

Recuadro 1

CHOQUES DE OFERTA Y SU IMPACTO EN LA ACTIVIDAD ECONÓMICA

Daniel Parra
Mariana Escobar
Carlos Daniel Rojas*

En el ciclo económico se pueden observar choques de oferta y de demanda que afectan las decisiones de los agentes y la asignación de recursos. Determinar su impacto, transmisión y naturaleza (transitoria o permanente) se convierte en un reto para los economistas; entender dichos fenómenos puede ser de bastante utilidad en la toma de decisiones de política económica. Así, comprender los canales de transmisión permite entender qué tanto los choques se pueden ampliar o restringir en el corto plazo y cómo dichos efectos pueden influenciar el largo plazo, así como su propagación hacia variables relevantes, como los precios y las cantidades (Campbell y Mankiw, 1987).

En los últimos años la economía colombiana ha sufrido varios choques, tanto de oferta como demanda, siendo el más significativo el relacionado con la caída del precio del petróleo en 2014, lo que a su vez afectó los términos de intercambio y el ingreso nacional durante 2015 y 2016. Sin embargo, el presente escrito se concentrará en ciertos choques transitorios de oferta que afectaron la actividad económica en 2016, en particular los relacionados con el fenómeno de El Niño y el paro camionero. Es importante señalar que el concepto de choque de oferta transitorio que trataremos de evaluar es aquel cambio exógeno de ciertos precios relativos y de producción que no afecta a los niveles de empleo o las expectativas de mediano o largo plazos; pero que en algunos casos sí se refleja en una disminución en la utilización de la capacidad instalada por parte de las firmas.

Una muestra clara de lo anterior fue el paro camionero¹ que paralizó las actividades de transporte terrestre entre el segundo y tercer trimestres de 2016, lo que a su vez afectó significativa e indirectamente actividades como la industria, el comercio y la agricultura. Para mostrar el impacto de este evento vamos a utilizar como ejemplo el caso de la industria. Primero, examinaremos los datos mensuales para los 33 sectores que abarca la *Encuesta mensual manufacturera* con

* Los autores son, en su orden, profesional líder y estudiantes en práctica del Departamento de Programación e Inflación de la Subgerencia de Estudios Económicos. Las opiniones expresadas son exclusivas de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

1 La duración del paro camionero abarcó desde el 6 de junio de 2016 a medianoche, para cuando fue convocado, hasta el 22 de julio de 2016 en la madrugada, cuando los transportadores llegaron a un acuerdo con el Gobierno.

información mensual desde enero de 2001 hasta diciembre de 2016.

El ejercicio propuesto tiene los siguientes pasos: 1) utilizar metodologías econométricas para detección de datos atípicos con el fin de identificar choques de fuerte magnitud (Dixon, 1950)²; 2) descomponer la serie estadística en tendencia-ciclo, estacionalidad y componente irregular, y 3) evaluar si las fechas del paro camionero coinciden con aquellas en la que la metodología logró identificar choques atípicos.

Una vez se realizó lo anterior, se propone un ejercicio contrafactual en el cual se trató de corregir las series en cada sector donde las fechas de los datos atípicos concordaban con las del paro camionero. Para ello, se desestacionalizaron cada una de las series de las 33 subramas manufactureras asumiendo estacionalidad aditiva. Luego, en aquellos sectores donde se identificó un choque, el término irregular estimado para la serie se sumaba a la serie original y se realizaba nuevamente el proceso de desestacionalización para ver de qué manera la perturbación habría afectado el componente cíclico-tendencial. Aunque este es un supuesto fuerte pues se asume el 100% del choque atribuible al paro, hace parte de la estrategia para “limpiar” la serie de dichos eventos.

Así, se estima un modelo del tipo (Melo y Parra, 2014; Abril *et al.*, 2016):

$$Y(t) = \sum_{i=1} \alpha_i D_i(B) d_i(t) + \sum_{i=1} \beta_i cal_i(t) + x(t) \quad [1]$$

Donde $Y(t)$ es la serie original (sobre la cual se aplica el procedimiento), B es el operador de rezago, $d_i(t)$ es una variable *dummy* que indica la posición del i -ésimo dato atípico (*outlier*), y $D_i(B)$ es un polinomio en B que refleja el tipo de *outlier*³. Con la variable, cal , se denotan los efectos calendario, como días hábiles o Semana Santa, β_i es el coeficiente

2 El criterio de Dixon (1950) para identificar valores extremos o atípicos consiste en comparar la diferencia entre el posible dato atípico y su vecino más cercano con el rango restante de la muestra; es decir, determinar la fracción del rango total que es atribuible a un supuesto valor atípico. Este procedimiento es designado como “el test Q ” y goza de bastante confiabilidad para muestras pequeñas (Rorabacher, 1991). El ratio (Q) a calcular y comparar con los respectivos valores críticos, teniendo valores ordenados tal que $x_1 < x_2 < \dots < x_{n-1} < x_n$, es:

$$Q = \frac{x_2 - x_1}{x_n - x_1} \left(0 \frac{x_n - x_{n-1}}{x_n - x_1} \right)$$

3 Para un *outlier* aditivo (AO), $D_i(B) = 1$; para un cambio transitorio (TC), $D_i(B) = 1/(1 - 0.7B)$, y para uno de cambio de nivel (LS), $D_i(B) = 1/(1 - B)$.

asociado. Por último, el término $x(t)$ sigue un modelo Arima⁴ de la siguiente forma, el cual cumple con los supuestos tradicionales⁵:

$$\varphi(B)\delta(B)x(t) = \theta(B)a(t) \quad [2]$$

Donde

$$\varphi(B) = (1 + \phi_1 B + \dots + \phi_p B^p) (1 + \Phi_1 B^S + \dots + \Phi_p L^{Sp})$$

$$\delta(B) = (1 - B)^d (1 - B)^D$$

$$\theta(B) = (1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q) (1 + \Theta_1 B^S + \dots + \Theta_q L^{Sq}) \quad [3]$$

Donde $a(t)$ tiene media cero y es ruido blanco con varianza $Var(a)$, y $\varphi(B)$ y $\delta(B)$ son polinomios finitos en B , el último contiene las raíces unitarias (AR). S denota el número de observaciones por año, y d y D son las posibles elecciones de órdenes de diferenciación de la parte regular y estacional, respectivamente. Se utilizó el programa TSW del Banco de España, el cual testea si la serie debe ser transformada por logaritmos o si se mantiene en niveles; adicionalmente, evalúa la presencia de posibles *outliers* y efectos calendario. Esto último, junto con el modelo Arima para $x(t)$, son automáticamente identificados y se estiman con el método de máxima verosimilitud.

De acuerdo con este ejercicio econométrico, se encontró evidencia estadística para considerar la información de dieciséis sectores donde se detectaron estadísticamente valores atípicos asociados con el paro camionero. Al corregir las cifras de estas dieciséis subramas y agregar el resultado, la industria sin refinación de petróleo habría caído 3,7% para el mes de julio de 2016 (según la cifra oficial del DANE: -9,8%). Entre las actividades manufactureras más afectadas se destacan las relacionadas con la elaboración de bebidas, resto de alimentos, transformación de madera, productos de panadería, productos minerales no metálicos y calzado (Gráfico R1.1 y R1.2).

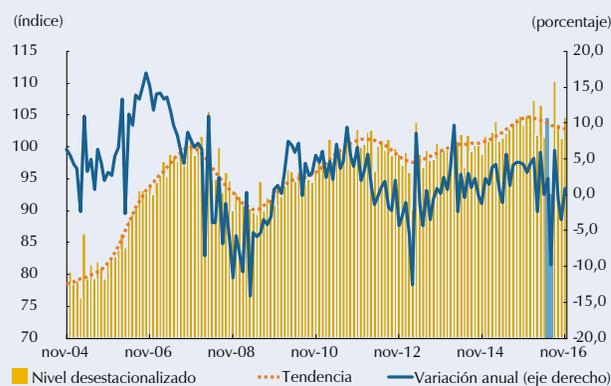
El ejercicio anterior se concentró en el paro camionero que fue uno de los choques más recientes; sin embargo, no debemos olvidar el choque relacionado con el fenómeno de El Niño de naturaleza fuerte que afectó durante el primer semestre del año a la economía colombiana⁶. Cabe recordar que las menores precipitaciones producidas por El Niño fuerte generaron una reducción de la oferta agrícola, que a

4 Arima: modelo autorregresivo integrado de media móvil.

5 Estacionariedad de la serie (polinomios cuyas raíces son estables) y ruido blanco en los errores del modelo, entre otros.

6 De acuerdo con la National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA), el fenómeno de El Niño ocurrió en el último trimestre de 2015 y fue declarado por dicha institución como de carácter fuerte. El índice oceánico El Niño (ONI), que es producido por dicha agencia, fue utilizado para las regresiones del Cuadro R1.1.

Gráfico R1.1
Índice de producción industrial sin refinación de petróleo (serie desestacionalizada, tendencia y variación anual)



Fuentes: DANE.

Gráfico R1.2
Índice de producción industrial sin refinación de petróleo (modificada por el ejercicio propuesto) (serie desestacionalizada, tendencia y variación anual)



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

su vez repercutieron en los precios de los alimentos al alza de forma transitoria (Abril *et al.*, 2016). Pero dicho fenómeno climático también afectó el comportamiento de sectores como los suministros de electricidad, gas y agua. De hecho, durante el primer semestre de 2016 se realizaron campañas por parte del Gobierno y los entes territoriales para promover el ahorro de energía y agua como contingencia frente a esta situación (Cuadro R1.1).

De esta manera, utilizando la misma metodología para el ejercicio anterior, se realizó una estimación sobre las cuentas nacionales por ramas de actividad, en donde se encontró la presencia de datos atípicos en los sectores de transporte y suministros de electricidad y agua para el segundo trimestre. Se incorpora el ejercicio para la industria en la encuesta mensual y se estima su impacto en las cuentas nacionales. Los resultados de varios ejercicios asumiendo diferentes ponderaciones en la transmisión de los choques sugieren que el efecto negativo sobre el crecimiento del PIB (enero-septiembre de 2016) habría estado entre 0% y 0,3% para todo el año (Cuadro R1.2 y Gráfico R1.3).

Cuadro R1.1
Pruebas de causalidad de Granger (1969)

	Variación anual		
	1 rezago	2 rezagos	3 rezagos
ONI no causa en sentido granger a agricultura	0,647	0,7901	0,2209
ONI no causa en sentido granger a manufacturas relacionadas con alimentos	0,2115	0,1663	0,0074
ONI no causa en sentido granger a electricidad, gas y agua	0,4173	0,0986	0,1005

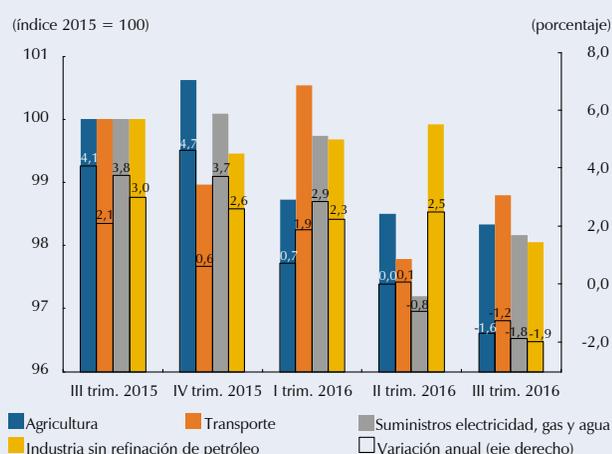
Nota: los valores sombreados corresponden a efectos significativos.
Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Cuadro R1.2
Crecimiento año corrido al tercer trimestre de 2016^{a/}

Sectores	Participación	Original	Modificada
Agricultura	6,2	(0,3)	1,8
Explotación de minas y canteras	7,1	(5,9)	(5,9)
Industrias manufactureras	10,9	3,9	4,7
Suministro de electricidad, gas y agua	3,5	0,0	1,7
Construcción	7,3	4,0	4,0
Comercio, reparación, restaurantes y hoteles	12,1	1,4	1,4
Transporte	7,2	0,3	1,4
Establecimientos financieros	20,1	4,3	4,3
Servicios sociales, comunales y personales	15,3	2,1	2,1
Total impuestos	9,8	2,4	2,4
PIB		1,9	2,2

a/ El ejercicio se realizó con cifras al tercer trimestre de 2016 publicados por el DANE en diciembre de 2016.
Nota: los valores sombreados corresponden a las series que se corrigieron con la metodología expuesta en el documento.
Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Gráfico R1.3
Índice trimestral y variación anual del PIB sectorial por el lado de la oferta



Fuentes: DANE.

Referencias

Abril, D.; Parra, D.; Melo, L. F. (2016). "Impactos de los fenómenos climáticos sobre el precio de los alimentos

en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 34, núm. 80, pp. 146-158, junio.

Abril, D. S., Parra, D. y Melo, L.F. (2016). "Impacto de la Semana Santa sobre los índices de producción sectoriales de la industria colombiana". *Revista de Economía del Rosario*, 19(1), 59-84.

Campbell, J. Y.; Mankiw, N. G. (1987). "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations", *American Economy Review Papers and Proceedings*, vol. 77, núm. 2, pp. 111-117.

Dixon, W. J. (1950). "Analysis of extreme values", *The Annals of Mathematical Statistics*, vol. 21, núm. 4, pp. 488-506.

Granger, C.W. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, vol. 37, pp. 424-438.

Melo, L. F.; Parra, D. (2014). "Efectos calendario sobre la producción industrial en Colombia", *Borradores de Economía*, núm. 820, Banco de la República.

Rorabacher, D. B. (1991). "Statistical Treatment for Rejection of Deviant Values: Critical Values of Dixon's Q Parameter and Related Subrange Ratios at the 95% Confidence Level", *Analytical Chemistry*, vol. 63, núm. 2, pp. 139-146.