

PROPAGACIÓN DE CHOQUES INFLACIONARIOS EN COSTA RICA¹²

PROPAGATION OF INFLATIONARY SHOCKS IN COSTA RICA

Adolfo Rodríguez Vargas³

Resumen

Se presenta una estimación de efectos de propagación de choques inflacionarios a grupos y productos del IPC mediante VAR estructurales. Se encontraron efectos de traspaso significativos para 6 de los 12 grupos del IPC, que abarcan más del 72% de la canasta. Estos grupos incluyen los asociados con alimentos, artículos para la vivienda, servicio doméstico y transporte. Las estimaciones sugieren que choques en los precios de alimentos y bebidas no alcohólicas y de hidrocarburos se transfieren por completo al resto de la canasta del IPC. La mayoría de efectos de propagación más importantes ocurren entre los 6 y los 10 meses después de los choques. Esto abarca los efectos de propagación asociados con hidrocarburos, regulados, transables e IPPI.

Palabras claves: Propagación, inflación, choques, VAR estructurales, *clasificación JEL:* C32, E31.

Abstract

The propagation effects of inflationary shocks to CPI groups and specific products are estimated using a SVAR framework. Significant propagation effects were found in 6 of the 12 CPI groups, which account for 72% of the basket of consumer goods. These groups include those related to food,

Fecha de Recepción: 30 de abril de 2013 / Fecha de Publicación: 30 de junio de 2013

¹ Documento presentado en la XVII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, Montevideo, Uruguay.

² Las ideas expresadas en estos documentos son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

³ Correo electrónico: rodriguezva@bccr.fi.cr

Adolfo Rodríguez Vargas

home apparel and housekeeping services and transportation. Estimates suggest that shocks to prices for food, non-alcoholic beverages and fuels are passed entirely to the rest of the CPI basket. The majority of the most important propagation effects occur 6 and 10 months after the shocks, including propagation effects related to fuels, regulated price products, tradables and the IPPI.

Key words: Propagation, inflation, shocks, structural VAR, *JEL*

Estudios recientes de la dinámica inflacionaria en el Banco Central de Costa Rica (BCCR) han puesto énfasis en el análisis de la persistencia en la medida agregada de inflación, en la existencia de quiebres estructurales en su comportamiento y en la importancia relativa de variaciones de corto plazo y largo plazo sobre los indicadores de precios ([Chaverri y Torres, 2010](#); [Torres, 2012](#); y [Rodríguez, 2011](#)).

Sin embargo, se considera necesario profundizar en la forma en que un choque a un precio se transmite al resto de precios en la economía, lo que se conoce como propagación de choques inflacionarios. Esto resulta útil para entender cómo el comportamiento de los precios individuales afecta la medida agregada de inflación. Este trabajo, junto con el de León (2012), procura ser un primer esfuerzo en esa dirección.

[Pedersen \(2010\)](#) analiza la propagación de choques inflacionarios en la economía chilena mediante VAR estructurales y encuentra un creciente efecto de propagación de choques sobre los precios de productos en la agrupación que incluye alimentos.

Adoptando ese enfoque, en este estudio se utiliza el instrumental de VAR estructurales para calcular funciones de impulso respuesta que permitan cuantificar el impacto, duración y significancia estadística de efectos de propagación de choques inflacionarios en la economía de Costa Rica.

Una primera parte del trabajo se centra en la estimación de efectos de propagación de un choque en cada grupo del índice de precios al consumidor (IPC) hacia el resto del índice. De seguido, el análisis se extiende para obtener mediciones de efectos tipo *cost-push* sobre los precios agregados. Para esto, en primera instancia se calculan efectos de propagación en los precios agregados de choques en precios de bienes y servicios de particular interés, como hidrocarburos y cereales. Además, se mide la respuesta del IPC ante choques en el índice de precios al productor industrial (IPPI). El IPPI se considera un indicador de inflación en una etapa intermedia del proceso de producción, pues mide precios de las transacciones nacionales a nivel del productor de bienes manufacturados localmente, de forma que, a menudo, se utiliza como un indicador adelantado de la inflación de bienes y servicios finales. Por último, se analiza el efecto de propagación de

Adolfo Rodríguez Vargas

choques sobre los productos transables sobre los no transables, y de los regulados sobre los no regulados.

El resto de este documento incluye una descripción de los datos y métodos utilizados, así como la discusión de los principales hallazgos y un resumen de resultados.

Metodología y datos

Método

La idea básica es estimar el impacto de choques sobre el indicador de precios de un bien o grupo específico de bienes sobre los precios de otro grupo de bienes. Con la excepción del IPPI, todos los efectos de transmisión se miden de un subconjunto de la canasta del IPC hacia el resto de la canasta. Así, se analizan los efectos de propagación de choques en cada uno de los 12 grupos que componen el IPC hacia el precio del resto de la canasta, así como de choques en los precios de transables hacia los de no transables y de regulados hacia los de no regulados. Adicionalmente, con el fin de medir el efecto inflacionario de aumentos en el precio de insumos de producción, se miden efectos de propagación de choques en precios de hidrocarburos, cereales, electricidad, agua, alquiler, mantenimiento de la vivienda y servicio doméstico hacia el resto de la canasta. Como complemento, se mide la propagación de choques en el precio de la canasta del IPPI hacia la canasta del IPC.

El ejercicio propuesto se basa en un sistema de vectores autorregresivos estructurales (SVAR), a partir del cual se generan funciones de impulso-respuesta que indican los efectos de propagación.

El esquema básico se expone a continuación, siguiendo enteramente a [Pedersen \(2010\)](#). En primer lugar, para cada caso de estudio de efectos de propagación se estima un SVAR de orden p en el que las variables endógenas son π_t^i , que es la tasa de inflación del componente i del IPC, y π_t^{-i} , que es la inflación del IPC excluyendo al componente i ⁴. El SVAR tiene la forma dada por:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix}}_B \begin{bmatrix} \pi_t^{-i} \\ \pi_t^i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1}^{-i} \\ \pi_{t-1}^i \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

⁴ Por ejemplo, i podría consistir en el grupo 1 del IPC (Alimentos y bebidas no alcohólicas) o en un subconjunto de elementos de la canasta (como hidrocarburos, o como el conjunto de bienes y servicios con precio regulado). Un caso particular es cuando π_t^i indica la tasa de variación del IPPI y π_t^{-i} la tasa de variación del IPC.

donde por simplicidad se ha supuesto solamente un rezago. En (1), también se supone que $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_i^2)$ y que $cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = 0$. La suposición crucial para la identificación del SVAR tiene que ver con la dirección de la influencia de los choques contemporáneos: se supone que π_t^i afecta contemporáneamente a π_t^{-i} pero no viceversa, esto es, $\beta_{21} = 0$ y $\beta_{12} \neq 0$. Si se premultiplica (1) por B^{-1} y se imponen las restricciones sobre los coeficientes β , se obtiene la representación del VAR no estructurado:

$$\begin{bmatrix} \pi_t^{-i} \\ \pi_t^i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} - \alpha_{21}\beta_{12} & \alpha_{12} - \alpha_{12}\beta_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1}^{-i} \\ \pi_{t-1}^i \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} - \beta_{12}\varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

De los errores del VAR no estructurado (2) es notorio que π_t^{-i} está relacionado contemporáneamente con π_t^i . Las funciones de impulso-respuesta estimadas a partir de (2), dadas por:

$$\frac{\delta \pi_{t+s}^{-i}}{\delta \pi_t^i} = r_s^{i,-i} \quad \text{para } s = 0, 1, \dots, k$$

Indican el efecto de propagación de choques inflacionarios sobre el grupo i hacia el resto de bienes considerados para los períodos 0 a k .

Datos.

La [tabla 1](#) resume las series de precios para las que se cuantifican efectos de propagación en la sección correspondiente.

Para calcular las series de variaciones de precios para grupos o productos del IPC, se utilizan las series de costos por producto incluido en la canasta del IPC, calculados por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), y que están disponibles de forma mensual⁵. Las series de variaciones para transables, no transables, regulados, no regulados e IPPI se basan en los índices mensuales calculados por el BCCR. La muestra utilizada abarca de febrero de 1997 a abril de 2012. El inicio de la muestra corresponde a la fecha del quiebre estructural más reciente detectado en la tasa de inflación por [Chaverri y Torres \(2010\)](#). Si bien [Torres \(2012\)](#) encuentra evidencia de un quiebre estructural en mayo de 2009, se consideró que iniciar la muestra en ese período la reduciría considerablemente.

⁵ Los pesos de cada grupo y producto en la canasta del IPC pueden consultarse en la [tabla 3](#) del anexo 1. Los integrantes de los grupos transables y regulados figuran en las [tablas 7](#) y [8](#) del anexo 1.

Tabla 1

Series de variaciones de precios incluidas en el análisis de propagación

Choque sobre:	Efecto de propagación hacia:
<i>Grupos del IPC</i>	
1 Alimentos y bebidas no alcohólicas	Resto de canasta del IPC
2 Bebidas alcohólicas y cigarrillos	
3 Comidas bebidas fuera del hogar	
4 Prendas de vestir y calzado	
5 Alquiler y servicios de la vivienda	
6 Artículos para la vivienda y servicio doméstico	
7 Salud	
8 Transporte	
9 Comunicaciones	
10 Entretenimiento y cultura	
11 Educación	
12 Bienes y servicios diversos	
<i>Productos específicos de canasta IPC</i>	
13 Hidrocarburos (gasolina, diesel, gas licuado)	
14 Cereales	
15 Servicio doméstico	
16 Electricidad	
17 Agua	
18 Alquiler y mantenimiento vivienda	
<i>Índices especiales</i>	
19 Transables	No transables
20 Regulados	No regulados
21 IPPI	IPC

Nota: Elaboración propia.

Se decidió utilizar series de variaciones porcentuales anuales sin ajuste estacional, debido a que existe evidencia de que los métodos de ajuste estacional introducen en las series mayor persistencia ante choques. Por ejemplo, [Jaeger y Kunst \(1990\)](#) encuentran que las series de producto para los EE.UU., ajustadas por estacionalidad mediante el uso de un filtro (Census X-11), dan medidas de persistencia considerablemente mayores que series ajustadas con métodos alternativos. Además, [Ghysels \(1990\)](#) encuentra evidencia experimental de que estos métodos de filtrado reducen la potencia de las pruebas de raíz unitaria ADF, a lo que [Ghysels y Perron \(1993\)](#) dan apoyo teórico. Evidencia adicional

puede verse en [Franses \(1999\)](#), quien encuentra que el ajuste estacional podría disminuir la potencia de la prueba de raíz unitaria estacional de Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1990). [Franses \(2001\)](#) resume el estado de la bibliografía hasta entonces en los siguientes términos:

En resumen, los datos ajustados por estacionalidad aún podrían mostrar algo de estacionalidad, podrían tener diferentes propiedades de tendencia a los de la serie original y también pueden tener diferentes propiedades no lineales. En mi opinión, esto sugiere que estos datos podrían no ser útiles para su propio propósito. ([Franses, 2001, p. 15](#))⁶

Así pues, la mayor persistencia introducida en las series ajustadas por estacionalidad con métodos de filtrado afectaría las propiedades dinámicas de un VAR estimado con ellas. En este sentido, [Lütkepohl \(2005\)](#) argumenta que utilizar series de datos ajustadas por estacionalidad a menudo resulta en funciones de impulso-respuesta que difieren notablemente de las obtenidas a partir de las series originales. En el caso de un estudio de propagación de choques, esto podría distorsionar la estimación de dichos efectos y dificultar la interpretación de resultados. Por esta razón se elige utilizar las series originales⁷.

La [figura 4](#) del anexo 1 presenta las series utilizadas, seguidas de una tabla resumen de estadísticas descriptivas. Puede apreciarse que el promedio de las variaciones interanuales del IPC para el período se ubica en 10%, con una desviación estándar de 3 puntos porcentuales (p.p.) y un rango de variación de cerca de 13 p.p. Como es de esperar, las series π_t^{-i} tienen un comportamiento muy similar a la medida agregada, pero las series π_t^i por lo general muestran mayor volatilidad. Es importante mencionar que el promedio considerablemente menor del *grupo 9- Comunicaciones* se explica por la ausencia de ajustes de precios en el servicio de telefonía desde noviembre de 2004.

En vista de que el análisis subsiguiente requiere que las series sean estacionarias, se realizaron pruebas de raíz unitaria sobre la serie agregada de inflación IPC y la serie de variaciones del IPPI⁸. Dado que [Torres \(2012\)](#) documenta un cambio estructural en la inflación cerca de mayo de 2009, se decidió realizar pruebas de raíz unitaria con cambio

⁶ Una reseña de bibliografía sobre propiedades de datos con ajuste estacional puede verse en [Franses \(1999\)](#). Traducción libre del autor.

⁷ Este es también el caso de otros estudios de propagación de choques, como el ya citado de [Pedersen \(2010\)](#), el de [Pincheira y García \(2007\)](#) para Chile, y el de [Lindé \(2003\)](#) para Suecia.

⁸ Como la inflación general π_t es una combinación lineal de las variaciones π_t^i y π_t^{-i} , es suficiente con verificar la estacionariedad de π_t . La inflación general será estacionaria únicamente si π_t^i y π_t^{-i} lo son, excepto en caso de que sean I(1) pero cointegren con coeficientes iguales a sus pesos en la canasta del IPC, lo cual es muy poco probable ([Ver Pedersen, 2010](#)).

estructural de Zivot-Andrews (1992). En la [tabla 5](#) del anexo 1 puede apreciarse que, para las versiones de la prueba que consideran cambio en nivel, es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para niveles de significancia muy cercanos al 5% y que la fecha de quiebre sugerida por el menor estadístico para las variaciones del IPC concuerda con la última fecha de quiebre identificada por [Torres \(2012\)](#).

Discusión de resultados

Antes de realizar la estimación de los SVAR, se determinó el largo de rezago óptimo a partir de la estimación de los VAR simples para la muestra completa. Se utilizó una especificación con 2 rezagos, sugerida para todos los VAR por los criterios de información de Schwarz y de Hannan-Quin ([ver tabla 6 del anexo 1](#))⁹. El hecho de que el rezago óptimo sea igual en todos los sistemas facilita la comparación de los efectos de propagación.

Las [figuras 1 a 3](#) presentan los gráficos de los impulsos-respuesta calculados a partir de los SVAR, y la [tabla 2](#) resume los principales resultados. La significancia de las estimaciones se determinó con base en bandas de confianza calculadas mediante el algoritmo de [Benkwitz, Lütkepohl y Wolters \(2001\)](#) para generar bandas de confianza para impulsos respuesta ([ver anexo 2](#) para una descripción del procedimiento).

Grupos del IPC.

Lo primero que debe destacarse es que, guiándose por la significancia de los impulsos de respuesta estimados, los choques de precios a tres de los grupos del IPC no se propagan al resto de la canasta. Estos grupos son: 2- *Bebidas alcohólicas y cigarrillos*, 4- *Prendas de vestir y calzado* y 11-*Educación*. En el primero de estos casos el peso del grupo es muy bajo (0,69% de la canasta), lo cual podría explicar la ausencia de efectos significativos, pero en los otros dos el peso es mayor, cercano a 5,9%. [Pedersen \(2010\)](#) tampoco encuentra efectos de propagación significativos para los grupos del IPC de Chile comparables a los 2 y 4 del IPC de Costa Rica.

Para dos grupos se registran efectos de propagación de muy corta duración: 5- *Alquiler y servicios de la vivienda* (período contemporáneo y mes 1), ello a pesar de presentar el tercer mayor peso en la canasta.; y 9- *Comunicaciones*, que presenta un efecto de propagación contemporáneo negativo, al igual que en [Pedersen \(2010\)](#). Sin embargo,

⁹Es generalmente aceptado que criterios bayesianos como el Schwarz son consistentes en estimar el largo de rezago en modelos VAR. Estudios previos sobre el tema concluyen que ese indicador tiene mejor desempeño en muestras pequeñas en comparación con otros, mientras que el Akaike tiende a sugerir un número de rezagos mayor al verdadero (Ver, entre otros, [Nickelsburg, 1985](#); [Lütkepohl, 1985, 2005](#); [Casella, Girón, Martínez y Moreno, 2009](#) y [Lian, 2012](#)).

dado que el servicio de telefonía no presenta ajustes de precio desde hace más de 6 años, consideramos que este último resultado pierde interés.

Choques al resto de grupos sí generan efectos de propagación significativos¹⁰:

1- Alimentos y bebidas no alcohólicas (durante 6 períodos)

3- Comidas y bebidas fuera del hogar (4 períodos)

6- Artículos para la vivienda y servicio doméstico (6 períodos)

7- Salud (4 períodos)

8- Transporte (19 períodos)

10- Entretenimiento y cultura

12- Bienes y servicios diversos (3 períodos)

Los efectos de propagación de un choque de 1 punto porcentual sobre los precios del grupo 1- *Alimentos y bebidas no alcohólicas* inician contemporáneamente y se mantienen durante 6 meses, para un efecto acumulado de 1,05 puntos porcentuales¹¹. Sin embargo, el grupo de *Transporte* es, por mucho, el que presenta efectos de propagación más duraderos. Mientras que en la mayoría de grupos con efectos significativos los choques de precio tienen un efecto inicial contemporáneo, en *Transporte* el primer efecto significativo se da con 4 meses de rezago, y continúa siendo significativo por 19 períodos, aunque el efecto máximo se obtiene tras 11 meses del choque inicial y es de cerca de 0,2 puntos porcentuales. Como se verá más adelante, este resultado está influido por la inclusión de combustibles en el grupo. Además, llama la atención que el efecto de propagación de 6- *Artículos para la vivienda y servicio doméstico* sea el mayor medido en un solo período, casi 0,7 puntos porcentuales. En general, los grupos con efectos de propagación significativos abarcan más del 72% del peso en la canasta total del IPC.

Productos específicos de canasta IPC.

Lo primero destacable es la ausencia de efectos de propagación significativos de choques en los precios de los cereales, lo cual es contrario a lo que se podría esperar, por cuanto los cereales son un insumo importante para componentes de los grupos 1 y 3. Además, choques sobre los precios del alquiler y el mantenimiento de la vivienda tampoco se

¹⁰ Algunos grupos, como el 5, muestran efectos significativos de muy baja magnitud únicamente durante uno o dos períodos después del choque, por lo que no se destacan como resultado del estudio.

¹¹ Los efectos acumulados medidos en las bandas de confianza indican un rango de 0.17 - 1.94 pp.

propagan al resto de la canasta del IPC. Tanto electricidad como agua muestran efectos de propagación significativos en el muy corto plazo, pero de magnitudes bastante bajas.

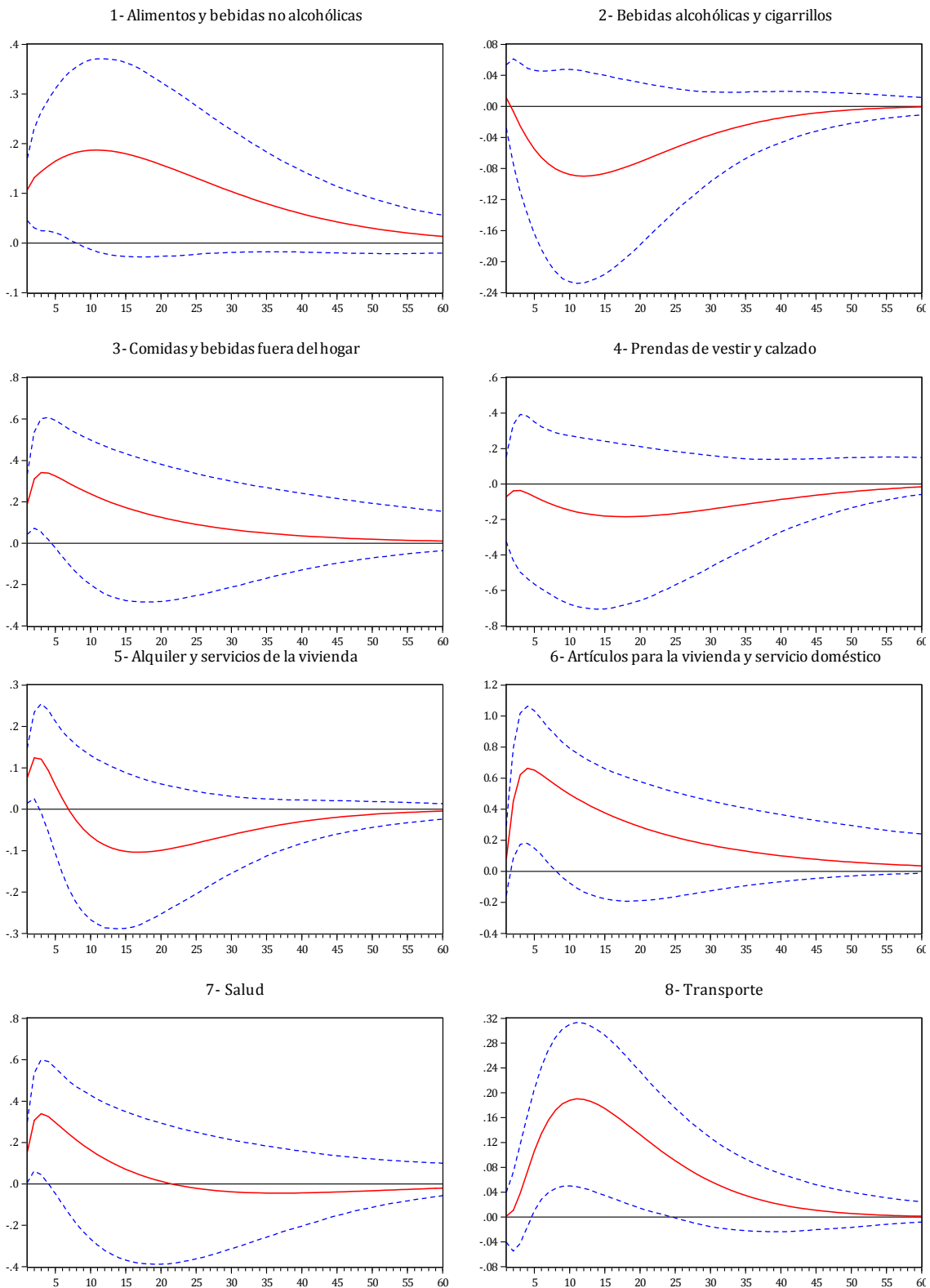
Choques sobre los precios del servicio doméstico muestran propagación significativa entre 0 y 3 meses, de una magnitud máxima de 0,23 puntos porcentuales. Sin embargo, los hidrocarburos son los productos que muestran efectos de propagación más duraderos: durante cerca de 19 meses, iniciando con un rezago de 4 meses, y con un efecto máximo 10 meses después del choque, lo que corresponde muy cercanamente con el patrón de propagación ya comentado para el grupo 8- *Transporte*. El efecto acumulado durante los meses significativos es de 0,96 puntos porcentuales, lo que sugiere un traspaso completo del choque sobre el resto de la canasta¹².

Índices especiales.

Se encontró que choques a los precios de los productos transables de la canasta del IPC se propagan a los no transables con un rezago de 4 meses, resultan en un efecto significativo durante cerca de 15 meses, y presentan el efecto máximo al noveno mes. El efecto máximo de choques de precios sobre los regulados ocurre tras un plazo muy similar, en el octavo mes de un período de más de dos años con efectos significativos.

Finalmente, choques sobre la canasta de bienes incluidos en el IPPI se propagan a los precios de la canasta del IPC contemporáneamente y, por un período de 18 meses, con el efecto máximo (cerca de 0,60p.p) en el sexto mes.

¹²Rango sugerido por bandas de confianza: 0.17 - 1.66pp.



Adolfo Rodríguez Vargas

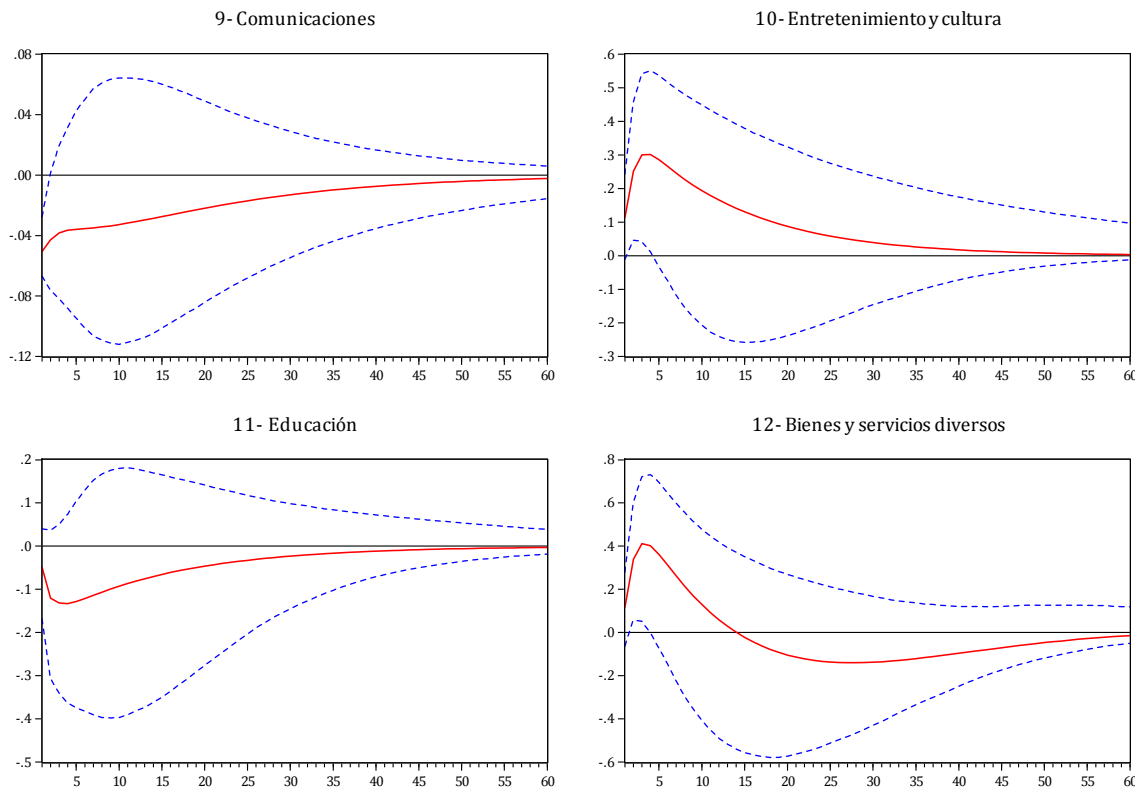


Figura 1. Respuestas de π_t^{-i} a impulso unitario en indicador de variación en precios i
Grupos del IPC.

Notas: Efecto en puntos porcentuales tras impulso de 1 punto porcentual. Intervalos de significancia basados en bootstrapping con 20000 iteraciones según procedimiento de [Benkwitz, Lütkepohl y Wolters \(2001\)](#). Elaboración propia.

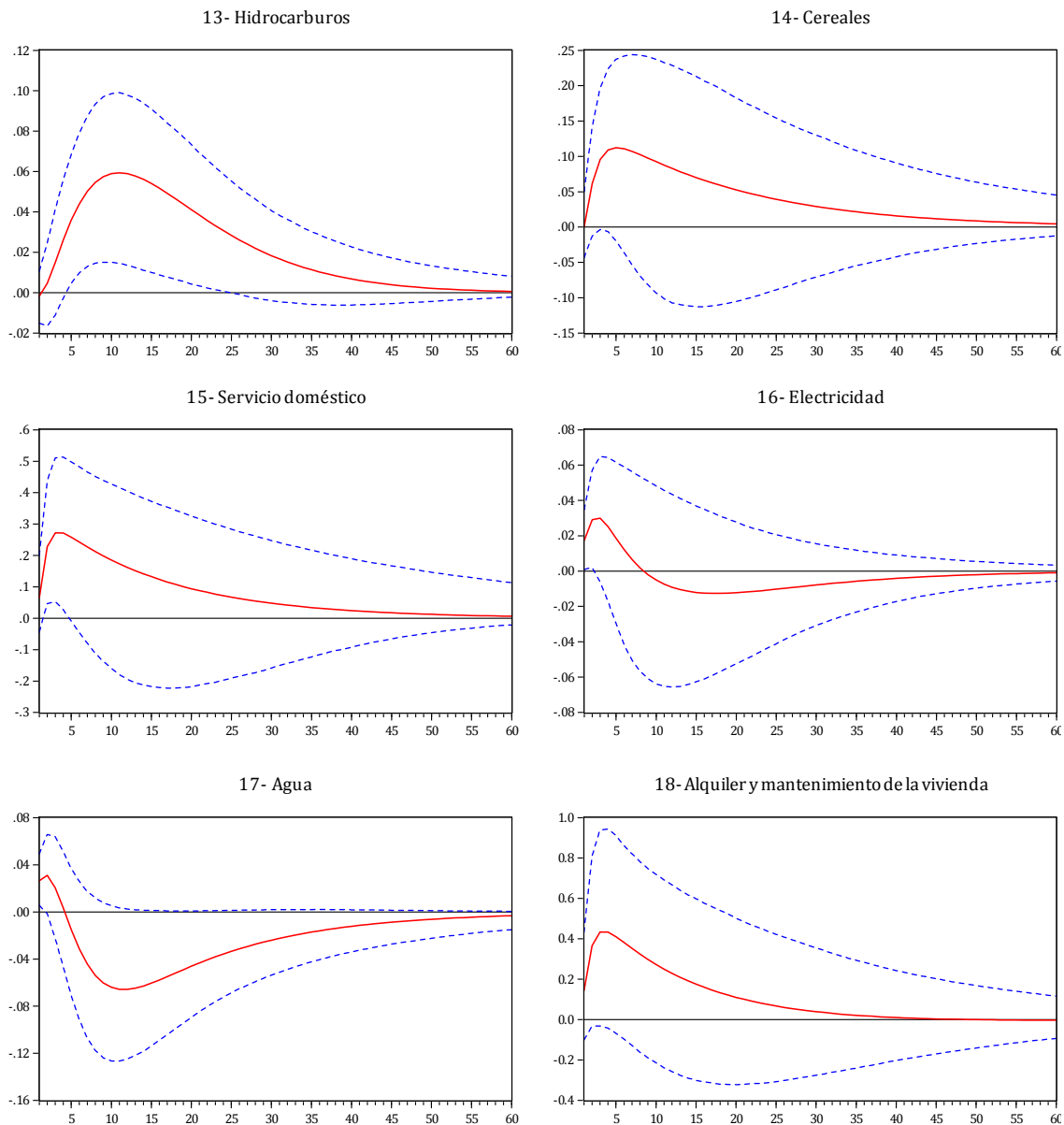


Figura 2. Respuestas de π_t^{-i} a impulso unitario en indicador de variación en precios i
 Productos específicos de canasta IPC.

Efecto en puntos porcentuales tras impulso de 1 punto porcentual.

Nota: Intervalos de significancia basados en bootstrapping con 20000 iteraciones según procedimiento de [Benkwitz, Lütkepohl y Wolters \(2001\)](#). Fuente: Elaboración propia.

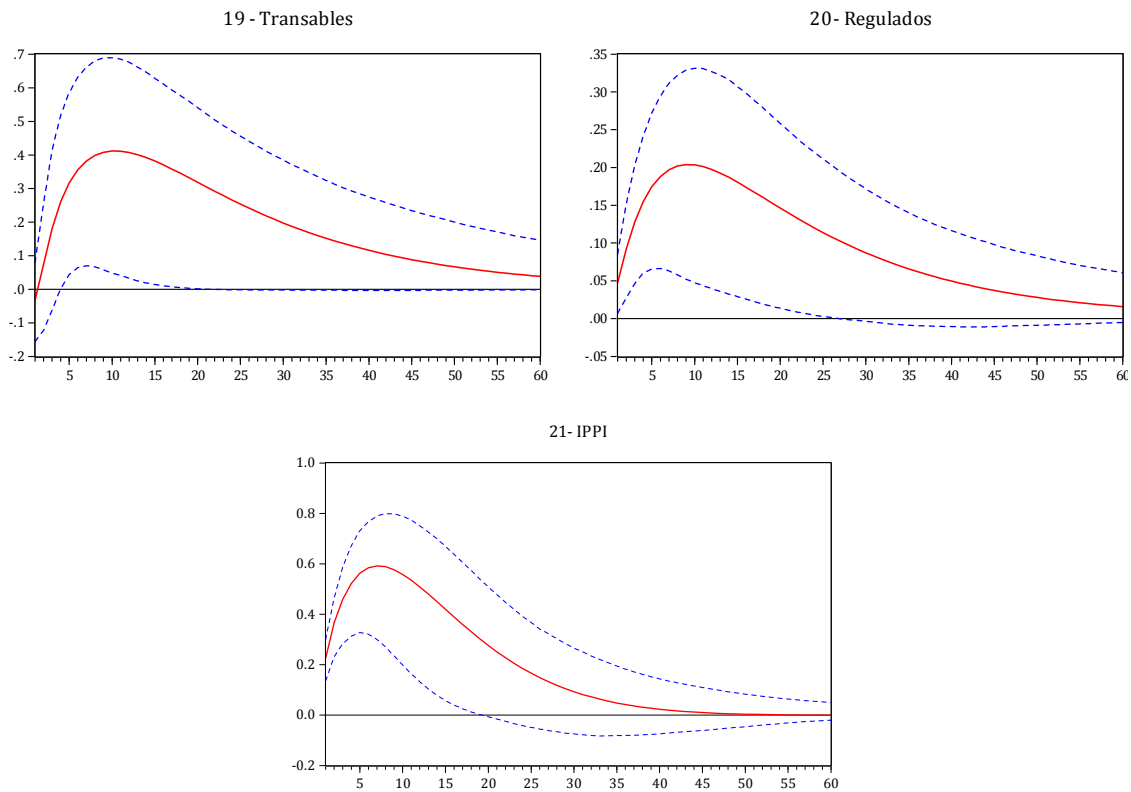


Figura 3. Respuestas de π_t^{-i} a impulso unitario en indicador de variación en precios i Índices especiales. Efecto en puntos porcentuales tras impulso de 1 punto porcentual. *Nota:* Intervalos de significancia basados en bootstrapping con 20000 iteraciones, según procedimiento de [Benkwitz, Lütkepohl y Wolters \(2001\)](#). Fuente: Elaboración propia.

Tabla2

Resumen de efectos de propagación de choques inflacionarios para Costa Rica
Efectos en puntos porcentuales¹

	Efectos significativos				Efecto en los meses indicados							Efecto máximo	
	Primer mes	Último mes	Mes efecto máximo	Efecto máximo	0	3	6	9	12	18	24	Efecto	Mes
<i>Grupos del IPC</i>													
1 Alimentos y bebidas no alcohólicas	0	6	6	0,178	0,107	0,155	0,178	0,187	0,185	0,163	0,131	0,187	10
2 Bebidas alcohólicas y cigarrillos	-	-	-	-	0,011	-0,042	-0,074	-0,088	-0,089	-0,075	-0,053	-0,090	11
3 Comidas bebidas fuera del hogar	0	3	2	0,341	0,190	0,338	0,288	0,238	0,196	0,133	0,091	0,341	2
4 Prendas de vestir y calzado	-	-	-	-	-0,071	-0,051	-0,107	-0,148	-0,171	-0,184	-0,167	-0,184	17
5 Alquiler y servicios de la vivienda	0	1	1	0,124	0,077	0,093	-0,004	-0,064	-0,094	-0,102	-0,082	0,124	1
6 Artículos para la vivienda y servicio doméstico	1	7	3	0,664	0,085	0,664	0,589	0,497	0,420	0,303	0,220	0,664	3
7 Salud	0	3	2	0,340	0,155	0,325	0,238	0,163	0,103	0,022	-0,021	0,340	2
8 Transporte	4	23	11	0,190	0,001	0,073	0,156	0,188	0,186	0,142	0,090	0,190	11
9 Comunicaciones	0	0	0	-0,051	-0,051	-0,037	-0,035	-0,033	-0,030	-0,023	-0,017	-0,051	0
10 Entretenimiento y cultura	1	3	3	0,301	0,113	0,301	0,246	0,194	0,153	0,095	0,058	0,301	3
11 Educación	-	-	-	-	-0,049	-0,133	-0,114	-0,093	-0,075	-0,050	-0,033	-0,133	3
12 Bienes y servicios diversos	1	3	2	0,412	0,117	0,403	0,262	0,130	0,029	-0,093	-0,137	0,412	2
<i>Productos específicos de canasta IPC</i>													
13 Hidrocarburos (gasolina, diesel, gas licuado)	4	23	10	0,059	-0,002	0,026	0,050	0,059	0,058	0,044	0,028	0,059	10
14 Cereales	-	-	-	-	0,002	0,109	0,107	0,092	0,078	0,056	0,039	0,112	4
15 Servicio doméstico	1	3	1	0,228	0,065	0,271	0,227	0,185	0,151	0,101	0,067	0,228	1
16 Electricidad	0	1	1	0,029	0,017	0,025	0,006	-0,005	-0,011	-0,013	-0,010	0,030	2
17 Agua	0	0	0	0,026	0,026	0,003	-0,044	-0,064	-0,065	-0,049	-0,034	-0,066	11
18 Alquiler y mantenimiento vivienda	-	-	-	-	0,143	0,433	0,352	0,273	0,210	0,121	0,067	0,433	2
<i>Índices especiales</i>													
19 Transables	4	19	9	0,412	-0,032	0,260	0,382	0,412	0,400	0,332	0,254	0,412	9
20 Regulados	0	25	8	0,204	0,047	0,155	0,197	0,203	0,192	0,153	0,114	0,204	8
21 IPPI	0	18	6	0,592	0,225	0,523	0,592	0,558	0,480	0,303	0,166	0,592	6

Nota: Efectos significativos en negrita. Intervalos de significancia basados en bootstrapping con 20000 iteraciones según procedimiento de [Benkwitz, Lütkepohl y Wolters \(2001\)](#). Fuente: Elaboración propia.

Adolfo Rodríguez Vargas

Conclusiones

En este documento se presentó una estimación de efectos de propagación de choques inflacionarios a grupos y productos del IPC a partir de VAR estructurales. El esquema de identificación es tal que choques sobre un grupo particular afectan contemporáneamente al resto de la canasta, pero no viceversa.

Se encontraron efectos de traspaso significativos en 6 de los 12 grupos del IPC, que abarcan más del 72% de la canasta. Estos grupos incluyen los grupos asociados con alimentos (1 y 3), artículos para la vivienda y servicio doméstico (6) y transporte (8). En particular, el patrón de propagación del grupo de transporte se asocia fuertemente con el patrón de la propagación de choques sobre precios de hidrocarburos, esto es, inicio de efectos significativos en 4 períodos tras el choque, que permanecen durante 19 meses. Las estimaciones sugieren que choques en los precios de alimentos y bebidas no alcohólicas y de hidrocarburos se transfieren por completo al resto de la canasta del IPC.

La mayoría de efectos de propagación más importantes ocurren entre los 6 y los 10 meses después de los choques. Esto incluye los efectos de propagación asociados con hidrocarburos, regulados, transables e IPPI. Es importante destacar los significativos efectos de propagación de perturbaciones al IPPI sobre los precios medidos por el IPC. Ya se ha mencionado que el IPPI es un indicador de inflación en una etapa intermedia del proceso de producción, y dado que en este estudio se ha constatado cómo choques sobre productos comprendidos en la canasta del IPPI se trasladan a los precios de bienes y servicios finales, se considera que ello valida la utilización del IPPI como un indicador adelantado de la inflación para la economía.

Referencias

- Benkwitz, A., Lütkepohl, H. y Wolters, J. (2001). Comparison Of Bootstrap Confidence Intervals For Impulse Responses Of German Monetary Systems. *Macroeconomic Dynamics*, 5(01), 81-100. Recuperado de <http://edoc.hu-berlin.de/series/sfb-373-papers/1999-29/PDF/29.pdf>
- HHCasella, G., Girón, J., Martínez, L., & Moreno, E. (2009). Consistency of Bayesian procedures for variable selection. *The Annals of Statistics*, 37(3), 1207-1228. ([Ir a artículo](#))
- Chaverri, C. y Torres, C. (2010). *Dinámica inflacionaria y persistencia en Costa Rica: período 1953-2009*. Manuscrito inédito. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, San José. Recuperado de <http://www.hacienda.go.cr/centro/datos/Articulo/Dinamica%20inflacionaria.pdf>

- Franses, H. (1999). *On the Interpretation of Seasonally Adjusted Data*. Econometric Institute Report 9901/A. Rotterdam: Erasmus University.
- Franses, H. (junio, 2001). Some Comments on Seasonal Adjustment. *Revista de Economía del Rosario*, 4, 9-16. [\(Ir a artículo\)](#)
- Ghysels, E. (april, 1990). Unit-Root Tests and the Statistical Pitfalls of Seasonal Adjustment: The Case of U.S. Postwar Real Gross National Product. *Journal of Business y Economic Statistics*, 8(2), 145-152. [\(Ir a artículo\)](#)
- Ghysels, E. y Perron, P. (1993). The effect of seasonal adjustment filters on tests for a unit root. *Journal of Econometrics*, 55(1-2), 57-98. Recuperado de <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304407693900040>
- Hylleberg, S., Engle, R., Granger, C. & Yoo, B. S. (1990). Seasonal Integration and Cointegration. *Journal of Econometrics*, 44(1-2), 215-238. [\(Ir a artículo\)](#)
- Jaeger, A. y Kunst, R. (1990). Seasonal Adjustment and Measuring Persistence in Output. *Journal of Applied Econometrics*, 5(1), 47-58. doi: [10.1002/jae.3950050104](https://doi.org/10.1002/jae.3950050104)
- León, J. (2012). *A Disaggregate Model and Second Round Effects for the CPI Inflation in Costa Rica*. Recuperado de http://www.bccr.fi.cr/investigacioneseconomicas/politicamonetariaeinflacion/A_Disaggregated_Model_and_Second_Round_Effects_for_CPI_Inflation_in_Costa_Rica.pdf
- Hlian, H. (2012). A note on the consistency of Schwarz's criterion in linear quantile regression with the SCAD penalty. *Statistics and Probability Letters*, 82(7), 1224-1228. doi:[10.1016/j.spl.2012.03.039](https://doi.org/10.1016/j.spl.2012.03.039)
- HLindé, J. (2003). *Monetary Policy Shocks and Business Cycle Fluctuations in a Small Open Economy: Sweden 1986-2002*. En Sveriges Riksbank Working, Paper 153: Estocolmo, Suecia.
- HHLütkepohl, H. (1985). Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process. *Journal of Time Series Analysis*, 6, 35-52. doi: [10.1111/j.1467-9892.1985.tb00396.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.1985.tb00396.x)
- HHLütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Nueva York: Springer. [\(Ir a libro\)](#)
- HNickelsburg, G. (may, 1985). Small sample properties of dimensionality statistics for fitting VAR models to aggregate economic data: a Monte Carlo study. *Journal of Econometrics*, 28(2), 183-192. [\(Ir a artículo\)](#)

- Pedersen, M. (2010). *Propagation of Inflationary Shocks and An International Comparison of Propagation of Shocks to Food and Energy Price*. Documentos de Trabajo 566. Santiago: Banco Central de Chile.
- Pincheira, P. y García, A (abril, 2007). Shocks de petróleo e inflación, el caso de Chile y una muestra de países industriales. *Economía Chilena*, 10(1), 5-36. [\(Ir a artículo\)](#)
- Rodríguez, A. (2011). *Análisis espectral de indicadores de precios en Costa Rica*. Manuscrito inédito. Banco Central de Costa Rica, San José. Recuperado de <http://www.cemla.org/red/papers2011/RED-16-papers-15.pdf>
- Torres, C. (2012). *Costa Rica: Determinación de cambios estructurales en el nivel de la tasa de inflación: periodo 1997-2011*. Manuscrito inédito. Banco Central de Costa Rica, San José. Recuperado de <http://www.gbv.de/dms/zbw/717980278.pdf>
- Zivot, E. & Andrews, D. (july, 1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-70. [\(Ir a artículo\)](#)

Anexos

Anexo 1

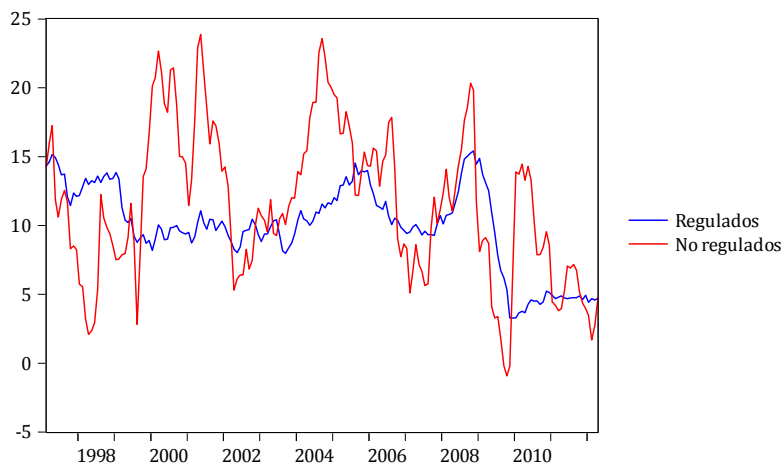
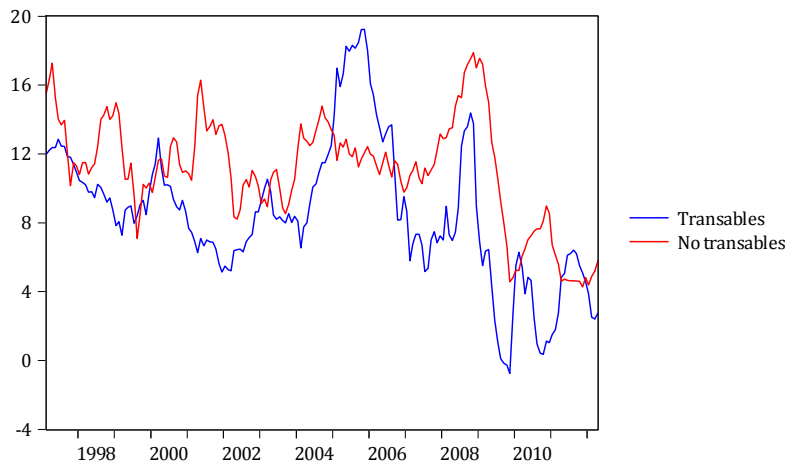
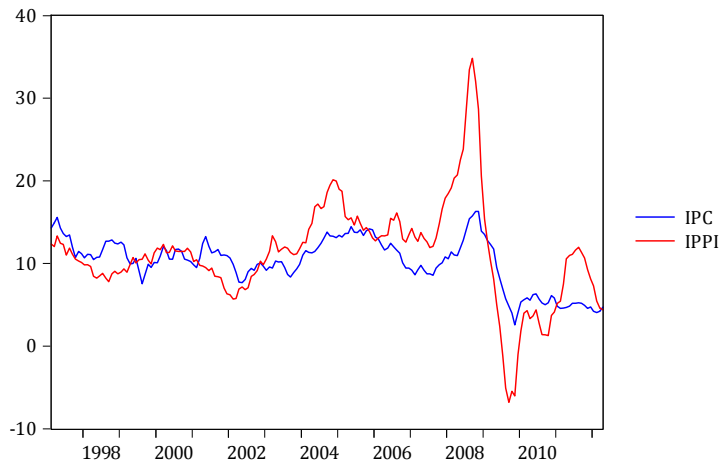
HHTabla 3

Pesos de varios componentes del IPC en la canasta

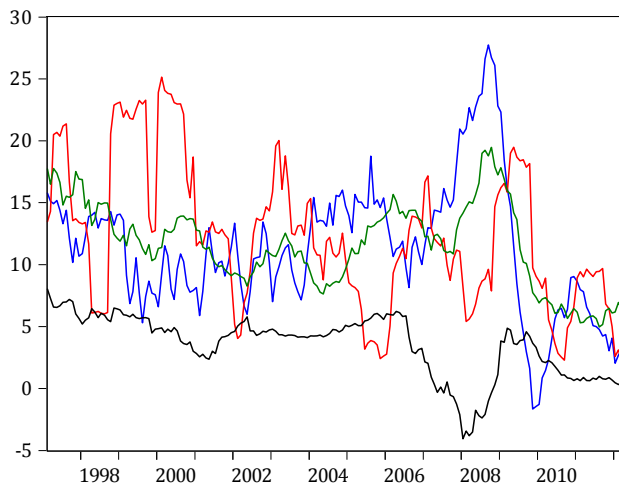
	Peso en canasta
<i>Grupos del IPC</i>	
1 Alimentos y bebidas no alcohólicas	18,61
2 Bebidas alcohólicas y cigarrillos	0,69
3 Comidas bebidas fuera del hogar	8,61
4 Prendas de vestir y calzado	5,86
5 Alquiler y servicios de la vivienda	10,64
6 Artículos para la vivienda y servicio doméstico	8,65
7 Salud	4,81
8 Transporte	18,19
9 Comunicaciones	4,45
10 Entretenimiento y cultura	7,25
11 Educación	5,89
12 Bienes y servicios diversos	6,35
<i>Productos específicos de canasta IPC</i>	
13 Hidrocarburos (gasolina, diesel, gas licuado)	6,51
14 Cereales	1,78
15 Servicio doméstico	3,13
16 Electricidad	3,37
17 Agua	1,14
18 Alquiler y mantenimiento vivienda	4,98

Nota: Datos de INEC.

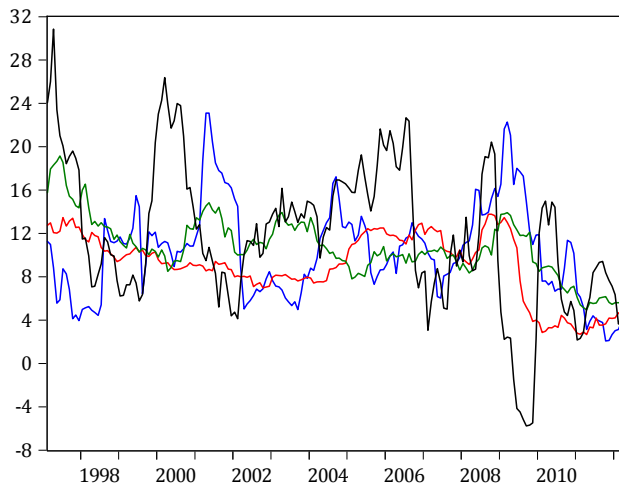
Adolfo Rodríguez Vargas



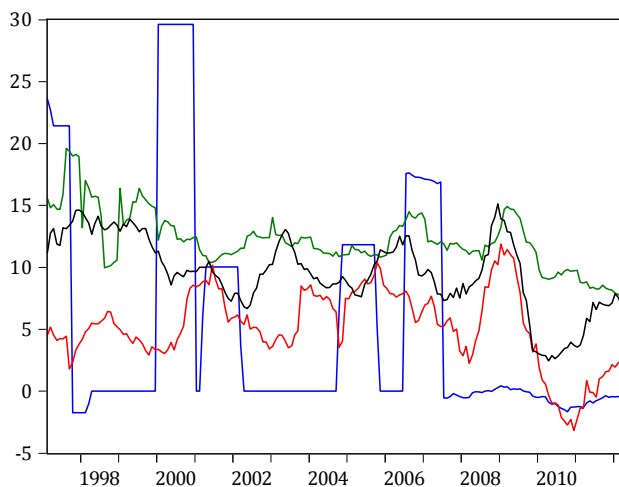
Adolfo Rodríguez Vargas



- 1- Alimentos y bebidas no alcohólicas
- 2- Bebidas alcohólicas y cigarrillos
- 3- Comidas y bebidas fuera del hogar
- 4- Prendas de vestir y calzado



- 5- Alquiler y servicios de la vivienda
- 6- Artículos para la vivienda y servicio doméstico
- 7- Salud
- 8- Transporte



- 9- Comunicaciones
- 10- Entretenimiento y cultura
- 11- Educación
- 12- Bienes y servicios diversos

Adolfo Rodríguez Vargas

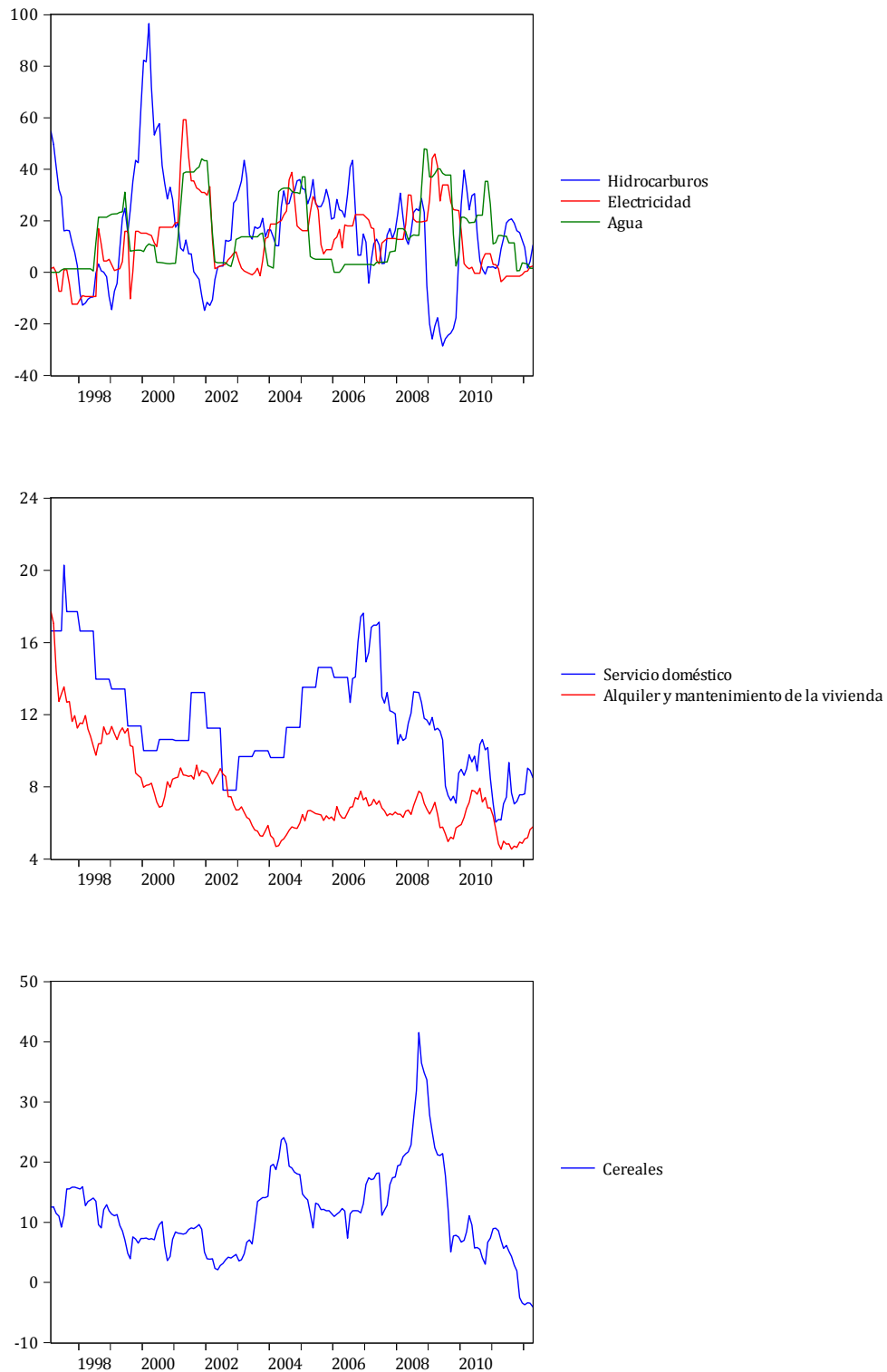


Figura 4: Tasas de variación interanual. Febrero de 1997 – abril de 2012. Datos del INEC y BCCR.

Adolfo Rodríguez Vargas

Tabla 4

*Estadísticas descriptivas de las series de tasas de variación interanual
 Febrero de 1997 – abril de-*

	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
IPC	10.16	3.01	2.57	16.30
1 Alimentos y bebidas no alcohólicas	11.29	5.38	-1.66	27.74
Resto de canasta	9.89	2.81	3.65	15.73
2 Bebidas alcohólicas y cigarrillos	12.23	5.91	2.04	25.15
Resto de canasta	10.15	3.02	2.52	16.36
3 Comidas bebidas fuera del hogar	11.58	3.42	4.98	19.47
Resto de canasta	10.02	3.06	2.05	16.14
4 Prendas de vestir y calzado	3.53	2.50	-4.05	8.01
Resto de canasta	10.66	3.21	2.52	17.21
5 Alquiler y servicios de la vivienda	10.27	4.40	2.07	23.11
Resto de canasta	10.15	3.18	1.58	16.47
6 Artículos para la vivienda y servicio doméstico	9.06	3.03	2.67	13.78
Resto de canasta	10.27	3.07	2.44	16.55
7 Salud	10.77	2.79	4.95	19.16
Resto de canasta	10.13	3.09	2.23	16.63
8 Transporte	11.78	6.74	-5.77	30.86
Resto de canasta	9.89	2.98	3.80	15.66
9 Comunicaciones	5.26	9.28	-1.74	29.62
Resto de canasta	10.40	3.06	2.67	16.98
10 Entretenimiento y cultura	5.18	3.12	-3.16	11.89
Resto de canasta	10.64	3.16	2.52	17.12
11 Educación	12.17	2.32	7.61	19.61
Resto de canasta	10.04	3.15	2.01	16.58
12 Bienes y servicios diversos	9.56	3.01	2.45	15.13
Resto de canasta	10.20	3.09	2.52	16.50
13 Hidrocarburos (gasolina, diesel, gas licuado)	16.03	20.65	-28.64	96.54
Resto de canasta	9.98	3.00	3.91	15.86
14 Cereales	11.51	7.37	-4.07	41.53
Resto de canasta	10.13	2.99	2.45	15.94
15 Servicio doméstico	11.79	2.96	6.04	20.30
Resto de canasta	10.11	3.05	2.42	16.45
16 Electricidad	12.61	13.71	-12.33	59.22
Resto de canasta	10.10	3.01	1.79	16.19
17 Agua	14.63	13.23	0.00	47.94
Resto de canasta	10.11	3.04	2.57	16.12
18 Alquiler y mantenimiento vivienda	7.63	2.33	4.54	17.72
Resto de canasta	10.31	3.13	2.43	16.78
19 Transables	8.54	4.11	-0.76	19.24
No transables	11.10	3.15	4.28	17.88
20 Regulados	11.54	5.53	-0.93	23.87
No regulados	9.91	3.07	3.27	15.40
2012 21 IPPI	11.22	6.08	-6.80	34.83

Nota: Elaboración propia.

Adolfo Rodríguez Vargas

Tabla 5

Pruebas de raíz unitaria Zivot-Andrews para series de variaciones interanuales del IPC y el IPPI

	Cambio en nivel		Cambio en tendencia		Cambio en nivel y tendencia	
	IPC	IPPI	IPC	IPPI	IPC	IPPI
Estadístico	-5,04	-5,63	-4,18	-3,96	-5,04	-5,63
Fecha mínimo t	2009:05	2008:12	2008:06	2008:01	2009:05	2008:12
<i>Valor crítico 5%</i>	<i>-4,80</i>		<i>-4,42</i>		<i>-5,08</i>	
<i>Valor crítico 10%</i>	<i>-4,58</i>		<i>-4,11</i>		<i>-4,82</i>	

Nota: Elaboración propia.

Tabla 6

Largo de rezagos seleccionados por varios criterios para los VAR no restringidos

VAR	Razón de verosimilitud	Error final de predicción	Criterio de información de		
			Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
Grupo 1 -resto	10	10	10	2	2
Grupo 2 - resto	10	10	10	2	2
Grupo 3 - resto	10	10	10	2	2
Grupo 4 - resto	10	10	10	2	2
Grupo 5 - resto	10	10	10	2	2
Grupo 6 - resto	10	10	10	2	2
Grupo 7 - resto	10	10	10	2	2
Grupo 8 - resto	10	10	10	2	2
Grupo 9 - resto	10	10	10	2	2
Grupo 10- resto	10	10	10	2	2
Grupo 11 - resto	10	10	10	2	2
Grupo 12 - resto	10	10	10	2	2
Hidrocarburos - resto	10	10	10	2	2
Cereales - resto	10	10	10	2	2
Servicio doméstico - resto	10	10	10	2	2
Electricidad - resto	10	10	10	2	2
Agua - resto	10	10	10	2	2
Alq. y mant. vivienda - restc	10	10	10	2	2
Transbles - no transables	10	10	10	2	2
Regulados - no regulados	10	10	10	2	2
IPC - IPPI	3	3	3	2	2

Nota: Elaboración propia.

HHTabla 7

Productos incluidos en la agrupación transables del IPC

Galletas dulces	Mayonesa	Pantalón para mujer	Juego de comedor	Jabón para platos	Equipo telefónico	Hojas blancas
Galletas saladas	Salsas preparadas	Blusa para mujer	Mueble para computadora	Suavizante para ropa	Televisor	Lapicero
Cereal	Salsa de tomate	Brassier	Aplanchador	Toallas de papel	DVD	Lápiz
Pastas	Tostados de maíz	Bloomer para mujer	Cortina	Bolsas para basura	Equipo de sonido	Perfume
Harina de maíz	Gelatina	Medias para mujer	Edredones	Desodorante ambiental	Disco compacto grabado	Pañal desechable
Harina de trigo	Sopas en polvo	Pantalón para niña	Sábanas	Insecticidas	Cámara fotográfica	Papel higiénico
Atún en conserva	Café	Pantalón para niño	Paños	Analgésico-antiinflamatorio	Computadora	Champú
Leche condensada	Té	Blusa para niña	Refrigeradora	Antihipertensivo	Impresora	Crema dental
Aceite	Jugos de fruta	Camiseta para niña	Lavadora de ropa	Vitaminas	Cartuchos de tinta impresora	Cepillo de dientes
Manzana	Mezcla para bebidas	Camiseta para niño	Cocina	Antigripal	Unidad de respaldo magnético	Crema para manos
Aguacate	Bebidas de fruta	Pijama para bebé	Horno de microondas	Antibiótico	Bicicleta	Crema facial
Uva	Bebidas gaseosas	Medias para niño o niña	Olla arrocera	Antialérgico	Juguete para niña	Jabón de baño
Ajo	Bebidas hidratantes	Zapatos para hombre	Plancha	Antitusivo	Juguete para niño	Tinte para cabello
Frijoles	Cerveza envasada	Zapatos para mujer	Coffee Maker	Antiasmático	Juego de video	Toalla sanitaria
Maíz dulce	Whisky	Zapatos para niño o niña	Olla	Adquisición de vehículo	Paquetes turísticos	Desodorante
Hongos	Cigarrillos	Tenis para hombre	Olla de presión	Llantas para vehículo	Hospedaje	Maquina de afeitar
Petit pois	Pantalón para hombre	Tenis para mujer	Vaso	Cera para vehículo	Libro	Lápiz labial
Frijoles molidos	Pantaloneta para hombre	Tenis para niño o niña	Destornillador	Juego de clutch	Revistas	Esmalte para uñas
Confites	Camisa para hombre	Pintura para la vivienda	Martillo	Batería para vehículo	Alimento para animales dom.	Anillo
Chocolates	Camiseta para hombre	Vidrios	Alicate	Gasolina	Diccionario	Reloj de pulsera
Chicles	Calzoncillo para hombre	Gas licuado	Detergente	Diesel	Texto universitario	Salveque

Nota: Datos del Banco Central de Costa Rica

Adolfo Rodríguez Vargas

HHTabla 8

Productos regulados incluidos en el IPC

Arroz
Servicio de agua
Limpieza de vías
Recolección de basura
Servicio de electricidad
Gas licuado
Gasolina
Diesel
Revisión técnica de vehículo
Pasaje en autobús urbano
Pasaje en autobús interurbano
Transporte en taxi
Servicio de teléfono celular
Servicio de teléfono fijo

Nota: Datos de INEC.

Anexo 2

Procedimiento de Benkwitz, Lütkepohl y Wolters (2001) para generar mediante bootstrapping bandas de confianza para impulsos respuesta

- 1- Estimar los parámetros del sistema dado por:

$$A_0 y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \Psi x_t + \Xi D_t + \varepsilon_t$$

donde $y_t = [y_{1t}, \dots, y_{kt}]'$ es un vector de dimensión K de variables endógenas observables; A_i ($i=0, 1, \dots, p$) son matrices de coeficientes de dimensión K x K, x_t es un vector de N variables no modeladas y D_t contiene todos los componentes determinísticos, como interceptos, términos de tendencia o *dummies* estacionales. Finalmente, Ψ y Ξ también son matrices de coeficientes y $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{kt}]'$ es un proceso de ruido blanco.

- 2- Generar residuos $\{\varepsilon_1^*, \dots, \varepsilon_T^*\}$ mediante muestreo aleatorio con reemplazo a partir de los residuos estimados y recentrados $\{\hat{\varepsilon}_1 - \bar{\varepsilon}, \dots, \hat{\varepsilon}_T - \bar{\varepsilon}\}$, donde

$$\hat{\varepsilon}_t = \hat{A}_0 y_t - \hat{A}_1 y_{t-1} - \dots - \hat{A}_p y_{t-p} - \hat{\Psi} x_t - \hat{\Xi} D_t \quad \bar{\varepsilon} = T^{-1} \sum_1^T \hat{\varepsilon}_t.$$

- 3- Hacer $(y_{-p+1}^*, \dots, y_0^*) = (y_{-p+1}, \dots, y_0)$ y construir series de tiempo de *bootstrap* de manera recursiva por medio de la representación

$$y_t^* = \hat{A}_0^{-1} \left(\hat{A}_1 y_{t-1}^* + \dots + \hat{A}_p y_{t-p}^* + \hat{\Psi} x_t + \hat{\Xi} D_t + \varepsilon_t^* \right), \quad t=1, \dots, T.$$

- 4- Reestimar los parámetros $A_0, A_1, \dots, A_{p-1}, \Psi$ y Ξ a partir de los datos generados en 3.

- 5- A partir de los parámetros calculados en 4, calcular $\hat{\phi}_T^*$, una versión de *bootstrapping* de los coeficientes de impulso respuesta.

- 6- Establecer los intervalos de confianza para los impulsos respuesta. El método más común es definirlos como:

$$IC_s = [s_{\gamma/2}^*, s_{(1-\gamma/2)}^*]$$

donde $s_{\gamma/2}^*$ y $s_{(1-\gamma/2)}^*$ son los cuantiles $\gamma/2$ y $1-\gamma/2$ de la distribución obtenida a partir del proceso de *bootstrapping*, dado por $L(\hat{\phi}_T^* | y_{-p+1}, \dots, y_0; x_1, \dots, x_T)$.



Artículo protegido por licencia Creative Commons