



UNIVERSIDAD DE ESPECIALIDADES ESPÍRITU SANTO

FACULTAD DE ECONOMIA Y CIENCIAS EMPRESARIALES

**“ESTIMACIÓN DE UNA FUNCIÓN DE DEMANDA DE IMPORTACIONES EN
LA INDUSTRIA PLÁSTICA EN EL ECUADOR, PERÍODO 1980-2016”**

**TRABAJO DE TITULACIÓN QUE SE PRESENTA COMO REQUISITO PREVIO A
OPTAR EL GRADO DE**

ECONOMISTA

MARIA GABRIELA ZALDUAROMERO

CHRISTIAN ROSERO

SAMBORONDÓN, 15 DE DICIEMBRE DEL 2017

RESUMEN:

El propósito del siguiente trabajo es estimar una función de demanda de importación para la industria de plásticos explicada por el ingreso real del Ecuador y su índice de tasa de cambio real para el periodo 1980-2016. La relevancia de esta estimación se basa en la necesidad de evaluar la dinámica del sector a partir de la inestabilidad y contracción experimentada en el mismo. Las estimaciones fueron realizadas a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios, utilizando el enfoque de cointegración de (Engle & Granger, 1989). Los datos fueron extraídos de bases de datos del Banco Mundial y Naciones Unidas. Los resultados demuestran que existe una relación de largo plazo en donde el ingreso real tiene un impacto significativo positivo, sin embargo el índice de tasa real no presenta un efecto significativo, explicaciones relacionadas a este efecto se discuten bajo el contexto del país.

Palabras clave: Importaciones, Ingreso Real, Tasa de Cambio, Cointegración, Corrección de Errores.

CLASIFICACIÓN JEL: F10, F14, C32

ABSTRACT:

The purpose of the following work is to estimate an import demand function for the plastics industry explained by the real income of Ecuador and its real exchange rate index for the period 1980-2016. The relevance of this estimate is based on the need to assess the dynamics of the sector from instability and contraction in it. The estimates were made through Ordinary Least Squares, using the cointegration approach of (Engle & Granger, 1989). The data was extracted from databases of the World Bank and the United Nations. The results show that there is a long-term relationship where real income has a positive significant impact, however, the real rate index does not show a significant effect, explanations related to this effect are discussed within the context of the country.

Keywords: Imports, Real Income, Real Exchange Rate, Cointegration, Error Correction Model.

CLASIFICACIÓN JEL: F10, F14, C32

1. INTRODUCCIÓN

Uno de los principales factores que aportan al crecimiento económico de una nación es el desarrollo y evolución de actividades industriales. El desarrollo de la industria aporta a la mejora de la eficiencia operativa, desarrollo de la ciencia y tecnología, creación de puestos de trabajo y mejora de la calidad y estilo de vida (Osorio Díaz, 2011).

En el Ecuador, uno de los sectores que mayor impacto y crecimiento ha tenido en la economía como resultado de las reformas realizadas ha sido el de la industria del plástico, la cual para el año 2016 representó el 3.9% del PIB manufacturero y el 0,5% del PIB total. Siendo un sector que genera 15.000 empleos directos a través de aproximadamente 600 empresas (Instituto de Promoción de Exportaciones e Inversión, 2016) y habiendo tenido una inversión en el 2012 de 600 millones de dólares, actualmente es uno de los sectores con uno de los comportamientos económicos más inestables del país.

De acuerdo con el Ministerio de Industrias y Productividad (2015) la industria plástica ecuatoriana genera un crecimiento anual del 2% y \$1200 millones anuales, de los cuales el 35% provienen de producción externa. A nivel externo, PROECUADOR (2015) indica que el consumo per cápita de plásticos en el país oscila entre los 18 a 20 kg y cuenta con varios socios comerciales a nivel de importación como Estados Unidos, Colombia, China y Corea del Sur, mientras que los principales destinos de los plásticos ecuatorianos son Colombia, Estados Unidos, Perú y Venezuela. A partir del 2006 la industria plástica, impulsada por las reformas a la matriz productiva, presenció un incremento sostenido del 15% en las toneladas exportadas. Sin embargo, desde el 2011 en adelante, el crecimiento de estas exportaciones llegó a tasas negativas, pasando del 7.16% para el 2014 al -8.83% para el 2015 y -8.17% para

el 2016. De la misma forma, en los últimos años las importaciones han mostrado decrecimiento, en donde las toneladas importadas de plásticos aumentan en un 5.82% para el 2014, -3.05% para el 2015 y -1.94% para el 2016 (BCE, 2017). Tapia (2015) enfatiza que la disminución de la actividad económica en la industria de plásticos se debe a las medidas de sustitución de importaciones y las restricciones relacionadas con la calidad del producto.

Si bien la inversión en el sector realizada ha provocado esta disminución en las importaciones entre el año 2015 y 2016, pasando de reportarse un monto por importación de plásticos al país de \$962,804,370 en 2015 a \$746,385,750 en 2016 (Ministerio de Agricultura, Ganadería, Acuacultura y Pesca, 2016), el sector también presentó en el año 2017 una variación negativa en el Índice de Evolución de la Industria manufacturera (IPI-M) variando en un -32,98% (INEC, Ecuador en cifras, 2017).

Las contracciones experimentadas en el sector junto con el fomento de la producción nacional evidencian diferentes cambios que atraviesa el sector externo ecuatoriano particularmente la industria de los plásticos, haciendo importante contar con estudios relacionados a inferencias sobre el sector, el comportamiento de las importaciones y su dinámica en función de otras variables, que actualmente no existen. El presente trabajo tiene por objetivo estimar la función de demanda de importaciones de la industria de los plásticos con la finalidad de establecer determinantes de las importaciones de plásticos y aportar literatura a la estimación de demanda de un sector en particular en la economía ecuatoriana debido a su carencia de estudios en esa parte, así como también al análisis de políticas comerciales en el Ecuador, bajo este esquema se propone la estimación de un modelo econométrico de una función de demanda para la importación de plásticos en dónde se pueda ver la relación que tiene esta con el ingreso real de un país y el nivel de precios que mantiene una economía en un

determinado momento del tiempo. Las estimaciones son realizadas mediante un análisis de cointegración y MCO¹.

El documento consta de las siguientes partes: una segunda sección se encarga de la revisión de los trabajos sobre análisis de demandas, los resultados y diferencias en aplicaciones. La tercera parte explica la metodología a detalle y el origen de los datos. La cuarta parte describe los resultados encontrados. Por último, la quinta parte realiza conclusiones y recomendaciones en base a los hallazgos.

2. REVISIÓN LITERARIA

Los trabajos relacionados a la literatura de la estimación de una función de demanda por importaciones son clásicos en la investigación económica. En ellos, como lo indican (Yuan & Kochhar, 1994), la demanda de importaciones generalmente viene dada por una función cuyas variables explicativas son los precios relativos del país y el nivel de producción real como el PIB o la producción industrial. Esta función se desprende de un modelo de demanda básico con una función tipo Cobb-Douglas con los siguientes supuestos: (a) Elasticidad infinita para la oferta en periodos menores al pleno empleo, (b) la elasticidad precio de los productos locales será diferente de la elasticidad precio de los productos foráneos (Murray & Ginman, 1976), expresándose en la siguiente **ecuación 1**:

$$Q_D = \beta_0 y^{\beta_1} P^{\beta_2} e^{\mu} \quad (1)$$

Donde Q es la cantidad de importación demandada, y es el PIB real, P es el índice de precios obtenido a través de la razón entre el precio de los bienes foráneos y los de producción local,

¹ Mínimos Cuadrados Ordinarios.

e es la base del logaritmo natural. Para fines de prácticos, se aplica una transformación logarítmica en la **ecuación 1**, con lo que se obtiene la **ecuación 2**:

$$\ln(Q_D) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y) + \beta_2 \ln(P) + \mu \quad (2)$$

A la **ecuación 2** se le puede sustituir la variable P el cuál es equivalente a la razón entre el precio de las importaciones y el precio de la producción local, expresado en la **ecuación 3**:

$$P = \frac{P_m}{P_d} \quad (3)$$

$$\ln(Q_D) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y) + \beta_2 \ln(P_m) + \beta_3 \ln(P_d) + \mu \quad (4)$$

Con esto, se obtiene la **ecuación 4** donde está expresada el logaritmo de la demanda de bienes a través de una función de la renta real de una economía, su precio local, el precio de los bienes extranjeros debido a que se trata de una economía abierta y el término del error aleatorio. Además, los coeficientes β_i son las elasticidades de las variables con respecto a las importaciones. Existen otras alternativas al índice de precios, tales como el deflactor del PIB, índice de precios al consumidor, etc (Murray & Ginman, 1976). Con lo que se obtiene el modelo base de demanda de importaciones expresado a través de logaritmos.

En cuanto a las relaciones, Dornbusch (2004) y Blanchard & Pérez (2000) formulan las importaciones como una variable que depende inversamente del tipo de cambio real y directamente del nivel de actividad real. Sujeta a la teoría económica, la ecuación que relaciona estas variables describe que un aumento de la actividad real (PIB) genera incrementos en la renta nacional, así como también un incremento en el tipo de cambio real genera una mayor valoración de los bienes extranjeros en comparación a los producidos nacionalmente lo que conlleva a una disminución del poder adquisitivo y, por lo tanto, una reducción en las importaciones (Contreras, Chuchón, & Quispe, 2016).

Con el desarrollo de la literatura, también se fueron añadiendo otras variables para generar estimaciones de las importaciones más robustas. En este sentido, (De Gregorio, 2007) no sólo indica que las importaciones dependen del tipo de cambio y la actividad real, sino que también dependen inversamente del nivel de aranceles a las que esté sujeta la economía, (Yuan & Kochhar, 1994) añaden a las reservas internacionales como variable que puede explicar el comportamiento de las importaciones, (Asseery, 1990) y (Asseery & Pedirkis, 1993), que consideraron también el primer rezago de las importaciones, además otros estudios introducen en sus estimaciones variables ficticias (dummies) para alojar el efecto de cualquier evento coyuntural en la política comercial (Gomez & Salazar, 2014).

Frente a los avances y el desarrollo de la evidencia empírica a través del tiempo, en Latinoamérica esta evidencia respecto de la relación entre las importaciones y el precio es mínima. Destacan los trabajos en México; (Romero, 2012) estimó una función de demanda a través de un análisis de cointegración de series de tiempo para un periodo de 1940 – 2009, (Vázquez, Damián, & Ángel, 2015) determinan las funciones de oferta y demanda para hallar las elasticidades respectivas a través de un modelo de Regresión Lineal Múltiple de exportaciones e importaciones en función del PIB y el tipo de cambio real, ambos con efectos significativos. En Costa Rica, (Mora & Torres, 2008) estiman la función de importación y exportación para artículos de alta tecnología a través de la técnica de cointegración multivariada utilizando como variables la proporción en el PIB de las importaciones, el tipo de cambio real y la brecha entre producción nacional y extranjero, para un periodo comprendido entre 1991 – 2006. En Argentina, (Médici, 2011) realiza un análisis de cointegración de largo plazo para evaluar la validez del principio de demanda efectiva, tomando en consideración un periodo entre 1980 – 2007 y variables como el PIB, precio de

la canasta nacional, precio de los bienes extranjeros, consumo público y consumo autónomo. En Perú, (Collantes, 2015) estima una función de demanda para las importaciones de maíz amarillo utilizando el método de cointegración utilizando datos mensuales desde el 2003 y 2015, cuyas variables explicativas son el PIB y el precio relativo de las importaciones.

En el contexto ecuatoriano, el análisis y estimación de funciones de demanda de importaciones también es mínimo. Dentro de los escasos estudios se destacan trabajos como el de (Alvarado & Betancourt, 2007) quién estimó una función de demanda de importaciones para un periodo comprendido entre 1976 – 2015, siguiendo la especificación clásica de la economía internacional, en dónde la demanda de importación depende de la demanda generalmente a través del producto interno bruto (PIB) y el nivel de precios relativos aproximado a través del índice de tasa de cambio real (ITCR) (Zuccardi, 2002). Por otro lado, (Guaman, 2017) estima una función de demanda de importaciones segmentando su análisis hacia el comercio de Tilapia, entre Ecuador y EUA en un periodo entre 1992 y 2016, a través de un modelo de Regresión Lineal Múltiple, utilizando el volumen de tilapias importado como variable explicada y el precio promedio entre los principales exportadores a nivel mundial como explicativa, precios promedio de sustitutos como el atún y camarón, entre otras.

Otra línea de investigación relacionada al análisis empírico de la demanda de importaciones corresponde a la estimación de las elasticidades de Armington (Armington, 1969). En esta corriente, destaca el estudio de (Wong & González, 2005), quienes determinan la demanda de importaciones a partir de la tabla insumo-producto y oferta-utilización de las Cuentas Nacionales del Ecuador para un periodo comprendido entre 1975 y 2001 utilizando un análisis de cointegración de series de tiempo, con la finalidad de determinar el grado de

substitución entre los bienes domésticos y extranjeros. En trabajos recientes (Gíler, López, & Vargas, 2010), realizaron la estimación de la demanda de importaciones de la industria textil y calzado en un periodo comprendido entre 1996 y 2010, añadiendo al análisis el efecto en la recaudación tributaria al análisis de cointegración de series de tiempo.

El presente trabajo, al igual que el lineamiento inicial, se basa en la estimación de la demanda para un sector en particular, las importaciones de plásticos. A razón de mantener la simpleza del estudio, se utiliza el análisis basado en las cantidades de las importaciones como variable explicada, el ingreso real medido a través del PIB a precios constantes, y por último, el precio medido a través del Índice de Tasa de Cambio Real, añadiendo el análisis cointegración de series de tiempo a describir a continuación.

3. METODOLOGÍA

3.1 Datos

Los datos obtenidos son series de tiempo. La data disponible está constituida por series con frecuencia anual correspondiente al periodo 1980 – 2016. Las variables estudiadas durante el periodo citado corresponden al monto de importación en dólares de las mercancías pertenecientes al capítulo 39, basados en el Sistema Armonizado de Designación y Codificación de Mercancías, Plástico y sus Manufacturas disponibles en las bases de datos de las Naciones Unidas². Las series de PIB e Índice de Tasa de Cambio Real fueron tomadas de las bases de datos del Banco Mundial³. Las estimaciones serán realizadas a través del

² Estas bases están disponibles a través del sitio Web <https://comtrade.un.org/>.

³ Estas bases están disponibles a través del sitio Web <http://databank.bancomundial.org/data/reports.aspx?source=2&country=ECU>

software estadístico *Eviews 7*, por su interfaz especializada en el tratamiento de series de tiempo, en comparación con otros paquetes informáticos como *Stata*, *R*, o *SPSS*.

3.2 Especificación del modelo

El modelo planteado para estimar las demandas de importaciones es:

$$M_t = \alpha + \beta \ln(TCR_t) + \beta_1 \ln(PIB_t) + \mu_t \quad (5)$$

En donde:

M = Monto en dólares de importaciones de productos relacionados a la partida 39.

TCR = Índice de Tasa Real de Cambio, utilizado como aproximado a los precios relativos con año base 2010.

PIB = Es el Producto Interno Bruto a precios constantes del 2010.

Para la estimación de la **ecuación 5** se realizará un análisis de cointegración bajo el enfoque de (Engle & Granger, 1989) por su aplicación a cualquier muestras de cualquier tamaño y la suposición a priori de la existencia de un solo vector de cointegración, el modelo propuesto a diferencia del enfoque de (Johansen, 1988).

Una condición fundamental para una relación de equilibrio entre las variables es que estas sean “estacionarias”, es decir que no importa si las observaciones pertenecen al inicio o al final de la muestra, con tal de que las medias y las varianzas sean siempre las mismas (Asteriou, 2002). La determinación de estacionariedad es visible a través de la representación gráfica de la variable a través del tiempo, sin embargo solo es verificable a través del test de Dickey-Fuller. Una serie se dice integrada de orden n , que se lo expresa como $I(n)$, si la serie se transforma en estacionaria después de haber sido diferenciada n veces (Wong & González,

2005). Se requiere que todas las series del modelo se encuentren estacionarizadas en el mismo orden de integración (o diferencias) para que pueda existir cointegración.

La segunda condición importante al momento de trabajar con series de tiempo es la existencia de cointegración entre las variables utilizadas en el estudio. Dos o más variables con un grado de integración n , superior a uno, se dice que están cointegradas si una combinación lineal de ellas es integrada de orden $n-1$. De manera particular, dos series $I(1)$ están cointegradas si una combinación lineal de ellas es $I(0)$ (Wong & González, 2005). De lo contrario, aunque existan relaciones que permitan realizar inferencias y pronósticos, estos tan sólo corresponderán a un fenómeno espurio. Por regresión espuria se puede comprender a aquellas ecuaciones de regresión que presentan alta significancia conjunta, medida en términos del coeficiente de determinación R^2 o R^2 ajustado, sin embargo, fuertes problemas de autocorrelación positiva reflejados en bajos valores del estadístico Durbin Watson, mientras que sus momentos sólo tienen un comportamiento similar a través del tiempo (Wong & González, 2005). En otras palabras, las regresiones espurias pueden llegar a parecer buenas a relaciones económicas que, en realidad no son necesariamente aquellas (Mahía, 1999).

Para verificar determinar la asociación de las series y la presencia de cointegración según el método de Engle y Granger se requieren dos pasos: (1) La estimación de los residuos μ del modelo con las variables que se pretenden, tienen una relación de largo plazo (2) la realización de un test de raíz unitaria (o Dickey Fuller) sobre los mismos para detectar su grado de estacionariedad. De manera que, para los residuos existentes en una relación de largo plazo, el comportamiento debe ser estacionario, con lo que queda demostrado que las variables son cointegradas, por lo tanto existe un equilibrio de largo plazo.

A este procedimiento, se le adiciona la determinación de la causalidad de las variables con el fin de detectar si las variables del modelo son endógenas o exógenas y especificar adecuadamente el modelo. Al final, se realiza el Modelo de Corrección de Errores, en donde los residuos del modelo de largo plazo son introducidos al modelo para corregir los desequilibrios del corto plazo.

4. ANÁLISIS DE RESULTADOS

El siguiente cuadro resume el comportamiento de las variables a través del tiempo tanto en logaritmos como en su forma inicial.

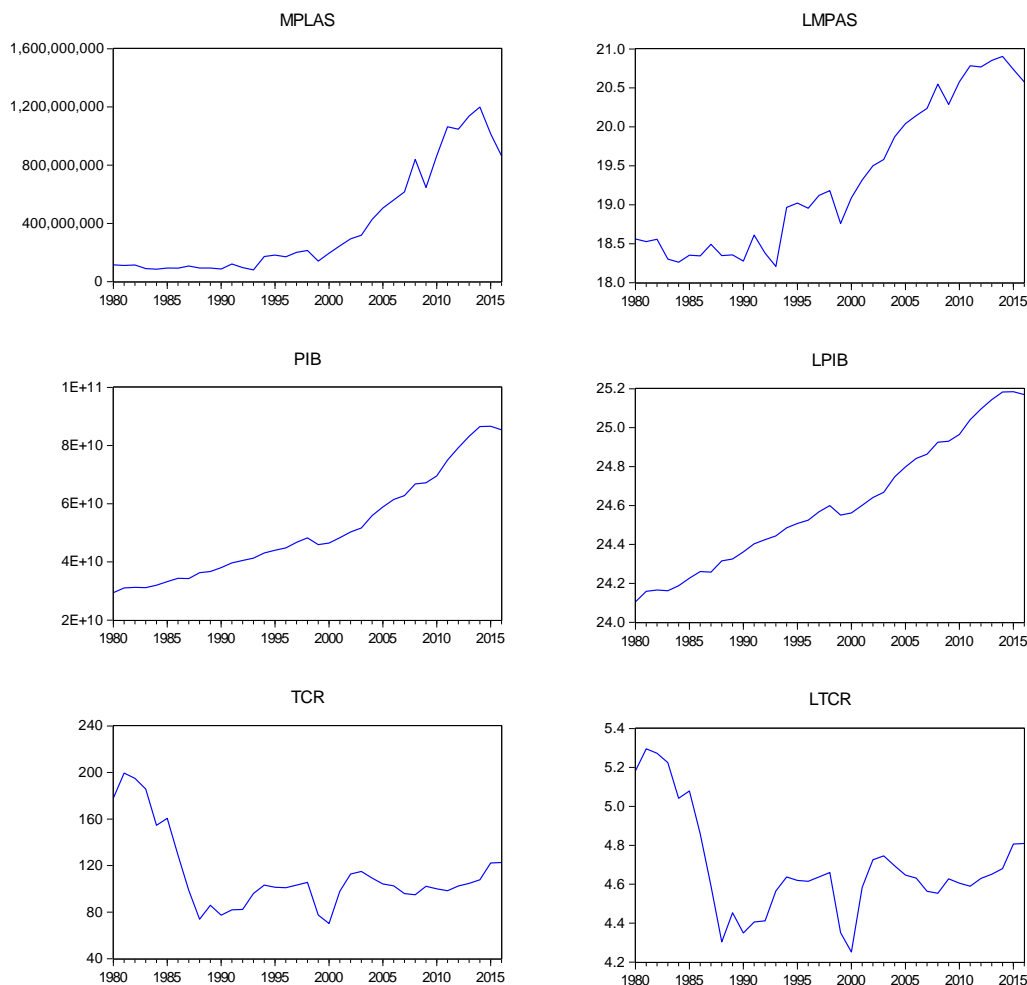


Figura 1. Evolución de las variables de interés Importaciones, PIB e Índice de Tipo de Cambio Real, periodo 1980 – 2017.

A partir de la **Figura 1**, se puede observar la evolución de las variables de interés en el periodo de estudio. El análisis gráfico de otorga una idea de la estacionariedad de las series, ya que esta depende de la media, varianza y autocorrelación a través del tiempo; de esta forma, el monto de importaciones posee una media que cambia a través del tiempo, observable a través de la tendencia creciente que presenta al igual que el PIB. Por otro lado, el índice de tasa de cambio real no posee una tendencia determinada, sin embargo, presenta una mayor volatilidad, lo que indica que la varianza cambia a través del tiempo, contrario a

lo que ocurre con las importaciones de plásticos y el PIB. Estas mismas características gráficas se mantienen en las transformadas logarítmicas de las series. A pesar de ello, no se puede afirmar la presencia de estacionariedad o el grado de integración, por lo que se procede a realizar el Test de Dickey-Fuller aumentado.

La siguiente tabla resume los valores encontrados, criterios de decisión y test de hipótesis para determinar el grado de estacionariedad de las variables.

Tabla 1. Test de Dickey-Fuller de Raíz Unitaria

Variables	Ho: La serie no posee raíz unitaria	
Level	Test statistic	Critical value
<i>LM</i>	-0.2932	-2.6115
<i>LPIB</i>	0.4785	-2.6115
<i>LTCR</i>	-2.1310	-2.6115
1ST Difference	Test statistic	Critical value
$\Delta(LM)$	-5.3067	-3.6394*
$\Delta(LPIB)$	-4.8963	-3.6329*
$\Delta(LTCR)$	-3.9303	-3.6394*

*significante al 1% **significante al 5% ***significante al 10% de acuerdo a los números de McKinon (1996)

A partir de la **Tabla 1** se puede concluir que las series no son estacionarias a niveles dado que el Test de Dickey Fuller aumentado requiere que el t estadístico sea menor que el valor crítico. En el caso del test a niveles, el valor crítico mostrado tiene un nivel de confianza del 10%, por lo que no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis de raíz unitaria en las series a niveles. Por otro lado, al momento de utilizar las series en primeras diferencias se obtuvo que los t estadísticos calculados para cada serie son mucho menores al t crítico de las series con un nivel de confianza del 1%, por lo que hay evidencia estadística para rechazar

la hipótesis nula de raíz unitaria, indicando que todas las series son integradas de primer orden.

Una vez demostrado que las series tiene el mismo orden de integración, el siguiente paso se basa en verificar que la combinación lineal de las series es $I(0)$ (Wong & González, 2005).

Tabla 2. Estimación de la regresión de largo plazo

Variable Dependiente	$M = f(IDEAC)$		
	Coefficients	t-Statistic	Prob.
<i>C</i>	-54.67	-18.0273	0.0000
<i>LTCR</i>	0.6507	4.5781	0.0001
<i>LPIB</i>	2.8838	25.7422	0.0000
Supuestos			
R-cuadrado	0.9521		
F-estadístico	338.19		
P(F-estadístico)	0.0000		
Test Heterocedasticidad	0.5791		
Test de Normalidad	0.1642		
Test de Autocorrelación Serial	0.0019		
Test de Especificación (Ramsey- Reset)	0.1247		

Según los resultados mostrados en la **Tabla 2**, el Índice de Tasa de Cambio Efectiva real tiene una influencia significativa y positiva sobre el monto de importaciones del mercado de plástico. Dado que el análisis es sobre el logaritmo de las variables, el coeficiente corresponde a la elasticidad de las mismas interpretando que un aumento de un 1% en el Índice de Tasa de Cambio Efectiva real, genera un aumento del 0.6507% en el monto de importaciones de plásticos. Por otro lado, el poder adquisitivo de las personas medido a través el PIB tiene una influencia positiva significativa sobre el monto de las importaciones, en la cual, un aumento del 1% en el PIB genera un incremento del 2.88% en las importaciones de plástico. El parámetro constante también salió significativo, pero negativo. El *R-cuadrado*

indica que el 95.21% de las variaciones en las importaciones de plásticos son explicadas por variaciones en el PIB y en el Índice de Tipo de cambio efectivo real.

Con relación a los test de diagnósticos, el test F de significancia conjunta indica que el efecto conjunto de las variables sobre el monto de importaciones es significativo; el modelo carece de heterocedasticidad al no rechazarse la hipótesis nula de varianza homocedástica, se encuentra correctamente especificado de acuerdo al Test de Ramsey, donde se rechaza la hipótesis nula de variables omitidas. Sin embargo, el modelo presenta un problema de autocorrelación serial de los residuos, por lo que se procede a corregir el modelo.

Tabla 3. Estimación de la regresión de largo plazo sin autocorrelación serial

Variable Dependiente	$M = f(IDEAC)$		
	Coefficients	t-Statistic	Prob.
<i>C</i>	-29.7938	-3.3149	0.0024
<i>LTCR</i>	0.1648	0.2291	0.4775
<i>LPIB</i>	5.8513	5.0735	0.0000
<i>LM(-1)</i>	0.4486	2.9659	0.0059
<i>LTCR(-1)</i>	0.1196	0.4826	0.6329
<i>LPIB(-1)</i>	-4.2658	-3.8856	0.0005
Supuestos			
R-cuadrado	0.9753		
F-estadístico	237.1596		
P(F-estadístico)	0.0000		
Test Heterocedasticidad	0.0562		
Test de Normalidad	0.9816		
Test de Autocorrelación Serial	0.7659		
Test de Especificación (Ramsey- Reset)	0.2048		

La inclusión de los rezagos de cada variable se basa en la correlación de las perturbaciones con su rezago anterior inmediato, observadas en el correlograma (en el **Apendice**) de los

residuos estimados a partir del primer modelo, de esta forma en la **Tabla 3** se incluyeron los rezagos de las variables con el fin de corregir la especificación del modelo y eliminar la autocorrelación serial, con ello, todos los supuestos de regresión se cumplen. El *R cuadrado* es más alto y específica que el 97.53% de las variaciones de las importaciones se debe a cambios en el PIB. Sin embargo, el índice de tasa de cambio pierde significancia. Una vez estimada la función, se procede a diagnosticar la presencia de raíz unitaria en los residuos del modelo para verificar la cointegración de las variables.

Tabla 4. Test de Dickey-Fuller de Raíz Unitaria en residuos

Variab	Ho: La serie no posee raíz unitaria	
Level	Test statistic	Critical value
μ	-5.8919	-3.6329*

*significante al 1% **significante al 5% ***significante al 10% de acuerdo a los números de McKinon (1996)

Según la **Tabla 4**, los residuos son estacionarios a niveles con un nivel de significancia del 1%, por lo que se puede concluir que las variables del modelo cointegran en el largo plazo. El siguiente paso es determinar la causalidad en el sentido de Granger para poder verificar si las variables exógenas y endógenas están correctamente especificadas.

Tabla 5. Test de Causalidad de Granger

Hipótesis Nula:	Obs	Estadíst F
LPIB no causa en el sentido de Granger LM	36	3.90421**
LM no causa en el sentido de Granger LPIB		1.10005
LTCR no causa en el sentido de Granger LM	36	1.86214
LM no causa en el sentido de Granger LTCR		0.65072
LTCR no causa en el sentido de Granger LPIB	36	0.32513
LPIB no causa en el sentido de Granger LTCR		0.47481

*significante al 1% **significante al 5% ***significante al 10% de acuerdo a los números de McKinon (1996)

La **Tabla 5** muestra los resultados del Test de Causalidad de Granger, en donde se puede observar que se rechaza la hipótesis nula de no causalidad en el sentido de Granger del PIB sobre las Importaciones, por lo que sólo el PIB causa en el sentido de Granger al monto de Importaciones, más el Índice de Tasa Efectiva Real no causa en el sentido de Granger, al igual como otras causalidades como entre PIB y índice de tasa de cambio real.

Por último, se estima el Modelo de Corrección de Errores incluyendo el término de error en el modelo final y quitando las variables no significativas, para determinar verificar la corrección de los desequilibrios del corto plazo en el largo plazo.

Tabla 6. Estimación del modelo de corrección de errores

Variable Dependiente	$M = f(IDEAC)$		
	Coefficients	t-Statistic	Prob.
<i>LPIB</i>	5.2890	4.9742	0.0000
<i>LM(-1)</i>	0.9673	22.5221	0.0000
<i>LPIB(-1)</i>	-5.8077	-4.9617	0.0000
$\mu(-1)$	-0.5274	-2.5673	0.0153
Supuestos			
R-cuadrado	0.9712		
Test Heterocedasticidad	0.0014		
Test de Normalidad	0.5901		
Test de Autocorrelación Serial	0.1733		
Test de Especificación (Ramsey- Reset)	0.3822		

La **Tabla 6** muestra los resultados de la estimación del Modelo de Corrección de Errores y el ajuste del modelo. A fin de ajustar la regresión y que el coeficiente del error en el modelo sea significativo, fueron eliminadas las variables no significativas. El modelo cumple con todos los supuestos, excepto el de heterocedasticidad que puede ser tratable a través de la estimación de los errores estándares robustos. Todas las variables son significativas y se

cumple el signo esperado del término del error dentro del modelo, lo que deja inferir que las perturbaciones de corto plazo se corrigen en el largo plazo.

5. DISCUSIÓN

Basados en el modelo descrito por (Murray & Ginman, 1976), se planteó una ecuación en logaritmos a estimar por Mínimos Cuadrados Ordinarios una vez comprobada la cointegración de las variables a través del tiempo. Según lo indicado en la **Tabla 1**, las importaciones, el producto interno bruto y el índice de tasa de cambio real son estacionarias en sus primeras diferencias, esto concuerda con las gráficas presentadas en la **Figura 1** existiendo la posibilidad de una regresión entre las variables que se base en una relación de largo plazo. Los resultados hallados en la **Tabla 2** demuestran que existe una influencia positiva del ingreso real sobre las importaciones de plástico, tal y como se esperaba (Dornnush et al., 2014; Blanchard,2000; Contreras et. al, 2016), sin embargo, el índice de tasa de cambio real es positivo, contrario a la teoría presentada por (Dornnush et al., 2014; Blanchard,2000; Contreras et. al, 2016), siendo un hallazgo contraintuitivo. Unas de las razones por la cuál se da este tipo de hallazgo es explicada en la **Tabla 5** sobre la causalidad de las variables en el sentido de Granger. El tipo de cambio real no causa las variaciones en el monto de importaciones, esto se debe a que casi el 80% de el consumo nacional de plásticos es solventado por la producción local, importándose del extranjero productos elaborados de poco volumen (Lara, 2017), lo que vuelve el monto de importaciones susceptible a cambios en el poder adquisitivo de las personas y a su vez independiente de los cambios en los precios relativos. Este resultado concuerda tomando en consideración en el análisis de causalidad de Granger y la estimación final del modelo corrigiendo la autocorrelación serial de la **Tabla 3**,

en donde la especificación de una mejor forma funcional a través de otras variables relevantes vuelve nulo el efecto del índice de tasa de cambio sobre las importaciones de plásticos.

En relación a la **Tabla 3**, debido a la alta correlación de las perturbaciones aleatorias con su rezago inmediato, se incluyeron las variables rezagadas un periodo con el propósito de extraer esa información del término del error e incluir el ajuste parcial de las importaciones, precios y PIB al nivel deseado, basado en el procedimiento de (Asseery, 1990) (Asseery & Pedirkis, 1993), saliendo significativos los rezagos de las importaciones y el PIB, excepto el del índice de tasa de cambio, lo cual es esperable bajo el contexto detallado. Por último, el modelo de corrección de errores presenta un coeficiente negativo, significativo y menor a uno, verificando que los equilibrios de largo plazo corregirán los desequilibrios del corto plazo.

6. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

El siguiente trabajo estimó una función de demanda de importaciones para el sector de plásticos, a través de un modelo econométrico explicado por el PIB y el índice de tasa de cambio. La influencia del PIB es positiva significativa, mientras que el índice de tasa de cambios tuvo, luego de la corrección de la especificación del modelo, tuvo un efecto no diferente de cero. Esto se debe primordialmente a que el mercado es abastecido casi en su totalidad por la producción nacional (Lara, 2017), por lo que no estaría determinado por fluctuaciones o cambios en el mercado externo. Se incluyeron rezagos de las variables importaciones y PIB dentro del modelo, a fin de especificar mejor el modelo, para lo cual tienen efecto significativo sobre el mismo. En síntesis, existe una relación de largo plazo entre las importaciones de plástico y el PIB, cuya ecuación se ajusta en el largo plazo corrigiendo los desequilibrios de las perturbaciones del corto plazo.

Una de las limitaciones presentes en el estudio fue la disponibilidad de información relativa al sector, a la vez que la existencia de series en la frecuencia y extensión requerida para poder generar estimaciones robustas. Se espera que nuevas investigaciones en torno a la estimación sectorial de demandas por importaciones cuenten con otros métodos econométricos más robustos, como VAR y cointegración de (Johanssen, 1988), además de que puedan desagregarse más las importaciones a fin de poder estimar demandas en productos específicos como el trabajo de (Guaman, 2017).

7. BIBLIOGRAFÍA

- Alvarado, J., & Betancourt, X. (2007). *Estimación de la Función de Importaciones de Ecuador en el Periodo 1976-2015*. Obtenido de Repositorio Digital Universidad de Loja: <http://dspace.unl.edu.ec/jspui/handle/123456789/18764>
- Armington, P. (1969). A Theory of Demand for products distinguished by place of production. *IMF Staff Papers*, 159 - 176.
- Asseery, A. (1990). Estimating the Aggregate Import Demand Functions of the GCC Member States for the Period 1970-1985. *The Middle East Business Economic Review*, 1-8.
- Asseery, A., & Pedirkis, N. (1993). The Functional Form of the Aggregate Import Demand Function: The Case of the GCC Countries. *The Middle East Business and Economic Review*, 34-38.
- Asteriou, D. (2002). *Notas sobre Análisis de Series de Tiempo: Estacionariedad, Integración y Cointegración*. Obtenido de Notes on Time Series Analysis: Stationarity, Integration and Cointegration : <http://www.personal.rdg.ac.uk/~less00da/lecture3.htm>
- Banco Mundial. (2017, Abril 11). *Ecuador: Panorama General*. Obtenido de Banco Mundial: <http://www.bancomundial.org/es/country/ecuador/overview>
- BCE. (2017). *Sistema de Información Macroeconómica*. Obtenido de Banco Central del Ecuador: <http://sintesis.bce.ec:8080/BOE/BI/logon/start.do?ivsLogonToken=bceqsappbo01:6400@1795325Jjgh61pjsEnWN7VO3cdD6XN1795323J6fpsVEhh5IQ0WDLS1khtlu>

- Blanchard, O., & Pérez, D. (2000). *Macroeconomía: teoría y política económica con aplicaciones a América Latina*. Buenos Aires: Prentice Hall, Primera edición.
- Collantes, M. (2015). Estimación de la demanda de importaciones peruanas de maíz amarillo duro (IMAD) periodo 2003: 01–2015: 05. *Revista de Investigaciones Altoandinas-Journal of High Andean Research*, 273-280.
- Contreras, C., Chuchón, G., & Quispe, R. (2016). La Demanda de Importaciones en el Perú: 1980-2013. *Omega Beta Gamma*, 1-19.
- De Gregorio, J. (2007). *MACROECONOMIA TEORIA Y POLITICAS*. México: Pearson Educación .
- Dornbusch, R. (2004). *Macroeconomía, Novena edición*. McGraw-Hill.
- Engle, R., & Granger, C. (1989). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 251-276.
- Gasser, W. (1978). Un pronóstico de las importaciones Mexicanas. *Monetaria*, 1(4), 529-550.
- Gíler, G., López, E., & Vargas, M. (2010). *Análisis de la aplicación de barreras arancelarias a las importaciones ecuatorianas: Caso Textil y Calzado*. Obtenido de Repositorio Digital ESPOL: <https://www.dspace.espol.edu.ec/bitstream/123456789/13313/1/Resumen%20de%20tesis.pdf>
- Gomez, A., & Salazar, F. (2014). Demanda de importaciones en la región Pacífico colombiana: una perspectiva de largo plazo. *Entramado*, 24-43.
- Granados, R. (2013). Variables no estacionarias y cointegración. *Documentos de Trabajo en Economía Aplicada*.
- Guaman, Y. (2017). *Estimación de la demanda de importación de Tilapia para U.S y la importación económica para Ecuador*. Obtenido de Repositorio Digital USFQ: <http://repositorio.usfq.edu.ec/handle/23000/6455>
- INEC. (2017, Febrero). *Ecuador en cifras*. Obtenido de http://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/Estadisticas_Economicas/IPI-M/2017/Febrero/Reporte_IPI_M_%202017_02.pdf
- INEC. (2017). *Reporte de Pobreza y Desigualdad*. Quito: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos.
- Instituto de Promoción de Exportaciones e Inversión. (2016, mayo). *PRO ECUADOR*. Obtenido de PLASTICOS: <http://www.proecuador.gob.ec/compradores/oferta-exportable/plasticos-farmaceutica-cosmeticos/plasticos/>

- Johanssen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 231-254.
- Lara, F. (2017, Junio 21). La Trascendental Industria Plástica. *Vistazo*.
- Mahía, R. (1999). *REVISIÓN DE LOS PROCEDIMIENTOS DE ANÁLISIS DE LA ESTACIONARIEDAD DE LAS SERIES TEMPORALES*.
- Médici, F. (2011). Un análisis de cointegración del principio de la demanda efectiva en Argentina (1980-2007). *Ensayos Económicos*, 61- 103.
- Ministerio de Agricultura, Ganadería, Acuacultura y Pesca. (2016). *Ecuador - Importaciones a nivel de Partidas Arancelarias*. Quito.
- Ministerio de Industrias y Productividad. (2015, Mayo). *Industria de transformación de plásticos en Ecuador*. Obtenido de http://servicios.industrias.gob.ec/siipro/downloads/temporales/21_1_Industria%20de%20transformacion%20de%20plasticos%20en%20Ecuador.compressed.pdf
- Mora, C., & Torres, C. (2008). Estimación de funciones de demanda por exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Costa Rica: Periodo 1996-2006. *Departamento de Investigación Económica*.
- Murray, T., & Ginman, P. J. (1976). An empirical examination of the traditional aggregate import demand model. *The Review of Economics and Statistics*, 75-80.
- Osorio Díaz, N. J. (2011). *Análisis de mercado del sector industrias manufactureras en base a CIU 3 bajo un enfoque de concentración económica en el periodo 2000-2008 en el Ecuador*. Quito: (Bachelor's thesis, QUITO/EPN/2011).
- PROEcuador. (2017). *Boletín Mensual de Comercio Exterior*. Quito: Instituto de Promoción de Exportaciones e Inversiones.
- Romero, J. (2012). Evolución de la demanda mexicana de importaciones: 1940-2009. *EconoQuantum*, 7-34.
- Tapia, E. (2015). La industria del plástico padece una contracción. *Revista Líderes*.
- Vázquez, J., Damián, M., & Ángel, M. (2015). Estimación empírica de elasticidades de oferta y demanda. *Revista mexicana de ciencias agrícolas*, 955-965.
- Wong, S., & González, M. (2005). Elasticidades de Substitución de Importaciones para Ecuador. *Revista Tecnológica Espol*, 173-180.
- Yuan, M., & Kochhar, M. K. (1994). China's imports: an empirical analysis using Johansen's cointegration approach. *International Monetary Fund.*, 94-146.
- Zuccardi, I. E. (2002). Demanda por importaciones en Colombia: una estimación. *Desarrollo y Sociedad*.

8. ANEXOS

Test ADF a niveles

Null Hypothesis: LM has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.293201	0.9162
Test critical values:		
1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Test ADF en primeras diferencias

Null Hypothesis: D(LM) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.306781	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.639407	
5% level	-2.951125	
10% level	-2.614300	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LPIB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.478535	0.9836
Test critical values:		
1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LPIB) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.896300	0.0003
Test critical values:		
1% level	-3.632900	
5% level	-2.948404	
10% level	-2.612874	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LTCCR has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.131072	0.2342

Null Hypothesis: D(LTCCR) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.930318	0.0048

Test critical values:	1% level	-3.626784
	5% level	-2.945842
	10% level	-2.611531

Test critical values:	1% level	-3.639407
	5% level	-2.951125
	10% level	-2.614300

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Regresión: Primera Especificación

Dependent Variable: LM
Method: Least Squares
Date: 12/11/17 Time: 06:31
Sample: 1980 2016
Included observations: 37

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-54.67198	3.032728	-18.02733	0.0000
LTCR	0.650794	0.142153	4.578141	0.0001
LPIB	2.883846	0.112028	25.74224	0.0000
R-squared	0.952138	Mean dependent var		19.33519
Adjusted R-squared	0.949323	S.D. dependent var		0.943475
S.E. of regression	0.212391	Akaike info criterion		-0.183172
Sum squared resid	1.533736	Schwarz criterion		-0.052557
Log likelihood	6.388679	Hannan-Quinn criter.		-0.137124
F-statistic	338.1907	Durbin-Watson stat		0.862406
Prob(F-statistic)	0.000000			

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.555094	Prob. F(2,34)	0.5791
Obs*R-squared	1.169944	Prob. Chi-Square(2)	0.5571
Scaled explained SS	1.348188	Prob. Chi-Square(2)	0.5096

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	11.38769	Prob. F(1,33)	0.0019
Obs*R-squared	9.492375	Prob. Chi-Square(1)	0.0021

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification: LM C LTCR LPIB
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.575304	33	0.1247
F-statistic	2.481583	(1, 33)	0.1247
Likelihood ratio	2.682730	1	0.1014

Corrección de Autocorrelación Serial

Correlograma de los residuos

Date: 12/11/17 Time: 06:41
Sample: 1980 2016
Included observations: 37

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. ***	. ***	1	0.458	0.458	8.4233	0.004
. *	. .	2	0.193	-0.022	9.9516	0.007
. *	. *	3	0.176	0.122	11.269	0.010
. .	. *	4	0.026	-0.126	11.297	0.023
. *	. *	5	-0.099	-0.095	11.741	0.039
. .	. *	6	-0.020	0.076	11.760	0.068
. .	. .	7	0.018	0.027	11.775	0.108
. *	. *	8	-0.152	-0.194	12.932	0.114
. *	. .	9	-0.160	-0.044	14.247	0.114
. *	. *	10	-0.160	-0.102	15.614	0.111
** .	. *	11	-0.242	-0.106	18.872	0.063
** .	. *	12	-0.293	-0.146	23.813	0.022
** .	. .	13	-0.216	-0.060	26.609	0.014
. *	. .	14	-0.162	-0.040	28.251	0.013
** .	. *	15	-0.255	-0.196	32.513	0.005
. *	. .	16	-0.118	0.032	33.476	0.006

Dependent Variable: LM
Method: Least Squares
Date: 12/11/17 Time: 06:42
Sample (adjusted): 1981 2016
Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-29.79380	8.987808	-3.314913	0.0024
LTCR	0.164821	0.229149	0.719273	0.4775
LPIB	5.851364	1.153309	5.073545	0.0000
LM(-1)	0.448662	0.151273	2.965910	0.0059
LTCR(-1)	0.119620	0.247861	0.482611	0.6329
LPIB(-1)	-4.265826	1.098406	-3.883651	0.0005

R-squared	0.975325	Mean dependent var	19.35673
Adjusted R-squared	0.971212	S.D. dependent var	0.947584
S.E. of regression	0.160776	Akaike info criterion	-0.666599
Sum squared resid	0.775466	Schwarz criterion	-0.402679
Log likelihood	17.99879	Hannan-Quinn criter.	-0.574484
F-statistic	237.1596	Durbin-Watson stat	2.045547
Prob(F-statistic)	0.000000		

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.451931	Prob. F(5,30)	0.0562
Obs*R-squared	10.44371	Prob. Chi-Square(5)	0.0636
Scaled explained SS	6.683100	Prob. Chi-Square(5)	0.2453

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.090303	Prob. F(1,29)	0.7659
Obs*R-squared	0.111752	Prob. Chi-Square(1)	0.7382

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: LM C LTCR LPIB LM(-1) LTCR(-1) LPIB(-1)

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.297034	29	0.2048
F-statistic	1.682297	(1, 29)	0.2048
Likelihood ratio	2.030041	1	0.1542

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 12/11/17 Time: 06:44

Sample: 1980 2016

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB does not Granger Cause LM	36	3.90421	0.0566
LM does not Granger Cause LPIB		1.10005	0.3019
LTCR does not Granger Cause LM	36	1.86214	0.1816
LM does not Granger Cause LTCR		0.65072	0.4256
LTCR does not Granger Cause LPIB	36	0.32513	0.5724
LPIB does not Granger Cause LTCR		0.47481	0.4956

Modelo de Corrección de Errores

Dependent Variable: LM

Method: Least Squares

Date: 12/11/17 Time: 06:49

Sample (adjusted): 1982 2016

Included observations: 35 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

LPIB	5.829018	1.171840	4.974246	0.0000
LM(-1)	0.967350	0.042949	22.52321	0.0000
LPIB(-1)	-5.807744	1.170507	-4.961733	0.0000
RESID05(-1)	-0.527473	0.205453	-2.567368	0.0153
<hr/>				
R-squared	0.971221	Mean dependent var	19.38044	
Adjusted R-squared	0.968436	S.D. dependent var	0.950524	
S.E. of regression	0.168871	Akaike info criterion	-0.612147	
Sum squared resid	0.884045	Schwarz criterion	-0.434393	
Log likelihood	14.71258	Hannan-Quinn criter.	-0.550787	
Durbin-Watson stat	1.801050			
<hr/>				