



Universidad de
San Andrés

UNIVERSIDAD DE SAN ANDRÉS

DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

LICENCIATURA EN ECONOMÍA

**EFFECTOS DE LAS DEVALUACIONES SOBRE EL
SALARIO REAL PARA DIFERENTES NIVELES DE
INFLACIÓN**

Autor: Maximiliano Matías Narciso Fariña

Legajo: 25168

Mentor: Daniel Heymann

VICTORIA, PROVINCIA DE BUENOS AIRES, 29 DE MAYO DE 2017

Efectos de las devaluaciones sobre el salario real para diferentes niveles de inflación

Maximiliano Matías Narciso Fariña ¹

Universidad de San Andrés

Resumen

En el presente trabajo se analiza el impacto que puede ocasionar un aumento del tipo de cambio real sobre el salario real. El estudio se realiza para cinco países de América Latina desde 1993 a 2016. Mediante un modelo de vectores autoregresivos (VAR), se encuentra evidencia de que una devaluación no generaría efectos significativos sobre el salario real en países que tienen un bajo nivel de inflación. En cambio, se observa que para los países que tienen un alto nivel de inflación una devaluación puede generar una importante caída del poder adquisitivo.

Universidad de
San Andrés

Agradecimientos

A mis padres, hermana y familia que me acompañaron siempre en cada decisión.

A mis abuelos/as que son mi ejemplo a seguir.

A Enrique Kawamura y Daniel Heymann por sus consejos y recomendaciones.

A Juan Ball que me dio la posibilidad de estudiar en esta prestigiosa casa de estudios.

A mis compañeros de cursada, dormitorios, centro de estudiantes (EPSA), staff y profesores que hicieron que estos 4 años hayan sido una gran experiencia personal y profesional.

¹Maximiliano Matías N. Fariña - maximilianof.95@gmail.com - Universidad de San Andrés, Vito Dumas 284, Victoria, Provincia de Buenos Aires. - Todos los errores del presente trabajo son pura responsabilidad mía.

1. Introducción

A fines del siglo pasado, los países de América Latina utilizaron el tipo de cambio real (TCR) como principal herramienta de política económica. Como indica Miguel Sidrauski (1968), los países experimentaron procesos de alta inflación acompañados de una dificultad permanente para mantener equilibradas las cuentas internacionales. Para enfrentar este problema, los gobiernos idearon y aplicaron diferentes políticas de estabilización. En su mayoría, implicaron una devaluación del tipo de cambio real para, de esta manera, lograr aumentar la competitividad del país y equilibrar la balanza de pagos. Estos procesos de estabilización estuvieron acompañados generalmente por una política monetaria y fiscal restrictiva.

Sin embargo, como muestra la historia, muchos de estos procesos no fueron exitosos y generaron caídas del producto interno, disminuciones del salario real e incluso desempleo. Esto generó un gran malestar social ya que parte de la población vio cómo estas políticas afectaron su poder adquisitivo y, a su vez, beneficiaron a los sectores exportadores de cada país. Esto impulsó la realización de varios estudios empíricos y modelos teóricos para explicar dicho fenómeno. De esta manera, diversos autores analizaron las consecuencias de una devaluación en el salario real y en la distribución de los ingresos. La mayoría de estos trabajos se basan en el modelo desarrollado por Krugman y Taylor (1978).

Uno de los primeros trabajos fue el de Carlos Rodríguez (1984) quien realizó un modelo teórico para el caso argentino. El autor señala que, en un país en donde el sector de bienes no transables es relativamente más trabajo intensivo que el sector de bienes transables, toda política cambiaria destinada a mejorar la situación externa deberá necesariamente hacerlo a costa del deterioro del salario real. Sin embargo, Rodríguez aclara que durante ciertos períodos, esta relación se puede romper si el gobierno indexa el salario nominal y mantiene cualquier nivel de salario real a detrimento de una mayor inflación.

En otro estudio, Rosende (1985) hace un análisis similar para el caso chileno basándose en el mismo supuesto de que la producción es más intensiva en mano de obra en el sector no transable. Mediante un modelo teórico y estudios empíricos concluye que para el caso chileno existe una estrecha asociación inversa entre el salario real y el TCR. Por ello, el autor afirma que cualquier intento que busque alterar esta relación de manera temporal mediante una política expansiva del gasto provocaría desequilibrios reales muy importantes con el paso del tiempo. Esto se debe a que se estaría manteniendo una rigidez en el movimiento de los precios relativos mediante un aumento del gasto financiado con deuda, emisión y/o reservas. Mantener una política monetaria agresiva daría origen a problemas de pagos externos, caída de las reservas y una fuerte presión inflacionaria. Todo esto desembocaría en una caída del nivel de gasto interno, reducción que puede ser superior a la que debió haberse realizado inicialmente.

Asimismo, Dancourt (1984), motivado por los planes de estabilización implementados entre 1976 y 1979 en Perú, desarrolla un modelo teórico que se centra en las consecuencias de una importante devaluación en la evolución de la economía peruana. Llega a la conclusión de que una

devaluación provoca una caída del salario real mediante el aumento de los precios de los bienes de consumo. Esta baja del salario real generaría una recesión causada por la caída del consumo y una mejora en la balanza de pagos. A su vez, los efectos serán distintos según el sector. Para el sector externo, el salario real es solamente un costo por lo que aumentaría la renta real por producto pero no afectaría a la demanda, ya que está determinada por el mercado mundial. En cambio, según el modelo, el salario real es un determinante de la demanda del sector industrial por lo cual se generaría una caída del sector. El autor también señala que si por la acción de los sindicatos los salarios monetarios no se retrasan con respecto al tipo de cambio, no se van a producir cambios en los precios relativos, distribución del ingreso y salario real. En este caso, la devaluación solo llevaría a un mayor nivel de inflación sin efectos reales. Por lo tanto, en este caso, la caída del salario real es condición necesaria para que una devaluación tenga éxito sobre la balanza de pagos.

Por último, Sidrauski (1968) plantea mediante un modelo teórico que para obtener una mejora en la balanza comercial ante una variación en el TCR, los salarios monetarios deben crecer menos que el TCR. Pero señala que ello no implica que los salarios reales tengan que caer. Indica que el efecto sobre el salario real va a depender de la diferencia entre las elasticidades de oferta del sector transable y del sector no transable, ya que la devaluación incrementa los precios internacionales, pero a su vez, la caída del sector no transable puede generar una caída de los precios. También, advierte que devaluaciones que tienen lugar en contextos inflacionarios deberán contemplar un aumento en la cantidad nominal de dinero para evitar el desempleo.

Sin embargo, en la última década se ve una situación que contrasta con algunas de estas teorías y muestra un comportamiento diferente. A partir del 2010, muchos países de Latinoamérica hicieron grandes devaluaciones, pero esto no implicó un cambio en el sendero de crecimiento del salario real. Por ejemplo, en México, desde comienzo del 2013 hasta final del 2016, se observó un aumento del 49% del TCR, pero los salarios reales no solo que no bajaron sino que aumentaron casi un 3% en el mismo período. Simultáneamente, Colombia en el mismo período devaluó un 49,6% y los salarios aumentaron 8,8%. Este mismo comportamiento también se puede observar en Chile, Brasil y Uruguay. El único país donde se observa una reacción diferente es en Argentina que realizó una importante devaluación en el 2015. En este caso, al ver los datos se puede observar que la variación en el tipo de cambio real generó un aumento de inflación y una caída del salario real.

¿Cómo se puede explicar esta diferencia de comportamiento entre países con características similares? Nuestra hipótesis se basa en que el efecto de un cambio en el TCR va a depender del nivel inflacionario del país al momento de realizar la devaluación. Esperaríamos que en países con un alto nivel de inflación, el salario real se vea afectado ante una devaluación. Este sería el caso de países como Argentina en la actualidad o de la mayoría de países de América Latina en los 90. En cambio, esperaríamos que no haya un efecto sobre el salario real en los países que tienen un nivel de inflación muy bajo. Esta hipótesis va en línea con el documento de trabajo de Ruffo y Costa (2017). Ellos muestran empíricamente para la economía argentina entre 1957

y 2016 que el comportamiento y la sensibilidad de los precios ante un shock en el salario, tipo de cambio o precio del petróleo es diferente según el nivel de inflación previo al evento.

Para verificar esta hipótesis, en el presente trabajo realizaremos un estudio empírico utilizando técnicas de series de tiempo para analizar el efecto de un shock en el TCR sobre el salario real en cinco países de Latinoamérica: Argentina Chile, Colombia, México y Uruguay.

En la siguiente sección, se desarrollará la metodología y se brindará información sobre los datos utilizados. En el tercer apartado, se mostrarán los resultados obtenidos mediante el test de Granger y las funciones de impulso respuesta (IRF). Por último, en la cuarta sección se concluirá.

2. Metodología y datos

Para poder medir los efectos de una devaluación en el corto plazo se va a utilizar un modelo de Vectores Autoregresivos (VAR) basado en el trabajo fundacional de Sims (1980). Estos modelos de series de tiempo se caracterizan por ser muy útiles para describir el comportamiento de series temporales económicas al permitir que las variables sean endógenas.

Sims (1980) realiza una generalización y pasa de modelos autoregresivos uniecuacionales a modelos multiecuacionales. De esta manera, logra armar un modelo con tantas ecuaciones como variables endógenas se incluyan. En cada ecuación, el valor actual de la variable va a estar regresado en sus valores rezagados y en los valores actuales y rezagados del resto de las variables endógenas. A su vez, estos modelos permiten incorporar variables exógenas que se incluyen en cada una de las ecuaciones.

Tal como indica José Guerra (2002), estos modelos tienen dos características que nos permiten justificar su utilización en nuestra investigación. En primer lugar, permiten incorporar elementos dinámicos sin la necesidad de especificar un modelo estructural para explicar el comportamiento entre las variables. En segundo lugar, son una herramienta eficiente de proyección para comprender los efectos de shock sobre las variables analizadas.

En nuestro caso vamos a utilizar tres variables endógenas y una variable exógena como control. Estas son:

- Tipo de cambio real (TCR)
- Salario real (IS)
- Inflación (I)
- Índices de actividad económica o industrial (IA)

De esta manera, si utilizamos un solo rezago en las regresiones obtendríamos el siguiente sistema de ecuaciones.

$$I_t = b_{10} - b_{12}TCR_t - b_{13}IS_t + \gamma_{11}I_{t-1} + \gamma_{12}TCR_{t-1} + \gamma_{13}IS_{t-1} + \beta_1 Z_t + \varepsilon_{It} \quad (1)$$

$$TCR_t = b_{20} - b_{21}I_t - b_{23}IS_t + \gamma_{21}I_{t-1} + \gamma_{22}TCR_{t-1} + \gamma_{23}IS_{t-1} + \beta_2 Z_t + \varepsilon_{TCRt} \quad (2)$$

$$IS_t = b_{30} - b_{31}I_t - b_{32}TCR_t + \gamma_{31}I_{t-1} + \gamma_{32}TCR_{t-1} + \gamma_{33}IS_{t-1} + \beta_3 Z_t + \varepsilon_{ISt} \quad (3)$$

Como señala Enders (2004), el sistema de ecuaciones permite que las variables se afecten entre si. Por ejemplo, $-b_{12}$ es el efecto de un cambio en una unidad del valor actual del tipo de cambio sobre la inflación contemporánea. En cambio γ_{12} es el efecto de un cambio en una unidad de la inflación en T-1 sobre el valor del TCR en la actualidad. Por su parte, los ε capturan los shock inesperados sobre las variables.

Para representar nuestro modelo utilizando las variables rezagadas en más de un período vamos utilizar la forma reducida. Mediante la utilización de matrices queda planteado de la siguiente manera:

$$x_t = \Gamma_0 + \sum_{s=1}^n \Gamma_s x_{t-s} + \beta Z_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

En donde:

- x_t es el vector que contiene las tres variables endógenas contemporáneas.
- Γ_0 es el vector que contiene los términos de intercepto.
- x_{t-s} es el vector con las variables endógenas rezagadas, en donde el subíndice s indica el orden de rezago.
- Γ_s es la matriz con los coeficientes de cada variable rezagada s períodos.
- Z_t es el vector con la variable exógena.
- ε_t es el término de perturbación estructural en el momento t .

Estos modelos suponen que las variables son estacionarias y que los errores son ruido blanco no autocorrelacionados. Es decir, los errores tienen media cero, las varianzas son constantes y la correlación entre ε_{1t} y ε_{1t-1} es cero; en donde ε_{it} es el elemento i del vector ε_t . A su vez se espera que ε_{1t} y ε_{2t} estén correlacionados.

Como cada país tiene sus características idiosincráticas por las cuales es importante controlar, se decidió realizar una regresión separada por cada país analizado. A su vez, como el período a analizar es muy amplio (1993 a 2016) se decidió dividirlo en dos, ya que muchos países de Latinoamérica sufrieron durante este período cambios estructurales en donde pasaron de tener contextos con inflaciones muy altas a tener inflaciones bajas. Considerar de manera unificada dos períodos con características tan distintas con respecto a una variable fundamental en nuestro estudio podría generar problemas en la interpretación.

2.1. Datos

La base de datos esta conformada por observaciones mensuales desde enero de 1993 a diciembre del 2016. Al realizar estimaciones para 5 países distintos, los datos se obtuvieron de diferentes fuentes ².

En primer lugar, los datos de inflación se construyeron con los índices de precios al consumidor (IPC). Los datos se obtuvieron de los institutos de estadísticas oficiales de cada país.

En segundo lugar, los datos de tipo cambio real, para seguir un mismo criterio, se construyeron de la siguiente forma:

$$TCR = \frac{(TCN * IPCE)}{IPC} \quad (5)$$

En donde, TCN es el tipo de cambio nominal promedio del mes con respecto al dólar estadounidense. Estos datos se obtuvieron de los Bancos Centrales de cada país. Y donde IPCE es el índice de precios al consumidor de Estados Unidos utilizado como proxy de la inflación internacional. Estos datos se obtuvieron del Departamento de Trabajo de EEUU.

Los datos de salario real se consiguieron de los institutos de estadísticas nacionales. En los casos de Chile y Colombia, solo disponían de datos de salario nominal. Por lo tanto, para estos dos países, el índice salarial real se elaboró ajustando el índice nominal mediante el IPC de cada país.

Como variable de control se decidió utilizar una proxy de el nivel de actividad económica del país. Se utilizaron los siguientes índices:

- Argentina: Índice de Producción Industrial (IPI).
- Chile: Indicador mensual de actividad económica (IMACEC).
- Colombia: Índice de confianza comercial (ICCO).
- México: Indicador global de actividad económica (IGAE).
- Uruguay: Índice de volumen físico (IVF).

Como Uruguay no posee un indicador específico de actividad económica se utilizó como alternativa el IVF que muestra la evolución de la producción de la industria manufacturera. En cambio, Colombia sí posee un índice de seguimiento a la economía (ISE) elaborado por el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) pero se comenzó a publicar recién en abril del 2014. Ante esto, se buscó una alternativa que esté disponible desde 1993. Se decidió usar Índice de Confianza Comercial (ICCO) realizado por el Centro de Investigación Económica y Social FEDesarrollo. Este indicador guarda una estrecha relación con las estadísticas publicadas por

²La lista con las fuentes de datos utilizadas se encuentran en el Anexo A del presente trabajo.

el DANE y se elabora en base a la encuesta de opinión empresarial (EOE) que se realiza desde 1979. En todos los casos se utilizó la versión desestacionalizada de los indicadores.

Por último, los datos de Argentina requieren un análisis especial. A mediados del 2007, se comenzó a cuestionar fuertemente la credibilidad del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de la República Argentina (INDEC) ante una supuesta intervención del gobierno. Por ello, tuvimos que buscar fuentes alternativas para poder obtener los datos ya que muchas de sus series no son confiables. Los datos de inflación se obtuvieron de la serie desarrollada por Cavallo y Bertolotto (2016). La misma esta conformada con datos del IPC de la Ciudad de Buenos Aires, el IPC de la provincia de San Luis y por datos de PriceStat, que utiliza precios diarios de supermercados recolectados de forma online. Los datos de salario nominal se obtuvieron de una serie que posee el Ministerio de Trabajo de Argentina. Por último, el INDEC posee un estimador de actividad mensual (EMAE) pero el mismo ha recibido diversas críticas. Por ello, optamos por usar como alternativa un índice de producción industrial (IPI) publicado por la Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas (FIEL).

Al dividirse la muestra en dos períodos, se tomó un año base diferente para cada lapso. Para el primer intervalo(1993-2002) se definió a enero de 1993 como mes base para los índices de todos los variables. Para el segundo período(2003-2016), el mes base utilizado fue enero del 2003.

2.2. Estacionariedad

Como se mencionó anteriormente, uno de los supuestos de este modelo es que las variables tienen un comportamiento estacionario. Una serie tiene un comportamiento estacionario cuando su media, varianza y covarianza son constantes en el tiempo. Esta condición es fundamental en los modelos VAR, ya que para poder hacer inferencia se debe garantizar que los elementos de la matriz Γ_1 sean menores a uno en valor unitario. Es decir, se requiere que la expresión Γ_1^n desaparezca cuando n converge a infinito para asegurar la estabilidad del modelo.

Para verificar esta condición se utilizó el test de Dickey-Fuller (Dickey y Fuller, 1979). Este test va a tener como hipótesis nula que $\theta = 0$, es decir, que la diferencia de la variable se comporta como una raíz unitaria. En cambio, la hipótesis alternativa implica que la variable se comporta de manera estacionaria. Es decir, vamos a buscar que la hipótesis nula se rechace.

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Al realizar el test se observó, que si se utilizan las variables en forma de índice, algunos variables para ciertos países no cumplen con el supuesto. Por ello, se decidió tomar logaritmos de los índices de TCR y salario real y posteriormente tomar diferencias. De esta manera, se eliminó la tendencia y se disminuyó la dispersión de las variables.

Se volvió a realizar el test para las variables transformadas y se logró cumplir con la condición de

estacionaridad para todas las variables y países. En base a esto, se decidió utilizar las variables TCR y salario real en diferencias de logaritmo. En el Anexo B se puede observar la tabla con los estadísticos y resultados del test para cada variable.

2.3. Selección de rezagos

Un aspecto importante en estos modelos es determinar o definir la cantidad de rezagos que se van a estimar. Como señala Enders (2004), es recomendable preservar una simetría en el análisis y utilizar la misma cantidad de rezagos para todas las variables del sistema. De esta manera, se garantiza que la estimación de los regresores, ecuación por ecuación, se realiza de forma consistente y asintóticamente eficiente mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO). A su vez, para que sean comparables se van a utilizar la misma cantidad de rezagos para todos los países y períodos.

Por cada ecuación, el modelo estima np coeficientes más el término de intercepto y el coeficiente de la variable exógena, donde n es la cantidad de variables endógenas y p la cantidad de lags estimados. A esto hay que sumarle los coeficientes de la matriz de varianzas y covarianza. Por un lado, un número grande de rezagos a estimar implica un gran costo en términos de grados de libertad. Por el otro, si se elige un número bajo de rezagos a estimar, el modelo puede estar perdiendo información relevante para la estimación y a su vez se genera una mayor probabilidad de que los errores estén autocorrelacionados. Por esto, elegir la cantidad de rezagos es un aspecto de suma importancia.

Para estimar la cantidad ideal se utilizó el criterio de información de Akaike y Schwartz³ (AIC), el criterio de información de Hannan and Quinn⁴ (HQIC) y el criterio de información de Schwarz's Bayesian⁵ (SBIC). Estos criterios se basan en el *test de likelihood*⁶ que compara la estimación del modelo VAR con p rezagos contra la estimación del modelo con $p - 1$ rezagos. La hipótesis nula es que los coeficientes de las variables endógenas en el rezago p son iguales a cero. Es decir, si la hipótesis nula no se rechaza se estaría afirmando que las variables rezagadas p períodos no explican al valor de la variable en el período actual. Si la hipótesis nula es rechazada, ese rezago es importante que se calcule, ya que es relevante para explicar las variables analizadas. Si nos basamos en los criterios nombrados, el modelo que tenga el menor estadístico va a ser el preferido.

Los resultados obtenidos se muestran en la siguiente tabla.

³AIC= $T\log|\Sigma| + 2N$, donde N es el número total de parámetros estimados y $|\Sigma|$ los determinantes de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos (Enders, 2004).

⁴HQIC= $T\log|\Sigma| + 2\log[\log(T)]N$ (Hannan y Quinn, 1979).

⁵SBIC= $T\log|\Sigma| + N\log(T)$ (Enders, 2004).

⁶Likelihood ratio statistic= $(T-c)(\log|\Sigma_n| - \log|\Sigma_m|)$, en donde T es número de observaciones y c es el número de parámetros estimado en cada ecuación del sistema sin restricciones (Enders, 2004).

Cuadro 1: Selección de rezagos

País	Período	Rezagos según AIC	Rezagos según HQIC	Rezagos según SBIC
Argentina	1	12	3	3
Argentina	2	3	2	2
Chile	1	12	12	0
Chile	2	12	1	1
Colombia	1	12	12	2
Colombia	2	12	12	12
México	1	3	3	1
México	2	12	2	1
Uruguay	1	12	4	4
Uruguay	2	12	12	1

Se puede observar que hay una gran variedad en la cantidad de rezagos recomendados según cuál sea el criterio de información usado, el país y el periodo de tiempo analizado. Davidson y McKinnon (2004) señalan que el AIC tiende a sobrestimar el orden y ser menos parsimonioso. Además, Lütkepohl (1985) en un estudio compara los diversos criterios para elegir los rezagos de un VAR y concluye que el criterio SBIC elige el orden correcto con mayor frecuencia. En base a esto, se decide seleccionar los rezagos usando el criterio de SBIC. Por lo tanto, se van a seleccionar 2 rezagos para estimar el modelo.

3. Resultados

3.1. Test de Granger

El test de causalidad de Granger (1969) se puede utilizar para analizar si una variable es predictora del comportamiento de otra. Una variable X va a causar a otra variable Y en el sentido de Granger si la incorporación de los rezagos de X en una ecuación en donde se regresa Y mejora la capacidad de predicción del modelo. Como señala Enders (2004), la prueba solo se refiere a los valores rezagados y no tiene en cuenta los valores actuales de la variable. Es importante aclarar que el test solo sugiere una relación estadística de precedencia; no se puede inferir de esto una relación causal.

El test tiene como hipótesis nula que todos los coeficientes de los rezagos de X son iguales a cero cuando se los regresa para explicar Y. Por lo tanto, para que una variable este causada por otra en el sentido de Granger es necesario que la hipótesis nula se rechace.

A continuación, se presentan los resultados sobre las variables que son de nuestro interés. Es decir, si el tipo de cambio real causa o no en el sentido de Granger al salario real.

Cuadro 2: Test de Granger: TCR no causa IS

País	Período	Estadístico Chi2	Probabilidad
Argentina	1	10.723	0.005
Argentina	2	13.845	0.001
Chile	1	0.5025	0.778
Chile	2	3.6107	0.164
Colombia	1	16.907	0.000
Colombia	2	0.8974	0.638
México	1	4.4785	0.107
México	2	0.4661	0.792
Uruguay	1	32.189	0.000
Uruguay	2	1.3217	0.516

Para poder analizar los resultados obtenidos, primero vamos a dividir los países de la muestra según el nivel de inflación promedio mensual en el período analizado. Se define una inflación promedio del 1% mensual como umbral para determinar si un país tiene un nivel bajo o alto de inflación durante el período analizado.

Cuadro 3: Clasificación según el nivel de inflación

País	Período	Inflación mensual promedio	Clasificación
Argentina	1	0.3725	Baja
Argentina	2	1.5715	Alta
Chile	1	0.4766	Baja
Chile	2	0.2733	Baja
Colombia	1	1.1874	Alta
Colombia	2	0.3730	Baja
México	1	1.2013	Alta
México	2	0.3257	Baja
Uruguay	1	1.5970	Alta
Uruguay	2	0.6257	Baja

Por un lado, se puede observar que para casi todos los países que tienen un nivel bajo de inflación no se rechaza la hipótesis nula del test. Es decir, en estos países los valores rezagados del TCR no son significativamente relevantes para determinar el valor del salario real.

La excepción es el caso de Argentina desde 1993 al 2002. A pesar de que, según el umbral utilizado, lo consideramos como un período de inflación bajo, en este lapso se incluye una de las crisis más importantes en la historia de la Argentina que finalizó con la salida de la convertibilidad. En este época, que comenzó a mediados del 2001, se alcanzaron niveles de inflación anual mayores al 40%, se produjo la salida de un régimen de tipo de cambio fijo y, por lo tanto, se generó una importante devaluación. La inclusión de esta crisis tan extrema hace que en un mismo período existan situaciones de baja y alta inflación, lo cual puede haber generado resultados inesperados o ambiguos. El efecto de esta crisis podría explicar el hecho de que el test de causalidad de Granger indique que el salario real es explicado por los valores

rezagados del tipo de cambio real ⁷.

Por otro lado, tres de los cuatro países con alta inflación (Argentina 2003-2016, Colombia 1993-2002, Uruguay 1993-2002) rechazan la hipótesis nula al 1%. De esta manera, se podría inferir que en estos casos los rezagos de la variación en el tipo de cambio real son relevantes para explicar el valor contemporáneo del índice salarial. Para el caso de México, desde 1993 al 2002, no se puede rechazar la hipótesis nula debido a que el p-valor es de 0.107, sin embargo el estadístico se encuentra muy cerca del umbral de rechazo.

Así, el test de Granger estaría brindando resultados que concuerdan con la hipótesis planteada al comienzo del trabajo. En los países con bajos niveles de inflación, la variación del TCR no ayuda a predecir el salario real por lo cual sería esperable que una devaluación no afecte la tendencia de los salarios reales. Por lo contrario, en los países con alto nivel de inflación, el TCR sí tiene un rol importante para definir el valor actual de índice salarial. Por lo tanto, es esperable que una alteración en el TCR genere una variación en la tendencia del salario real.

3.2. Función de Impulso Respuesta

Como indica Sims (1980), se puede armar una matriz como vector de media móvil (VMA) que nos va a permitir trazar la trayectoria temporal de los distintos shock sobre las variables contenidas en nuestro modelo. La representación VMA es una herramienta útil para examinar el comportamiento entre el TCR y los salarios reales ante ciertos shock o innovaciones en las variables. Mediante la VMA se va a obtener la función de impulso respuesta (IRF). Los coeficientes obtenidos de la IRF van a indicar el impacto de un desvío estándar de una de las variables analizadas sobre otra en un determinado período. Estos efectos se pueden acumular mediante la sumatoria de los coeficientes y obtener el impacto de un shock a lo largo del tiempo.

$$x_t = u + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (7)$$

Para poder utilizar la IRF es necesario verificar el supuesto de estabilidad que garantiza que la sumatoria de los efectos acumulados de las variables de un número finito cuando t tiende a infinito. Se verifica que todas las matrices cumplen la condición de estabilidad.

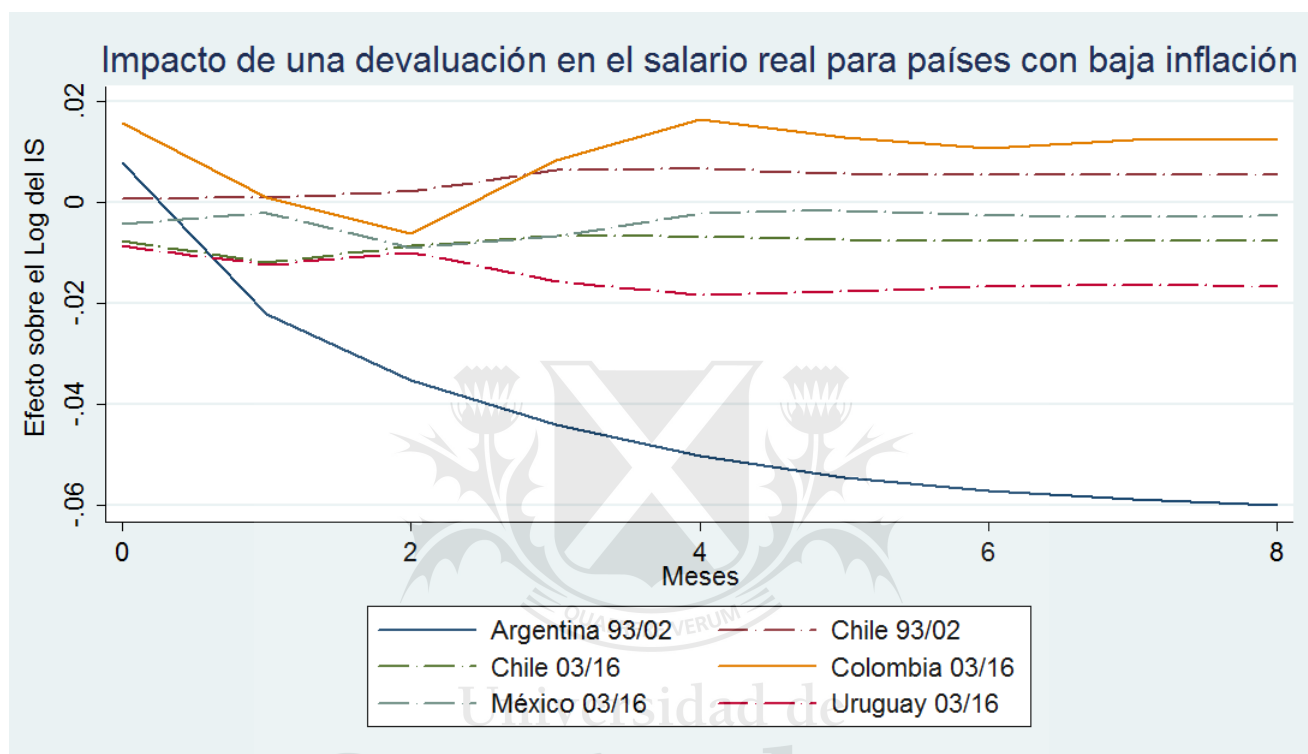
Como las IRF se construyen en base a los coeficientes estimados con el modelo VAR, imprecisiones en los coeficientes pueden llevar a imprecisiones en la interpretación de los efectos de un shock. Por esto, es importante tener en cuenta los intervalos de confianza al momento de interpretar los resultados (Ender, 2004).

Se dividió la muestra entre los países con baja y con alta inflación. Para que los efectos sean comparables para los diferentes países y épocas, se ponderaron los shock. Así, todos los co-

⁷Se realizó el test de Granger excluyendo de la muestra el año 2002 y se obtuvo un p-valor de 0.744 indicando que la hipótesis nula no se rechaza.

eficientes muestran el efecto sobre el salario real ante un aumento del 20% del TCR. Esto se puede hacer, ya que los efectos calculados son lineales.

A continuación, se presentan los resultados obtenidos en base a los coeficientes de la IRF⁸. La línea punteada indica que los efectos obtenidos en las IRF no ponderadas no se pueden distinguir significativamente del 0 en ningún mes del período analizado usando un intervalo de confianza del 90%. Es decir, señalan que no hay información suficiente para indicar que los efectos sobre el salario real son distintos de cero.



Como se observa en el primer gráfico, 4 de los 6 países que tienen un nivel bajo de inflación presentan efectos no significativos sobre el salario real ante una devaluación.

Para el caso de Colombia (1993-2002), se puede ver un efecto de caída del salario real a los dos meses desde que se produjo el impacto. Sin embargo, este efecto es significativo solamente en los dos primeros meses posteriores al shock. Además, el efecto que se observa es muy poco relevante desde el punto de vista económico (1%).

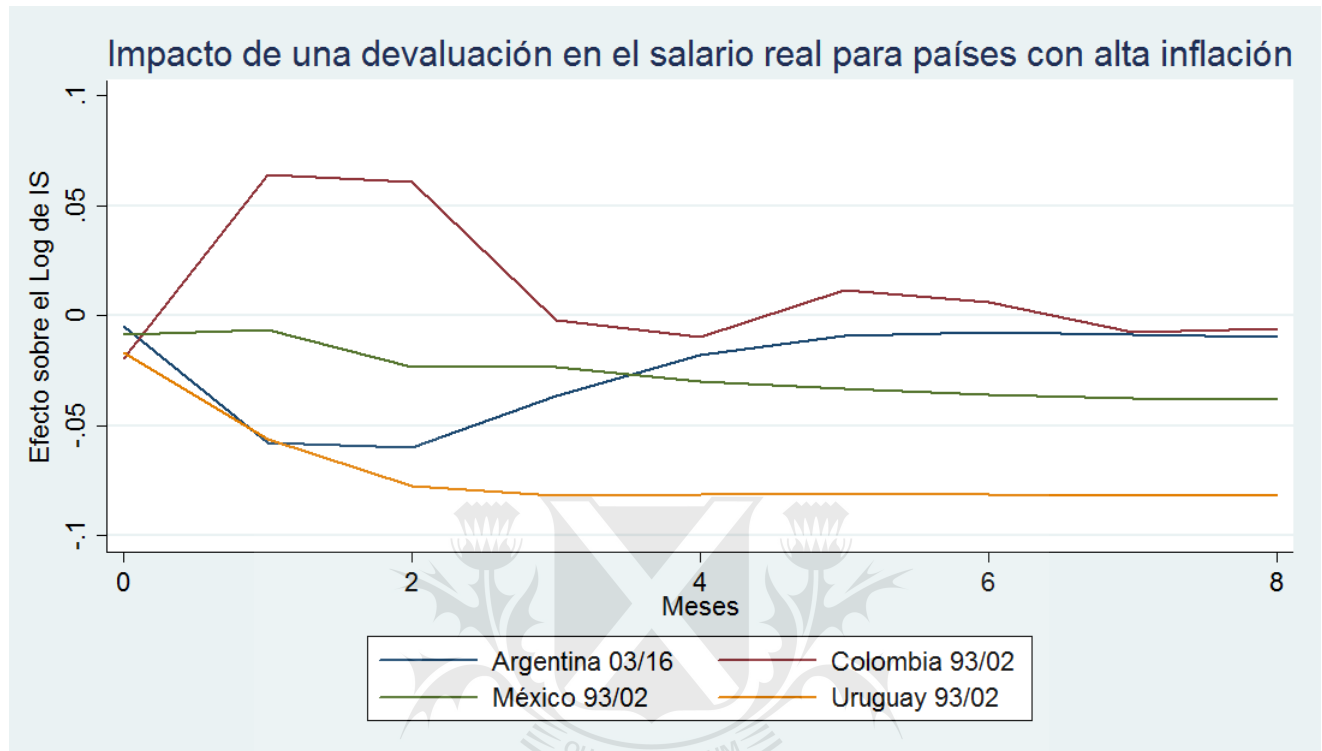
El caso de Argentina (1993-2002) muestra un efecto importante y significativo. Una devaluación del 20% generaría una caída del salario real permanente cercana al 6%. Sin embargo, como se mencionó en la sección anterior, la inclusión de la crisis que se desencadenó en el 2002 puede haber afectado los resultados. Por ello, se volvieron a calcular los coeficientes de la IRF para Argentina excluyendo el año 2002 de la muestra. Se encuentra que al excluir este año de la muestra los efectos de una devaluación frente a un impacto sobre el TCR son no significativos.

Así, se estaría encontrando evidencia a favor de nuestra hipótesis. Los países de América Latina con baja inflación no sufren efecto en el sendero de crecimiento del salario real ante un

⁸Los resultados son robustos al cambio en el orden de las variables.

importante aumento del TCR.

En este segundo gráfico, se puede observar los efectos sobre los países y períodos con altos niveles de inflación.



En primer lugar, se puede observar que en Argentina (2003-2016) un aumento del 20% del índice del TCR genera una caída de 6,7% del índice de salario real entre el primer y segundo mes desde que se produjo el shock. Sin embargo, se puede observar cómo este efecto se va compensando con el paso del tiempo. A los cinco meses desde que ocurre el shock, el salario real recupera gran parte del efecto causado por la devaluación y vuelve a su valor anterior.

En segundo lugar, para el caso de Colombia desde 1993 al 2002 se obtiene que un aumento en el TCR generaría un incremento del salario real. Pero es importante aclarar que dado un intervalo de confianza del 90% solo los efectos que se observan durante el mes uno y dos son significativamente distintos de cero. En este caso, los resultados pueden ser no significativos y contrarios a lo esperado porque durante este período se produce un cambio estructural en el país con respecto a la inflación. Durante la década del 90, en Colombia el Banco de la República, responsable del control de la inflación, empezó a ser autónomo y comenzó a utilizar un esquema de metas de inflación. A su vez, se estableció la prohibición al Banco de la República de financiar el déficit fiscal del gobierno. Estas medidas llevaron a que de los altos niveles de inflación que tenía el país a comienzos de los años 90 se alcanzaran índices por debajo del 10% anual a partir de 1998 (Ochoa y Martínez, 2005).

En tercer lugar, se puede analizar el caso de México. El efecto generado por una devaluación del 20% no es muy relevante desde el punto de vista económico al comienzo pero va aumentando

con el paso del tiempo. Al cabo de dos meses se observa una caída del 2% del índice del salario real. Este efecto va creciendo hasta alcanzar un 4% al cabo de ocho meses; en donde se estabiliza. Sin embargo, hay que aclarar que los efectos son significativos con un intervalo de confianza 90% a partir del mes cuatro. Y no son significativos al 5% para ningún período.

Por último, vamos a analizar el caso de Uruguay. Se puede ver que el efecto es significativo y relevante económicamente. Ante el shock en el TCR, el índice del salario real tendría una caída del 5,5% al mes siguiente del impacto. Este efecto se profundizaría y llegaría a una 8,1% al cabo de dos meses. A diferencia de lo que sucede para el caso de Argentina, el efecto persiste y no es compensado con el paso del tiempo.

4. Conclusión

En los últimos años, diversos países de la región utilizaron al TCR como una herramienta de política económica para mejorar la competitividad del sector externo o ante problemas con la balanza comercial. Estos problemas son más comunes en América Latina debido a la dependencia que tienen sus economías de los recursos de materias primas.

La literatura sobre la relación del tipo de cambio y el salario real se basa en su mayoría en modelos teóricos elaborados durante la década de los 80. Los estudios empíricos son pocos, ya que los métodos econométricos de series de tiempo estaban poco desarrollados en ese momento. A su vez, los trabajos que estudian esta relación en la actualidad son casi nulos. Ante esto, aprovechando los avances en series de tiempo, se utilizó un modelo VAR mediante el cual se encuentra evidencia en concordancia con nuestra hipótesis. En los períodos en los que la inflación es baja se observa que un aumento del 20% del TCR genera efectos significativos sobre el salario real. En cambio, en aquellos períodos en los que el nivel de inflación mensual es en promedio mayor al 1% se observa que una devaluación en la misma proporción sí genera efectos sobre el poder adquisitivo de las familias. Sin embargo, no todos los efectos sobre el salario real que se predicen mediante el modelo son relevantes desde el punto de vista económico. A su vez, en Argentina, se observa que la caída del salario real es compensado posteriormente y vuelve a los valores originales. En cambio, en México y Uruguay, se observa que el efecto es permanente y no se retrae con el paso del tiempo. Por último, se puede destacar que en la mayoría de los países los efectos toman su mayor valor a los dos meses desde que se produjo el shock.

Futuros estudios podrían usar técnicas como los modelos Threshold-VAR que permiten establecer un umbral dentro de la regresión y, de esta manera, poder distinguir de forma más eficiente los diferentes períodos que atraviesa cada país. También sería interesante poder extender este estudio a otras regiones para comparar y verificar si el comportamiento obtenido es el mismo.

Creemos que resultados conseguidos pueden ser de importancia para los *policy makers*, ya que el TCR sigue siendo una herramienta de política monetaria que es usada hoy en día por muchos países.

Anexo A: Fuentes de datos

- Banco Central de Chile
- Banco Central de la República Argentina
- Banco de la República - Colombia
- Banco de México
- Centro de Investigación Económica y Social FEDESARROLLO
- Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas - DANE
- Departamento de Trabajo de los Estados Unidos
- Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas - FIEL
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
- Instituto Nacional de Estadísticas de Chile
- Instituto Nacional de Estadísticas de Uruguay
- Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de la República Argentina - INDEC
- Instituto Nacional de Estadísticas y Geografía - México
- IPEAData
- Ministerio de Trabajo de Argentina



Anexo B

Cuadro 4: Test Dicky-Fuller

País	Período	Variable	Estadístico	Rechaza
Argentina	1	I	-4.579	1 %
Argentina	1	TCR	-9.934	1 %
Argentina	1	IS	-6.496	1 %
Argentina	2	I	-6.609	1 %
Argentina	2	TCR	-7.627	1 %
Argentina	2	IS	-10.174	1 %
Chile	1	I	-7.454	1 %
Chile	1	TCR	-7.023	1 %
Chile	1	IS	-10.246	1 %
Chile	2	I	-7.596	1 %
Chile	2	TCR	-9.352	1 %
Chile	2	IS	-10.104	1 %
Colombia	1	I	-4.469	1 %
Colombia	1	TCR	-6.458	1 %
Colombia	1	IS	-11.701	1 %
Colombia	2	I	-5.766	1 %
Colombia	2	TCR	-8.921	1 %
Colombia	2	IS	-13.581	1 %
México	1	I	-3.206	5 %
México	1	TCR	-8.734	1 %
México	1	IS	-12.820	1 %
México	2	I	-7.234	1 %
México	2	TCR	-10.241	1 %
México	2	IS	-13.853	1 %
Uruguay	1	I	-3.448	5 %
Uruguay	1	TCR	-6.536	1 %
Uruguay	1	IS	-9.413	1 %
Uruguay	2	I	-11.385	1 %
Uruguay	2	TCR	-8.371	1 %
Uruguay	2	IS	-13.834	1 %

Referencias

- [1] CAVALLO, A. y BERTOLOTTO, M. I. (2016). *Filling the Gap in Argentina's Inflation Data*
- [2] DANCOURT, O. (2012). *Devaluación y salario real* Economía, 7(13), 99-130.
- [3] DAVIDSON, R y JAMES G. M. *Econometric theory and methods*. (Vol. 5). New York: Oxford University Press.
- [4] DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1979). *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*. Journal of the American statistical association, 74(366a), 427-431.
- [5] ENDERS, W. (2004). *Applied econometric time series*. New York: Wiley.
- [6] GUERRA, J. , OLIVO, V. y SANCHEZ, G. (2002). *El Proceso Inflacionario en Venezuela: Un Estudio con Vectores Autoregresivos*. José Guerra (Comp.). Estudios Sobre la Inflación en Venezuela, 15-51.
- [7] GRANGER, C. W. (1969). *Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods*. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 424-438.
- [8] HANNAN, E. J. y QUINN, B. G. (1979). *The determination of the order of an autoregression*. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), 190-195.
- [9] KRUGMAN, P. y LANCE, T. (1978). *Contractionary effects of devaluation*. Journal of International Economics. 8 (3): 445-456.
- [10] LÜTKEPOHL, H. (1985). *Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process*. Journal of time series analysis, 6(1), 35-52.
- [11] OCHOA, H., y MARTÍNEZ, A. (2005). *El comportamiento de la inflación en Colombia durante el periodo 1955-2004*. Estudios Gerenciales, 21(95), 75-93.
- [12] RODRÍGUEZ, C. A. (1984). *Inflacion, salario real y tipo real de cambio*. Cuadernos de Economía, 247-261.
- [13] ROSENDE R., F. (1985). *Tipo de cambio y salarios reales Consideraciones sobre el caso chileno*. Cuadernos De Economía. 22 (67), 343-355.
- [14] RUFFO A. y COSTA J. M. (2017) *Regímenes de inflación y fluctuaciones macroeconómicas en Argentina*. Documento de trabajo.
- [15] SIDRAUSKI, M. (1968). *Devaluación, inflación y desempleo*. Se. Di. C.I. - Servicio de Difusion de la Creacion Intelectual UNLP. <http://www.sedici.unlp.edu.ar?id=ARG-UNLP-ART-0000001158>.
- [16] SIMS, C. A. (1980). *Macroeconomics and Reality*. Econometrica. 48 (1): 1-48.