



# EL COLEGIO DE MÉXICO

## CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS

### LICENCIATURA EN ECONOMÍA

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL TÍTULO DE LICENCIADO EN ECONOMÍA

#### **ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DE LA COLUSIÓN EN EL MERCADO DEL AZÚCAR**

**MARIA SABINE SANTANA SOSA**

PROMOCIÓN 2016-2020

ASESOR:

DR. ALEJANDRO ILDEFONSO CASTAÑEDA SABIDO

**JUNIO 2021**

**Agradecimientos.**

Le agradezco en primer lugar a mi familia. A mi mamá por darme la vida, las ganas, el amor y las oportunidades necesarias para estar en dónde estoy. A mis tíos y tías por siempre creer en mí, porque sin ustedes no habría llegado hasta el final del camino. Gracias a mis amigos y compañeros por hacer cada día más llevadero. A los profesores que creyeron en nosotros, a los laboratoristas que nos regalaron su tiempo y su energía, a las señoras de la cafetería por mantenernos con vida, a los estudiantes de doctorado y maestría, que nos veían con piedad y nos ayudaban siempre que podían.

Gracias los que viven en secreto furiosos: aunque a veces no lo parezca, el mundo será nuestro algún día.

## Índice general

Agradecimientos.....	2
Resumen.....	4
I.    Importancia, estructura y prácticas monopólicas del mercado azucarero.....	4
II.   Revisión de literatura.....	7
III.  Metodología.....	8
IV.   Identificación de la colusión.....	15
V.    Estimación de modelos de vectores: VEC y VARMAX.....	17
VI.   Estimación del sobreprecio.....	20
VII.  Conclusiones.....	23
Apéndice A.....	25
Apéndice B.....	26
Apéndice C.....	28
Apéndice D.....	30
Apéndice E.....	32
Referencias.....	33
Índice de cuadros.....	34
Índice gráficas.....	35

**Resumen.** El objetivo de este trabajo es medir los efectos de la conducta colusoria sancionada en 2016 por la Comisión Federal de Competencia Económica (COFECE) en el mercado nacional de azúcar. La conducta sucedió en 2013 con una duración de 42 días y tuvo como objetivo elevar los precios del bulto de azúcar refinada y estándar de 50 kilogramos en el mercado nacional mexicano. La colusión tuvo como consecuencia la imposición de una multa de 88.8 millones de pesos, divididos entre los 7 agentes económicos que participaron en la práctica. Para medir el daño que dicha práctica anticompetitiva causó a los consumidores, utilizaremos las metodologías de series de tiempo desarrolladas en estudios anteriores sobre los casos de colusión en el mercado del autotransporte de carga (Aradillas 2015) y los efectos de la Ley de Fomento para la Lectura y el Libro en el mercado de libros (Castañeda, Martínez y Ruiz 2019). Además, explotaremos la riqueza de los datos con modelos de vector de corrección de error (VEC) y vector autorregresivo de media móvil y variables exógenas (VARMAX). Como resultado, veremos que las metodologías que evalúan el promedio del precio nacional aportan evidencia que apoya el dictamen y la evaluación de daño de la Comisión.

## **I. Importancia, estructura y prácticas monopólicas del mercado azucarero**

El azúcar es la principal fuente de aporte calórico para los y las mexicanas, siendo uno de los alimentos que integran la canasta básica de la población. En el 2017 la industria azucarera otorgaba 440 mil empleos directos y dos millones más de empleos indirectos. Por otro lado, el mercado nacional es el más relevante, pues la importación de azúcar es insignificante comparado con el volumen destinado al consumo en México, que fue de menos de una tonelada al año desde 2009 hasta 2013 (Jaimes Jaimes, 2018). En 2018, esta industria representó 12.2 % del PIB primario y 5.1 % del PIB agroalimentario, colocando a México como el sexto productor mundial de azúcar.

Los precios nacionales e internacionales están fuertemente influenciados por el precio de la caña

de azúcar, con una participación de aproximadamente 57 % en el precio del azúcar (CEDRSSA, 2014). El artículo 57 de la Ley de Desarrollo Sustentable de la Caña de Azúcar señala que cuando la caña se destine a la producción de azúcar, su precio se fijará con base en el precio del azúcar recuperable base estándar, a razón del 57 % del precio de referencia de un kilogramo de azúcar base estándar (Sagarpa, 2005). Para la fijación del precio del azúcar base estándar al mayoreo para el pago de la caña de azúcar se considera la suma ponderada del precio nacional reportado por el SNIIM y el precio promedio de las exportaciones de azúcar. El precio final de la caña para la producción de azúcar se da a conocer en el Diario Oficial de la Federación el 1 de octubre del año de inicio de cada zafra (CONADESUCA, 2010).

El Sistema Nacional de Información e Investigación de Mercados (SNIIM), de la Secretaría de Economía genera a diario el indicador del precio del azúcar utilizando los precios observados en 37 centrales de abasto de México. En cuanto al lado de la demanda, la CO-NADESUCA reportó en 2010 que los mayores consumidores industriales de azúcar eran la industria refresquera (55 %), la panificadora y galletera (12 %), y la de dulces y chocolates (9 %). Uno de los principales sustitutos del azúcar, sobre todo para los consumidores industriales es el jarabe de maíz de alta fructosa (JMAF), que en su mayoría es importado de EE. UU. y Canadá (CEDRSSA, 2014).

La importación de jarabe de maíz de alta fructosa aumentó a raíz de que se eliminaron las restricciones arancelarias, pues sus precios eran menores con respecto al azúcar. Sin embargo, a partir del aumento en la producción de azúcar que comenzó en 2011, los precios del azúcar y el JMAF se igualaron en varias temporadas (como en 2014). Es decir, en el periodo de la práctica colusoria, el precio del azúcar y el de su principal sustituto para la industria eran muy similares.

*Prácticas Monopólicas Absolutas en el mercado azucarero.* De 2011 a 2013 se registró en México un ligero aumento en la superficie cultivada de caña de azúcar, que coincidió con una caída mundial en los precios del azúcar después de varios años de tendencia al alza. Asimismo, durante el ciclo de cosecha de 2012/2013 la producción de caña de azúcar aumentó en 10.9 % con respecto al ciclo agrícola anterior (Jaimes Jaimes, 2018). De la misma forma, el mayor crecimiento en la producción de azúcar a nivel nacional fue del año 2012 al 2013, cuando creció 23 % (CEDRSSA 2014). Desde finales del 2011 se volvió evidente la tendencia a la baja del precio del azúcar y el precio del SNIIM para el bulto de 50 kilogramos fue bajando en consonancia con los principales

indicadores internacionales. En el contexto anterior fue en el que se originó la práctica monopólica absoluta en el mercado del azúcar sancionado por la COFECE.

El precio mundial y nacional de azúcar mostró una tendencia a la baja desde finales de 2011 debido sobre todo a mayores volúmenes de oferta. Una de las consecuencias del aumento en la producción fue que los productores mexicanos tuvieron que colocar una mayor parte de su producto en EE. UU. con precios internacionales por debajo de los que previamente se conseguían en ese mismo país.

Según los reportes del Centro de Estudios para el Desarrollo Rural Sustentable y la Soberanía Alimentaria (CEDRSSA), para 2013 era ya la tercera zafra que registraba números superiores a la anterior, llegando a ser 23 % mayor que la del ciclo anterior. El ciclo de producción de azúcar del 2012-2013 se inició con casi un millón de toneladas en inventarios, lo que sin duda contribuyó a seguir presionando los precios a la baja. Además, 2013 cerró con 7 millones de toneladas de azúcar producidas, un millón más que los que se tenía previsto por la industria (CEDRSSA 2012).

*Resolución del Pleno de la COFECE.* Durante 42 días, del 29 de octubre al 9 de diciembre de 2013 diversos agentes económicos participantes en el mercado de azúcar cometieron una práctica monopólica absoluta al ponerse de acuerdo para monitorear los precios del azúcar e intercambiar información sobre estos con el objetivo de aumentar el precio y restringir la oferta a nivel nacional (COFECE 2016).

Según lo que los propios agentes económicos involucrados confirmaron, la práctica consistió en intercambiar información sobre volúmenes de venta, calidad del azúcar, precio y condiciones de entrega de las ventas cerradas; así como el compromiso de elevar el precio del azúcar y restringir la oferta. En el expediente del pleno de la Comisión sobre el caso, se señala que, aunque la práctica abarcó 42 días, los primeros tres días, del 29 al 31 de octubre, los agentes económicos aún se encontraban en proceso de acordar el precio que ofrecerían (p.190, exp), por lo que se considera que las distorsiones en los precios tuvieron lugar únicamente durante 39 días.

En cuanto a la participación en el mercado de los involucrados, la COFECE señala que el 74.51 % del azúcar que se comercializó a nivel nacional fue vendida por estos. El volumen total de las ventas afectadas por el acuerdo para aumentar el precio y restringir la oferta asciende a 222,817.31 toneladas de azúcar, 154,860 de las cuales fueron comercializadas en noviembre y el

resto en los primeros nueve días de diciembre. Es importante notar que la COFECE solo toma en cuenta las ventas no comprometidas con anterioridad, es decir, aquellas cuyos precios y cantidades no fueron negociadas previo al momento de la realización de la transacción (pp.193-4 del expediente de la Comisión).

El acuerdo que se realizó entre los agentes económicos tenía el objetivo de elevar el precio del saco de azúcar estándar y refinada de 50 kilogramos a 350 pesos, monto que no se alcanzó según los datos obtenidos de los propios agentes involucrados, pero sí se observó un aumento del 6.21 % del precio en noviembre respecto a octubre del 2013. En octubre, el promedio del precio de venta del saco de 50 kg de los agentes económicos investigados fue de 314.99, mientras que en noviembre fue de 335.54.

Además, el precio volvió a caer en diciembre, con precio promedio de venta de 312.94 (pp.194-5 del expediente), lo que parece señalar que de no haber existido el acuerdo para cometer la práctica monopólica absoluta, el precio del saco de 50 kilogramos de azúcar hubiese mantenido una tendencia a la baja durante noviembre. En el mismo sentido, el Centro de Estudios para el Desarrollo Rural Sustentable y la Soberanía Alimentaria concluía en su estudio sobre las condiciones del mercado azucarero para la zafra de 2013/2014 que las desfavorables condiciones prevalecerían en 2014 y hasta podrían agudizarse (CEDRSSA, 2014).

Finalmente, considerando el aumento del 6.21 % en el precio y la cantidad de toneladas que resultaron afectadas por el acuerdo, la Comisión presentó en el expediente una aproximación del daño causado que asciende a 87,121,568.21 pesos (p.195). Por otra parte, la estimación ex ante realizada por la COFECE del daño total causado por esta conducta dio como resultado una pérdida de bienestar total en la economía de 106 millones 113 mil 810 pesos del 2016 (COFECE 2016). En ese estudio, se estimó la elasticidad precio de la demanda y luego se utilizó para calcular el cambio en la cantidad demandada derivado del aumento en precios, logrando así medir el cambio en el bienestar del consumidor y la pérdida irrecuperable de eficiencia.

## **II. Revisión de literatura**

Aradillas (2015) presenta una evaluación de impacto de la colusión en el mercado de autotransporte de carga que ocurrió en entre 2008 y 2009, para lo que realiza un análisis econométrico del comportamiento de los precios y en particular, del cambio en estos. Para establecer si hay

evidencia de cambio estructural en el comportamiento de los precios construyó un modelo econométrico en donde la variable dependiente es el precio del auto- transporte de carga y las variables independientes sus posibles determinantes.

Aradillas utilizó las primeras diferencias de todas las variables para eliminar la tendencia y dar validez al modelo y dividió el tiempo entre el período antes del acuerdo colusivo y después de que este se tomó con el objetivo de someter a los datos a una prueba de Chow. Los coeficientes de las variables antes y durante el período colusivo son estadísticamente distintos, lo cual es evidencia que hubo un cambio estructural debido al acuerdo anticompetitivo.

Posteriormente, Aradillas analizó el contrafactual de los precios en ausencia de colusión usando la predicción que arroja su modelo y resto este precio al precio observado en cada período y a partir de allí construyó una medida del impacto en precios, definida como la desviación porcentual entre el precio esperado y el observado. Para medir el daño al bienestar del consumidor, el autor estimó una función de demanda y consideró las variaciones en el excedente del consumidor resultantes del cambio en precios como medida de la pérdida de bienestar.

Asimismo, el autor aisló y estimó los efectos sobre la inflación, siendo la medida de pérdida del bienestar la diferencia entre la inflación anualizada estimada y la inflación anualizada observada. Aradillas repitió estos cálculos comparando la inflación anualizada predicha con la inflación anualizada observada de cada período colusivo. La última propuesta de medida de pérdida de bienestar es la diferencia entre el ingreso esperado por la prestación del servicio de autotransporte de carga en ausencia de colusión con el ingreso observado.

Por su parte, Castañeda, et.al. (2019) retoman el análisis econométrico propuesto por Aradillas para saber si hubo cambio estructural en los precios y la medición del markup para evaluar las consecuencias sobre el mercado de libros nuevos de la Ley de Fomento para la Lectura y el Libro promulgada en 2008. Los autores hallan evidencia de que, a partir de la Ley, se generó un cambio estructural en el que la tendencia decreciente en el cambio del precio de los libros se revirtió y comenzó a aumentar.

### **III. Metodología**

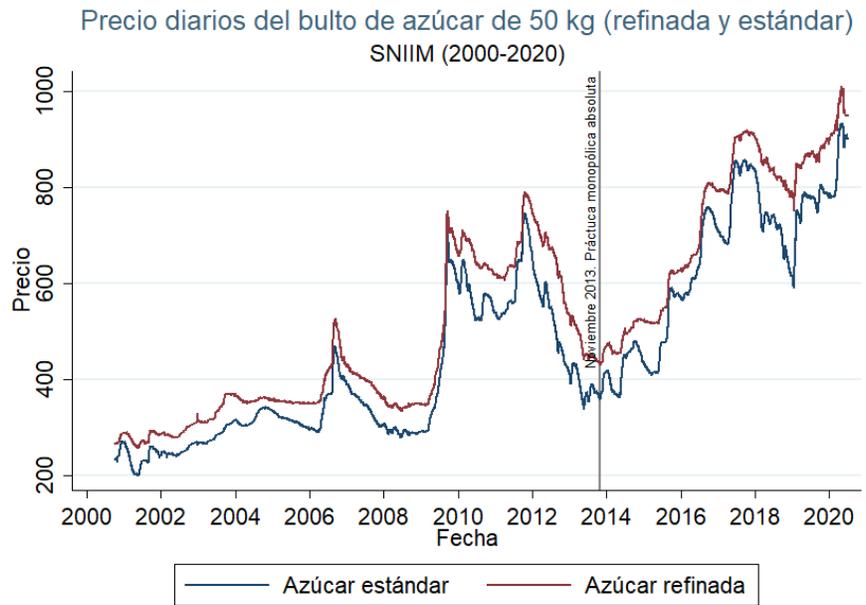
*Datos.* Se utilizaron las series de precios diarios del Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados (SNIIM) de la Secretaría de Economía. La información que reporta el SNIIM consiste en

los precios de azúcar estándar y refinada en su presentación de bulto de 50 kg. La información es recolectada en 37 centrales de abasto, o centros de distribución mayorista. La periodicidad es de lunes a viernes e intentan comprender en el muestreo a las bodegas más representativas de cada central, con el objetivo de determinar el precio que rige en el lugar.

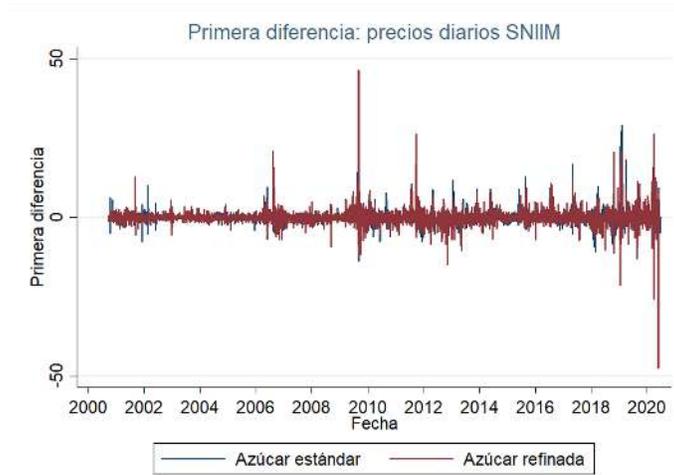
Es posible obtener los precios del bulto de azúcar por ingenio de origen de forma mensual y por región o por centro de distribución de forma diaria. Para este estudio, se usaron los precios frecuentes promedio por días del mes y los precios frecuentes promedio de azúcar nacional, y los precios diarios por centro de distribución. El precio promedio diario se construye obteniendo la moda (precio frecuente) de cada uno de los centros de distribución, luego se calcula la media de las modas registradas y ese es el promedio del día. En caso de no haber una moda en una central de abasto, se promedian todas las observaciones. Mientras que, con la moda diaria de cada centro mayorista, se calcula el promedio aritmético mensual por centro mayorista y el promedio aritmético mensual nacional. En la figura 1 se presentan las gráficas de las tendencias de las series de precios del SNIIM desde el año 2000 hasta el 2020 y por un período más corto (de 2011 a 2016), para poder observar la caída en los precios que sucedió a partir de 2011.

Usaremos las primeras diferencias de los índices de precios para eliminar las tendencias temporales. Asimismo, esta operación permite prevenir que las series sean no estacionarias. Una serie no estacionaria podría dar como resultado una regresión espuria, es decir, se podría observar una relación significativa entre dos variables, pero esta relación en realidad sería la relación de la tendencia estocástica de una serie con la tendencia estocástica de otra.

Para que una serie de tiempo sea estacionaria deben cumplirse dos requisitos, en primer lugar, que la media y la varianza sean constantes en el tiempo y que la covarianza entre dos observaciones dependa solo del tiempo que ha pasado entre esos 2 valores. Realizamos la prueba de Dicky-Fuller aumentado sobre las primeras diferencias de ambas series para comprobar que sean estacionarias y evitar una regresión espuria. Utilizamos las especificaciones de la prueba sin constante y sin tendencia dado el comportamiento que se pudo observar graficando las primeras diferencias de los precios del SNIIM.



**Figura 1.** Precios diarios de azúcar SNIIM



**Figura 2.** Primeras diferencias del precio diario del azúcar

A continuación, se muestran los resultados de la prueba Dicky Fuller aumentada para las primeras diferencias de ambas series (azúcar estándar y refinada). Fueron necesarios 11 y 12 lags en la ecuación de la prueba para eliminar la correlación serial de los errores.

Serie (primeras diferencias)SNIIM	Estadístico de prueba
azúcar estándar	
SNIIM azúcar refinada	-14.876
SNIIM azúcar estándar	-14.24

**Cuadro 1.** Estadísticos de la prueba Dicky-Fuller

Como podemos observar, las primeras diferencias de todas las series de precios son estacionarias. Comprobamos los resultados con una prueba Philip-Perron y la conclusión fue la misma.

*Modelo.* El análisis de ambas series se divide en dos períodos: antes y después de la práctica colusoria y durante la práctica:

$$t^{sc} = t | 01/01/2000 \leq t \leq 31/10/2013 \cap t | t \geq 10/12/2013$$

$$t^c = t | 01/11/2013 \leq t \leq 9/12/2013$$

donde  $t^{sc}$  representa los períodos sin colusión y  $t^c$  es el período de 39 días en los que el acuerdo colusorio tuvo efectos.

Los precios del azúcar están determinados por los costos de los insumos, principalmente la caña y los combustibles utilizados en su proceso de industrialización. Por lo que la ecuación real anual de la determinación de precios del azúcar es la siguiente:

$$(3.1) \quad \Delta \text{precioazucar}_t = \beta_1 \Delta \text{preciocana}_t + \beta_2 \Delta \text{inventarios}_t + \beta_3 \Delta X_t + e_t$$

Donde  $\text{precioazucar}_t$  es la variable dependiente,  $\text{inventarios}_t$  es el nivel de inventarios finales y  $X_t$  es un vector de variables de medidas de productividad de los ingenios azucareros.

$$X_t = [\text{karbeneto}_t, \text{karbebruto}_t, \text{karbenetoNT}_t, \text{kw/h}_t, \text{petroleo/tonelada}_t]$$

Y donde  $\text{preciocana}_t$  es una variable definida como el precio de referencia para la caña de azúcar destinada a la producción azucarera como la suma ponderada de las últimas 5 zafras de cuantos kilos de azúcar se pueden obtener de un kilo de caña, ( $\text{cnet}_t$ ), multiplicado por 0.57, que es el factor por el cuál la ley marca que se pague por cada kilo de caña con base en el precio de

referencia. Es decir:

$$preciocana_t = 0,57 * precioref_t * cneta_t$$

Al mismo tiempo, el precio de la caña está determinado por el precio al que se comercializó el kilogramo de azúcar estándar durante el ciclo azucarero pasado, por lo que:

$$(3.2) \quad \Delta preciocana_t = \beta_1 \Delta precioazucar_{t-1} + \beta_2 \Delta X_t + e_t$$

Recordemos que para el establecimiento del precio de referencia solo se usan los precios observados del kilogramo de azúcar estándar. Sin embargo, la variable *precioazucar* es relevante para la determinación de este precio sin importar si se refiere a los precios del azúcar estándar, la azúcar refinada. Lo anterior debido a que todos los tipos de azúcar compiten en el mercado ante el consumidor final y pueden ser considerados sustitos.

Ahora bien, aunque el modelo anterior representa la dinámica entre el precio del azúcar y el de la caña, tanto el precio de referencia como la medida de la caña neta no se actualizan constantemente, sino que se mantiene constantes durante todo un año. Por lo tanto, aunque el modelo anterior es útil para explicar los cambios anuales en el precio del azúcar, no es útil para predecir valores ni para analizar cambios en los precios diarios. Dado que la práctica monopólica solo surtió efectos durante 39 días, es necesario especificar un modelo diario alternativo.

$$(3.3) \quad \Delta precioazucar_{jt} = \alpha_0 + \beta_s \Delta SNIIIMazucard_{jt-s} + \gamma T + \theta X_t + e_t$$

donde  $s$  es el número de lags adecuados,  $T$  son las variables estacionales significativas para explicar la variación en precios y  $X_t$  un vector con otros controles relevantes.

Además de las diferencias en precio de los dos tipos de azúcar, se construyó el promedio ponderado de ambos precios utilizando como ponderadores las proporciones de producción de cada tipo de azúcar en el total anual. Se probaron como controles los precios del petróleo de distintos índices y su promedio, como proxy para los precios de la energía. Asimismo, para controlar por

efectos estacionales se incluyeron dummies indicativas de los meses, los días de la semana y las estaciones del año.

Siguiendo la metodología Box Jenkins, se ajustó un modelo ARI(21,1) para la serie de la azúcar refinada, en donde la única variable estacional relevante fue la estación de otoño; en el caso de la estándar estimamos un ARI(16,1) en donde fueron relevantes los meses de febrero y septiembre, así como las primeras diferencias estacionarias de las series de precio del petróleo según los índices WTI y BRENT. Para el promedio ponderado, se ajustó un ARI(11,1) controlando por los meses de febrero y septiembre, así como por la diferencia en el índice BRENT.

$$(3.4) \Delta \text{precioazucarrefinada}_{jt} = \alpha + \beta_s \Delta \text{precioazucarrefinada}_{jt-s} + \delta_1 P^c + \gamma_1 \text{otono} + e_t$$

donde  $s = 1, \dots, 21$ . Es decir, es un ARI(21,1).

(3.5)

$$\Delta \text{precioazucarestandar}_{jt} = \alpha + \beta_s \Delta \text{precioazucarestandar}_{jt-s} + \delta_1 P^c + \gamma_1 \text{febrero} + \gamma_2 \text{septiembre} + \theta_1 WTI + \theta_2$$

donde  $s = 1, \dots, 16$ . Es decir, es un ARI(16,1). Las variables *WTI* y *BRENT* indican las primeras diferencias de los índices de precios del WTI y Brent.

(3.6)

$$\Delta \text{preciopromedio}_{jt} = \alpha + \beta_s \Delta \text{preciopromedio}_{jt-s} + \delta_1 P^c + \gamma_1 \text{febrero} + \gamma_2 \text{septiembre} + \theta_1 BRENT + e_t$$

donde  $s = 1, \dots, 11$ . Es decir, es un ARI(11,1).

Para asegurar la validez de los modelos, se realizaron varias pruebas: el correlograma de los residuales, pruebas de Bartlett y de Portmanteau para identificar ruido blanco y pruebas de estacionariedad sobre los residuales. En todos los casos, los resultados fueron indicativos de que los ARI estimados son modelos adecuados para explicar la variación de precios y son útiles para la predicción. Los resultados de las pruebas se encuentran en el Apéndice B.

#### IV. Identificación de la colusión

Para cada tipo de azúcar y para el promedio ponderado de ambas, se estimaron los siguientes modelos ARI con una variable dummy que identificó el período en el que la práctica monopólica tuvo efectos sobre los precios.

$$(3.7) \quad \Delta \text{precioazucar}_{jt} = \alpha + \beta_s \Delta \text{precioazucar}_{jt-s} + \delta_1 P^c + \gamma T + \theta X_t + e_t$$

La variable  $P^c$  es una dummy que toma el valor de uno si el período fue afectado por el acuerdo colusorio, es decir son todos los días comprendidos en la colusión.

Por lo tanto, si el coeficiente de la variable  $P^c$  es significativamente distinto de cero, hay evidencia de que los precios se comportaron distinto en ese período de tiempo sin que ese cambio pueda ser explicado por factores que comúnmente afectan los precios.

Primero se probó con una dummy que tomaba el valor de 1 durante los 39 días en los que la COFECE afirma que los efectos del acuerdo impactaron el precio en los mercados:

$$t_{cofece}^c = t | 01/11/2013 \leq t \leq 9/12/2013$$

Esta primera dummy solo fue significativa para el promedio ponderado. Se redujo la ventana temporal de la dummy a solo 30 días, del 1 al 30 de noviembre. En ese caso, la dummy

fue significativa y positiva para el caso de azúcar estándar y para el promedio entreambos tipos de azúcar. Para asegurar la robustez de este hallazgo, se repitió la estimación acortando cada vez más el período de la dummy de la colusión. El coeficiente de la dummy siguió siendo significativo y positivo para el azúcar estándar y para el promedio.

Las dummies de colusión usadas fueron las siguientes:

$$t_{cofccc}^c = t|01/11/2013 \leq t \leq 9/12/2013$$

$$t_2^c = t|01/11/2013 \leq t \leq 9/12/2013$$

$$t_3^c = t|01/11/2013 \leq t \leq 9/12/2013$$

$$t_4^c = t|01/11/2013 \leq t \leq 9/12/2013$$

$$t_5^c = t|01/11/2013 \leq t \leq 9/12/2013$$

Los resultados para las dos primera dummies de colusión se reportan en las tablas del cuadro 2.

Los estimados indican que durante este período en particular hubo un cambio en el comportamiento del precio del bulto de 50 kilogramos de azúcar estándar que no es explicado por ninguno de los otros controles. Por otro lado, aunque la dummy de colusión no es significativa en el modelo de la azúcar refinada, sí lo es en el del promedio ponderado de ambos precios, lo que sugiere de que la práctica colusoria sí modificó los precios en el mercado del azúcar en general.

Refinada: ARI(21,1)				Estándar: ARI(16,1)				Promedio: aARI(11,1)			
colusión <sub>1</sub> : 39das(del1denoal9dedic)											
Variable	Coefficiente	p-value	Desviación est.	Variable	Coefficiente	p-value	Desviación est.	Variable	Coefficiente	p-value	Desviación est.
otoño	0.2127166	0.077	0.2127166	feb	-0.7076601	0.024	0.3133932	feb	-0.675699	0.013	0.2724126
colusión1	0.9040097	0.417	1.113075	sep	0.8998467	0	0.2013619	sep	0.6998535	0	0.1746734
L1	0.0154026	0	0.0154026	WTI	-0.0670799	0.031	0.0310198	BRENT	0.0452356	0.041	0.0221718
L2	0.0292342	0	0.0292342	BRENT	0.0921933	0.004	0.0318465	colusión1	1.366843	0.058	0.7216829
L3	0.0324225	0	0.0324225	colusión1	1.265711	0.114	0.8015465	L1	-0.9315749	0	0.0151006
L4	0.0337283	0	0.0337283	L1	-0.9249942	0	0.0154732	L2	-0.838633	0	0.0253083
L5	0.0394361	0	0.0394361	L2	-0.8245139	0	0.0266528	L3	-0.6469064	0	0.0250207
L6	0.0424691	0	0.0424691	L3	-0.637593	0	0.027137	L4	-0.5012347	0	0.0243119
L7	0.0456091	0	0.0456091	L4	-0.4702681	0	0.0272179	L5	-0.3629961	0	0.0299374
L8	0.0456235	0	0.0456235	L5	-0.3315616	0	0.032049	L6	-0.2246663	0	0.0312278
L9	0.0461051	0	0.0461051	L6	-0.1851581	0	0.0333019	L7	0.2317001	0	0.0308772
L10	0.0431602	0	0.0431602	L7	0.239072	0	0.0327575	L8	0.2049847	0	0.0328076
L11	0.0412457	0	0.0412457	L8	0.187046	0	0.0385813	L9	0.0894134	0	0.0316529
L12	0.0409287	0	0.0409287	L9	0.0593447	0.13	0.039177	L10	0.0223676	0.391	0.0260588
L13	0.042559	0.001	0.042559	L10	-0.0142501	0.708	0.0379829	L11	-0.0601385	0	0.0193138
L14	0.0453861	0.443	0.0453861	L11	-0.0972035	0.007	0.0362667	constante	0.000883	0.91	0.0089058
L15	0.0459434	0.174	0.0459434	L12	-0.0449596	0.206	0.035548				
L16	0.0477962	0.021	0.0477962	L13	-0.0400756	0.234	0.0336931				
L17	0.0453893	0.002	0.0453893	L14	-0.0231968	0.469	0.0320317				
L18	0.0404028	0	0.0404028	L15	0.0217074	0.454	0.0289873				
L19	0.0340868	0	0.0340868	L16	-0.0094644	0.672	0.0223466				
L20	0.0272514	0	0.0272514	constante	0.0010368	0.916	0.0097832				
L21	0.0200483	0.314	0.0200483								
constante	0.0005302	0.927	0.0057926								

Refinada: ARI(21,1)				Estándar: ARI(16,1)				Promedio: ARI(11,1)			
colusión <sub>2</sub> : 30das(del1denoal1dedic)											
Variable	Coefficiente	p-value	Desviación est.	Variable	Coefficiente	p-value	Desviación est.	Variable	Coefficiente	p-value	Desviación est.
otoño	0.3890602	0.068	0.2134346	feb	-0.7086154	0.025	0.3161529	feb	-0.6758943	0.014	0.2749687
colusión2	0.2404017	0.518	0.3721086	sep	0.8990957	0	0.2021655	sep	0.6993296	0	0.1757999
L1	-1.037298	0	0.015395	WTI	-0.0665441	0.037	0.0318319	BRENT	0.0438395	0.05	0.02235
L2	-0.9682581	0	0.0292246	BRENT	0.0906191	0.005	0.0325739	colusión2	0.5791816	0.024	0.2566662
L3	-0.8412918	0	0.0323932	colusión2	0.6009983	0.056	0.3140088	L1	-0.9281613	0	0.015154
L4	-0.7468294	0	0.0336594	L1	0.0155166	0	0.0155166	L2	-0.8341857	0	0.0254594
L5	-0.6378379	0	0.039336	L2	0.0266977	0	0.0266977	L3	-0.6422181	0	0.025156
L6	-0.5431732	0	0.0424189	L3	0.0271547	0	0.0271547	L4	-0.4963137	0	0.0244944
L7	-0.3123617	0	0.0455445	L4	0.0272651	0	0.0272651	L5	-0.3578022	0	0.0302195
L8	-0.265437	0	0.0455417	L5	0.032201	0	0.032201	L6	-0.2202507	0	0.0313706
L9	-0.2643695	0	0.0459932	L6	0.0334292	0	0.0334292	L7	0.2333884	0	0.0310876
L10	-0.2279132	0	0.0431632	L7	0.0328544	0	0.0328544	L8	0.20367	0	0.0329744
L11	-0.2252567	0	0.041269	L8	0.0386699	0	0.0386699	L9	0.0868563	0.006	0.0318437
L12	-0.1653916	0	0.0409168	L9	0.0393017	0.153	0.0393017	L10	0.0207886	0.427	0.0261801
L13	-0.1491513	0	0.0425535	L10	0.038145	0.654	0.038145	L11	-0.0610728	0.002	0.0194293
L14	-0.0361889	0.426	0.0454257	L11	0.0365659	0.006	0.0365659	constante	0.0008688	0.0090085	0.923
L15	-0.064128	0.164	0.0460286	L12	0.0358313	0.189	0.0358313				
L16	-0.1122307	0.019	0.0478442	L13	0.0339081	0.218	0.0339081				
L17	-0.1462872	0.001	0.0454331	L14	0.0320718	0.465	0.0320718				
L18	-0.1544494	0	0.0404311	L15	0.0290644	0.433	0.0290644				
L19	-0.143401	0	0.0341092	L16	0.022387	0.703	0.022387				
L20	-0.1069633	0	0.0272649	constante	0.0010393	0.916	0.0098482				
L21	-0.021008	0.295	0.0200594								
constante	0.0005282	0.928	0.0058134								

**Cuadro 2.** Estimaciones del modelo ARI con dummies de colusión

## V. Estimación de modelos de vectores: VEC y VARMAX

Los datos del SNIIM tienen una riqueza tal que nos permiten estimar un modelo de vector autorregresivo, pues reportan precios diarios para distintos mercados (centrales de abasto) para los dos tipos de azúcar.

En el caso de la azúcar refinada, hay datos para una central de abastos en las siguientes ciudades: Aguascalientes, Tijuana, La Paz, Torreón, Chihuahua, Iztapalapa, Francisco Villa

(Dgo), Guadalajara, Ecatepec, Toluca, Morelia, Tepic, Guadalupe (N.L.), Estrella (N.L.), Santa Catarina (N.L.), Puebla, Culiacán, Reynosa, Altamira (Tamps) y Mérida. Para azúcar estándar, se reportan tres centrales de abasto para Aguascalientes, y una para las siguientes ciudades: Tijuana, La Paz, San Pedro (N.L.), Torreón, Colima, Tuxtla, Chihuahua, Iztapalapa, Francisco Villa (Dgo.), León, Irapuato, Acapulco, Pachuca, Guadalajara, Estrella (N.L.), Santa Catarina (N.L.), Oaxaca, Puebla, Querétaro, Chetumal, San Luis (SLP), Culiacán, Ciudad Obregón, Hermosillo, Villa Hermosa, Reynosa, Altamira, Minatitlán, Malibrán, Xalapa, Poza Rica.

Al igual que en el caso de los precios diarios agregados, las series de precios por central de abasto no son estacionarias en niveles. La serie de la mayoría de las centrales de abasto son  $I(1)$ , a excepción de las series para Reynosa y Culiacán, en el caso de la azúcar refinada, e Irapuato, Santa Catarina y Villahermosa, en el caso del azúcar estándar. Por lo tanto, estas ciudades no son incluidas en el modelo de vector autorregresivo de cada tipo de azúcar.

Para determinar qué modelo era el más indicado se realizaron pruebas para determinar el número de rezagos, así como pruebas de cointegración. En cuanto al número de rezagos, los criterios más confiables (HQIC y SBIC) indican un modelo con un solo rezago. El estadístico de traza señalo que no existían relaciones de cointegración entre los distintos mercados, lo cual puede deberse a que gracias a la desagregación de los datos y las distintas zonas geográficas, cada mercado tenga distinta estacionalidad y/o demanda en el corto plazo y por lo tanto, los precios no estén necesariamente cointegrados. Sin embargo, los p-value nos indican que hay 29 relaciones de cointegración, por lo tanto, en el cuadro 3 se reporta la significancia de dos de las dummies de colusión en el modelo VEC para cada central de abasto. Para ver las tablas completas con y sin dummies de colusión, véase los apéndices D y E.

La dummy que indica colusión del 1 de noviembre al 9 de diciembre de noviembre de 2013 es significativa al 10 % para 7 de las 18 centrales de abasto con datos para azúcar refinada. La dummy que abarca del 1 a 30 de noviembre es significativa solo para una central. En cuanto al azúcar estándar, la dummy de colusión que comprende el período de 39 días es significativa para 6 de las 31 centrales de abasto. La dummy de colusión del 1 al 30 de noviembre solo es significativa para 3 centrales. Si bien los coeficientes de las variables binarias de colusión no tienen una

interpretación económica directa, su significancia en algunas de las centrales sugiere que en esas centrales, los precios se comportaron de distinta manera en los días marcados por la Comisión como el período colusivo. Lamentablemente, la proporción de centrales de abasto para las que las dummies de colusión fueron significativas es muy baja, por lo tanto, no podemos obtener conclusiones sólidas de este modelo.

A ambos modelos VEC se les aplicaron pruebas de diagnóstico post estimación para comprobar que no hubiese correlación entre los errores, que estos se distribuyeran con normalidad y que el modelo fuera estable. Ambos pasaron las pruebas satisfactoriamente las dos primeras pruebas, indicando que no hay autocorrelación entre los errores y que estos se distribuyen con normalidad. Sin embargo, ambos fallaron la prueba de estabilidad, pues muchos de los eigen values estaban cerca de 1, lo cual sugiere que a) las relaciones de cointegración no son estacionarias como el modelo VEC lo supone o b) que las relaciones de cointegración especificadas en el modelo exceden las reales.

Ahora bien, debido a la irregularidad de los p-valores reportados y a que Stata sugirió la ausencia de relaciones de cointegración (véase apéndice C), también se realizaron estimaciones de un modelo VAR. En un inicio, el modelo que resultó de las pruebas sugería un VAR(1) con variables exógenas de estacionalidad y de factores externos que ya habían resultado significativos también en el modelo ARI. Sin embargo, al someter el modelo a pruebas de diagnóstico básicas, el modelo falló la prueba de autocorrelación de los errores.

La existencia de autocorrelación en los errores sugiere que el mejor modelo de vector autorregresivo para las series de precios es una especificación que incluya un elemento de media móvil que permita que los errores de períodos pasados afecten los precios de períodos posteriores. En consecuencia, se estimó un modelo VARMA(1,1) con variables exógenas estacionales y de otros factores que afectaban los precios, como los índices de precios del petróleo.

En términos generales, las estimaciones del modelo VARMAX(1,1) no son concluyentes, pues de forma similar al modelo VEC, las variables binarias que indican colusión son significativas para una baja proporción de las ecuaciones de las centrales de abasto. Los resultados completos de estas estimaciones pueden ser encontradas en el enlace del apéndice E.

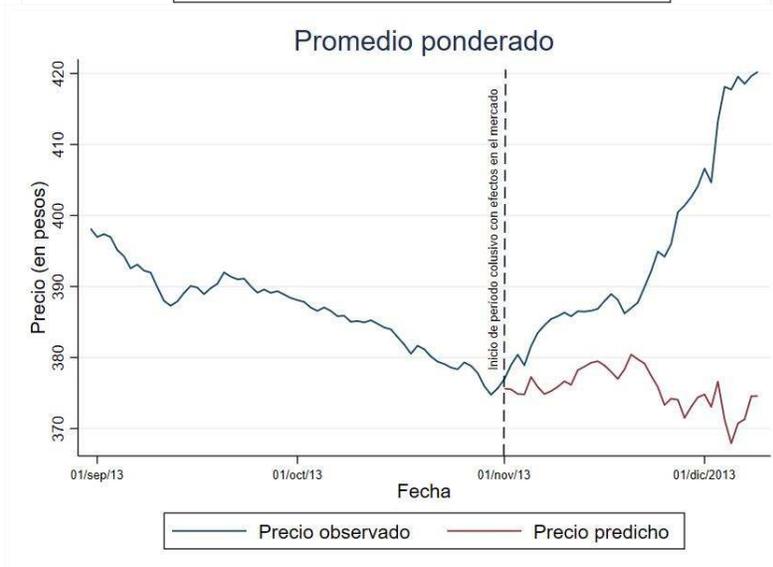
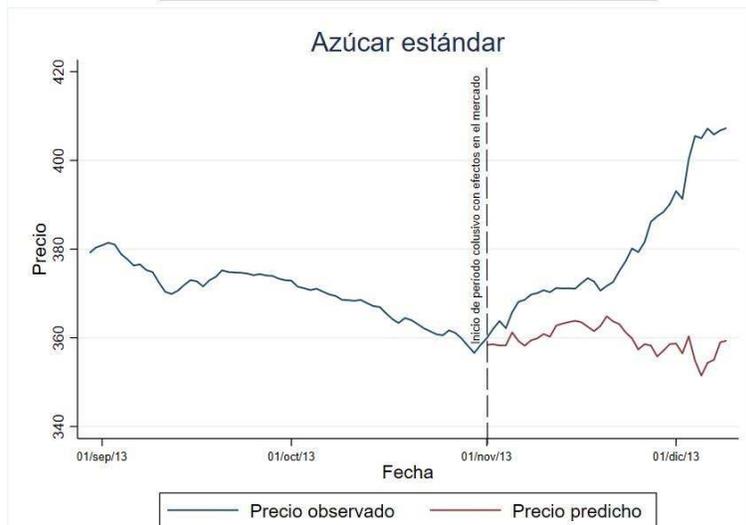
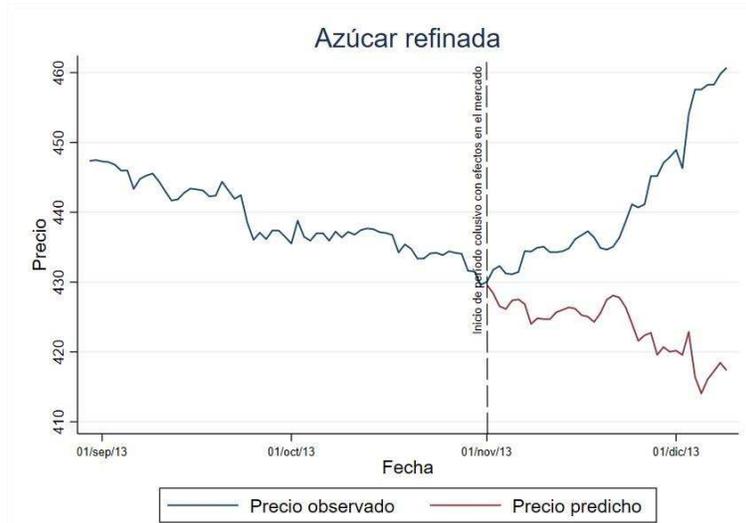
VEC															
Refinada						Estándar									
colusión1 (cofece): 39 días (del 1 de nov al 9 de dic)				colusión2: 30 días (del 1 al 30 de nov)				colusión1 (cofece): 39 días (del 1 de nov al 9 de dic)				colusión2: 30 días (del 1 al 30 de nov)			
VEC (en primeras dif)	coef	std error	p value	VEC (en primeras dif)	coef	std error	p value	VEC (en primeras dif)	coef	std error	p value	VEC (en primeras dif)	coef	std error	p value
aguascalientes2	1.174722	0.6414851	0.067	aguascalientes2	0.9935727	0.7182276	0.167	aguascalientes12	-1.703095	0.9393232	0.07	aguascalientes2	-0.3685914	1.015203	0.717
tijuana2	3.42208	1.650535	0.038	tijuana2	2.851278	1.848204	0.123	aguascalientes22	-1.417956	0.8340246	0.089	aguascalientes22	-1.9925	0.9001654	0.027
lapaz2	-0.7569221	1.191248	0.525	lapaz2	-0.3537921	1.333365	0.791	aguascalientes32	-0.2716293	0.9935095	0.785	aguascalientes32	-1.582202	1.072214	0.14
torreon2	0.1694029	0.6653967	0.799	torreon2	0.7300642	0.7445261	0.327	tijuana2	0.1240758	1.358557	0.927	tijuana2	0.0838982	1.464121	0.954
chihuahua2	-0.4573122	1.391128	0.742	chihuahua2	0.1657262	1.556992	0.915	lapaz2	0.936531	1.321964	0.71	lapaz2	0.5574846	1.427662	0.696
iztapalapa2	1.18557	0.7223501	0.101	iztapalapa2	0.5018739	0.8089192	0.535	sanpedro2	1.325581	0.8810055	0.132	sanpedro2	1.005343	0.9518112	0.291
franciscovilla2	1.989065	1.225131	0.104	franciscovilla2	0.6283691	1.372023	0.647	torreon2	0.1126	0.799	0.888	torreon2	0.4653126	0.8638402	0.59
guadalajara2	0.7146044	0.6848301	0.297	guadalajara2	0.2766173	0.7666462	0.718	colima2	0.6552191	1.058427	0.536	colima2	-0.4959042	1.143022	0.664
ecatepec2	1.27046	0.6849483	0.064	ecatepec2	2.212093	0.7655958	0.004	tuxtlag2	-0.3635067	1.089681	0.739	tuxtlag2	-0.4572027	1.176697	0.698
toluca2	1.631933	0.9759921	0.095	toluca2	1.765942	1.092428	0.106	chihuahua2	2.557519	1.46366	0.081	chihuahua2	-1.653423	1.581341	0.296
morelia2	1.035415	1.006147	0.303	morelia2	1.42352	1.125912	0.206	iztapalapa2	1.50525	0.6995356	0.031	iztapalapa2	1.594128	0.7554307	0.035
tepic2	0.7912322	1.534269	0.606	tepic2	1.10581	1.717083	0.52	franciscovilla2	-0.0944672	1.28004	0.941	franciscovilla2	-0.1317721	1.388744	0.924
guadalupe2	2.217432	0.9483498	0.019	guadalupe2	1.123569	1.062616	0.29	leon2	0.141887	0.9541558	0.882	leon2	-0.7446029	1.030191	0.47
estrella2				estrella2				acapulco2				acapulco2			
santacatarina2	1.184475	1.343533	0.378	santacatarina2	0.7092691	1.503897	0.637	pachuca2	0.9130271	1.592773	0.566	pachuca2	0.4282124	1.720115	0.803
puebla2	2.004242	0.935986	0.032	puebla2	0.6939736	1.048679	0.508	guadalajara2	0.4124167	1.049413	0.694	guadalajara2	0.6529084	1.133165	0.564
altamira2	1.350874	1.153256	0.241	altamira2	1.139472	1.29093	0.377	estrella2	0.601217	0.734857	0.413	estrella2	0.0807413	0.7936682	0.919
merida2	-3.478766	1.518834	0.022	merida2	-3.175066	1.700675	0.062	osaxaca2	1.382265	1.268338	0.276	osaxaca2	-0.6270235	1.369856	0.647
	1.379785	1.015889	0.174		1.672673	1.136879	0.141	puebla2	1.372883	1.174646	0.242	puebla2	1.084657	1.268672	0.393
								queretaro2	-0.0283122	1.196069	0.981	queretaro2	-0.3059702	1.291567	0.813
								chihuahua2	-0.8302506	0.8481693	0.328	chihuahua2	-0.8584505	0.9159201	0.349
								chihuahua2	-0.784103	0.6113928	0.2	chihuahua2	-0.7289399	0.6602949	0.27
								sanluis2	-5.251496	0.956406	0	sanluis2	-3.165738	1.038469	0.002
								culiacan2	0.7291597	1.081171	0.5	culiacan2	0.3654104	1.167608	0.754
								cdobregon2	-0.122533	1.442427	0.932	cdobregon2	-0.4143096	1.557562	0.79
								hermosillo2	0.3793222	0.9071185	0.676	hermosillo2	0.79	0.9795294	0.564
								reynosa2	-0.5720695	1.217953	0.639	reynosa2	-0.5640999	1.315221	0.668
								altamira2	-1.630097	1.248759	0.192	altamira2	-1.49581	1.348615	0.267
								minatitlan2	-0.0213938	0.7117623	0.976	minatitlan2	0.0129742	0.7686005	0.987
								malibran2	0.708426	1.016722	0.486	malibran2	0.9400984	1.097838	0.392
								xalapa2	-1.467697	0.9846152	0.136	xalapa2	-1.603654	1.063235	0.131
								pozarica2	-3.826475	1.177905	0.001	pozarica2	-3.710969	1.272657	0.004

**Cuadro 3.** Resultados de las estimaciones del modelo VEC para las dummies de colusión

## V. Estimación del sobreprecio

Una forma de dimensionar el daño que se le hizo a los consumidores como consecuencia de la colusión es estimar la diferencia entre el precio que el modelo econométrico predice y los precios observados durante los 39 días en los que el acuerdo colusivo tuvo efectos sobre el mercado. En la figura 3 se puede observar la evolución divergente entre los precios observados y los predichos

para cada tipo de azúcar.

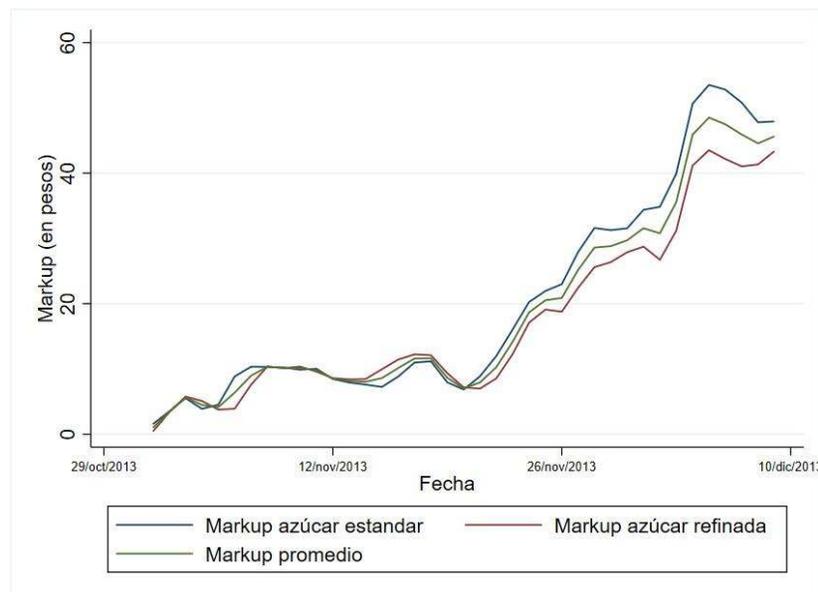


**Figura 3.** Precio diario observado y predicho.

De acuerdo con la resolución de la Comisión Federal de Competencia Económica, el acuerdo colusorio afectó 222,817.3 toneladas de azúcar, lo que traduce en 445,634.6 bultos de azúcar de 50 kilos. Si utilizamos los resultados del modelo autorregresivo (ARI), podemos calcular el sobreprecio con la siguiente fórmula:

$$\text{Sobreprecio} = \text{precio observado (SNIIM)} - \text{precio predicho}$$

La fórmula anterior da como resultado un sobreprecio promedio estimado por bulto para azúcar refinada de 17.49 pesos, mientras que para el de azúcar estándar es de 20.32 pesos. Lo anterior es consistente con el hallazgo de la COFECE, que en su estimación de daño reportó que en noviembre hubo un aumento de precios de 6.21 %, equivalente a 19.55 pesos. El total acumulado de sobreprecio por cada bulto de azúcar durante los 39 días es de 682.29 pesos para la azúcar refinada, de 746.19 para el promedio de ambos precios y de 792.63 para la estándar. Los estimados diarios del sobreprecio usando el estimado para cada tipo de azúcar y el promedio de ambas se pueden apreciar en la figura 4.



**Figura 4.** Diferencia diaria entre el precio observado y el precio predicho.

El resolutivo de la COFECE no desagrega la cantidad de toneladas afectadas por tipo de azúcar, por lo que a continuación se reporta el sobreprecio total usando el promedio entre ambos, el de la azúcar refinada y el de la estándar. Podemos observar en el cuadro 4 que el estimado de la COFECE cae dentro del rango de las estimaciones del modelo, es decir, se confirma la estimación de daño al mercado que presentó la Comisión.

	Sobreprecio por bulto	Sobreprecio por tonelada	Sobreprecio total
Promedio	19.13	382.6	85,249,898.98
Refinada	17.49	349.8	77,941,491.54
Estándar	20.32	406.4	90,552,950.72
COFECE	19.55	391	87,121,564.30

**Cuadro 4.** Sobreprecio total estimado

## VI. Conclusiones

La estimación de los daños causados a los y las consumidoras como resultado de prácticas anticompetitivas es de suma importancia para diversos fines. En primer lugar, es relevante para decidir el monto de la multa que los agentes económicos involucrados en dichas prácticas deben pagar. En segundo lugar, es indispensable para la evaluación costo-beneficio de las instituciones de competencia. En tercer lugar, es vital para dimensionar los efectos que estas prácticas tienen sobre los bolsillos de las personas, sobre todo de las más vulnerables. El cálculo del daño causado por la colusión en el mercado del azúcar es particularmente relevante en ese último aspecto, pues es un alimento consumido en mayor proporción por los hogares con menos recursos, ya sea forma directa o indirecta en productos elaborados con ella.

En este estudio, replicamos algunos de los pasos utilizados en análisis anteriores y obtuvimos resultados satisfactorios que guardan coherencia con los cálculos de la Comisión. Se estableció estadísticamente que durante los días en los que los agentes actuaron de forma colusorio, los precios a nivel nacional se vieron afectados. Se experimentó con modelos de vectores para explotar la riqueza de los datos proporcionados por el SNIIM, que, aunque no arrojaron estimaciones concluyentes, pueden y deben ser empleados en análisis posteriores en los que los datos lo permitan. Finalmente, la

estimación de daño a los mercados se ubicó en un rango entre los 77,921,491.54 pesos y los 90,552,950.72 pesos.

Por otro lado, el uso de métodos econométricos que emplean datos de los precios de los mercados ha demostrado ser una herramienta robusta y útil para ayudar a las instituciones de competencia a evaluar el impacto de sus acciones. Estas metodologías sin duda pueden ser utilizadas para la evaluación de prácticas colusorias que ya ocurrieron, pero también pueden llegar a ser un mecanismo de monitoreo de los mercados para detectar comportamientos sospechosos.

## APÉNDICE A. Estimaciones ARI sin dummies.

Refinada: ARI(21,1)			Estándar: ARI(16,1)			Promedio: ARI(11,1)					
Variable	Coficiente	P value	Desviación est.	Variable	Coficiente	P value	Desviación est.	Variable	Coficiente	P value	Desviación est.
otoño	0.3903396	0.067		feb	-0.7087621	0.025		feb	-0.6763816	0.014	0.2758368
L1	-1.037379	0		sep	0.8989465	0		sep	0.6995968	0	0.176033
L2	-0.9681202	0		WTI	-0.0652437	0.035		BRENT	0.0431816	0.052	0.0222463
L3	-0.8408957	0		BRENT	0.0890402	0.005		L1	-0.9279871	0	0.0151477
L4	-0.7461349	0		L1	-0.9217982	0		L2	-0.833057	0	0.0252853
L5	-0.6370581	0		L2	-0.8193848	0		L3	-0.6401702	0	0.0250185
L6	-0.542407	0		L3	-0.6308435	0		L4	-0.4934763	0	0.0242893
L7	-0.3117773	0		L4	-0.4620304	0		L5	-0.3552078	0	0.029914
L8	-0.2649966	0		L5	-0.3228472	0		L6	-0.2178937	0	0.0312632
L9	-0.2641744	0		L6	-0.178103	0		L7	0.2353882	0	0.030995
L10	-0.227945	0		L7	0.2422646	0		L8	0.205184	0	0.0329342
L11	-0.225506	0		L8	0.1853292	0		L9	0.0874716	0.006	0.0318438
L12	-0.1657403	0		L9	0.0547392	0.163		L10	0.0205582	0.432	0.0261771
L13	-0.1494251	0		L10	-0.0197861	0.602		L11	-0.0615917	0.002	0.0194162
L14	-0.0364825	0.421		L11	-0.1033707	0.004		constante	0.0008855	0.922	0.0090083
L15	-0.0644649	0.161		L12	-0.0504512	0.156					
L16	-0.112708	0.019		L13	-0.0440117	0.192					
L17	-0.1470365	0.001		L14	-0.0244975	0.445					
L18	-0.1552456	0		L15	0.0227953	0.433					
L19	-0.1441014	0		L16	-0.0084925	0.704					
L20	-0.1074722	0		constante	0.0010403						
L21	-0.0212595	0.289									
constante	0.000526	0.928									

**Cuadro 5.** Estimaciones de los modelos ARI

**APÉNDICE B. Pruebas de validez de los modelos ARI.**

<b>Pruebas de ruido blanco de los residuales</b>		
Correlograma	Número de lags	min p-value
Refinada	del 1 al 40	0.9375
Estándar	del 1 al 40	0.9537
Promedio	del 1 al 11	0.9427
<hr/>		
Bartlett	p-value	
Refinada	0.9954	
Estandar	0.9971	
Promedio	0.9676	
<hr/>		
Portmanteu	p-value	
Refinada	0.9669	
Estandar	0.9939	
Promedio	0.1027	

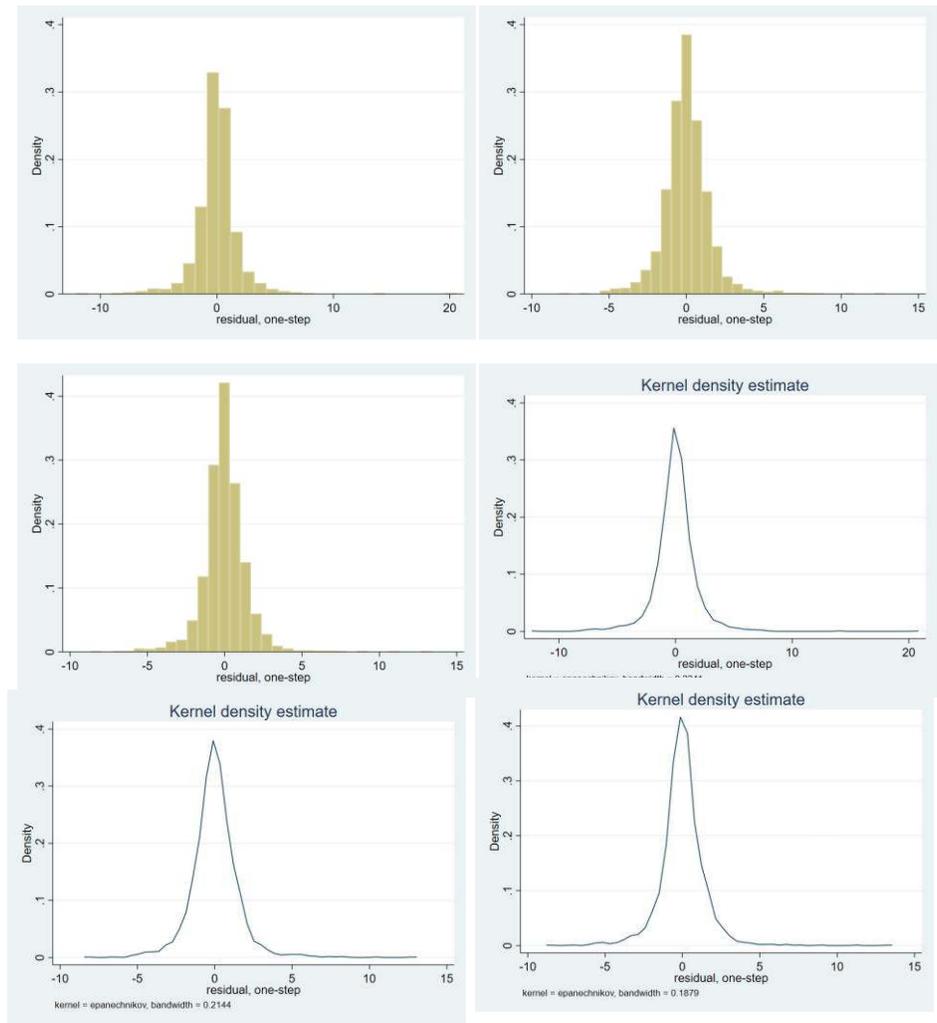
**Test de normalidad**

Test de Skewness y kurtosis

	p-value
Refinada	0
Estándar	0
Promedio	0

**Cuadro 6. Pruebas de validez de los modelos ARI.**

A pesar de que los p-values de las pruebas nos sugieren que los residuales no son normales, estas pruebas son muy sensibles a las variaciones en el tamaño de la muestra. En el caso de nuestra muestra, el número de observaciones es demasiado grande para considerar únicamente esas pruebas, por lo que incluimos evidencia gráfica que sugiere que los errores sí se distribuyen normalmente.



**Figura 5.** Histogramas y gráficas de densidad de Kernel de los residuales.

**Test de estacionariedad de los errores**

Augmented Dicky Fuller(24 lags)

	Estadístico t
Refinada	-1.985*
Estándar <sup>1</sup>	-1.557*
Promedio	-8.339*

\*significativo al menos al 10%

<sup>1</sup>test para hasta 23 lags

**Cuadro 7.** Test de estacionariedad de los errores de los modelos ARI.

**Apéndice C. Pruebas para ajustar del Modelo de Vector Autorregresivo.**

Tests para determinar rezagos								
Estándar								
Con hasta 8 lags								
lag	LL	LR	df	p value	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0		-234444			5.00E+71	253.076	253.11	253.169
1	-177297	110000	961	0	2.30E+45	192.432	193.523*	195.39*
2	-175612	3370.1	961	0	1.1e+45*	191.651*	193.797	197.474
3	-174767	1688.9	961	0	1.20E+45	191.777	194.979	200.464
4	-174062	1410.3*	961	0	1.60E+45	192.053	196.311	203.606
5	-173062	1279.9	961	0	2.30E+45	192.426	197.751	206.87
6	-172124	1876.8	961	0	2.40E+45	192.451	198.833	209.764
7	-171088	2071.2	961	0	2.30E+45	192.37	199.81	212.554
8	-169724	2728.4*	961	0	1.50E+45	191.934	200.432	214.988
Refinada								
Con hasta 8 lags								
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-149748				1.00E+48	161.647	161.667	161.7
1	-106047	87401	324	0	4.80E+27	114.829	115.205	115.849*
2	-105358	1379	324	0	3.3e+27*	114.434*	115.166*	116.42
3	-105082	551.11	324	0	3.40E+27	114.487	115.575	117.438
4	-104835	493.19*	324	0	3.70E+27	114.57	116.014	118.488
5	-104413	414.6	324	0	4.30E+27	114.712	116.515	119.604
6	-104203	419.16	324	0	4.90E+27	114.836	116.996	120.695
7	-103904	598.51	324	0	5.00E+27	114.862	117.379	121.69
8	-103351	1106.1*	324	0	3.90E+27	114.615	117.488	122.41

**Cuadro 8.** Test para determinar rezagos.

Test de Johansen de cointegración													
Estándar							Refinada						
Trend: constant			Number of obs =		1855		Trend: constant			Number of obs =		1855	
Sample: 3-Sep-11 - 30-Sep-16			Lags =		2		Sample: 3-Sep-11 - 30-Sep-16			Lags =		2	
rank	parms	maximum LL	eigenvalue	value	trace statistic	5% critical value	rank	parms	maximum LL	eigen value	trace statistic	5% critical value	
1	1053	-177776.99	0.34413	3994.2678	.	.	0	342	-106207.32	.	1494.1100*	.	
2	1112	-177587.02	0.1852	3614.3336	.	.	1	377	-106052.7	0.15355	1184.8731	.	
3	1169	-177413.13	0.17096	3266.5364	.	.	2	410	-105952.05	0.10284	983.5677	.	
4	1224	-177278.57	0.13504	2997.4246	.	.	3	441	-105885.35	0.06939	850.1639	.	
5	1277	-177145.54	0.13361	2731.3726	.	.	4	470	-105822.96	0.06505	725.383	.	
6	1328	-177016.5	0.12989	2473.2828	.	.	5	497	-105767.57	0.05797	614.6006	.	
7	1377	-176906.87	0.11148	2254.0212	.	.	6	522	-105713.3	0.05684	506.0551	.	
8	1424	-176801.11	0.10776	2042.5056	.	.	7	545	-105669.97	0.04564	419.4096	277.71	
9	1469	-176699.5	0.10376	1839.2864	.	.	8	566	-105630.74	0.04142	340.9412	233.13	
10	1512	-176608.35	0.09361	1656.9754	.	.	9	585	-105593.93	0.03891	267.3248	192.89	
11	1553	-176523.75	0.08717	1487.7898	.	.	10	602	-105565.96	0.02971	211.3807	156	
12	1592	-176449.34	0.07709	1338.9713	.	.	11	617	-105540.31	0.02727	160.0935	124.24	
13	1629	-176381.01	0.07103	1202.3019	.	.	12	630	-105517.86	0.02392	115.1874	94.15	
14	1664	-176314.01	0.06969	1068.2953	.	.	13	641	-105497.16	0.02207	73.7866	68.52	
15	1697	-176249.32	0.06736	938.9274	.	.	14	650	-105484.68	0.01337	48.8196	47.21	
16	1728	-176193.4	0.05851	827.082	.	.	15	657	-105473.73	0.01173	26.9226	29.68	
17	1757	-176139.96	0.05598	720.21	.	.	16	662	-105466.83	0.00741	13.123	15.41	
18	1784	-176089.82	0.05263	619.9189	.	.	17	665	-105461.49	0.00574	2.4366	3.76	
19	1809	-176045.98	0.04617	532.2379	.	.	18	666	-105460.27	0.00131	.	.	
20	1832	-176003.67	0.04459	447.6153	277.71	.							
21	1853	-175963.13	0.04277	366.5355	233.13	.							
22	1872	-175928.91	0.03621	298.1119	192.89	.							
23	1889	-175897.07	0.03375	234.4258	156	.							
24	1904	-175871.73	0.02695	183.7398	124.24	.							
25	1917	-175848.5	0.02474	137.2765	94.15	.							
26	1928	-175828.2	0.02165	96.6819	68.52	.							
27	1937	-175810.8	0.01859	61.8752	47.21	.							
28	1944	-175794.73	0.01717	29.7413	29.68	.							
29	1949	-175786.24	0.00911	12.7584	15.41	.							
30	1952	-175780.12	0.00657	0.5297	3.76	.							
31	1953	-175779.86	0.00029	.	.	.							

**Cuadro 9.** Test de Johansen.

## APÉNDICE D. Resultados y pruebas de diagnóstico del modelo VEC.

Link a los resultados completos del modelo VEC: [Click aquí](#)

### Pruebas de diagnóstico

Estándar				Refinada			
Para ver autocorrelación de los errores				Para ver autocorrelación de los errores			
Lagrange-multiplier test				Lagrange-multiplier test			
lag	chi2	df	Prob >chi2	lag	chi2	df	Prob >chi2
1	2.10E+03	961	0	1	520.2516	324	0
2	2.10E+03	961	0	2	520.2516	324	0
H0: no autocorrelation at lag order				H0: no autocorrelation at lag order			

Para ver normalidad de los errores				Para ver normalidad de los errores			
Jarque-Bera test				Jarque-Bera test			
Equation	chi2	df	Prob >chi2	Equation	chi2	df	Prob >chi
Daguascalientes12	9.40E+04	2	0	Daguascalientes2	1.10E+05	2	0
Daguascalientes22	1.60E+04	2	0	Dtijuana2	1.20E+05	2	0
Daguascalientes32	1.60E+04	2	0	Dlapaz2	1.10E+06	2	0
Dtijuana2	1.00E+05	2	0	Dtorreon2	1.80E+05	2	0
Dlapaz2	6.30E+05	2	0	Dchihuahua2	1.00E+05	2	0
Dsanpedro2	4.40E+05	2	0	Diztapalapa2	3.40E+04	2	0
Dtorreon2	5.30E+04	2	0	Dfranciscovilla2	1.10E+05	2	0
Dcolima2	1.30E+05	2	0	Dguadalajara2	7.90E+05	2	0
Dtuxtlag2	9587.752	2	0	Decatepec2	5.60E+04	2	0
Dchihuahua2	3.70E+04	2	0	Dtoluca2	1.70E+04	2	0
Diztapalapa2	1.30E+04	2	0	Dmorelia2	2.00E+05	2	0
Dfranciscovilla2	1.90E+05	2	0	Dtepic2	2.40E+06	2	0
Dleon2	9364.355	2	0	Dguadalupe2	1.70E+05	2	0
Dacapulco2	1.10E+05	2	0	Destrella2	4581.805	2	0

Dpachuca2	2.20E+05	2	0	Dsantacatarina2	6.30E+04	2	0
D <sub>g</sub> uadalajara2	1.70E+04	2	0	Dpuebla2	9.00E+05	2	0
Destrella2	8805.293	2	0	Daltamira2	1.50E+05	2	0
Doaxaca2	1.60E+04	2	0	Dmerida2	2.40E+05	2	0
Dpuebla2	2.90E+06	2	0	ALL	6.80E+06	36	0
Dqueretaro2	7.40E+04	2	0				
Dchetumal2	1.20E+06	2	0				
Dsanluis2	4.70E+04	2	0				
Dculiacan2	1.80E+05	2	0				
Dcdobregon2	7.40E+05	2	0				
Dhermosillo2	1.20E+06	2	0				
Dreynosa2	3.40E+04	2	0				
Daltamira2	5.10E+05	2	0				
Dminatitlan2	3.70E+04	2	0				
Dmalibran2	2.10E+04	2	0				
Dxalapa2	2.60E+04	2	0				
Dpozarica2	2.10E+04	2	0				
ALL	9.10E+06	62	0				

Estándar			Refinada	
Para revisar estabilidad del modelo			Para revisar estabilidad del modelo	
Eigenvalue stability condition			Eigenvalue stability condition	
	Eigenvalue	Modulus	Eigenvalue	Modulus
	1	1	1	1
	1	1	0.9958341	0.995834
	0.9856505	0.985651	.9835609 + .0038253i	0.983568
	.970916 + .01991581i	0.97112	.9835609 - .0038253i	0.983568
	.970916 - .01991581i	0.97112	0.982675	0.982675
	.9608651 + .00494828i	0.960878	0.971648	0.971648
	.9608651 - .00494828i	0.960878	.9594194 + .02507767i	0.959747
	.9497825 + .02195864i	0.950036	.9594194 - .02507767i	0.959747
	.9497825 - .02195864i	0.950036	.9487391 + .00474469i	0.948751
	.9380141 + .03940235i	0.938841	.9487391 - .00474469i	0.948751
	.9380141 - .03940235i	0.938841	.9391781 + .02000409i	0.939391
	.9281586 + .00837592i	0.928196	.9391781 - .02000409i	0.939391
	.9281586 - .00837592i	0.928196	0.9110067	0.911007
	.9169207 + .00574411i	0.916939	.8965911 + .01921074i	0.896797
	.9169207 - .00574411i	0.916939	.8965911 - .01921074i	0.896797
	.9013765 + .02101031i	0.901621	.892391 + .00966564i	0.892443
	.9013765 - .02101031i	0.901621	.892391 - .00966564i	0.892443
	.8938492 + .03577363i	0.894565	0.8256769	0.825677
	.8938492 - .03577363i	0.894565	-.2708869 + .01294011i	0.271196
	.8898365 + .06462827i	0.89218	-.2708869 - .01294011i	0.271196

.8898365 - .06462827i	0.89218	-.2165735 + .04042798i	0.220315
.8631659 + .03260835i	0.863782	-.2165735 - .04042798i	0.220315
.8631659 - .03260835i	0.863782	-.2088249 + .06817786i	0.219673
	0.8383542	-.2088249 - .06817786i	0.219673
	0.817865	-.1758663 + .08708978i	0.196249
.8164898 + .03848305i	0.817396	-.1758663 - .08708978i	0.196249
.8164898 - .03848305i	0.817396		-0.183296
	0.80077	.1246777 + .04969638i	0.134217
.7470445 + .02440264i	0.747443	.1246777 - .04969638i	0.134217
.7470445 - .02440264i	0.747443	-.09981875 + .038236i	0.106891
	0.6736981	-.09981875 - .038236i	0.106891
	-0.3195265	-.06128892 + .04838866i	0.078088
-.2575889 + .1182949i	0.283453	-.06128892 - .04838866i	0.078088
-.2575889 - .1182949i	0.283453	-.00535084 + .03031394i	0.030783
-.1581809 + .2329667i	0.281593	-.00535084 - .03031394i	0.030783
-.1581809 - .2329667i	0.281593		0.01836492
-.2709012 + .02072666i	0.271693		
-.2709012 - .02072666i	0.271693		
-.1886539 + .1362767i	0.232726		
-.1886539 - .1362767i	0.232726		
-.2241413 + .00256357i	0.224156		
-.2241413 - .00256357i	0.224156		
-.120973 + .1812654i	0.217926		
-.120973 - .1812654i	0.217926		
-.1979689 + .06728213i	0.20909		
-.1979689 - .06728213i	0.20909		

The VECM specification imposes a unit modulus

	-.1954783	0.195478
	-.1567973	0.156797
.00905176 + .1491766i		0.149451
.00905176 - .1491766i		0.149451
-.09806314 + .1101625i		0.147486
-.09806314 - .1101625i		0.147486
-.1073846 + .04479351i		0.116353
-.1073846 - .04479351i		0.116353
	0.1130313	0.113031
.07295474 + .06529789i		0.097909
.07295474 - .06529789i		0.097909
-.07241516 + .00981156i		0.073077
-.07241516 - .00981156i		0.073077
-.02427972 + .04154272i		0.048118
-.02427972 - .04154272i		0.048118
	0.03628371	0.036284

The VECM specification imposes 30 unit moduli

### Cuadro 10. Pruebas de diagnóstico VEC.

## APÉNDICE E. Resultados de los modelos VEC y VARMAX con dummies de colusión

Link a los resultados de los modelos con dummies de colusión: [Click aquí](#)

## Referencias

- Aradillas López, Andrés. «Evaluación del impacto de una práctica colusiva en el mercado de autotransporte de carga en México.» 2015. Disponible en:  
[https://www.cofece.mx/cofece/phocadownload/PlaneacionE/cofece\\_evaluacion\\_mercado\\_de\\_autotransporte\\_de\\_carga.pdf](https://www.cofece.mx/cofece/phocadownload/PlaneacionE/cofece_evaluacion_mercado_de_autotransporte_de_carga.pdf)
- Castañeda Sabido, Alejandro Ildefonso, Oscar Martínez Quintero, y Daniel Ruiz Pérez. «La fijación de precios de reventa únicos por los editores de libros». *El Trimestre Económico* 86, n.º 341 (10 de enero de 2019): 5. <https://doi.org/10.20430/ete.v86i341.835>.
- CEDRSSA. *Análisis de la producción y el mercado azucarero en México*. Reporte, Centro de Estudios para el Desarrollo Rural Sustentable y la Soberanía Alimentaria, 2014. Disponible en:  
[http://www.cedrssa.gob.mx/files/b/13/1Produccion%20mercado%20azucarero%20en%20Mexico%2022-01-2013\(1\).pdf](http://www.cedrssa.gob.mx/files/b/13/1Produccion%20mercado%20azucarero%20en%20Mexico%2022-01-2013(1).pdf)
- Comisión Federal de Competencia Económica. «Análisis de Caso. Colusión para manipular el precio y restringir la venta de azúcar.» Análisis de Caso, 2016. Disponible en:  
<https://www.cofece.mx/cofece/images/Promocion/Historias/AZUCARv4online.pdf>
- Comisión Federal de Competencia Económica. «Evaluación ex ante de una práctica monopólica absoluta en el mercado de producción, distribución y comercialización de azúcar en territorio nacional.» Evaluación ex ante, 2016. Disponible en:  
<https://www.cofece.mx/cofece/phocadownload/PlaneacionE/ex-ante-azucar-9dic16.pdf>
- CONADESUCA. *Metodología del Precio Nacional de Azúcar Estándar al Mayoreo*. Comité Nacional para el Desarrollo Sustentable de la Caña de Azúcar, 2010. Disponible en:  
<http://conadesuca.gob.mx/politica%20comercial/METODOLOGO%20DEL%20PRECIO%20NACIONAL%20DE%20AZUCAR%20ESTANDAR%20AL%20MAYOREO.pdf>
- Jaimés Jaimés, Suhawn Alexis. «Impacto de los precios y márgenes de comercialización sobre el consumo de azúcar en México periodo 2000-2014.» Universidad Autónoma del Estado de México, agosto de 2018. Disponible en:  
<http://ri.uaemex.mx/bitstream/handle/20.500.11799/95317/TESIS%20SUHAWN%20ALEXIS%20JAIMES%20JAIMES.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación . «Diario Oficial de la Federación .» *DECRETO por el que se expide la Ley de Desarrollo Sustentable de la Caña de Azúcar*. 22 de agosto de 2005. Disponible en:  
[https://www.dof.gob.mx/nota\\_detalle.php?codigo=2089830&fecha=22/08/2005](https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=2089830&fecha=22/08/2005)

**Índice de cuadros**

Cuadro 1. Estadísticos de la prueba Dicky-Fuller .....	11
Cuadro 2. Estimaciones del modelo ARI con dummies de colusión .....	17
Cuadro 3. Resultados de las estimaciones del modelo VEC para las dummies de colusión ...	20
Cuadro 4. Sobreprecio total estimado .....	23
Cuadro 5. Estimaciones de los modelos ARI .....	25
Cuadro 6. Pruebas de validez de los modelos ARI .....	26
Cuadro 7. Test de estacionariedad de los errores de los modelos ARI .....	27
Cuadro 8. Test para determinar rezagos .....	28
Cuadro 9. Test de Johansen .....	29
Cuadro 10. Pruebas de diagnóstico VEC .....	30

**Índice de gráficas**

Figura 1. Precios diarios de azúcar SNIIM.....	10
Figura 2. Primeras diferencias del precio diario del azúcar.....	11
Figura 3. Precio diario observado y predicho .....	21
Figura 4. Diferencia diaria entre el precio observado y el precio predicho .....	22
Figura 5. Histogramas y gráficas de densidad de Kernel de los residuales .....	27