

Elasticidad de las exportaciones de alimentos de Santa Fe para 1995-2010

N. R. M.

Resumen

Este trabajo está orientado a evaluar el modo en que impacta la evolución de la economía mundial en la demanda de exportaciones de alimentos del área de influencia de Rosario. Para ello, se utilizará el herramental econométrico en vista de estimar un modelo representativo del comportamiento de dicha demanda y, específicamente, encontrar estimaciones de las elasticidades de largo y corto plazo, mediante las cuales se espera tener una idea prospectiva de las potencialidades de la región y de los posibles efectos sobre los diferentes aspectos de su economía, dado el crítico contexto internacional.

Palabras Claves: elasticidad, exportaciones, alimentos, cointegración, modelo de corrección de errores, PIB mundial, Índice de precios de los alimentos.

JEL: F17, Q17.

I. Introducción

La reciente publicación de Informes relativos a la evolución de los precios internacionales de los commodities, ha arrojado incertidumbre sobre el futuro económico de las regiones productoras de los mismos. Como apunta el Global Economic Prospect del Banco Mundial (2012), los precios de los commodities se desplomarían un 9,3% en el año 2012 y un 3% en 2013. Concretamente los precios de los alimentos han caído un 14% en 2011 desde su pico en Febrero, lo que acarrearía efectos negativos sobre las economías exportadoras en el corto plazo. Del mismo modo, en el largo plazo, la Organización de Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO), en su informe Agricultura Mundial (2002), proyecta una leve disminución de la tasa de crecimiento de la demanda mundial de alimentos, pasando de un 2,2% anual promedio en los últimos treinta años a un 1,4% en los próximos treinta.

Más allá de estas perspectivas, la FAO considera que el comercio mundial de alimentos continuará en franco crecimiento a medida que una mayor proporción de la población de los países en vías de desarrollo se incorporen a los estratos de ingresos medios y altos, aumentando el consumo desde 2803 kilocalorías diarias per cápita en el año 2000 a 3050 hacia el año 2030. Dichos cambios, impulsarían las necesidades de alimentos, asegurando un crecimiento constante de la demanda para los países exportadores.

En este contexto del mercado internacional de alimentos, las proyecciones señaladas anteriormente inducen a generar posibles panoramas para la evolución de economías como la de Rosario y la Provincia de Santa Fe, en vista de que las exportaciones de alimentos tienen una vital importancia para las mismas. Vale destacar que en el período que va desde el año 1994 al 2010, las exportaciones comprendidas en los rubros relacionados a la alimentación promediaron una participación del 95,31% del volumen de exportaciones anuales totales santafesinas, según datos del Instituto Provincial de Estadísticas y Censos de Santa Fe (IPEC). Por lo tanto, indagar en su comportamiento pasado y estimar su proyección al futuro a partir de la información estadística disponible, permitiría visualizar la dinámica económica de la región de un modo más preciso.

A pesar de la nuclear importancia de esos hechos, no se han podido encontrar o tener acceso a trabajos elaborados en Argentina sobre la cuestión de la estimación empírica de modelos económicos de comercio internacional a partir de la información provincial. La gran mayoría de las investigaciones y documentos hallados relativos al análisis econométrico del comercio, son a nivel agregado, contemplando sólo el comportamiento de las exportaciones y las importaciones nacionales.

En este sentido, este trabajo hace uso del instrumental econométrico y la teoría económica con la motivación de aportar algunos nuevos conocimientos empíricos referidos al tema y con el objetivo de acercar una herramienta útil para la comprensión de la dinámica estructural del comercio de la región. Desafortunadamente, la carencia de información específica de la localidad de Rosario, ha conducido a tomar los datos de la Provincia de Santa Fe como representantes imperfectos de la región de influencia de la ciudad.

Por otra parte, el análisis intenta ser lo más específico posible en cuanto a las variables analizadas y las series utilizadas con el objetivo de dotar a las estimaciones del mayor poder descriptivo de la economía bajo escrutinio. Para ello, la regresión elaborada utiliza las series de datos entre 1995 y 2010 de únicamente las exportaciones consideradas como alimentos, el Índice de Precios Internacionales de los Alimentos de la FAO y el Producto Interno Bruto real mundial como variable proxy del ingreso mundial. Esta elección de información se ha hecho bajo el supuesto de que la demanda de exportaciones se explica, tanto por las variaciones del ingreso de sus demandantes como por los precios de los productos relevantes.

Específicamente el objetivo de este trabajo es utilizar el análisis de cointegración y el Método de Corrección de Errores para encontrar las elasticidades ingreso y elasticidades precio de la demanda de exportaciones de alimentos para el largo y el corto plazo. En tal sentido, la estimación de las elasticidades de largo plazo, consideradas estables, tendrían el poder de permitir la inferencia sobre la evolución de la economía de Santa Fe ante diferentes proyecciones de escenarios internacionales posibles.

El presente trabajo está diagramado del siguiente modo. En la sección II se exponen los modelos a estimar y la metodología para la estimación de la función de demanda mundial de exportaciones de alimentos de Santa Fe. La sección III presenta los datos utilizados sobre los que se aplicará la metodología. La sección IV y V presentan los resultados empíricos y un análisis sobre las elasticidades obtenidas en contraste con lo esperado con la teoría económica. Finalmente, en la última sección se realizan reflexiones sobre los posibles impactos de la economía internacional sobre la región y cómo las elasticidades estimadas permiten prever en cierto modo la respuesta a estas alteraciones externas.

II. Metodología

Como se expresó en la introducción de este trabajo, no se han podido ubicar investigaciones econométricas sobre las elasticidades del comercio de Santa Fe u otras provincias argentinas. Sin embargo, a modo de acercamiento metodológico desde la perspectiva nacional, puede recurrirse a los estudios de Catao y Falceti (2002) quienes utilizaron Vectores Autorregresivos y un modelo de corrección de errores (MCE) para la estimación de las elasticidades de demanda de exportaciones e importaciones para el período 1980-1997, distinguiendo entre comercio intra y extra MERCOSUR. Mediante el uso de las técnicas de cointegración y MCE, Aravena (2005) estimó las elasticidades de comercio para Chile y Argentina en el plazo 1996-2004. Bus y Nicolini Llosa (2007) aplicaron Mínimos Cuadrados Ordinarios y Máxima Verosimilitud para regresar la función de importaciones argentinas entre 1970 y 2007, y MCE para estimar las elasticidades precio e ingreso de corto plazo. Más recientemente, Berrettoni y Castresana (2009) estimaron las elasticidades de comercio para 1992-2008 utilizando cointegración y MCE.

A modo introductorio, Berrettoni y Castresana (2008) sostienen que generalmente el estudio empírico de las elasticidades del comercio se realiza basándose en el modelo estándar de comercio internacional ¹, el cual relaciona los volúmenes exportados con los precios relativos y el ingreso de los principales socios comerciales. En esta dirección, y de modo similar a Bus y Nicolini Llosa (2007), suponemos que la función de demanda de exportaciones es multiplicativa y su versión lineal en logaritmos es:

$$\text{Ln}X_t = \alpha + \beta_1 \text{LnPIB}_t + \beta_2 \text{LnP}_t + \mu_t \quad \text{Modelo 1}$$

donde:

$\text{Ln}X_t$ es el logaritmo natural (Ln) del volumen de exportaciones de alimentos.

LnPIB_t es el Ln del PIB mundial.

LnP_t es el Ln del Índice de Precios de los Alimentos de la FAO

Para este modelo β_1 y β_2 son las elasticidades ingreso y precios de largo plazo, respectivamente.

Para la estimación de este modelo, primero deben obtenerse las series de datos relevantes y hacerse un análisis de las características de las mismas, buscando asegurar

¹ Ver Krugman (2006)

que la regresión del modelo en cuestión arroje estimaciones consistentes de las elasticidades buscadas. En principio, sería necesario comprobar que se está trabajando con series estacionarias, es decir que cuenten con medias y variancias constantes a lo largo del periodo. De lo contrario, la predicción de valores no sería posible y la regresión de dichas series mediante el uso de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) podría resultar espuria. Empero, bajo ciertas condiciones, series no estacionarias con características particulares pueden utilizarse para generar estimaciones consistentes.

El primer paso para poder lograr una regresión no espuria, es verificar el orden de integración de las variables. Si estas fueran de raíz unitaria (o estacionarias en sus primeras diferencias) y estuvieran cointegradas, permitirían la construcción de tales estimaciones de modo confiable. Como bien explica Aravena (2005) la cointegración exige que exista una combinación lineal estacionaria entre las series. Si este es el caso, se encontrará que los coeficientes estimados de la regresión serán de largo plazo y estables.

Verificado lo anterior, es posible realizar un Modelo de Corrección de Errores (MCE) que corrija los desequilibrios de corto plazo, utilizando los errores observados como *errores de equilibrio*, tal como los define Gujarati (2003), y así obtener los coeficientes de corto plazo, que en este estudio representan las elasticidades de corto plazo.

El Cuadro A.1 presentado en el anexo muestra los resultados de las pruebas para establecer la existencia de raíz unitaria en las series trabajadas. La primer prueba utilizada es la prueba Dickey y Fuller (DF) y la segunda es la prueba DF Aumentada (ADF), la cual es útil en caso de haber correlación entre los residuos de los modelos autorregresivos de la prueba, siendo estadísticamente más poderosa ².

En este caso, puede observarse que bajo la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en cada una de las series, las pruebas DF y ADF mostrarían el no rechazo de la misma debido a que los valores observados del estadístico τ son menores en valor absoluto a los valores críticos al 1% . Es decir que todas las series serían integradas de orden uno, $I(1)$ y sus primeras diferencias estacionarias.

Habiéndose comprobado lo anterior, es necesario analizar la cointegración de las series, es decir, asegurar que exista una relación económica de largo plazo entre ellas. Para ello debe analizarse la estacionariedad de los residuos observados como producto de correr la regresión del Modelo 1 especificado anteriormente. Si la series de residuos es integrada de orden cero o $I(0)$, es decir estacionaria, entonces se estaría eliminando las tendencias estocásticas de las series. Si esto es así, el uso de la teoría de los MCO es aplicable para

² Que sea una prueba estadísticamente más poderosa o con mayor potencia, implica que hay una mayor probabilidad de rechazar la hipótesis nula cuando esta es falsa. Para ampliar Ver Gujarati (2003)

elaborar la regresión y las conclusiones elaboradas serán válidas. Como aproximación, al observar los valores estimados en la sección de Resultados Empíricos, se encuentra que el valor del Estadístico D-W es mayor al R^2 , lo cual es una señal de que no se está trabajando con una serie espuria.

Para comprobar lo antedicho se utiliza la Prueba de Engle-Granger de cointegración³. En el Cuadro A.2 se observa que el valor crítico t de Engle-Granger al 1% es de -2,741. Dado que el valor $t_{\text{observado}}$ es mucho más negativo que el crítico, se concluye que existe estacionariedad en los residuos de la regresión. Esto indica que se está trabajando con una regresión cointegrante y no espuria.

Dadas las características de las series, el modelo y los residuos apuntadas, se podría obtener un Modelo de Corrección de Errores (MCE):

$$\Delta \ln X_t = \alpha + \beta_1 \Delta \ln \text{PIB}_t + \beta_2 \Delta \ln P_t + \beta_3 \text{TCE}_{t-1} + \mu_t \quad \text{Modelo 2}$$

Donde Δ representa el operador de primera diferencia, TCE el término de corrección de errores y β_1 y β_2 son las elasticidades ingreso y precios de corto plazo, respectivamente.

A diferencia del Modelo 1, el MCE incorpora el término de corrección de errores para llevar la variable a su equilibrio de largo plazo. Por ejemplo, cuando los incrementos del PIB mundial y los precios son nulos y TCE es positivo, el volumen de las exportaciones estaría excediendo su nivel de equilibrio. Por ello, y dado que se espera un signo teórico negativo del coeficiente β_3 , el modelo arrojaría una variación negativa de las exportaciones para llevarlas a su nivel de largo plazo en el siguiente período. De lo contrario, el efecto corrector sería inverso.

³ Alternativamente existen otros dos métodos para determinar la cointegración de las series, sin embargo existen limitaciones para su uso. La prueba Durban-watson de cointegración carece de valores críticos para muestras menores a 25 observaciones y la prueba de Johansen, si bien más precisa, se utiliza para muestras mayores a 100 observaciones. Ver Mata (2004).

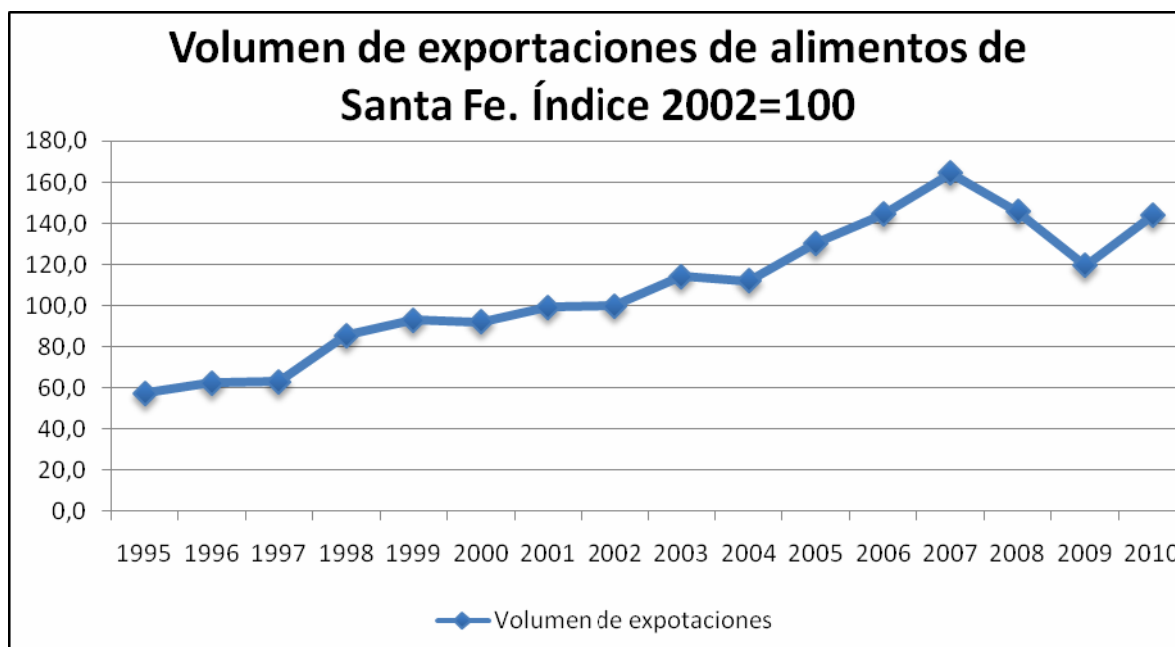
III. Datos

Para la estimación de tal modelo teórico, es necesario decidir qué uso de información y qué procesamiento la de misma se aplicará, dependiendo del tipo de resultados que esperan obtenerse y el foco de la investigación

Respecto a la serie de datos del volumen de exportaciones de alimentos, la misma fue construida a partir de la información por rubros tabulada por el Instituto Provincial de Estadísticas y Censos de Santa Fe (IPEC). Los rubros seleccionados incluyen todos los relativos a alimentos, cubriendo las secciones 1 a 4 del Nomenclador de Productos del Comercio Exterior utilizado por el Instituto. Esto provee de una importante cobertura en cuanto a los alimentos bajo estudio en comparación a los datos provistos por el Ministerio de Agricultura y Ganadería de la Nación que sólo consideran exportaciones de granos, aceites y derivados, con una cobertura espacial, en cuanto origen provincial, indeterminada ya que sólo se hace un relevamiento por puerto de salida.

En el Gráfico 1 puede observarse la evolución del volumen de las exportaciones relevantes en el período de 1995 a 2010.

Gráfico 1

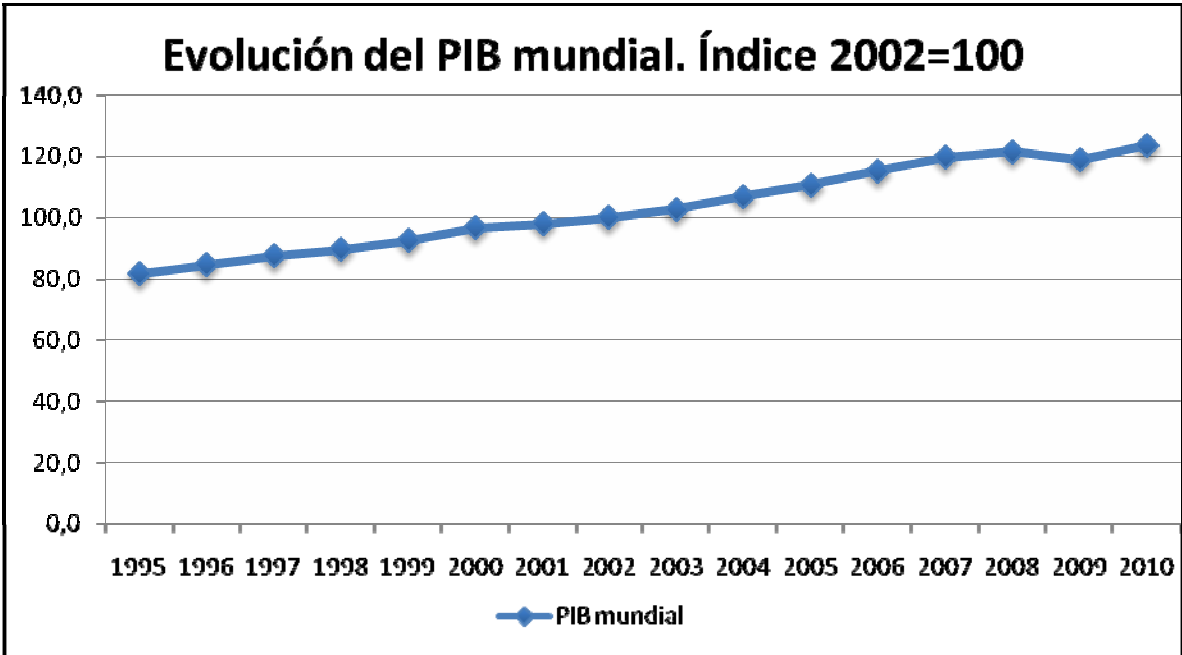


Fuente: Elaboración propia a partir de datos de IPEC

En cuanto a la variable ingreso, la investigación suele apuntar hacia la creación de un índice que pondera el producto interno bruto (PIB) de cada socio comercial según su

participación promedio en el período de tiempo bajo estudio. Sin embargo, la construcción de tal índice para Santa Fe presenta extensas complicaciones en comparación con, por ejemplo, el agregado de Argentina. Por un lado, como señalan Berrettoni y Castresana (2009), las exportaciones nacionales han estado altamente concentradas en casi un 80% en tan sólo 11 socios comerciales a lo largo de las últimas dos décadas. Por el contrario, al analizar las series de datos del IPEC a lo largo del tiempo, Santa Fe muestra una sorprendente diversidad de destinos con participaciones históricamente no mayores al 10% y con una continua variación en la significatividad de los socios comerciales. Es decir que existen numerosos destinos cuyas participaciones carecen de estabilidad para lograr una muestra representativa de países. La respuesta a este inconveniente ha sido el uso del PIB mundial, como proxy del ingreso de los demandantes de las exportaciones. La serie anual del Producto Interno mundial real en dólares estadounidenses fue tomada de la base de datos del Banco Mundial, también incorporando los 16 años entre 1995 y 2010. El Gráfico 2 muestra el progreso de esta variable.

Gráfico 2



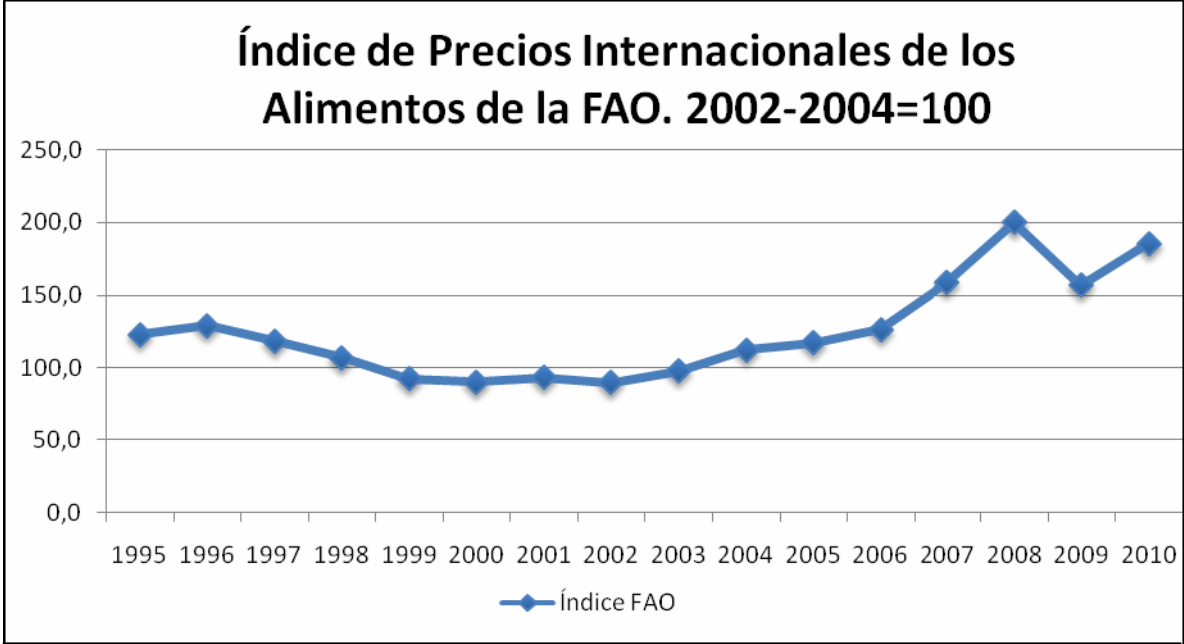
Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Banco Mundial

Dicha serie y los volúmenes exportados fueron transformados a índices para seguir la metodología aplicada por la generalidad de los investigadores con base 2002=100, lo cual no altera la interpretación del modelo estimado.

Por otro lado, la serie de precios relativos es usualmente aproximada mediante el uso de tipos de cambios reales multilaterales. Estos se construyen a partir de los tipo de

cambio bilaterales nominales, a los cuales se los modifica mediante el uso de índices de precios mayorista, ponderados por las participaciones en el comercio total. No obstante, dicho indicador necesita de la estabilidad de los socios comerciales antes descartada y de índices de precios mayoristas inexistentes para el ámbito subnacional santafesino. Aún con esta limitación, existe un indicador de los precios realizados por la FAO que permite evaluar la evolución de los precios relevantes para esta investigación. Este Índice de Precios Internacionales de los Alimentos, conglogera la información de un variado abanico de precios para carnes, cereales, aceites, azúcar y lácteos, incluyendo más de 55 productos comerciados internacionalmente, que lo hacen de suma utilidad para el análisis requerido. La información que muestra la evolución del mismo ha sido extraída de la base de datos estadísticos de la FAO. Cuya base es el 2002-2004=100, mostrada en el Gráfico 3.

Gráfico 3



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de FAO

IV. Resultados Empíricos

Tras la operación de la metodología antes explicada sobre las series de datos tomadas en cuenta, la elaboración de las estimaciones arrojó la siguiente regresión (Regresión 1) ⁴,

$$\widehat{\text{Ln}X_t} = -5,919 + 2,573 \text{LnPIB}_t - 0,281 \text{Ln}P_t$$

Error estándar	0,730	0,197	0,106
Estadístico T	-8,108	1,305	-2,646
P valor asociado	0,000	0,000	0,020
R ² Ajustado	0,934		
Estadístico D-W	1,995		
Estadístico F	1,064		
Valor P de F	0,000		

En principio, puede observarse que los coeficientes estimados por MCO son todos significativos a un nivel del 5% dado que los p-valores son todos menores a 0,05, bajo la hipótesis nula de ser cada uno igual a cero. Además, y especialmente importante, estos coeficientes (que representan las elasticidades de largo plazo) son coherentes con la teoría económica, habiendo una elasticidad ingreso positiva, que demuestra que los alimentos serían bienes normales, y una elasticidad precio negativa, que indica un comportamiento inverso entre los precios y la demanda de exportaciones.

De este modo, en el largo plazo, *un aumento promedio del 1% en el PIB mundial provocaría un incremento promedio del 2,573% de la demanda de exportaciones de alimentos de Santa Fe. Por otro lado, un cambio promedio de un 1% en los precios internacionales de los alimentos generaría una reducción de la demanda de dichas exportaciones, en promedio, en un 0,281%.*

⁴ Todas las estimaciones econométricas en este trabajo han sido elaboradas mediante el software EViews 5.0.

Así mismo, la prueba F de significancia conjunta, permitiría rechazar la hipótesis de que todos los coeficientes estimados son simultáneamente iguales a cero, confirmando lo afirmado en el párrafo anterior, ya que el p-valor del estadístico F es igual a 0,000 y menor a un nivel de significancia del 5%.

Adicionalmente, el R² Ajustado nos dice que el 93,4% de la variabilidad del logaritmo de las exportaciones es explicada por el modelo estimado.

En cuanto a la normalidad de los residuos, podría decirse que mediante el Test Jarque-Bera no se rechaza la hipótesis de normalidad de los residuos, dado que se tiene un p-valor asociado de 0.945 adecuadamente elevado. Desafortunadamente, las apenas 16 observaciones no parecen ser suficientes para el uso de este test, cuyo estadístico J-B, de valor 0.111 en este caso, tiene una distribución X² que lo hace robusto sólo para grandes muestras.

Por otra parte, como se indica en los cuadros A.3 y A.4 del Anexo, la realización del test Durbin y Watson, y del test Breusch-Godfrey permitiría rechazar la existencia autocorrelación en los residuos observados. Del mismo modo, parece haber sido confirmada la homoscedasticidad de los residuos, tanto con el uso de las pruebas de Park y como por la de White, que pueden observarse en los cuadros A.5 y A.6 del Anexo respectivamente. Al rechazar estos problemas, estamos sosteniendo que los estimadores β conseguidos son mejores estimadores lineales insesgados (MELI) ⁵.

Como se analizó en la sección referente a la metodología, las propiedades de integración y cointegración de las series y sus residuos, admiten la aplicación de un MCE y el uso de su regresión para la comprensión del corto plazo. La estimación ha arrojado el siguiente modelo (Regresión 2),

$$\widehat{\Delta \text{Ln}X_t} = -0,04 + 3,85 \Delta \text{LnPIB}_t - 0,11 \Delta \text{LnP}_t - 0,95 \text{TCE}_{t-1}$$

Error estándar	0,044	1,462	0,181	0,270
Estadístico T	-0,909	2,630	-0,631	3,518
P valor asociado	0,383	0,023	0,541	0,005
R ² Ajustado	0,588			
Estadístico D-W	2,089			
Estadístico F	7,660			

⁵ Es decir que tienen la menor varianza, asegurando que la elasticidad estimada está más cercana a la verdadera elasticidad que cualquier otra posible. Ver Gujarati (2003).

Valor P de F 0,005

En este modelo MCE, los coeficientes estimados se interpretan como elasticidades de corto plazo. Las mismas mantienen la coherencia económica respecto a sus signos, aunque sólo la elasticidad ingreso es estadísticamente significativa para un nivel de significancia del 5%.

Así, la elasticidad ingreso indicaría que *un aumento promedio en un 1% del PIB mundo generaría un cambio positivo promedio del 3,85% en el volumen de la demanda de exportaciones de alimentos de Santa Fe en el corto plazo.*

También el TCE es estadísticamente diferente de cero y negativo (como se espera de modo teórico), por lo cual se garantizaría la corrección de las perturbaciones de corto plazo y se estaría tratando con un modelo estable.

Coherentemente con lo expuesto, la prueba F confirma que los coeficientes no son todos simultáneamente cero, para un nivel de significancia de 0,05. Mientras el R^2 Ajustado indica que un 58,8% de la variabilidad del diferencial del logaritmo de las exportaciones es explicado por el modelo especificado.

En referencia a la normalidad de los residuos, la prueba de Jarque-Bera demostraría la normalidad de los mismos dado que el estadístico JB de valor igual a 0,77, tendría una elevada probabilidad de 0,68.

La normalidad de los residuos permitiría el uso de la prueba Durbin y Watson la cual rechazaría la existencia de autocorrelación, siendo esto confirmado por el test de Breusch-Godfrey. Del mismo modo las pruebas de Park y la de White confirmarían la homoscedasticidad de los residuos. Bajo estas condiciones los estimadores conseguidos serían MELI.

V. Análisis de las Elasticidades

El análisis econométrico de las relaciones de largo plazo de la demanda de exportaciones santafesinas con sus determinantes, léase el PIB mundial y los precios internacionales de los alimentos, ha revelado interesantes patrones sobre las elasticidades de demanda, representadas en el siguiente cuadro:

Cuadro I

	Largo Plazo	Corto Plazo
Elasticidad Ingreso	2,57	3,85
Elasticidad Precio	-0,28	-0,11

La observación detenida de los resultados obtenidos supone una aparente contradicción con la teoría económica tradicional. Esto se debe a que la elasticidad ingreso de la demanda de exportaciones de alimentos es mayor a uno, lo cual implicaría que los alimentos exportados son considerados bienes de lujo y no bienes de primera necesidad, como se los considera bajo la Ley de Engle según indican Larraín y Sachs (2002). Es decir que variaciones del ingreso generan variaciones más que proporcionales de la demanda de las exportaciones santafesinas.

Sin embargo cabe destacar que, según datos del IPEC, prácticamente el 75% de las exportaciones de alimentos de la provincia están incluidas entre las manufacturas de origen agropecuario (MOA), siendo su principal rubro los residuos y desperdicios de la industria alimenticia, y que estas son generalmente utilizadas como insumos de otras industrias en los países demandantes, por lo cual no son necesariamente objeto de consumo final de modo directo. En efecto, el crecimiento del PIB mundial y por tanto el mayor desarrollo de los países, induciría a demandar mayores cantidades de las exportaciones santafesinas como insumos para sus industrias transformadoras, como ser la elaboración de biocombustibles o alimentos de mayor contenido proteico, como la cría de animales.

Las elasticidades precio indican que hay una baja reacción de la demanda de exportaciones de la región a variaciones en los precios, siendo una demanda inelástica por ser los coeficientes menores a uno. Esta relación tiene dos puntos sobresalientes. En primera instancia, el agregado de alimentos no tiene sustitutos, ya que incluye el total de los

productos comestibles lo que elimina la posibilidad de sustitución. En segundo lugar, aún si se consideraran los productos alimenticios de otros países como sustitutos, no habría a priori sustitución de las exportaciones de Santa Fe por las de otras regiones con menores precios, ya que los precios de los alimentos considerados, son determinados internacionalmente haciendo que los precios sean homogéneos entre los diferentes oferentes.

Debe advertirse que si bien, como es de esperar teóricamente, la demanda parecería ser más elástica en el largo plazo ante incrementos de los precios, tal conclusión carece de respaldo empírico debido a la falta de significatividad estadística del coeficiente de corto plazo, como se analizó en la sección Resultados Empíricos.

VI. Reflexiones finales

El objetivo de este trabajo ha sido estudiar el comportamiento de las exportaciones de alimentos de la provincia de Santa Fe, con la idea de dilucidar la dinámica de las mismas en su reacción a las alteraciones de sus factores determinantes.

El presente trabajo ha encontrado que las exportaciones tienen un mayor grado de respuesta en el largo plazo a los cambios en los ingresos que a las variaciones de precios. Aunque la validez de cualquier comparación es dudosa, puede advertirse que esta conclusión se mantiene en línea con lo que previamente han demostrado los estudios de las elasticidades del comercio para Argentina realizados por Aravena (2005) y por Berrettoni y Castresana (2009).

Complementariamente, partiendo desde los resultados empíricos obtenidos, es interesante observar algunas de las implicancias para la región de los coeficientes estimados. En primer lugar, es de esperarse que la caída de los precios internacionales de los alimentos no generen un marcado impulso en la demanda de las exportaciones santafesinas.

En cambio, los hacedores de política deberían prestar especial atención a las proyecciones del crecimiento del PIB mundial. Una recesión generalizada como la de 2008-2009 podría tener efectos profundamente negativos no sólo sobre el sector exportador. Debe tenerse en cuenta que el efecto multiplicador de la demanda de exportaciones puede arrastrar a toda la economía local y quitar grados de libertad a la gestión gubernamental, al restringir sus ingresos.

Tal como señalan Leonardi, Staffieri y Mandolesi (2009), las exportaciones per cápita de la provincia representan en promedio dos veces y media el promedio nacional y los derechos de exportación pagados por los productos con origen en Santa Fe aportan cerca de un tercio de la recaudación de las retenciones nacionales. Esto permite inferir las profundas consecuencias que pueden devenir de una caída en el ingreso mundial tanto para la economía regional como para el fisco nacional, particularmente debido a la respuesta más que proporcional que tiene la demanda de las exportaciones de Santa Fe ante los cambios del PIB mundial.

Aún con la incertidumbre propia del futuro, y la imposibilidad de los economistas de realizar fehacientes predicciones sobre el devenir de la economía, se ha intentado hacer un

pequeño aporte para esclarecer el modo en que nuestra región habrá de absorber los impactos del mercado mundial.

Bibliografía

Aravena, Claudio (2005), Demanda de exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Argentina y Chile. Serie de Estudios estadísticos y prospectivos 36, CEPAL.

Banco Mundial, World Databank, Dirección URL: <http://databank.worldbank.org/ddp/home.do>

Burns, Andrew y Theo Janse van Rensburg (2012), Global Economic Prospects: Uncertainties and Vulnerabilities, Volumen 4, Banco Mundial.

Berrettoni, Daniel y Sebastián Castresana (2009), Elasticidades de comercio de la Argentina para el período 1993-2008. Revista del Centro de Economía Internacional 16.

Catao, L. y E. Falcetti (2002), Determinants of Argentina's External Trade, Journal of Applied Econometrics, 5(1): 19-57.

Gujarati, Damodar N. (2003), Econometría, Cuarta Edición, México, McGraw Hill Interamericana.

Harrison, Paul (2002), Agricultura Mundial: hacia los años 2015-2030. Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

Instituto Provincial de Estadísticas y Censos, Estadísticas de Comercio Exterior, Dirección URL: <http://www.santafe.gov.ar/index.php/web/content/view/full/111313/%28subtema%29/93664>

Krugman, Paul R., y Maurice Obstfeld (2006), Economía internacional: Teoría y Política, Madrid, McGraw Hill.

Larraín, Felipe B. y Jeffrey D. Sachs (2002), Macroeconomía en la economía global, 2º Edición, Pearson Prentice Hall.

Leonardi, Agustina; Adriano Mandolesi y Fernando Staffieri (2009), Dinámica Exportadora Santafesina, Instituto de Investigación Económica, Fundación Libertad.

MacKinnon, James G. (2010), Critical Values for Cointegration Tests, Queen's Economics Department Working Paper No. 1227.

Mata Brito, Hector L. (2004) Nociones Elementales de Cointegración: Procedimiento de Engle Granger, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de los Andes, Mérida.

Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, Índice de la FAO para los precios de los alimentos, Dirección URL: <http://www.fao.org/worldfoodsituation/wfs-home/foodpricesindex/es/>

Wooldridge, Jeffrey M. (2003), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 2nd ed, New York, Thomson Learning.

Anexo

Test de raíz unitaria

Cuadro A.1

	Prueba Dickey y Fuller		Prueba Dickey y Fuller Aumentada	
	Estadístico τ	Valor crítico 1%	Estadístico τ	Valor crítico 1%
Exportaciones*	-1,198	-2,728	-1,641	-3,959
PIB mundial*	-0,617	-2,772	-1,147	-3,959
Índice de precios*	-0,450	-2,728	-0,263	-3,959

* Series Logaritmadas

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de IPEC, BM y FAO.

Prueba de cointegración de Engle-Granger

Cuadro A.2

Estadístico τ	Valor crítico 1%
-3.733	-2,741

Fuente: Elaboración propia y valores críticos de MacKinnon (2010).

Pruebas de autocorrelación

Prueba de Durbin y Watson

Cuadro A.3

	Estadístico DW	Límites de la zona de no rechazo	
		Límite Inferior	Límite Superior
Regresión 1	1,995	1,539	2,46
Regresión 2	2,089	1,543	3,054

Fuente: valores críticos de Gujarati (2003).

Con un nivel de significancia de 0,05 no se rechaza la hipótesis nula de No Autocorrelación para ambas regresiones.

Prueba Breusch-Godfrey

Cuadro A.4

	Estadístico BG	Probabilidad
Regresión 1	2,511	0,285
Regresión 2	1,925	0,382

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de IPEC, BM y FAO.

Siendo la hipótesis nula la No Autocorrelación, no se rechaza la misma dado un coeficiente de confianza de 0,95. Dicha conclusión es válida para ambas estimaciones.

Pruebas de heteroscedasticidad

Prueba de Park

Cuadro A.5

		Estadístico t	Probabilidad
Regresión 1	Log(LnPIB)	-0.398	0.697
	Log(LnFAO)	1.491	0.159
Regresión 2	Log(Δ LnPIB)	-0.398	0.697
	Log(Δ LnFAO)	1.491	0.159

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de IPEC, BM y FAO.

La prueba de Park revelaría que con un coeficiente de confianza de 0,95 no se rechazaría la hipótesis nula de Homoscedasticidad en los dos modelos estimados.

Prueba de White

Cuadro A.6

	Estadístico de White	Probabilidad
Regresión 1	2,493	0,646
Regresión 2	9,939	0,127

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de IPEC, BM y FAO.

La prueba de White confirma, para ambas regresiones, el rechazo a la hipótesis alternativa de Heteroscedasticidad, con un nivel de significancia de 0,05.