

119 MEDICIÓN DEL COCIENTE DE SACRIFICIO POR DESINFLACIÓN PARA ARGENTINA

Brufman, Juana - Trajtenberg, Luis - Rodríguez, Macarena - Sosa, Juan Bautista

Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires

juana.brufman@fce.uba.ar - luis_trajtenberg@hotmail.com - macareniones@gmail.com - sosajuanbautista@gmail.com

Especialidad: Estadística Aplicada

Palabras Clave: inflación, cociente de sacrificio, SVAR

Resumen

En este trabajo se estima el cociente de sacrificio - el costo de reducir la inflación, en términos de la pérdida de producto por hacerlo - para la economía argentina, utilizando datos trimestrales del PIB y la inflación desde 1970 hasta 2018. Se aplican dos metodologías: una, que llamaremos "narrativa", desarrollada por Ball (1994) y extendida por Zhang (2005) y Hofstetter (2006), consiste en identificar episodios históricos de desinflación y calcular la desviación del producto observado con respecto a su nivel potencial; y la segunda, que llamaremos "econométrica", desarrollada por Cecchetti y Rich (2001) consiste en analizar las funciones impulso respuesta de un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR) para las dos variables.

Los resultados obtenidos en la primera metodología arrojan cocientes de sacrificio promedio entre -1,03 y 2,82, lo que no nos permite concluir con evidencia suficiente si hay pérdidas o ganancias reales de bajar la inflación. Los resultados obtenidos en la metodología econométrica van entre 0,03 y 0,59. A pesar de que sugieren que incurrir en una desinflación es costoso para Argentina, encontramos que los intervalos de confianza del 90% para la respuesta acumulada del producto incluyen el cero, por lo que no podemos descartar de forma definitiva que el costo de bajar la inflación en términos de producto sea nulo.

1. Introducción

La persistencia de inflación moderada o alta en la economía es un problema que Argentina no logra resolver. Numerosos estudios a nivel mundial muestran que existe una relación negativa entre tasas de inflación moderadas y altas, y crecimiento económico. A nivel local, Trajtenberg *et al* (2016) encontraron que, en el caso de Argentina, la inflación incide negativamente en el crecimiento para niveles superiores al 12,9% anual.

Uno de los obstáculos principales a la hora de llevar la inflación a niveles propicios para el crecimiento económico es la ralentización o disminución de la actividad económica que resulta de llevar a cabo un programa de estabilización nominal. Esto desata un desafío para los hacedores de política monetaria ya que son quienes deben decidir si implementar la política desinflacionaria y el momento oportuno para hacerlo. Frente a esta disyuntiva, consideramos que es de gran utilidad contar con una medida aproximada de la magnitud de dichos costos.

Se define *cociente de sacrificio por desinflación*, en adelante CS, como el cociente entre la pérdida total de producto - expresada como el porcentaje de desviación del producto potencial - y la variación de la inflación en un determinado período. El valor de la tasa de sacrificio indica el porcentaje del PIB al que, en promedio, se debe renunciar para bajar en 1% la inflación.

Existen dos líneas de trabajo complementarias para cuantificar el CS. Por un lado, el enfoque descriptivo de naturaleza narrativa propuesto por Ball (1994) extendido por Zhang (2005) y Hofstetter (2006). Esta metodología permite medir el *trade-off* entre estabilidad nominal y real a partir de la identificación de episodios individuales de desinflación. La segunda estrategia empírica propuesta por Cecchetti y Rich (2001) consiste en estimar modelos VAR Estructurales para

dar cuenta de la transmisión de shocks de demanda que afectan la tasa de inflación y repercuten negativamente sobre la actividad económica en el corto plazo.

2. Datos

Los datos utilizados son de frecuencia trimestral. Para los precios, se tomó el promedio del IPC mensual publicado por el INDEC desde 1970I hasta 2006IV; luego se empalmó con un índice compuesto por los IPC de San Luis y CABA ponderados por población, desde 2007I hasta 2016I; con el IPC GBA del INDEC desde 2016II hasta 2016IV; y con el IPC Nacional del INDEC desde 2017I hasta 2018IV. Para el PIB se utilizaron datos trimestrales publicados por INDEC a precios constantes de 2004 desde 1970 a 2018, y se desestacionalizaron.

El test ADF arrojó evidencia de raíz unitaria para la inflación en el período 2003I-2018IV, y para el logaritmo del PIB en los tres períodos. Ambas variables en diferencias muestran un orden de integración $I(0)$.

3. Metodología narrativa por episodios de desinflación

La metodología narrativa propuesta por Ball consiste en identificar episodios de desinflación específicos y analizar conjuntamente la dinámica del producto y la inflación para cada uno de ellos. El criterio de identificación es el siguiente: considera periodo de desinflación aquél en el que baja sustancialmente la inflación tendencial, medida como media móvil centrada de nueve trimestres de la inflación trimestral anualizada⁴. Cada episodio empieza en un “pico” inflacionario y termina en un “valle”. Los picos se definen como trimestres en los cuales la inflación tendencial es mayor a la de los cuatro trimestres anteriores y posteriores, y los valles de forma análoga cuando la inflación es menor. Además, Ball descarta episodios en los cuales la diferencia entre la inflación en el pico y en el valle es menor a 2%, y aquellos países en los que la inflación tendencial supera el 20% en todo el periodo analizado. Este último criterio nos llevaría a dejar de lado el uso de esta metodología para el caso argentino, por lo cual lo re-interpretaremos como una restricción para el valor máximo que puede tomar la inflación tendencial en el pico, y no en el periodo completo. Una vez identificado el episodio, el cociente de sacrificio se calcula de la siguiente manera:

$$CS = \frac{[\sum_{t=I}^{F+4} (y_t^* - y_t)]}{(\pi_I - \pi_F)} \quad (1)$$

Donde y_t expresa el logaritmo del PIB real, y_t^* el logaritmo del PIB real potencial, π_I la inflación pico en el inicio del episodio, y π_F la inflación valle en el final. El numerador indica la pérdida de producto acumulada, en términos porcentuales, hasta 4 trimestres después del final del episodio; y el denominador la magnitud de la baja de la inflación de inicio a fin. El “sacrificio” de bajar la inflación es la diferencia entre el producto que podría tener una economía de acuerdo a su capacidad productiva potencial, y el producto observable. Específicamente, Ball interpreta el CS como el costo de reducir la inflación en un punto porcentual a través de una contracción de la demanda agregada.

Para medir el producto potencial el autor hace tres supuestos: 1) el producto se encuentra en su nivel potencial al inicio del episodio, 2) vuelve a su nivel potencial 4 trimestres luego del final del episodio, y 3) el producto potencial crece log-linealmente entre el inicio y el final del episodio.

⁴ Se utiliza una versión tendencial de la inflación con el propósito de eliminar posibles shocks de oferta de corto plazo.

Con este método Ball encuentra mediciones del CS en episodios individuales de países de la OCDE situadas entre 0 y 14,2 para datos trimestrales, y -3,4 y 15,7 para datos anuales, con promedios de 5,8 y 3,1 respectivamente. Si bien la mayoría de las mediciones son positivas, lo cual indica que bajar la inflación tiene costos, nos resultará de interés el hecho de que algunos de sus resultados muestren CS negativos.

La principal falencia de esta metodología es asumir que el producto revierte a su nivel potencial luego de 1 año del final del episodio. De esta manera, el autor descarta la posibilidad de que los shocks de demanda tengan efectos persistentes sobre el producto. Por esta razón, la metodología puede generar posibles subestimaciones del CS. Además, debido a que los efectos persistentes pueden ser diferentes para distintos episodios, el sesgo a la baja del cálculo del CS también puede variar, lo nos llevaría a una comparación errónea del costo de bajar la inflación entre los distintos episodios.

Estos inconvenientes sirvieron de motivación al trabajo de Zhang, que modifica los supuestos sobre el producto potencial del método de Ball para tomar en cuenta dichos efectos. La modificación consiste en aplicar el filtro Hodrick-Prescott al logaritmo del PIB, calcular la tasa de crecimiento de este PIB filtrado, y proyectar el PIB potencial asumiendo que crece a la misma tasa de crecimiento que el PIB filtrado por Hodrick-Prescott en el inicio del episodio. De esta manera, no se impone ninguna restricción al lapso en el cual el producto difiere de su nivel potencial. Luego se procede a calcular el CS con la ecuación (1), indiferentemente de si el producto volvió a su nivel potencial luego de 1 año del final del episodio.

Utilizando el PIB filtrado por Hodrick-Prescott con parámetros de suavización de 1600 y 16000, Zhang encuentra CS entre -2,8 y 8, y -3,3 y 11,9, con promedios de 3,6 y 2,1, respectivamente. Para 21 de los 30 episodios estudiados encuentra que los CS calculados con su método son mayores que los calculados con el método de Ball.

Por último, Hofstetter calcula el CS para países de Latinoamérica y el Caribe ampliando el criterio de identificación de episodios de Ball, incluyendo aquéllos con inflación inicial de hasta 30% anual y con una diferencia mínima entre pico y valle de 1,5%. Dado que considera episodios de mayor inflación, también restringe los episodios a aquéllos en los que la inflación disminuyó al menos un cuarto de su nivel inicial. Por otro lado, al observar que durante las décadas de los 70s y 80s el crecimiento del PIB ya había caído antes de que la inflación llegara a su pico, reconoce que es posible que la inflación muestre un comportamiento inercial, por lo que los efectos de la política monetaria contractiva podrían impactar sobre el producto antes que sobre los precios. Por ello, utiliza un método casi idéntico al de Zhang para calcular el producto potencial, con la excepción de que modifica un supuesto sobre su comportamiento para tomar en cuenta la posible inercia inflacionaria: asume que el producto se encuentra en su nivel potencial un período antes que el pico de inflación. Con este nuevo criterio el autor encuentra un CS promedio de -0,61 para su muestra.

Nuestro interés reside en lograr una medición de la magnitud del producto que Argentina debe sacrificar para bajar la inflación. Dado que el PIB potencial es una variable no observable y que no existe una única manera de calcularlo establecida en la literatura, optamos por calcular el CS para Argentina utilizando alternativamente las tres variaciones de la metodología narrativa mencionada.

3.1 Resultados empíricos – Metodología narrativa

Utilizando datos de frecuencia trimestral para la inflación anualizada y el PIB entre 1970 y 2018, encontramos un sólo episodio de desinflación que cumple con los requisitos de identificación propuestos por Ball, mientras que el criterio de Hofstetter selecciona un episodio adicional. La tabla 1 muestra las características de cada episodio y los CS obtenidos mediante las diferentes maneras de calcular el PIB potencial:

Tabla 1: episodios de desinflación

| .Identificación de episodios según Ball (1994): | | | | | | | |
|---|-----------------------|-------------------|-----------|---------------|---------------|--------------------|--------------------|
| Periodo | Duración (trimestres) | Inflación Inicial | CS - Ball | CS - Zhang(a) | CS - Zhang(b) | CS - Hofstetter(a) | CS - Hofstetter(b) |
| 1997III-1999IV | 9 | 1.04% | -6.02 | 20.82 | 19.51 | 2.76 | 2.76 |
| Identificación de episodios según Hofstetter (2006): | | | | | | | |
| 2003I-2003IV | 3 | 21.66% | -0.91 | -3.61 | -3.45 | -3.87 | -3.55 |
| Promedio: | | | -3.47 | 8.60 | 8.03 | -0.55 | -0.40 |
| Episodios adicionales: | | | | | | | |
| 1972II-1973III | 5 | 62.47% | 0.67 | -0.25 | -0.49 | -1.73 | -2.11 |
| 1976II-1977III | 5 | 429.68% | -0.02 | -0.05 | -0.05 | -0.12 | -0.14 |
| 1984II-1986III | 8 | 761.45% | 0.07 | 0.03 | 0.03 | 0.03 | 0.03 |
| 1989II-1996IV | 30 | 27783.07% | 0.002 | -0.02 | -0.01 | -0.02 | -0.02 |
| Promedio: | | | 0.18 | -0.07 | -0.13 | -0.46 | -0.56 |
| Promedio (total): | | | -1.03 | 2.82 | 2.59 | -0.49 | -0.50 |

Nota: (a) parámetro de suavización de H-P de 1600, (b) parámetro de suavización de H-P de 16000

Los CS promedio para Argentina que resultan de estos dos episodios, calculados según las tres variaciones de la metodología, arrojan valores dispersos, que van desde -3,61 a 8,60. Esto significa que para bajar en 1% la inflación anual, puede haber tanto ganancias de 3,61% del producto, como pérdidas del 8,6%. Decidimos, entonces, eliminar la restricción para el valor máximo de la inflación en el pico, y encontramos cuatro episodios adicionales. Uno de ellos (de 1989II a 1996IV) coincide con la desinflación que sucedió a las dos hiperinflaciones de 1989 y 1990, y mientras que los otros tres comienzan de una inflación al menos mayor al 50%.

Para los seis episodios seleccionados, los CS obtenidos van desde -1,03 a 2,82. Si bien estos resultados no pueden tomarse como evidencia definitiva para determinar si bajar la inflación en Argentina tiene costos o ganancias reales, hay indicios de que el CS es menor que el de los países estudiados por Ball y Zhang, y más parecido a los obtenidos por Hofstetter para Latinoamérica. De hecho, 18 de las 30 mediciones obtenidas para los episodios individuales fueron negativas.

Dos observaciones se desprenden del hecho de que la mayoría de los procesos de desinflación en Argentina comenzaron con niveles de inflación relativamente altos: primero, no hay que subestimar un CS bajo pero positivo. Por ejemplo, para el episodio que va de 1984II a 1986III, un CS de 0,03 y una caída de la inflación de 647% significaron un sacrificio de casi 20% del PIB repartido en 2 años. Por lo tanto, si un país presenta CS bajos, pero inflaciones a combatir muy altas, los costos de bajarlas serán significativos. En segundo lugar, no debería sorprendernos encontrar CS negativos para episodios con picos de inflación muy alta. En vistas de que los regímenes de inflación alta se caracterizan por acortamientos de los horizontes de planeamiento de los agentes y disminución de proyectos de inversión de largo plazo, y debilitamiento del crédito, (Heymann & Leijonhufvud (1992)); y que una mayor volatilidad de la inflación constituye una fuente de alta incertidumbre y de inestabilidad del poder adquisitivo y el nivel de actividad

(Frenkel (1989)), es probable que en estos casos las ganancias obtenidas por la mayor estabilidad y previsibilidad que significa volver a niveles de inflación moderados o bajos superen a las pérdidas necesarias para conseguirlo.

Una crítica relevante a la metodología narrativa es que supone que cada episodio de desinflación es generado por shocks negativos de demanda agregada vía política monetaria contractiva, ignorando los efectos posibles de shocks de oferta agregada, o de shocks de demanda agregada de otro origen. La metodología econométrica presentada en la siguiente sección pretende superar este inconveniente.

4. Metodología econométrica

La metodología alternativa que utilizamos para medir el CS es a través del análisis de las funciones impulso respuestas obtenidas de un modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR). La utilidad de estos modelos reside en que nos permiten recuperar perturbaciones estructurales con interpretación económica a partir de los residuos de la forma reducida, sin la necesidad de imponer demasiadas restricciones teóricas al comportamiento de las variables. Siguiendo a Cecchetti y Rich, consideramos el siguiente modelo estructural para el producto y la inflación:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \sum_{i=1}^n b_{11}^i \Delta y_{t-i} + b_{12}^0 \Delta \pi_t + \sum_{i=1}^n b_{12}^i \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t^s & (2) \\ \Delta \pi_t &= b_{21}^0 \Delta y_t + \sum_{i=1}^n b_{21}^i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_{22}^i \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t^d \end{aligned}$$

que puede ser expresado como:

$$B(L) \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix}, \quad \text{con } B(L) = \begin{bmatrix} B_{11}(L) & B_{12}(L) \\ B_{21}(L) & B_{22}(L) \end{bmatrix} \quad (3)$$

donde y_t es el logaritmo del producto en el período t , π_t la tasa de inflación entre t y $t-1$, ε_t^s un shock de oferta agregada, ε_t^d un shock de demanda agregada, b_{jk}^i el efecto de la variable k en la variable j , i periodos adelante, y $B(L)$ una matriz de polinomios de rezagos tal que $B_{jj}(L) = 1 - \sum_{i=1}^n b_{jj}^i L^i$ y $B_{jk}(L) = -\sum_{i=0}^n b_{jk}^i L^i$, para $j, k = 1, 2$. Se asume que ambos shocks no están correlacionados entre sí, no presentan correlación serial, y tienen varianza unitaria. La inflación es tomada en diferencias por la evidencia de raíz unitaria encontrada para el período 2003I-2018IV. Además, esto permite que pueda haber una reducción permanente de la inflación, situación que nos resulta de interés para calcular el CS.

Nuestro interés reside en modelizar el impacto que tiene un shock de política monetaria en la inflación y el producto (asumimos que los shocks de demanda agregada son provocados únicamente por cambios en la política monetaria, es decir, por un intento deliberado de la autoridad monetaria de modificar la inflación). Con este fin, invertimos el SVAR para obtener la representación de vector de medias móviles (VMA):

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} a_{11}^i \varepsilon_{t-i}^s + \sum_{i=0}^{\infty} a_{12}^i \varepsilon_{t-i}^d \\ \sum_{i=0}^{\infty} a_{21}^i \varepsilon_{t-i}^s + \sum_{i=0}^{\infty} a_{22}^i \varepsilon_{t-i}^d \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} = A(L) \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (4)$$

La suma de los primeros τ coeficientes en $A_{22}(L)$ brindan el efecto de ε_t^d sobre el nivel de la inflación τ periodos adelante, mientras que para el producto necesitamos calcular la pérdida acumulada, que será una función de $A_{12}(L)$. Específicamente, podemos computar el CS de la siguiente forma:

$$CS_{\varepsilon^d}(\tau) = \frac{\left(\sum_{j=0}^{\tau} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^d}\right)}{\frac{\partial \pi_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^d}} = \frac{\sum_{i=0}^0 a_{12}^i + \sum_{i=0}^1 a_{12}^i + \dots + \sum_{i=0}^{\tau} a_{12}^i}{\sum_{i=0}^{\tau} a_{22}^i} = \frac{\sum_{i=0}^{\tau} \sum_{j=0}^i a_{12}^i}{\sum_{i=0}^{\tau} a_{22}^i} \quad (5)$$

donde el numerador mide la pérdida acumulada de producto durante τ periodos y el denominador es la diferencia en el nivel de inflación τ periodos después.

Debido a que los shocks estructurales no son observables, es necesario recuperarlos a partir de los residuos estimados de la forma reducida del VAR en su representación VMA. Para esto, es necesario recordar que los residuos de la forma reducida son combinación lineal de las perturbaciones estructurales. Formalmente se prueba que:

$$\begin{bmatrix} u_t^y \\ u_t^\pi \end{bmatrix} = S \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix}, \text{ donde } S = A(0) = B(0)^{-1} = \begin{bmatrix} a_{11}^0 & a_{12}^0 \\ a_{21}^0 & a_{22}^0 \end{bmatrix} \quad (6)$$

Para poder estimar los coeficientes de la matriz S e identificar el modelo estructural se realizó un supuesto adicional de acuerdo a la metodología propuesta por Blanchard y Quah (1989). La misma consiste en suponer que los shocks de demanda no tienen efectos permanentes sobre el nivel del producto, lo que equivale a imponer la restricción $A_{12}(1) = \sum_{i=0}^{\infty} a_{12}^i = 0$ en la ecuación (4). A diferencia del método tradicional por descomposición de Cholesky, las restricciones utilizadas se basan en la teoría económica y no en un ordenamiento discrecional de las variables.

Una vez identificado el modelo estructural, procedemos a computar los CS a partir de las funciones impulso respuesta de las dos variables ante un shock negativo de demanda agregada.

4.1 Resultados empíricos - Metodología econométrica

Las estimaciones del CS usando el modelo SVAR de la sección anterior, incluyendo 4 rezagos, se realizaron con un horizonte de 1, 2 y 3 años, debido a que observamos que en esa ventana de tiempo concluyen los efectos del shock de demanda sobre las variables analizadas. Calculamos a la inflación trimestral anualizada por diferencia del logaritmo natural del IPC para estabilizar su varianza y disminuir su fuerte asimetría. Los resultados se muestran en la tabla 2.

Tabla 2: estimaciones del CS para Argentina con SVAR

| Período | CS - Cecchetti y Rich | | | |
|----------------|-----------------------|----------|-----------|----------|
| | $\tau=4$ | $\tau=8$ | $\tau=12$ | Promedio |
| 1970I - 2018IV | 0.02 | 0.02 | 0.04 | 0.03 |
| 1992I - 2018IV | 0.20 | 0.16 | 0.16 | 0.17 |
| 2003I - 2018IV | 0.70 | 0.53 | 0.55 | 0.59 |

Los CS encontrados toman valores entre 0.02 y 0.70. Decidimos estimar el modelo para el período completo (1970I-2018IV) y dos subperíodos. Con esta separación buscamos estudiar un régimen con tasas elevadas de inflación

(período completo), otro con tasas de bajas a moderadas (1992I-2018IV) y un tercer régimen con tasas de inflación de moderadas a altas (2003I-2018IV). Otra motivación para acortar la serie es que el modelo econométrico presenta limitaciones al modelizar períodos de suma volatilidad como lo fueron las hiperinflaciones de 1989 y 1990, y la crisis del 2001. El segundo subperíodo (2003I-2018IV) comprende un contexto de relativa estabilidad con el fin de conseguir estimaciones más precisas.

Considerando lo mencionado en la sección 3.1 sobre los regímenes de alta inflación, el menor CS en el período completo con respecto a los otros dos puede explicarse por la relación inversa entre las dos variables en los períodos de inflación acelerada, coincidiendo con los resultados encontrados en dicha sección. A su vez, que el CS del primer subperíodo (1992I-2018IV) sea menor al del segundo subperíodo puede explicarse conjuntamente por años de crecimiento económico con desinflación durante la primera etapa del régimen de la convertibilidad, y por la caída abrupta del producto y la posterior suba de la inflación durante la crisis 2001-2002.⁵

Cabe notar que, a diferencia de las estimaciones realizadas con la metodología anterior, todos estos resultados ofrecen CS positivos, lo cual implica costos frente a una desinflación. Sin embargo, en las tres estimaciones los intervalos de confianza del 90% en las funciones impulso respuesta presentadas en la figura 1 comprenden el cero, por lo cual no encontramos evidencia suficiente para descartar la posibilidad de que el costo de bajar la inflación en Argentina sea nulo.

Examinando las funciones de impulso respuesta podemos reafirmar patrones sostenidos por la teoría económica. Por un lado, verificamos que, frente a un shock negativo de política monetaria, el crecimiento del producto responde negativamente. En el período completo y en el primer subperíodo, el producto cae por aproximadamente 4 trimestres hasta que se estabiliza; en el segundo la variable PIB responde de la misma manera que en los modelos anteriores con la salvedad que en el 4 trimestre en lugar de estabilizarse presenta un incremento que se agota pasados 3 trimestres más. Por el otro, encontramos que para todos los períodos la inflación responde de manera negativa frente al shock; aunque pasados los primeros trimestres aumenta un poco, lo cual contrarresta parcialmente el impulso inicial. Luego se estabiliza en un valor inferior, es decir, no retorna a su nivel inicial.

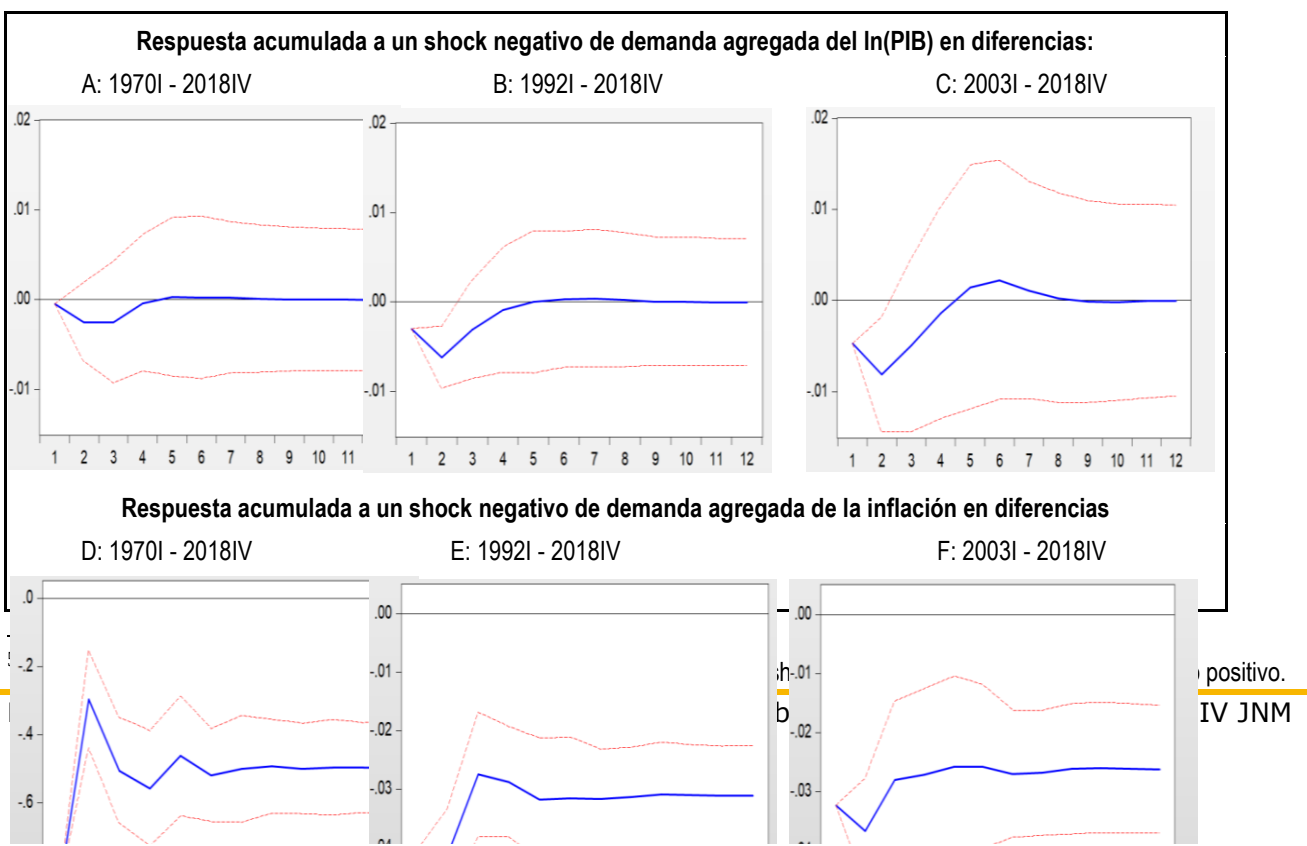




Figura 1: Funciones de impulso respuesta

5. Conclusiones

Nuestro objetivo fue lograr una medición de la magnitud del producto que Argentina debe sacrificar para bajar la inflación. Nos sirvió de motivación entender que el diseño y la implementación de políticas de desinflación requiere previamente la medición del CS para evaluar el costo de implementarlas.

Las estimaciones realizadas proporcionaron un rango de resultados que son congruentes con estimaciones anteriores llevadas a cabo por distintos autores (Hofstetter, 2006, Belke & Böing, 2014, IMF, 2016). La razón por la cual algunas de nuestras estimaciones del CS son negativas o cercanas a cero puede encontrarse en el hecho de haber considerado periodos de hiperinflación. En estos casos sería esperable que las ganancias obtenidas por la mayor estabilidad y previsibilidad superen a las pérdidas necesarias para conseguirlo.

Otro asunto a resaltar de los resultados obtenidos es que las estimaciones de las funciones de impulso respuesta han reflejado que el efecto de un shock negativo de demanda agregada ocasiona una baja en el nivel de producto que perdura por un año, y luego la variable revierte su nivel inicial. Esto puede brindar una intuición para la elección del momento oportuno para implementar una política monetaria contractiva.

De todas maneras, una crítica que puede objetarse a las metodologías implementadas es que ambas ignoran los intentos fallidos de bajar la inflación por parte de la autoridad monetaria. Además, el modelo SVAR utilizado no discrimina entre diferentes tipos de shocks de demanda, como podrían ser aquellos provocados por un cambio en la oferta de dinero o en la demanda de dinero. Extender el modelo para incluir variables como la tasa de interés o los saldos reales podría ser una motivación para un estudio posterior.

Referencias

- Ball, L. (1994). What Determines the Sacrifice Ratio? Monetary Policy. U. of Chicago, G. Mankiw, pp.155-193.
- Belke, A. & Böing, T. (2014). Sacrifice Ratios for Euro Area Countries: New Evidence on the Costs of Price Stability. *Australian Economic Review*, 47: 455-471.
- Blanchard, O. J. & Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, vol. 79, pp. 655-673.

Canales-Krijlenko, I. (2016). Disinflation under inflation targeting: a small macro model for Argentina. IMF Country Report No. 16/347, pp. 72-91.

Cecchetti, S. G. & Rich, R. W. (2001). Structural estimates of the U.S. sacrifice ratio. Journal of Business and Economics Statistics, vol. 19, pp. 416-427.

Frenkel, R. (1989). Inflación e hiperinflación, el infierno tan temido. Revista Ciencia Hoy, vol. 1, No. 3, abril-mayo 1989, pp. 52-61, Asociación Ciencia Hoy, Buenos Aires.

Heymann, D. and Leijonhufvud, A. (1992). High Inflation: The Arne Ryde Memorial Lectures. Oxford, 1995. Clarendon Press.

Hofstetter, M. (2006). Disinflations in Latin America and the Caribbean: a free lunch? Documentos CEDE 002375, Universidad de los Andes, CEDE.

Trajtenberg, L., Maia, J. y Pierri, D. (2016). La relación entre inflación y crecimiento. Estimación de Umbral de Inflación para Argentina. Anales, AAEP - LI Reunión Anual.

Zhang, H. L. (2005). Sacrifice Ratios with Long-Lived Effects. Working Papers in Economics, Hopkins University.