



EFFECTO DE LOS PRECIOS DE LA ALTA FRUCTOSA EN EL AZÚCAR DE CAÑA MEXICANA

EFFECT OF HIGH FRUCTOSE PRICES ON MEXICAN CANE SUGAR

Samuel Luis-Rojas y Roberto Carlos García-Sánchez*

Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo, Posgrado en Economía, Montecillo, Texcoco, Estado de México, México.

*Autor de correspondencia (rcgarcia@colpos.mx)

RESUMEN

El sistema producto de la caña de azúcar representa una actividad económica importante en México. El azúcar es el principal producto de esta agroindustria, generando 500 mil empleos directos y 2.4 millones de indirectos en zonas rurales de 267 municipios de México. Los objetivos de este estudio fueron calcular el índice estacional de los precios mensuales al mayoreo del azúcar de caña estándar en México (PMMA), y evaluar la causa-efecto (temporal o permanente) de los precios promedio anuales al mayoreo del jarabe de maíz de alta fructosa puesto en México (PAMJ) en los precios promedio anuales al mayoreo del azúcar de caña estándar en México (PAMA). La metodología del porcentaje medio fue usada para los PMMA y la de vectores autorregresivos (VAR) para los PAMJ y PAMA, con datos del periodo 1994 a 2023 para las tres variables. Los PMMA fluctuaron alrededor de 10 %, con precios altos entre julio y diciembre. Los parámetros del modelo VAR se estimaron con el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en EViews®. El modelo estimado indica que ante un incremento de los PAMA en México, los PAMJ disminuyen a partir del segundo año, con efectos temporales en los siguientes periodos. La prueba de Wald de causalidad/exogeneidad de bloques de VAR Granger indicó que la serie PAMJ no causa en el sentido de Granger a la variable PAMA y viceversa. Se concluye que los PMMA presentan estacionalidad de precios altos de julio a diciembre y el modelo VAR demostró que los PAMJ no impactan de manera positiva y temporal en los PAMA; es decir, el comportamiento de los PAMJ no ejerce efectos de manera significativa como factor externo en la conformación de los PAMA.

Palabras clave: Edulcorantes, modelos VAR, planeación agrícola, series de tiempo, volatilidad de precios.

SUMMARY

The sugarcane product system represents a significant economic activity in Mexico. Sugar is the primary product of this agro-industry, generating between 500,000 direct and 2.4 million indirect jobs in rural areas across 267 municipalities in Mexico. The objectives of this study were to calculate the seasonal index for the monthly wholesale prices of standard cane sugar in Mexico (MWPS), and to assess the cause-effect relationship (temporary or permanent) between the average annual wholesale price of high-fructose corn syrup placed in Mexico (AWPS) on the average annual wholesale prices of standard cane sugar in Mexico (AWPCS). The mean percentage methodology was employed for MWPS, while vector autoregression (VAR) was utilized for AWPS and AWPCS, with data from the period 1994 to 2023 for all three variables. MWPS fluctuated around 10 %, with high prices between July and

December. Parameters of VAR model were estimated using the ordinary least squares (OLS) method in EViews®. The estimated model indicates that with an increase in AWPCS in Mexico, the AWPS decrease from the second year, with temporary effects in subsequent periods. The Wald test of causality/exogeneity of VAR Granger blocks indicated that the AWPS series does not cause in the Granger sense to the AWPCS variable and vice versa. It is concluded that the MWPS exhibit high price seasonality from July to December, and the VAR model demonstrates that PAMJ do not have a positive and temporary impact on PAMA. That is, the behavior of AWPS does not exert significant effects as an external factor in the conformation of AWPCS.

Index words: Agricultural planning, price volatility, sweeteners, time series, VAR models.

INTRODUCCIÓN

La industria de la caña de azúcar representa una importante actividad económica en México, se estima que para el año 2023 generó un valor de 52 mil millones de pesos mexicanos. Ese año, se cultivaron más de 854 mil hectáreas de caña de azúcar en 267 municipios de 15 entidades federativas de México. Esta industria generó aproximadamente 500 mil empleos directos y 2.4 millones de indirectos en zonas rurales de México (SIAP, 2024).

De la agroindustria de la caña se obtiene el azúcar estándar, la cual se define como un producto sólido derivado de la caña de azúcar, constituido esencialmente por cristales sueltos de sacarosa, en una concentración de 99.4 % de polarización y se obtiene mediante un proceso similar al utilizado para producir azúcar crudo (mascabado), aplicando variantes en las etapas de clarificación y centrifugación, con el fin de conseguir la calidad del producto deseada (CONADESUCA, 2022).

La aparición y producción de nuevos edulcorantes ha limitado cada vez más el consumo de azúcar de caña, que fue el endulzante natural más utilizado en el mundo hasta mediados del siglo XX, y prácticamente no tenía

competencia (Santillán *et al.*, 2017). Esto ha originado en el sector alimentario de México que el consumo de azúcar sea sustituido por otros edulcorantes, como los jarabes de maíz de alta fructosa (JMAF), edulcorantes de alta intensidad, y por los que contienen aspartame, sucralosa y ciclamato, desplazando al azúcar de caña en un segmento importante de mercado, pues los precios competitivos que caracterizan al JMAF se consideran como el sustituto perfecto para endulzar los alimentos (García-Salazar *et al.*, 2021).

En la década de 1970 el consumo *per cápita* de azúcar era de 42 kg anuales (Santillán *et al.*, 2017) y para el año 2023 fue de 32.4, por lo que el consumo de azúcar tiende a la baja, mientras que para el periodo de 1970 a 2017 el consumo industrial de azúcar se redujo de 26 a 22 kg *per cápita* por la sustitución del azúcar de caña por JMAF, haciendo que este edulcorante sea cada vez más importante en el mercado (Santillán *et al.*, 2017).

Desde la década de los 1990s, la importación de jarabes fructosados a México, provienen de los Estados Unidos de América (EUA) y de Canadá. La venta de éstos se ha incrementado, ubicando a México como el país con mayor dependencia, generando una guerra comercial entre la industria del azúcar de caña y los edulcorantes entre México y EUA (CEFP, 2005).

El estudio tuvo por objetivos calcular el índice estacional de los precios mensuales al mayoreo del azúcar de caña estándar en México (PMMA), y evaluar la causa-efecto (temporal o permanente) de los precios promedio anuales al mayoreo del jarabe de maíz de alta fructosa puesto en México (PAMJ) sobre los precios promedio anuales al mayoreo del azúcar de caña estándar en México (PAMA) mediante un modelo de vectores autorregresivos (VAR). Las hipótesis planteadas fueron que los PMMA presentan variaciones estacionales marcadas al alza en el periodo de julio-diciembre y los PAMJ impactan de manera inmediata y negativa en los PAMA; la magnitud de este efecto se presenta de manera temporal y ejerce influencia en el incremento de los PAMA.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se utilizaron tres series de precios expresadas en pesos mexicanos (MXN) kg⁻¹, una mensual y dos anuales de 1994 a 2023. Las series PMMA y PAMA se obtuvieron del Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados (SNIIM, 2023) y de la Cámara Nacional de las Industrias Azucarera y Alcohólica (CNIAA, 2023). La serie PAMJ se obtuvo del reporte de mercados del medio oeste de los EUA (USDA, 2023) y se utilizó el tipo de cambio MXN por dólar EUA FIX emitido por el Banco

de México (BANXICO, 2023).

Para estimar las fluctuaciones de precios provocadas por la estacionalidad de los PMMA se consideró un periodo de 29 años ($\alpha = 1, 2 \dots m$) y 12 meses en cada año ($t = 1, 2 \dots n$).

Se obtuvieron los precios reales mensuales (Ecuación 1). Se calculó el precio promedio de las observaciones reales mensuales de cada año (Ecuación 2). Se calcularon los precios relativos, los que se obtienen dividiendo el precio real del mes t en el año α entre el precio promedio del año α calculado en la Ecuación 2, multiplicado por 100 (Ecuación 3) (Martínez y García, 2020). El índice estacional mensual (IE_t) se realizó mediante el método del porcentaje medio y se obtuvo con la Ecuación 4.

$$PRMMA_{\alpha t} = \left(\frac{PMMA_{\alpha t}}{INPC_{\alpha t}} \right) \times 100 \quad \text{Ecuación 1)}$$

$$\overline{PRMMA}_{\alpha} = \frac{\sum_{t=1}^n PRMMA_{\alpha t}}{n} \quad \text{Ecuación 2)}$$

$$PRe_{\alpha t} = \left(\frac{PRMMA_{\alpha t}}{\overline{PRMMA}_{\alpha}} \right) \times 100 \quad \text{Ecuación 3)}$$

$$IE_t = \frac{\sum_{\alpha=1}^m PRe_{\alpha t}}{m} \quad \text{Ecuación 4)}$$

Donde para el mes t del año α : $PRMMA_{\alpha t}$ = precio real al mayoreo del azúcar de caña estándar en México, $PMMA_{\alpha t}$ = precio al mayoreo del azúcar de caña estándar en México, $INPC_{\alpha t}$ = índice nacional de precios al consumidor base 2da quincena de julio de 2018 (INEGI, 2024), $\overline{PRMMA}_{\alpha}$ = precio promedio real al mayoreo del azúcar de caña estándar en México, $PRe_{\alpha t}$ = precio relativo real al mayoreo del azúcar estándar en México, IE_t = índice estacional del precio real al mayoreo del azúcar estándar en México.

El vector autorregresivo (VAR) es un modelo de regresión que puede considerarse como un híbrido entre los modelos univariados de series de tiempo (Akkaya, 2021).

Utilizar la metodología de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en los modelos VAR es válido, puesto que los vectores autorregresivos no contemplan la relación contemporánea, y parten del supuesto que todas las variables son consideradas endógenas, sin restricciones, y que equivale a un modelo econométrico de series de tiempo en su forma reducida de la siguiente manera:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^n \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_{j+1} x_{t-j} + \varepsilon_t$$

Donde: vector de variables endógenas actuales, $\Phi_i y_{t-i}$ es el efecto i -ésimo rezago de las variables endógenas, $\beta_{j+1} x_{t-j}$ es el efecto j -ésimo rezago de las variables exógenas, c es una constante y ε_t es el error aleatorio

Si existen n series de tiempo y existe una relación implícita entre ellas, entonces la forma matricial donde hay p rezagos, el VAR(p) se representa como:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-n+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ \vdots \\ c_n \end{bmatrix} + \begin{pmatrix} \Phi_1 & \Phi_2 & \dots & \Phi_{n-1} & \Phi_n \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-n+1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_{t-1} \\ \vdots \\ \beta_{t-n+1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ x_{t-1} \\ \vdots \\ x_{t-n+1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

Donde el vector ampliado $nx1$ de variables endógenas en el tiempo t es $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt})'$, el vector de la constante ampliada $nx1$ (puede ser solo c_1 , en muchos casos) es $c_t = (c_{1t}, c_{2t}, \dots, c_{nt})'$, a la matriz de transición $n \times m$ de coeficientes de las variables exógenas para cada rezago j se le renombra como $\Phi_j = (\Phi_{1j}, \Phi_{2j}, \dots, \Phi_{mj})'$, el vector ampliado $nx1$ de variables endógenas rezagadas en el tiempo $t - n + 1$ es $y_{t-n+1} = (y_{1,t-n+1}, y_{2,t-n+1}, \dots, y_{m,t-n+1})'$, el vector de coeficientes de respuesta a las variables exógenas es $\beta_t = (\beta_{1t}, \beta_{2t}, \dots, \beta_{nt})'$, el vector $mx1$ de variables exógenas es $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{mt})'$, y el vector $mx1$ de innovaciones se nombra como $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{mt})'$, con estructura de ruido blanco que se supone $\varepsilon_t \sim N(0, \delta^2)$ (Nicholson *et al.*, 2017).

El vector autorregresivo de orden tres (VAR(3)) a estimar en su forma reducida es:

$$\begin{bmatrix} PAMA \\ PAMJ \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} \alpha_{PAMA} \\ \alpha_{PAMJ} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta^1_{11} & \theta^1_{12} \\ \theta^1_{21} & \theta^1_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PAMA \\ PAMJ \end{bmatrix}_{t-1} + \begin{bmatrix} \theta^2_{11} & \theta^2_{12} \\ \theta^2_{21} & \theta^2_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PAMA \\ PAMJ \end{bmatrix}_{t-2} + \begin{bmatrix} \theta^3_{11} & \theta^3_{12} \\ \theta^3_{21} & \theta^3_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PAMA \\ PAMJ \end{bmatrix}_{t-3} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{PAMA} \\ \varepsilon_{PAMJ} \end{bmatrix}_t$$

Donde: PAMA = precios promedio anuales del azúcar de caña estándar, PAMJ = precios promedio anuales al mayoreo de jarabe de maíz de alta fructosa, ε = error aleatorio.

Se utilizó EViews versión 10.0. (IHS Global, 2017) para el tratamiento y análisis de las series de tiempo. Con la metodología de vectores autorregresivos se estimó el modelo de las series PAMA y PAMJ del periodo 1994-2023, que consiste en la identificación de las series a estudiar, especificación y estimación de los parámetros del modelo VAR, verificación de supuestos y predicción o análisis de los resultados (Sims, 1980).

Para modelar un VAR económico es necesario que las

series sean estacionarias en media (no existe tendencia) y varianza constante a través del tiempo, esta condición se cumple con frecuencia a través de la primera diferencia ($d = 1$) para obtener estacionariedad en media y con la transformación en logaritmo natural a menudo se logra la estacionariedad en varianza (Luis-Rojas *et al.*, 2023).

Se asume que las variables PAMJ y PAMA son endógenas, por lo que cada una de ellas funge como variable dependiente de una ecuación que contiene k valores rezagados de ellas mismas, así como del resto de las variables (Gurrola y Loera, 2018). Se utiliza el criterio de información Akaike (AIC) y el criterio bayesiano de Shwartz (SBC) para elegir los rezagos del mejor modelo parsimonioso (Pulido y Pérez, 2001). Los valores de AIC y el SBC más bajos indican un mejor ajuste en el modelo.

Se busca que los residuales estén distribuidos de forma aleatoria alrededor de cero sin mostrar ningún patrón o tendencia. Este es un indicador de una distribución normal con valores puramente aleatorios. Se demuestra a través de las pruebas de normalidad, correlación serial y heterocedasticidad multivariada (Moffat y Akpan, 2019). Con el apoyo del análisis gráfico se identificó que el modelo sea estable, para continuar con las pruebas de impulso respuesta y descomposición de varianza.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Variación e índice estacional (IE) del precio del azúcar

La serie de los PMMA presenta una marcada variación estacional a lo largo del periodo de estudio. Los precios oscilaron en promedio $\pm 10\%$, esto se debe al periodo de cosecha de la caña de azúcar, que en México comienza en noviembre y termina en julio del año siguiente (SADER, 2023). Esto genera volatilidad por las circunstancias climáticas de la zafra y factores aleatorios propios del análisis de series de tiempo (Figura 1A).

El IE muestra la variación porcentual del componente estacional. Se encontró que el IE alcanza sus valores máximos en los meses de julio (100.7%), agosto (102.2%), septiembre (105.2%), octubre (104.1%), noviembre (102.3%) y diciembre (100.5%). Estos valores son muy similares a los obtenidos por Ramos-Sandoval *et al.* (2018), quienes encontraron la existencia de un fuerte componente estacional que registra su mayor valor en octubre (104.7%), noviembre (101.7%), agosto (105.7%) y septiembre (112.08%), valores que coinciden con el inicio y término de los ciclos azucareros (Figura 1B).

Debido a que se encontró que las series PAMA y PAMJ presentan tendencia y variabilidad, se aplicó la

primera diferencia ($d = 1$) en ambas series para obtener estacionariedad en media. Se transformaron las series en logaritmos naturales para conseguir la estacionariedad en varianza, renombrando las series como DLPAMA y DLPAMJ. Ambas series presentan estacionariedad con la presencia de datos aberrantes en agosto de 2009 para la serie DLPAMA, y junio, julio, diciembre de 1994 y diciembre de 2023 para la serie DLPAMJ (Figura 2A y 2B).

Estimación del modelo de vectores autorregresivos

Después de determinar que ambas series son

estacionarias en media y varianza, se estimó el modelo VAR inicial. A través de la prueba de rezagos óptimos se eligió el número de éstos, pues al incluir demasiados rezagos sobreparametriza el modelo, consume grados de libertad y ocasiona problemas de multicolinealidad; caso contrario, incluir pocos rezagos puede ocasionar errores en la especificación del modelo (Gurrola y Loera, 2018). Los resultados de dicha prueba muestran que el mejor modelo es un VAR de orden tres, considerando tres variables dicótomas para los años 2003, 2004 y 2007, pues se detectó que en dichos años hubo situaciones externas que alteraron el precio de ambos edulcorantes. Como se

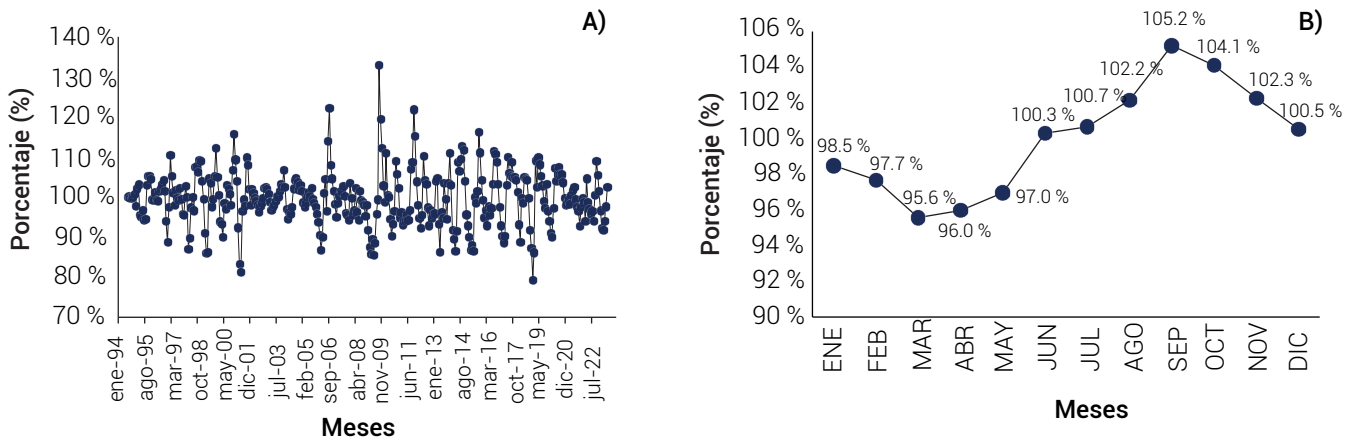


Figura 1. Gráficos de las series de estudio. A) variación estacional de la serie original PRMMA (%) 1994-2023, B) índice estacional de la serie PRMMA (%) 1994-2023. Preparación de las series de tiempo. Fuente: Elaboración propia con datos de SNIIM (2023).

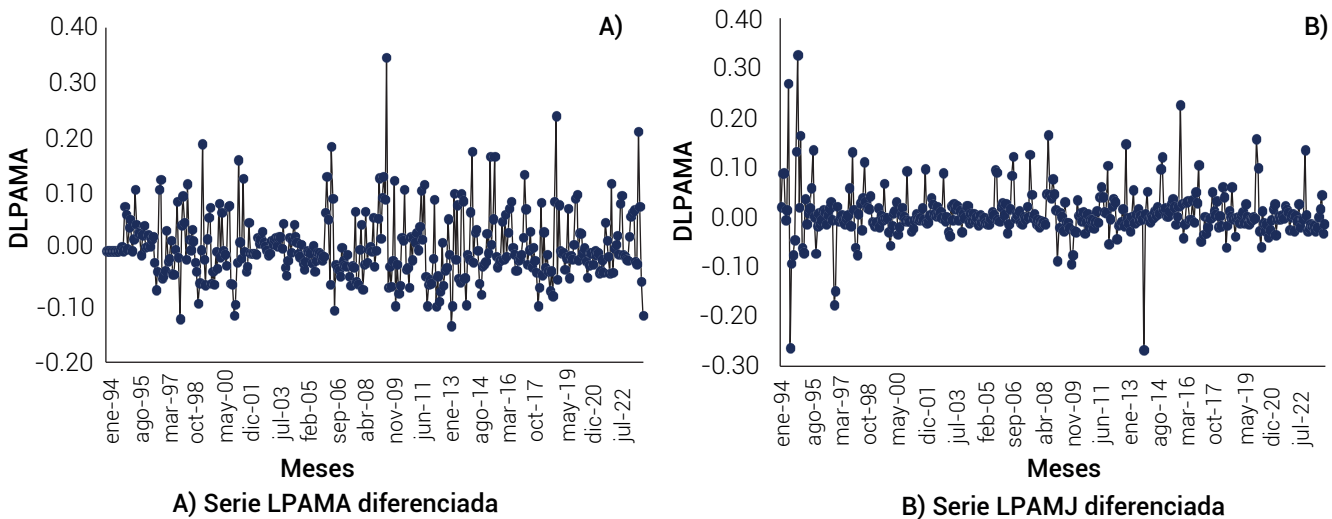


Figura 2. Gráficos de las series de estudio. A) serie DLPAMA diferenciada transformada con logaritmos naturales y sin tendencia aparente, B) serie DLPAMJ diferenciada transformada con logaritmos naturales y sin tendencia. Fuente: Elaboración propia con datos de SNIIM y USDA (2023).

trata de series cortas, el utilizar más de cuatro rezagos no es factible, aunque el criterio de rezagos óptimos así lo indique (Cuadro 1).

Pruebas de especificación en el modelo VAR

Interpretar los coeficientes del modelo VAR según la teoría económica resulta difícil, esta interpretación se traslada al estudio de las interacciones dinámicas de diferentes tipos de perturbaciones (Trujillo, 2010). Los análisis se trasladan al comportamiento de las funciones impulso-respuesta y de la descomposición de la varianza, a fin de realizar evaluación de políticas y el análisis del poder predictivo del sistema; sin embargo, se requiere aplicar las pruebas de diagnóstico a los errores del modelo.

Estimado el VAR (3), se realizaron las pruebas de normalidad a los residuales. Se encontró que los residuos de las tres variables (PAMA, PAMJ y componente conjunto) se comportan según una distribución normal multivariada a un $\alpha = 0.05$. En todas las pruebas registradas los p -valores del estadístico Jarque-Bera (0.8117, 0.7076, 0.8929) son superiores a 0.05, por lo que los supuestos del modelo de regresión lineal general se cumplen (Cuadro 2).

Referente a las pruebas de correlación de los residuales del VAR, se encontró que los residuos de las tres variables del modelo (PAMA, PAMJ y componente conjunto) no están correlacionadas, dado que los p -valores asociados con las autocorrelaciones residuales en cada uno de los rezagos reportados (excluyendo los rezagos inferiores o iguales al orden del modelo VAR (3)) son superiores a 0.05; es decir, no se rechaza la hipótesis nula; no hay correlación serial hasta el rezago ocho (Rahmer *et al.*, 2019) (Cuadro 3). Mediante la prueba de White, se corroboró la presencia de homocedasticidad en los residuales. Se contrastaron las siguientes hipótesis, H_0 : la varianza de los errores es homocedástica vs. H_a : la varianza de los errores es heterocedástica. Dado que los p -valores son mayores de $\alpha = 0.05$, no se rechaza la hipótesis nula, y se demuestra que los residuales del modelo VAR(3) son homocedásticos (Cuadro 4).

Se verificó la estabilidad del modelo VAR, y se encontró que el modelo estimado presenta condiciones de estabilidad, pues ninguna de sus raíces salió del intervalo unitario, por lo tanto, es estacionario; es decir, no presenta raíz unitaria. Al demostrar que el modelo VAR (3) cumple con los supuestos de verificación se procedió a examinar las interacciones dinámicas.

Cuadro 1. Estimaciones del vector de autorregresión [VAR (3)].

	D(LPAMJ)	Error Estándar	Estadístico -t	D(LPAMA)	Error estándar	Estadístico - t
D(LPAMJ(-1))	-0.009856	0.24073	-0.04094	0.149042	0.27942	0.5334
D(LPAMJ(-2))	-0.322485	0.21027	-1.5337	0.040721	0.24407	0.16684
D(LPAMJ(-3))	0.141212	0.21989	0.64219	0.405921	0.25524	1.59037
D(LPAMA(-1))	-0.214298	0.20395	-1.05075	0.008902	0.23673	0.0376
D(LPAMA(-2))	0.040510	0.18973	0.21352	-0.415197	0.22023	-1.88532
D(LPAMA(-3))	-0.162255	0.20028	-0.81013	-0.179519	0.23248	-0.77219
C	0.112638	0.05527	2.03801	0.069831	0.06415	1.08851
D2003	0.063153	0.15722	0.40168	0.066056	0.18249	0.36196
D2004	-0.012066	0.15523	-0.07773	0.029272	0.18018	0.16246
D2007	0.152153	0.15931	0.95505	-0.205296	0.18492	-1.11017
Coeficientes del Modelo						
Covarianza de residuos determinantes (dof adj.)	0.000672		Criterio de Información de Akaike		-1.062714	
Covarianza de residuos determinantes	0.000254		Criterio de Schwarz		-0.094947	
Max verosimilitud	33.81528		Número de coeficientes		20	

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2. Pruebas de normalidad a los residuales del VAR (3).

Componente	Asimetría	Chi-sq	df	Prob [†]	Curtosis	Chi-sq	df	Prob.	Jarque-Bera	df	Prob.
1	-0.3095	0.4151	1	0.5194	3.0436	0.0021	1	0.9638	0.4171	2	0.8117
2	-0.1979	0.1697	1	0.6804	2.3059	0.5219	1	0.4700	0.6916	2	0.7076
Conjunto		0.5846	2	0.7465		0.5240	2	0.7695	1.1088	4	0.8929

[†]Los valores p aproximados no tienen en cuenta la estimación del coeficiente. Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 3. Pruebas de correlación de los residuales del VAR (3).

Lag	LRE stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	6.620864	4	0.1573	1.806342	(4, 26.0)	0.1579
2	0.716916	4	0.9492	0.174903	(4, 26.0)	0.9493
3	2.466857	4	0.6506	0.621848	(4, 26.0)	0.6510
4	3.441528	4	0.4868	0.883636	(4, 26.0)	0.4874
5	5.097883	4	0.2774	1.350778	(4, 26.0)	0.2780
6	15.28066	4	0.0042	4.947284	(4, 26.0)	0.0042
7	1.264719	4	0.8673	0.311713	(4, 26.0)	0.8675
8	2.563604	4	0.6333	0.647413	(4, 26.0)	0.6337

Hipótesis nula: No hay correlación serial en el retardo h. Fuente: Elaboración propia.

Análisis de la función impulso-respuesta

Este análisis se realiza a través del procedimiento de descomposición de Cholesky, pues la interpretación de los coeficientes estimados en un modelo VAR es complicado (Novales, 2014). El análisis gráfico, obtenido del procedimiento, indica que el LPAMJ responde de inmediato ante un evento de perturbación en el LPAMA; de forma temporal negativa en el segundo año, asciende en el tercero, decae del cuarto al sexto e impacta otra vez de forma positiva en el séptimo; desciende de manera abrupta en el octavo periodo; sin embargo, dicho impacto no es estadísticamente significativo ni permanente, dado que las bandas de los errores estándar no acompañan ni se encuentran en la parte positiva de la gráfica (Figura 3A).

Respecto al LPAMA, éste responde ante un evento de perturbación del LPAMJ de manera negativa y estadísticamente significativa, de forma temporal a partir del segundo periodo; de ahí, el LPAMA tiene un impacto positivo de manera continua en los periodos tres y cuatro; disminuyendo de manera consecutiva, pero con gran impacto hasta el periodo siete, pues ambas bandas de los errores estándar acompañan a dicho comportamiento en la parte negativa de la gráfica (Figura 3B).

Para conocer los choques temporales o permanentes de los PAMJ que explican la variabilidad de los PAMA, se descompuso la serie. El grado de la variabilidad de los precios del azúcar D(LPAMA) para el primer año es explicado en un 98.36 % por el mismo precio y solo el 1.63 % restante por el D(LPAMJ). Conforme pasan los años, la variabilidad de los PAMA comienza a disminuir, de 96.74 % a 90.19 % en promedio, esto significa que los D(LPAMJ) no influyen de manera significativa en la volatilidad de los precios del azúcar en México (Cuadro 5, apartado A).

La variabilidad de los D(LPAMJ) en el primer año no es influenciada por los precios del azúcar, pues se encontró que la varianza de éstos es explicada en un 100 % por su mismo precio, no así para el segundo periodo, pues se encontró que los precios de azúcar explican la variabilidad de los D(LPAMJ) en promedio en 5.5 %, esto indica que la volatilidad de los precios del jarabe de maíz de alta fructosa reaccionan de manera independiente al comportamiento de los precios del azúcar (Cuadro 5, apartado B).

A través de la prueba de Wald, se comprobó la causalidad/exogeneidad de bloques de VAR Granger. Se contrastaron las siguientes hipótesis, H_0 : la variable independiente D(LPAMJ) no causa en el sentido de Granger

Cuadro 4. Prueba de heterocedasticidad de White (componentes individuales) del VAR(3).

Dependiente	R ²	F(15,10)	Prob.	Chi-sq(15)	Prob.
res1×res1	0.857118	3.999194	0.0161	22.28507	0.1005
res2×res2	0.460938	0.570048	0.8425	11.98438	0.6802
res2×res1	0.462240	0.573044	0.8403	12.01825	0.6776

Fuente: Elaboración propia.

a la variable dependiente D(LPAMA), *versus* Ha: la variable independiente D(LPAMJ) causa en el sentido de Granger a la variable dependiente D(LPAMA).

Dado que los *p-valores* del estadístico *Chi-sq* son mayores de $\alpha = 0.05$, no se rechaza la hipótesis nula, y se concluye que los precios del jarabe de maíz de alta fructosa no causan en el sentido de Granger a los precios del azúcar para el periodo estudiado (Cuadro 6, apartado A), mientras que para el caso de la segunda variable, se partió que la independiente fue D(LPAMA) y la dependiente fue D(LPAMJ). Se encontró que el precio del azúcar no causa en el sentido de Granger a los precios del jarabe de maíz de alta fructosa (Cuadro 6, apartado B).

En estudios realizados por García-Salazar *et al.* (2021) se analizó el mercado del azúcar y jarabe de maíz a través de un modelo de equilibrio espacial e inter-temporal; estudiaron los efectos que tendría la prohibición de las importaciones de jarabe de maíz a México, encontrando que el sector cañero tendría mayores pérdidas, pues la cantidad exportada de azúcar es mayor que la cantidad importada de jarabe; además, el precio de exportación del azúcar para el ciclo 2014/2015 fue mayor que el precio

de importación de jarabe, una conclusión similar a este estudio, pues se encontró que los precios del jarabe de maíz de alta fructosa no causan en el sentido de Granger a los precios del azúcar. La variabilidad de los precios del azúcar es explicada en 90.2 % por su precio, mientras que 9.8 % es explicada por los shocks de precios del jarabe de maíz de alta fructosa.

La situación que enfrenta el azúcar de caña es alarmante, pues de acuerdo con el balance nacional de edulcorantes elaborado por CONADESUCA (2024), para el consumo nacional aparente de JMAF en el mes de julio de 2024 se demandaron 187,206 toneladas, mientras que para el mismo periodo del año 2023, fue de 106,707 toneladas, lo que indica un incremento del 43 % en la demanda de fructosa en comparación con el ciclo anterior. El incremento del consumo del JMAF aún es menor comparado con la demanda de azúcar de caña, pues para el periodo reportado se demandaron 370,184 toneladas, por lo que para el año 2024 los PAMJ impactaron de manera negativa en el precio del azúcar, pero de seguir con dicho comportamiento, los PAMJ pueden influir de forma determinante en la formación del precio del azúcar mexicana.

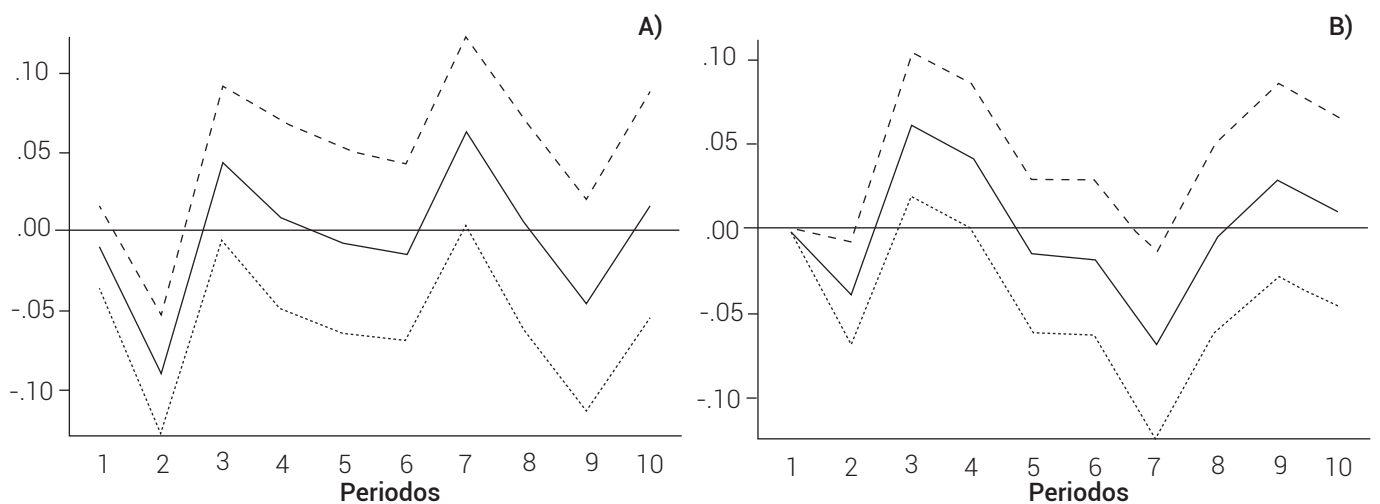


Figura 3. Gráficos de funciones impulso respuesta de Cholesky. A) respuesta del PAMJ a PAMA, B) respuesta del PAMA a PAMJ. Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 5. Descomposición de varianza para las variables D(LPAMJ) y D(LPAMA).

Periodo	A			B		
	S.E.	D(LPAMJ)	D(LPAMA)	S.E.	D(LPAMJ)	D(LPAMA)
1	0.174151	1.632214	98.36779	0.150033	100.0000	0.000000
2	0.175613	3.255368	96.74463	0.154658	94.27206	5.727936
3	0.191879	2.767285	97.23271	0.163399	94.68326	5.316744
4	0.198621	6.530390	93.46961	0.164853	94.77592	5.224082
5	0.199362	6.512771	93.48723	0.164935	94.72662	5.273383
6	0.204703	9.189501	90.81050	0.165552	94.50339	5.496611
7	0.204707	9.193418	90.80658	0.165583	94.50311	5.496895
8	0.206061	9.738191	90.26181	0.165683	94.42218	5.577817
9	0.206091	9.743689	90.25631	0.165684	94.42190	5.578104
10	0.206288	9.806099	90.19390	0.165692	94.41325	5.586749

A: descomposición de la varianza de D(LPAMA), B: descomposición de la varianza de D(LPAMJ). Fuente: elaboración propia.

Cuadro 6. Prueba de Wald de causalidad/exogeneidad de bloques de VAR Granger.

Variable dependiente: D(LPAMA) (A)				Variable dependiente: D(LPAMJ) (B)			
Excluido	Chi-sq	g.l	Prob.	Excluido	Chi-sq	g.l.	Prob.
D(LPAMJ)	2.600967	3	0.4573	D(LPAMA)	1.332879	3	0.7213
Conjunto	2.600967	3	0.4573	Conjunto	1.332879	3	0.7213

A: variable dependiente: D(LPAMA), variable independiente: D(LPAMJ); B: variable dependiente: D(LPAMJ), variable independiente: D(LPAMA). Fuente: Elaboración propia.

CONCLUSIONES

Las series estudiadas fluctúan en el tiempo y siguen un comportamiento similar al alza. En el caso de los PMMA, presentan una marcada estacionalidad en el periodo de julio a diciembre, coincidiendo con el inicio y término de los ciclos azucareros. La variabilidad de los precios del azúcar es explicada en 98.4 % por su precio y el resto (1.6 %) por el precio del jarabe de maíz de alta fructosa, y el impacto de los precios del edulcorante de maíz es negativo; es decir, un incremento de los PAMJ ejerce un efecto negativo en los PAMA a partir del segundo año; sin embargo, dicho efecto no es significativo en el sentido de Granger. Los precios del azúcar estándar de caña mexicana pagados al productor en México durante el periodo 1994-2023 no se ven afectados de manera directa por el comportamiento de los precios anuales al mayoreo del jarabe de maíz con alto contenido de fructosa (PAMJ).

BIBLIOGRAFÍA

- Akkaya M. (2021) Vector autoregressive model and analysis. *In: Handbook of Research on Emerging Theories, Models, and Applications of Financial Econometrics*. B. A. Mercangöz (ed.). Springer. Cham, Switzerland. pp:197-214, https://doi.org/10.1007/978-3-030-54108-8_8
- BANXICO, Banco de México (2023) Tipo de cambio para solventar obligaciones denominadas en dólares de los EE.UU.A., pagaderas en la República Mexicana. Banco de México. Ciudad de México. <https://www.banxico.org.mx/tipCamb/tipCamMIAction.do?idioma=sp> (Abril 2024).
- CEFP, Centro de Estudios de las Finanzas Públicas (2005) El impacto de las importaciones de fructosa en la industria azucarera. Cámara de Diputados H. Congreso de la Unión. Ciudad de México. 13 p.
- CNIAA, Cámara Nacional de las Industrias Azucarera y Alcohólica (2023) Reporte mensual del mercado de azúcar. Cámara Nacional de las Industrias Azucarera y Alcohólica. Ciudad de México. https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/938783/Reporte_Mercados_010_202407_20240819.pdf (Agosto 2024).
- CONADESUCA, Comité Nacional para el Desarrollo Sustentable de la Caña de Azúcar (2022) Ficha técnica del azúcar. Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural. Ciudad de México. https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/114277/Ficha_Tecnica_del_Azucar.pdf (Agosto 2024).
- CONADESUCA, Comité Nacional para el Desarrollo Sustentable de la Caña

- de Azúcar (2024) Programa nacional de la agroindustria de la caña de azúcar 2021-2024. Comité Nacional para el Desarrollo Sustentable de la Caña de Azúcar. Ciudad de México. https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/941723/2023-2024_PRONAC_Informe__Avance_y_Resultados.pdf#page=32.11 (Enero 2025).
- García-Salazar J. A., I. N. Ramos-Sandoval y P. R. Aquino-Mercado (2021) Libre comercio vs. proteccionismo en la agricultura de México: el caso del azúcar y el jarabe de maíz de alta fructosa. *Revista Fitotecnia Mexicana* 44:455-463, <https://doi.org/10.35196/rfm.2021.3.455>
- Gurrola R. C. y A. Loera Á. (2018) Evolución de la apertura comercial y el riesgo país en México. *Investigación Administrativa* 48:1-19, <https://doi.org/10.35426/IAv47n122.02>
- IHS Global (2017) EViews® 10. User's Guide II. Vector Autoregression and Error Correction Models. HIS Global Inc. Irvine, California. USA. 1166 p.
- INEGI, Instituto Nacional de Estadística y Geografía (2024) Índice nacional de precios al consumidor (INPC). Año base 2ª quincena julio 2018. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Ciudad de México. [https://www.inegi.org.mx/programas/inpc/2018/\(Abril 2024\)](https://www.inegi.org.mx/programas/inpc/2018/(Abril%202024)).
- Luis-Rojas S., R. C. García-Sánchez, R. García-Mata, O. A. Arana-Coronado y B. Ramírez-Valverde (2023) Relación del precio de la alta fructosa y el precio de la miel de abeja mexicana. *Ecosistemas y Recursos Agropecuarios* 10:e3513, <https://doi.org/10.19136/era.a10n1.3513>
- Martínez J. A y J. A. García S. (2020) Volatilidad de precios en el sector frutícola de México: el caso de la naranja. *Acta Universitaria* 30:e2513, <https://doi.org/10.15174/au.2020.2513>
- Moffat I. U. and E. A. Akpan (2019) White noise analysis: a measure of time series model adequacy. *Applied Mathematics* 10:989-1003, <https://doi.org/10.4236/am.2019.1011069>
- Nicholson W. B., D. S. Matteson and J. Bien (2017) Bigvar: Tools for modeling sparse high-dimensional multivariate time series. arXiv:1702.07094, <https://doi.org/10.48550/arXiv.1702.07094>
- Novales A. (2014) Modelos Vectoriales Autoregresivos (VAR). Universidad Complutense. Madrid, España. 58 p.
- Pulido S. R. A. y J. Pérez G. (2001) Modelos econométricos. Pirámide. Madrid, España. 229 p.
- Rahmer B. J., H. Garzón S. y J. Solana G. (2019) Estimación de un modelo de vectores autorregresivos para pronóstico de demanda. Un estudio empírico. *CEASGA-Working Papers* 2:92-113, <https://acortar.link/8gP1kX>
- Ramos-Sandoval I. N., J. A. García-Salazar y M. Borja-Bravo (2018) Fluctuaciones estacionales y cíclicas de los precios del azúcar en México. *Revista Fitotecnia Mexicana* 41:317-325, <https://doi.org/10.35196/rfm.2018.3.317-325>
- SADER, Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural (2023) Mantiene México superávit comercial de azúcar de caña. Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural. Ciudad de México. <https://www.gob.mx/agricultura/prensa/mantiene-mexico-superavit-comercial-de-azucar-de-cana?idiom=es> (Septiembre 2024).
- Santillán F. A., L. R. García C., N. Vásquez B., V. H. Santoyo C., M. Melgar M., W. Pereira, ... y A. Merino G. (2017) Impacto de la Sustitución del Azúcar de Caña por Edulcorantes de Alta Intensidad en México. CIESTAAM, Universidad Autónoma Chapingo. Texcoco, Estado de México, México. 478 p.
- SIAP, Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (2024) Panorama Agroalimentario 2018-2024. Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural. Ciudad de México. 207 p.
- Sims C. A. (1980) Macroeconomics and reality. *Econometrica* 48:1-48, <https://doi.org/10.2307/1912017>
- SNIIM, Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados (2023) Precios frecuentes promedio de azúcar anual por mes. Secretaría de Economía. Ciudad de México. <http://www.economia-sniim.gob.mx/Azucar.asp> (Septiembre 2024).
- Trujillo C. G. H. (2010) La metodología del vector autorregresivo: presentación y algunas aplicaciones. *UCV – Scientia* 2:103-108, <https://doi.org/10.18050/revucv-scientia.v2i2.874>
- USDA, United States Department of Agriculture (2023) Sugar and sweeteners yearbook tables. Economic Research Service, United States Department of Agriculture. Washington, D.C., USA. <https://www.ers.usda.gov/data-products/sugar-and-sweeteners-yearbook-tables/> (June 2024).