a una proporción que depende del gap de producto o desempleo, representada de forma lineal, mientras que la otra depende de cuantas empresas pueden ajustar los precios y de las creencias sobre los mismos, esto es,

$$P_t = (1 + k\tilde{v}(t)) * (hP^e + (1 - h)P_{t-1})$$

Para poder trabajar con esta expresión en términos dinámicos es posible operar algebraicamente para obtener el equivalente en tasa de inflación y, por lo tanto, una curva de Phillips. La misma puede representarse como:

$$\pi(t) = k\tilde{v}(t) + hE_{t-1}\pi_t$$

En el modelo particular planteado, se agregará una constante a esta ecuación y se utilizará como variable real el desempleo. Dada la relación negativa entre desempleo y gap de producto, la ecuación queda expresada de la siguiente manera:

$$\pi_t = \alpha - \beta U_{(t)} + hE_{t-1}\pi_t$$

Esta función sigue dependiendo de las expectativas de los agentes acerca de los precios futuros. Por lo que es importante aclarar el tipo de expectativas que se estará utilizando. En términos generales existen una variedad de teorías sobre las expectativas que influyen en la formación de los precios, pero en este apartado enfatizaremos los tres casos más importantes de la literatura.

### Tres tipos de procesos de formación de expectativas; elección de expectativas adaptativas

En un primer lugar tenemos las expectativas estáticas donde los precios esperados mañana, son los mismos de ayer.

$$p_t^e = p_{t-1}$$

Estas son una de las más antiguas y pueden ser justificadas de dos maneras. Por un lado, un mundo en el cual no hay muchos cambios, el mejor indicador del futuro es el pasado, por lo que los precios de mañana serán los mismos que los de ayer. En el otro extremo, un mundo en el cual existen muchos cambios que hacen imposible conocer o intentar representar el futuro, la mejor herramienta que tiene los individuos para pronosticar el futuro es ver hacia el pasado. En segundo lugar, tenemos las expectativas adaptativas. En este caso, los precios esperados en el futuro se basan en el aprendizaje que va teniendo el individuo. Generalmente representado como:

$$p_t^e = p_{t-1}^e + j(p_{t-1} - p_{t-1}^e)$$

Es decir que los precios esperados dependen de lo que esperábamos, corregido por el error de medición. A su vez este comportamiento podría aplicarse para los precios pasados, ya que sabemos que los mismos son iguales a las variables rezagadas, es decir que:

$$p_{t-1}^e = p_{t-2}^e + j(p_{t-2} - p_{t-2}^e)$$

Esto nos permite decir que los precios de hoy no son otra cosa que la suma ponderada de los precios del pasado:

$$p_t^e = j \sum_{i=0}^{\infty} (1-j)^i p_{t-1-i}$$

Este tipo de expectativas fueron muy populares en la década del 50 y es posible encontrar evidencia de su utilización en los trabajos de Cagan (1956), Friedman (1957) y Nerlove (1958).

Un último grupo de expectativas corresponde con las denominadas expectativas racionales. Dicho concepto suele ser definido de formas alternativas. En algunos casos hace referencia a la inexistencia de errores sistemáticos por parte de los agentes, mientras que en otros a la perfecta relación entre las leyes percibidas por los agentes y a las reales que existen en el mundo; o también a una correspondencia entre el marco que utiliza el analista y el tipo de esquema que los agentes siempre utilizaron y utilizan para tomar decisiones (Crespo, Heymann, Schiafino, 2015).

En términos generales suelen ser representados como:

$$p_{t+1}^e = E_t p_{t+1}$$

Donde los precios esperados para mañana, son los verdaderos precios, condicionados a la información que se posee hoy. Referencias de este tipo de expectativa se originan con Muth (1961) y fueron ampliamente desarrolladas y aplicadas a la econometría por Lucas y Sargent (1981).

En Martínez, Cirera Burfman (2018) se optó por utilizar expectativas adaptativas, pero expresadas en términos de la tasa de inflación, en lugar del nivel de precios. Donde la misma es una función de la diferencia entre la tasa de inflación pronosticada y la verdadera, ponderada por un coeficiente  $j$ , representadas en la siguiente ecuación:

$$\frac{dE_{t-1}\pi_t}{dt} = j(\pi_t - E_{t-1}\pi_t)$$

En este trabajo, se siguió con esta línea de expectativas adaptativas donde agregamos nuevas variables con el fin de cubrir diferentes alternativas para la explicación del hecho estilizado.

### 3. Modelo

Existen múltiples teorías acerca del rol del dinero en la generación de inflación. Por un lado, un aumento de la cantidad de dinero, suponiendo que la velocidad permanece fija, podría conducir a un aumento en los precios que no genere ningún impacto sobre el producto. Este concepto es conocido como neutralidad del dinero. Modificaciones en la cantidad de dinero no tienen ningún impacto sobre variables reales de la economía como los son el producto y el desempleo. De darse este escenario, el cambio en la cantidad de dinero no tendrá ningún efecto ya que, al percibir la emisión, los empresarios aumentarían los precios para compensar la pérdida de valor del dinero.

Por el contrario, algunos autores establecen que movimientos en la cantidad de dinero tienen un impacto real sobre la economía ya sea mediante cambios en el producto y/o el desempleo. A esto se lo conoce como no neutralidad del dinero y puede ser generada por distintas causas. Para Hume (1752) existe un rezago entre la emisión del dinero y el aumento de los precios. Si los precios y la velocidad están fijos, un aumento en la cantidad de dinero logra aumentar el nivel de producto.

En su trabajo de 2010, McCallum y Nelson retomaron el rol del dinero en la generación de inflación, cuestionando el desinterés del *mainstream* por este papel de la emisión y elaboran un modelo de equilibrio general estocástico que comprueba la importancia de esta variable en el mecanismo de generación de inflación. A su vez, utilizan expectativas racionales de los agentes económicos sobre

ciertas variables de la economía, conformando así un modelo multiecuacional de 4 ecuaciones, al cual hemos introducido algunas modificaciones para adaptarlas a una economía latinoamericana, según detallamos a continuación.

Primero, se especifica una función de demanda de dinero con inercia en los precios (curva de Phillips aumentada):

$$\pi(t) = \beta E_{(t-1)}\pi(t) + k[E_{(t-1)}(y(t) - \bar{y}(t))] \quad (1)$$

En donde:  $\pi$  es la tasa de inflación;  $(y(t) - \bar{y}(t))$  es la brecha entre el producto y el producto potencial o gap del producto y  $0 < \beta < 1$ ;  $k > 0$ . Desde este punto de vista, los agentes económicos que al fijar precios hoy, lo hacen basados en el comportamiento pasado de las variables, pero de acuerdo a expectativas racionales.

La segunda ecuación se refiere a la formación del producto o curva IS, en donde también juegan un rol importante las expectativas de los agentes económicos:

$$y(t) = \alpha E_{(t-1)}y(t) - \sigma [E_{(t-1)}R(t) - E_{(t)}\pi(t+1)] + e_{(y_t)} \quad (2)$$

En donde:  $y$ : es el producto en logaritmos, a precios constantes;  $R$ : es la tasa de interés nominal;  $e_{(y_t)}$  es un shock aleatorio del producto y  $\sigma > 0$ .<sup>1</sup>

La política monetaria del Banco Central se resume en una función tipo regla de Taylor, que fue utilizada en la Reserva Federal en la década del 80 y 90, para fijar la tasa de interés de acuerdo al crecimiento del producto y la inflación:

$$R(t) = \rho R_{(t-1)} + (1 - \rho)(\phi g y(t) - w \pi(t)) + e_{(r_t)} \quad (3)$$

En donde:  $R$ : es la tasa de interés nominal;  $g y(t)$  es la tasa de crecimiento del producto nominal y  $e_{(r_t)}$ : es un shock aleatorio de la tasa de interés.

La cuarta ecuación especifica el crecimiento del dinero en función del producto, la tasa de interés nominal y el tipo de cambio real.

$$\Delta \log[m(t)] = b \Delta \log[Y(t)] - c \Delta R(t) - \gamma \Delta \log[TC(t)] + \Delta e_{(m_t)} \quad (4)$$

Donde  $m$ : es la cantidad de dinero real;  $Y$  es el PIB a precios constantes;  $TC$  es el tipo de cambio real y  $\Delta e_{(m_t)}$ : es un shock aleatorio del dinero real.

### 3.1. Modificaciones respecto a McCallum y Nelson (2010)

En este trabajo realizaremos una estimación con vectores autorregresivos o modelos VAR clásicos, irrestrictos o reducidos, para testear las hipótesis que plantea el modelo de McCallum y Nelson, modificado para la economía chilena.

Las modificaciones que hemos introducido son: el agregado de la variable tipo de cambio, dada la importancia que tiene en las economías latinoamericanas como instrumento de política monetaria; la cantidad de rezagos de las expectativas con respecto a las variables, que han sido simplificados de acuerdo con las encuestas que el Banco Central de Chile lleva. A su vez, en la ecuación 3, el

<sup>1</sup>Las expectativas sobre la inflación resulta de una encuesta del Banco Central sobre empresarios y académicos, efectuada a inicios del trimestre o sea, relevada en los primeros 10 días de enero. Como los agentes económicos cuentan con información del trimestre pasado decimos que es el valor esperado en (t-1). Como se les preguntó por sus expectativas para el mes, extrapolamos la información a trimestre.

Por otro lado, las expectativas sobre el PIB y sobre la tasa de interés surgen de una encuesta del Banco Central a inicios del trimestre. Se les pregunta por lo que esperan que varíe el último trimestre contra mismo trimestre del año pasado.

término que refiere la diferencia del producto nominal y la inflación también fue modificado, con el objetivo de seguir fielmente una regla de Taylor tradicional y básica. Se optó por esta alternativa dada que se encontró se condice de mejor manera con el manejo de la política.

En este trabajo tomamos como punto de partida, el modelo de 4 ecuaciones recién descripto. A continuación, seleccionamos una muestra de datos para realizar estimaciones econométricas de los parámetros incluidos en ese modelo. Nuestro objetivo es obtener estimaciones de los coeficientes angulares, pero sin imponer restricciones a priori, excepto por las más básicas de la teoría macroeconómica, que están reflejadas en el modelo citado, y que constituyen nuestro punto de partida. De alguna manera, utilizamos en parte el enfoque de Cowles Commission para modelos multiecuacionales, pero permitiendo que los datos nos guíen en la especificación matemática-estadística mas correcta.

A lo largo del texto, mantendremos para las variables trabajadas, los nombres explicitados en las cuatro ecuaciones, excepto en algunos casos en que usaremos los siguientes nombres, para simplificar:  $E_{(t-1)}\pi_{(t)}$ : expectativas en  $t-1$ , sobre la tasa de inflación en  $t$ ;  $E_{(t-1)}Gap$ : expectativas en  $t-1$  con respecto a  $t$ ;  $E_{(t-1)}y_{(t)}$ : expectativas en  $t-1$  para el producto en  $t$ ;  $E_{(t-1)}R_{(t)}$ : expectativas en  $t-1$  con respecto a  $t$ , para la tasa de interés nominal;  $gy$ : tasa de crecimiento del producto nominal.

### 3.2. Inclusión del tipo de cambio

Como se ha mencionado previamente, el modelo base contenido en McCallum y Nelson (2010) es expandido mediante la inclusión de una variable que representa al tipo de cambio real. Las relaciones entre inflación, dinero y tipo de cambio han tenido un rol central en macroeconomía desde los orígenes de la disciplina. En efecto, y como sostienen Monfared y Akin (2017), han sido de los tópicos más fascinantes para los economistas.

Uno de los artículos más citados al respecto es del Dornbusch (1976). Allí se desarrolla un modelo macroeconómico simple para el estudio de las fluctuaciones del tipo de cambio. Un aspecto clave que desarrolla el trabajo es el efecto directo del tipo de cambio sobre la inflación doméstica. En este contexto, el tipo de cambio es un canal crítico para la transmisión de la política monetaria en la economía real.

A continuación, se describe brevemente dicho modelo así como sus implicancias económicas. Se considera un país pequeño con perfecta movilidad de capitales de manera que la tasa de interés es exógena. La producción doméstica es sustituta imperfecta para los bienes importados. La tasa de interés doméstica ( $r$ ) surge de adicionar a la tasa internacional ( $r^*$ ) las expectativas de devaluación ( $x$ ):

$$r = r^* + x$$

La formación de expectativas con respecto al tipo de cambio,  $x$ , depende del tipo de cambio de largo plazo (se asume conocido) y el actual, donde  $\theta$  es un parámetro de ajuste.

$$x = \theta(\bar{e} - e)$$

Luego de la una serie de derivaciones y ecuaciones, se llega a la ecuación básica del modelo:

$$e(t) = \bar{e} - \left( \frac{1}{\lambda\theta} \right) (p_0 - \bar{p}) \exp(-vt)$$

El tipo de cambio se apreciaría si los precios iniciales están por debajo del nivel de largo plazo ( $\bar{p}$ ) mientras que sucederá lo contrario (una depreciación) si los precios iniciales exceden a los de largo plazo. Asimismo, el tipo de cambio de largo plazo dependerá de los precios domésticos y de



las características del mercado de activos. A su vez, los precios dependen de la brecha entre la producción doméstica y de pleno empleo, mediante la Curva de Phillips:

$$\dot{p} = \pi(y - \bar{y})$$

Por otra parte, Svensson (2000) expresa que el tipo de cambio, como sostenía Dornbusch (1976), impacta en los precios mediante uno de los canales de transmisión de la política monetaria. Los movimientos del tipo de cambio afectan los precios relativos, lo cual se refleja en la tasa de inflación. Además, como es usual, el encarecimiento de los precios importados influye en el índice de precios al consumidor. Por otro lado, Monfared y Akin (2017) analizando el caso de Irán, señalan varios motivos de como las fluctuaciones del tipo de cambio afecta a la inflación. En primer lugar, los precios de los productos importados pueden tener impacto en los bienes domésticos. En segundo lugar, la incertidumbre sobre el tipo de cambio futuro puede afectar la toma decisiones e incrementar los precios locales. En tercer lugar, observan que la dinámica de los salarios depende fuertemente de las fluctuaciones del tipo de cambio.

La literatura, entonces, señala que los canales en los cuales el tipo de cambio impacta en la tasa de inflación puede resumirse en tres grandes grupos: 1) a través de los productos importados, 2) mediante el incremento de los costos de producción, 3) a través de la cuenta corriente por el precio de los commodities.

Odusola y Akinlo (2001) señalan que los tres principales enfoques para la inflación han sido desde la cuestión fiscal, monetaria y de balanza de pagos. Desde el punto de vista monetario, la inflación es producida por un aumento de la oferta de dinero. Desde el punto de vista fiscal, la inflación es causa de los elevados déficits fiscales (que luego son monetizados vía emisión). El enfoque de la balanza de pagos se relaciona con los precios de los bienes importados. El tipo de cambio estaría asociado a la última relación.

## 4. Selección de la muestra y descripción de los datos.

La primera opción a la hora de seleccionar la muestra de series de tiempo, fue elegir un país con datos macroeconómicos más estables que Argentina. Tal cual venimos trabajando desde años anteriores<sup>2</sup>, hemos continuado eligiendo trabajar con datos de la economía chilena. Con respecto a las expectativas de los agentes económicos sobre la inflación, el producto y la tasa de interés, el Banco Central de Chile lleva muy buenas encuestas de expectativas. Con respecto a las expectativas de los agentes económicos sobre la inflación, el producto y la tasa de interés, el Banco Central de Chile lleva adelante encuestas a académicos, consultores, ejecutivos y asesores de diversas instituciones, en las cuales contemplan distintas variables y de forma ininterrumpida para la mayoría de éstas. A su vez, se consultó también al Instituto Nacional de Estadísticas de Chile (INE) para complementar la base de datos final. La segunda decisión está se relaciona con a trabajar con datos de corto o largo plazo. Como ya habíamos analizado en años anteriores, la forma que toma la curva de Phillips puede sugerir si el modelo es más indicado para el corto que para el largo plazo. En el gráfico 1 se utilizó la tasa de desempleo en lugar del gap del producto (a diferencia de como está explicitado en la ecuación (1)). De acuerdo con Friedman (1968), en el corto plazo esta curva muestra la relación negativa inicialmente observada por Phillips, pero en el largo plazo, puede esperarse una curva vertical o una relación positiva, inclusive. Nuestros datos trimestrales tienen pendiente positiva, mientras que datos anuales, presentan una relación más o menos vertical. Siendo los datos trimestrales, el modelo es más bien de mediano plazo, si bien la intención es poder utilizarlo para realizar

---

<sup>2</sup>Martínez y Cirera, 2017; Martínez, Milia, Brufman y Jack (2017); Martínez, Brufman, Cirera y Bravo (2018).

política de corto plazo. Pero datos mensuales de estas mismas variables presentaban muy poca variación, haciendo poco posible la estimación econométrica, con lo que finalmente, trabajamos con datos trimestrales para el periodo 2011-2018.

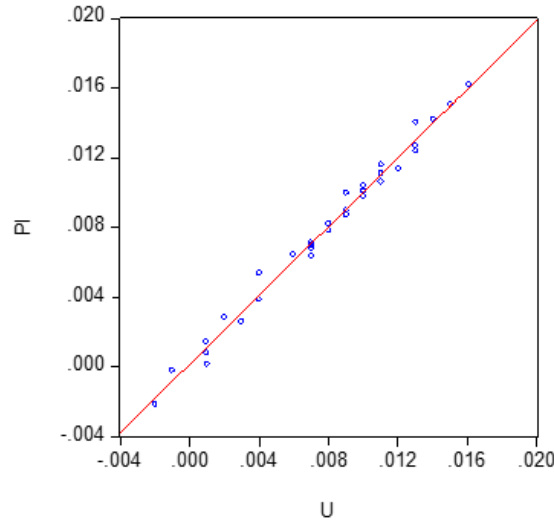


Figura 1: Relación entre tasa de inflación (PI) y tasa de desempleo (u) con datos de frecuencia trimestral. Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile y del INE.

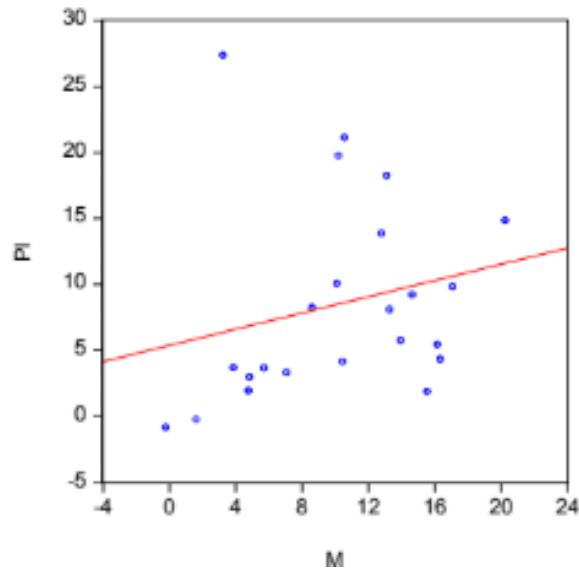


Figura 2: Relación entre tasa de inflación (PI) y tasa de desempleo (u) con datos de frecuencia anual. Fuente: Martínez y Cicera (2016).

Cabe señalar un aspecto de relevancia, el cual respecta a la selección del agregado monetario a tomar como referencia. En nuestro caso, nuestra atención se avoca, al igual que gran parte del trabajo de McCallum y Nelson, sobre el M2. No obstante, en el futuro nos proponemos trabajar con más alternativas, que presenten un mejor reflejo de la realidad, contemplando el avance de los

medios de pago de pago en la actualidad. Esta cuestión es de una importancia no menor, ya que el nuevo dinamismo, consecuencia principalmente de los avances tecnológicos, podrían implicar variaciones en la velocidad del dinero. Luego, se planea incorporar al análisis presente otras alternativas complementarias para la medición del dinero, como el M3 o el agregado propuesto por Lucas y Nicolini (2015).

## 5. Estimación VAR del modelo de política monetaria e inflación

### 5.1. Los modelos VAR clásicos

Si bien los modelos VAR son ya conocidos en la literatura, repasaremos brevemente su especificación básica. Un VAR de orden  $p$  en su forma más simple tiene la siguiente representación en forma compacta<sup>3</sup>:

$$\mathbf{B}y_t = \gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

Donde:  $\mathbf{B}$  es la matriz de coeficientes;  $y_t$  es un proceso estacionario;  $\delta_{i0} \in R^k$  con  $i = 1, 2, 3, 4, 5, 6$ : es un vector columna de constantes;  $\Gamma_1$  es una matriz de coeficientes de dimensión  $k \times k$  para  $i = 1, \dots, p$ ;  $p \in N$ : es el número de rezagos de la variable;  $\epsilon_{it} \in \sim N(0, \Sigma)$ : es ruido blanco.

Cabe resaltar que  $\epsilon_{it}$  tiene características interesantes para la modelización, donde:

$$E[\epsilon_t \epsilon_t'] = \mathbf{D}$$

y  $\mathbf{D}$  es una matriz diagonal con elemento  $\sigma_1^2$  y  $\sigma_2^2$ . Si lo transcribimos en forma de lags, el SVAR deriva en:

$$\begin{aligned} \mathbf{B}(L)y_t &= \gamma_0 + \epsilon_t \\ \mathbf{B}(L) &= \mathbf{B} - \Gamma_1 L \end{aligned}$$

La forma reducida del SVAR, un modelo VAR estándar, se puede obtener multiplicando (5) por  $\mathbf{B}^{-1}$ , asumiendo que esto existe y resolviendo para  $y_t$  en términos de  $y_{t-1}$  y  $\epsilon_t$ :

$$\begin{aligned} y_t &= \mathbf{B}^{-1}\gamma_0 + \mathbf{B}^{-1}\Gamma_1 y_{t-1} + \mathbf{B}^{-1}\epsilon_t \\ &= \mathbf{a}_0 + \mathbf{A}_1 y_{t-1} + \mathbf{u}_t \end{aligned} \quad (6)$$

O de forma alternativa:

$$\begin{aligned} \mathbf{A}(L)y_t &= \mathbf{a}_0 + \mathbf{u}_t \\ \mathbf{A}(L) &= \mathbf{I}_2 - \mathbf{A}_1 L \end{aligned}$$

Donde la forma reducida de los errores  $\mathbf{u}_t$  son combinaciones lineales de los errores estructurales  $\epsilon_t$  y tienen una matriz de covarianza:

$$\begin{aligned} E[\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t'] &= \mathbf{B}^{-1} E[\epsilon_t \epsilon_t'] \mathbf{B}^{-1} \\ &= \mathbf{B}^{-1} \mathbf{D} \mathbf{B}^{-1'} \\ &= \mathbf{\Omega} \end{aligned}$$

---

<sup>3</sup>Para la especificación y presentación del modelo se utilizó Zivot (2010).

La representación de Wold para esta forma reducida del VAR la obtuvimos multiplicando ambos lados de (6) por  $\mathbf{A}(L)^{-1} = (\mathbf{I}_2 - \mathbf{A}_1 L)^{-1}$ . De esta manera, cada ecuación del VAR se puede expresar de la siguiente manera:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \Psi(L)\mathbf{u}_t$$

Donde:

$$\begin{aligned}\Psi(L) &= (\mathbf{I}_2 - \mathbf{A}_1 L)^{-1} \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \Psi_k L^k, \Psi_0 = \mathbf{I}_2, \Psi_k = \mathbf{A}_1^k \\ \boldsymbol{\mu} &= (\mathbf{I}_2 - \mathbf{A}_1)^{-1} \mathbf{a}_0\end{aligned}$$

El modelo VAR se estima mediante el método de máxima verosimilitud condicional, pero si cada ecuación tiene idéntica cantidad de variables del lado derecho, Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) es eficiente. La metodología VAR es ya conocida y no ahondaremos en ella más de lo necesario y expuesto. El lector interesado puede consultar a Lutkepohl (2005) y Enders (2015).

## 5.2. Estimación VAR del modelo de McCallum y Nelson modificado

Para iniciar las estimaciones, se revisó la evolución política macroeconómica chilena durante el periodo muestral, no surgiendo de este análisis la presencia de ningún hito o cambio de paradigma que se deba reflejar en la estimación.

Antes de ingresar las variables a la estimación, se realizaron los análisis previos pertinentes de las series de tiempo trimestrales. Los test ADF que se realizaron, muestran un orden de integración disímil de las variables en niveles, existiendo algunas  $I(0)$ ,  $I(1)$  e  $I(2)$ . De esa manera, las variables endógenas explicadas incluídas resultan ser:  $\pi$  (tasa de inflación);  $D(Y)$ : primeras diferencias del producto desestacionalizado en logaritmos;  $R$  (tasa nominal de interés) y  $DM$  (primeras diferencias del dinero o  $M2$  en logaritmos), de las cuales, la única no estacionaria es  $R$ . Siguiendo a Enders (2005), las variables pueden ingresar al VAR con distintos ordenes de integración, siempre y cuando los residuos de la estimación sean estables y tipo ruido blanco<sup>4</sup>: todas las raíces del polinomio característico caen dentro del círculo unitario y los residuos de esta estimación resultan ser ruido blanco, según el estadístico de Ljung-Box. También el test LM de autocorrelación de los residuos confirma esta conclusión y los test de normalidad, por componentes, confirman en general normalidad.

Se testeó la causalidad ecuación a ecuación sugerida en el modelo de McCallum y Nelson mediante estimación por Mínimos Cuadrados Indirectos de cada ecuación, resultando ser las relaciones de causalidad propuesto por los autores, adecuada.

Para determinar el orden  $p$  del VAR, se utilizaron comparativamente los criterios de Akaike, Schwartz, Hannan-Quin, test LR y test de error final de predicción. En general los criterios coinciden en que el orden óptimo de rezagos es 3. En esta etapa de nuestra investigación, nuestro objetivo no es reproducir fielmente la cantidad de rezagos del modelo teórico, sino lograr que la econometría nos valide el modelo en general, mas allá de ciertas restricciones en cuanto a la memoria de los procesos.

---

<sup>4</sup>Con un p-value del 16% al rezago 28.

### 5.2.1. Análisis de descomposición de la varianza

Los principales output de validación de un modelo VAR, son las funciones de impulso respuesta y la descomposición de la varianza de los errores de predicción, los cuales pueden darnos indicios importantes acerca de las relaciones entre nuestras variables endógenas.

El orden seleccionado para la matriz de Cholesky es:  $\pi$ ,  $y$ ,  $R$ , y  $M$  (siendo  $\pi$  la más exógena, y  $M$  la menos exógena). Se expone sintéticamente la descomposición de la varianza de los errores predichos, pero su detalle se puede consultar en el anexo:

- $\pi$ : Principalmente explicada por sí misma. Del primer período en adelante, la tasa de interés pasa a jugar un rol fuerte y estable en la explicación de su varianza (casi 20 %). Conforme pasa el tiempo, el producto crece en su influencia hasta estabilizarse en un valor no despreciable (15 %).
- $D(Y)$ : Principalmente explicado por sí mismo. Solo la inflación juega un rol fuerte y estable (15 % aproximadamente).  $M$  tiene una influencia creciente. Llega a casi al 10 % al final del período.
- $R$ : Inicialmente es explicada por sí misma. El producto tiene una relevancia preponderante creciente hasta estabilizarse en un valor elevado (66 %).  $\pi$  influencia fuerte en los primeros dos lags (18 % y 14 %) aunque su importancia decrece posteriormente.  $M$  influye de manera creciente y se estabiliza en un valor no despreciable (13 %).
- $M$ : Fuertemente explicado por  $\pi$  y por  $Y$ . Si influencia propia es estable pero no tan fuerte (casi 20 %).  $PI$  es un fuerte determinante (casi 40 %) aunque decrece su importancia conforme tomamos una mayor cantidad de períodos (aproximadamente 25 %). El producto es un determinante fuerte, siempre por encima del 40 %. A mayor cantidad de períodos se estabiliza en un valor muy elevado (50 %).

En conclusión, todas las variables explican la varianza de sus errores predichos, básicamente por su propio efecto, excepto el dinero, que depende mucho de  $\pi$  y de  $y$ .

### 5.2.2. Análisis de las funciones de impulso-respuesta (IRF)

Teniendo en cuenta todas las consideraciones anteriores, analizamos las IRF del VAR(3+) con la restricción de que  $Y$  no produce efectos contemporáneos en  $\pi$ .

Analizamos las IRF para 15 períodos, pues en el caso de las respuestas de  $R$  a  $Y$ , no hay convergencia tras 10 períodos. En general, todas las variables, tras un impulso inicial, convergen a cero, esto es, los shocks aleatorios de  $\pi$ ,  $Y$ ,  $R$  y  $M$  no desestabilizan el sistema. En el caso de  $\pi$ , el mayor impacto se lo produce  $R$  y, curiosamente, ella misma. En todo este período, el Banco Central de Chile ha utilizado a la tasa de interés como herramienta de política monetaria, con resultados precisos.

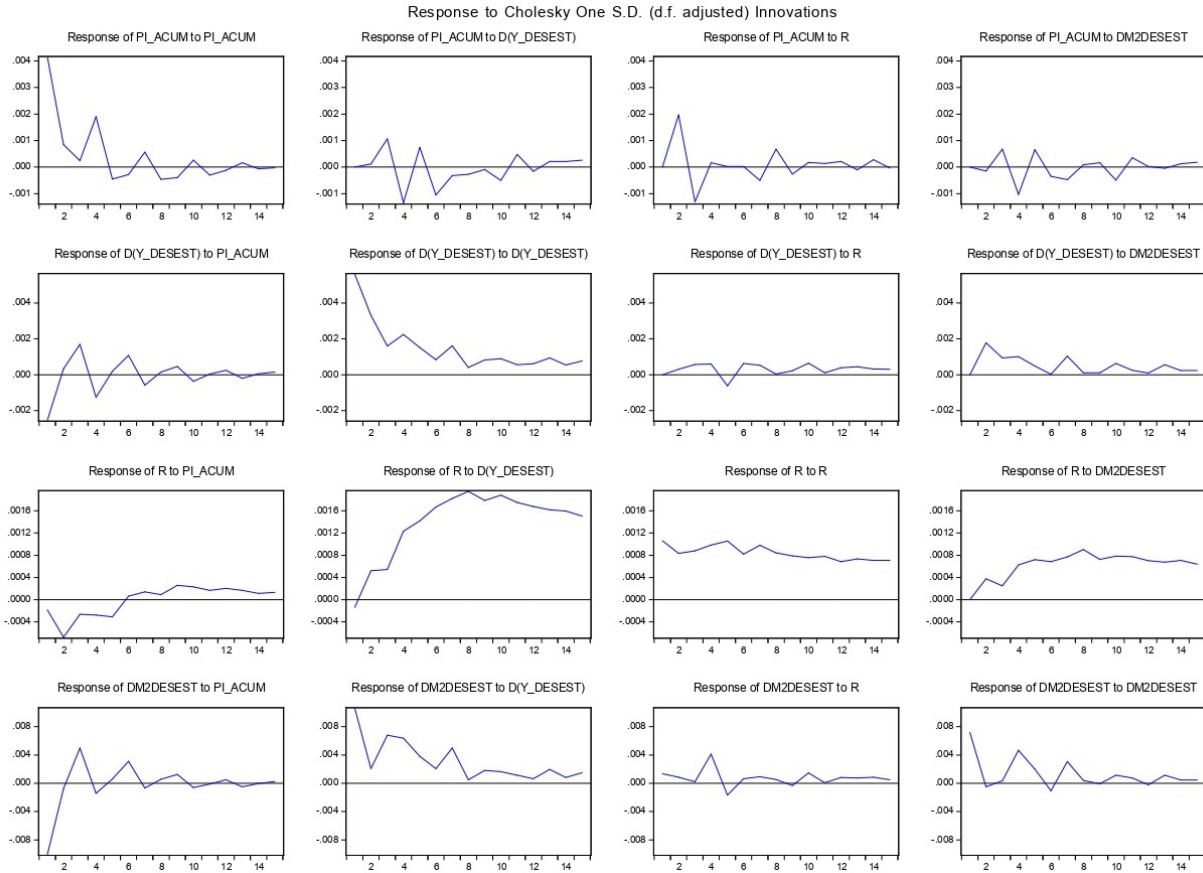


Figura 3: IRF de las variables endógenas del modelo. Elaboración propia con Eviews

$Y$  reacciona de manera importante ante un shock de  $\pi$ , produciendo inicialmente una caída, para continuar con un crecimiento que oscila entre el positivo y el negativo y estabilizarse alrededor del período 12. Esto puede interpretarse como un acomodamiento de precios relativos en la composición del producto. A su vez, el impacto de un shock monetario no posee efectos negativos, sino que levemente positivos.

$R$  resulta ser la variable más alterada por los shocks de las otras endógenas. Especialmente,  $Y$  es la que produce la mayor alteración, estabilizándose hacia el período 14 pero no convergiendo a cero. Esto es una de las caras de la estrategia monetaria llevada a cabo por el Banco Central, el cual utiliza la tasa de interés como variable de intervención.

En cuanto a  $M$ , las principales alteraciones provienen de  $\pi$  y de  $Y$ , mostrando que ante una aceleración de la inflación se tiende a aplicar una contracción monetaria y que, ante un crecimiento de la economía, también la masa monetaria debe acrecentarse.

El comportamiento de estas funciones sugieren la existencia de consecuencias sobre la economía real a partir de una variación en la cantidad de dinero, lo cual se condice por lo señalado por el trabajo de McCallum y Nelson.

### 5.3. VAR restringido y SVAR

#### Estimación de parámetros del sistema estructural: modelo SVAR

Los valores estimados en el punto VAR clásico corresponden a los coeficientes de la forma reducida del VAR. Sin embargo, habitualmente el analista de política económica estará interesado en los coeficientes de la forma estructural. ¿Cómo podríamos calcular estos coeficientes, a partir de la estimación realizada por mínimos cuadrados, de la forma reducida? La respuesta nos la dan los modelos SVAR. Para ello, empecemos por la expresión ya mencionada general, de un modelo VAR estructural.

$$By_t = A_1^* y_{t-1} + \dots + A_p^* y_{t-p} + C^* x_t + B^* u_t \quad (7)$$

Donde:  $B$ ,  $A_1^*$ ,  $C^*$  y  $B^*$  son los coeficientes estructurales de las variables endógenas, endógenas desfasadas, exógenas y de las perturbaciones estructurales, respectivamente. Como sabemos, (7) puede expresarse en su forma reducida de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} y_t &= B^{-1} A_1^* y_{t-1} + \dots + B^{-1} A_p^* y_{t-p} + B^{-1} C^* x_t + A^{-1} B^* u_t \\ &= A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + C x_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Tal que:

$$A_i = B^{-1} A_i^* \quad (8)$$

$$C = B^{-1} C^* \quad (9)$$

$$\varepsilon_t = B^{-1} B^* u_t = S u_t \quad (10)$$

Y finalmente:

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma_\varepsilon = B^{-1} B^* B^{*'} B^{-1} \quad (11)$$

Ahora bien, si quisiéramos recuperar los coeficientes de la forma estructural, una manera de hacerlo es imponer restricciones en las matrices  $B$  y  $B^*$ , dado que ahora contamos con las estimaciones de  $C$  y  $S$ . Estas restricciones pueden representar relaciones de corto o de largo plazo en nuestro sistema estructural; es decir, podemos trabajar ambas alternativas.

#### Restricciones de corto plazo: el modelo de restricciones $B$ - $B^*$

Siguiendo a Rubio-Ramírez, Waggoner y Zha (2010), podemos utilizar (10) y (11) para elaborar un modelo de sólo corto plazo; tomamos los momentos estimados de  $\Sigma_\varepsilon$ , conjuntamente con el vector de estimaciones (10), que me permite recuperar  $B$  y  $B^*$  correspondientes a (7). Si establecemos restricciones basadas en por ejemplo, supuestos sobre el comportamiento o el nivel de endogeneidad de las variables involucradas y la estructura de correlación de los errores estructurales, seremos capaces de despejar los coeficientes correspondientes a la forma estructural del modelo de interés. De acuerdo a lo explicado anteriormente, se estimó un modelo VAR, en el cual se válido el número de rezagos (tres) y las especificaciones estructurales, a partir de las FRI y la descomposición de la varianza.

Nuestro interés ahora, es identificar el orden mas adecuado para la matriz de Cholesky. Para ello, se analizo el orden de causalidad prior de las variables endógenas inflación, producto, tasa de interés nominal y dinero, previo a su inclusión en el modelo SVAR. De acuerdo al análisis causal, se puede inferir de manera aproximada, que:

1.  $R \leftarrow Y$ :  $Y$  precede causalmente a  $R$ ;  $Y$  es mas exógena que  $R$  o *causally prior*.
2.  $M2 \leftarrow R$ :  $R$  causa a  $M$ ;  $M$  es mas exógena que  $R$  o *causally prior*.

Las menos endógenas son  $Y$  y  $M$ . Surgen entonces, las siguientes combinaciones de ordenes para  $B$  (matriz de coeficientes endógenos contemporáneos):

Los tests de causalidad de Granger uniecuacionales y las funciones de impulso respuesta del VAR sugieren entonces, el siguiente orden<sup>5</sup>:

1.  $Y, M2, R, \pi$
2.  $Y, M2, \pi, R$
3.  $M2, Y, R, \pi$
4.  $M2, Y, \pi, R$

En la estimación VAR previa, usamos el orden :  $\pi/Y/R/M$  (siendo  $\pi$  la más exógena, no depende de nadie en  $t=0 \rightarrow \pi$  es *causally prior*). Este orden se corresponde con el planteo inicial del modelo. Esta estimación es parte del análisis previo a la estimación del SVAR; no obstante se compararan las estimaciones arrojadas por ambas alternativas.

Con esta nueva especificación de la matriz  $B$ , reforzamos la idea de que todas las variables se explican básicamente por su propio efecto desfasado en el tiempo. En principio, calculamos la descomposición de la varianza tanto con el orden 1 como con el orden 2.

#### 5.4. Conclusión general de test causal, IRF y descomposición de la varianza.

Se analizó el orden de causalidad *prior* de las variables endógenas inflación, producto, tasa de interés nominal y dinero, previo a su inclusión en el modelo SVAR. Los tests de causalidad de Granger uniecuacionales y las funciones de impulso respuesta del VAR sugieren el siguiente orden: Producto, Dinero, Inflación y tasa de interés nominal (en las unidades de medida anteriormente comentadas) y/o Dinero, Producto, Inflacion y Tasa de interés. Mediante la técnica utilizada, sólo se pudo comprobar que el producto es *causally prior* de la tasa de interés y que el dinero es *causally prior* de  $R$ . El orden restante es arbitrario.

Cuando hablamos de Var irrestricto, nos referimos a un modelo VAR en el cual, todas las exógenas afectan a todas las ecuaciones y todos los rezagos de las endógenas afectan a todas las endógenas. Es posible construir un VAR con restricciones en los rezagos y en las exógenas (en cuanto a su inclusión o no, en cada ecuación). De esta manera, vamos a seguir trabajando con un VAR con  $p=3$ ; pero restringiremos algunas exógenas en algunas ecuaciones, de manera tal de acercarnos aún más al modelo teórico planteado.

Según las tablas resultado de nuestra calibración<sup>6</sup> podemos ver que las variables exógenas, entonces, afectan a las endógenas de acuerdo a lo especificado en el modelo económico planteado; con  $p=3$  tanto para las endógenas desfasadas como para las exógenas desfasadas.

Con respecto al VAR irrestricto y con distinto grado de endogeneidad de las variables endógenas, se mejora la significatividad de los tests de significatividad individual, al restringir los coeficientes recién mencionados (algunas exógenas no afectan a todas las endógenas).<sup>7</sup>

<sup>5</sup>Mediante la técnica utilizada, sólo se pudo comprobar que el producto es *causally prior* de la tasa de interés y que el dinero es *causally prior* de  $R$ . El orden restante es arbitrario.

<sup>6</sup>Las tablas resultado nombradas se encuentran en el Anexo de este trabajo debido a fines explicativos y de orden.

<sup>7</sup>En el VAR irrestricto obtuvimos 12 de 72 coeficientes de la expresión reducida, significativos. En el VAR restricto, 11 de 55



Como estimamos tanto con el orden (1) como con el (2), seleccionamos finalmente el (2), dado que esta especificación tiene mejor performance que (1) en cuanto a significatividad de las estimaciones de los coeficientes de la forma reducida. Cabe aquí recordar que partimos de un modelo teórico diseñado de acuerdo a la teoría monetaria (más allá de las diferencias propias de corrientes, dentro de dicha teoría) y a partir de ese modelo, hemos ido seleccionando alternativas de estimación, de acuerdo a la modelización más adecuada según los datos y sus correspondientes resultados<sup>8</sup>.

De esta manera, se puede observar que seleccionado  $M$  como la más exógena, seguida por  $Y$ ,  $\pi$  y  $R$ , tenemos ahora 24 de 55 parámetros estimados de la forma reducida, con estadísticos  $t$  significativos al 5 y 10%. En esta última especificación, chequeamos nuevamente los residuos en cuanto a ausencia de correlación no contemporánea; estabilidad y normalidad. Asimismo, todas las raíces del polinomio característico caen dentro del círculo unitario, indicando que el modelo es estable. Para una mayor comprensión a continuación exponemos los gráficos respaldando los respectivos comentarios:

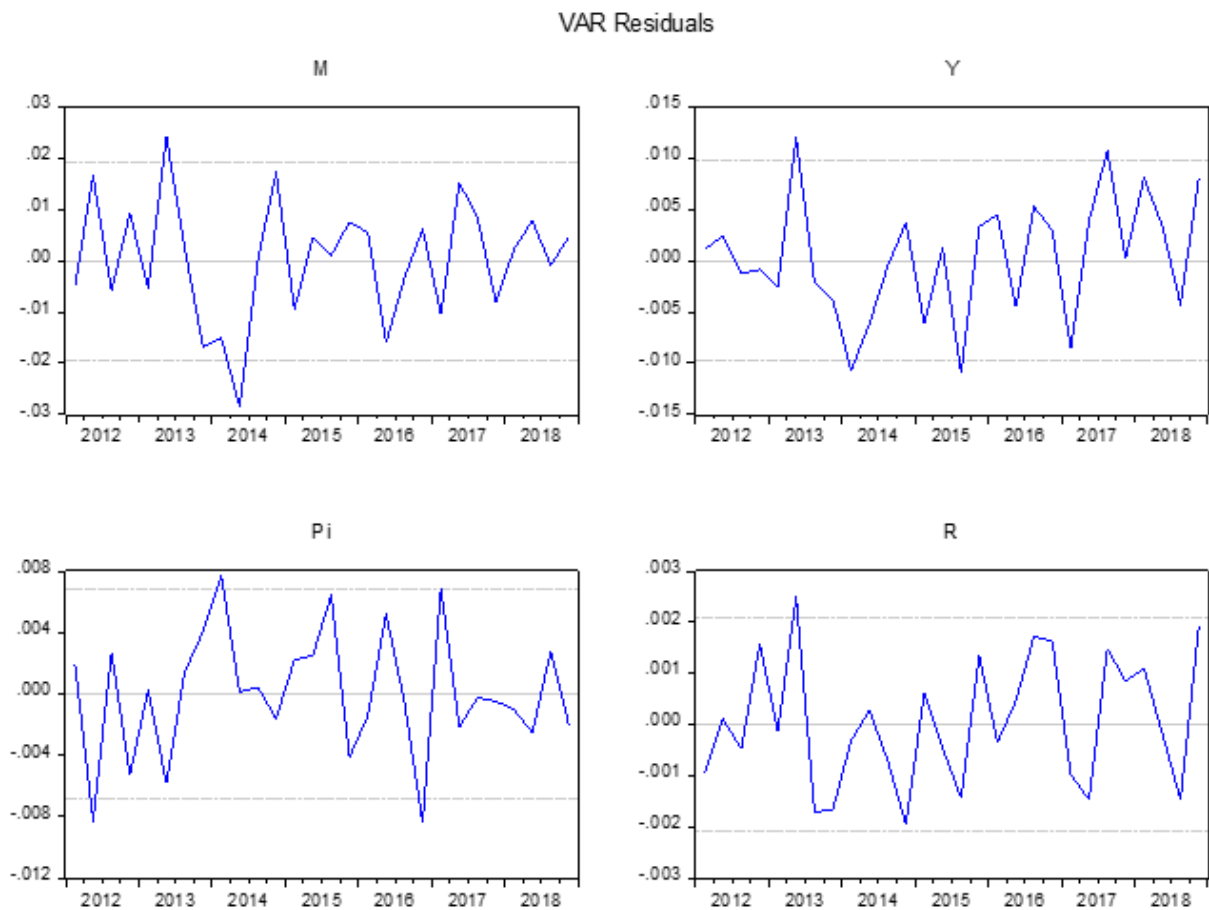


Figura 4: Análisis de los residuos de las variables anteriormente nombradas. Elaboración propia con Eviews

<sup>8</sup>Los resultados de esta estimación se encuentra en el Anexo de este trabajo.

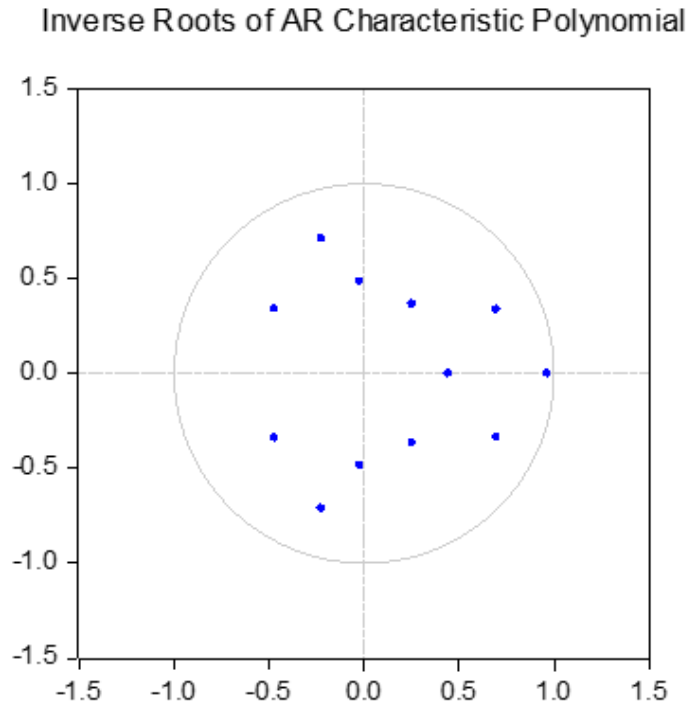


Figura 5: Análisis de las raíces del polinomio característico anteriormente nombradas. Elaboración propia con Eviews

Por último, a continuación presentamos los resultados de la estimación, la cuál realizamos mediante el programa estadístico EViews, nombrada anteriormente<sup>9</sup>:

---

<sup>9</sup>En el Anexo III se encuentra una forma alternativa de presentar la estimación.

Vector Autoregression Estimates (with restrictions)  
Sample (adjusted): 2012Q1 2018Q4  
Iterated GLS convergence achieved after 15 iterations

	DM2DESEST	D(Y_DESEST)	PLACUM	R
DM2DESEST(-1)	-0.056443	0.234284*	-0.03985	0.062337*
DM2DESEST(-2)	-0.124675	0.127627*	-0.065652*	0.014157
DM2DESEST(-3)	0.483215*	0.201588*	-0.034416	0.035703*
D(Y_DESEST(-1))	0.425283	0.023001	0.153096	-0.020327
D(Y_DESEST(-2))	1.002011*	-0.205048	-0.044256	0.017911
D(Y_DESEST(-3))	-0.476948	-0.334974*	0.086094	-0.048663*
PLACUM(-1)	-0.34896	0.357390	0.366591*	0.049231
PLACUM(-2)	0.699321*	-0.01447	-0.008717	0.166995*
PLACUM(-3)	0.089350	-0.674089*	0.182114	-0.072597
R(-1)	-0.726717	-0.777156	0.900090	1.202698*
R(-2)	1.364073	-0.386269	-1.843009*	-0.46097*
R(-3)	-0.722758	1.135724	1.027991*	0.188807*
EXP_PL_TRIM3(-1)	0.000000	0.316928*	0.115935	0.000000
GAP(-1)	0.000000	0.000000	0.084082*	0.000000
D(EXP_Y_DESEST(-1))	0.000000	-0.01995*	-0.037488*	0.000000
D(EXP_R_PI2(-1))	0.000000	0.000000	0.000000	0.594147*
DYNOM	0.000000	0.000000	0.000000	1.83E-06*
D(E_NOM)	0.208498*	0.000000	0.000000	0.000000
R-squared	0.337193	0.353297	0.650059	0.993949

\*: simboliza las variables significativas a un grado del 5% y 10%.

En esta estimación, la primera ecuación es la correspondiente a  $M$ , la segunda a  $Y$ , la tercera a  $\pi$  y la cuarta a  $R$ . Se estimaron por GLS, los coeficientes del SVAR restringido, obteniéndose 26 de 56 coeficientes significativos.  $TC$  solo explica a  $M$  y recursivamente, a todo el sistema (según la especificación seguida).

**Los datos soportan de manera muy importante la hipótesis de que el  $TC$  afecta básicamente a  $M2$  en un canal de transmisión directa. ( $TC \rightarrow M$ ).**

La bondad del ajuste es buena a nivel global, aunque en la primera ecuación, la correspondiente a  $M$ , este indicador es un poco reducido. En parte se debe al orden seleccionado para la matriz de Choleski y consecuentemente, las restricciones utilizadas.

## 6. Discusión de los resultados obtenidos en las estimaciones.

En su trabajo, McCallum y Nelson, mediante el análisis de las funciones de impulso- respuesta de su modelo de equilibrio general estocástico, concluyeron que:

- El dinero y la inflación no sólo tienen una correlación muy alta, sino que es cercana a la equiproporcionalidad.
- El crecimiento del dinero tiene efecto contemporáneo en la generación de inflación y además,

de liderazgo.

- El modelo está en desacuerdo con la política monetaria que considera neutral al dinero.
- Los resultados refuerzan la idea de que la teoría cuantitativa del dinero debería reconsiderarse como básica. Los shocks monetarios, IS y de producto, producen cambios permanentes en los niveles de dinero nominal y precios, y cambios temporales en el producto y la tasa de interés.

Nuestro modelo sugiere básicamente, que el dinero no es endógeno, o al menos no en lo contemporáneo. En particular, nuestro modelo encuentra que:

- Nuestra estimación halla una correlación significativa para dinero e inflación, pero no es una relación equiproporcional.
- Nuestra estimación sugiere que el liderazgo lo tiene la inflación, sobre el dinero.
- • Nuestras estimaciones avalan la neutralidad del dinero en lo contemporáneo; sin embargo, el dinero afecta al producto en los rezagos 1, 2 y 3.
- El incremento del producto no produce contemporáneamente un incremento de la cantidad de dinero, pero sí una respuesta al rezago segundo, es decir, después de dos trimestres.

Nuestras estimaciones sugieren las siguientes conclusiones acerca de las relaciones contemporáneas simultáneas entre las variables endógenas:

	M	Y	PI	R
Ecuación para M	1			
Ecuación para Y	-0.38	1		
Ecuación para Pi	0.16	-0.035	1	
Ecuación para R	-0.01	0.06	0.07	1

Figura 6: Matriz de coeficientes estimados de las endógenas contemporáneas.

Resulta interesante destacar que los datos de la muestra, y para ese periodo, nos indican neutralidad del dinero (contradiendo al modelo inicial teórico). Existe relación contemporánea y de causalidad, para  $Y$  en relación a  $M$ ,  $\pi$  en relación a  $M$  e  $Y$  y  $R$  en relación a  $M$ ,  $Y$  y  $\pi$ .  $Y$  no causa a  $M$  y  $R$  no causa a  $M$ . Recordemos que todas estas relaciones, se obtuvieron a partir de imponer restricciones en la matriz  $\Gamma$  en cuanto a las exógenas, y en la matriz  $B$ . Si cambiamos esas restricciones, los resultados son muy diferentes. Si la muestra se tomara en otro periodo o en otra frecuencia (mensual, anual, largo plazo), es altamente probable que nuestras conclusiones y valores de parámetros, varíen.

De la estimación de los coeficientes de la forma reducida (que considera a todas las variables en un sistema de numerosas interrelaciones, contemporáneas y desfasadas), destacamos los siguientes interesantes hallazgos<sup>10</sup>:

- El tipo de cambio influye muy significativamente en  $M$ : un incremento del 1% en el  $TC$  produce un incremento del 20% en  $M$ .
- Las variaciones en las expectativas de  $R$  producen cambios positivos y significativos en  $R$ .

<sup>10</sup>Recordemos que estos efectos se corresponden con valores rezagados de las endógenas, y contemporáneos de las exógenas.

- La tasa de inflación afecta de manera desfasada y positiva a si misma, a la tasa de variación de  $M$  en forma positiva, a  $R$  en forma positiva y al producto (de manera negativa).
- El incremento del producto en  $t - 2$ , incrementa  $M$  (la teoría cuantitativa se cumpliría no contemporáneamente).
- El incremento del dinero afecta rezagadamente, a  $Y$  en forma positiva y a  $R$  en forma positiva también

## 7. Conclusiones

El presente trabajo expone algunos resultados de relevancia para la actualidad de la teoría macroeconómica, a través de la aplicación econométrica de un modelo VAR y SVAR. Nuestra investigación utiliza como punto de arranque el modelo de McCallum y Nelson (2010). Sobre este trabajo fundamental, se desarrollan algunas modificaciones que permiten adaptar el trabajo a una economía latinoamericana; en particular, incluyendo al tipo de cambio como variable exógena. La economía seleccionada para testear el funcionamiento del modelo es Chile, durante el período 2011-2018. Los resultados, si bien no absolutamente contundentes, caben señalarse, dado que resultan de importancia para el desarrollo de políticas monetarias.

Intentamos además, tomar una posición intermedia para la histórica discusión entre partidarios de la Cowles Commission y la escuela de Granger-Sims-Hendry, en cuanto al planteamiento de los modelos multiecuacionales. Es posible tomar los puntos fuertes de cada escuela, partiendo de un modelo teórico con fundamentos en alguna teoría macroeconómica determinada, para posteriormente, ir modificando y mejorando la especificación de dicho modelo, con evidencia empírica. En nuestro caso, hallamos que, para esta muestra en particular, el dinero no es endógeno en el corto plazo; que la tasa de interés se ve fuertemente afectada por el dinero, el producto y la tasa de inflación; que el tipo de cambio afecta contemporáneamente a la variación del dinero.

Finalmente, aunque algunas variables endógenas no tengan efectos contemporáneos en las otras, sí lo tienen con cierto rezago. A su vez el tipo de cambio, demuestra tener una influencia significativa en el producto, lo cual es interesante en un país con una participación muy grande de las exportaciones en el total del ingreso.

Este modelo valida ciertas relaciones entre las variables monetarias y estimo impactos de corto y mediano plazo. Queda para una investigación futura, poder comprobar de acuerdo a la Historia Económica, que ciertas políticas monetarias tuvieron los efectos predichos por el modelo.

## Referencias

- [1] BANCO CENTRAL DE CHILE (2019) : <https://www.bcentral.cl/estadisticas>. Consultado 1° semestre 2019..
- [2] CAGAN P. (1956). *The Monetary Dynamics of Hyperinflation*. In: Friedman, M., Ed., Studies in the Quantity Theory of Money, The University of Chicago Press, Chicago, 25-117.
- [3] FRIEDMAN M. (1957). *Theory of the Consumption Function*. National Bureau of Economic Research, Inc.
- [4] GALÍ, J y PEROTTI R. (2003). *Fiscal policy and monetary integration in Europe*. Economic policy, 18(37), 533-572.
- [5] HUME, D. (1752). *Of Money and Of Interest*. In D. Hume, Whittings on Economics, ed. E. Rotwein, Madison: University of Wisconsin Press.
- [6] LUCAS, R. (1972). *Expectations and the Neutrality of Money*. Journal of Economic Theory 4, p. 103–124.
- [7] LUCAS, R.(1978). *Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs*. American Economic Review, 63, issue 3, p. 326-34.
- [8] LUCAS, R. y SARGENT, T. (1981). *Rational expectations and econometric practice (Vol. 2)*University of Minnesota Press.
- [9] LUCAS, R. y NICOLINI, J.P (2015). *On the stability of money demand*. Journal of Monetary Economics, 73, 48-65.
- [10] MARTINEZ, C. y CIRERA, E. (2017). *Introducing Sliding Modes in Economics*. ATINER'S Conference Paper Series, No: ECO2016-2187.Athens, Greece.
- [11] MARTINEZ, C.; MILIA, D.;BRUFMAN, J. y JACK, P. (2017). *Análisis de políticas monetarias de control de la inflación con modelos BVAR: el caso chileno*. Anales LII Reunion Anual AAEP. Bariloche: Universidad Nacional de Rio Negro. 2017 vol. n°. p - . issn 1852-0022.
- [12] MARTINEZ, C.; BRUFMAN, J.; CIRERA, E.; y BRAVO, G. (2018). *Comparación de distintas metodologías VAR en el análisis de política monetaria*. Argentina. Buenos Aires. IV Jornadas Argentinas de Econometria. Centro de Investigaciones en Econometria de la FCE – UBA.
- [13] MC CALLUM, B y NELSON, E. (2010). *Money and Inflation: Some Critical Issues*. Finance and Economic Discussion Series, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [14] MUTH, J. (1961) . *Rational Expectations and the Theory of Prices*, conometrica, 29, 3, pp. 315-335.
- [15] NERLOVE, M. (1958). *Adaptive Expectations and Cobweb Phenomena*. The Quarterly Journal of Economics, Oxford University Press, vol. 72(2), pages 227-240.
- [16] RUBIO-RAMÍREZ, J.; WAGGONER, D. y ZHA, T. (2010). *Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference*. The Review of Economic StudiesVol. 77, No. 2 (April 2010), pp. 665-696 (32 pages). Published By: Oxford University Press

- [17] THORNTON, H. (1802). *An Enquiry into the Nature and Effects of the Paper Credit of Great Britain*. Allen Unwin.
- [18] URBISAIA, H.; BRUFMAN, J.; MARTÍNEZ, C.; y RODRÍGUEZ, E. (2007). *La modelización VAR aplicada a un problema de economía monetaria*. XXII Jornadas Nacionales de Docentes de Matemática de Facultades de C. Economicas y afines. Setiembre 2007, Mendoza.
- [19] ZIVOT, E. (2000). *Notes on Structural VAR Modeling*.

## 8. Anexo

### 8.1. Anexo I: Estimacion VAR restringido con GLS

---

Vector Autoregression Estimates (with restrictions)  
Sample (adjusted): 2012Q1 2018Q4  
Iterated GLS convergence achieved after 138 iterations

---

	D(Y_DESEST)	DM2DESEST	PLACUM	R
D(Y_DESEST(-1))	-0,182306	0.398936	0.210440	-0,011461
D(Y_DESEST(-2))	-0,152659	0.972968*	-0,001819	-0,020764
D(Y_DESEST(-3))	-0,470692*	-0,339578	0.164777	-0,067717
DM2DESEST(-1)	0.284078*	-0,008203	-0,076432	0.075525
DM2DESEST(-2)	0.151975*	-0,240218	-0,046229	0.041862
DM2DESEST(-3)	0.236160*	0.418492	-0,103311	0.018896
PLACUM(-1)	0.691149*	0.400903	0.171743	0.010060
PLACUM(-2)	0.127986	0.830850	0.322317*	0.172666
PLACUM(-3)	-0,861835	-0,170779	0.008319	-0,160726
R(-1)	0.472290	0.141201	1.182858	1.743132
R(-2)	-2,387804	-0,340592	-1,846209*	-1,222711
R(-3)	2.028586*	0.174420	0.799003	0.418072
EXP_PI_TRIM3(-1)	-0,425027	-0,300299	0.000000	0.000000
GAP(-1)	-0,074957	0.000000	0.000000	0.000000
D(EXP_Y_DESEST(-1))	0.000000	-0,024301	0.000000	0.000000
D(EXP_R_PI2(-1))	0.000000	-0,054257	0.000000	0.000000
DYNOM	0.000000	0.000000	0.000000	-1,87E-07
D(E_NOM)	0.000000	0.000000	0.000000	0.005523
R-squared	0.336311	0.336840	0.270744	0.985777

---

\*: simboliza las variables significativas a un grado del 5% y 10%.



## 8.2. Anexo II: Estimación VAR restringido con GLS para 51 iteraciones.

Vector Autoregression Estimates (with restrictions)  
 Sample (adjusted): 2012Q1 2018Q4  
 Included observations: 28 after adjustments  
 Iterated GLS convergence achieved after 51 iterations

	DM2DESEST	D(Y_DESEST)	PLACUM	R
DM2DESEST(-1)	-0,019163	0.294863*	-0,076432	0.076177*
DM2DESEST(-2)	-0,240224	0.190565*	-0,046229	0.044908*
DM2DESEST(-3)	0.392538*	0.201077*	-0,103311*	0.025136
D(Y_DESEST(-1))	0.452450	-0,033986	0.210440	-0,026001
D(Y_DESEST(-2))	0.916098*	-0,278518	-0,001819	-0,017361
D(Y_DESEST(-3))	-0,276075	-0,407245*	0.164777	-0,084971*
PLACUM(-1)	0.255787	0.557709*	0.171743	-0,006536
PLACUM(-2)	0.820693*	0.068302	0.322317*	0.152058*
PLACUM(-3)	-0,114679	-0,781581*	0.008319	-0,163202*
R(-1)	-0,39331	0.625383	1.182858*	1.740620*
R(-2)	0.435212	-2,550165	-1,846209*	-1,229913*
R(-3)	-0,121438	1.939658*	0.799003	0.432023*
EXP_PL_TRIM3(-1)	-0,031605	-0,09589	0.000000	0.000000
GAP(-1)	0.070018	0.000000	0.000000	0.000000
D(EXP_Y_DESEST(-1))	0.000000	-0,007356	0.000000	0.000000
D(EXP_R_PI2(-1))	0.000000	-0,908392*	0.000000	0.000000
DYNOM	0.000000	0.000000	0.000000	-6,09E-07
D(E_NOM)	0.000000	0.000000	0.000000	0.014072*
R-squared	0.345683	0.197865	0.270744	0.982651

\*: simboliza las variables significativas a un grado del 5% y 10%.

### 8.3. Anexo III: Representacion alternativa de la estimación.

Structural VAR Estimates  
 Sample (adjusted): 2012Q1 2018Q4  
 Included observations: 28 after adjustments  
 Restrictions: @VEC(E1) = "0, NA, NA, 0", @VEC(E2) = "0, 0, NA, 0",  
 @VEC(E3) = "0, NA, NA, 0", @VEC(E4) = "0, 0, 0, NA", @VEC(E5) = "0,  
 0, 0, NA", @VEC(E6) = "NA, 0, 0, 0"  
 Iterated GLS convergence achieved after 15 iterations  
 Estimation method: Least squares via Gauss-Newton (analytic derivatives)  
 Convergence achieved after 8 iterations

---



---

Model: Be = Au where E[uu']=I

B =

1	0	0	0
C(1)	1	0	0
C(2)	C(4)	1	0
C(3)	C(5)	C(6)	1

---



---

A =

C(7)	0	0	0
0	C(8)	0	0
0	0	C(9)	0
0	0	0	C(10)

---



---

	Coefficient	Std. Error
C(1)	-0.387509	7.86E-06
C(2)	0.165214	5.58E-05
C(3)	-0.008699	6.66E-05
C(4)	-0.035262	0.000143
C(5)	0.060361	0.000143
C(6)	0.074406	0.000219
C(7)	0.019423	7.63E-08
C(8)	0.004560	3.25E-07
C(9)	0.003678	4.03E-07
C(10)	0.001168	1.27E-06

---



---

Objective value	1.76E-16
-----------------	----------

---

---

Estimated B matrix:			
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
-0.387509	1.000000	0.000000	0.000000
0.165214	-0.035262	1.000000	0.000000
-0.008699	0.060361	0.074406	1.000000

---

---

Estimated A matrix:			
0.019423	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.004560	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.003678	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	0.001168

---

---