



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Determinantes de la Oferta de Exportación de Mango: estudio de caso para el Perú

Jorge Luis Sánchez Arévalo¹, João Ricardo Ferreira de Lima² y
Adriano Firmino V. de Araújo³

Resumen: El mango es una de las frutas más consumidas a nivel mundial y de las más exportadas por el Perú. En la actualidad el Perú se ubica como el sexto mayor exportador de mango en el mundo. Por tanto, el objetivo de este trabajo fue analizar los factores determinantes de las exportaciones de mango realizadas por el Perú, dando un mayor enfoque a los principales mercados de destino, como son los Estados Unidos y la Unión Europea para el período de 2000 a 2011. Para tal fin, se utilizó el Modelo de Vector de Corrección del Error. La elección del modelo es comentada en la metodología. Las variables utilizadas para explicar los determinantes de exportación de mango son precios domésticos, los precios al por mayor en los Estados Unidos y la Unión Europea, la renta interna de los Estados Unidos y la Unión Europea y el tipo de cambio euro/dólar. Los resultados muestran que los precios internacionales y la renta de los importadores, son determinantes para explicar la exportación de esta fruta.

Palabras-claves: Exportación, mango, Perú.

Abstract: Mango is one of the most consumed fruit in the world and the most exported by Peru. At present, Peru is the sixth largest exporter in the world. Therefore, the objective of this paper is to analyze the determinants of mango exports by Peru by making more focus to the main target markets, namely the United States and the European Union for the period from 2000-2011. For this end, we used the model of Vector Error Correction. The choice of model is discussed in the methodology. The variables used to explain the determinants of mango exports are domestic prices, wholesale prices in the United States

1. Doctorando en Administración de Organizaciones por la FEA/RP de la Universidad de São Paulo (USP). Se desempeña en investigaciones en las áreas de comercio internacional. E-mail: jsarevalo@hotmail.com
2. Doctor en Economía Aplicada por la Universidad Federal de Viçosa (UFV). Se desempeña como investigador A del Embrapa Semiárido, es profesor de Posgrado de la Universidad Federal de Pernambuco (UFPE) y profesor titular en la Facultad de Ciencias Aplicadas y Sociales de Petrolina (FACAPE). E-mail: joao.ricardo@embrapa.br
3. Doctor en Economía por la Universidad Federal de Pernambuco (UFPE). Se desempeña como profesor adjunto del Departamento de Economía de la Universidad Federal de Paraíba (UFPB), así como profesor de Maestría en Desarrollo Regional de la Universidad Federal de Tocantins (UFT). E-mail: afva77@ccsa.ufpb.br

and the European Union, the internal income of the United States and the European Union and the exchange rate euro / dollar. The results show that international prices and income in the United States are determinant to explain exports of this fruit. The results show that the international prices and the income of importers markets are determinant to explain the export of this fruit.

Key-words: Export, mango, Peru.

Clasificación JEL: F10, C32.

1. Introducción

El mango es una de las frutas más consumidas a nivel mundial principalmente *in natura*, con un crecimiento en el consumo mundial de 1,4% en 2010 con respecto al año anterior (FAO, 2012)⁴. La FAO estima que 90% de la producción de frutas tropicales se produce en países en vías de desarrollo y que el mango representa el 35% de la producción mundial de frutas tropicales. El origen de esta fruta está asociado a los países del sur de Asia, principalmente de la región que hoy hace parte de la India. Actualmente es cultivada en diversas regiones del mundo como China, Filipinas, Nigeria, Brasil, México y Perú (HORTICULTUREWORLD, 2012). De forma general, el continente asiático se muestra más representativo en lo relacionado a producción y comercialización, destacándose la India como el principal productor y exportador mundial. En el año 2009 el Perú fue el sexto mayor exportador mundial (FAO, 2012). No obstante la posición que el Perú ocupa como exportador mundial no es

el mismo como productor. El Perú se encuentra fuera del ranking de los diez mayores productores mundiales. La producción de mango en el Perú representa solo aproximadamente 1,8% del total producido en el mundo (FAO, 2012).

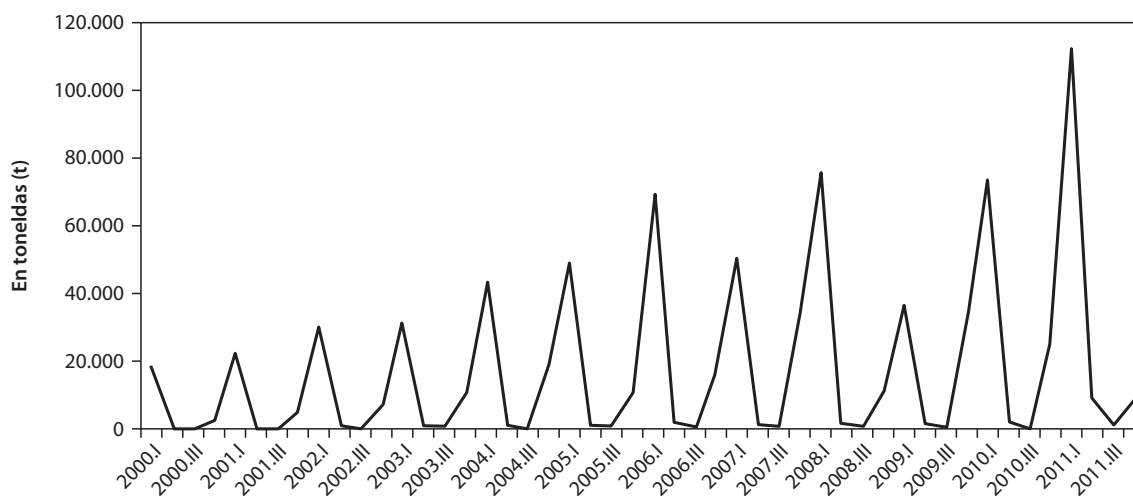
Haciendo un levantamiento de los datos de exportación de mango del Perú para el período de 2000 a 2011, se observa un aumento de la cantidad exportada en valor económico (miles US\$). De esta forma, para el periodo de 2000 a 2011, la tasa de crecimiento anual de la cantidad exportada de mango fue de 19,54% (MINAG, 2012)⁵. Por más que la producción sea estacional la exportación en este periodo fue creciente.

El objetivo de este trabajo fue analizar los factores determinantes de las exportaciones de mango realizadas por el Perú, dando un mayor enfoque a los principales mercados de destino, como son los Estados Unidos y la Unión Europea. Para tal fin, se utilizó el Modelo de Vector de Corrección del Error para el período de 2000 a 2011.

El trabajo se divide en cuatro partes además de la parte introductoria. En la parte introductoria se hace una caracterización del sector productivo y exportador de mango del Perú. Las secciones siguientes son: Fundamentación Teórica, Metodología, Resultados y en la última parte consta las conclusiones.

4. Con los datos de la FAO se calculó el consumo aparente de las principales frutas tropicales (Consumo Aparente = Producción + Importación - Exportación). El consumo aparente de mango en el periodo de 2000 a 2011 creció en 102% en el mercado de la UE y 55% en los EE.UU. Para este mismo periodo, el consumo aparente de banano creció 13% en la UE y cayó 1% en los EE.UU, y el consumo aparente de piña tropical creció en 21% en los EE.UU y 48% en la UE.

5. Esta tasa fue calculada usando los valores de la cantidad exportada de mango disponible por el MINAG (2012) para el periodo de 2000 a 2011.

Figura 1. Exportaciones de mango del Perú en el período de 2000 – 2011

Fuente: Elaborado con datos del Minag (2012).

1.1. Caracterización del sector productivo y exportador de mango peruano

Los datos recientes muestran que en el 2010 la producción nacional de mango fue de 454,329 toneladas y las exportaciones en estado fresco fueron de 96,942 toneladas (MINAG, 2012). En este mismo año las exportaciones de mango fresco representaron el 21,34% de la producción total. Diez años antes, en el 2000, las exportaciones de mango fresco del Perú representaban el 16,56% de la producción. Haciendo una comparación en la producción de 2000 a 2010, ésta creció 263% (MINAG, 2012).

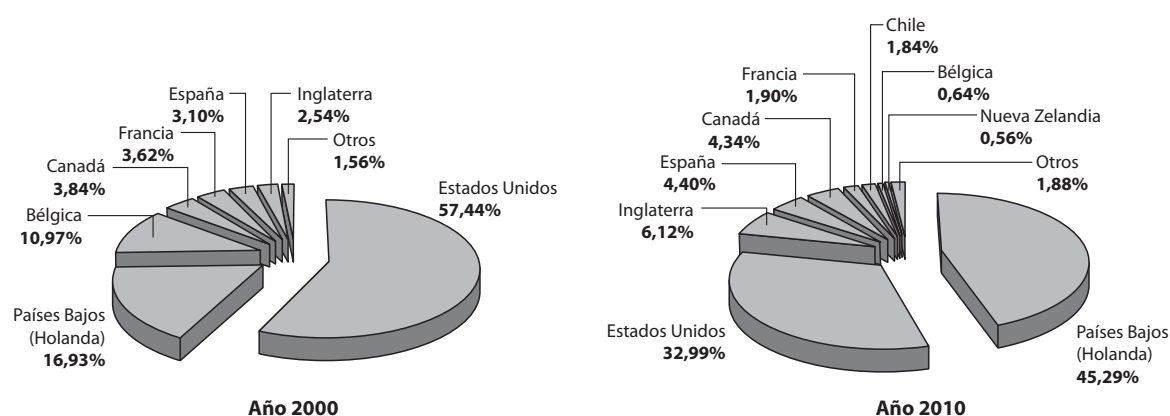
En la Figura 1 se muestra la evolución de las exportaciones de mango del Perú en el período de 2000 a 2011. A lo largo de este periodo se puede observar que la serie tiene un comportamiento cíclico, mostrando una caída a partir del segundo hasta el tercer trimestre de cada año y fortaleciéndose en el primero y cuarto trimestre. En el periodo de 2000 a 2011 la producción anual creció en promedio 24,58%, y la exportación por año creció en un promedio de 17,72%.

Antes del año 2000 la posición del Perú como exportador de esta fruta en el mundo no lo ubicaba entre los cinco o seis países mayores

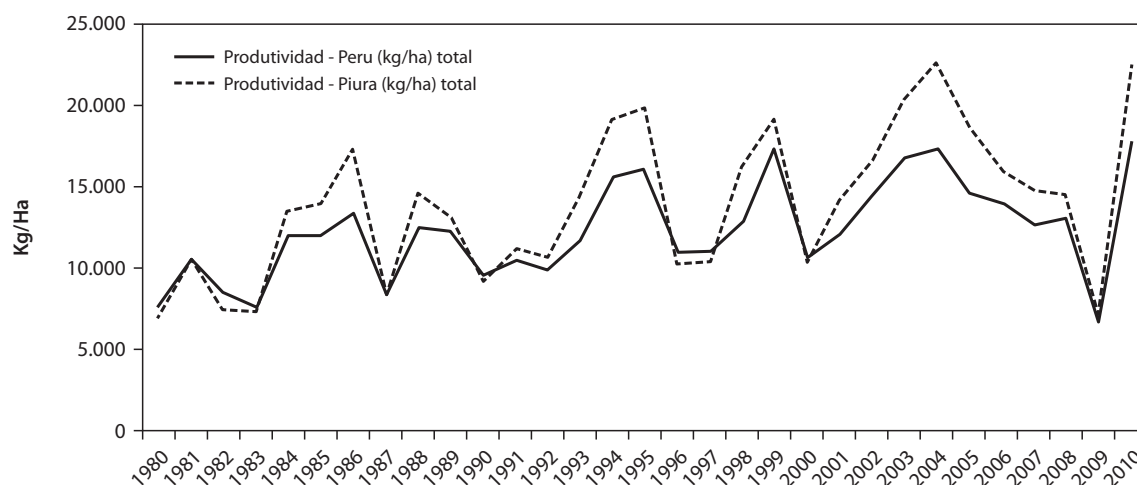
exportadores, como lo es ahora. Siendo así, se pretende analizar las exportaciones de esta fruta en relación con sus principales importadores, que son los Estados Unidos y los países de la Unión Europea (Figura 2).

La exportación está concentrada en meses específicos. Según el MINAG (2012) esto sucede con mayor frecuencia en los meses de noviembre a marzo. La concentración de las exportaciones en estos meses puede estar relacionada a los meses de producción y cosecha dado que entre el segundo y el tercer trimestre de cada año las exportaciones tienden a caer⁶. Otro aspecto a destacar, es la importancia del mercado interno en el consumo y por tanto su influencia en los precios domésticos, dado que gran parte de la producción de mango en el Perú es destinada al consumo interno. La Asociación de Productores y Exportadores de Mango – APEM (2012) detalla que en 2010, del total producido, aproximadamente el 22% es destinado para la exportación en estado fresco, 50% es destinado para el consumo interno y 28% para la agroindustria.

6. El Perú produce mango durante el primero y último trimestre de cada año (AGROBANCO, 2007).

Figura 2. Mercados de destino de las exportaciones de mango del Perú. Año 2000 y 2010

Fuente: Elaborado con datos del Minag (2012).

Figura 3. Productividad promedio de mango en el Perú y en el departamento de Piura* (1980-2010)

* Departamento del Perú que tiene mayor nivel de producción de mango en el período analizado.

Fuente: Elaborado con datos del Minag/OEEE - frenteweb (2011)

En este mismo contexto, es importante hacer hincapié sobre la concentración de la producción de mango en el Perú, ya que ésta se presenta en tan solo dos departamentos⁷. La producción de mango en el Perú se concentra en la región costera norte. El departamento de Piura es el principal productor, seguido del departamento de Lambayeque

(APEM, 2012). Para el año 2010, el departamento de Piura fue responsable de aproximadamente el 79% de la producción nacional, seguido de Lambayeque (segundo departamento productor) con aproximadamente el 9,46%. Considerando lo mencionado en el párrafo anterior, se destacar la importancia y ventajas de estos dos departamentos en la economía peruana a través de la producción de mango.

En la Figura 3 se muestra el comportamiento del nivel de productividad de mango en el Perú y en el departamento de Piura desde el periodo

7. La concentración de la exportación está detallada en las figuras 8 y 9 del Anexo. Departamento se refiere a la división administrativa del Perú. El Perú está dividido en 24 departamentos y una provincia constitucional (INEI, 2013).

de 1980 a 2010. A largo de este periodo se puede observar un crecimiento de la productividad para las dos series de producción. Para el año 2010 la productividad promedio de mango en el Perú fue de 18.0 t/ha y en el departamento de Piura fue de 22.6 t/ha (MINAG, 2011).

En el periodo de 1980 a 2010 también se observa un comportamiento parecido en cada serie. Es decir, si en un año la productividad nacional cae, la productividad en el departamento de Piura también cae y viceversa. Según informaciones de Hortibrasil⁸ (2009), en el año 2007, el Perú ocupó el tercer lugar en el ranking de países con mayor productividad de mango con 14 t/ha. Para el periodo de 1990 a 2010, la productividad mostró su más bajo resultado, de 7.0 t/ha. Sin embargo, para el año siguiente ésta se fortalece mostrando un rendimiento de 22.5 t/ha.

En la actualidad el fomento de la producción de mango en el Perú es promovido por instituciones internacionales. Según la APEM (2012), desde marzo de 2006 la producción de mango en la región norte del Perú cuenta con el apoyo del Banco Interamericano de Desarrollo – BID. Esta institución tiene como proyecto la promoción y certificación de las buenas prácticas agrícolas, así como mantener la posición de la exportación de mango peruano en Europa.

2. Fundamentación teórica

Las teorías existentes en la literatura de comercio internacional hacen mención al principio de las ventajas comparativas, siendo este principio, fundamental para la existencia de comercio entre países. Para Heckscher-Ohlin (H-O), un país exporta bienes intensivos en el factor que posee mejor ventaja (MONTROYA, 2004). En ese sentido, la diferencia de precios relativos entre los países se debe a la diferencia en la dotación de factores, lo que a su vez determina el comercio internacional (BLANCO, 2011).

Krugman (1981) presenta un modelo en el cual el comercio se origina por la presencia de ventajas comparativas, retornos crecientes así como por las economías de escala⁹. Así mismo, afirma que la variedad de bienes producidos en cada uno de los países depende de la existencia de las economías de escala en la producción.

El modelo en el que se sustenta este estudio, es el modelo patrón de comercio definido por Krugman y Obstfeld (2005). Para estos autores el modelo patrón de un país con comercio internacional puede ser descrito en la Figura 4, donde se muestra la curva de oferta de exportación en el mercado internacional. Esta curva de oferta puede ser obtenida a partir de la frontera de posibilidad de producción - FPP¹⁰ y la curva de demanda se obtiene a partir de las preferencias.

En la Figura 4, cuando el precio es P^1 , los productores nacionales ofertan S^{*1} , y los consumidores extranjeros demandan solamente D^1 . Así la oferta disponible para la exportación viene dado por la diferencia entre $S^1 - D^1$ ($S^{*1} - D^{*1}$). Cuando el precio sube para P^2 , los productores nacionales aumentan su oferta para S^{*2} y los consumidores extranjeros por su parte disminuyen su demanda para D^{*2} .

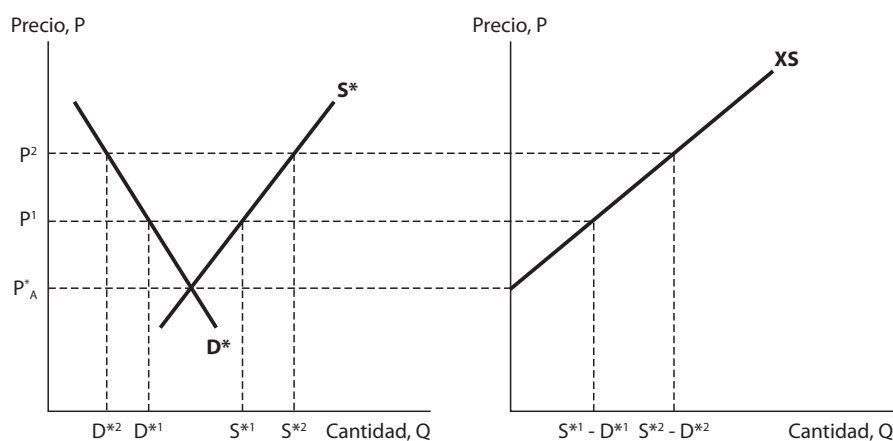
Es importante señalar que la oferta de los productos disponibles para la exportación tiende a aumentar, en función del aumento de los precios internacionales. Por ese motivo la curva de oferta de exportación es positivamente inclinada. Otros factores, además de los precios y la renta y que son determinantes para la oferta de exportación de productos, son las tarifas sobre las importaciones, así como los subsidios para las exportaciones. Estos dos últimos factores son definidos por cada gobierno, y se definen según la relevancia del bien en el escenario nacional y

8. Informaciones basadas en publicaciones de la FAO (2009).

9. Las economías de escala se vinculan con la tendencia decreciente de los costos medios en el largo plazo a medida que la producción aumenta (FERRO y LENTINI, 2010).

10. La frontera de posibilidad de producción – FPP, es definido como el conjunto de combinaciones en factores productivos y/o tecnologías en los que se alcanza la producción máxima (NICHOLSON, 2005).

Figura 4. Curva de oferta de exportación en el mercado internacional



Fuente: Krugman y Obstfeld (2005).

como consecuencia de esa relevancia, pueden alterar las FPP.

Por ejemplo, la imposición de una tarifa sobre las importaciones hace que el precio doméstico del producto importado sea diferente (normalmente el precio es más alto), cuando comparamos con el precio practicado internacionalmente. Con los precios domésticos altos para productos importados en comparación con los precios internacionales, la producción por parte de los países exportadores tendría que variar, en función de los recursos productivos que se usan en el bien protegido. Este comportamiento causaría efectos en la demanda del país importador, dado el alto precio del bien, la demanda interna caería.

3. Metodología

3.1. El Modelo

Barros *et al.* (2002) y Alves y Bacchi (2004) consideran como variables determinantes de las exportaciones el precio interno y el precio de exportación del bien analizado así como la renta del país exportador y el tipo de cambio. En otros estudios como el de Melo (2010) quien realizó un análisis de precios de la carne de res en Argentina y Brasil, se considera que el precio del bien en un mercado de fuerte consumo puede influenciar los

precios de los países exportadores¹¹. Además este autor considera la variable tipo de cambio euro/dólar, para captar el impacto de esta relación en los precios domésticos de los países analizados. Tosoni (2011) al estudiar el tipo de cambio sol/dólar, determinó que esta relación de cambio afecta las intenciones de oferta de exportación de frutas del Perú.

Considerando los estudios anteriores, el modelo económico definido para este trabajo viene dado por:

$$QX_t = f(PD_t, PE_t, Y_t, TC_t) \quad (1)$$

donde:

QX_t = Cantidad exportada de mango en el período t ;

PD_t = Precio doméstico de mango en el período t ;

PE_t = Precio externo de mango en el período t ;

Y_t = Renta interna en el período t ;

TC_t = Tipo de cambio, en el período t .

El modelo para la estimación de los determinantes de la oferta de exportación de mango del Perú, tomando en consideración los dos mayores mercados de destino de las exportaciones, se define como sigue:

11. Para Cano (2008) dado el peso que los mercados de los EE.UU y de la UE poseen en el comercio mundial, estos influyen fuertemente sobre los precios mundiales.

$$QXP_t = f(PDP_t, PMUSA_t, PMUE_t, YEUA_t, YUE_t, TC_t) \quad (2)$$

donde:

QXP_t = Cantidad exportada de mango por el Perú en el período t ;

PDP_t = Precio doméstico de mango en el Perú en el período t ;

$PMUE_t$ = Precio al por mayor de mango en los EE.UU en el período t ;

$PMUE_t$ = Precio al por mayor de mango en la UE, en el período t ;

$YEUA_t$ = Renta interna de los EE.UU, en el período t ;

YUE_t = Renta interna de la UE, en el período t ;

TC_t = Tipo de cambio Euro/Dólar, en el período t .

El periodo de análisis va desde el año 2000 a 2011. Los datos obtenidos son mensuales y para efecto de estimación estos datos fueron transformados a series trimestrales. La elección del precio doméstico se debe a la relación existente de los precios con el consumo interno. Dado que el Perú presenta un fuerte consumo interno se puede inferir que el comportamiento de los precios domésticos puede afectar la cantidad exportada. Para los precios externos, se decidió trabajar con los precios de mango al por mayor en los EE.UU y la UE considerando que ambos son los mercados de mayor destino de las exportaciones. Se considera como hipótesis que el comportamiento de los precios en los mercados de fuerte demanda puede afectar la cantidad exportada de mango.

Para las variables renta (*proxi* del PIB), se decidió trabajar con las rentas de los EE.UU y de la UE considerando que un aumento de la renta puede resultar en un crecimiento de la cantidad exportada de mango y por tanto un mayor consumo interno en esos mercados. La teoría de la macroeconomía abierta sustenta que un aumento de la renta de los importadores también puede aumentar las exportaciones¹². Un

comportamiento semejante puede ser observado con la elevación de los precios de exportación del producto.

El tipo de cambio Euro/Dólar fue elegido en este análisis dado que del total de las exportaciones de mango, aproximadamente 80% tienen como destino los mercados de los EE.UU y la UE. Como hipótesis se considera que esta relación puede afectar las intenciones de oferta por parte del Perú. Ante tal situación se pretende descubrir que la valorización de este tipo de cambio puede afectar de forma positiva la cantidad exportada de mango. Mediante el análisis gráfico se tiene lo siguiente: Una desvalorización del tipo de cambio euro/dólar ocasionaría un movimiento a lo largo de la curva de oferta de un punto inicial, hacia un punto más bajo, dado que las intenciones de oferta disminuirían. Este comportamiento haría que los precios de exportación en dólares sean más bajos. Por tanto, el país exportador recibiría menos dinero en dólares, dado que la desvalorización del euro valorizaría el dólar. Si esta relación euro/dólar también sucediera con el euro/sol, los precios en el mercado doméstico tenderían a caer.

Es importante mencionar que aun siendo el Perú el sexto mayor exportador mundial, solo participa con aproximadamente 7% del total de las exportaciones mundiales. Así pues, se considera al Perú como un tomador de precios. Cabe mencionar también, que la exportación de mango es cada vez más relevante en el sector de exportación de frutas, hecho que fue facilitado por acuerdos bilaterales que el Perú ha firmado en estos últimos años (PROMPERU, 2013).

3.2. Procedimientos

En todo análisis donde se utilice datos de series temporales, se debe en primer lugar verificar el orden de integración de las series y a partir de esa información, identificar si la serie posee raíz unitaria o si es estacionaria en nivel. Por tanto, para este análisis se emplea el procedimiento propuesto por Elliot, Rothenberg y Stock (1996), conocido como *Dickey-Fuller Generalized Least*

12. Goldstein y Khan (1978) en su modelo de oferta por exportación, consideran que la cantidad exportada por un país depende de la renta del resto del mundo, así como de otros factores.

Square – DF-GLS para determinar el orden de integración de las series utilizadas. Cuando una serie tiene raíz unitaria ésta no es estacionaria y, por tanto, necesita ser diferenciada para que su media y su varianza pasen a ser constantes, y su covarianza dependa sólo de la distancia entre dos puntos en el tiempo, independiente del momento en que ésta es medida (HAMILTON, 1994). La selección del número de rezagos necesarios para la aplicación de la prueba se define de acuerdo al Criterio Modificado de Akaike (MAIC) (NG y PERRON, 2001).

Los modelos Auto-Regresivos Vectoriales (VAR) introducidos por Sims (1980) sin y como principal característica tratar a todas las variables de forma simétrica y son adecuados para modelar interrelaciones complejas entre las variables. Así, este modelo permite obtener la dirección, el patrón, la intensidad y la duración de las respuestas de las variables del sistema frente a un choque exógeno no previsto en cualquiera de los componentes del sistema (ENDERS, 2004). Estos objetivos pueden ser observados en los resultados de la función impulso-respuesta y en la descomposición de la varianza de los errores de previsión (ENDERS, 2004).

Para la estimación del modelo VAR es necesario que el mismo esté en su forma simple. Entre las propuestas existentes para obtener los choques del modelo estructural a partir de los obtenidos en la forma simple, se encuentra el procedimiento propuesto por Sims/Bernanke, el cual establece restricciones a la matriz de relaciones contemporáneas basadas en un modelo económico predefinido (ENDERS, 2004).

Para el caso del VAR convencional, existe una estructura para las restricciones de la matriz de relaciones contemporáneas que dependen de la orden de entrada de las variables (Descomposición de Cholesky). El número mínimo necesario de restricciones en la matriz de relaciones contemporáneas para un modelo con n variables es de $(n^2 - n)/2$ (ENDERS, 2004).

Es importante destacar que antes de aplicar la metodología VAR se prueba la existencia de la relación de largo plazo a través de la relación

de cointegración (JOHANSEN, 1988). Existe cointegración cuando la combinación lineal de variables no estacionarias produce una serie estacionaria (JOHANSEN, 1988). El método empleado fue propuesto por Johansen (1988) con el número de rezagos incluidos en el modelo definido de acuerdo con el criterio de información multivariado de Schwartz.

En el análisis de cointegración se utiliza la prueba de la traza para evaluar el número de vectores de cointegración¹³. En este análisis, tres situaciones pueden presentarse: (1) si el número de vectores de cointegración es cero, el modelo debe ser estimado con las series ajustadas en las diferencias; (2) si el número de vectores de cointegración fuese n (número total de variables) el modelo debe ser un VAR en nivel, y (3) si el número de vectores de cointegración fuese mayor que 1, pero menor que n , debe estimarse un Modelo Auto-Regresivo con Corrección de Errores (VECM) (JOHANSEN, 1995; ENDERS, 2004). En este modelo, se incluyen tantos términos de corrección del error cuantos vectores de cointegración sean encontrados.

3.3. Fuentes, periodicidad y descripción de los datos

Los datos de las exportaciones totales de mango del Perú fueron obtenidos según la cantidad exportada (toneladas) así como en valor exportado (US\$ FOB), a través del sistema frenteweb del MINAG (2012). Los datos de exportaciones de mango están descritos en tres códigos y fueron agrupados en una sola categoría (total exportado). Estos tres códigos son definidos de acuerdo con la Nomenclatura Peruana de Mercaderías – NPM: 804502000 mangos y mangostanes, frescos o secos, 811909100 mango congelado c/azúcar (mangifera indica L) y 2008993000 mangos preparados o conservados. Esta elección se hizo debido a la disponibilidad de datos, considerando que en algunos meses del

13. Los valores críticos se encuentran en Johansen y Juselius (1990) y en Osterwald-Lenum (1992).

año las exportaciones de mango fresco son bajas, y para obtener datos más robustos se incluyeron los otros dos códigos de productos de mango.

Los precios de mango en el mercado interno del Perú fueron obtenidos a través del sistema Sisap del MINAG (2012) en S/Kg (Soles por Kilo) y convertidos a dólares con el tipo de cambio interbancario publicado por el Banco Central de Reserva del Perú – BCRP (2012). Esta serie fue deflactada por el IGP-ID del INEI (2012). Los precios de mango al por mayor en los EE. UU y en la UE tienen como fuente las publicaciones de la USDA (2012). Los precios al por mayor en la UE tienen como base los precios promedios de los mercados terminales de Róterdam (Holanda), París (Francia) y Sofía (Bulgaria). Para la renta interna de los EE. UU y de la UE se utiliza como *proxi* el Producto Interno Bruto (PIB). Estos datos tienen como fuente la EUROSTAT (2012) y el BGA (2012). El tipo de cambio euro/dólar utilizado fue obtenido a través de las cotizaciones publicadas por el *United States Department of Agriculture* – USDA (2012).

4. Resultados

Las variables que forman parte del modelo a ser estimado son: cantidad exportada de mango (LQXP), precios domésticos de mango (LPDP), precios al por mayor de mango en los EE.UU (LPAEUA), precios al por mayor de mango en la UE (LPAUE), la renta interna de los EE.UU (LYEUA), la renta interna de la UE (LYUE) y la

tasa de cambio Euro/Dólar (LT/C). Para efectos de análisis, los datos de cada una de las variables utilizadas fueron transformados en logaritmos con el objeto de reducir la varianza y facilitar la interpretación (ZANIN, 2010).

El número de rezagos (p) de la prueba DF-GLS, definido para cada una de las variables incluidas en el modelo estimado fue establecido de acuerdo con el criterio de información de Akaike – MAIC. La aplicación de la prueba fue realizada en nivel a cada una de las variables que forman parte del modelo. El valor de P indica el resultado con el mejor ajuste, considerando el criterio de Akaike – MAIC.

En la Tabla 1 se presentan los resultados de la prueba DF-GLS aplicado a cada una de las variables definidas para explicar las exportaciones de mango. Los valores encontrados fueron estimados en la versión con constante y tendencia. De esta manera, observando los resultados, no se puede rechazar la hipótesis nula de que las series en análisis poseen raíz unitaria, considerando que los valores encontrados para cada una de las variables (series) son superiores al valor crítico. Así, para la versión con constante y tendencia las series presentan raíz unitaria con significancia de 1% y 5%.

Después de determinar que las series que son objeto de análisis poseen raíz unitaria, estas fueron ajustadas en primeras diferencias. Se utilizó el análisis grafico para determinar el orden de diferencias que deben ser realizados a cada una de las variables para determinar su orden de integración. Mediante el análisis grafico que

Tabla 1. Resultado de la prueba de raíz unitaria de Elliot-Rothenberg-Stock (DF-GLS) para el modelo de exportación de mango en el Perú

Variables	P	En nivel*
LQXP	9	-1.931
LPDP	3	-2.726
LPAEUA	3	-1.421
LPAUE	1	-2.823
LYEUA	1	-1.709
LYUE	1	-1.596
LT/C	2	-2.024

* Versión con constante y tendencia (valores críticos en Elliot, Rothenberg y Stock (1996) (5% = -3.190 e 1% = -3.770)).

Fuente: Elaborado con datos colectados.

se realizó a cada una de las variables utilizadas en el modelo, se determinó que los logaritmos de las variables cantidad exportada (LQXP), precio al por mayor en los EE.UU (LPAEUA), precio al por mayor en la UE (LPAUE), la renta interna en los EE.UA (LYEUA) y en la UE (LYUE) son estacionarios en primeras diferencias. Ahora bien, el logaritmo de los precios domésticos en el Perú (LPDP) y el logaritmo del tipo de cambio (LT/C) son estacionarios en segundas diferencias.

Entonces, mediante el análisis anterior se determina que las series son cointegradas de diferentes órdenes. Ante esta situación, se procedió a trabajar con las series en primeras diferencias dado que la mayoría de las series son estacionarias en primeras diferencias. Mediante este criterio se estandarizan las series para facilitar el análisis.

Para obtener el número de rezagos a ser utilizado en el análisis de cointegración, y considerando que las series son integradas de orden I (1), se utilizó el procedimiento de Johansen, a partir de la especificación de un modelo VAR. Para la identificación del número de rezagos para el modelo VAR se empleó el criterio de Schwarz, que, según Enders (2004), es el más adecuado. En la Tabla 2 se muestra la identificación del número de rezagos óptimos para el modelo. El criterio de Schwarz identifica la existencia de solo un (1) rezago.

Después de realizar la prueba de raíz unitaria y definir el número de rezagos para el modelo, se procedió a realizar la prueba de cointegración. Para contrastar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables, se utilizó la prueba de cointegración de Johansen (1988) y de forma

específica la prueba estadística de la “traza”. Este procedimiento fue elegido debido al análisis multivariado de las series temporales y a la posibilidad de verificar la existencia de más de un vector de cointegración. El número de rezagos a utilizar en el modelo fue definido de acuerdo con el criterio de información de Schwarz para una versión multivariada.

Es importante mencionar que para la aplicación de la prueba de Johansen, las series fueron adaptadas a un mismo orden de integración. Este criterio es sustentado por la teoría de Johansen (1995), donde se explica que en este tipo de situación se necesita que todas las variables del modelo tengan el mismo orden de integración. Para fines de estimación, el modelo fue ajustado para la versión de constante y tendencia, dado que la tendencia de las exportaciones se muestra significativa a un nivel de significancia del 5%.

En la tabla 3 se muestran los resultados de la prueba de cointegración de Johansen, considerando el modelo definido. Según la prueba de la traza, se observa que la hipótesis nula dada por el número r (de vectores) es menor o igual a cero (0), por lo cual es rechazada en favor de la hipótesis alternativa r igual a uno (1). Así pues, el modelo de Vector Autorregresivo Vectorial debe considerar la existencia de un vector de cointegración. En consecuencia, se debe estimar un modelo de autorregresión vectorial con corrección de errores para considerar los aspectos de corto y largo plazo.

Después de realizar la prueba de cointegración, y con la finalidad de analizar las relaciones de largo plazo entre los diferentes factores determinantes de las exportaciones de

Tabla 2. Definición del número de rezagos del modelo VAR, a partir del criterio de Schwarz

Rezagos	Akaike	Hannan-Quin	Schwarz
0	-10.7291	-10.6233	-8.7778
1	-11.0715	-10.2256	-10.4424*
2	-13.8725	-12.2866	-9.5719
3	-14.6932	-12.3672*	-8.3856
4	-15.4195*	-12.3438	-7.0954

* Valor mínimo de cada criterio utilizado para la elección del número de rezagos.

Fuente: Elaborado con datos colectados.

Tabla 3. Resultado de la prueba de cointegración de Johansen – Prueba de la traza para la cointegración

Hipótesis Nula H_0	Hipótesis Alternativa H_A	λ Traza	Valores Críticos 5%
$R \leq 6$	$r = 7$	2.98	3.76
$R \leq 5$	$r = 6$	9.57	15.41
$R \leq 4$	$r = 5$	20.39	29.68
$R \leq 3$	$r = 4$	41.87	47.21
$R \leq 2$	$r = 3$	59.76	68.52
$R \leq 1$	$r = 2$	90.377	94.15
$R \leq 0$	$r = 1$	126.348*	124.24

* Significativo al 5% de probabilidad – valores críticos en (OSTERWALD; LENUM, 1992).

Fuente: Elaborado con datos colectados.

mango del Perú, fueron estimados los parámetros del modelo VEC. Los parámetros son utilizados para estimar la relación de cointegración, es decir, los parámetros son normalizados al logaritmo de la cantidad exportada, de tal manera que el valor de esta variable sea igual a uno (1). En la tabla 4 se muestra el vector de cointegración entre las variables (LQXP), (LPDP), (LPAEUA), (LPAUE), (LYEUA), (LYUE) y (LT/C), para el período de enero de 2000 a diciembre de 2011.

Considerando los valores de la Tabla 4, la relación de equilibrio en el largo plazo es dado por la ecuación (3), que es igual a la función oferta de exportación de mango del Perú.

$$\begin{aligned}
 LQXP_t = & 1.1366 - 10.451 LPDP_t - \\
 & - 1.4287 LPAEUA_t - 3.9228 LPAUE_t - \\
 & - 67.342 LYEUA_t + 55.477 LYUE_t + \\
 & + 7.6606 LT / C_t
 \end{aligned} \quad (3)$$

Considerando la ecuación (3), las variables LPAEUA y LT/C no muestran los signos esperados. Los valores no son estadísticamente significativos al 1%, 5% y 10%, según el *p-valor*. Todos los demás parámetros fueron significativos al 1%, 5% y 10%. Por hipótesis se esperaba que el

signo de los coeficientes LPAEUA y LT/C fuesen positivos y significativos.

El coeficiente del logaritmo del precio doméstico (LPDP) indica que, mantenidas todas las demás variables constantes, un aumento o disminución 1% en el precio doméstico conduciría a una reducción o aumento de la cantidad exportada de mango de Perú en 10.45%. Por su parte, tanto LPAEUA y LPAUE dan evidencia que, *ceteris paribus*, un aumento o disminución de 1% en el precio externo de mango, llevaría a una reducción o aumento de la cantidad exportada en 1.43% y 3.92%, respectivamente. Dado este resultado, se verifica que la oferta de exportación de mango es elástica, aun cuando el coeficiente de LPAEUA no sea significativo.

En este mismo contexto, con relación a los coeficientes de LYEUA y LYUE, se verifica que, manteniendo todo constante, un aumento de 1% en la renta de los países importadores debería causar una reducción o aumento de 67.34% y 55.48% respectivamente en la cantidad exportada de mango del Perú. La inclusión de esta variable en el modelo tiene su sustento en la teoría de la macroeconomía abierta, mencionado en la metodología. Es decir un aumento de la renta

Tabla 4. Vector de cointegración normalizado por el método de Johansen

LQXP	Intercepción	LPDP	LPAEUA	LPAUE	LYEUA	LYUE	LT/C
1	-1,1366	10,451*	1,4287	3,9228*	67,342***	-57,477**	-7,6606
-	-	(0,7601)	(1,0210)	(1,0020)	(36,048)	(26,338)	(6,1157)

Nota: Los valores entre corchetes se refieren a la desviación estándar.

* Significancia al 1% de probabilidad; ** Significancia al 5% de probabilidad; *** Significancia al 10% de probabilidad.

Fuente: Datos de la investigación.

del país importador puede aumentar la cantidad exportada del bien, algo verificado solamente para la variable LYUE.

El coeficiente LT/C presenta un signo contrario al esperado y no es estadísticamente significativo. Pero aunque no sea significativo su coeficiente, el valor indica que, *ceteris paribus*, un aumento del tipo de cambio de 1% causaría una disminución de 7.66% en la cantidad exportada de mango.

Enfatizando que las exportaciones peruanas de mango tienen como principales destinos los mercados de los EE.UU y la EU, y dada la relación del tipo de cambio euro/dólar, se esperaba que el signo del coeficiente fuese positivo, es decir, si la valorización de este tipo de cambio induciría a un aumento de la intención de oferta. Para este análisis, se consideró que el sol peruano tiene una fuerte relación con el dólar americano (TOSONI, 2011).

Para fines de estimación, el modelo fue ajustado con constante y tendencia. El número de rezagos para la estimación del modelo VEC fue establecido según el criterio de Schwarz, definido en la Tabla 2.

En la Tabla 5 se muestran los resultados estimados del ajuste del modelo VEC mediante el análisis de cointegración. Los coeficientes muestran la velocidad de ajuste de corto plazo de las variables en dirección al equilibrio de largo plazo. Si existiera un desequilibrio en el corto plazo, un alto valor de α indicaría que la velocidad de ajuste es rápida en dirección al equilibrio de largo plazo. En caso contrario, un

valor pequeño de α muestra que la velocidad es baja y consecuentemente el ajuste de una situación de desequilibrio de corto plazo para una situación de equilibrio en el largo plazo tendería a ser corregida lentamente.

La variable LQXP* se refiere al coeficiente del ajuste (α) del modelo de corrección del error. En el corto plazo, el coeficiente de la variable LQXP es de 0.08438. Así, los desequilibrios iniciales en esta variable son corregidos a una velocidad de 8.44%, que es una velocidad regular y relativamente rápida en comparación con todas las demás variables. Es importante señalar que para este análisis el estadístico *t* no tiene el mismo rigor cuando se compara con el modelo MCO de regresión. Aun así, los valores muestran informaciones importantes. No obstante, los coeficientes de las variables LPDP y LPAUE son los únicos estadísticamente significativos y presentan signo esperado en el caso de LPDP, pero no en el caso de LPAUE. Dado este resultado, un aumento tanto de LPDP como de LPAUE reduciría las exportaciones. Es importante mencionar que los resultados obtenidos muestran las relaciones entre las tasas de crecimiento de las variables, sobre la tasa de crecimiento de la cantidad exportada.

Analizando los signos de cada una de las variables, la mayoría muestran un impacto negativo sobre la cantidad exportada, a excepción de las variables renta LYEUA y LYUE, que muestran coeficientes con signos positivos. Analizando las variables que muestran impacto

Tabla 5. Coeficientes estimados del modelo VEC a través de la matriz de relaciones contemporáneas del modelo de exportación

Relaciones Contemporáneas		Coeficientes Estimados	Desviación Estándar	Valor t
De	Para			
LQXP*	LQXP*	0.08438	0.5491	0.81
LPDP	LQXP	-0.11390	0.0164	-6.96
LPAEUA	LQXP	-0.00758	0.0181	-0.42
LPAUE	LQXP	-0.05408	0.0171	-3.18
LYEUA	LQXP	0.000251	0.00027	0.92
LYUE	LQXP	0.000654	0.00054	1.22
LT/C	LQXP	-0.002331	0.00224	-1.04

* Coeficiente de ajuste del (α) del modelo de corrección del error irrestricto.

Fuente: Datos de la investigación.

negativo se tiene que, un aumento de 1% en los precios externos de mango (LPAEUA y LPAUE) disminuiría la cantidad exportada en 0.008% y 0.054%, respectivamente. La variable LT/C también impacta de forma negativa. Un aumento de 1% en LT/C, disminuye la cantidad exportada en -0.0023%. La variable LPDP tiene el impacto contemporáneo esperado. Esto es, un aumento de 1% en LPDP disminuye la cantidad exportada en -0.114%.

Por su parte, las variables renta (LYEUA y LYUE) muestran los signos esperados. Así, un aumento de la renta doméstica en los países importadores incrementa la cantidad de mango exportada. Específicamente, un aumento del 1% en la renta de los países importadores, incrementa la cantidad exportada de mango del Perú en 0.00025% para el caso estadounidense y en 0.00065%, para el caso europeo.

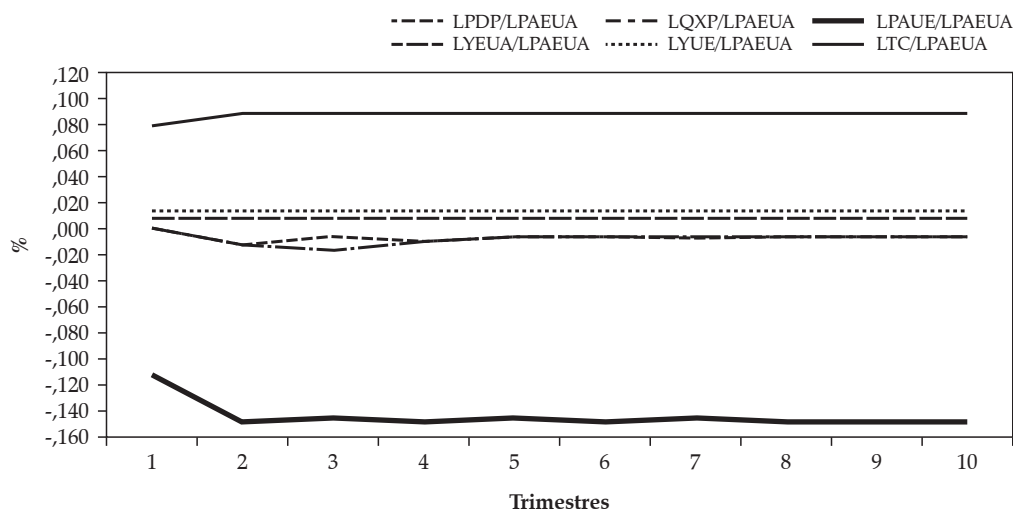
El método de autorregresión vectorial permite la obtención de las funciones de respuesta dado un impulso (choque) en determinadas variables (ENDERS, 2004). Tales funciones son importantes para analizar la evolución de las variables del sistema frente a los choques no previstos. A continuación se analizan los efectos de los

choques no previstos en algunas de las variables del sistema para k períodos hacia adelante sobre la cantidad exportada de mango para los mercados de los EE.UU y la UE. Los diez (10) períodos hacia adelante son previsiones trimestrales.

En la Figura 5 se muestran las respuestas acumuladas para cada una de las variables incluidas en el modelo de estimación para el Perú a un choque no previsto del 1% de LPAEUA. En esta figura se observa que un choque del 1% en LPAEUA es, en general, bajo. Los casos más representativos se observan en LPAUE y en LTC. Dado un choque de 1% en LPAEUA, se observa una caída del 0.15% en LPAUE y un alza del 0.09% en LTC después del primer choque. Posteriormente, las dos series se estabilizan en el mismo nivel.

Las respuestas acumuladas de la cantidad exportada (LQXP) a un choque del 1% en los precios al por mayor en los EE.UU. (LPAEUA) son idénticas al efecto contemporáneo, con caída en la cantidad exportada. En tal sentido, la cantidad exportada de mango no responde positivamente a un impulso en los precios al por mayor de mango en los EE.UU. Es decir, si los precios de mango en los EE.UU suben y si se hicieran más

Figura 5. Respuestas acumuladas de las variables del modelo estimado para el Perú dado un choque no previsto en los precios al por mayor de mango en los EE.UU



Fuente: Datos de la investigación.

atractivos, estos no causarían un aumento de la cantidad ofrecida de mango por parte del Perú hacia ese mercado.

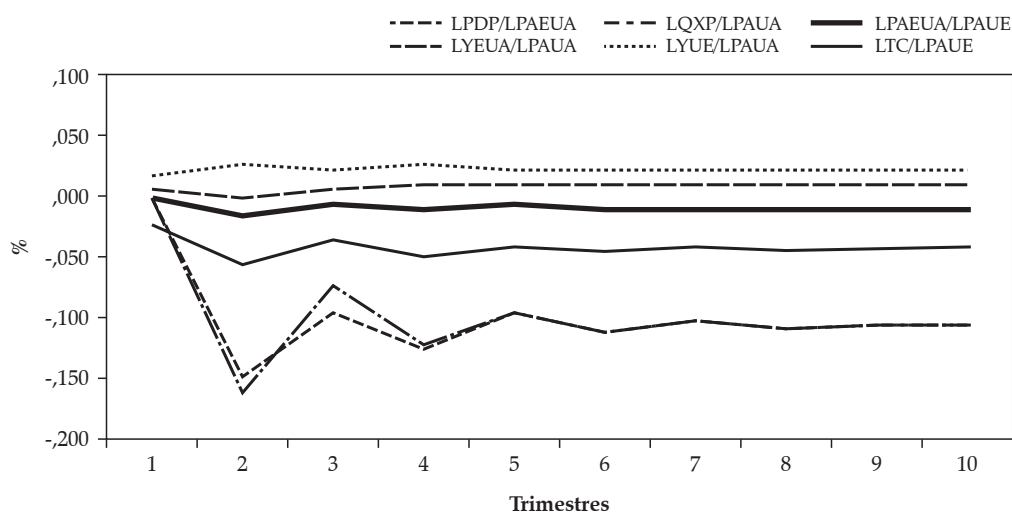
Continuando con el análisis, en la Figura 6 se muestran las respuestas acumuladas para cada una de las variables incluidas en el modelo de estimación para el Perú a un choque no previsto del 1% del precio al por mayor de mango en la UE (LPAUE). En esta figura, se observan las respuestas acumuladas negativas en LPDP, LQXP y LTC, a un choque no anticipado del 1% en el precio al por mayor de mango en la UE (LPAUE).

El resultado en LPDP fue una caída de -0.16% después del primer choque. Posteriormente en el tercer trimestre se fortalece alcanzando un valor de -0.09% y vuelve a caer en el cuarto trimestre mostrando un valor de -0.12%. A partir del quinto trimestre la serie se estabiliza en un valor de -0.10%. En efecto, el valor del quinto choque es muy inferior en comparación con el primero. Este comportamiento puede explicar que el mercado interno es influenciado por el mercado de la UE, y además permite argumentar que el Perú es tomador de precios, influenciado principalmente por el comportamiento del mercado europeo. No obstante el choque de 1%

en los precios al por mayor de mango en la UE, no refleja un comportamiento esperado, dado que la respuesta acumulada en la cantidad exportada es una caída de hasta -0.17% después del primer choque y tiende a estabilizarse en un valor de -0.07%. El resultado de esta variable es idéntico a los resultados del efecto contemporáneo, aun cuando se esperaba que las exportaciones (LQXP) presentaran efecto positivo, como también se esperaba un efecto positivo en los precios domésticos (LPDP). Como por hipótesis se asume que el crecimiento de la cantidad exportada de mango del Perú es influenciado por los precios internacionales, ante un exceso de oferta en el mercado externo, los precios internos tenderían a subir.

La respuesta de LTC a un choque de 1% en LPAUE, es baja en comparación con las respuestas anteriores. Lo mismo sucede con las respuestas anteriores de la renta en la UE (LYUE). Por lo tanto, la variable LTC y LYUE pueden afectar de manera positiva la cantidad exportada. Este comportamiento corrobora la observación hecha previamente a los datos, dado que por hipótesis se asume que este efecto suceda. Sin embargo, la variable LPAUE no impacta significativamente LTC

Figura 6. Respuestas acumuladas de las variables del modelo estimado para el Perú dado un choque no anticipado en los precios al por mayor de mango en la UE



Fuente: Datos de la investigación.

y LYUE. Por lo tanto, se asume que existen otras variables que pueden explicar de forma aún más significativa el comportamiento de LTC y LYUE.

Para terminar con el análisis de la función impulso respuesta, en la Figura 7 se muestran las respuestas acumuladas de las variables definidas en el modelo a un choque no anticipado de 1% en la tasa de cambio (LT/C). Las respuestas de cada una de las variables son bajas, siendo las más importantes la de la cantidad exportada (LQXP) y la de los precios domésticos (LPDP) con valores negativos de -0.05% después del primer choque. Después del primer choque las series se estabilizan con un valor de -0.02%. El resultado en la cantidad exportada es idéntico al del efecto contemporáneo. Por el efecto contemporáneo se observa que la tasa de cambio no tiene un efecto positivo en la cantidad exportada, un choque no anticipado del 1% en la tasa de cambio hace que la respuesta acumulada en la cantidad exportada sea similar. Por su parte, se observa un efecto positivo en la renta de la UE (LYUE), con respuesta de 0.03% después del primer choque. Luego, la serie se estabiliza en 0.02%.

En general, los precios al por mayor en ambos mercados (países importadores) y el tipo de cambio, no tienen efecto positivo sobre cantidad

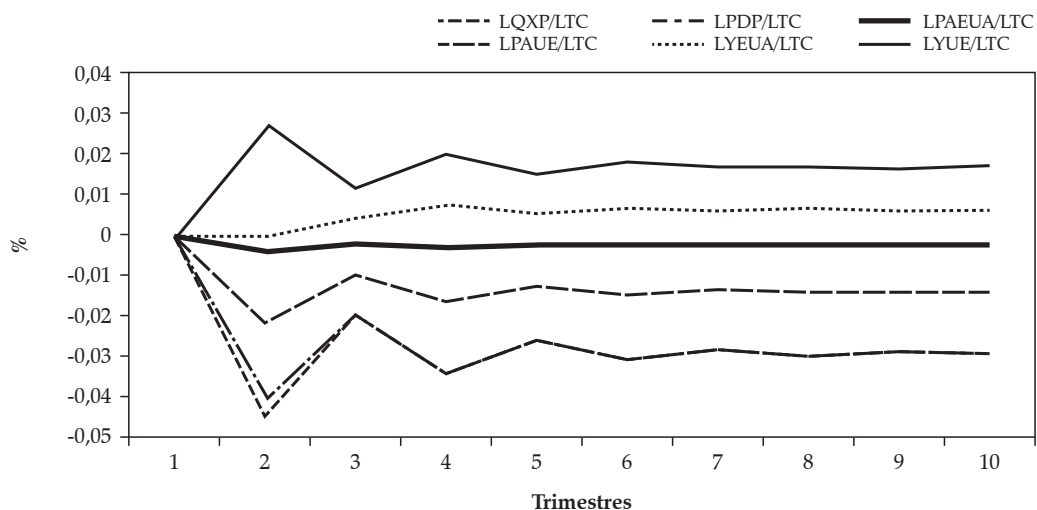
exportada de mango del Perú. Así mismo, dado un choque no anticipado del 1% en cada una de las tres variables explicativas, la respuesta acumulada en la cantidad exportada es negativa.

5. Conclusiones

Teniendo en consideración la fundamentación teórica que describe el comercio entre países, se observa una ventaja comparativa del Perú en lo relacionado a la productividad. La productividad del Perú está entre los mayores del mundo cuando se compara con los principales países productores mundiales. Se observa también que gran parte de la producción es destinada al consumo interno o a la agroindustria, dado que del total producido por el Perú aproximadamente 22% es destinado a la exportación. El mercado interno cumple una función fundamental en el proceso del comercio externo de esta fruta. Otro aspecto importante a mencionar está relacionado con la producción. Se observa que de los departamentos del Perú, Piura y Lambayeque son los que concentran aproximadamente 88% de la producción nacional.

Los resultados obtenidos muestran que de las variables utilizadas en el modelo, los precios

Figura 7. Respuestas acumuladas de las variables del modelo estimado para el Perú dado un choque no anticipado de la tasa de cambio euro/dólar



Fuente: Datos de la investigación.

domésticos (LPDP) y los precios al por mayor en la UE (LPAUE) exhiben resultados estadísticamente significativos. A partir del análisis se observa que si existe un aumento de los precios domésticos de mango en el Perú, la cantidad exportada tendería a disminuir. Por su parte, y lejos de lo que se esperaba, si los precios al por mayor en la Unión Europea suben, la cantidad exportada de mango tiende a caer. Este comportamiento puede explicar el fuerte consumo interno que el Perú presenta, el cual ante un aumento del precio doméstico hace con que la cantidad exportada tienda a disminuir. Con relación a los precios internacionales, este comportamiento nos muestra que las exportaciones de mango no dependen de los precios en los dos mercados analizados. Se hace importante mencionar, que gran parte de la cantidad exportada de mango entra vía Róterdam (Holanda), el mismo que posee una de las tarifas más bajas. El supuesto de que los precios de un bien en un mercado de grande destino afecta las intenciones de oferta de exportación, no se válida para esta fruta.

Los precios al por mayor en los EE.UU. (LPAEUA) y el tipo de cambio (LTC) no muestran los resultados esperados. Se esperaba que las dos variables explicativas LPAEUA y LTC explicasen de forma positiva a la cantidad exportada. Se esperaba también que los precios en los mercados demandantes ejercieran una acción positiva sobre la cantidad exportada. Sin embargo, los resultados muestran que los precios internacionales no afectan la cantidad exportada de forma positiva. Por su parte, las variables LYEUA y LYUE si muestran resultados esperados, lo que demuestra la importancia de estos mercados como principales demandantes de esta fruta.

Con respecto al tipo de cambio euro/dólar, el objetivo se centró en verificar el grado de incidencia de esta relación sobre la intención de oferta de exportación. Se sabe que la relación sol/dólar es determinante en la intención de oferta de frutas de Perú, según estudio realizado por Tosoni (2011). Por lo tanto, mediante la relación de cambio utilizada en este estudio, se trató de

verificar una relación diferente y su efecto en la intención de oferta de exportación.

La estimación de la función impulso respuesta permitió identificar respuestas similares. Por ejemplo, la cantidad exportada (LQXP) no se ve afectada positivamente a choques no anticipados de 1% en los precios internacionales LPAEUA y LPAUE. Lo mismo sucede con el tipo de cambio (LTC). En tal contexto, adquiere importancia la renta en la Unión Europea (LYUE). Dado un impulso del 1% en esta variable, el efecto en la cantidad exportada es positivo (Figura 10, Anexo).

En síntesis, este estudio ayuda al entendimiento general de la dinámica de la exportación de mango del Perú. Estudios posteriores deben dar mayor énfasis a temas como los acuerdos de cooperación comercial y libre comercio que el Perú tiene con sus principales demandantes (países importadores de algún producto nacional), como también comparar la capacidad exportadora del Perú con relación a sus competidores vecinos de los cuales Brasil es el más importante. Por último, sería conveniente analizar las restricciones fitosanitarias en el comercio internacional de mango y de otras frutas peruanas, con el objeto de verificar el grado de incidencia que estas pueden causar en las cantidades exportadas.

6. Referencias

- AEROSPACE & DEFENSE MARKET DATA AND RESEARCH - BGA. *Estadísticas*. Datos del PBI de los EE. UU. Disponible en: <http://www.bga-aeroweb.com/database/National-Economic-Trends.html>. Acceso en: 17 Octubre de 2013.
- AGROBANCO. Cultivo de Mango en el Perú. *Estadísticas*. Área de Desarrollo: sección mango - Perfil del mango peruano. Información disponible en www.agrobanco.com.pe. Acceso en: 20 enero 2012.
- ALVES, L. R. A. y BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, DF, v. 42, n. 1, p.9-33, enero - marzo/2004.
- ASOCIACION DE PRODUCTORES Y EXPORTADORES DE MANGO - APEM. *Estadísticas*. Perspectivas Sectoriales. Exportación de Mango

- Peruano. Información disponible en: www.comexperu.org.pe/arquivos%5Crevista. Acceso en: 12 enero 2011.
- BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERU - BCRP. *Estadísticas*. Datos disponibles en <<http://www.bcrp.gob.pe/estadisticas>> Acceso en: 23 diciembre 2011.
- BARROS, G. S, C; BACCHI, M. R. P; BURNQUIST, H. L. Estimación de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000). *Texto para opinião*, Brasília: IPEA, n. 865, marzo. 2002. 53p.
- BLANCO G. R. Diferentes Teorías del Comercio Internacional. *Revistas de información Comercial Española - ICE*. Enero-Febrero 2011. Nº 858. Disponible en: http://www.revistasice.com/CachePDF/ICE_858_103-118_9F7A85DC90A777675E3E806341418974.pdf
- CANO, J. E. S. Las distorsiones al comercio de productos agrícolas causadas por las exportaciones subvencionadas: El caso de la Unión Europea, los Estados Unidos de América y sus repercusiones en México y Brasil, 413pp. Universidad Complutense de Madrid. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. *Memoria para optar el grado de doctor*. Madrid, 2008.
- DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, Alexandria, v. 74, pp. 427-431, 1979.
- DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, Chicago, v. 49, n. 4, pp. 1057-1072, July 1981.
- ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J. y STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, Chicago, v.64, n.4, pp. 813-836, 1996. Disponible en: <<http://www.jstor.org/pss/2171846>>. Acceso en: 20 Julio de 2012.
- ENDERS, W. *Applied econometrics time series*. 2 ed. New York: Wiley, 2004. 460 pp.
- EUROSTAT. *Estadísticas de la unión europea*. Datos disponibles en <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database>. Acceso en: 28 de diciembre 2011.
- FERRO, G. E. LENTINI. Economías de escala en los servicios de agua potable y alcantarillado. Ministerio Federal de Cooperación Económica y Desarrollo, 62pp. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Santiago de Chile, 2010. Disponible en: <http://www.eclac.cl/publicaciones/xml/4/42154/Lcw369e.pdf>. Acceso en: 24 de agosto de 2013.
- FULLER, W. A. *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiley & Sons, 1976. 480pp.
- GOLDSTEIN, M. y M. S. KHAN. The supply and demand for exports: a simultaneous approach, *Review of Economics and Statistics*, pp. 275-286, mayo 1978.
- HAMILTON, J. D. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1994. 820pp.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE QUALIDADE EM HORTICULTURA - HORTIBRASIL. Texto: *A manga no mundo e no Brasil*. Información publicada en la página: <http://www.hortibrasil.org.br/jnw/index.php?option=com_content&view=article&id=443:a-manga-no-mundo-e-no-brasil&catid=64:frutas-e-hortalicas-frescas&Itemid=82>. Acceso en: 17 de octubre de 2013.
- _____. Horticultureworld: *Principales países productores de mango en el mundo*. Información disponible en: <http://www.horticultureworld.net/cultivars.htm>. Acceso en: 17 octubre de 2013.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTATÍSTICA E INFORMÁTICA DEL PERU - INEI. *Estadísticas*. Datos disponibles en <<http://www.inei.gob.pe/Biblioinei4.asp>> Acceso en: 05 enero de 2012.
- _____. Instituto Nacional de Estadística e Informática del Peru - INEI. *División administrativa del Perú*. Disponible en: <http://www.inei.gob.pe/>. Sección Perú en cifras. Acceso en: 17 octubre de 2013
- JOHANSEN, S. *Likelihood-base inference in cointegrated vetor auto-regressive models*. Oxford: Oxford University Press, 1995. 267 pp.
- JOHANSEN, S. Statistical analisys of cointegration vectors. *Journal of Economics Dynamics and Control*, Frankfurt, v. 12, pp. 231- 254, 1988.
- JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, v. 52, n. 2, pp. 169-219, 1990.
- KRUGMAN P. R. Intraindustry Specialization and the Gains from Trade. *Journal-of-Political-Economy*; 89(5), pp. 959-73, Oct. 1981.
- KRUGMAM, P. R. y OBSTFELD, M. *Economia Internacional: Teoria y Política*. São Paulo: MAKRON Books, 2005. 558 pp.
- MELO, G. B. de. *Integração entre os mercados de boi para abate na Argentina e no Brasil*, 83 p. Tesis de Maestría en Economía Aplicada. Escuela Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz - ESALQ" de la Universidad de São Paulo, 2010.
- MINISTÉRIO DE AGRICULTURA DEL PERU - MINAG. *Estadísticas de mango peruano*. Banco de datos

disponibles en <<http://www.minag.gob.pe>> Acceso en: 08 Setiembre de 2011.

MONTOYA, S. G. M. *Estado actual de la teoría de Heckscher-Ohlin*. Tesis de Maestría en Ciencias Económicas, 63 pp. Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia, 2004.

NG, S. y PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrika*, Chicago, v. 69, n. 6, pp. 1519-1554, Noviembre, 2001.

NICHOLSON, W. *Teoría microeconómica. Principios básicos y ampliaciones*. 8ª ed., Madrid, Thomson Editores, 2005. 761 pp.

ORGANIZACIÓN DE LAS NACIONES UNIDAS PARA LA ALIMENTACIÓN Y LA AGRICULTURA - FAO. *Estadísticas*. Datos disponibles en <www.fao.org/corp/statistics> (FAOSTAT). Acceso en: 08 Agosto de 2011.

_____. Organización de las naciones unidas para la alimentación y la agricultura – FAOSTAT. *Top exportaciones de mangos*, 2009. Disponible en: <http://faostat.fao.org/site/342/default.aspx>. Acceso en 12 de octubre de 2012.

_____. Organización de las naciones unidas para la alimentación y la agricultura – FAOSTAT. *Producción de mangos*, 2009. Disponible en: <http://faostat.fao.org/>

site/613/DesktopDefault.aspx?PageID=613#ancor. Acceso en 12 de octubre de 2012.

OSTERWALD-LENUM, M. A note quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, v.53, n.3, pp.461-472, 1992.

_____. Comisión de Promoción del Perú para la Exportación – PROMPERU. *Acuerdos de cooperación comercial*. Información disponible en: <http://www.acuerdoscomerciales.gob.pe/>. Acceso en 17 octubre de 2013.

SIMS, A. Macroeconomics and Reality. *Econometrika*, Chicago, v.48, n.1, pp. 1-48, Enero. 1980

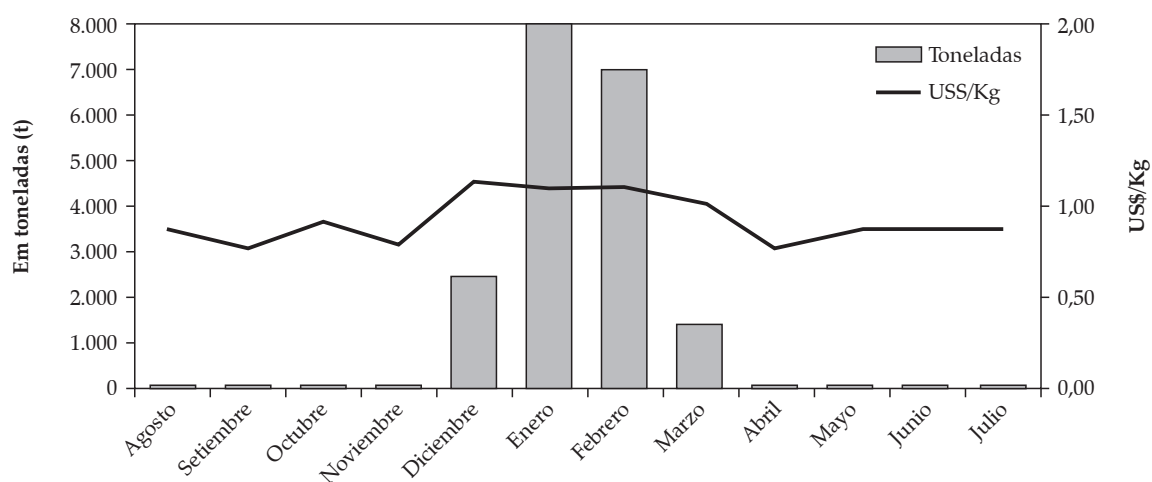
TOSONI, G. A. Exportaciones, tipo de cambio y enfermedad holandesa: el caso peruano. *Investigación Económica*, vol. LXX, núm. 275, enero-marzo, 2011, pp. 115-143, Facultad de Economía. México.

USDA. AGRICULTURAL OF DEPARTAMENT UNITED STATES. *Estadísticas*. Disponible en <<http://www.fas.usda.gov/gats/default.aspx>> Acceso en: 14 de diciembre 2011.

ZANIN, V., GUERRA, F. B. V. y OZAKI, V. A. Estudo sobre a previsibilidade de preços no mercado spot de milho. Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser. *Texto para discussão*. Porto Alegre, 2010. 25 p.

Anexo

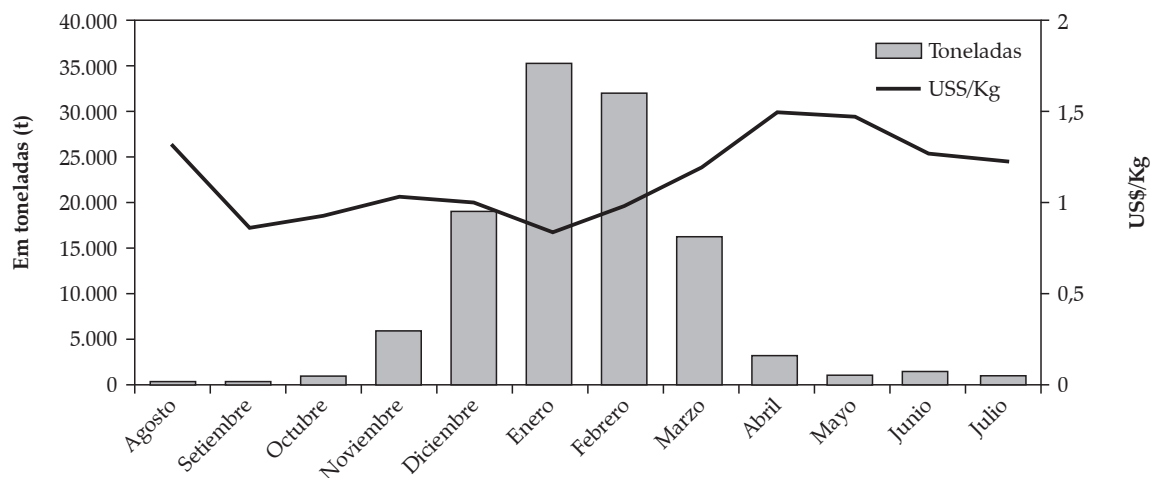
Figura 8. Meses de concentración de las exportaciones peruanas de mango - Año 2000



Nota: Se consideraron las exportaciones de mango fresco y conservado. Porcentualmente, las exportaciones de mango fresco representaron el 97,59% y el mango conservado 2,41%. US\$/Kg son precios promedios de exportación.

Fuente: Elaborado con datos del Minag/OEEE/UAE (2011).

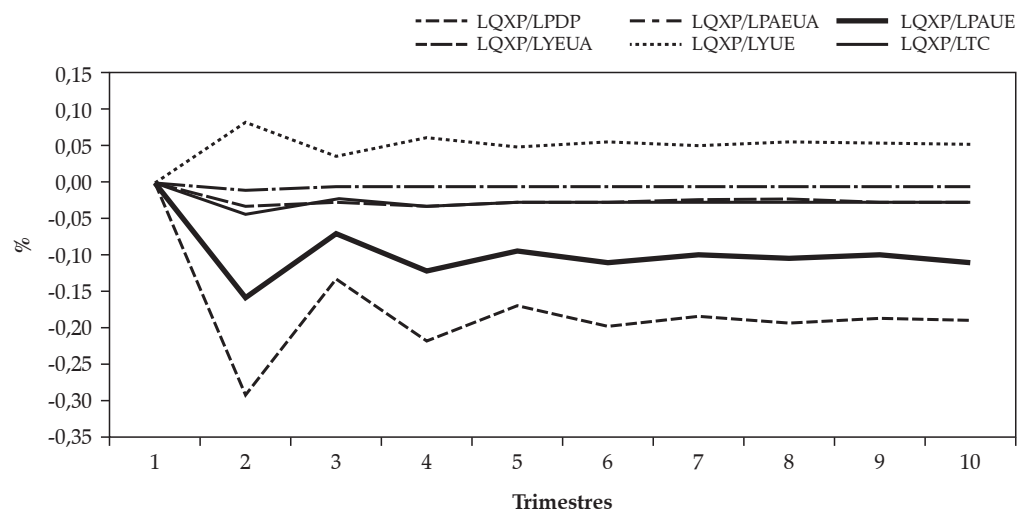
Figura 9. Meses de concentración de las exportaciones peruanas de mango - Año 2010



Nota: Se consideraron las exportaciones de mango fresco, conservado y congelado. Porcentualmente las exportaciones de mango fresco representaron el 86,19% el mango conservado 3,65% y el mango congelado 10,16%. US\$/Kg son precios promedios de exportación

Fuente: Elaborado con datos del Minag/OEEE/UAE (2011).

Figura 10. Respuestas acumuladas de la cantidad exportada de mango del Perú a un choque no anticipado de cada una de las variables incluidas en el modelo



Fuente: Datos de la investigación.