



Universidad de **SanAndrés**

Macroeconometría

Trabajo Práctico N°3

Profesores:

Javier García-Cicco & Luis Libonatti

Integrantes:

Santiago De Martini

Nicolás Der Meguerditchian

Juan Castro

Resumen

En el presente trabajo se presenta evidencia empírica del efecto neo-Fisher en la economía Argentina. Estos resultados están en línea con los derivados por Uribe (2020) para Estados Unidos. Con este fin, en un primer lugar se desarrollan dos VAR, uno con restricciones de corto plazo y otro con restricciones de largo plazo, y por último presentamos los resultados de un VAR con la diferencia de que este está representado como un modelo de espacio-estado, lo cual nos permite identificar la respuestas de las variables a shocks monetarios transitorios y permanentes. Por último, se presentan dos variaciones conceptuales a los resultados obtenidos.

Ejercicio 1

En las Figuras 1 a 4 se presentan graficamente las variables EMAE, Inflación, Tasa de Interés y Tasa Real, en log-niveles y sus respectivas diferencias para el período de muestra a analizar en el trabajo. A la luz de los supuestos usados por Uribe (2020), se espera que estas tengan raíces unitarias a excepción de la Tasa Real que es estacionaria en niveles. En el Apéndice se encuentran los resultados del test de *Augmented Dicky Fuller* (ADF) para comprobar estos. Los resultados de los estadísticos obtenidos son similares a los de Uribe (2020), confirmando la estacionaridad de la tasa real y las raíces unitarias de las demás variables.

Cuando analizamos el EMAE, Figura 1, vemos una clara tendencia en niveles que luego del 2013 se estabiliza alrededor de un determinado valor. Esta tendencia inicial comienza con valores negativos y asciende a valores positivos después del 2010. Desde entonces se estabiliza a pesar de ciertos períodos con saltos abruptos. Con respecto a la diferencia del EMAE, en esta sí se puede ver que no posee tendencia alguna y está centrada entorno al cero. Esto no muestra que mientras el nivel no es estacionario, la primera diferencia sí lo es, lo cual comprobamos con los test ADF.

La inflación presenta una tendencia menos pronunciada en niveles pero que se acentúa a partir del 2015. Adicionalmente, muestra saltos que persisten durante un tiempo antes de retornar a la tendencia, teniendo esta un componente estacional. Cuando diferenciamos la inflación vemos que la tendencia desaparece y se centra en cero. Existen varios saltos que revierten rápidamente a la media, lo que nos dice que la diferencia de la inflación tiene una varianza alta.

En la Figura 3 vemos la tasa de interés en nivel y diferencias. La primera presenta una clara tendencia ascendente con algunos picos altos en períodos específicos. Comparado a las otras variables el nivel de la tasa de interés es la más estable debido a que es un instrumento político. Luego de aplicar la diferencia, esta pierde la tendencia y se centra en cero y a excepción de algunos *outliers* la variable es estable.

Un análisis adicional que realizamos es comparar la evolución de la tasa de interés y la inflación. Para que nuestro trabajo esté en línea con lo postulado por Uribe (2020), necesitamos que la tasa presente una variación similar a la de la inflación, como se puede ver en la figura 6 para Estados Unidos. Para nuestro período de interés, graficamos la serie de inflación y tasa de interés superpuestas en la figura 5, donde podemos ver que ambas tienen la misma tendencia, lo que sugiere que ambas pueden estar expuestas a mismos shocks.

Por último, al igual que postula Uribe (2020) la tasa real no debería tener tendencia. Lo que se comprueba tanto en el gráfico como en el test de ADF. Vemos que la tasa se centra en algún valor levemente inferior al cero. Presenta grandes picos y saltos pero siempre retorna rápidamente a la media. Adicionalmente mostramos la primera diferencia de la variable.

En conclusión, todas las variables presentan un comportamiento similar al trabajo de Uribe (2020). En nivel poseen raíz unitaria según el test de ADF y tendencia, pero una vez diferenciadas se convierten en estacionarias y se rechaza la hipótesis nula del test con 99 % de confianza. La excepción es la diferencia entre la inflación y la tasa de interés, la tasa real. Ésta, al igual que en el paper, es estacionaria en su nivel y obviamente en su diferencia.

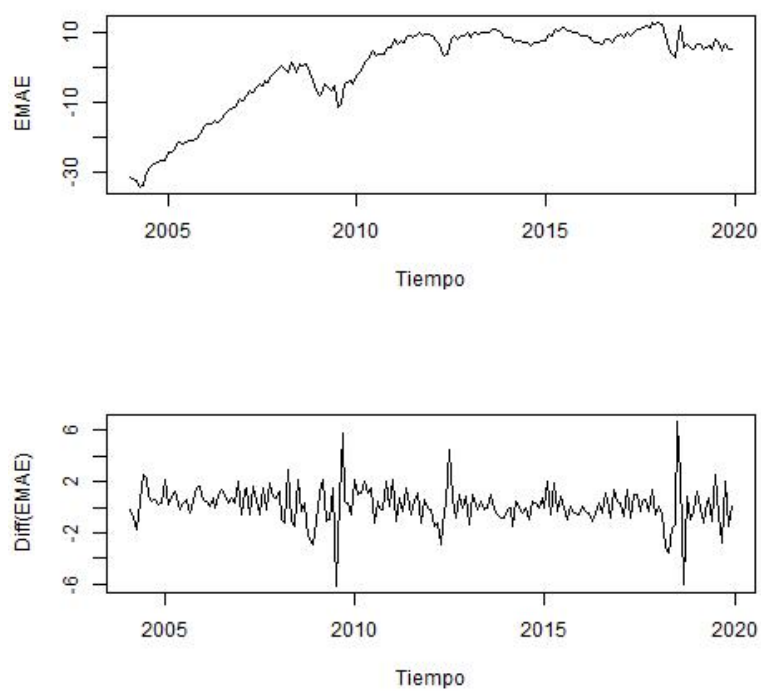


Figura 1: EMAE

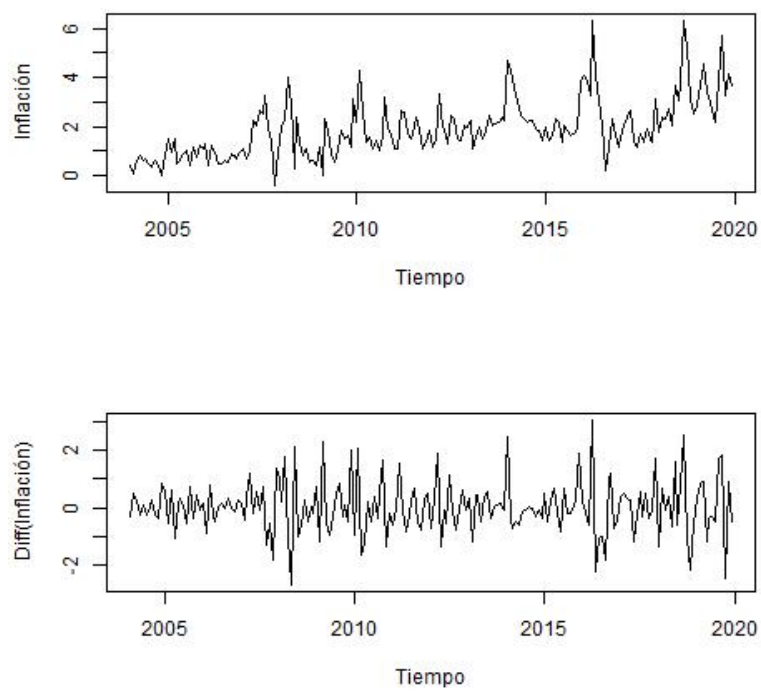


Figura 2: Inflación

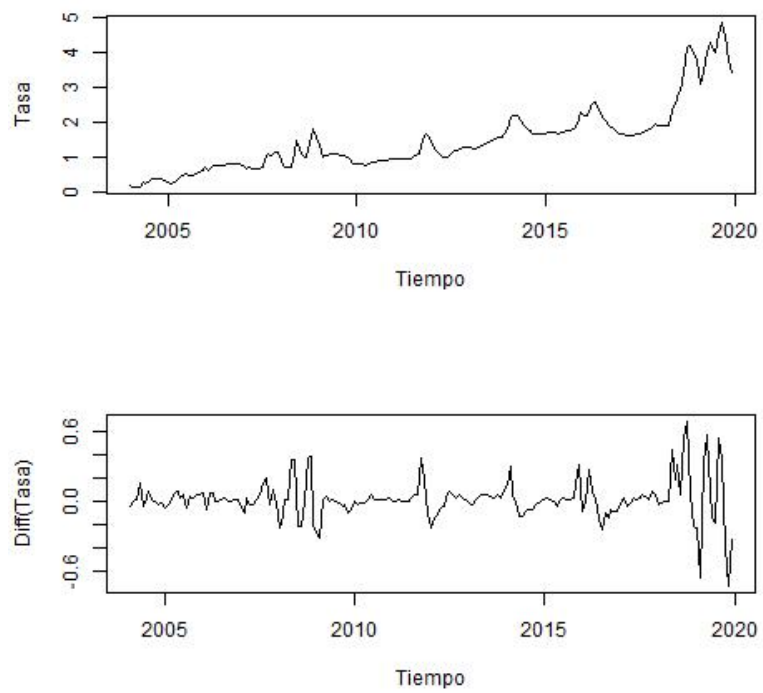


Figura 3: Tasa de Interés

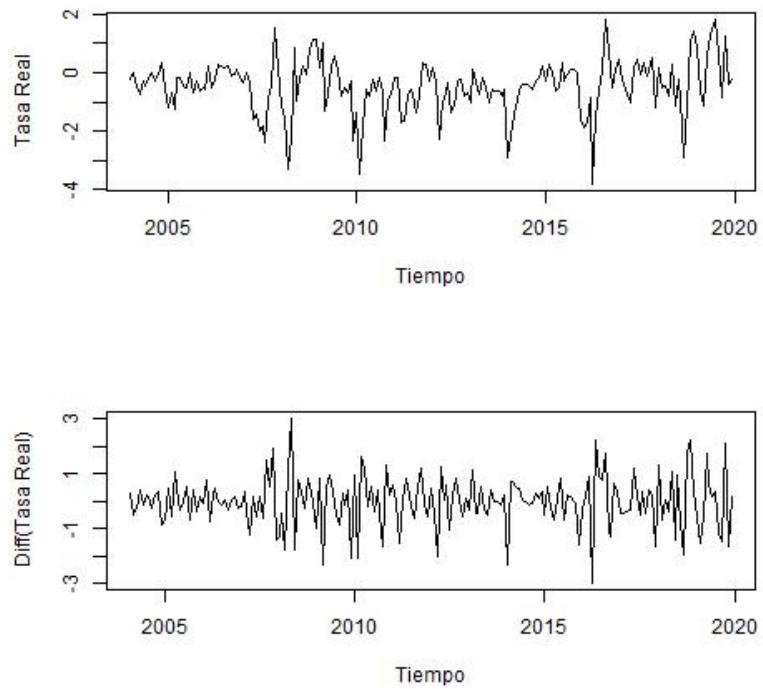


Figura 4: Tasa Real

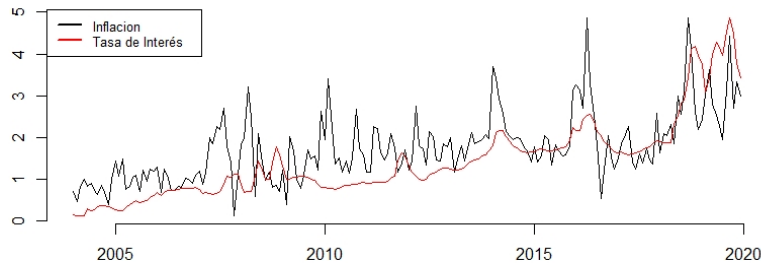


Figura 5: Series de Tasa e Inflación para Argentina

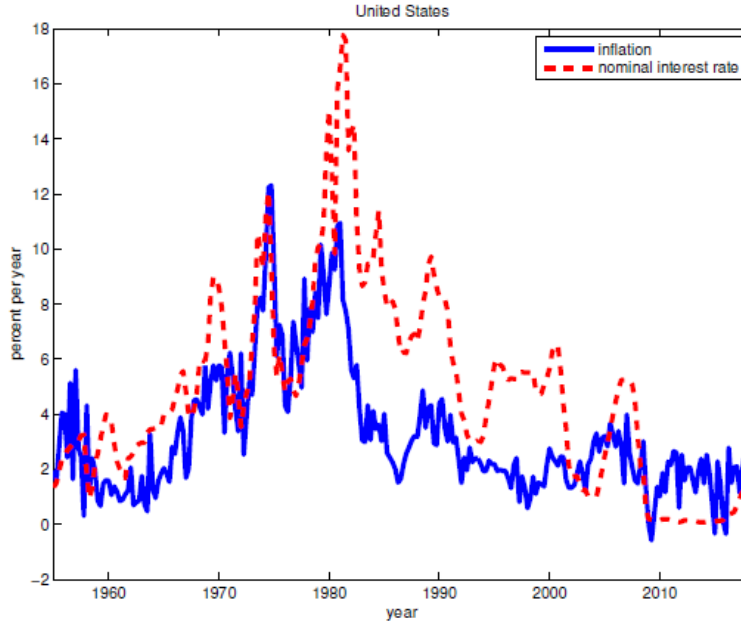


Figura 6: Series de Tasa e Inflación para EEUU (Uribe, 2020)

Ejercicio 2

Las Figuras 7 a 9 presentan las funciones de impulso respuesta de un VAR con restricciones de corto plazo recursivas ante un shock a la tasa de interés. El VAR estimado se compuso por las variables $[\Delta i_t, \Delta \pi_t, \Delta y_t]$, tasa de interés, inflación y EMAE respectivamente, todas en diferencias en el orden especificado siguiendo las consignas del trabajo. Para determinar la longitud de rezagos a utilizar, se siguió con el criterio de Hannah-Quinn. Entonces se computó un VAR(2), este criterio adicionalmente nos proporciona un beneficio en términos de parsimonia ya que los demás indicaban una cantidad de rezagos mayores a siete.

A la hora de analizar los resultados con respecto al efecto Fisher y Neo-Fisher tenemos que prestar atención a las Figuras 7 y 8. Inicialmente, cuando ocurre el shock a la tasa, esta presenta el mismo y luego existe un leve rebote negativo antes de volver a su nivel estacionario. En la función de respuesta de la inflación también se vé un efecto similar. Primero la variable parece responder positivamente al shock para luego tener un rebote negativo y positivo antes de finalizar. Esta relación de efectos podría atribuirse al efecto Neo-Fisher, donde un aumento de carácter permanente de la tasa de interés ocasiona una suba de la inflación. Esto, aunque parezca contra intuitivo

se basa en que existe un salto en las expectativas inflacionarias por lo que la tasa real de interés cae. Formalmente,

$$r_t = i_t - \pi_t^e$$

Aún así, las bandas de confianza por *bootstrap* no nos permiten afirmar con precisión este proceso, principalmente en los primeros periodos. Por lo que no podemos decir que existe un efecto Neo-Fisher.

IRF

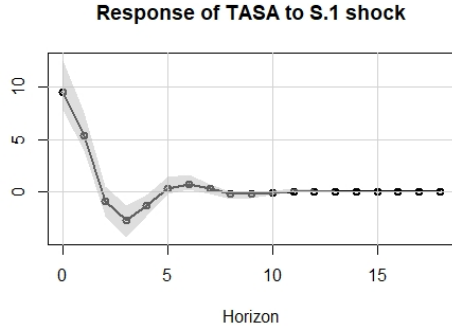


Figura 7: Respuesta de la Tasa

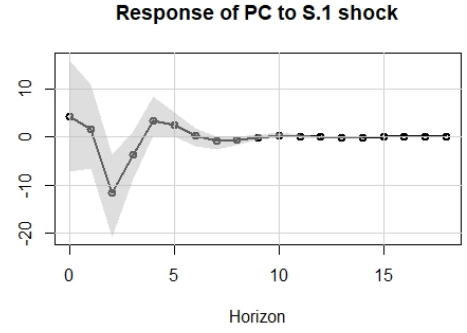


Figura 8: Respuesta de la Inflación

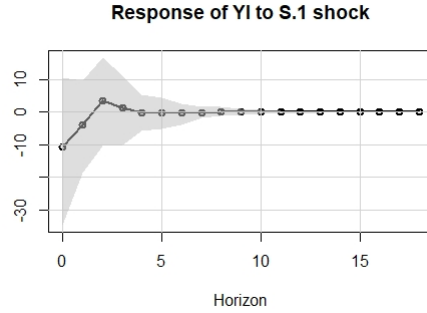


Figura 9: Respuesta del EMAE.

Por último, la Figura 9 muestra la respuesta del EMAE al shock descrito en el párrafo anterior. Acorde con la literatura, presenta una relación negativa inicial para luego retornar a su nivel en su estimación puntual. Aún así, las bandas de confianza muestran una alta dispersión que alcanza hasta valores positivos en los primeros periodos.

Adicionalmente se presenta la contribución de este shock para explicar la varianza del error de pronóstico de las tres variables en el VAR, Figuras 10 a 12. Tanto para el EMAE como para la inflación, el shock compone alrededor de 15 % del error del pronóstico, nunca alcanza el 20 %. Como es de esperar, para la tasa de interés el porcentaje alcanza casi el 100 % y luego de los periodos iniciales disminuye levemente.

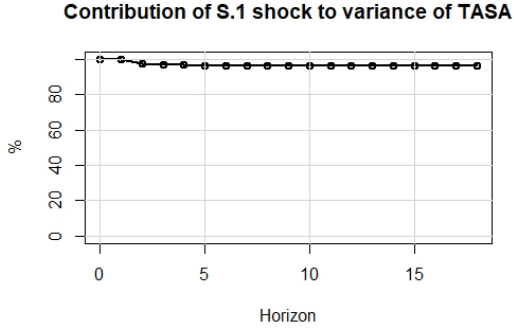


Figura 10: Descomposición de Varianza, Tasa de Interés

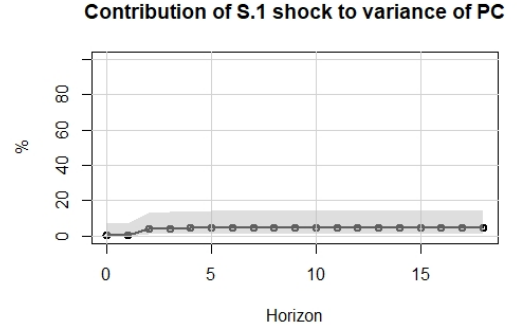


Figura 11: Descomposición de Varianza, Inflación

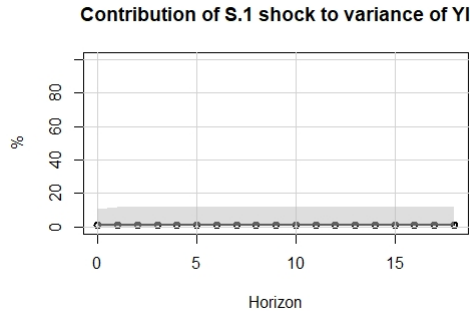


Figura 12: Descomposición de Varianza, EMAE

Ejercicio 3

En este punto se buscó identificar los efectos de shocks permanentes de la tasa de interés a largo plazo. Se computó un VAR con restricciones de largo plazo con el siguiente orden de variables, EMAE, tasa real y tasa de interés $[\Delta y_t, \Delta r_t, \Delta i_t]$. Siguiendo con el punto anterior, utilizamos el criterio de Hannan-Quinn para determinar la cantidad de rezagos del VAR, que es 2 nuevamente. Las Figuras 13 a 15 presentan las funciones de impulso respuesta de las variables y adicionalmente las Figura 16 muestra la respuesta de la inflación. Esta última fue construida con los cálculos derivados de los efectos de la tasa de interés y real, ya que $\pi_t = i_t - r_t$.

La respuesta del EMAE sigue sin ser clara ya que posee alta dispersión en sus bandas de confianza y la estimación puntual siempre ronda en el cero. Aún así, este resultado nos demuestra la neutralidad del dinero cuando comparamos las Figuras 13 y 14. Por otro lado, la tasa de interés y la real presentan una respuesta inversa entre ellas. Mientras el shock de la tasa de interés converge de vuelta su nivel, la real cae en los primeros periodos y luego rebota positivamente antes de finalizar el efecto. Esto se puede enmarcar en el marco teórico de que un aumento permanente en la tasa de interés genera una suba de las expectativas inflacionarias futuras, entonces la tasa real cae. Por último, la respuesta en la inflación es similar al punto anterior y a la respuesta de la tasa de interés. Primero posee un efecto positivo, mayor al shock en la tasa, para luego caer y tener un impacto negativo antes de converger a su nivel.

IRF

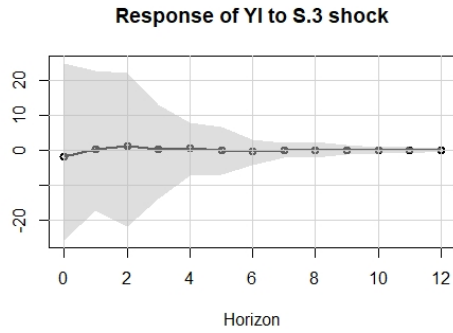


Figura 13: Respuesta del EMAE

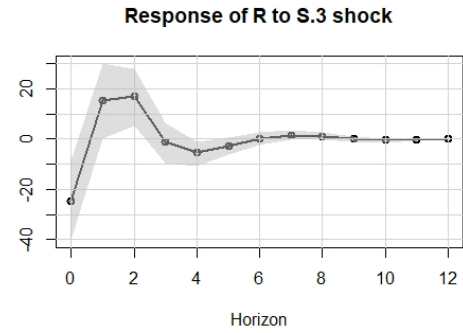


Figura 14: Respuesta de la Tasa Real

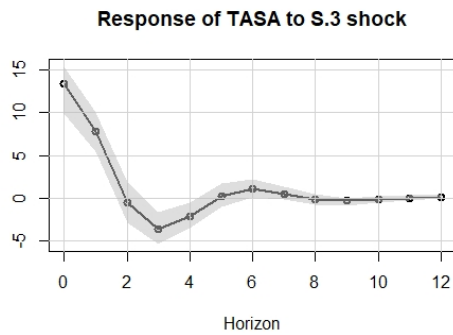


Figura 15: Respuesta de la Tasa de Interés

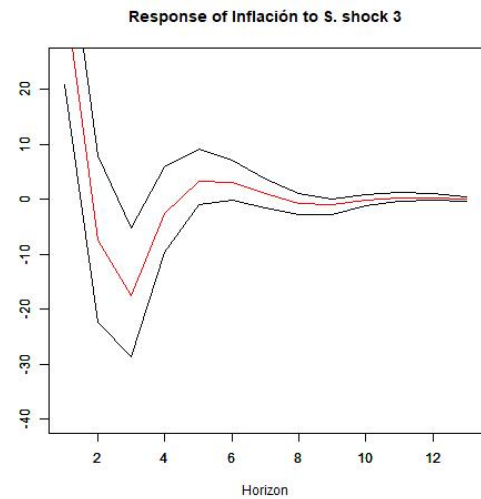


Figura 16: Respuesta de la Inflatión

En concordancia con el punto anterior, estas respuestas vuelven a mostrar el efecto Neo-Fisher pero con mayor confianza estadística. El aumento permanente de la tasa de interés genera una suba inflacionaria en el corto plazo. Esta puede explicarse por las expectativas futuras de inflación que impacta en la tasa real de la economía. Entonces los agentes sustituyen consumo futuro por presente ya que les es más barato. Realizan una sustitución intertemporal del consumo que aumenta el producto y la inflación.

Por último, se presenta contribución de este shock para explicar la varianza del error de pronóstico de las variables en las Figuras 17 a 19. En el EMAE, el shock muestra un bajo porcentaje en el error mientras que en la tasa real es considerablemente mayor. En esta, las bandas de confianza llegan a porcentajes de hasta 30 %. Como es de esperar, en la tasa el shock presenta niveles de entre 90 % a 60 %.

FEVD

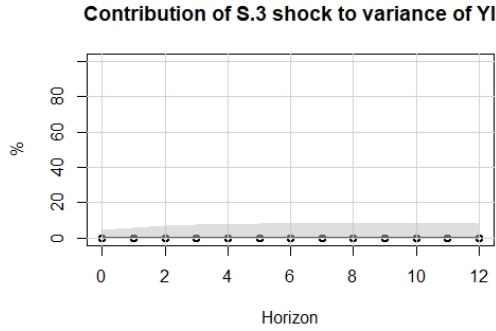


Figura 17: Descomposición de Varianza, EMAE

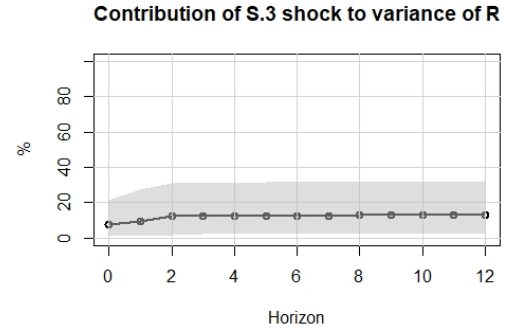


Figura 18: Descomposición de Varianza, Tasa Real

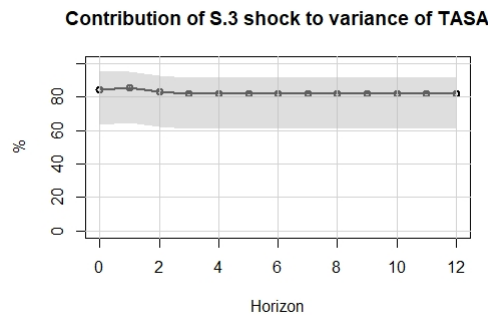


Figura 19: Descomposición de Varianza, Tasa de Interés

Ejercicio 4

En el presente inciso se procedió a computar las funciones de impulso respuesta del modelo de interés, con sus respectivas bandas de confianza, separando los shocks entre temporarios y permanentes y, a su vez, se computaron las cadenas de Markov, junto con las medias recursivas y las priors y posteriors del mencionado modelo. Pasemos, ahora, a observar que se desprende del primer set de funciones.

En la Figura 20 el lector podrá observar las funciones de impulso respuesta del modelo, para un shock monetario permanente. Como se puede notar, la respuesta del nivel de producto ante un shock monetario permanente es absolutamente marginal. Si bien al comienzo de los períodos las bandas de confianza son amplias, de forma de no asegurar la significatividad, la estimación puntual - a partir del período dos - es igual a cero prácticamente, cosa que está absolutamente alineada con el supuesto de neutralidad del dinero en el largo plazo, relegando el efecto de muy corto plazo a ser algo bastante marginal.

Por otro lado, como se puede observar, un shock monetario permanente, en el largo plazo, deja a la dinámica de la economía con un nivel de interés mayor y con mayores niveles de inflación. Lo encontrado aquí, obedece al cumplimiento del segundo supuesto de identificación, en el cual se sustenta que la única forma de que el shock monetario afecte a la inflación y al nivel de interés nominal, es si el mismo es de carácter permanente. Ahora bien, algo que también podemos observar, es que en el corto plazo, producto del shock monetario permanente, dicho nivel de interés e inflación reaccionan de forma instantánea, corroborándose empíricamente el efecto neo-fisheriano, que,

a su vez, se puede observar con la caída en la tasa de interés real, la cual converge en el largo plazo a cero, a medida que se agota el efecto y se produce la estabilización, a un nivel mayor, de la tasa de interés nominal y la inflación.

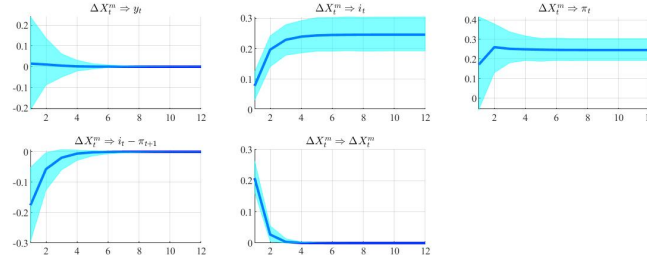


Figura 20: Shock Monetario Permanente

A modo de síntesis, las funciones de respuesta al impulso muestran, empíricamente, el cumplimiento de la idea de neutralidad del dinero y de efecto neo-fisheriano en el modelo. Ahora bien, en la medida en que cae la tasa de interés real, uno supondría que los agentes estarían con incentivos a adelantar consumo, de forma que esto daría impulso a la demanda agregada, cosa que se corrobora con el aumento de la inflación, pero que, algo no menor, no tiene mucho impacto en el producto. Esto último creemos que es algo interesante, ya que si bien existe fuerza de la demanda para impulsar la inflación, esto no tiene un efecto considerable en la oferta por lo que el producto se mantiene inalterado.

Continuando con nuestro desarrollo, en la Figura 21 se encuentran las funciones de respuesta al impulso para el caso de un shock monetario transitorio. Aquí, la discusión resulta más intuitiva, y acorde a lo que se encuentra en la literatura. Dicho de otra forma, por un lado, se puede observar que el shock monetario transitorio es efectivo para bajar el nivel de inflación, como así también para bajar el nivel de producto. Es decir, existe la relación inversa entre tipo de interés y nivel de actividad e inflación.

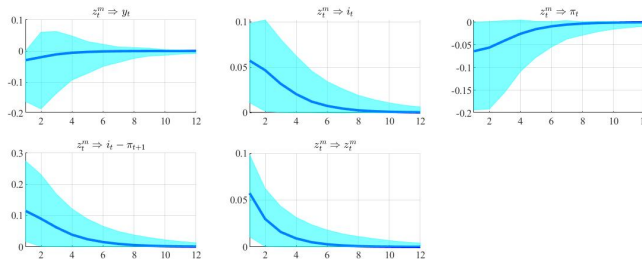


Figura 21: Shock Monetario Transitorio

Por su parte, la tasa de interés real aumenta, dada la composición que la misma posee, la cual obedece al aumento nominal y a la caída de la inflación.

En síntesis, para el caso del shock temporario, los resultados encontrados en las funciones de impulso respuesta son acordes a lo que se encuentra en la literatura y da confianza acerca de la robustez de los resultados encontrados para el shock monetario permanente, el cual, de forma más que interesante, muestra que se cumple el efecto neo-fisheriano a la vez que se cumple la neutralidad del dinero. Y, algo no trivial, si bien el efecto mencionado genera impulsos a la demanda agregada, el cual se ve en la inflación, esto no es suficiente para generar movimientos en la producción en el corto plazo, de forma que coexisten, en cierta medida, resultados alineados a la teoría neo-

keynesiana como así también la teoría clásica.

Siguiendo nuestro desarrollo, por otro lado, en el anexo se encuentra la descomposición de la varianza. Como se puede ver, la mayor parte de la variabilidad de la tasa de interés nominal está explicada por un shock monetario permanente, mientras que para la real, la variabilidad está explicada principalmente por un shock transitorio real. La varianza del producto está explicada sobre todo por shocks permanentes reales, en línea con lo presentado en el trabajo de Uribe. Por último la tasa de inflación y la tasa de interés ex-ante están explicados por el shock real transitorio. Los resultados del producto y de la tasa de interés nominal son naturales de los supuestos de identificación identificados en el modelo, adicionalmente de que el shock permanente monetario no afecta al producto, debido a la neutralidad en el largo plazo del dinero asumida.

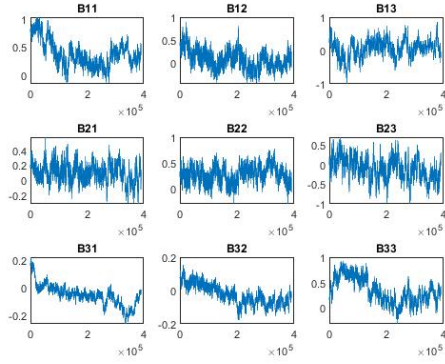


Figura 22: Cadenas de Markov

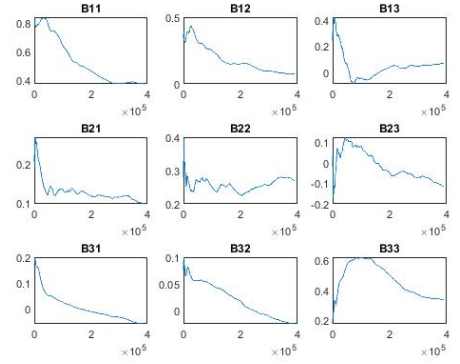


Figura 23: Medias Recursivas

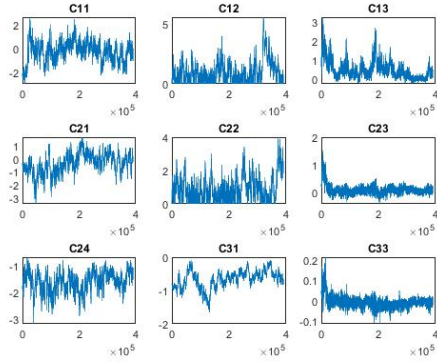


Figura 24: Cadenas de Markov

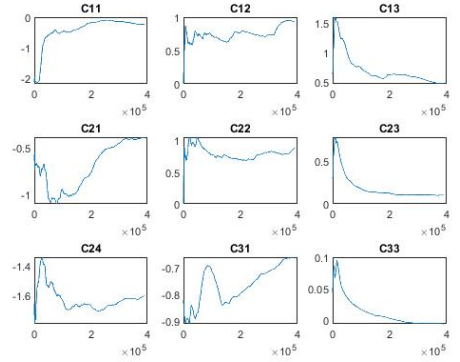


Figura 25: Medias Recursivas

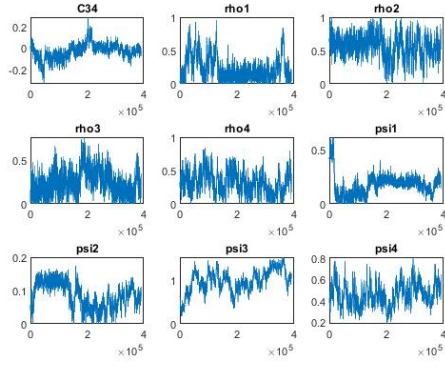


Figura 26: Cadenas de Markov

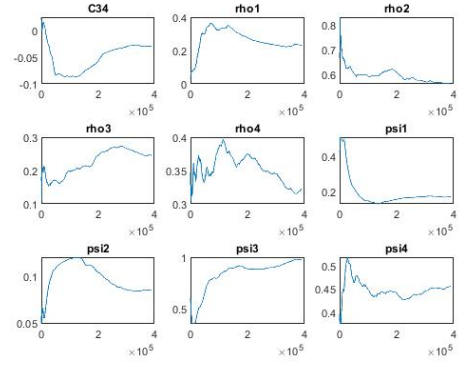


Figura 27: Medias Recursivas

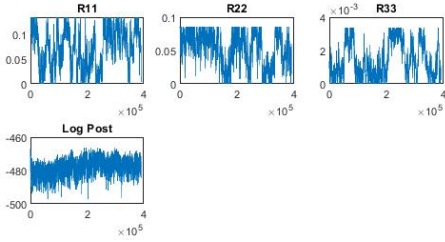


Figura 28: Cadenas de Markov

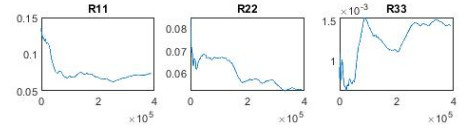


Figura 29: Medias Recursivas

En cuanto a las cadenas de Markov, es importante evaluar la convergencia de ellas. En especial, una forma de evaluar que el largo de la cadena fué lo suficientemente grande como para alcanzar la convergencia es gráficamente. Para que esto se cumpla las realizaciones para cada observación tienen que lucir i.i.d., es decir, si luce como una serie de tiempo que es ruido blanco. Por otro lado, el gráfico de las medias móviles debería converger también hacia un valor, y esto puede verse en el caso de que los valores de las medias se estabilizan en un valor. Otra forma de verlo es haciendo un test estadístico (*inefficiency factors*), o haciendo tests de igualdad de medias entre la media en la primera mitad de un determinado bloque de la cadena y la obtenida en el final de la misma, si son iguales, se entiende que las medias móviles ya convergieron y no están variando lo suficiente como para que la diferencia a través del tiempo sea estadísticamente significativa.

En cuanto a nuestros resultados, podemos ver que parte de las cadenas convergieron, pero otras no parecen estarlo. Por ejemplo, el parámetro indexado C23, parece haber convergido ya que no se ve un comportamiento de tendencia a lo largo de las observaciones, entendiendo que los valores de los parámetros lucen como i.i.d. Otros casos en los que se ve un comportamiento similar pueden ser el C21 y el C11. Por otro lado, vemos que muchas cadenas no lucen como un ruido blanco, sugiriendo que la cadena no es lo suficientemente grande para que los parámetros converjan, esto se puede ver en el parámetro C34, o psi3, entre otros. Teóricamente, las cadenas convergen cuando M tiende a infinito, por lo que no hay un valor de observaciones finito que asegure este resultado. De todos modos,

nos parece extraño que este comportamiento suceda y que no converjan las cadenas por el hecho de que realizamos 1 millón de iteraciones, la cual es una cantidad de iteraciones lo suficientemente alta.

En segundo lugar, pasamos a evaluar los gráficos de las medias móviles. Como comentamos previamente, para que una cadena haya convergido, sus medias móviles se deberían estabilizar en torno a algún valor. Como en el caso de las cadenas, los resultados son variados para los parámetros. En algunos casos podemos decir que las medias se estabilizaron, como en el estimador C23, C11 y C21, cuyas cadenas de markov también parecían haber convergido. Por otro lado, hay muchos otros casos cuyas medias móviles no parecen estabilizarse. Dos claros ejemplos de este comportamiento son los B31 y C21, donde se que las medias móviles están variando significativamente en el tiempo.

Priors Posteriores

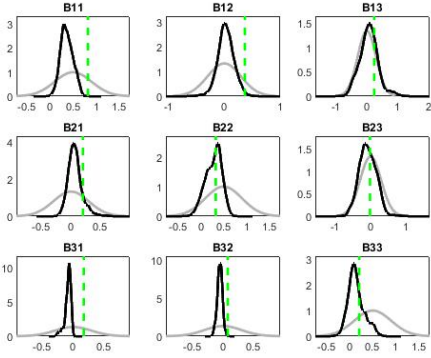


Figura 30: Priors Posteriors

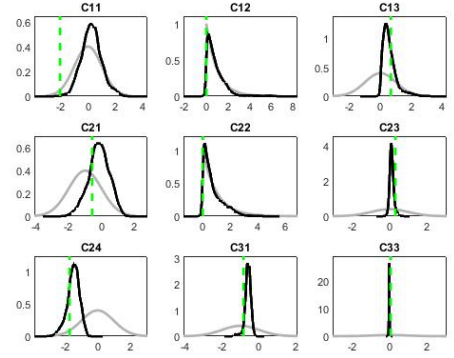


Figura 31: Priors Posteriors

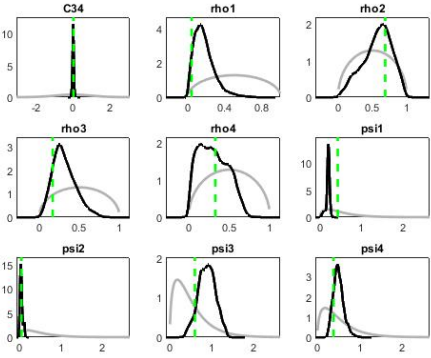


Figura 32: Priors Posteriors

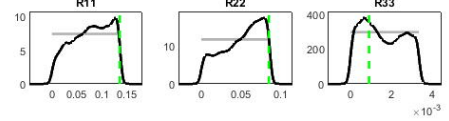


Figura 33: Priors Posteriors

En los gráficos presentes se ilustran la distribuciones prior (gris claro) y las posterior (negro). Cabe recordar que las distribuciones prior son las distribuciones de los estimadores que los investigadores proponen sin ver las realizaciones, y las posterior son la distribución de los parámetros condicional en la muestra de datos. Podemos ver lue en muchos casos las posteriors son similares a las priors, como en el caso de C11 o B13, pero otras tienen distribuciones muy diferentes, como C13 o psi4.

Ejercicio 5

En el caso de Argentina, la selección de la tasa de política monetaria no es trivial. En nuestro período de interés, la tasa de referencia fué cambiada repetidas veces. Por esta razón es que consideramos que ver una sola tasa y sus variaciones no alcanza para tener una noción clara de la tasa de interés de política monetaria presente en la economía. Más aún, al cambiar recurrentemente la tasa de referencia, consideramos que los agentes forman sus expectativas viendo una variedad de tasas.

Siguiendo con esta idea, proponemos dejar de usar a la tasa de interés nominal como un observable, y considerarla como un estado. De esta forma, la tasa observable pasa ahora a ser un promedio de tasas de referencia, que son explicadas por la tasa de interés de política monetaria, y un error estocástico con una distribución normal con media cero, como se puede ver en la ecuación (1). Al mismo tiempo, la matriz de observaciones está premultiplicada por una matriz S_t , que permite discriminar entre las tasas para que solo considere aquellas tasas que tienen observaciones en cada período. Al mismo tiempo modificamos la ecuación de la tasa de interés real para que como observable esté la tasa de inflación, que va a estar explicada por la tasa de interés y los *gaps* de la tasa de interés y la inflación, y un error de medición.

Algo no trivial a la hora de implementar este procedimiento son las tasas de interés a incluir para explicar la tasa de política monetaria. Nosotros consideramos que las tasas a incluir serían: LEBAC a 30 días, LEBAC a 7 días, tasa de centro de corredor de pases, LELIQ y Badlar. Todas menos el Badlar y LELIQ (en el período de análisis) fueron utilizadas como tasas de referencia para el BCRA en algún momento ejercer su política monetaria. Por otro lado, las LELIQ son otro instrumento relevante para el banco central que comenzó a utilizarse a comienzos de 2018, y luego a mediados de 2019 se utilizaron como tasa oficial de política monetaria. Por último, el Badlar es una tasa a corto plazo para depósitos que superan el millón de pesos, esta última es utilizada en el sector financiero y por ende relevante para incluirla en nuestro estudio.

Ecuaciones de Estado:

$$\begin{bmatrix} \hat{y}_t \\ \hat{\pi}_t \\ \hat{i}_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^L B_i \begin{bmatrix} \hat{y}_{t-1} \\ \hat{\pi}_{t-1} \\ \hat{i}_{t-1} \end{bmatrix} + C \begin{bmatrix} \Delta X_t^m \\ z_t^m \\ \Delta X_t^n \\ z_t^n \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \Delta X_t^m \\ z_t^m \\ \Delta X_t^n \\ z_t^n \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \Delta X_{t-1}^m \\ z_{t-1}^m \\ \Delta X_{t-1}^n \\ z_{t-1}^n \end{bmatrix} + \psi \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ e_t^3 \\ e_t^4 \end{bmatrix}$$

$$\Delta i_t = \hat{i}_t - \hat{i}_{t-1} + \Delta X_t^m + \epsilon_t^5$$

Ecuaciones de Observación:

$$\Delta y_t = \hat{y}_t - \hat{y}_{t-1} + \Delta X_t^m + \mu_t^1,$$

$$\pi_t^{obs} = i_t - \hat{i}_t + \hat{\pi}_t + \mu_t^2$$

$$\frac{\sum_{k=1}^K S_t \Delta i_{t,k}^{obs}}{\sum_{k=1}^K 1[i_{t,k} \neq 0]} = \Delta i_t + \sigma \mu^4 \quad (1)$$

Ejercicio 6

Al incluir al tipo de cambio, el mismo se incluiría como una variable endógena adicional al modelo. De esta forma, el modelo quedaría de la siguiente forma.

Ecuaciones de Estado:

$$\begin{bmatrix} \hat{y}_t \\ \hat{\pi}_t \\ \hat{i}_t \\ \hat{E}_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^L B_i \begin{bmatrix} \hat{y}_{t-1} \\ \hat{\pi}_{t-1} \\ \hat{i}_{t-1} \\ \hat{E}_{t-1} \end{bmatrix} + C \begin{bmatrix} \Delta X_t^m \\ z_t^m \\ \Delta X_t^n \\ z_t^n \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \Delta X_t^m \\ z_t^m \\ \Delta X_t^n \\ z_t^n \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \Delta X_{t-1}^m \\ z_{t-1}^m \\ \Delta X_{t-1}^n \\ z_{t-1}^n \end{bmatrix} + \psi \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ e_t^3 \\ e_t^4 \end{bmatrix}$$

Ecuaciones de Observación:

$$\Delta y_t = \hat{y}_t - \hat{y}_{t-1} + \Delta X_t + \mu_t^1,$$

$$i_t^{obs} - \pi_t^{obs} = \hat{i}_t - \hat{\pi}_t + \mu_t^2$$

$$\Delta i_t^{obs} = \hat{i}_t - \hat{i}_{t-1} + \Delta X_t^m + \mu_t^3$$

$$\Delta E_t^{obs} = \hat{E}_t - \hat{E}_{t-1} + \Delta X_t^m + \mu_t^4$$

Hay que tener un cuidado especial al incluir el tipo de cambio ya que el oficial no es una fuente confiable para absorber la variabilidad proveniente de los shocks, por las restricciones que tenía el mismo. Una alternativa para lidiar este problema es utilizar el tipo de cambio CCL, el cual no fué intervenido y es una serie confiable del tipo de cambio nominal en la economía Argentina.

En el trabajo de Uribe (2020), se introducen tres supuestos de identificación. El primero es que el producto está cointegrado con los shocks permanentes reales, y por otro lado que tanto la tasa de interés como la inflación están cointegradas con los shocks permanentes monetarios. Al incluir el tipo de cambio, deberíamos incluir el supuesto de identificación de que el tipo de cambio también está cointegrado con los shocks monetarios permanentes, ya que esta no es una variable real y asumimos la neutralidad del dinero en el largo plazo.

En cuanto a los shocks, creemos que no es necesario incluir un nuevo shock a pesar de incluir una variable adicional. El tipo de cambio es una variable nominal, por lo que debería estar afectada solo por los shocks monetarios si continuamos asumiendo los supuestos de la neutralidad del dinero en el largo plazo. Por esta razón, es que

consideramos que no deberíamos incluir ningún shock adicional.

Referencias

M. Uribe. The neo-fisher effect: Econometric evidence from empirical and optimizing models. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2020.

Apéndice

Test de Raíz Unitaria - *Aumented Dicky Fuller Test*

Tabla 1: Tests de Raíz Unitaria (en log-niveles y en primeras diferencias)

Variable	Tendencia	ADF
EMAE	Sí	-1.8222
	No	-2.7163*
Inflación	Sí	-4.0637***
	No	-1.8758
Tasa de Interés	Sí	-2.3382
	No	-0.1485
Tasa Real	Sí	-3.9238**
	No	3.7989***
Δ EMAE	Sí	-4.3792***
	No	-7.44***
Δ Inflación	Sí	-5.2477***
	No	-5.2578***
Δ Tasa de Interés	Sí	-3.6599**
	No	-3.5162***

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Descomposición de la Varianza

<i>Variance Decomposition (%)</i>				
	eps_{xm}	eps_{zm}	eps_{xy}	eps_{zy}
dy	0.02	0.15	85.15	11.71
ri	1.09	5.28	4.84	82.23
di	74.22	13.76	7.17	0.03
hy	0.06	0.61	63.99	35.34
hp	0.39	2.28	2.54	94.80
hi	60.73	22.80	16.45	0.02
xm	100.00	0.00	0.00	0.00
zm	0.00	100.00	0.00	0.00
xy	0.00	0.00	100.00	0.00
zy	0.00	0.00	0.00	100.00
dp	4.30	1.13	1.28	93.30
rexp	12.09	12.16	10.34	65.41