

ANÁLISIS DE SERIES TEMPORALES EN EL SECTOR LÁCTEO DE ANTIOQUIA PARA DETECTAR EFECTOS DE LA APERTURA COMERCIAL

Johanna Tróchez González^{*†}, Marisol Valencia Cárdenas^{**}

** Magister en Ciencias-Estadística (C), Universidad Nacional de Colombia
Joven Investigadora de Colciencias*

*** Magister en Ciencias-Estadística, PhD (C) en Ingeniería, Universidad Nacional
de Colombia*

Recibido 17 Julio 2013; aceptado 10 Julio 2014

Disponible en línea: 19 Diciembre 2014

Resumen: La apertura comercial en Colombia representa cambios estructurales para diferentes sectores económicos, en especial, el sector lácteo. En este trabajo se presenta un análisis de los precios al consumidor de tres productos representativos de este sector, en relación a algunos cambios que se han generado luego del inicio del acuerdo comercial con Estados Unidos, utilizando modelos de series temporales y la comparación de precios pronosticados versus reales, donde se encontraron efectos preliminares negativos en precios de la leche en polvo entera, mas no en los precios del queso y la leche entera pasteurizada.

Palabras clave: Series de tiempo, Apertura comercial, Sector lácteo.

TIME SERIES ANALYSIS IN THE DAIRY SECTOR OF ANTIOQUIA TO DETECT EFFECTS OF THE TRADE LIBERALIZATION

Abstract: The Trade liberalization in Colombia represents structural changes for different economic sectors, especially the dairy sector. This paper presents an analysis of consumer prices of three representative products of this sector, in relation to changes that have been generated after the start of the trade agreement with United States, using time series models and a comparison between real vs forecasted prices, where it was found preliminary negative effects in prices of whole milk powder, but not in the cheese and on the pasteurized whole milk.

Keywords: Time series, Trade liberalization, Dairy sector.

[†] Autor al que se le dirige la correspondencia:

Tel. (318) 326 77 66

E-mail: jtrochezg@unal.edu.co (Johanna trochez).

1. INTRODUCCIÓN

En este artículo se realiza un análisis de los efectos preliminares observados en tres productos representativos del sector lácteo de Antioquia, utilizando técnicas de Series de Tiempo, posteriormente a la entrada en vigencia del Tratado de Libre Comercio (TLC) en Colombia con Estados Unidos (EU).

Dicho tratado inició el 15 de mayo de 2012 en el país, incorporando en las negociaciones la disminución de aranceles de importaciones y exportaciones, los cuales representan beneficios para diferentes industrias colombianas, como también, permite la entrada de productos sin aranceles de otros países.

Este se efectúa de forma gradual en el mercado colombiano, con un plazo de desgravación de hasta 15 años, ([Espinosa F., 2012](#)) lo que puede reflejar efectos negativos o positivos a mediano plazo, en las unidades vendidas, en el precio de venta al consumidor y en los costos de producción.

Dichos efectos en otros países no han sido muy positivos. En México fueron negativos desde el año 1994, cuando inició el TLC de América del Norte (TLCAN), entre EU, Canadá y este país, ya que experimentaron un retroceso marcado en la economía ([Dobson, 2003](#)).

Los ejemplos de otros países son vitales para Colombia, por ejemplo, con México, hay similitudes en el sector agropecuario, en cuanto al atraso tecnológico, existencia de pequeños productores que logran sobrevivir con el trabajo de su parcela, pobreza e indigencia en las áreas rurales, entre otras. No obstante, también hay diferencias sustanciales; en cuanto a los subsidios por parte del gobierno Mexicano a los agricultores ([Garay et al., 2005](#)).

Dicho de otra forma, visualizar los efectos de otros países que ya han experimentado este tipo de tratados da lugar a la importancia del análisis de la evolución interna de variables dentro de la economía nacional, para determinar si existen altos riesgos frente a las políticas de negociación del TLC que Colombia ha firmado con otros países.

Este trabajo muestra una evaluación de los cambios que se están visualizando en el comportamiento de los precios de tres productos representativos en el sector lácteo antioqueño, leche entera pasteurizada, leche en polvo entera y queso, mostrando una alerta frente a una posible similitud negativa de Colombia en relación a otros países que tuvieron declives económicos con el mismo tratado.

Para la evaluación propuesta de efectos sobre los precios de los tres productos, se parte de la hipótesis del modelo contrafactual: “Que hubiera pasado en la serie si no hubiese ninguna intervención”, esto es, la comparación se hará entre los valores pronosticados desde junio de 2012 hasta marzo de 2013 y los valores reales de los precios, desde la implementación del TLC. Si se encuentran diferencias significativas, se dirá que el efecto que ha producido el TLC está mostrando indicios de impacto negativo para el sector.

2. EFECTOS DE LA APERTURA COMERCIAL EN OTROS PAISES

Entre los efectos encontrados en el año 2004, 10 años después del TLCAN, en México, se observan costos no competitivos de producción, debido a los precios elevados en los insumos de ciertos materiales, una falta de información e infraestructura de transporte deficiente. Además, el presupuesto en el sector agropecuario y pesca se redujo sustancialmente durante 10 años ([Schwentesius & Angel, 2004](#)).

En este mismo trabajo proponen una revisión y suspensión parcial de dicho tratado, ya que, al año 2004 era tan grave el comportamiento de la economía mexicana que generaba mayores niveles de pobreza rural, estancamiento del crecimiento y falta de competitividad externa.

La liberación de aranceles y el incremento sustancial en las importaciones, representó un detonante para afectar sectores como el de lácteos, es así como señalan que dentro de los productos más golpeados 10 años después del inicio del TLCAN es el queso fresco ([Schwentesius & Angel, 2004](#)).

Este hecho se explica por el incremento de los productos lácteos americanos que ingresaban con un arancel del 0%, mientras que los de origen

latino pagaban aranceles hasta de un 20%, lo que generó fuertes presiones de las pequeñas industrias lecheras hacia el gobierno Mexicano, para que esta disminución en los aranceles no afectara los precios de los productos de dicho país ([Dobson, 2003](#)), por tanto, evitar la reducción de los ingresos.

Por su parte el gobierno Canadiense protegió sus sectores más vulnerables frente al tratado con México, los productos lácteos y avícolas, de esta manera se reconocieron las diferencias estructurales entre los sectores agroalimentarios de ambos países ([Puyana & Romero, 2004](#)).

Para determinar los efectos del TLCAN en la agricultura mexicana los autores [Barceinas & Yunez-naude \(2003\)](#), usan la teoría de la Paridad del Poder de Compra, la cual establece que los bienes deben venderse al mismo precio en dos países, con este índice se mostraron evoluciones negativas en los precios de los bienes transados en México, pero que a largo plazo se estabilizan en relación al mercado de EU.

Como consecuencia de esta realidad económica, el gobierno Mexicano implementó medidas transitorias para tratar de mitigar las consecuencias negativas del TLCAN. Se creó el programa PROCAMPO en 1994 que va hasta finales del 2008. Este ideó un mecanismo redistributivo para favorecer a los perdedores en el proceso, los elevados y crecientes índices de pobreza y la desigualdad en las áreas rurales ([Garay et al., 2005](#)).

Igualmente se creó el programa Acuerdo Nacional para el Campo, en el año 1995, para apoyar a los productores con potencial productivo con escasos recursos para competir en una economía abierta, el cual tenía como objeto elevar su ingreso, mejorar la balanza comercial, incrementar la producción de alimentos y consolidar la seguridad alimentaria del país ([Naude, Barceinas, & Ruiz, 2004](#)).

A partir del año 1999 México tuvo un crecimiento económico lento, hoy en día la economía del país es la segunda más fuerte en América Latina después de Brasil ([Eurostat, 2013](#)).

Por su parte, en relación a la apertura comercial de Panamá con Centroamérica, el informe de la ([Cepal, 2008](#)) muestra que a raíz de las

importaciones, las estimaciones del impacto fiscal, dieron como resultado una pérdida de ingresos fiscales, tanto en el escenario base como en los dos escenarios alternativos. Estas pérdidas se presentan recién después de los primeros cinco años del periodo de transición.

El TLC de otros países de Centroamérica con EU (En inglés, CAFTA: Centro American Free Trade Agreement), entró en vigor en distintas fechas para cada país, a partir de 2006, amoldándose a las características y contexto político y social de cada estado, dicho acuerdo tuvo repercusiones negativas en los países de América Central y República dominicana, causando creciente pobreza y desigualdad.

En Nicaragua, se evidencian problemas de pobreza, desempleo, migración de la población, aumento del costo de los alimentos, ganado y petróleo, por ende los costos de producción también se vieron afectados, lo anterior sumado a una infraestructura deficiente, dejó pocas oportunidades a los pequeños y medianos productores, de competir con grandes empresas, esta situación, dejó a Nicaragua sin defensas, con una economía débil ([Coalición, 2008](#)).

En Salvador, dos años después de haber entrado en vigencia el CAFTA, no desarrolló nuevas exportaciones agropecuarias, ni aumentó el empleo, ni disminuyó la emigración, sobre todo en la población rural, además el ingreso de productos agroindustriales provenientes de EU, ocasionó un disparo en los precios de los alimentos, afectando la capacidad de consumo de la población ([Coalición, 2008](#)).

3. CARACTERÍSTICAS DE LA NEGOCIACION DEL TLC PARA EL SECTOR LÁCTEO COLOMBIANO

El gobierno Colombiano ha venido adelantando diversos acuerdos comerciales con diferentes países y comunidades; en este momento se encuentran vigentes 12 acuerdos, el 15 de mayo de 2012 entró en vigencia el TLC con EU y el 1 de agosto de 2013 entró en vigencia el TLC con la Unión Europea (UE), abriendo el mercado colombiano a las relaciones comerciales con el resto del mundo ([MinCIT, 2013](#)).

En el sector lácteo los acuerdos pactados con EU y la UE, presentan similitudes en cuanto a la

eliminación de los subsidios que otorgan a las exportaciones, aranceles base muy elevados y un plazo de desgravación de hasta 15 años, lo que significa que para el año 2027 el mercado lácteo Colombiano debe estar adaptado para competir con estos dos mercados ([Reina & Oviedo, 2011](#))

La Unión Europea y Estados Unidos tienen políticas que están en pro del productor, por lo que el sector lácteo es altamente subsidiado, lo que representa ventajas competitivas al enfrentarse con los mercados globales de países tercermundistas con falta de infraestructura tecnológica y problemas sociales, que dificultan el desarrollo de la actividad pecuaria ([Salcedo, Pinzón, & Duarte, 2013](#)).

En el tratado con la UE se acordaron aranceles base de hasta 98% para la leche en polvo entera (LPE) y 94% para lacto suero ([Reina & Oviedo, 2011](#)).

En los dos años que lleva el tratado de Colombia con EU, los índices de exportación muestran que EU ha aprovechado al máximo los contingentes arancelarios permitidos en la leche en polvo, mas no en los del queso. En el primer año EU exportó a Colombia 7100 toneladas de leche en polvo que crecen al 10% anual compuesto, con un arancel base del 33% y un plazo de desgravación de 15 años ([DIAN, 2014](#))

Colombia no tiene la capacidad de exportar derivados lácteos a este país, debido principalmente a problemas sanitarios y a la deficiente cadena de frío, a pesar de que inicialmente se pactó, exportar quesos y mantequilla, para un total de 6600 toneladas, con un plazo de desgravación de 11 años ([Espinosa F., 2012](#)).

4. SERIE DE TIEMPO

Una serie de tiempo es una sucesión de variables aleatorias ordenadas de acuerdo a una unidad de tiempo, Y_t , $t = 1, \dots, T$, esta se puede descomponer en tres componentes, tendencia T_t , estacionalidad S_t y error:

$$Y_t = T_t + S_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

El análisis consiste en modelar y estimar T_t y S_t , para obtener una estimación de la serie y un pronóstico en h períodos:

$$\hat{y}_t = \hat{T}_t + \hat{S}_t + \hat{\varepsilon}_t \quad (2)$$

Regresión Loess Es un modelo de regresión no paramétrica que regresa Y_i versus X_i , pero no asume un modelo global fijo, es decir, no asume un intercepto y una pendiente fijas sino variables, de manera local. Es de la forma:

$$\hat{y}_t = \hat{g}_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde \hat{g}_t es análogo a un modelo de tendencia ([Giraldo, 2006](#)).

Descomposición basada en regresión Loess Método para estimar las componentes T_t y S_t con base en Regresión Loess, desarrollado por ([Cleveland, Cleveland, Mc Rae, & Terpenning, 1990](#)), este consiste en una secuencia de dos aplicaciones iteradas de regresión Loess.

Regresión La forma general del modelo de regresión puede incorporar los diferentes componentes de la serie de tiempo: T_t y S_t . La componente de tendencia sería:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j t^j \quad (4)$$

Donde β_0 es el intercepto, si $m=1$ se dice que la regresión es lineal, si $m=2$ la regresión es cuadrática, en general m indica el orden del polinomio. El componente estacional se puede ajustar con variables trigonométricas o Fourier, de la forma:

$$\sum_{j=1}^k \beta_{1,j} \sin\left(\frac{2\pi jt}{s}\right) + \beta_{2,j} \cos\left(\frac{2\pi jt}{s}\right) \quad (5)$$

Generalmente el orden k para estas componentes es 2, de las dos ecuaciones anteriores se obtiene el modelo estimado;

$$\hat{Y}_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j t^j + \sum_{j=1}^k \beta_{1,j} \sin\left(\frac{2\pi jt}{s}\right) + \beta_{2,j} \cos\left(\frac{2\pi jt}{s}\right) + \hat{\varepsilon}_t \quad (6)$$

Modelo Auto regresivo de orden p AR(p) Es de la forma:

$$Z_t = \theta_0 + \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \quad (7)$$

Donde p indica el orden del polinomio, este tipo de polinomios siempre son invertibles, mas no son estacionarios, para lo cual se debe de revisar que las raíces sean mayores que uno ([Castaño, 2005](#)).

Validación de los supuestos de los residuales
Los residuales resultan de sustraer del valor real las estimaciones de las T_t y S_t , lo que se pretende es que el residual sea ruido blanco, es decir que estos tengan media cero, varianza constante y estén incorrelacionados.

Prueba de Incorrelación Ljung-Box: Determina si una serie es incorrelacionada usando la función de autocorrelación estimada $\hat{\rho}(k)$, se utilizan las siguientes pruebas de hipótesis para incorrelación en los residuales:

H_0 : No hay autocorrelación
 H_1 : Hay autocorrelación

Con el estadístico de prueba:

$$Q = T \sum_{k=1}^m \hat{\rho}^2(k) \sim \chi^2_m \quad (8)$$

Q_{obs} Corresponde al estadístico observado y $V_p = P(\chi^2_m \geq Q_{obs} | H_0 \text{ es cierto})$, si $V_p < 0.05$ se rechaza H_0 , si $V_p > 0.05$, no se rechaza H_0 .

Prueba de normalidad Jarque Bera: Utilizado para determinar si una muestra se ajusta a una distribución normal, analiza la relación entre el coeficiente de asimetría y la curtosis de los residuos de la ecuación estimada y los correspondientes de una distribución normal, de forma tal que si estas relaciones son suficientemente diferentes se rechazará la hipótesis nula de normalidad. ([Jarque & Bera, 1987](#)). El estadístico de prueba es:

$$JB = \frac{n}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4} K^2 \right) \quad (9)$$

Donde S es la curtosis y K la asimetría, las pruebas de hipótesis son:

H_0 = Los residuos se distribuyen normal
 H_1 = Los residuos no se distribuyen normal

Se rechaza el supuesto de normalidad si $JB > \chi^2_2(\alpha)$, donde $\chi^2_2(\alpha)$ es el cuantil α superior de la distribución $\chi^2_2(\alpha)$.

Pruebas de hipótesis para muestras pareadas
Se comparan resultados de dos poblaciones independientes (intervenida/sin intervenir), por lo cual se calculan las diferencias (d_i) de estas dos muestras ([Montgomery & Runger, 2012](#)), donde d_i debe distribuirse normal, con media y varianza constante, la hipótesis a probar es:

$H_0 = d_i$ no es significativa
 $H_1 = d_i$ es significativa

El estadístico de prueba es:

$$\frac{\bar{d} - \mu_0}{S_d / \sqrt{n}} \sim t_{n-1} \quad (10)$$

Donde \bar{d} es la media muestral de las diferencias y S_d es la cuasivarianza muestral de las mismas. Se rechaza H_0 si $t_{n-1} > t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)$

5. MÉTODOS

Para realizar una evaluación de los efectos en el sector lácteo, existen diferentes metodologías entre las que se encuentran la evaluación costo beneficio dentro del sector, seguimiento de variables como la balanza comercial del sector, con los países que Colombia ha pactado acuerdos de libre comercio, seguimiento de los precios de derivados lácteos en diferentes regiones del país y una revisión de los antecedentes de otros países con procesos de apertura comercial ([Baker, 2000](#)).

La metodología usada es similar a la evaluación de impacto aplicada generalmente en programas sociales, en la que se busca determinar el efecto de una política pública sobre un individuo u hogar. Para este propósito se debe de evaluar al individuo con intervención y sin intervención, como en el caso de los derivados lácteos no existen productos sobre los cuales no se haya ejecutado esta política, se aplica un modelo contrafactual sobre los productos significativos en los intercambios comerciales entre países ([Gertler, Martínez, & Premand, 2011](#))

Otros autores como ([Moschini & Meilke, 1989](#)) han utilizado este tipo de metodologías sobre la

demanda de productos cárnicos en Estados Unidos para detectar cambios significativos en los patrones de consumo, tras haber sometido la economía a diferentes tipos de acuerdos de libre comercio.

En el caso del sector lácteo los productos más representativos son la leche en polvo, la leche entera pasteurizada y el queso, los cuales en los últimos 15 años ha aumentado su comercio de manera significativa, esto hecho se confirma en las negociaciones de EU y UE con Colombia, donde estos dos productos fueron los más negociados (Linari, 2010).

Por esta razón se utilizaron los precios mensuales al consumidor de la Leche entera pasteurizada, la leche en polvo entera y del kilo de queso, en el departamento de Antioquia, los cuales se encuentran disponibles en el sistema de estadísticas agropecuarias de AGRONET (Agronet, 2013), en una base pública llamada “Precio y volumen de comercialización de productos lácteos en planta de proceso por departamento”, donde se encuentran los precios de diversos derivados lácteos, disponibles desde enero del 2007 hasta marzo de 2013, para un total de 75 datos por línea de producto, que serán los analizados para este trabajo.

Diebold afirma que los procedimientos recursivos de estimación permiten evaluar y rastrear los parámetros variables en el tiempo, como consecuencia de las relaciones comerciales y económicas, permitiendo elaborar y evaluar diversos modelos de pronósticos.

Los métodos utilizados para evaluar los efectos en los precios al consumidor de estos productos, se basan en modelación de series de tiempo con el fin de caracterizar el comportamiento de estas desde que inició la intervención del TLC, con datos desde enero de 2007 hasta mayo de 2012.

Se parte de la hipótesis del modelo contrafactual: “Que hubiera pasado en la serie si no hubiese ninguna intervención”, para lo cual se comparan los valores pronosticados desde junio de 2012 hasta marzo de 2013 y los valores reales de los precios, desde la implementación del TLC en el mismo periodo. La evaluación de las diferencias se visualizará gráficamente y se hará una prueba de diferencias pareadas.

En las series se evidencia inestabilidad estructural, debido a los cambios en las relaciones económicas que impactan las diferentes series analizadas, por lo cual los pronósticos con un modelo de regresión global podrían no ser confiables, resulta conveniente usar un procedimiento adaptativo como HoltWinters, Loess o un modelo de variables estructurales (Giraldo, 2006).

Criterios de comparación entre modelos: Se aplicaron diversos modelos de series de tiempo, los cuales fueron evaluados con técnicas que ayudan a identificar si el modelo es adecuado (Castaño, 2005) (Tabla 1). Estos fueron calculados para el lapso de tiempo desde enero de 2007 a mayo de 2012 (datos de ajuste), excepto el MAPE, que fue calculado en relación al pronóstico real.

Tabla 1. Criterios de comparación entre modelos

Criterios	Definición
MSE	Error cuadrático medio
R ²	R cuadrado.
R ² adj	R cuadrado Ajustado
AIC	Criterio de Akaike
BIC	Criterio de información bayesiano
MAPE	Media del porcentaje de error absoluto

6. RESULTADOS

6.1 Leche en Polvo

En el contexto internacional la Leche en polvo entera (LPE) se caracterizó por el crecimiento de la producción mundial a una tasa anual superior al 4%, que en 2008 alcanzó los 4.5 millones de toneladas, atribuibles a una mayor producción de leche y a una reducción del consumo de quesos (Linari, 2010).

La serie de precios de la leche en polvo en Antioquia presenta mucha variabilidad, a lo largo del tiempo, posiblemente se esté viendo afectada por la estacionalidad de los precios de la leche pagados al productor que fluctúan a lo largo del tiempo.

Se analizan los precios al consumidor de la LPE en Antioquia ver Fig. 1, la serie de tiempo presenta dos puntos atípicos al comienzo de la

serie, que fueron tratados con una regresión loess hacia atrás, para que estos no influya sobre la normalidad de los datos, posiblemente asociados a una mala toma de los datos.

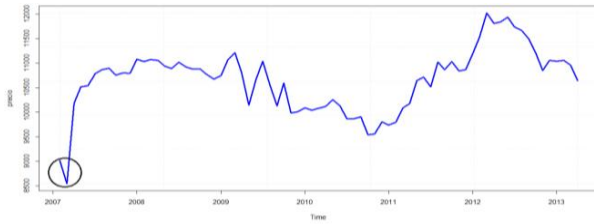


Fig. 1 Precios al consumidor de la LPE desde el año 2007 hasta 2013

Para analizar la LPE, se descompone la serie de tiempo mediante la suavización loess, donde se observa que la tendencia es variante en el tiempo y la duración del ciclo es 12 meses (Fig. 2).

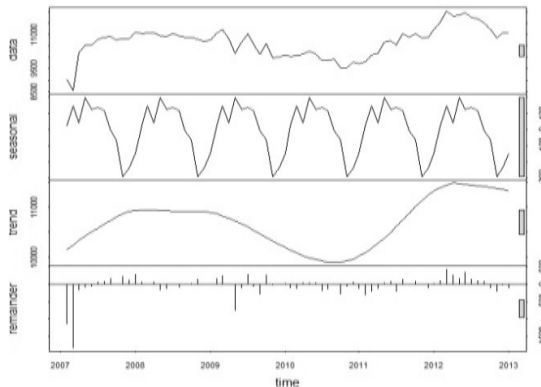


Fig. 2 Descomposición de la serie de tiempo LPE mediante la suavización loess

A partir de este diagnóstico se planteó un modelo auto regresivo de orden 1 AR(1), cuya estimación se presenta a continuación.

Modelo AR(1) Evaluando la ACF y PACF de la serie se detectó un modelo Auto regresivo de orden 1 (Fig. 3), de la forma:

$$Z_t = 10757.21 + 0.9181Z_{t-1} \quad (11)$$

El cual produce un MAPE de 3.13%, un R² de 90.43% además de presentar un AIC y BIC bajo de 11.1 y 11.16 respectivamente.

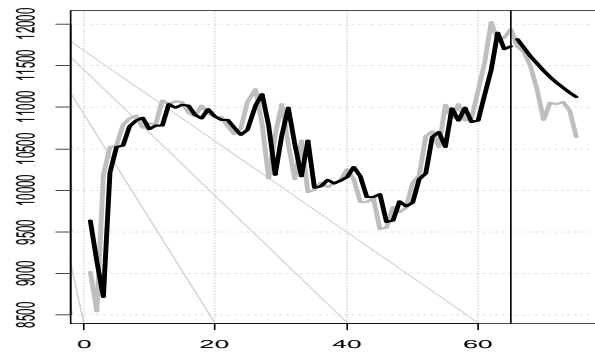


Fig. 3 Modelo AR(1)

Validación de supuestos de los residuales: Acorde con la Tabla 2, se acepta que hay normalidad y no hay correlación en los residuales, es decir estos son ruido blanco.

Tabla 2. Pruebas de Supuestos de residuales

Prueba	X ²	Valor P	Decisión
LJung-Box	33.61	0.9636	Hay incorrelación
Jarque Bera	1.085	0.581	Hay normalidad

Resultado de la prueba de diferencias Se calcula la diferencia entre el valor real y el valor pronosticado en el modelo AR(1) (Tabla 3 y Fig. 4), el cual se asume como el insumo para evaluar un efecto preliminar en la línea de producto LPE, la suma de esta diferencia en valor absoluto da un total de \$3451, y un promedio de \$-345,1, dando indicios de una disminución sustancial en el precio de la LPE, debido en gran medida al incremento sustancial de las importaciones.

Tabla 3. Diferencias preliminares en los precios de la LPE

	Valor real	Pronóstico	Diferencia
Junio	11736	11843,09	-107,09
Julio	11670	11754,12	-84,12
Agosto	11495	11672,43	-177,43
Septiembre	11215	11597,45	-382,45
Octubre	10852	11528,6	-676,6
Noviembre	11056	11465,4	-409,4
Diciembre	11042	11407,37	-365,37
Enero	11060	11354,1	-294,1
Febrero	10965	11305,19	-340,19
Marzo	10646	11260,3	-614,3

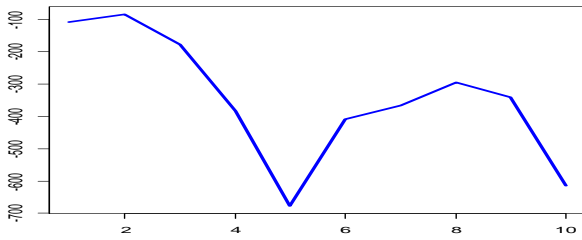


Fig. 4 Diferencias estimadas de la LPE

Normalidad en las diferencias Se verifica normalidad en los datos de diferencias a partir de junio de 2012, por medio de la prueba de Jarque Bera, donde el valor $p > 0.05$, (Tabla 4), esto garantiza que la distribución t es apropiada para la inferencia de la prueba de diferencias pareada mostrada a continuación.

Tabla 4. Prueba de Jarque Bera para las diferencias de LPE

Estadístico	Valor P	Decisión
0.4339	0.805	Hay normalidad

Acorde con la Tabla 5, el estadístico de prueba cae en la región de rechazo, por tanto, hay una diferencia significativa en las diferencias encontradas en los periodos evaluados, recientes a la implementación del TLC.

Tabla 5. Prueba de diferencias pareadas

Estadístico de prueba	Valor crítico de t	Decisión
-5,58367644	2,262157	Se rechaza Ho, la diferencia es significativa

6.2 Queso

Los principales productores a nivel mundial de queso son Europa y América del Norte, entre los años 1997 y 2007 la producción aumentó a una tasa anual promedio del 2.5%, en el 2008 el consumo de este bien tuvo un decrecimiento debido a la crisis económica de algunos países (Linari, 2010).

Se analizan la serie de precios por kilo de queso al consumidor (Fig. 5), en esta serie se identifican 2 puntos atípicos, posiblemente debido a una mala recolección de datos, el cual se tratan con un promedio con los datos contiguos a estos dos, ya

que la presencia de estos dos puntos atípicos, distorsionan el análisis de la serie.

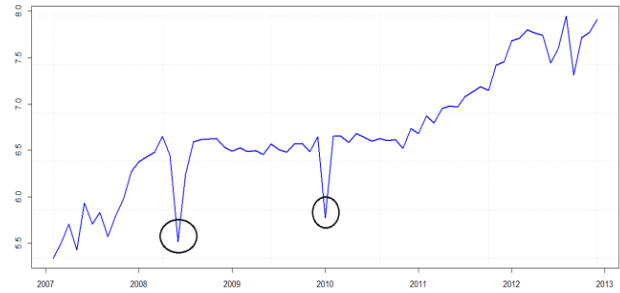


Fig. 5 Precios por kilo de queso al consumidor desde el año 2007 hasta 2013

Para analizar los precios del queso, se descompone la serie de tiempo mediante la suavización loess, donde se observa que la tendencia es lineal creciente y la duración del ciclo es 12 meses, (ver Fig. 6).

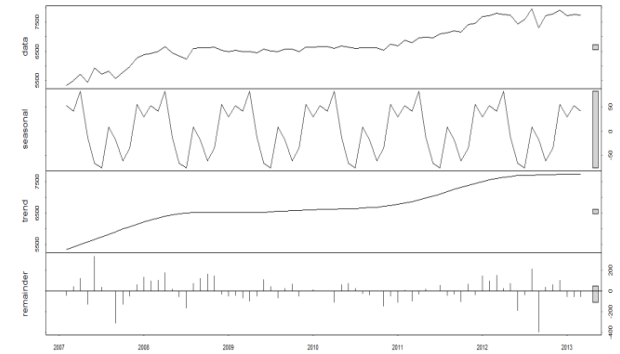


Fig. 6 Descomposición de la serie de tiempo queso mediante la suavización loess

lineal- AR(2) La serie presenta una componente determinística lineal (Fig. 7), y una componente autorregresiva de orden 2, que logra una buena aproximación para pronosticar, sin embargo no captura la varianza de la serie luego la ecuación que describe el comportamiento aproximado es:

$$Y_t = 5727 + 26.55t + 0.6Z_{t-1} + 0.31Z_{t-2} + a_t \quad (12)$$

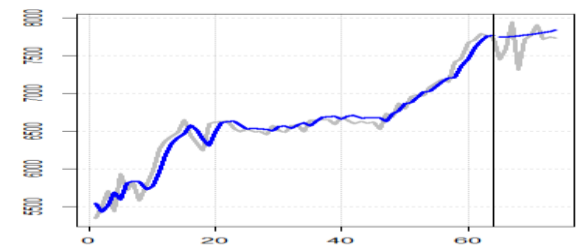


Fig. 7 Modelo autorregresivo de orden 2

Validación de supuestos de residuales: Acorde con la [Tabla 6](#), se acepta que hay normalidad y no hay correlación en los residuales, es decir estos son ruido blanco.

Tabla 6. Pruebas de Supuestos de residuales

Prueba	Estadístico	Valor P	Decisión
LJung-Box	36.76	0.9185	Hay incorrelación
Jarque Bera	1.4876	0.4753	Hay normalidad

Este modelo tiene un R^2 94.47%, un error de pronóstico de 2.06%, un AIC y BIC de 9.86, 10.03 respectivamente

Resultado de la prueba de diferencias: A partir de esta decisión se calcula la diferencia entre el valor real y el valor pronosticado ([Tabla 7](#) y [Fig. 8](#)), el cual se asume como el efecto preliminar en la línea de producto LPE, al sumar esta diferencia en valor absoluto da un total de \$1559 y un promedio de diferencias de \$-94.97.

Tabla 7. Efectos preliminares en queso

	Valor real	Pronóstico	Diferencia
Junio	7445	7750,4	-305,4
Julio	7596	7753,0	-157
Agosto	7949	7759,9	189,1
Septiembre	7311	7767,3	-456,253
Octubre	7717	7776,4	-59,38
Noviembre	7772	7786,7	-14,7
Diciembre	7914	7798,3	115,747
Enero	7722	7810,9	-88,92
Febrero	7751	7824,6	-73,62
Marzo	7740	7839,3	-99,275

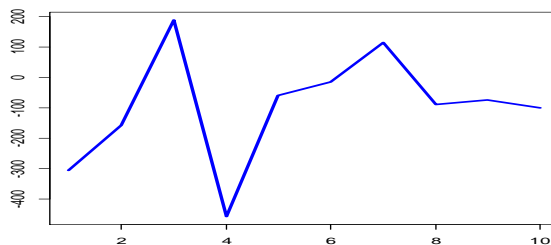


Fig. 8 Diferencias estimadas de la LPE

Normalidad en las diferencias Se verifica normalidad en los datos de diferencias a partir de junio de 2012, por medio de la prueba de Jarque

Bera, donde el valor $p > 0.05$, ([Tabla 8](#)), esto garantiza que la distribución t es apropiada para la inferencia de la prueba de diferencias pareada mostrada a continuación.

Tabla 8. Prueba de Jarque Bera para las diferencias del queso

Estadístico	Valor P	Decisión
32.46	0.8502	Hay normalidad

Resultado de la prueba de diferencias Acorde con la [Tabla 9](#), el estadístico de prueba cae en la región de aceptación, por tanto, no hay una diferencia significativa en las diferencias encontradas en los periodos evaluados en relación a la implementación del TLC.

Tabla 9. Prueba de diferencias pareadas

Estadístico de prueba	Valor crítico de t	Decisión
-1.613	2,262157	Se rechaza Ho, la diferencia no es significativa

6.3 Leche entera pasteurizada

La leche entera pasteurizada (LEP) es considerada uno de los principales productos lácteos de mayor relevancia comercializados a nivel nacional, el cual debe cumplir con normas de ultra pasteurización e inocuidad, lo que ha llevado a desarrollar empaques más sofisticados como el tetra pack, el cual ayuda a su conservación y no requiere refrigeración ([Benchmark, 2012](#)).

La estacionalidad en los precios de la serie de la leche entera es coincidente con la serie de precios de leche cruda pagada al productor, es una serie estacional que depende de los ciclos de producción de la leche durante todo el año, es decir influye la relación “oferta y demanda”, a mayor oferta de leche cruda, menor precio, a menor oferta de leche cruda, mayor precio. Según el Conpes los ciclos de producción de la leche cruda en Colombia son:

- *Ciclo de Baja Producción:* durante el verano
- *Ciclo de Alta Producción:* durante el invierno en las diferentes regiones.
- *Máxima Producción Nacional:* a partir de mayo y con un pico durante julio y agosto.

Los precios de la leche entera pasteurizada presenta una caída a finales del año 2009 (Fig. 9), debido a los efectos de la crisis económico-financiera mundial, que impactó negativamente en el consumo de leches y productos frescos desde mediados de 2008 en adelante, solo a finales de 2009 en adelante logró estabilizarse.

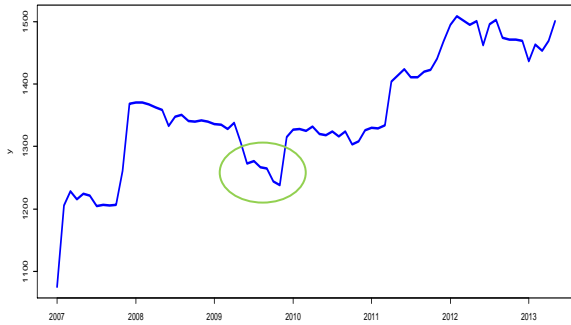


Fig. 9 Precios por litro de la leche entera pasteurizada desde el año 2007 hasta 2013

En el círculo verde se muestra una parte con un punto atípico, para tratarlo se realiza una regresión loess hacia delante, lo que tiene como objetivo buscar la normalidad de la serie.

El mayor precio de la leche entera pasteurizada es en el mes de abril y mayo, hasta alcanzar el menor precio en el mes de octubre hasta enero (Fig. 10).

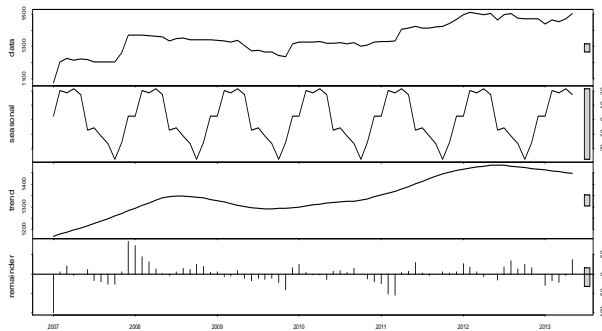


Fig. 10 Descomposición de los precios por litro de la LEP desde el año 2007 hasta 2013

Modelo ARIMA (0,1,1) el modelo ajustado se observa en la Fig. 11, el cual es de la forma:

$$\Delta Z_t = a_t - 0.41a_{t-1} \quad (13)$$

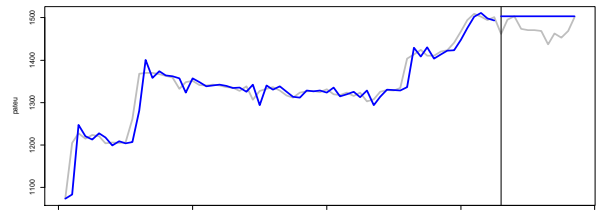


Fig. 11 Modelo ARIMA (0,1,1) de la serie precios por litro de la leche entera pasteurizada desde el año 2007 hasta 2013

Residuales del modelo ARIMA (0,1,1): Este modelo logra ajustarse bien a la serie con un R^2 de 90.68% y un error de pronóstico de 2.143%, según las siguientes pruebas los residuales son ruido blanco y no se distribuyen normal (Ver Tabla 10).

Tabla 10: Residuales del modelo ARIMA (0,1,1)

Prueba	X ²	Valor p	Decision
Box-Ljung	51.57	0.412	Hay incorrelación
Jarque Bera	257.3	2.2e-16	No hay normalidad

Resultado de la prueba de diferencias A partir del modelo ARIMA (0, 1,1) se calcula la diferencia entre el valor real y el valor pronosticado (Tabla 11 y Fig. 12), el cual se asume como el efecto preliminar en la leche pasteurizada, al sumar esta diferencia en valor absoluto da un total de \$376 y un promedio de diferencias de \$ 31.32.

Tabla 11: Diferencias en la LEP

Mes	Valor real	Pronóstico	Diferencia
Junio	1462	1503.73	41.73
Julio	1496	1503.73	7.73
Agosto	1503	1503.73	0.73
Septiembre	1474	1503.73	29.73
Octubre	1471	1503.73	32.73
Noviembre	1471	1503.73	32.73
Diciembre	1469	1503.73	34.73
Enero	1437	1503.73	66.73
Febrero	1463	1503.73	40.73
Marzo	1453	1503.73	50.73
Abril	1469	1503.73	34.73
Mayo	1501	1503.73	2.73

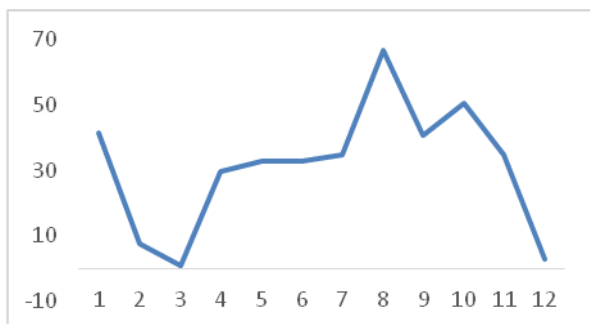


Fig. 12. Diferencias estimadas con el modelo ARIMA (0, 1,1) de la serie precios por litro de la leche entera pasteurizada.

Se verifica normalidad en los datos de las diferencias a partir de junio de 2012, por medio de la prueba de Jarque Bera, donde el valor $p > 0.05$, (Tabla 12), esto garantiza que la distribución t es apropiada para la inferencia de la prueba de diferencias pareada mostrada a continuación.

Tabla 12. Prueba de Jarque Bera para las diferencias de la leche entera pasteurizada.

Estadístico	Valor P	Decisión
17.8	91.5	Hay normalidad

Acorde con la Tabla 13, el estadístico de prueba cae en la región de aceptación, por tanto, no hay una diferencia significativa en las diferencias encontradas en los periodos evaluados en relación a la implementación del TLC.

Tabla 13. Prueba de diferencias pareadas

Estadístico de prueba	Valor crítico de t	Decisión
5.57	2,262157	Se rechaza H_0 , la diferencia no es significativa

7. CONCLUSIONES

En los análisis de series temporales no se encontró efectos negativos en los precios del queso ni en los precios de la leche entera pasteurizada mientras que para la leche en polvo entera, se encontró una diferencia significativamente negativa, lo que se traduce en una disminución de precios al consumidor. Esto

finalmente perjudica al productor colombiano, quienes deben competir con calidad y bajos precios, por tanto, se debe hacer mejoramientos tecnológicos para estar a la altura de los mercados internacionales.

Esto indica el cumplimiento de una de las hipótesis propuestas: hay un detrimento de los valores reales en los precios de la leche en polvo entera, en contraste con lo que se proyecta en caso de no existir TLC, lo cual es un mal indicador para el sector lácteo que puede generar una preocupación de un efecto a más largo plazo y también para otros productos de este; implicando un acercamiento a los efectos negativos encontrados por otro tipo de aperturas comerciales de otros países.

El TLCAN para México, y el CAFTA de Centro América, constituyen ejemplos para Colombia, ya que estos países similares, abrieron su mercado al mundo, con consecuencias negativas en diversos sectores, incluyendo el sector lácteo, en particular uno de los productos más afectados fue el queso. México adoptó medidas transitorias para tratar de mitigar las consecuencias negativas, logrando estabilizarse lentamente y convertirse en una economía sólida a muy largo plazo.

A nivel mundial la producción de Leche en polvo entera y el queso ha aumentado significativamente, por ende estos productos han sido los más transados en los acuerdos de libre comercio, es así como diferentes países como Argentina y Chile se han convertido en productores importantes de la leche en polvo, trayendo como consecuencia un mercado muy competido, donde el consumidor prefiere un producto de buena calidad y a bajo precio, de ahí radica la importancia de analizar los cambios estructurales en estas líneas de producto.

REFERENCIAS

- Agronet. (2013). Sistema de Estadísticas Agropecuarias. 2013.
- Baker, J. L. (2000). Evaluación del impacto de los proyectos de desarrollo en la pobreza Manual para profesionales.
- Barceinas, F., & Yunez-naude, A. (2003). TLCAN y cambio estructural en la agricultura mexicana, 1–23.
- Benchmark. (2013). Reportes Sectoriales, Sector lácteos, 31.

- Castaño, E. (2005). *Análisis de Series de Tiempo Lineales*, 1–98.
- Cepal. (2008). *IMPLICACIONES FISCALES DE LA LIBERALIZACIÓN DEL COMERCIO HEMISFÉRICO PARA PANAMÁ*. CEPAL.
- Cleveland, R., Cleveland, W., Mc Rae, J., & Terpenning, I. (1990). STL: A Seasonal- trend Descomposition *Procedure Based on Loess*. *Journal of Statistics*, **6**, 3–73.
- Coalición. (2008). *DR-CAFTA: Efectos y Alternativas*, 39.
- Conpes. (2010). *Conpes 3675*, 50.
- DIAN. (2014). *Consumo contingentes Arancelarios*. Retrieved from <https://muisca.dian.gov.co/WebArancel/DefControlCupo.faces>
- Diebold, F. (1999). *Elementos de pronósticos*. México: International Thomson editores.
- Dobson, W. (2003). *Developments in the dairy industries of Mexico, Central America, Argentina and Brazil — Implications for the U.S Dairy sector*.
- Espinosa F., A. (2012). *TLC y carne de bovino. CARTA FEDFEGAN*. Federación Colombiana de Ganaderos, 142–146.
- Eurostat. (2013). *México-UE: indicadores estadísticos básicos*. Retrieved from http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics_explained/index.php/Mexico-EU_-_basic_statistical_indicators/es#
- Garay, J., Barberi, F., Castro, Y., Ramírez, G., Perry, R., & Anzola, S. (2005). *La agricultura colombiana frente al tratado de libre comercio con Estados Unidos*.
- Gertler, P. J., Martínez, S., & Premand, P. (2011). *La evaluación de impacto en la práctica*, 256.
- Giraldo, N. (2006). *Notas de Clase Series de Tiempo con R*.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *ISI*, **55** (2), 163–172.
- Linari, J. J. (2010). “Oportunidades de acceso vía negociaciones internacionales” *Caso Específico para Productos Lácteos*, 1–199).
- MinCIT. (2013). *Ministerio de comercio, Industria y Turismo*. Retrieved from <http://www.mipymes.gov.co/publicaciones.php?id=3635>
- Montgomery, D., & Runger, G. (2012). *Probabilidad y Estadística Aplicadas a la Ingeniería*. (M. G. Hill, Ed.) (2o Edición), 86.
- Moschini, G. y Meilke, K. D. (1989): “Modelling the pattern of structural change in US meat demand”, *American Journal of Agricultural Economics*, **71**, 253-251.
- Naude, A. Y., Barceinas, F., & Ruiz, G. S. (2004). *El campo mexicano en los albores del siglo XXI*. P. García Alba, G. Torres et Al, 183–213. Retrieved from <http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:El+campo+mexicano+en+los+albores+del+siglo+XXI#0>
- Puyana, A., & Romero, J. (2004). *Evaluación integral de los impactos e instrumentación del capítulo agropecuario del TLCAN*.
- Reina, M., & Oviedo, S. (2011). *Colombia y el TLC con la Unión Europea*.
- Salcedo, L., Pinzón, R., & Duarte, C. (2013). *El paro nacional agrario: Un análisis de los actores agrarios y los procesos organizativos del campesinado colombiano*. Centro de Estudios Interculturales.
- Schwentesius, R., & Angel, M. (2004). *Impacto del TLCAN en el sector agroalimentario: Evaluación a 10 años*, **01**, 595.

SOBRE LOS AUTORES

Johanna Tróchez González

Ingeniero Industrial de la universidad Pontificia Bolivariana, Especialista en Estadística y estudiante de Maestría en Estadística de la Universidad Nacional de Colombia. Área de interés investigativo: Econometría y series de tiempo.

Marisol Valencia Cárdenas

Magister en Ciencias-Estadística, PhD (C) en Ingeniería, Universidad Nacional de Colombia Principales áreas de interés investigativo: Estadística, Optimización, Ingeniería Industrial.