

T
519.54
MOR

ESCUELA SUPERIOR POLITECNICA DEL LITORAL



Instituto de Ciencias Humanísticas y Económicas

TESIS DE GRADO

Previa a la Obtención del Título de:
Economista con Mención en Gestión
Empresarial Especialización Sector Público

TEMA:

“Estimación de las Elasticidades de la Demanda
de Gasolina en el Ecuador: Un Análisis Empírico”

AUTORES:

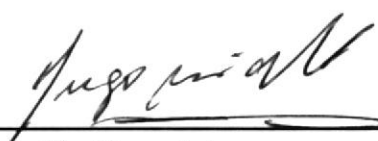
Fabricio Morán Rugel
José Luis Zúñiga Bastidas

GUAYAQUIL — ECUADOR

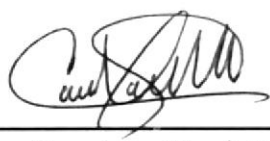
Septiembre - 2002



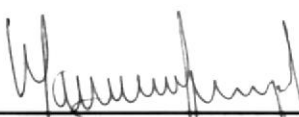
TRIBUNAL DE GRADO



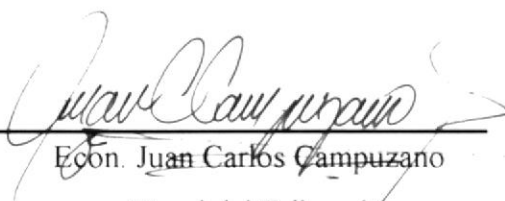
Dr. Hugo Arias
Presidente del tribunal



Msc. Francisco Marriott
DIRECTOR DE TESIS



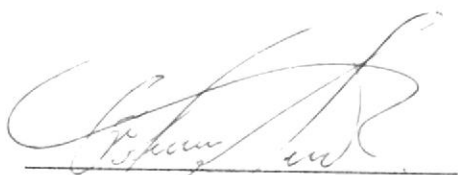
Msc. Manuel González
Vocal del Tribunal



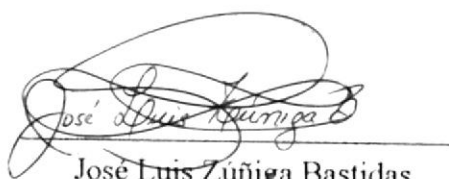
Econ. Juan Carlos Campuzano
Vocal del Tribunal

DECLARACIÓN EXPRESA

El contenido del presente trabajo es de exclusiva responsabilidad de los autores y la propiedad intelectual del mismo le corresponde a la Escuela Superior Politécnica del Litoral.



Fabricio Morán Rugel



José Luis Zúñiga Bastidas



CIB-ESPOL

AGRADECIMIENTOS

A nuestros padres



CIB-ESPOL

TABLA DE CONTENIDO

INTRODUCCIÓN

1	MARCO TEÓRICO E HIPÓTESIS	5
2	ANÁLISIS DESCRIPTIVO.....	7
2.1	EVOLUCIÓN DEL CONSUMO DE LA GASOLINA EXTRA	7
2.2	EVOLUCIÓN DEL CONSUMO DE LA GASOLINA SUPER	10
2.3	EVOLUCIÓN DE LA PARTICIPACIÓN DEL CONSUMO DE LOS COMBUSTIBLES SOBRE EL TOTAL	13
2.4	EVOLUCIÓN DE LOS PRECIOS DE LA GASOLINA SUPER Y EXTRA	15
2.5	EVOLUCIÓN DEL SALARIO MÍNIMO VITAL	17
3	ANÁLISIS ECONOMETRICO	19
3.1	INTEGRACIÓN.....	19
3.1.1	<i>Dickey - Fuller (DF)</i>	20
3.1.2	<i>Dickey - Fuller Aumentado (ADF)</i>	23
3.1.3	<i>Phillips Perron (PP)</i>	24
3.2	COINTEGRACIÓN	25
3.2.1	<i>Modelo de Corrección de Errores (MCE)</i>	25
3.2.2	<i>Metodología de Johansen</i>	28
3.2.3	<i>Metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos</i>	32

4	MODELO Y RESULTADOS EMPÍRICOS	35
4.1	MODELO GENERAL	35
4.2	ESTIMACIÓN.....	37
4.2.1	<i>Pruebas de integración.....</i>	37
4.2.2	<i>Estimación por el Método de Johansen.....</i>	39
4.2.3	<i>Estimación por el Método de Stock y Watson.....</i>	42
4.2.4	<i>Análisis Comparativo de los Resultados Modelos.....</i>	46
5	CONCLUSIONES.....	49
6	BIBLIOGRAFÍA.....	52
7	ANEXOS	54



CIB-ESPOL

INTRODUCCIÓN

Técnicas econométricas recientemente desarrolladas nos permiten obtener estimadores robustos y consistentes para series cointegradas, donde los tamaños de las muestras son pequeños.

El trabajo de investigación de esta tesis tiene por objeto estimar y analizar las elasticidades de la demanda de Gasolina en el Ecuador tomando como muestra el período comprendido entre Enero de 1989 a Diciembre de 1998, cuyos datos tienen una frecuencia mensual.

Para el presente caso, utilizaremos el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámico(MCOD), desarrollado por Stock & Watson, y luego procederemos a contrastar los resultados obtenidos con otras formas convencionales de cointegración como lo sugieren los métodos de Johansen y el Modelo de Corrección de Errores (MCE).



CIB-ESPOL

Los resultados de esta investigación demuestran que los cambios en los ingresos de los agentes económicos y en los precios reales de las gasolinas Extra y Super, no ejercen un impacto significativo que pueda alterar la demanda de estos combustibles, es decir, se observa un considerable grado de insensibilidad por parte de los consumidores, ya que como “agentes maximizadores”¹ responden indiferentemente en su consumo ante la imperiosa necesidad de movilización privada. Por otra parte, las estimaciones realizadas por la metodología de Stock y Watson muestran la característica de ser más significativos que aquellos que han sido calculados por los métodos alternativos, sin embargo, las magnitudes de las elasticidades se muestran similares.

El trabajo está estructurado de la siguiente forma: En el primer capítulo, realizamos un análisis descriptivo de las series. En el segundo, explicamos brevemente los modelos teóricos a emplearse en las estimaciones de las elasticidades de demanda de las gasolinas. En el tercer capítulo, utilizamos los modelos anteriormente descritos para las estimaciones requeridas, luego de lo cual procedemos a contrastar los resultados. Finalmente presentamos conclusiones realizadas a partir de los resultados obtenidos en las estimaciones, así como breves anotaciones en el ámbito de política económica.

¹ Agentes Maximizadores, se refiere a que los agentes de una economía maximizan su utilidad dadas las restricciones por ingresos u otros factores.

1 MARCO TEÓRICO E HIPÓTESIS

De acuerdo con la teoría económica, el consumo de un bien como la Gasolina estaría determinado fundamentalmente por dos variables, estas son: a) el precio de la Gasolina y b) el ingreso disponible de los consumidores, es decir, que la demanda de Gasolina estaría en función del precio y del ingreso disponible, $Q_t(P_t, I_t)$.

Para el Ecuador, el precio de la Gasolina constaría de dos variables, ya que existen dos tipos de combustibles, estos son: el precio de la Gasolina Extra y el precio de la Gasolina Super.

Según la teoría económica, dada la diferencia de precio y calidad de las dos Gasolinas, la Gasolina Extra estaría encasillada como un bien inferior (a medida que se incrementa el ingreso se tiende a consumir la Gasolina de mayor calidad) y la Gasolina Super como un bien superior (a medida que crece el ingreso, mayor es el consumo del bien).



Teóricamente, podemos puntualizar las características de las Gasolinas Extra y Super de la siguiente forma:

- La demanda de Gasolina Extra es insensible a los cambios en los precios. La elasticidad precio de la gasolina extra estará en el intervalo $-1 < e_p < 0$.
- La Gasolina Extra es un bien inferior. La elasticidad ingreso respecto al consumo de la Gasolina Extra estará en el intervalo $e_i < 0$.
- La demanda de Gasolina Super es insensible a los cambios en los precios. La elasticidad precio de la Gasolina Super está en el intervalo $-1 < e_p < 0$.
- La Gasolina Super es un bien normal. La elasticidad ingreso respecto al consumo de gasolina super estará en el intervalo $e_i > 1$.

2 ANÁLISIS DESCRIPTIVO

En esta primera sección, presentamos una breve descripción del comportamiento de las variables que se utilizarán para realizar las estimaciones de las elasticidades de la demanda de gasolina. Se establecerá una reseña del comportamiento del consumidor, reflejado en las cantidades consumidas por los agentes económicos, así como la evolución de los precios durante el período de análisis.

2.1 EVOLUCIÓN DEL CONSUMO DE LA GASOLINA EXTRA

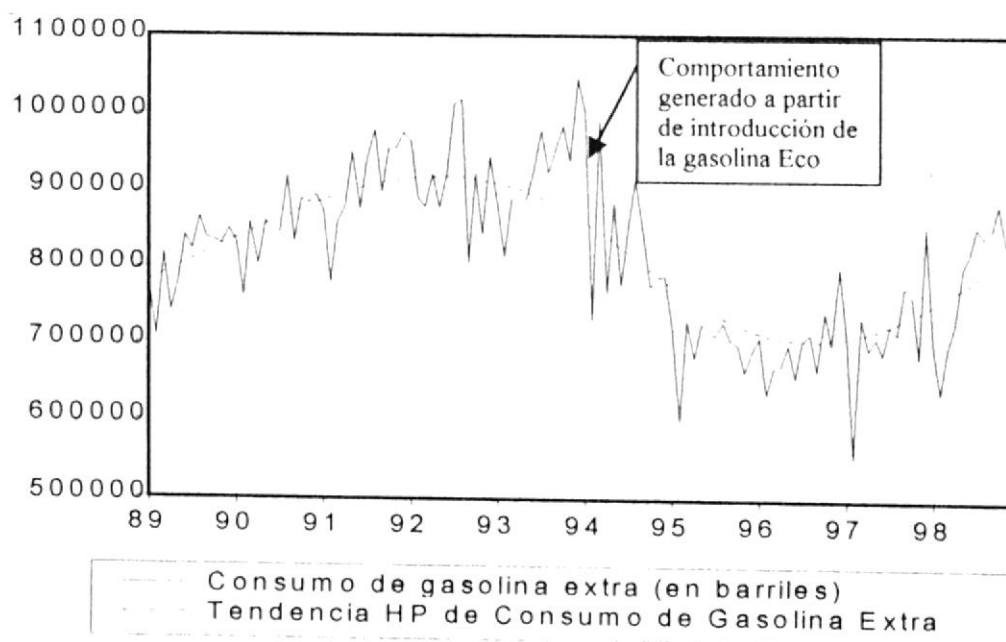


CIB-ESPOL

Comenzaremos el análisis con la evolución de la gasolina Extra, ya que posee una mayor ponderación sobre el consumo total de gasolinas.

En el Gráfico 1.1, encontraremos dos series graficadas: la primera corresponde a la serie en niveles del consumo de la Gasolina Extra (SNCGE), en miles de barriles; y la segunda corresponde a una tendencia de SNCGE determinada por el Filtro de Hodrick-Prescott.

Grafico 1.1
Evolución del Consumo de la Gasolina Extra
(en niveles)



Elaboración: Los Autores

Fuente: Ministerio de Energía y Minas del Ecuador

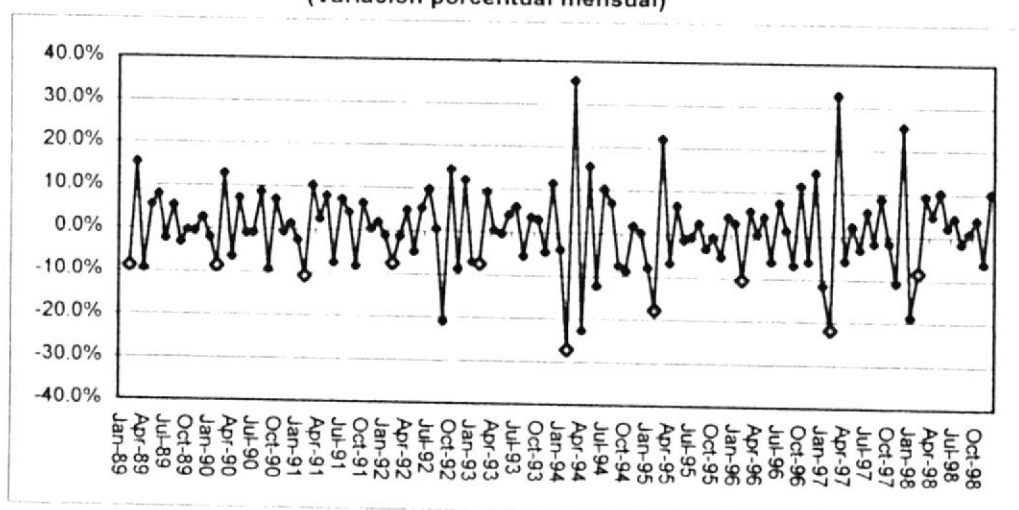
Si observamos detenidamente, encontraremos que el consumo de Gasolina Extra es relativamente estable en un principio, sin embargo, en el año 1994 se advierte un comportamiento bastante inestable, situación que se refleja en el distanciamiento de la serie SNCGE de su tendencia. Esta variación en el consumo, puede ser justificada por la introducción de la gasolina Eco a inicios de dicho año, la misma que desempeñó un papel de producto sustituto para la gasolina Extra, ya que poseía un grado mayor de calidad a precio similar.

Por otro lado, si analizamos los datos de la gasolina Extra en términos de cambios porcentuales (ver Gráfico 1.2), podemos notar que la serie



mantiene un ritmo estable hasta el mes de Agosto de 1992, luego de lo cual, en el mes Septiembre del mismo año, se produce una disminución en el consumo de aproximadamente 20.8%; este comportamiento se justifica como respuesta de los agentes económicos luego de que el Gobierno del Arq. Sixto Durán Ballén implantara un paquete de medidas fiscales, con un considerable incremento en el precio de los combustibles.

Gráfico 1.2
Evolución del Consumo de Gasolina Extra
(Variación porcentual mensual)



Elaboración: Los Autores

Fuente: Ministerio de Energía y Minas del Ecuador

Más tarde, a partir del mes de Febrero de 1994 la serie alcanza su pico más bajo con un decrecimiento del 27.1%, que como se anotó anteriormente, se produjo muy probablemente por la introducción de la gasolina Eco al mercado ecuatoriano, seguidamente alcanza su pico



más alto en el mes de Marzo del mismo año con un 35.4% de incremento en relación al mes anterior, marcando así, una considerable recuperación en los niveles de consumo de la gasolina Extra. Adicionalmente, la serie nos da la pauta de una estacionalidad en el mes de Febrero². Si observamos puntualmente estos meses, veremos que el consumo de gasolina Extra, en todos los casos, presenta picos negativos durante toda la serie.

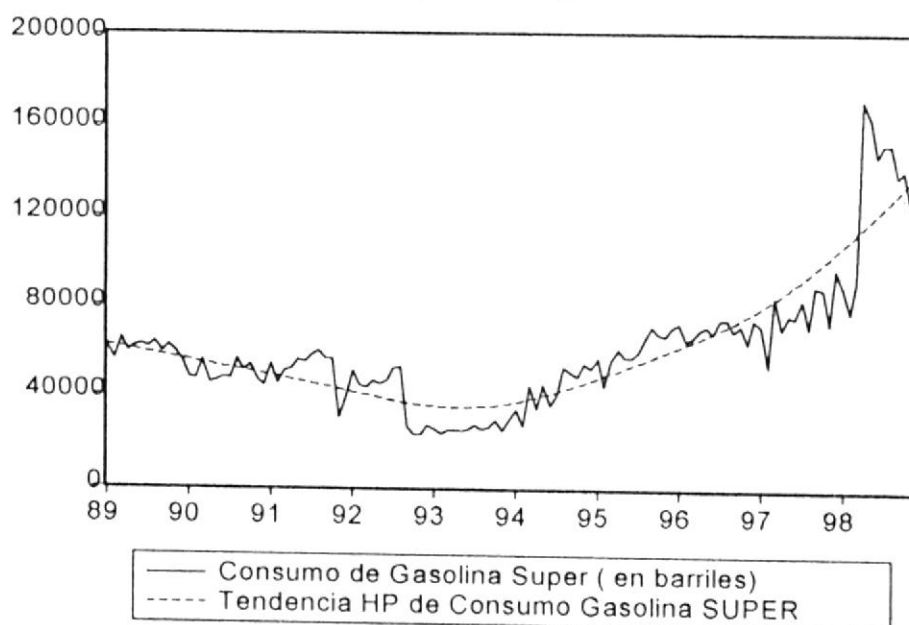
2.2 EVOLUCIÓN DEL CONSUMO DE LA GASOLINA SUPER

En lo que respecta a la gasolina Super, como en el caso anterior, en el Gráfico 1.3 se muestran dos series: la primera, corresponde a la serie en niveles del consumo de la Gasolina Super (SNCGS) en miles de barriles; y la segunda serie corresponde a su tendencia, determinada por el filtro de Hodrick-Prescott.

Examinando la serie del consumo de gasolina Super, podemos observar que es relativamente más estable que el de la gasolina Extra, ya que no tiene un comportamiento volátil semejante a esta última.

² Esta observación fue obtenida econométricamente por Ayala, Roberto(1999)

Gráfico 1.3
Evolución del Consumo de la Gasolina Super
(En niveles)

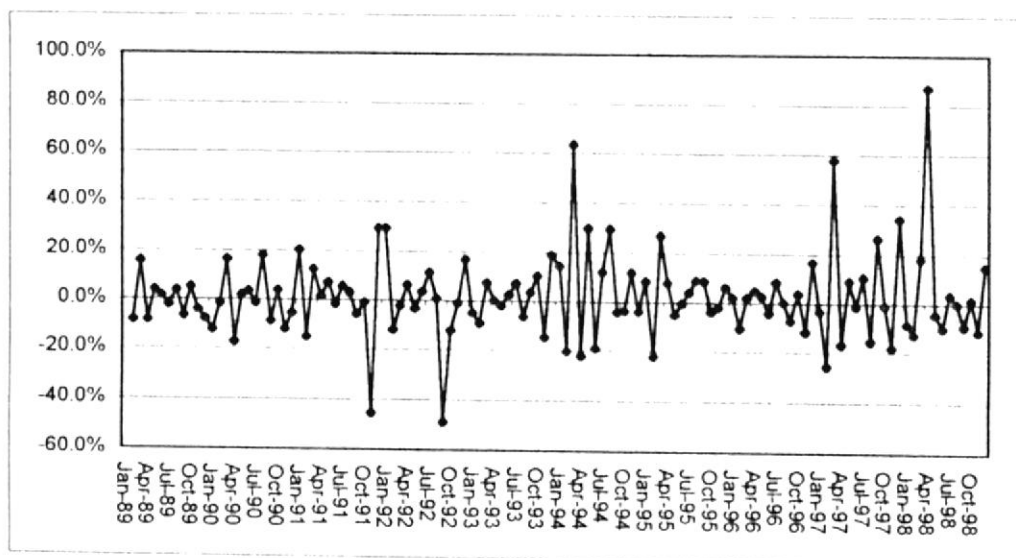


Elaboración: Los Autores

Fuente: Ministerio de Energía y Minas del Ecuador

La serie, en general, gira muy cerca alrededor de su tendencia, sin embargo, desde finales de 1992 hasta 1994, encontraremos que la serie se encuentra por debajo de su tendencia central, destacándose dos picos negativos (ver gráfico 1.4), el primero corresponde a una caída de un 45.7% en Diciembre de 1991 y el segundo corresponde a una caída importante de un 49.3%. Este último descenso se puede explicar, al igual que en el caso de la gasolina Extra, por la elevación en los precios de los combustibles que fueron parte de la política económica de aquel entonces.

Gráfico 1.4
Evolución del Consumo de la Gasolina Super
(Cambios Porcentuales)



Elaboración: Los Autores

Fuente: Ministerio de Energía y Minas del Ecuador

Adicionalmente, se destacan tres incrementos significativos en el consumo de gasolina Super, el primero en el mes de Marzo de 1994, el segundo en el mes de Marzo de 1997 y el tercero en el mes de Abril de 1998, produciéndose incrementos del 63%, 58% y 87% respectivamente. Por otra parte, a diferencia del caso anterior, la gasolina Super no presenta signos de estacionalidad.

Como conclusión de este primer análisis, podemos decir que la presencia de la gasolina Eco en el mercado ecuatoriano³ causó un shock a la estabilidad de la serie SNCGE, incrementando la volatilidad de la misma, lo cual no ocurrió con la serie SNCGS ya que se observa

³ El periodo en que estuvo presente la gasolina Eco es : Enero 1994 – Abril 1998

un comportamiento muy estable a lo largo del período de tiempo analizado.

Es decir, los consumidores como agentes racionales, no alteraron el consumo de Gasolina Super en su escala de preferencias debido a que el porcentaje de gente con mayores ingresos (los cuales les permiten comprar mejores automotores o tener un mejor cuidado de los mismos utilizando gasolinas de mejor calidad), es más o menos estable en su capacidad de compra.

2.3 EVOLUCIÓN DE LA PARTICIPACIÓN DEL CONSUMO DE LOS COMBUSTIBLES SOBRE EL TOTAL

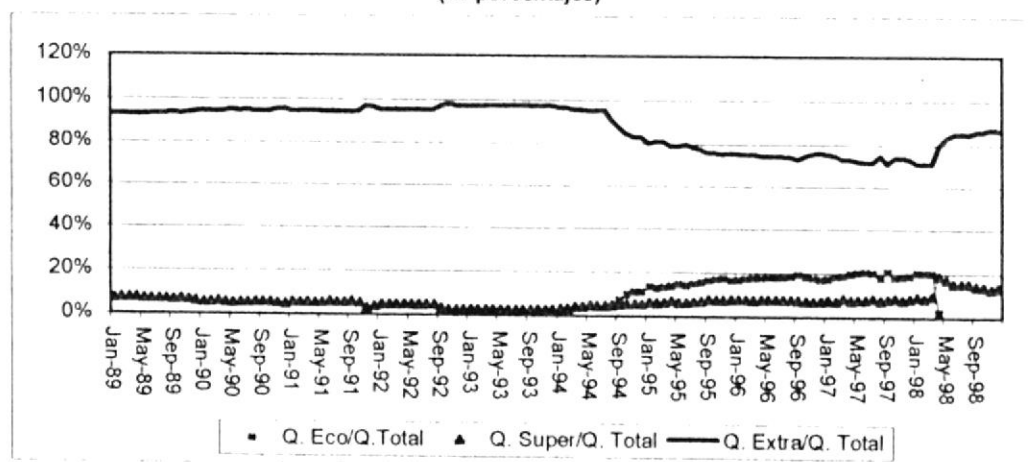
Ahora analizaremos el consumo de cada tipo de gasolina como una proporción del consumo total de los combustibles, es decir, la proporción del consumo total que ha sido dedicado a cada tipo de gasolina.

En el Gráfico 1.4 se presentan tres series, la primera serie, que corresponde al consumo de gasolina Extra como una proporción del consumo total de los combustibles (Q_x / Q_t), una segunda serie corresponde al consumo de gasolina Super como una proporción del consumo total de los combustibles (Q_s / Q_t) y finalmente una tercera

serie adicional que corresponde al consumo de gasolina Eco también como una proporción del consumo total de los combustibles (Q_e / Q_t).

Gráfico 1.4

Participación del consumo de Combustibles sobre el Consumo Total
(en porcentajes)



Elaboración: Los Autores

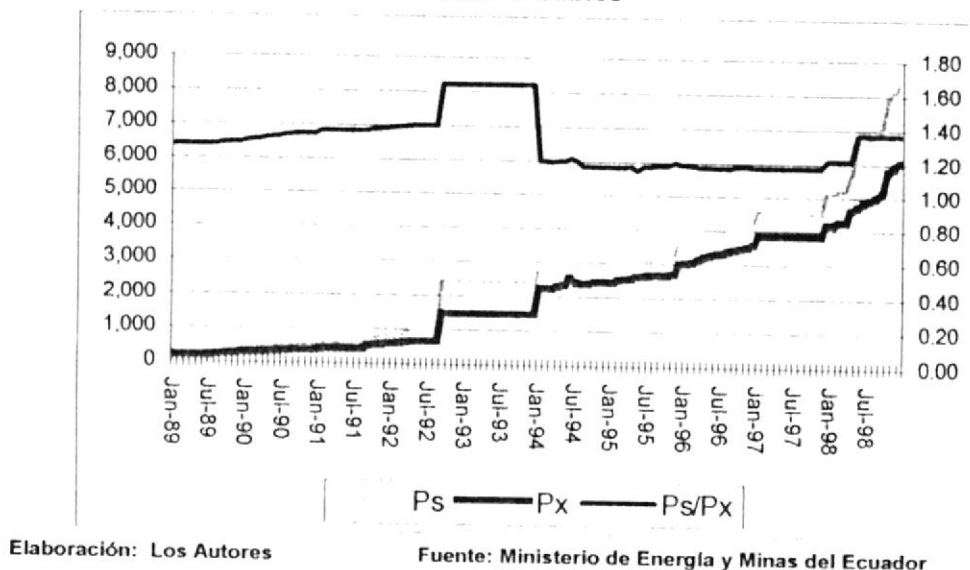
Fuente: Ministerio de Energía y Minas del Ecuador

Los cambios en la elección de bienes de consumo entre los tipos de gasolina se dan a notar. Se observa que el comportamiento del consumidor en el periodo previo a la introducción de la gasolina Eco fue bastante estable, destinando un promedio del 95% del consumo total a la gasolina Extra y un 5% a la Super. Pero podemos observar que luego de la introducción al mercado de la gasolina Eco, el comportamiento del consumidor deja de ser relativamente estable, deprimiendo el consumo de la gasolina Extra desde un promedio del 95% a un 75% del consumo total de las gasolinas, manteniéndose el 5% destinado al consumo de Super en relación al consumo total de las gasolinas, y de esta manera obteniendo un promedio del 20% del consumo total destinado a la gasolina Eco.

2.4 EVOLUCIÓN DE LOS PRECIOS DE LA GASOLINA SUPER Y EXTRA

En el gráfico 1.5 se muestra el comportamiento de los precios por galón de las gasolinas Super y Extra. Las series indican la existencia de un quiebre en niveles para el mes Agosto de 1992⁴. En esta época, el gobierno del Arq. Sixto Duran Ballén, recién posesionado, intentó regular los precios de los combustibles, sin embargo, "el Gobierno no recibió el apoyo del Congreso para aprobar las reformas a la Ley de Hidrocarburos, por lo cual, se le dio la potestad al Presidente de la República, para fijar los precios de los combustibles de acuerdo con las fuerzas de la oferta y la demanda"⁵.

Gráfico 1.5
Evolución de los Precios de los Combustibles



⁴ Este quiebre fue confirmado por el test de Bai y Perron (1998).

⁵ Revista "Gestión" (Enero 1995)

**CIB-ESPOL**

El precio del galón de la gasolina Super subió desde S/.910 hasta S/.2.400 y el galón de Extra subió desde S/.650 a S/.1.460, registrando alzas del 163% y del 124% respectivamente.

La posterior tendencia al alza se debió a que entre Enero de 1994 y Enero del 1995, los precios de los derivados del petróleo estuvieron en función del tipo de cambio, del precio internacional de los combustibles y de los aranceles, donde el precio de venta de los combustibles podía variar dentro de una banda cuyo límite inferior estuvo determinado por el precio mínimo de aforo, el arancel y el impuesto al valor agregado. Mientras, el límite superior estaba determinado por un margen de diferencia máximo de 11% entre el precio al distribuidor y el precio al público. Adicionalmente, a partir del 29 de Enero de 1995 el margen diferencial que existía entre el precio de los combustibles al distribuidor y el precio al público sería eliminado, por lo cual los precios de los combustibles fueron liberados totalmente.

Por otro lado, en el gráfico 1.5 se muestra también "el *spread* existente entre el precio por galón de gasolina Super y el precio por galón de gasolina Extra. El comportamiento de este indicador ha sido bastante irregular, mostrando una elevada amplitud en su variación, alcanzando su pico en el período comprendido entre Agosto del 92 y Febrero del

94. Luego se mantuvo relativamente bajo para mostrar una tendencia creciente desde los últimos meses de 1997 en adelante”⁶.

2.5 EVOLUCIÓN DEL SALARIO MÍNIMO VITAL

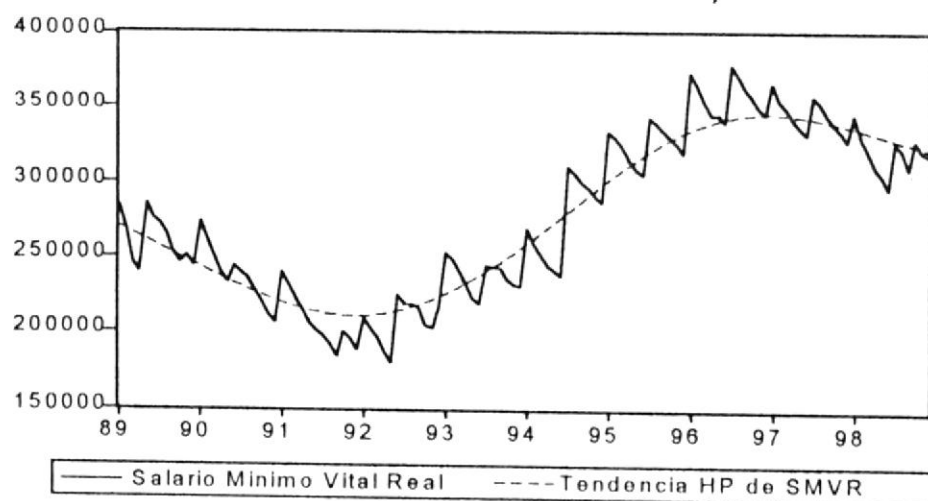
Ahora analizaremos el comportamiento del Salario Mínimo Vital Real.

En el Gráfico 1.6, encontramos la serie correspondiente al Salario Mínimo Vital Real (SMVR) y su tendencia determinada por el filtro de Hodrick – Prescott. Examinando el SMVR, observamos que tiene un comportamiento bastante estable, puesto que todo el tiempo esta evolucionando alrededor de su tendencia.

Sin embargo, se advierte la presencia de un decrecimiento en el SMVR hasta 1992, luego de la cual, el SMVR experimenta un crecimiento constante hasta 1997, período en el que comienza una serie de crisis en la Economía Ecuatoriana que ocasionaron fluctuaciones en los niveles de precios en detrimento del poder adquisitivo de la moneda, y por tanto en los salarios reales.

⁶ Ayala, Roberto (1999)

Gráfico 1.6
Evolución del Salario Mínimo Vital Real
(Suces constantes a Enero 1995)



Elaboración: Los Autores

Fuente: Estadísticas del Banco Central del Ecuador

3 ANÁLISIS ECONOMÉTRICO

En esta sección se discutirán las metodologías que serán utilizadas para la estimación de las elasticidades de la función de demanda de los combustibles, sin embargo, unos de primeros pasos para la utilización de métodos de cointegración, es verificar la existencia de raíz unitaria para definir el orden de integración de las series elegidas para modelar, por esta razón, mencionaremos brevemente las diferentes técnicas de detección de raíz unitaria que se utilizarán en la presente tesis.

3.1 INTEGRACIÓN



CIB-ESPOL

Existe una larga lista de métodos para detectar la existencia de raíz unitaria, sin embargo, nos centraremos básicamente en 3 métodos que son ampliamente utilizados en las investigaciones económicas. Estos son: Dickey Fuller (DF), Dickey Fuller Aumentado (ADF) y Phillip Perron (PP). A continuación describe cada uno de ellos.

3.1.1 Dickey - Fuller (DF)

Para una mejor comprensión, mostraremos los contrastes de raíz unitaria en un proceso autorregresivo en primeras diferencias (AR(1)) para explicar el test de Dickey-Fuller.

Dado el siguiente modelo:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad [1.1]$$

utilizaremos 3 diferentes tipos de supuestos, los que difieren según cuales sean sus componentes deterministas.

3.1.1.1 MODELO SIN COMPONENTES DETERMINISTAS

Dado el modelo [1.1], si asumimos las restricciones $\alpha = 0$ y $\beta = 0$, se obtiene el modelo sin componentes deterministas.

$$\Delta y_t = \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 2, 3, \dots, T$$

Donde y_1 es conocido; $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, es decir ε_t está normalmente distribuido con media cero y varianza constante; además, ambas variables son independientes en el tiempo.

Para contrastar la Hipótesis Nula (H_0) de que $\lambda = 1$ contra la alternativa $\lambda \neq 1$, se hace uso del estadístico t que fue construido a partir del estimador de MCO de λ :

$$t_{DF} = \frac{\hat{\lambda}}{\left[Var(\hat{\lambda})\right]^{1/2}} = \frac{\hat{\lambda}}{\hat{\sigma}} \left(\sum_{t=2}^T y_{t-1}^2 \right)^{1/2}$$

Dada la prueba, podemos concluir que de no rechazarse la hipótesis nula, observaremos un proceso estacionario en diferencias.

3.1.1.2 MODELO CON UN TÉRMINO CONSTANTE

Partiendo del modelo [1.1], si asumimos la restricción $\beta = 0$, se obtiene el modelo con un término constante.

$$\Delta y_t = \alpha + \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 2, 3, \dots, T$$

Donde y_1 es conocido; $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, y ambas variables son independientes en el tiempo.

Para contrastar la Hipótesis Nula (H_0) de que $\lambda = 1$, $\alpha = 0$ contra la alternativa, se hace uso del estadístico t que fue construido a partir del estimador de MCO de λ , el cual fue descrito en el modelo anterior.

Una vez realizada la prueba, podemos concluir que de no rechazarse la hipótesis nula conjunta, observaremos un proceso estacionario en diferencias.

3.1.1.3 MODELO CON UN TÉRMINO CONSTANTE Y TENDENCIA:

Dado nuevamente el modelo [1.1], se obtiene el modelo con un término constante y tendencia.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 2, 3, \dots, T$$

Donde y_1 es conocido; $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, y ambas variables son independientes en el tiempo.

Para contrastar la Hipótesis Nula (H_0) de que $\lambda > 1$, $\beta = 0$ contra la alternativa, se hace uso del estadístico t que fue construido en el primer modelo, a partir del estimador de MCO de λ .

Una vez efectuada la prueba, podemos concluir que si se rechaza la hipótesis nula conjunta, se puede decir que el proceso es estacionario alrededor de una tendencia lineal.

La utilización de las tablas construidas por Dickey-Fuller, en vez de las habituales, se debe a que en el caso de hacer uso de las mismas, se

conduciría a rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria con exagerada frecuencia.

3.1.2 DICKEY – FULLER AUMENTADO (ADF)

Dado el siguiente modelo:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad [1.2]$$

Partiendo de la ecuación [1.2], el modelo de Dickey Fuller Aumentado quedaría como sigue:

$$\Delta y_t = \alpha + \lambda y_{t-1} + \phi_1 \Delta y_{t-1} + \phi_2 \Delta y_{t-2} + \phi_3 \Delta y_{t-3} + \dots + \phi_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + v_t$$

Donde y_1 es conocido; $v_t \sim N(0, \sigma^2)$, y ambas variables son independientes en el tiempo.

Para comprobar la existencia de raíz unitaria en las series utilizando el Dickey Fuller Aumentado(ADF), debe escogerse uno de los modelos anteriormente descritos, con la representación más adecuada a la variable que se encuentre en estudio, lo cual depende de la evidencia que exista en la serie de poseer constante o una tendencia determinista.

La hipótesis nula en ADF es que la forma no diferenciada de las series (serie en niveles), sea no estacionaria. Para rechazar la hipótesis nula el coeficiente λ debe ser estadísticamente significativo, para lo cual se hace uso de las tablas construidas por Dickey Fuller.

3.1.3 PHILLIPS PERRON (PP)

El test de Phillips Perron está basado en un proceso AR(1):

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [1.3]$$

El test de Phillips Perron, comprueba también la existencia de raíz unitaria en las series, pero a diferencia de ADF, Phillips Perron hace una corrección al estadístico t del coeficiente β de la regresión [1.3].

Entonces, el estadístico t de Phillips Perron calculado será:

$$t_{PP} = \frac{\lambda_0^{1/2} t_b}{\lambda_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \lambda_j} - \frac{\left(\left[\lambda_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \lambda_j \right]^2 - \lambda_0 \right) T s_b}{2 \sigma \left(\lambda_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \lambda_j \right)}$$

donde:

$$\lambda_j = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j}$$



CIB-ESPOL

3.2 COINTEGRACIÓN

Existe un gran número de métodos disponibles para probar si un modelo posee las propiedades de cointegración requeridas. Inicialmente, mencionaremos dos de los modelos tradicionalmente utilizados, indicando las ventajas y desventajas en su aplicación, para luego compararlas con las ventajas y desventajas de la metodología que se utilizará como preferencia en esta investigación.

3.2.1 MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES (MCE)

Para construir el MCE, luego de verificar de que todas las variables sean integradas de orden 1 ($I(1)$)⁷, se plantea la siguiente regresión lineal:

$$y_t = b_0 + b_1 x_{1t} + b_2 x_{2t} + \dots + b_p x_{pt} + v_t \quad (1)$$

Donde y es la variable dependiente, $x_1, x_2, \dots, x_p$ son las variables independientes y v_t es el término de error. Si solamente hubieran dos variables en la ecuación (1), es decir $p=1$, entonces sería necesario que

⁷ $I(1)$, corresponden a las variables de orden 1 que se vuelven estacionarias al estar en primera diferencia.

ambas variables (x_i e y) fueran del mismo orden de integración. Si el número de variables fuera mayor de dos, esto es que hubiera más de dos variables explicativas, el orden de integración de la variable dependiente no debería ser mayor que el orden de integración de cualquiera de las variables explicativas. Es más, debe haber por lo menos dos variables explicativas integradas del mismo orden o superior que la variable dependiente.⁸

Los coeficientes de la ecuación (1) pueden ser determinados por una regresión de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Si la ecuación especificada mostrara una relación a largo plazo, entonces la aplicación de las pruebas DF, ADF o PP en los residuos estimados de v_t en la ecuación (1) deberán indicar que los residuos poseen un orden de integración menor que el orden de integración de $x_1, x_2, \dots, x_m$ e y . En este caso, los coeficientes $b_1, b_2, \dots, b_m$ representan las elasticidades a largo plazo de la variable y respecto a las variables independientes.

Una vez encontrada la relación, el paso final del análisis de cointegración es la construcción del modelo de corrección de errores (MCE).

⁸ Para mayor detalle de los requerimientos que soportan esta teoría, véase Charemza and Deadman (1992).

De acuerdo con la teoría, las variables que cointegran, deben retornar a su equilibrio de largo plazo cada vez que exista un shock externo que las afecte. De aquí que el MCE sea construido a partir de este comportamiento de corto plazo. El MCE se estima a partir de la siguiente ecuación:

$$\Delta y_t = c_0 + \sum_{i_1=0}^{n_1} c_{v_1} \Delta x_{1(t-i_1)} + \sum_{i_2=0}^{n_2} c_{v_2} \Delta x_{2(t-i_2)} + \dots + \sum_{i_m=0}^{n_m} c_{v_m} \Delta x_{m(t-i_m)} + \sum_{j=1}^p c_2 \Delta y_{t-j} + c_3 v_{t-1} + u_t$$

donde, $n_1, n_2, \dots, n_m$ y p son términos de rezagos de las correspondientes variables, escogidas de tal manera que los residuos u_t sean ruido blanco. Los coeficientes c_{ji} representan las elasticidades de corto plazo y c_3 representa la velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. Si este último coeficiente c_3 resulta negativo y estadísticamente significativo, entonces el equilibrio de largo plazo es confirmado, así como también que las variables están cointegradas.

3.2.1.1 VENTAJAS Y DESVENTAJAS DEL MCE



CIB-ESPOL

El método de MCE posee la gran ventaja que, a más de ser simple de realizar, puede estimar las elasticidades de corto plazo y los coeficientes son superconsistentes. Sin embargo, esta metodología no está libre de problemas. Los parámetros estimados de largo plazo pueden sesgarse en presencia de muestras pequeñas, así como

también en presencia de efectos dinámicos. Estos sesgos varían inversamente con el tamaño de la muestra y el R calculado.

En segundo lugar, cuando el número de regresores excede a dos, puede haber más de una relación cointegradora, lo cual hará muy difícil darle un significado económico a este hallazgo. Este problema es causado por la probable endogeneidad de los regresores, lo cual podría impedir estimar con MCO los verdaderos valores de los parámetros.

Estas dificultades asociadas con la propuesta de MCE han llevado al desarrollo de procedimientos alternativos, el más conocido es la metodología de Johansen, el cual se analiza a continuación.

3.2.2 METODOLOGÍA DE JOHANSEN

Johansen desarrolló un procedimiento de máxima verosimilitud, el cual mejoró en varios aspectos el MCE. La implementación del método incluye la identificación del rango de la matriz Π en la siguiente ecuación⁹:

$$\Delta X_t = \delta + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t$$

⁹ La mecánica para llevar acabo este método puede ser encontrada en Pesaran & Pesaran (1997) o referirse a la información dispuesta en Hamilton, Time Series Analysis, pp 635-645.

donde:

X_t es un vector columna de m variables,

Π y Γ representan matrices de coeficientes,

k denota el número de rezagos y

δ es constante.

Siendo $\Pi = \alpha\beta'$. Tiene un rango reducido r que es el número de vectores cointegrantes. Si el rango r de la matriz Π es 1, existe una sola relación de largo plazo.

Como nuestro interés principal es más sobre Π que sobre Γ , entonces se hace una regresión parcial. Teniendo en cuenta que $\Pi = \alpha\beta'$

$$\Delta x_t \text{ sobre } 1 + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \Gamma_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} \text{ } r_{0t}$$

$$x_{t-1} \text{ sobre } 1 + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \Gamma_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} \text{ } r_{kt} \quad 3.3.$$

$$\text{Donde: } r_{0t} = \alpha\beta' r_{kt} + e_t$$

De aquí α puede ser determinado fácilmente si es que β es conocido.

Mientras que Johansen estimo β usando la máxima verosimilitud.

Luego de esto, conociendo α y β , obtenemos el rango de la matriz Π con lo que podemos saber el número de relaciones cointegradoras que existen.

Se procede a testear por la metodología de Johansen considerando los cinco modelos con respecto a propiedades de datos. Luego de imponer las restricciones en el rango de la matriz Π no restringida, procedemos a evaluar y determinar si las restricciones son aceptadas o rechazadas.

3.2.2.1 VENTAJAS Y DESVENTAJAS

Una de las desventajas más importantes es que el método de Johansen, siendo una técnica de información completa, está expuesta al problema de que los parámetros estimados en una ecuación, pueden ser afectados por un error de especificación en las otras ecuaciones.

En lo que respecta a las ventajas, podemos considerar entre ellas que la existencia de una sola ecuación cointegradora no es asumida a priori, sino no más bien es puesta a prueba mediante el cálculo del rango r de la matriz Π . Si r es por ejemplo 1, querría decir que realmente sólo

existe una sola relación de largo plazo, si r fuera igual a 2, querría decir que existen dos relaciones de largo plazo.

Adicionalmente, se puede estimar las ecuaciones cointegradoras bajo 5 supuestos básicos sobre la series. Estos son:

- 1 Las series no poseen tendencia determinística y la ecuación cointegradora no posee intercepto.
- 2 Las series no poseen tendencia determinística y la ecuación cointegradora posee intercepto.
- 3 Las series poseen tendencia lineal pero la ecuación cointegradora posee solamente intercepto
- 4 Tanto las series como la ecuación cointegradora poseen tendencia lineal.
- 5 Las series poseen tendencia cuadrática y la ecuación cointegradora posee tendencia lineal.

Finalmente, el método de Johansen considera a los regresores endógenos y exógenos por separado, de tal manera que sean tratados apropiadamente en el procedimiento de la estimación.



CIB-ESPOL

3.2.3 METODOLOGÍA DE MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS DINÁMICOS

El método desarrollado por Stock y Watson consisten básicamente en la construcción de una ecuación simple que incluya iteraciones y rezagos de las primeras diferencias de los regresores.

El modelo teórico es:

$$y_t = \mathbf{X}_t \mathbf{M}' + \sum_{i=-m}^{i=m} \phi_i \Delta z_{1t-i} + \dots + \sum_{i=-l}^{i=l} \psi_i \Delta z_{pt-i} + \varepsilon_t$$

donde

y_t : es la variable dependiente

$\Delta z_{1t}, \dots, \Delta z_{pt}$: son variables independientes diferenciadas

$\mathbf{M}$: es la matriz de coeficientes

$\mathbf{X}$: es la matriz de las variables independientes en niveles ($z_{1t}, \dots, z_{pt}$)

m, l : son las longitudes de las iteraciones y rezagos de los regresores

ε_t : corresponde a un término de error asumido ser $iid(0, \sigma^2)$

$\phi, \dots, \psi$: son los coeficientes de las variables en primera diferencia.

3.2.3.1 VENTAJAS Y DESVENTAJAS

Una desventaja de este método, cuando se especifica una regresión dinámica, la propia riqueza de la estructura dinámica puede hacer que los residuos aparenten ser estacionarios en una muestra finita cuando en realidad las variables que aparecen en el modelo no estén cointegradas, en cuyo caso los procesos de inferencia habitual no serían válidos. Sin embargo, este método ha mostrado ciertas ventajas tanto sobre MCO, como sobre los procedimientos de máxima verosimilitud.

Este método muestra una forma mejorada del MCO por la capacidad de utilizar muestras pequeñas y captar los efectos dinámicos, que de no ser tomados en cuenta provocarían sesgos en los estimadores.

El método de Johansen, siendo una técnica de información completa, está expuesto al problema de que los parámetros estimados en una ecuación pueden ser afectados por un error de especificación en las otras ecuaciones. El método de Stock Watson es, en contraste, una propuesta de una ecuación robusta, la cual hace una corrección para el problema de endogeneidad de los regresores con la inclusión de iteraciones hacia delante y rezagos de las primeras diferencias de los regresores, y la corrección de los errores serialmente correlacionados

utilizando un procedimiento de MCG. Adicionalmente este método tiene las mismas propiedades asintóticas de la distribución de Johansen.



4 MODELO Y RESULTADOS EMPÍRICOS

4.1 MODELO GENERAL

En términos generales, un modelo teórico para la demanda de la gasolina en el Ecuador estaría dado por el siguiente:

$$Q_{it} = \alpha_i + \beta_i PE_t + \delta_i PS_t + \theta_i W_t + \gamma_i D_t + v_{it} \quad ; \quad i=1,2$$

donde 1 hace referencia al tipo de gasolina Extra y 2 para la Super.

Q_{it} es la cantidad de gasolina en miles de galones,

PE_t es el precio real x gl. en miles de sucres de la gasolina Extra,

PS_t es el precio real x gl. en miles de sucres de la gasolina Super,

W_t es el ingreso real en miles de sucres del consumidor,

v_t son los errores $iid(0, \sigma^2)^{10}$

¹⁰ El término se encuentra idénticamente distribuido con media cero y varianza constante.

β_i es la elasticidad precio de la demanda,

δ_i es la elasticidad cruzada de la demanda, y

θ_i es la elasticidad ingreso.

Nota: Todas las variables están en logaritmos naturales.

Este modelo considera una especificación log lineal, la misma que es muy útil para calcular las elasticidades en una forma automática.

El modelo parte de un supuesto básico, el cual es la existencia de una relación de largo plazo entre los precios y el consumo de los combustibles, en la que el gobierno se pueda basar para tomar decisiones económicas. De acuerdo con la teoría económica, la demanda de un bien como la gasolina estaría determinado fundamentalmente por dos variables: el precio y el ingreso disponible de los consumidores, es decir, $QD_i(P_i, I_i)$.

Para el Ecuador, el precio de la gasolina constaría de dos variables, ya que existen dos tipos de combustibles, estos son: el precio de la gasolina Extra y el precio de la gasolina Super. Dada la diferencia de precio y calidad entre los dos tipos de gasolina, la gasolina Extra estaría encasillada como un bien inferior, y la gasolina Super como un bien superior.

4.2 ESTIMACIÓN

Antes de comenzar a aplicar las metodologías explicadas en el capítulo anterior, deberemos verificar el orden de integración de las variables para establecer si se cumplen los requerimientos exigidos por la teoría de cointegración.

4.2.1 PRUEBAS DE INTEGRACIÓN

El reporte de los resultados obtenidos en las pruebas de raíz unitaria anteriormente descritas se muestran en la Tabla 1. Tal como se puede apreciar, todas las series en niveles muestran poseer raíz unitaria, esto nos indica que el orden de integración es mayor a uno; en el caso en que las series han sido diferenciadas, todas las variables muestran ser variables integradas de orden uno, $I(1)$, esto hace factible la aplicación de las técnicas de Cointegración para la estimación de las elasticidades de largo plazo de la demanda de la gasolina.

Adicionalmente, se realizó una prueba de quiebre estructural usando la metodología de Zivot y Andrews con el objetivo de verificar en las series cualquier cambio estructural derivado de los sucesivos shocks políticos económicos que acontecieron en el período examinado. De acuerdo al reporte de resultados, se puede observar que existe un quiebre de nivel

en el mes de Agosto de 1992, producto del plan económico que implementó el Dr. Sixto Durán Ballén al inicio de su gobierno.

Tabla 1.1
Prueba de Raíz Unitaria
(1989.1 – 1998.12)

VARIABLES EN NIVELES					
PRUEBA	Precio Super (Ps)	Precio Extra (Px)	Consumo Super (Qs)	Consumo Extra (Qx)	Salario Real (Sr)
ADF					
Constante	-2.20 (-2.88)	-1.97 (-2.88)	-0.76 (-2.88)	-2.45 (-2.88)	-1.34 (-2.88)
Constante y tendencia	-2.40 (-3.43)	-2.40 (-3.43)	-1.69 (-3.43)	-2.95 (-3.43)	-2.59 (-3.43)
PP					
Constante	-2.20 (-2.88)	-1.99 (-2.88)	-1.11 (-2.88)	-3.77 (-2.88)	-1.46 (-2.88)
Constante y tendencia	-2.49 (-3.43)	-2.56 (-3.43)	-2.08 (-3.43)	-4.46 (-3.43)	-2.85 (-3.43)
ZA					
Nivel	-3.47 (-4.80)	-3.42 (-4.80)	-3.45 (-4.80)	-3.46 (-4.80)	-3.71 (-4.80)
Tendencia	-3.39 (-4.42)	-3.34 (-4.42)	-3.23 (-4.42)	-3.20 (-4.42)	-3.40 (-4.42)
Nivel y Tendencia	-3.33 (-5.08)	-3.32 (-5.08)	-6.32 (-5.08)	-2.39 (-5.08)	-2.77 (-5.08)
Rezagos	1	1	1	1	1

VARIABLES EN PRIMERA DIFERENCIA					
ADF					
Constante	-8.19 (-2.88)	-8.34 (-2.88)	-10.34 (-2.88)	-12.44 (-2.88)	-9.82 (-2.88)
Constante y tendencia	-8.17 (-3.43)	-8.33 (-3.43)	-10.55 (-3.43)	-12.38 (-3.43)	-9.79 (-3.43)



PP					
Constante	-11.48 (-2.88)	-11.65 (-2.88)	-14.99 (-2.88)	-20.7 (-2.88)	-12.07 (-2.88)
Constante y tendencia	-11.43 (-3.43)	-11.62 (-3.43)	-15.12 (-3.43)	-20.61 (-3.43)	-11.36 (-3.43)
Rezagos	1	1	1	1	1

Nota: El número de rezagos es el que minimiza el criterio de Akaike y hace ruido blanco a los residuos. ADF = Test de Dickey y Fuller Aumentado; PP = Test de Phillips y Perron; ZA = Test de Zivot y Andrews. En todos los casos la hipótesis nula es la existencia de una raíz unitaria. Los valores entre paréntesis corresponden a los valores críticos al 5%. Todas las variables están en logaritmos naturales.

4.2.2 ESTIMACIÓN POR EL MÉTODO DE JOHANSEN

Aplicando el procedimiento de Johansen para estimar la elasticidad precio de la gasolina Extra largo plazo se obtuvieron los resultados que se muestran en la Tabla 3.1.¹¹

De acuerdo al Ratio de Máxima Verosimilitud, la prueba indica la presencia de una única ecuación cointegradora a un nivel de 5% de significancia. Por lo tanto, los resultados muestran la existencia de una sola relación a largo plazo entre las variables QE, PER, PSR, SMR. Los signos de la variables son los esperados (hay que tomar en cuenta que los signos de las variables están invertidos ya que las variables en este caso se encuentra todas en mismo lado de la ecuación).

¹¹ Adicionalmente, se incluyó una variable dummy con 1's en los meses en los cuales se comercializó la Eco y 0's en las demás, luego de realizar las estimaciones, esta variable fue hallada no significativa.

TABLA 3.1

Sample: 1989:01 1998:12				
Included observations: 117				
Test assumption: No deterministic trend in the data				
Series: QE PER PSR SMR				
Lags interval: 1 to 4				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.491133	105.4425	53.12	60.16	None **
0.138036	26.40104	34.91	41.07	At most 1
0.049726	9.021604	19.96	24.60	At most 2
0.025765	3.053983	9.24	12.97	At most 3
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level				
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
QE	PER	PSR	SMR	C
1.000000	0.491861	-0.440861	0.307066	-19.09850
	(0.11122)	(0.09433)	(0.06148)	(0.30753)

La elasticidad precio de la demanda de la gasolina Extra de largo plazo es -0.49, valor razonable ya que refleja un grado de sensibilidad que va acorde a la teoría económica, es decir, la cantidad consumida de Gasolina Extra es relativamente insensible a los cambios producidos en los precios. Por otro lado, la elasticidad cruzada con respecto al precio de la Gasolina Super es de 0.44, el cual refleja el carácter sustituto del bien. Finalmente, la característica de bien inferior de la gasolina Extra se revela ante una elasticidad ingreso de -0.30.

En lo que respecta a la gasolina Super, el Ratio de Máxima Verosimilitud muestra, como el caso anterior, una sola ecuación cointegradora (ver *Tabla 3.2*).

TABLA 3.2

Sample: 1989:01 1998:12				
Included observations: 115				
Test assumption: Linear deterministic trend in the data				
Series: QS PSR SMR				
Lags interval: 1 to 4				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.209991	47.31653	42.44	48.45	None *
0.096966	20.20975	25.32	30.45	At most 1
0.071089	8.480377	12.25	16.26	At most 2
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level				
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
QS	PSR	SMR	@TREND	C
1.000000	1.852646 (0.21933)	-0.592242 (0.29001)	-0.011107 (0.00203)	-16.67270

La elasticidad precio de la gasolina Super a largo plazo es de -1.90, lo cual muestra que la elasticidad precio es más sensible a cambios en los precios que la gasolina Extra; la elasticidad ingreso de la gasolina Super es de 0.59 reflejando la característica de bien normal en el largo plazo. La elasticidad cruzada con respecto al precio de la gasolina Extra fue no significativo, motivo por el cual fue eliminado de la ecuación de demanda.



CIR-ESPOL

4.2.3 ESTIMACIÓN POR EL MÉTODO DE STOCK Y WATSON

Los resultados obtenidos luego de aplicar la metodología de Stock & Watson se muestran en la Tabla 3.3. Para estimar la ecuación de demanda de la gasolina mediante el método en cuestión se incluyeron $j = \pm 3$ rezagos e iteraciones hacia adelante, pero todas las variables no significativas fueron eliminadas.

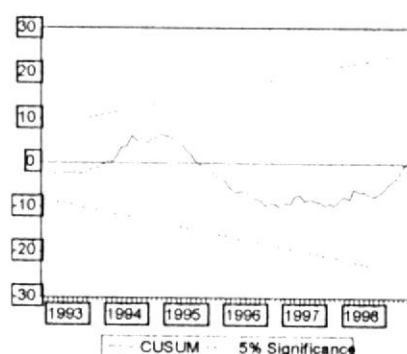
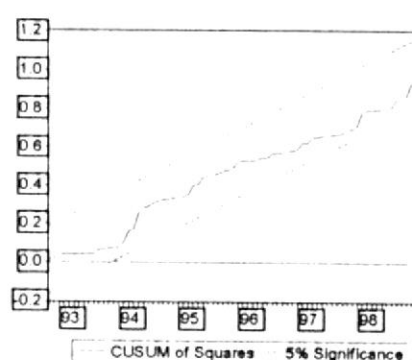
La elasticidad de la demanda de la gasolina Extra es de -0.40 aproximadamente, mientras que la elasticidad cruzada es de 0.38 y la elasticidad ingreso es de -0.32 . Todas las variables presentan los signos correctos así como una robusta significancia.

Por otra parte, podemos observar que según las pruebas de estabilidad CUSUM y CUSUMQ presentadas en la Figura 3.1 y Figura 3.2 respectivamente, el modelo muestra una aceptable estabilidad temporal.

TABLA 3.3

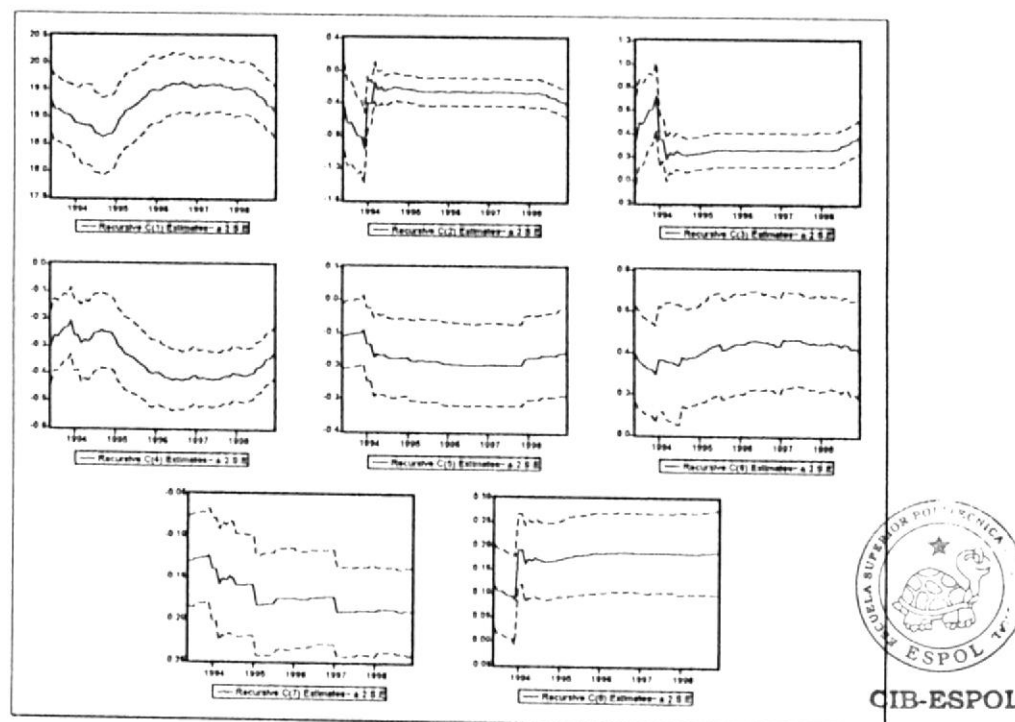
TABLE 3.5

Dependent Variable: QE					
Method: Least Squares					
Sample(adjusted): 1989:03 1998:12					
Included observations: 118 after adjusting endpoints					
Variable	Coefficient	t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	19.12452		0.239217	79.94637	0.0000
PER	-0.398790		0.084658	-4.710614	0.0000
PSR	0.379718		0.072576	5.231996	0.0000
SMR	-0.323746		0.047482	-6.818318	0.0000
DPST	-0.155700		0.066557	-2.339365	0.0211
DSMVTMI	0.417402		0.115582	3.611308	0.0005
DUMESTACION	-0.190003		0.026447	-7.184405	0.0000
DUMEFECTOS	0.187108		0.045147	4.144427	0.0001
R-squared	0.781124		Akaike info criterion		-2.633678
Adjusted R-squared	0.767195		Schwarz criterion		-2.445835
S.E. of regression	0.062758		F-statistic		56.08105
Sum squared resid	0.433240		Prob(F-statistic)		0.000000

**Figura 3.1****Figura 3.2**

Sin embargo, como se puede apreciar en la Figura 3.3, los coeficientes presentan quiebres a finales del 1993, lo que evita que dichos coeficientes sean estables. Por esta razón, las estimaciones obtenidas deben ser cuidadosamente interpretados y utilizados si el objetivo es realizar simulaciones de política económica.

Figura 3.3



Para el caso de la gasolina Super, las estimaciones se muestra en la Tabla 3.4. La elasticidad precio de largo plazo es de -1.55 , mostrando ser más sensible a los cambios en los precios que la gasolina Extra, adicionalmente tenemos que la elasticidad ingreso de largo plazo es de 0.59 el cual tiene una magnitud prácticamente igual a la estimada por el método de Johansen. La elasticidad cruzada con respecto al precio de la gasolina Extra se determinó, como en el caso anterior, no ser significativa, motivo por el cual también fue eliminada de la ecuación de demanda de la gasolina Super.

TABLA 3.4

Dependent Variable: QS					
Method: Least Squares					
Sample(adjusted): 1989:02 1998:12					
Included observations: 119 after adjusting endpoints					
Variable	Coefficient	t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15.82024	0.850926	18.59180	0.0000	
PSR	-1.552059	0.100805	-15.39668	0.0000	
SMR	0.589252	0.139498	4.224100	0.0000	
DPST	0.732731	0.219837	3.333060	0.0012	
@TREND	0.009582	0.000933	10.26911	0.0000	
R-squared	0.797044	Akaike info criterion		-0.290761	
Adjusted R-squared	0.789923	Schwarz criterion		-0.173991	
S.E. of regression	0.204974	F-statistic		111.9249	
Sum squared resid	4.789626	Prob(F-statistic)		0.000000	

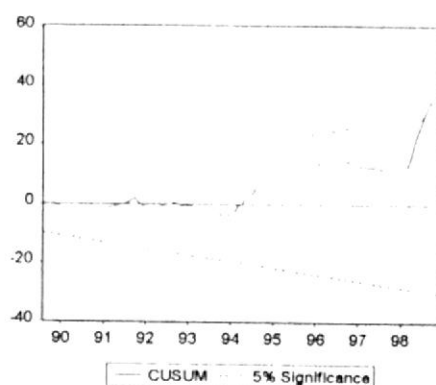


Figura 3.4

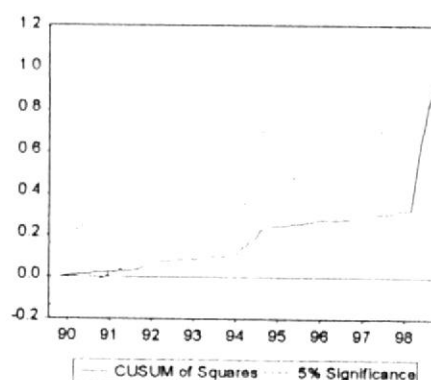
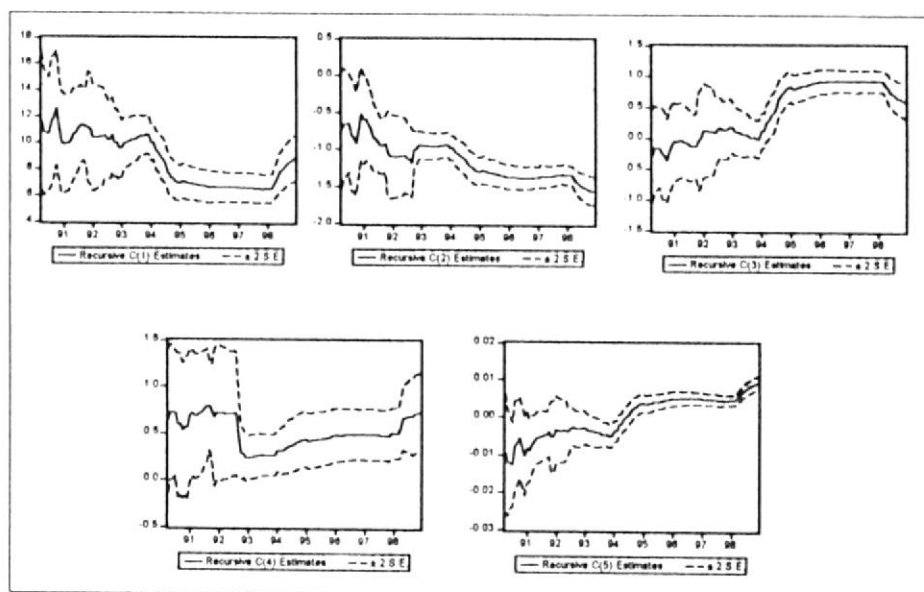


Figura 3.5

Un problema que se halló en las estimaciones para este tipo de gasolina fue la imposibilidad de encontrar una especificación que proporcione estabilidad temporal al modelo, tal como lo revela las pruebas de estabilidad CUSUM y CUSUMQ (véase figuras 3.4 y 3.5). Adicionalmente, de acuerdo a las gráficas de coeficientes recursivos, mostradas en la Figura 3.5, como en el caso de la gasolina Extra, los

coeficientes estimados tampoco reflejan estabilidad temporal, razón por la cual también deben ser manejados con sumo cuidado para realizar simulaciones de política monetaria.

Figura 3.5



4.2.4 ANÁLISIS COMPARATIVO DE LOS RESULTADOS MODELOS

En esta sección comparamos los resultados obtenidos por los métodos de Johansen y Stock & Watson entre si y con aquellos resultados que fueron obtenidos en trabajos anteriores por métodos más populares como es el MCE (Modelo de Corrección de Errores).

Como se puede observar en la Tabla 3.5, existe una gran similitud entre las estimaciones de la elasticidad ingreso, ya sea de la gasolina Extra o Super, sin embargo, en lo que respecta a la elasticidad precio de la demanda, los resultados muestran diferencias considerables, que aunque en última instancia indiquen una misma conclusión descriptiva, pueden ser de mucha importancia ante una decisión de política económica.

Para poder distinguir la superioridad de las metodologías, a más de las ventajas teóricas ya presentadas en la sección 2, nos referiremos a los estadísticos t y el R^2 para observar el grado de ajuste y significancia del modelo.

Los estadísticos t , al igual que en el caso anterior, son también muy similares, aunque siempre superiores en el caso de MCOD, y más aun el estadístico t perteneciente a la elasticidad precio de la gasolina Super, indicando que el parámetro encontrado mediante el método de Stock y Watson resulta ser más robusto en su significancia que los otros dos métodos. De la misma forma, los R^2 para el caso MCOD son todos superiores en comparación con el MCE y el método de Johansen.

TABLA 3.5
Resumen de Resultados

	EXTRA	SUPER
JOHANSEN		
Elasticidad – Precio	-0.49	-1.90
Elasticidad – Ingreso	-0.31	0.60
Elasticidad Cruzada con respecto a *P.E.	0.44	-
R ² Ajustado	0.62	0.76
Stock y Watson (MCOD)		
Elasticidad – Precio	-0.40 (-4.71)	-1.55 (-15.35)
Elasticidad – Ingreso	-0.32 (-6.82)	0.60 (4.33)
Elasticidad Cruzada con respecto a P.E.	0.38 (5.23)	-
R ² Ajustado	0.77	0.79
MCE		
Elasticidad – Precio	-0.38 (-4.08)	-1.48 (4.52)
Elasticidad – Ingreso	-0.32 (-6.13)	0.60 (4.21)
Elasticidad Cruzada con respecto a *P.E.	0.37 (4.52)	-
R ² Ajustado	0.70	0.77

Nota: Las estimaciones de MCE fueron tomadas de Ayala, Roberto (1999).
P.E. = Precios de la gasolina Extra. Los valores entre paréntesis son los estadísticos t.

5 CONCLUSIONES

El propósito de esta tesis fue estimar la elasticidad de largo plazo de las gasolinas Extra y Super para el Ecuador usando datos mensuales desde 1989 a 1998, mediante los métodos de Johansen (VAR) y Stock & Watson (MCO). Las estimaciones obtenidas de estos dos últimos fueron comparadas con los resultados obtenidos de un MCE, los cuales, en general, no se diferenciaron en gran magnitud con las estimaciones de los métodos desarrollados en la presente tesis.

Por otro lado, todas las hipótesis propuestas para la gasolina Extra fueron corroboradas por los resultados. La elasticidad precio de la demanda revela, en todos los casos, que el bien es insensible a los cambios en los precios, adicionalmente, la elasticidad ingreso, es también en todos los casos negativo, lo cual indica que el bien es un bien inferior, es decir, a medida que se incrementan los ingresos reales, la cantidad consumida de gasolina Extra disminuye, pudiendo ser que tales ingresos sean destinados al consumo de una gasolina de mayor



calidad como lo es la Super, tal como lo revela la elasticidad cruzada de la demanda.

En lo que respecta a la gasolina Super, los resultados obtenidos para este bien, muestran que la gasolina es un bien normal es decir, que a medida que los ingresos reales aumentan las cantidades consumidas de dicho producto aumentan.

La hipótesis sobre la elasticidad precio de la demanda de la gasolina Super, no es corroborada por los resultados obtenidos, ya que de acuerdo a estos, la gasolina Super denota ser sensible a los cambios en los precios, de hecho muestra ser más sensible que la gasolina Extra (ya que la elasticidad – precio está en el intervalo $\epsilon_p > 1$).

En forma general, de los resultados obtenidos se pueden extraer dos puntos muy importantes: a) la demanda de gasolina crece lentamente a medida que aumenta el ingreso real per cápita, lo cual implica una menor tasa de degradación del medio ambiente, y b) debido a la insuficiencia de respuesta de la demanda ante cambios en los precios (especialmente por el lado de la gasolina Extra, la cual es de mayor importancia en lo que respecta a su consumo) las políticas orientadas a la implementación de impuestos para la recaudación de fondos para el gobierno pueden ser muy eficientes, sin embargo, puede existir la

intención de parte del gobierno, de promover el uso de transportes masivos para disminuir la contaminación ambiental a través de incrementos en los precios de los combustibles para desincentivar el uso de vehículos privados, política que de acuerdo a las elasticidades respectivas serían poco eficientes.



CIB-ESPOL

6 BIBLIOGRAFÍA

Ahmed, Al-Azzam and David, Hawdon (1997), "Estimating the demand for energy in Jordan: A Stock-Watson Dynamic OLS Approach", University of Surrey

Ayala, Roberto (1999), "Estimación de las elasticidades de la demanda por consumo de gasolina en el Ecuador utilizando MCE" (no publicado)

Coppejans, Mark (2002), "Flexible but Parsimonious Demand Designs: The Case of Gasoline", Duke University

Charemza, Wojciech W. and Derek F. Deadman (1992), *New Direction in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression*, Edward Elgar Publishing Limited, Hants, England.

Christopher, Nicol (2000) "Elasticities of Demand for Gasoline in Canada and the United States", University of Regina

Greene, William H. (1998), "Análisis Econométrico" Universidad de New York

Hamilton, James D.(1994) "Times Series Analysis" Princeton University Press, New Jersey.

Jhonston, Jack and Dinardo, John (1997) "Econometric Methods" California University

Novales, Alfonso (1993) "Econometria" Universidad Complutense Madrid

Pesaran, M.Hashim and Pesaran, Bahram (1997), Working with Microfit 4.0: interactive econometric analysis, Oxford University Press, Oxford.

Ramanathan, Ramu (1994), "Short and Long-run elasticities of gasoline demand in India: An empirical analysis using cointegration techniques", Indira Gandhi Institute of Development Research

Revista Gestión, Enero 1995

7 ANEXOS



CIB-ESPOL

Tabla 1. Prueba de Raíz Unitaria ADF con intercepto de la serie del Precio de la Gasolina Super en niveles

ADF Test Statistic	-2.200223	1% Critical Value*	-3.4865	
		5% Critical Value	-2.8859	
		10% Critical Value	-2.5796	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PSR)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989:03 1998:12				
Included observations: 118 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PSR(-1)	-0.079629	0.036191	-2.200223	0.0298
D(PSR(-1))	-0.022970	0.092651	-0.247920	0.8046
C	0.262285	0.117754	2.227407	0.0279
R-squared	0.044003	Mean dependent var		0.003622
Adjusted R-squared	0.027377	S.D. dependent var		0.088517
S.E. of regression	0.087297	Akaike info criterion		-2.013900
Sum squared resid	0.876394	Schwarz criterion		-1.943459
Log likelihood	121.8201	F-statistic		2.646612
Durbin-Watson stat	2.005197	Prob(F-statistic)		0.075207

Tabla 2. Prueba de Raíz Unitaria ADF con intercepto y tendencia de la serie del Precio de la Gasolina Super en niveles

ADF Test Statistic	-2.402978	1% Critical Value*	-4.0380	
		5% Critical Value	-3.4481	
		10% Critical Value	-3.1489	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PSR)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989.03 1998:12				
Included observations: 118 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PSR(-1)	-0.101829	0.042376	-2.402978	0.0179
D(PSR(-1))	-0.010465	0.093474	-0.111959	0.9111
C	0.317511	0.129894	2.444394	0.0160
@TREND(1989:01)	0.000278	0.000276	1.006924	0.3161
R-squared	0.052430	Mean dependent var		0.003622
Adjusted R-squared	0.027494	S.D. dependent var		0.088517
S.E. of regression	0.087292	Akaike info criterion		-2.005805
Sum squared resid	0.868668	Schwarz criterion		-1.911884
Log likelihood	122.3425	F-statistic		2.102587
Durbin-Watson stat	2.003416	Prob(F-statistic)		0.103801

Tabla 3. Prueba de Raíz Unitaria Phillip - Perron con intercepto de la serie del Precio de la Gasolina Super en niveles

PP Test Statistic	-2.200782	1% Critical Value*	-3.4861
		5% Critical Value	-2.8857
		10% Critical Value	-2.5795

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 1	(Newey-West suggests: 4)
Residual variance with no correction	0.007420
Residual variance with correction	0.007240

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(PSR)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1989:02 1998:12

Included observations: 119 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PSR(-1)	-0.078349	0.035224	-2.224332	0.0280
C	0.257402	0.114597	2.246142	0.0266
R-squared	0.040572	Mean dependent var		0.003116
Adjusted R-squared	0.032372	S.D. dependent var		0.088315
S.E. of regression	0.086873	Akaike info criterion		-2.032065
Sum squared resid	0.882998	Schwarz criterion		-1.985357
Log likelihood	122.9079	F-statistic		4.947653
Durbin-Watson stat	2.041030	Prob(F-statistic)		0.028045

Tabla 4. Prueba de Raíz Unitaria Phillip - Perron con intercepto y tendencia de la serie del Precio de la Gasolina Super en niveles

PP Test Statistic	-2.487858	1% Critical Value*	-4.0373
		5% Critical Value	-3.4478
		10% Critical Value	-3.1488

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 1 (Newey-West suggests: 4)

Residual variance with no correction 0.007337

Residual variance with correction 0.007265

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(PSR)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1989:02 1998:12

Included observations: 119 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PSR(-1)	-0.102482	0.041005	-2.499244	0.0138
C	0.317180	0.125786	2.521591	0.0130
@TREND(1989:01)	0.000309	0.000270	1.145273	0.2545
R-squared	0.051299	Mean dependent var		0.003116
Adjusted R-squared	0.034942	S.D. dependent var		0.088315
S.E. of regression	0.086758	Akaike info criterion		-2.026502
Sum squared resid	0.873126	Schwarz criterion		-1.956440
Log likelihood	123.5769	F-statistic		3.136241
Durbin-Watson stat	2.014683	Prob(F-statistic)		0.047152

Tabla 5. Prueba de Raíz Unitaria ADF con intercepto de la serie del Precio de la Gasolina Extra en niveles

ADF Test Statistic	-1.971347	1% Critical Value*	-3.4865	
		5% Critical Value	-2.8859	
		10% Critical Value	-2.5796	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PER)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989:03 1998:12				
Included observations: 118 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PER(-1)	-0.064599	0.032769	-1.971347	0.0511
D(PER(-1))	-0.045325	0.092584	-0.489552	0.6254
C	0.195762	0.097951	1.998578	0.0480
R-squared	0.038317	Mean dependent var		0.003051
Adjusted R-squared	0.021592	S.D. dependent var		0.082463
S.E. of regression	0.081568	Akaike info criterion		-2.149676
Sum squared resid	0.765125	Schwarz criterion		-2.079235
Log likelihood	129.8309	F-statistic		2.291033
Durbin-Watson stat	2.006896	Prob(F-statistic)		0.105762

Tabla 6. Prueba de Raíz Unitaria ADF con intercepto y tendencia de la serie del Precio de la Gasolina Extra en niveles

ADF Test Statistic	-2.403465	1% Critical Value*	-4.0380	
		5% Critical Value	-3.4481	
		10% Critical Value	-3.1489	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PER)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989:03 1998:12				
Included observations: 118 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PER(-1)	-0.109084	0.045386	-2.403465	0.0179
D(PER(-1))	-0.019994	0.093922	-0.212879	0.8318
C	0.302279	0.123364	2.450302	0.0158
@TREND(1989:01)	0.000431	0.000305	1.410097	0.1612
R-squared	0.054803	Mean dependent var		0.003051
Adjusted R-squared	0.029930	S.D. dependent var		0.082463
S.E. of regression	0.081219	Akaike info criterion		-2.150019
Sum squared resid	0.752009	Schwarz criterion		-2.056097
Log likelihood	130.8511	F-statistic		2.203273
Durbin-Watson stat	2.002364	Prob(F-statistic)		0.091525



Tabla 7. Prueba de Raíz Unitaria Phillip - Perron con intercepto de la serie del Precio de la Gasolina Extra en niveles

PP Test Statistic	-1.985195	1% Critical Value*	-3.4861	
		5% Critical Value	-2.8857	
		10% Critical Value	-2.5795	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Lag truncation for Bartlett kernel: 1		(Newey-West suggests: 4)		
Residual variance with no correction		0.006488		
Residual variance with correction		0.006196		
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(PER)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989:02 1998:12				
Included observations: 119 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PER(-1)	-0.064922	0.032058	-2.025126	0.0451
C	0.195999	0.095815	2.045608	0.0430
R-squared	0.033865	Mean dependent var		0.002549
Adjusted R-squared	0.025608	S.D. dependent var		0.082295
S.E. of regression	0.081234	Akaike info criterion		-2.166293
Sum squared resid	0.772085	Schwarz criterion		-2.119585
Log likelihood	130.8945	F-statistic		4.101134
Durbin-Watson stat	2.082659	Prob(F-statistic)		0.045131

Tabla 8. Prueba de Raíz Unitaria Phillip – Perron con intercepto y tendencia de la serie del Precio de la Gasolina Extra en niveles

PP Test Statistic	-2.560812	1% Critical Value*	-4.0373	
		5% Critical Value	-3.4478	
		10% Critical Value	-3.1488	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Lag truncation for Bartlett kernel: 1 (Newey-West suggests: 4)				
Residual variance with no correction			0.006348	
Residual variance with correction			0.006243	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(PER)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989:02 1998:12				
Included observations: 119 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PER(-1)	-0.112598	0.043611	-2.581858	0.0111
C	0.309748	0.118798	2.607354	0.0103
@TREND(1989:01)	0.000472	0.000295	1.600143	0.1123
R-squared	0.054730	Mean dependent var		0.002549
Adjusted R-squared	0.038432	S.D. dependent var		0.082295
S.E. of regression	0.080698	Akaike info criterion		-2.171320
Sum squared resid	0.755411	Schwarz criterion		-2.101258
Log likelihood	132.1935	F-statistic		3.358145
Durbin-Watson stat	2.028990	Prob(F-statistic)		0.038215

Tabla 9. Prueba de Raíz Unitaria ADF con intercepto de la serie del Salario Mínimo Vital Real en niveles

ADF Test Statistic	-1.343401	1% Critical Value*	-3.4865
		5% Critical Value	-2.8859
		10% Critical Value	-2.5796

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SMR)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1989:03 1998:12
 Included observations: 118 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SMR(-1)	-0.037053	0.027582	-1.343401	0.1818
D(SMR(-1))	-0.088157	0.092805	-0.949916	0.3441
C	0.209082	0.154562	1.352739	0.1788
R-squared	0.026983	Mean dependent var		0.001467
Adjusted R-squared	0.010061	S.D. dependent var		0.061316
S.E. of regression	0.061007	Akaike info criterion		-2.730561
Sum squared resid	0.428013	Schwarz criterion		-2.660120
Log likelihood	164.1031	F-statistic		1.594543
Durbin-Watson stat	2.034676	Prob(F-statistic)		0.207456

Tabla 10. Prueba de Raíz Unitaria ADF con intercepto y tendencia de la serie del Salario Mínimo Vital Real en niveles

ADF Test Statistic	-2.588894	1% Critical Value*	-4.0380
		5% Critical Value	-3.4481
		10% Critical Value	-3.1489

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SMR)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1989:03 1998:12
 Included observations: 118 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SMR(-1)	-0.105634	0.040803	-2.588894	0.0109
D(SMR(-1))	-0.067867	0.091655	-0.740460	0.4605
C	0.559924	0.217750	2.571403	0.0114
@TREND(1989:01)	0.000549	0.000244	2.248804	0.0264
R-squared	0.068313	Mean dependent var		0.001467
Adjusted R-squared	0.043795	S.D. dependent var		0.061316
S.E. of regression	0.059959	Akaike info criterion		-2.757017
Sum squared resid	0.409833	Schwarz criterion		-2.663095
Log likelihood	166.6640	F-statistic		2.786239
Durbin-Watson stat	2.018091	Prob(F-statistic)		0.043960

Tabla 11. Prueba de Raíz Unitaria Phillip – Perron con intercepto de la serie del Salario Mínimo Vital Real en niveles

PP Test Statistic	-1.055019	1% Critical Value*	-3.4861	
		5% Critical Value	-2.8857	
		10% Critical Value	-2.5795	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Lag truncation for Bartlett kernel: 4		(Newey-West suggests: 4)		
Residual variance with no correction		0.003651		
Residual variance with correction		0.001888		
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(SMR)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989:02 1998:12				
Included observations: 119 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SMR(-1)	-0.041716	0.027200	-1.533650	0.1278
C	0.234629	0.152452	1.539039	0.1265
R-squared	0.019707	Mean dependent var		0.000979
Adjusted R-squared	0.011329	S.D. dependent var		0.061288
S.E. of regression	0.060940	Akaike info criterion		-2.741191
Sum squared resid	0.434501	Schwarz criterion		-2.694483
Log likelihood	165.1009	F-statistic		2.352081
Durbin-Watson stat	2.159835	Prob(F-statistic)		0.127816

Tabla 12. Prueba de Raíz Unitaria Phillip – Perron con intercepto y tendencia de la serie Salario Mínimo Vital Real en niveles

PP Test Statistic	-2.574541	1% Critical Value*	-4.0373	
		5% Critical Value	-3.4478	
		10% Critical Value	-3.1488	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Lag truncation for Bartlett kernel: 4 (Newey-West suggests: 4)				
Residual variance with no correction			0.003463	
Residual variance with correction			0.002119	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(SMR)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989:02 1998:12				
Included observations: 119 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SMR(-1)	-0.113519	0.039079	-2.904886	0.0044
C	0.601638	0.208903	2.879987	0.0047
@TREND(1989:01)	0.000586	0.000234	2.508540	0.0135
R-squared	0.070150	Mean dependent var		0.000979
Adjusted R-squared	0.054118	S.D. dependent var		0.061288
S.E. of regression	0.059607	Akaike info criterion		-2.777212
Sum squared resid	0.412143	Schwarz criterion		-2.707150
Log likelihood	168.2441	F-statistic		4.375629
Durbin-Watson stat	2.117862	Prob(F-statistic)		0.014722



Tabla 13. Prueba de Raíz Unitaria ADF con intercepto de la serie Consumo de la Gasolina Super en niveles

ADF Test Statistic	-0.762104	1% Critical Value*	-3.4865
		5% Critical Value	-2.8859
		10% Critical Value	-2.5796

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(QS)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1989:03 1998:12

Included observations: 118 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QS(-1)	-0.026258	0.034454	-0.762104	0.4476
D(QS(-1))	-0.297437	0.090859	-3.273629	0.0014
C	0.394380	0.504787	0.781279	0.4362
R-squared	0.102393	Mean dependent var		0.007959
Adjusted R-squared	0.086782	S.D. dependent var		0.167203
S.E. of regression	0.159783	Akaike info criterion		-0.804904
Sum squared resid	2.936025	Schwarz criterion		-0.734463
Log likelihood	50.48931	F-statistic		6.559216
Durbin-Watson stat	2.081586	Prob(F-statistic)		0.002007

Tabla 14. Prueba de Raíz Unitaria ADF con intercepto y tendencia de la serie Consumo de la Gasolina Super en niveles

ADF Test Statistic	-1.688756	1% Critical Value*	-4.0380
		5% Critical Value	-3.4481
		10% Critical Value	-3.1489

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(QS)

Date: 09/10/02 Time: 00:31

Sample(adjusted): 1989:03 1998:12

Included observations: 118 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QS(-1)	-0.067373	0.039895	-1.688756	0.0940
D(QS(-1))	-0.289434	0.089827	-3.222138	0.0017
C	0.936669	0.569204	1.645577	0.1026
@TREND(1989:01)	0.000991	0.000502	1.974297	0.0508
R-squared	0.132069	Mean dependent var		0.007959
Adjusted R-squared	0.109229	S.D. dependent var		0.167203
S.E. of regression	0.157807	Akaike info criterion		-0.821575
Sum squared resid	2.838956	Schwarz criterion		-0.727653
Log likelihood	52.47290	F-statistic		5.782282
Durbin-Watson stat	2.083245	Prob(F-statistic)		0.001024



CIB-ESPOL

Tabla 15. Prueba de Raíz Unitaria Phillip - Perron con intercepto de la serie Consumo de la Gasolina Super en niveles

PP Test Statistic	-1.112912	1% Critical Value*	-3.4861	
		5% Critical Value	-2.8857	
		10% Critical Value	-2.5795	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Lag truncation for Bartlett kernel: (Newey-West suggests: 4)				
Residual variance with no correction			0.027041	
Residual variance with correction			0.019727	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(QS)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989:02 1998:12				
Included observations: 119 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QS(-1)	-0.052424	0.034809	-1.506061	0.1347
C	0.775115	0.510148	1.519393	0.1314
R-squared	0.019018	Mean dependent var		0.007143
Adjusted R-squared	0.010633	S.D. dependent var		0.166731
S.E. of regression	0.165842	Akaike info criterion		-0.738899
Sum squared resid	3.217916	Schwarz criterion		-0.692191
Log likelihood	45.96449	F-statistic		2.268220
Durbin-Watson stat	2.528821	Prob(F-statistic)		0.134747

Tabla 16. Prueba de Raíz Unitaria Phillip - Perron con intercepto y tendencia de la serie Consumo de la Gasolina Super en niveles

PP Test Statistic	-2.080925	1% Critical Value*	-4.0373	
		5% Critical Value	-3.4478	
		10% Critical Value	-3.1488	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Lag truncation for Bartlett kernel: (Newey-West suggests: 4)				
Residual variance with no correction			0.026034	
Residual variance with correction			0.019267	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(QS)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989:02 1998:12				
Included observations: 119 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QS(-1)	-0.096084	0.040015	-2.401192	0.0179
C	1.350011	0.571262	2.363208	0.0198
@TREND(1989:01)	0.001078	0.000509	2.118728	0.0362
R-squared	0.055566	Mean dependent var		0.007143
Adjusted R-squared	0.039283	S.D. dependent var		0.166731
S.E. of regression	0.163423	Akaike info criterion		-0.760061
Sum squared resid	3.098028	Schwarz criterion		-0.689999
Log likelihood	48.22361	F-statistic		3.412434
Durbin-Watson stat	2.512641	Prob(F-statistic)		0.036304

Tabla 17. Prueba de Raíz Unitaria ADF con intercepto de la serie Consumo de la Gasolina Extra en niveles

ADF Test Statistic	-2.445087	1% Critical Value*	-3.4865
		5% Critical Value	-2.8859
		10% Critical Value	-2.5796

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(QE)

Method: Least Squares

Date: 09/10/02 Time: 00:53

Sample(adjusted): 1989:03 1998:12

Included observations: 118 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QE(-1)	-0.151379	0.061911	-2.445087	0.0160
D(QE(-1))	-0.468925	0.082310	-5.697074	0.0000
C	2.627552	1.073648	2.447313	0.0159
R-squared	0.331165	Mean dependent var		0.002149
Adjusted R-squared	0.319533	S.D. dependent var		0.097943
S.E. of regression	0.080794	Akaike info criterion		-2.168738
Sum squared resid	0.750679	Schwarz criterion		-2.098297
Log likelihood	130.9555	F-statistic		28.47039
Durbin-Watson stat	2.191890	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 18. Prueba de Raíz Unitaria ADF con intercepto y tendencia de la serie Consumo de la Gasolina Extra en niveles

ADF Test Statistic	-2.947310	1% Critical Value*	-4.0380
		5% Critical Value	-3.4481
		10% Critical Value	-3.1489

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(QE)

Method: Least Squares

Date: 09/10/02 Time: 00:53

Sample(adjusted): 1989:03 1998:12

Included observations: 118 after adjusting endpoints



CIB-ESPOL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QE(-1)	-0.214746	0.072862	-2.947310	0.0039
D(QE(-1))	-0.437635	0.083984	-5.210929	0.0000
C	3.751618	1.271949	2.949503	0.0039
@TREND(1989:01)	-0.000416	0.000257	-1.620418	0.1079
R-squared	0.346223	Mean dependent var		0.002149
Adjusted R-squared	0.329019	S.D. dependent var		0.097943
S.E. of regression	0.080229	Akaike info criterion		-2.174560
Sum squared resid	0.733778	Schwarz criterion		-2.080639
Log likelihood	132.2991	F-statistic		20.12384
Durbin-Watson stat	2.163526	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 19. Prueba de Raíz Unitaria Phillip - Perron con intercepto de la serie Consumo de la Gasolina Extra en niveles

PP Test Statistic	-3.765081	1% Critical Value*	-3.4861	
		5% Critical Value	-2.8857	
		10% Critical Value	-2.5795	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Lag truncation for Bartlett kernel: 1 (Newey-West suggests: 4)				
Residual variance with no correction			0.008181	
Residual variance with correction			0.005435	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(QE)				
Method: Least Squares				
Date: 09/10/02 Time: 00:54				
Sample(adjusted): 1989:02 1998:12				
Included observations: 119 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QE(-1)	-0.281723	0.064749	-4.350967	0.0000
C	4.886770	1.122863	4.352062	0.0000
R-squared	0.139269	Mean dependent var		0.001364
Adjusted R-squared	0.131912	S.D. dependent var		0.097902
S.E. of regression	0.091217	Akaike info criterion		-1.934488
Sum squared resid	0.973503	Schwarz criterion		-1.887780
Log likelihood	117.1020	F-statistic		18.93092
Durbin-Watson stat	2.649332	Prob(F-statistic)		0.000029

Tabla 20. Prueba de Raíz Unitaria Phillip - Perron con intercepto y tendencia de la serie Consumo de la Gasolina Extra en niveles

PP Test Statistic	-4.462843	1% Critical Value*	-4.0373	
		5% Critical Value	-3.4478	
		10% Critical Value	-3.1488	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Lag truncation for Bartlett kernel: 1 (Newey-West suggests: 4)				
Residual variance with no correction			0.007820	
Residual variance with correction			0.005575	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(QE)				
Method: Least Squares				
Date: 09/10/02 Time: 00:54				
Sample(adjusted): 1989:02 1998:12				
Included observations: 119 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QE(-1)	-0.363739	0.072805	-4.996096	0.0000
C	6.347010	1.270629	4.995171	0.0000
@TREND(1989:01)	-0.000633	0.000274	-2.312209	0.0225
R-squared	0.177191	Mean dependent var		0.001364
Adjusted R-squared	0.163005	S.D. dependent var		0.097902
S.E. of regression	0.089568	Akaike info criterion		-1.962739
Sum squared resid	0.930612	Schwarz criterion		-1.892677
Log likelihood	119.7830	F-statistic		12.49024
Durbin-Watson stat	2.530188	Prob(F-statistic)		0.000012

Tabla 21. Johansen Cointegration Test Summary (Gasolina Extra)

Sample: 1989:01 1998:12

Included observations: 115

Series: LPEXTRA LPSUPER LQEXTRA LSMVR

Lags interval: 1 to 4

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Model and Rank					
0	689.1103	689.1103	689.7119	689.7119	690.8728
1	709.4606	709.4636	710.0628	710.6170	710.9941
2	713.8670	716.6570	717.1604	718.7937	718.8124
3	715.2572	720.9130	721.4136	723.6131	723.6141
4	715.6709	722.1115	722.1115	725.4357	725.4357
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
0	-10.87148	-10.87148	-10.81238	-10.81238	-10.76301
1	-11.08627	-11.06893	-11.02718	-11.01943	-10.97381
2	-11.02377	-11.03751	-11.01148	-11.00511	-10.97065
3	-10.90882	-10.95501	-10.94632	-10.93240	-10.91503
4	-10.77688	-10.81933	-10.81933	-10.80758	-10.80758
Schwarz Criteria by Model and Rank					
0	-9.343870	-9.343870	-9.189290	-9.189290	-9.044439
1	-9.367704	-9.326497	-9.213137	-9.181515	-9.064293
2	-9.114256	-9.080258	-9.006491	-8.952376	-8.870181
3	-8.808351	-8.782932	-8.750378	-8.664849	-8.623607
4	-8.485463	-8.432433	-8.432433	-8.325204	-8.325204
L.R. Test:	Rank = 0	Rank = 0	Rank = 1	Rank = 0	Rank = 0



CTB-ESPOL

Tabla 22. Johansen Cointegration Test Summary (Gasolina Super)

Sample: 1989:01 1998:12

Included observations: 115

Series: LPEXTRA LPSUPER LQSUPER LSMVR

Lags interval: 1 to 4

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Model and Rank					
0	610.7240	610.7240	612.3694	612.3694	615.7540
1	623.1039	627.2421	628.8511	629.5974	632.1268
2	626.7366	632.2041	633.7934	634.6410	637.1057
3	628.0687	634.8761	636.0299	638.8922	639.6000
4	628.3909	636.0576	636.0576	640.7318	640.7318
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
0	-9.508243	-9.508243	-9.467294	-9.467294	-9.456591
1	-9.584416	-9.638992	-9.614802	-9.610390	-9.602205
2	-9.508462	-9.568767	-9.561624	-9.541582	-9.549665
3	-9.392498	-9.458714	-9.461390	-9.458995	-9.453914
4	-9.258972	-9.322740	-9.322740	-9.334467	-9.334467
Schwarz Criteria by Model and Rank					
0	-7.980629	-7.980629	-7.844203	-7.844203	-7.738025
1	-7.865849	-7.896557	-7.800759	-7.772479	-7.692687
2	-7.598944	-7.611511	-7.556630	-7.488850	-7.449195
3	-7.292028	-7.286637	-7.265445	-7.191442	-7.162492
4	-6.967550	-6.935843	-6.935843	-6.852093	-6.852093
L.R. Test:	Rank = 0	Rank = 0	Rank = 0	Rank = 1	Rank = 0



CIR-ESPOL