

Asociación Argentina de Economía Política. LVII Reunión Anual

16,17 y 18 de noviembre de 2022. Facultad de Ciencias Económicas.
Universidad Nacional de Córdoba

Convergencia del tipo de cambio real, de la tasa de interés y de la tasa de inflación en Argentina

Ricardo Descalzi¹

Resumen

En este trabajo se estiman las respuestas del tipo de cambio real, de la tasa de interés y de la tasa de inflación en Argentina, utilizando un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR), a partir de datos del período marzo-02 - julio-22. Tanto la selección de las variables, como la identificación de los shocks estructurales para estimar las funciones de impulso-respuesta se llevan a cabo en función de las conclusiones del trabajo de Engel (2019), que estudia la convergencia del tipo de cambio real de acuerdo un modelo neokeynesiano (NK) de economía abierta. Para analizar las predicciones de este modelo, se reemplaza los parámetros por sus valores teóricos, y se obtienen las repuestas “teóricas” de corto y largo plazo de la tasa de interés, el tipo de cambio real y la tasa de inflación a un shock estructural. Luego, se comparan estas respuestas con los valores de los coeficientes de las funciones de impulso-respuesta estimadas a partir del SVAR. Se concluye que un aumento del tipo de cambio real de equilibrio tiende a ser convalidado a partir del séptimo mes de producido el shock, por un aumento del tipo de cambio nominal, principalmente, a través de la suba de la tasa de devaluación esperada que se encuentra implícita en la tasa de interés.

JEL codes: F31, F41, E31, E52

Keywords: real exchange rates, purchasing parity power, Inflation persistence, Sticky prices

¹ Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba. E-mail: ricardo.descalzi@unc.edu.ar

Convergencia del tipo de cambio real, de la tasa de interés y de la tasa de inflación en Argentina

Ricardo Descalzi²

Introducción

En este trabajo estudiamos de manera empírica la dinámica conjunta entre el tipo de cambio real, la tasa de inflación y la tasa de interés en la economía argentina. En los últimos años se han publicado una serie de trabajos que abordan esta problemática en el marco de una economía abierta, y bajo la óptica de modelos neokeynesianos (NK). Éstos permiten explicar la lentitud con la que se ajustan estas variables (luego de ocurrida una perturbación estructural), a través de las rigideces que se presentan en el corto plazo, y que evitan que los precios de la economía se ajusten a su nivel de largo plazo de manera inmediata.

Curran & Velic (2019) examinan la persistencia de los tipos de cambio reales en 151 países, empleando técnicas de series de tiempo univariadas, país por país, que permiten detectar quiebres estructurales y no linealidades en el proceso de ajuste, encontrando que los tipos de cambio bilaterales muestran tasas de persistencia más altas que los multilaterales. Por otro lado, también encuentran que los países industrializados muestran niveles más altos de inercia cambiaria que los países en desarrollo. Cooke & Kara (2022) presentan un modelo NK de economía abierta, en el que los shocks contractivos a la política monetaria generan un “*overshooting* tardío” del tipo de cambio nominal, debido a la heterogeneidad en las rigideces de los precios nominales; demuestran que la depreciación se produce tiempo después de producido el impacto, justo en el momento en el que las empresas con precios menos flexibles comienzan a realizar el ajuste.

Yilmaz (2021) también estudia la dinámica del tipo de cambio real en un modelo neokeynesiano con un supuesto de inflación tendencial positiva, bajo reglas de política monetaria alternativas (la regla de Taylor estándar y la regla de Taylor inercial), analizando el efecto del parámetro de persistencia de hábitos de consumo. En tanto, Bakar *et. al.* (2021) estudia la relación existente entre la tasa interbancaria y el tipo de cambio real efectivo en Malasia y Tailandia, usando datos mensuales que cubren el período de 1994 hasta 2020. Encuentran una relación causal asimétrica unidireccional que va desde el tipo de cambio real efectivo hacia la tasa interbancaria de Tailandia, lo que indica que la política monetaria tiene una relación directa con la volatilidad de la tasa interbancaria.

La centralidad en los temas de política económica que ha adquirido el tipo de cambio real en los últimos años queda demostrada en la cantidad de trabajos puramente estadísticos que tratan de asociar su dinámica con la del resto de las variables económicas. Nakamura (2022) concluye que la rigidez de los precios (y por lo tanto su velocidad de ajuste) depende (de manera negativa) de la volatilidad de los tipos de cambios reales. Blanco & Cravino (2020) explican que las divergencias de las variaciones del tipo de cambio real entre países dependen de las participaciones en el gasto del conjunto de bienes cuyos precios cambian entre t y $t-1$

² Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba. E-mail: ricardo.descalzi@unc.edu.ar

("relative reset prices"). También utilizan microdatos del IPC para cinco países a los fines de probar esta dependencia. Flores-Sosa *et al.* (2022) pronostican los tipos de cambio tomando como variables explicativas a la tasa de inflación y tasa de interés para cinco países latinoamericanos.

Por otra parte, Velic (2022) estudia la relación entre los grandes desequilibrios en cuenta corriente y el tipo de cambio real, condicionada por diferentes grados de variabilidad del tipo de cambio nominal. Para series de corte transversal encuentran una "sorprendente" relación positiva entre la persistencia de la cuenta corriente y la persistencia del tipo de cambio real, basada en estimaciones específicas de cada país. Finalmente, Itskhoki (2021) lleva a cabo una revisión de los determinantes teóricos del tipo de cambio real, y discute la evidencia empírica, enfatizando el papel del *home bias* y del *pass-through* a precios.

La temática de la evolución del tipo de cambio real en procesos de estabilización y grandes devaluaciones ha sido abordada también de manera muy frecuente en la literatura. Uribe (1997) analiza los efectos iniciales de los programas de estabilización basados en el tipo de cambio, enfatizando el caso del plan de convertibilidad de Argentina. Indica que estos planes reflejan un patrón típico de lenta convergencia hacia niveles más bajos de inflación, apreciación sostenida del tipo de cambio real, deterioro de la balanza comercial y expansión del gasto interno, sin recurrir a precios rígidos, credibilidad imperfecta o expectativas adaptativas.

Burstein (2007) *et. al.* también estudian los efectos de las grandes devaluaciones generalmente sobre los tipos de cambio reales. Presentan un modelo que incorpora dos razones complementarias que explican las importantes caídas en el tipo de cambio real que se producen después de grandes devaluaciones. La primera fuerza representa las rigidices en la formación de precios de los bienes no transables. La segunda fuerza está asociada el impacto de los shocks reales, que a menudo acompañan a las grandes devaluaciones. Levy-Yeyati (2013) *et. al.* estudian el papel de los tipos de cambios apreciados versus despreciados sobre los proceso de auge y depresión de la economía. Demuestran que los tipos de cambio depreciados, conducen a mayores tasas de crecimiento, a través de la profundización del ahorro interno y la acumulación de capital.

En este trabajo consideramos el siguiente proceso de política económica que sería representativo de los últimos 20 años en Argentina. Las presiones cambiarias producto de un déficit financiero del sector público que no puede financiarse con endeudamiento del sector público (ni en moneda doméstica ni en moneda extranjera, al menos en su totalidad) debe conjugarse con emisión de medios de pago. A los fines de evitar el problema inflacionario, la autoridad monetaria decide esterilizar la cantidad de dinero mediante la emisión de pasivos monetarios (Lebac, Leliq). Sin embargo, dada las necesidades de emisión del fisco que repercuten sobre el Banco Central, las devaluaciones, y los incrementos del tipo de cambio nominal (y real, en el momento del "salto" cambiario) terminan produciéndose, dado que finalmente el público termina convalidando un valor más alto del tipo de cambio nominal a la luz de las elevadas tasas de interés de corto plazo (que interpretamos aquí como un indicador de la devaluación esperada). En este proceso también intervienen tanto la inflación como la tasa de interés internacional. La inflación internacional sería considerada por las autoridades económicas domésticas para alinear el nivel de competitividad (tipo de cambio real), mientras que la tasa de interés internacional motiva el arbitraje de rendimientos por parte del público.

Buscamos identificar un sistema estructural de vectores autorregresivos (SVAR) sobre la base de la dinámica conjunta esperada para la tasa de interés de corto plazo (expresada en desvíos de la internacional, que representaría a su vez un pronóstico de la dinámica del tipo de cambio nominal de la economía doméstica) y de la inflación doméstica (también expresada como un desvío de la internacional).

La interpretación de los coeficientes estructurales del modelo autorregresivo son interpretando en función del modelo NK para una economía abierta de Engel (2019). Éste presenta tres tipos de shocks aleatorios; un shock al tipo de cambio real de equilibrio – compatible con régimen de cambio flexible-, y dos shocks que operan sobre la tasa de interés, uno a través de la paridad descubierta de la tasa de interés, y otro mediante la existencia de una perturbación aleatoria que se aplica al tipo de interés a través de la denominada “Regla de Taylor”. Engel (2019) no describe a qué pueden deberse los shocks, sólo los explicita.

En este trabajo se focaliza la atención en el shock que opera sobre el tipo de cambio real de equilibrio (se deja de lado el análisis de los shocks que operan sobre la tasa de interés). A los fines de tratar de interpretar la dinámica del modelo presentado para una economía como la Argentina, esperamos que un shock (positivo) sobre el tipo de cambio real de equilibrio puede ser interpretado en términos de una reducción necesaria del salario real de la economía para compensar una reducción de la productividad de la economía, que podría asociarse a un proceso de descapitalización operado en los últimos años.

En este caso, esperamos que ante un aumento del tipo de cambio real de equilibrio, la tasa de interés nominal (que representa la “devaluación en curso” para los próximos meses) tenga una respuesta mayor que la inflación, a los fines de convalidar la suba de largo plazo del tipo de cambio real.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 1 se presenta de manera muy sintética el modelo neokeynesiano de economía abierta de Engel (2021). Se enfatiza que las ecuaciones estructurales pueden ser expresadas en términos de un modelo de vectores autorregresivos, y que las respuestas “teóricas” del tipo de cambio real observado y de la tasa de inflación y de interés “relativas” (ya que ambas se expresan en desvíos con respecto a su nivel internacional) ante shocks estructurales pueden ser ejemplificadas mediante la asignación de valores a los parámetros que definen al modelo. El análisis teórico se centra en analizar la respuesta de estas variables ante una variación positiva en el tipo de cambio real de equilibrio. Esta última variable es considerada como una de las tres perturbaciones aleatorias estructurales presentes dentro del citado modelo.

En la sección 2 se estima un modelo estructural de vectores autorregresivos para el período marzo-02 – julio-22. Se identifican las respuestas a los shocks estructurales descomponiendo los errores observados del VAR estándar a través de un modelo de matriz de corto plazo triangular (matriz de impacto). En esta sección también se comparan las predicciones teóricas del modelo (sección 1) con las respuestas de corto plazo (matriz de impacto) y largo plazo (acumulando las respuestas de corto plazo) estimadas mediante el SVAR. En la sección 3 se destacan algunas conclusiones.

1. Predicciones teóricas del modelo de Engel

Engel (2019) propone tres ecuaciones. La primera de ellas representa la paridad descubierta de los tipos de interés:

$$i_{t+1} = E_t S_{t+1} - S_t - \varepsilon_t$$

donde i_t es el diferencial de la tasa de interés de corto plazo libre de riesgo con respecto al correspondiente nivel internacional. S_t es el tipo de cambio nominal, y ε_t es la prima de riesgo. La segunda expresión refiere a la curva de Phillips para una economía abierta. Su derivación surge del esquema de fijación de precios propuesto por Calvo. Se supone que las curvas son simétricas entre la economía doméstica y la internacional, de manera que se puede tomar la diferencia entre ellas y escribir:

$$\pi_t = \delta(q_t - \tilde{q}_t) + \beta E_t \pi_{t+1} \quad 0 < \beta < 1$$

π_t es la diferencia entre la tasa de interés doméstica menos la internacional. q_t es el tipo de cambio real observado, mientras que \tilde{q}_t es el tipo de cambio nominal de largo plazo, aquel que existiría si hubiese flexibilidad de precios, considerada en este caso como una variable aleatoria. β es un factor de descuento subjetivo. δ es el parámetro que refleja el ajuste de los precios; mientras más bajo es δ más lento es el ajuste hacia el nivel de largo plazo. En tercer lugar, se encuentra la ecuación que refleja la regla de Taylor:

$$i_{t+1} = \sigma \pi_t + \alpha i_t + \mu_t \quad 0 \leq \alpha \leq 1$$

σ refleja la sensibilidad con la que la tasa de inflación relativa se traslada al tipo de interés relativo, α es el parámetro que refleja la suavización de la tasa de interés relativa “interest rate smoothing”, y μ es un término de perturbación aleatorio. En lo que sigue se presenta el sistema de ecuaciones que resulta de considerar que un valor $\alpha > 0$.

$$\begin{bmatrix} E_t \pi_{t+1} \\ E_t q_{t+1} \\ i_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1/\beta & -\delta/\beta & 0 \\ \sigma - 1/\beta & 1 + \delta/\beta & \alpha \\ \sigma & 0 & \alpha \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_t \\ q_t \\ i_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta/\beta & 0 & 0 \\ -\delta/\beta & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tilde{q}_t \\ \mu_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}$$

O bien:

$$Y_t = AY_{t-1} + B\Gamma_t \quad (1)$$

La ecuación anterior puede ser interpretada como un sistema de vectores autorregresivos, donde B es la matriz que relaciona los shocks *shocks* estructurales Γ_t (dados por \tilde{q}_t , μ_t , ε_t) con los errores “observados” del sistema. La condición de estabilidad es $\sigma + \alpha > 1$.

A continuación se reemplaza a los parámetros δ , β , σ y α del modelo (1) por un conjunto de valores “razonables”. Luego, se analizará las dinámicas de corto y largo plazo “teóricas” que surge del sistema de ecuaciones (1), para luego compararlas con la dinámica asociada a las estimaciones propuestas para la economía argentina, que surgirán en la próxima sección.

Nos enfocamos en el impacto de un shock estructural \tilde{q}_t . Los impactos de corto plazo están reflejados por la siguiente matriz (Lutkepohl & Kraizig; 2004):

$$\Phi(s)=A^sB$$

La matriz $\Phi(s)$ es de orden 3x3, y las respuestas de π_t , q_t y i_t ante un impacto estructural de \tilde{q}_t . están representadas por los coeficientes de la primera fila de esa expresión. La Tabla 1 muestra estos coeficientes estructurales para $s=1...12$.

Tabla 1

Respuesta de π_t (tasa de inflación relativa), q_t (tipo de cambio real observado) y i_t (tasa de interés relativa) ante un impacto estructural en \tilde{q}_t

Parámetros: $\delta=0.2$, $\beta=0.99$, $\sigma=1.1$ y $\alpha=0.1$

Período	Tasa de Inflación	Tipo de C. Real	Tasa de Interés
1	0,2449	-0,2247	0,2222
2	0,2927	-0,2258	0,2916
3	0,3413	-0,216	0,3512
4	0,3884	-0,1938	0,4106
5	0,4315	-0,157	0,4683
6	0,4675	-0,1031	0,5214
7	0,4931	-0,0297	0,5664
8	0,5041	0,0652	0,599
9	0,496	0,1836	0,6144
10	0,4639	0,3268	0,607
11	0,4026	0,4952	0,571
12	0,3066	0,6885	0,4999

Fuente: Elaboración propia

Se aprecia que en el corto plazo se produce una caída del tipo de cambio real, impulsada por la inflación, que luego se revierte. A partir del octavo mes, y con el aumento de la devaluación esperada (implícita en la tasa de interés) el tipo de cambio real comienza a recuperarse.

Sin embargo, la trayectoria de las tres variables está sujeta a reversiones a medida que transcurren los meses. ¿Cuál es el efecto final del shock en \tilde{q}_t ? Para ello es necesario observar la matriz de impacto de largo plazo dada por (Lukkepohl & Kraitzig; 2004):

$$\Phi=[I-A]^{-1}B$$

Para los parámetros señalados el valor obtenido es el siguiente:

$$\Phi = \begin{bmatrix} 0 & -5 & -4.5 \\ 1 & 1 & -0.225 \\ 0 & -5 & -5.5 \end{bmatrix}$$

Se aprecia analizando la primera columna de la matriz, que en el largo plazo, no existen cambios acumulados ni en la tasa de interés, ni el nivel de precios; las alzas de “corto plazo” de estas variables se terminan revirtiendo. Solamente el tipo de cambio real ha aumentado de forma permanente. En la próxima sección, se llevará a cabo un ajuste de un modelo de vectores autorregresivos con datos de la economía argentina para hallar puntos de contacto con la dinámica sugerida en el ejemplo numérico presentado.

2. Estimaciones de las funciones impulso-respuesta

Gali (1999) identifica un sistema de vectores autorregresivos (VAR) sobre la base de las predicciones de un amplio espectro de modelos, enfatizando la corroboración de hipótesis de aquellos de tipo neokynesianos.

En esta sección se lleva a cabo una estrategia similar, puesto que se estima un SVAR a los fines de caracterizar la dinámica conjunta del tipo de cambio real, la inflación y la tasa de interés en Argentina, para el período marzo-02 – julio-2022. En el apéndice estadístico se encuentra información sobre las fuentes consultadas, y sobre cómo se construyeron las series.

La tasa de interés relativa es el resultado del logaritmo de las diferencias entre la tasa de interés doméstica y la internacional. La tasa de inflación relativa surge de la diferencia para cada año entre la tasa doméstica y la internacional. A su vez las tasas de inflación (doméstica e internacional) se calcularon como la diferencia entre logaritmo del índice respectivo entre t y $t-1$.

En primer lugar, se calcularon los tests de raíces unitarias sobre las series individuales de tasas de inflación, del tipo de cambio real y de las tasas de interés. Dado que la discusión de Engel (2019) se lleva a cabo sobre un modelo de ecuaciones estructurales que es estable, debería esperarse que las series fueran $I(0)$, y que se rechace la hipótesis de presencia de raíces unitarias. En cada serie se llevó a cabo el test de raíz unitaria bajo la hipótesis de cambio estructural, de acuerdo al método de Lane (2002).

A continuación, se observan los resultados de los tests de raíces unitarias para las variables indicadas. La hipótesis de raíz unitaria se rechaza para niveles de significación del 10%, 5% y 1% para la tasa de inflación relativa. Sin embargo, para el tipo de cambio real y la tasa de interés relativa el rechazo se lleva a cabo sólo para niveles de significación del 10% y 5%.

Se condiciona entonces los resultados obtenidos a la posibilidad que estas series no sean $I(0)$. De todos modos, existe una amplia discusión en la literatura relacionada a la baja potencia que poseen los tests de raíces unitarias para rechazar la hipótesis nula $\rho=1$ (véase Glick y Rogoff; 1995, por ejemplo), por lo que sería posible mantener la hipótesis de estacionariedad para la tasa de interés y el tipo de cambio, dado que ésta no pudo ser rechazada con niveles de significatividad del 10% y 5%.

Tabla 2
Tests de raíces unitarias bajo presencia de quiebre estructural para *difpi* (tasa de inflación relativa, en logaritmos)

Shift function	Test Statistic	Lags (1st diff)	Critical values		
			10%	5%	1%
$f_t^{(1)'}\gamma$	-4.8592	2 (AIC, FPE, HQ)	-2.58	-2.88	-3.48
$f_t^{(2)'}(\theta)'\gamma$	-4.8940	2 (HQ)			
$f_t^{(3)'}(\theta)'\gamma$	-3.2417	2 (SC, HQ)			

Nota: Lanne *et al.* (2002) que analizan la existencia de raíces unitarias en el siguiente modelo: $y_t = \mu_0 + u_t + f_t(\theta)'\gamma + x_t$. Donde θ y γ son parámetros desconocidos, mientras que x_t es un proceso $AR(p)$. Esta expresión introduce una función de desplazamiento $f_t(\theta)'\gamma$ que se puede agregar al término determinista μ_0 (Lütkepohl and Krätzig; 2004)). La función de desplazamiento podría representar una variable ficticia de desplazamiento simple, de modo que $f_t(\theta)'\gamma = f_t(\theta)'\gamma = f_t^{(1)'}\gamma$ (en este caso no hay necesidad de un parámetro adicional θ , y la función es una variable ficticia de turno simple con fecha de cambio T_B). El segundo caso se refiere a uno en el que $f_t(\theta)'\gamma = f_t^{(2)'}(\theta)'\gamma$ es una función exponencial que representa un cambio gradual a un nuevo nivel que comienza en el tiempo T_B . Finalmente, la tercera posibilidad que ofrece la prueba para probar raíces unitarias con cambio estructural es considerar un cambio no lineal general, $f_t(\theta)'\gamma = f_t^{(3)'}(\theta)'\gamma$. Esta prueba debe ejecutarse conociendo a priori la fecha de turno T_B y el número de rezagos. Período.: 2002 M3, 2022 M7. $T=245$. Break date: 2015 M12. Critical values (Lanne et al. 2002).

Tabla 3

Tests de raíces unitarias bajo presencia de quiebre estructural para $\ln tcr$ (logaritmo del tipo de cambio real)

Shift function	Test Statistic	Lags (1st diff)	Critical values		
			10%	5%	1%
$f_t^{(1)'}\gamma$	-3.3931	1 (SC, HQ)	-2.76	-3.03	-3.55
$f_t^{(2)'}(\theta)'\gamma$	-3.4485	1 (SC, HQ)			
$f_t^{(3)'}(\theta)'\gamma$	-2.5272	1 (SC, HQ)			

Período: [2002 M8, 2022 M5], T = 238. Número de rezagos (en primeras diferencias): 1. Tendencia Temporal incluida. Break date: 2018 M9

Tabla 4

Tests de raíces unitarias bajo presencia de quiebre estructural para $\ln difr$ (logaritmo de las tasas de interés relativas)

Shift function	Test Statistic	Lags (1st diff)	Critical values		
			10%	5%	1%
$f_t^{(1)'}\gamma$	-3.1285	2 (SC, HQ)	-2.58	-2.88	-3.48
$f_t^{(2)'}(\theta)'\gamma$	-3.1803	2 (SC, HQ)			
$f_t^{(3)'}(\theta)'\gamma$	-3.2655	2 (SC, HQ)			

Período: [2002 M8, 2022 M5], T = 238. Número de rezagos (en primeras diferencias): 2. Break date: 2003 M11.

Luego de la realización de los tests de raíces unitarias, el paso siguiente es la estimación del modelo de vectores autorregresivos. Para ello, se calculó el número óptimo de rezagos (mediante los criterios HQ, SC, AIC y FPE). También se incluyó como variable determinística a un vector de *dummies* para representar a los períodos donde existió una brecha entre la cotización del tipo de cambio oficial con la del mercado paralelo.

El modelo estimado (“VAR estándar”) es el siguiente:

$$\begin{bmatrix} difpi_t \\ \ln tcr_t \\ \ln difr_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.359 & 0.030 & 0.022 \\ (0.081) & (0.023) & (0.010) \\ -0.103 & 1.279 & -0.005 \\ (0.265) & (0.074) & (0.032) \\ 0.691 & 0.225 & 1.117 \\ (0.662) & (0.185) & (0.079) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} difpi_{t-1} \\ \ln tcr_{t-1} \\ \ln difr_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.027 & -0.025 & -0.020 \\ (0.076) & (0.022) & (0.009) \\ 0.124 & -0.314 & -0.004 \\ (0.023) & (0.073) & (0.030) \\ 0.081 & -0.272 & -0.212 \\ (0.621) & (0.184) & (0.075) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} difpi_{t-2} \\ \ln tcr_{t-2} \\ \ln difr_{t-2} \end{bmatrix} + \text{t. determinísticos} + \text{error}$$

Se aprecia que el sistema se estimó con 2 rezagos. Si bien la ecuación (1) que refleja la estructura de la economía bajo los supuestos de un modelo NK de economía abierta, posee un solo rezago, el modelo estadístico permite llevar cabo una estimación de los coeficientes que miden el impacto de los shocks estructurales.

A los fines de estimar las funciones de impulso-respuesta, se procedió a identificar al VAR estimado previamente. Se utilizó la metodología de Amisano & Gianini (1997), para estimar la matriz B que mide los impactos de corto plazo de los shocks estructurales sobre las perturbaciones observadas del sistema. La descomposición de los shocks del VAR estándar se llevó a cabo mediante la utilización de una matriz triangular inferior de la forma:

$$B = \begin{bmatrix} * & 0 & 0 \\ * & * & 0 \\ * & * & * \end{bmatrix}$$

Los resultados de la estimación son los siguientes (entre paréntesis, los errores estándar):

$$\hat{B} = \begin{bmatrix} 0.0093 & 0 & 0 \\ (0.0005) & & \\ 0.0054 & 0.0300 & 0 \\ (0.0021) & (0.0015) & \\ 0.0277 & 0.0187 & 0.0683 \\ (0.0051) & (0.0048) & (0.0033) \end{bmatrix}$$

La primera columna de la matriz refleja el valor de los coeficientes que miden el impacto del shock estructural (\tilde{q}), sobre las variables elegidas. Se aprecia que los coeficientes son distintos de cero para los niveles de significación usuales. Si comparamos estos coeficientes con aquellas respuestas “teóricas” estimadas en la primera fila de la Tabla 1 de la sección anterior, se aprecia que el comportamiento del tipo de cambio observado ($\ln tcn$) es diferente al sugerido por la matriz de impacto.

Teóricamente, el ejemplo de la sección anterior indica que esta variable debería caer en el momento del impacto debido al efecto inmediato del incremento de los precios. Aun así, los coeficientes de impacto estimados de la matriz B coinciden en el signo positivo para las variables tasa de interés y tasa de inflación: en el momento del impacto del shock existe un *pass-through* a precios, producto de un aumento en el tipo de cambio nominal. Mientras tanto, las expectativas de devaluación (incorporadas en la tasa de interés) también aumentan.

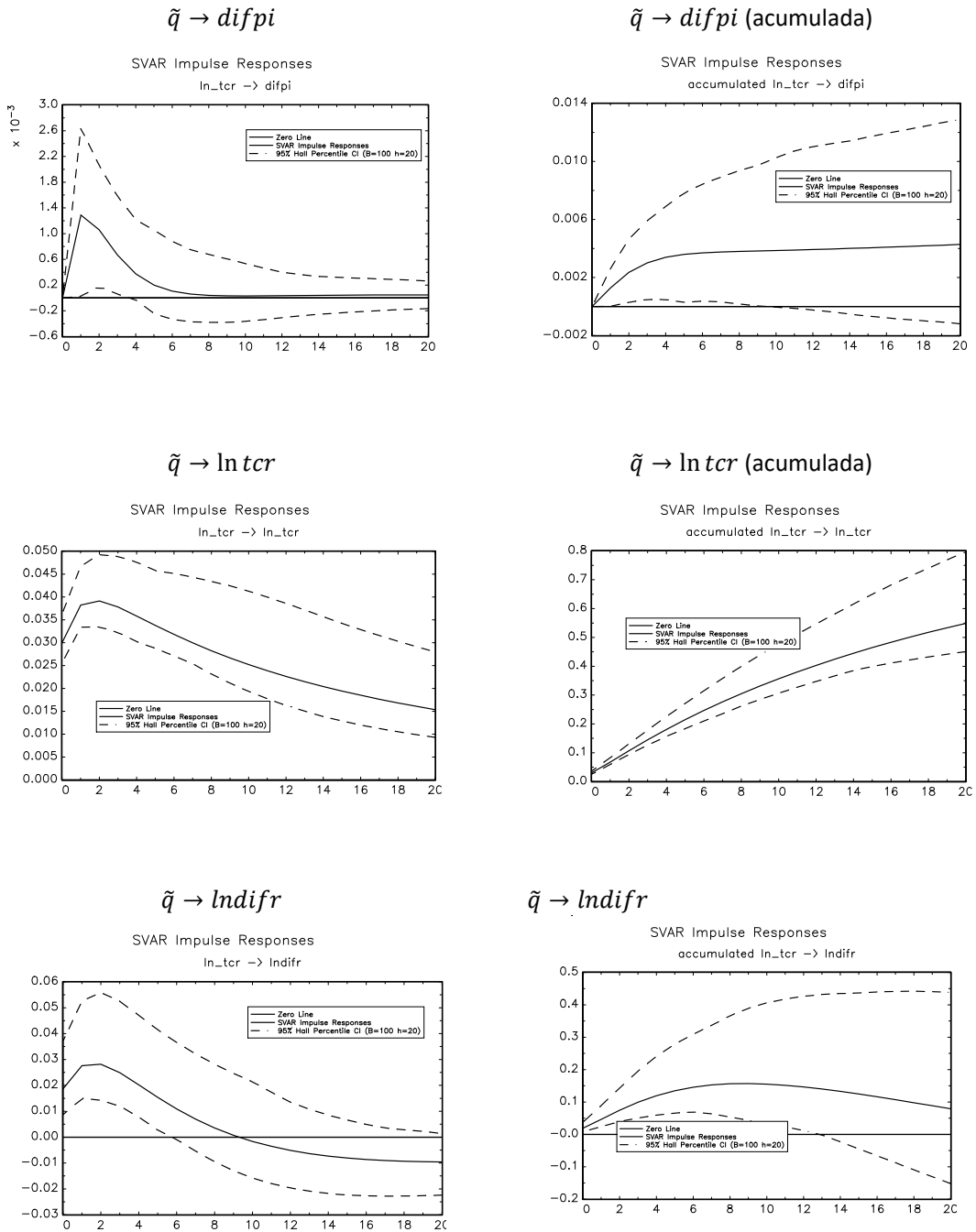
La diferencia reside entonces en que el modelo (sección 1) predice una respuesta mayor de la tasa de inflación (reduciendo el tipo de cambio real durante los primeros meses posteriores al shock) en relación a la respuesta estimada de esta variable utilizando los datos disponibles.

En el siguiente gráfico se muestran las funciones de impulso respuesta de las tres variables indicadas ante el impacto de \tilde{q} (fila izquierda). También se pueden apreciar los efectos acumulados (gráficos de la fila derecha). Interesa en primer término comparar la evolución de las tres variables durante los primeros doce meses luego de ocurrido el shock con los coeficientes “teóricos” (comparación de los coeficientes de la Tabla 1 de la sección anterior con los de los gráficos de la fila izquierda). Se aprecia que luego del séptimo mes la respuesta del tipo de cambio real también pasa a ser positiva, y la trayectoria estimada coincide con la teórica. Por lo tanto, también se aprecia una correspondencia con la respuesta teórica luego del séptimo mes. Aparentemente, los procesos de ajuste del tipo de cambio real, vistos desde la transición de corto plazo, están asociados a subas de las tasas de devaluación (implícitas en las elevadas tasas de interés), que tienden a generar un traspaso a precios. De todos modos, este *pass-through* no sería suficiente como para compensar el impacto inicial del shock estructural que conlleva a un incremento final en el tipo de cambio real. Las diferencias entre las predicciones y las estimaciones en este tramo de doce meses se encuentran en la evolución de la tasa de interés.

Gráfico 1

Funciones de impulso- respuesta

Impacto de un *shock* en el tipo de cambio de equilibrio (\tilde{q}) sobre las tasa de inflación relativa (*difpi*), el tipo de cambio real observado (*ln tcr*) y la tasa de interés relativa.



Fuente: Elaboración Propia

Mientras que la predicción que surge del ejercicio llevado a cabo con el modelo de Engel sugiere un aumento de la tasa de interés en los 12 meses posteriores al shock (que en el largo plazo termina de revertirse), la estimación obtenida de las funciones de impulso-respuesta a través del SVAR indican una reversión anticipada del aumento en las tasas de interés (aunque estadísticamente este movimiento a la baja no sería estadísticamente significativo).

Las estimaciones de los gráficos (situados en la columna derecha) permiten también prever las respuestas de largo plazo del SVAR acumuladas a través del tiempo. Las repuestas acumuladas estimadas para el tipo de cambio confirman la predicción teórica de una suba permanente en esta variable: un aumento en el tipo de cambio de equilibrio (\tilde{q}) generaría una senda de ajuste del tipo de cambio observado hacia ese nuevo valor de largo plazo, al que se llegaría una vez que los precios de la economía hayan terminado de ajustarse.

Los niveles de largo plazo (respuestas acumuladas) para la tasa de interés y la inflación relativas no son significativamente diferentes de cero (aunque presentan valores puntuales positivos). Por lo tanto, la evidencia coincidiría en que los efectos de una corrección del tipo de cambio “estructural” sobre estas variables serían despreciables. Esta predicción se correspondería con la noción que tanto la tasa de interés como la de inflación relativas (expresadas en diferencias logarítmicas) son variables $I(0)$, y que una vez transcurrido el impacto inicial, éstas volverían a su nivel de largo plazo.

Bajo los supuestos del modelo, una vez que se produce el aumento del tipo de cambio real de equilibrio, se incrementan la inflación y la tasa de interés, aunque luego sobreviene un período de corrección hacia abajo de estas variables, luego de que el tipo de cambio real de equilibrio tome un nuevo valor de largo plazo.

Aunque las estimaciones sobre el ajuste de las variables coincidan con las predicciones de largo plazo, las conclusiones tienen amplio margen para la discusión, analizando los recurrentes episodios de correcciones cambiarias en Argentina, que sugieren reajustes continuos en los valores de largo plazo de las variables citadas.

3. Conclusiones

En este trabajo se analizó la relación conjunta entre la tasa de interés, la inflación y el tipo de cambio real en Argentina, tomando como referencia las predicciones de un modelo neokeynesiano de economía abierta (Engel; 2019). La pretensión de la investigación fue interpretar las funciones de impulso-respuesta estimadas para el período marzo-02 – julio-22 a partir de la información mensual recopilada tanto para Argentina como para la economía de Estados Unidos (que representan los niveles internacionales del tipo de interés y de la inflación).

En primer término, se analizó la respuesta teórica del modelo a partir de suponer valores estándares para los parámetros (la tasa de descuento subjetiva, el coeficiente de “smoothing” de la política monetaria, el parámetro que determina el traspaso de la inflación a la tasa de interés a través de la regla de Taylor, y el parámetro de la curva de Phillips que refleja la rigidez en el ajuste de los precios).

El modelo teórico presentado se puede expresar como un sistema de vectores autorregresivos de tipo estructural, debido a que las perturbaciones de éste se encuentran expresadas en términos de los shocks estructurales del modelo. Existen tres tipos de shocks estructurales en la formulación: la innovación en la prima de riesgo, el tipo de cambio real de equilibrio que

también se supone una variable aleatoria, y finalmente la perturbación presente en la ecuación de Taylor que afecta a la tasa de interés relativa.

Se estimaron los coeficientes que miden la respuesta de “corto plazo” (primeros doce meses) a los shocks a partir del modelo teórico, y también la matriz de impacto de largo plazo. De los tres “tipos de respuestas” de las variables endógenas (inflación, tasa de interés y tipo de cambio real) generados a partir de las tres perturbaciones estructurales (prima de riesgo, tipo de cambio de equilibrio y shock sobre la tasa de interés), se eligió buscar una explicación teórica al canal donde el tipo de cambio de equilibrio es el impulso de las variables endógenas. Ello se debe a que en los debates de política económica es común enfatizar el rol de un “tipo de cambio real alto” en un proceso de salida de una crisis de balanza de pagos y de inicio de un proceso de crecimiento económico sostenido. De manera tal que la pregunta que se intentaría responder es sobre cómo deberían evolucionar la tasa de interés relativa, el tipo de cambio observado y la tasa inflación ante un aumento en el tipo de cambio de equilibrio de largo plazo.

Las respuestas de corto plazo sugeridas por el modelo ante un incremento “estructural” del tipo de cambio indican, primero, una reducción del tipo de cambio real observado en los primeros siete meses. A partir del octavo mes, el proceso se revierte y el tipo de cambio real empieza a subir de manera pronunciada. Las funciones de impulso – respuesta estimadas muestran una suba continua del tipo de cambio real durante todo el proceso de transición. El ejercicio teórico “calibrado” y los coeficientes estimados para las funciones impulso respuesta coinciden en mostrar un proceso de inflación y de tasas de interés crecientes durante los primeros doce meses, a partir del momento del impacto del shock estructural.

Con relación el impacto de largo plazo de un shock estructural del tipo de cambio real de equilibrio, los coeficientes de largo plazo indican que el efecto sobre la inflación y las tasas de interés relativas es nulo, mientras que el tipo de cambio real permanece más alto en el largo plazo, convalidándose el efecto del shock estructural sobre un tipo de cambio de equilibrio más alto. En el modelo teórico, el efecto positivo de los primeros 12 meses sobre la tasa de inflación y la tasa de interés relativas se revierte. Este comportamiento teórico señalado por el modelo sería difícil de explicar en el marco de una economía inflacionaria como la Argentina, donde los movimientos alcistas de los precios son importantes en la corrección del tipo de cambio real en el largo plazo. El movimiento descendiente de la tasa de interés relativa que operaría a partir del segundo año, debería interpretarse como un proceso que tendería a convalidar un aumento del tipo de cambio nominal que se produce “por única vez”; ello sería compatible con la reducción de la devaluación esperada que se encuentra implícita en la tasa de interés, según se postula en el modelo. Entonces, de acuerdo al esquema teórico presentado, la reducción de la tasa de inflación que se observa a partir del segundo año, sería compatible con una estabilización “creíble” del tipo de cambio nominal en el largo plazo, que generaría también un descenso paulatino de la inflación a partir del segundo año.

Por otro lado, las funciones de impulso respuesta acumuladas indican que el tipo de cambio real se mantiene en un nivel más elevado, en el largo plazo. Lo mismo ocurre con la tasa de inflación relativa. Sin embargo, tasa de interés muestra una trayectoria descendente. Probablemente, el ajuste “empírico” de las funciones de impulso – respuesta sean más fáciles de explicar para Argentina, donde luego de un ajuste del tipo de cambio nominal, el tipo de cambio real sube en el momento del impacto; luego los precios comienzan a subir debido al *pass-through* del tipo de cambio nominal, mientras que las tasas de interés caerían fruto de la

disminución de una expectativa de devaluación que cae gradualmente por la convalidación del aumento del tipo de cambio nominal.

El análisis estuvo particularmente centrado en analizar si la evolución de la tasa de interés “relativa” (entendida como el desvío de la doméstica con respecto a la tasa de interés internacional) en una economía de elevada inflación como la Argentina se comportaría en términos de lo que sugiere un modelo NK de economía abierta.

Referencias

- Amisano, G., & Giannini, C. (1997). From var models to structural var models. In *Topics in structural VAR econometrics* (pp. 1-28). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Bakar, M. J. A., Loganathan, N., Hassan, A. A. G., & Mursitama, T. N. (2021). The effects of interest rate on real effective exchange rate volatility spillover in Malaysia and Thailand: empirical evidence. *JAS (Journal of ASEAN Studies)*, 9(2).
- Blanco, A., & Cravino, J. (2020). Price rigidities and the relative PPP. *Journal of Monetary Economics*, 116, 104-116.
- Burstein, A., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2007). Modeling exchange rate passthrough after large devaluations. *Journal of Monetary Economics*, 54(2), 346-368.
- Cooke, D., & Kara, E. (2022). The role of heterogeneity in price rigidities for delayed nominal exchange rate overshooting. *Journal of International Money and Finance*, 120, 102541.
- Curran, M., & Velic, A. (2019). Real exchange rate persistence and country characteristics: A global analysis. *Journal of International Money and Finance*, 97, 35-56.
- Engel, C. (2019). Real exchange rate convergence: The roles of price stickiness and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 103, 21-32.
- Flores-Sosa, M., León-Castro, E., Merigó, J. M., & Yager, R. R. (2022). Forecasting the exchange rate with multiple linear regression and heavy ordered weighted average operators. *Knowledge-Based Systems*, 248, 108863.
- Gali, J. (1999). Technology, employment, and the business cycle: do technology shocks explain aggregate fluctuations? *American economic review*, 89(1), 249-271.
- Glick, R., & Rogoff, K. (1995). Global versus country-specific productivity shocks and the current account. *Journal of Monetary economics*, 35(1), 159-192.
- Itskhoki, O. (2021). The Story of the Real Exchange Rate. *Annual Review of Economics*, 13, 423-455.
- Lanne, M., Lütkepohl, H., & Saikkonen, P. (2002). Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of time series analysis*, 23(6), 667-685.

- Levy-Yeyati, E., Sturzenegger, F., & Gluzmann, P. A. (2013). Fear of appreciation. *Journal of Development Economics*, 101, 233-247.
- Lütkepohl, H., & Krätzig, M. (Eds.). (2004). *Applied time series econometrics*. Cambridge university press.
- Nakamura, F. (2022). The origin of the law of one price deviations: Insights from the good-level real exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, 128, 102717.
- Uribe, M. (1997). Exchange-rate-based inflation stabilization: the initial real effects of credible plans. *Journal of Monetary Economics*, 39(2), 197-221.
- Velic, A. (2022). Current Account Imbalances, Real Exchange Rates, and Nominal Exchange Rate Variability. *Open Economies Review*, 1-49.
- Yılmaz, Y. Ö. (2021). Real Exchange Rate Dynamics in Model with Habit Formation. *Boğaziçi Journal*, 35(1), 26-49.

Apéndice Estadístico

a. La tasa de política monetaria (en % nominal anual): Hasta el 31 de diciembre de 2016 corresponde a la tasa de interés de la LEBAC a 35 días de plazo. A partir del 2 de enero de 2017 corresponde al centro del corredor de tasas de interés de los pases a 7 días de plazo. A partir del 8 de agosto de 2018, la tasa de referencia de la política monetaria es la de Letras de Liquidez (LELIQ). A partir del 21 de enero de 2020, corresponde a la tasa promedio ponderada de la LELIQ de menor plazo subastada en la última licitación adjudicada, la cual mantendrá su vigencia hasta el siguiente proceso de subasta. Para el cálculo del período anterior a diciembre de 2015 la tasa se calculó en base del promedio de la tasa de las LEBAC de menor maduración. Fuente: BCRA.

b. Tasa de interés internacional: fue aproximada utilizando la “Effective Federal Funds Rate” Fuente: <https://www.newyorkfed.org/markets/reference-rates/effr>.

c. Tipo de cambio real: Índices con base 17/12/15=100. Fuente: BCRA.

d. Precios internacionales: Se utilizó el índice de Precios al Consumidor (All items) de Estados Unidos. Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales.

e. Índice de precios al consumidor de Argentina. Se tomaron tres series. A) Histórico GBA. Empalme de las Series Base 1943, 1960, 1974 y 1988 con la Serie Base 1999=100. Nivel General. Fuente: INDEC; B) IPC Nivel General. Base Dic-2016 = 100. Fuente: INDEC. Nacional; C) Índice de Precios al Consumidor de la Provincia de San Luis. Nivel general. Base 2003 = 100.