

Econometría de Económicas

Casos 1 y 3

Análisis de diferentes formas funcionales en un modelo de Comercio Exterior. El problema de la heterocedasticidad.

Curso 2004-2005

Profesoras

Amparo Sancho

Guadalupe Serrano*

© Amparo Sancho, Guadalupe Serrano

Las autoras quieren agradecer a Javier Navarro la ayuda proporcionada para la realización de este trabajo

MODELOS DE COMERCIO EXTERIOR

Esquemáticamente la demanda de exportaciones (X) y la demanda de Importaciones (M) se pueden modelizar de la forma siguiente:

$$X = f \left[\left(\frac{P_N}{P_{NOCDE}} \right), Y_{OCDE} \right];$$

$$M = f \left[\left(\frac{P_N}{P_{NOCDE}} \right), Y \right]$$

Construcción de variables y fuentes estadísticas.

- X= Exportaciones de bienes (criterio F.O.B.) en billones de dólares USA constantes (deflactado con el índice de precios de exportaciones; año base 1.995, salvo para Francia para la que se ha utilizado el deflactor del PIB). Frecuencia anual. Fuente: Elaboración propia a partir de datos FMI.
- M=Importaciones de bienes (criterio F.O.B.) en billones de dólares USA constantes (deflactado con el índice de precios de importaciones salvo para Francia para la que se ha utilizado el deflactor del PIB; año base 1.995). Frecuencia anual. Elaboración propia a partir de datos del FMI.
- P_N = Índice de precios al consumo nacionales (IPC) año base 1.995. Frecuencia anual. Fuente: Base de datos FMI.
- P_{NOCDE} = Índice de precios al consumo (IPC) de OCDE (Former). Se trata del IPC de los países de la OCDE con menor inflación, año base 1.995. Frecuencia anual. Fuente: Base de datos OCDE.
- Y= Producto Interior Bruto nacional en billones de dólares USA a precios y PPA de 1.995. Frecuencia anual. Fuente: Base de datos OCDE.
- Y_{OCDE} = Producto Interior Bruto del total países de la OCDE en billones de dólares USA a precios y PPA de 1.995. Frecuencia anual, periodo 1970 – 2000. Fuente: Base de datos OCDE.

Se han utilizado como deflactores de las variables importaciones y exportaciones los siguientes índices.

- Índice de precios de exportaciones nacionales año base 1.995. Frecuencia anual. Fuente: Base de datos FMI.
- Índice de precios de importaciones nacionales, año base 1.995. Frecuencia anual. Fuente: Base de datos FMI.
- Deflactor del PIB de Francia, año base 1.995. Frecuencia anual, periodo 1970 – 2001. Fuente: Base de datos OCDE.

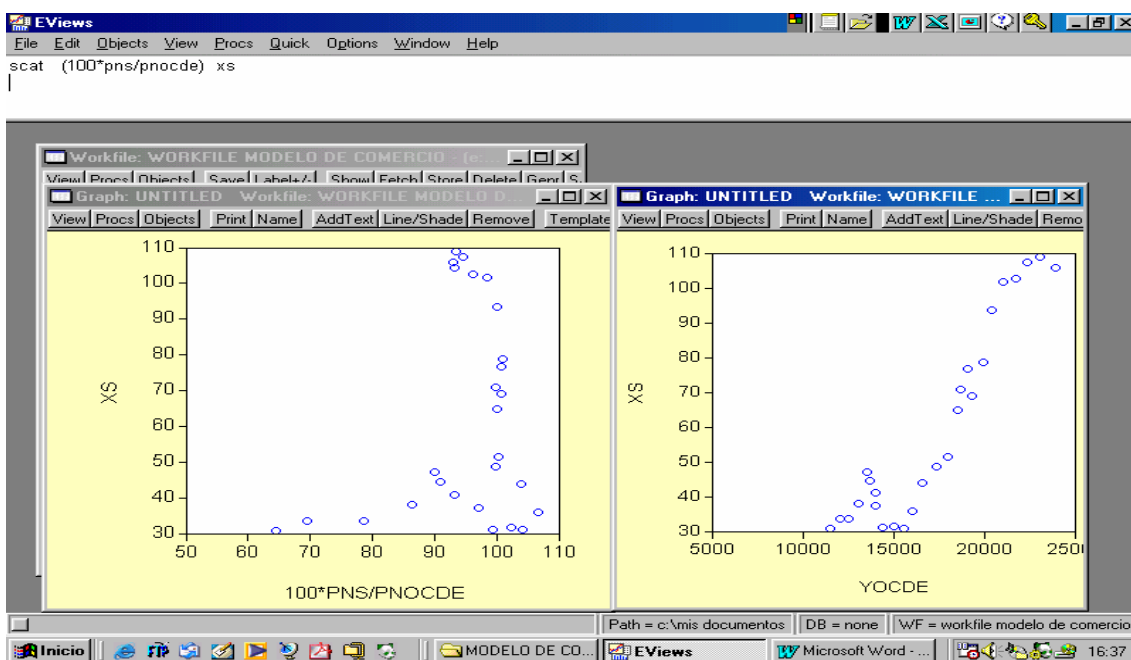
ESPECIFICACIÓN DEL MODELO ECONOMETRICO

Partiendo de los modelos propuestos (1) y (2), y dado que las formas funcionales en principio son desconocidas se realiza un estudio de las posibles relaciones que definan este modelo.

$$\text{Modelo 1} \quad X = f(100 \cdot \text{PN}/\text{PNOCDE}; \text{YOCDE})$$

$$\text{Modelo 2} \quad M = f(100 \cdot \text{PN}/\text{PNOCDE}; Y)$$

Se establece en primer lugar una especificación lineal (tanto para las exportaciones como para las importaciones), por tratarse de la forma funcional más sencilla. Posteriormente se analizan otras formas funcionales como la semilogarítmica y la exponencial, dada la información que proporcionan los dos diagramas de dispersión. Sirva de ejemplo el diagrama de dispersión de estas variables para el caso de España.



Se define la variable $PR_t = 100 \cdot \text{PN}_t / \text{PNOCDE}_t$. Los modelos quedarían expresados de las tres formas funcionales siguientes:

1. **Modelo lineal.** $X_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot PR_t + \beta_3 \cdot YOCDE_t + U_t$
2. **Modelo semilogarítmico.** $X_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot \log PR_t + \beta_3 \cdot \log YOCDE_t + U_t$
3. **Modelo Exponencial.** $X_t = \beta_1 \cdot PR_t^{\beta_2} \cdot YOCDE_t^{\beta_3} \cdot e^{U_t}$. La forma lineal de este modelo sería:
 $\log X_t = \log \beta_1 + \beta_2 \cdot \log PR_t + \beta_3 \cdot \log YOCDE_t + U_t$

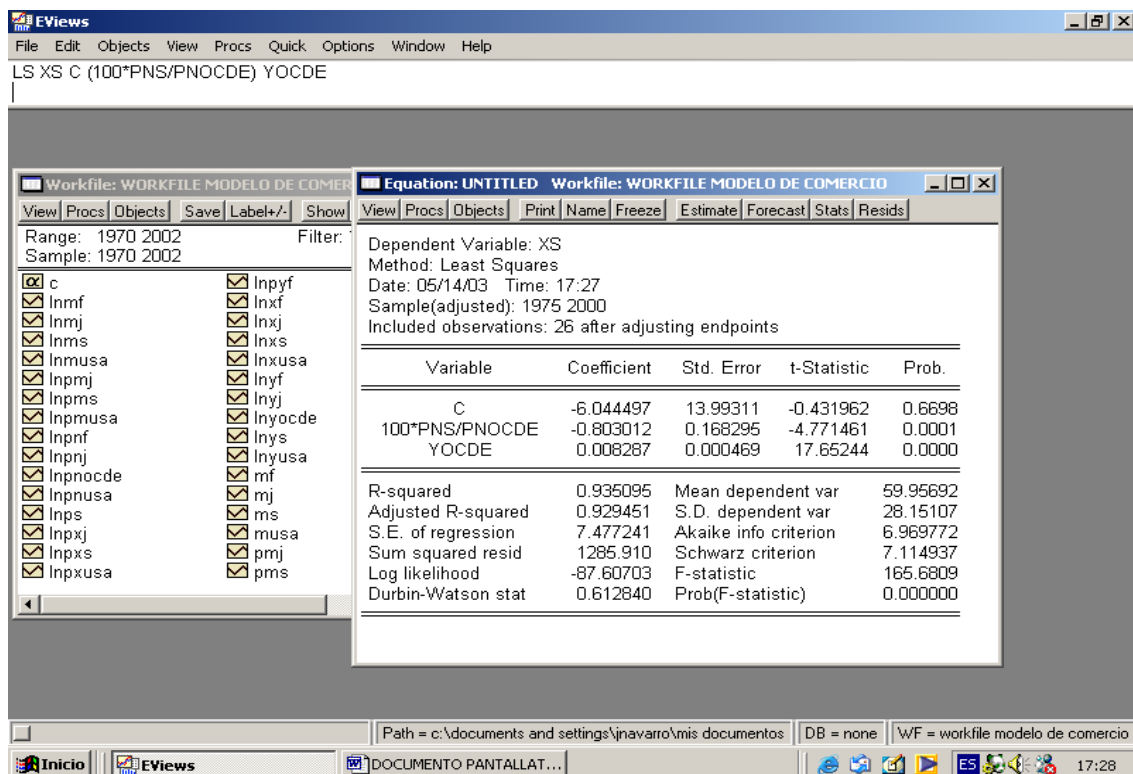
Los diferentes modelos se estiman para los siguientes países: España (XS); Estados Unidos (XUSA); Francia (XF) y Japón (XJ). Los datos están disponibles en la web de la profesora Sancho, dentro de docencia el fichero comercio.wf1: <http://www.uv.es/~sancho/>.

Las especificaciones para las importaciones son:

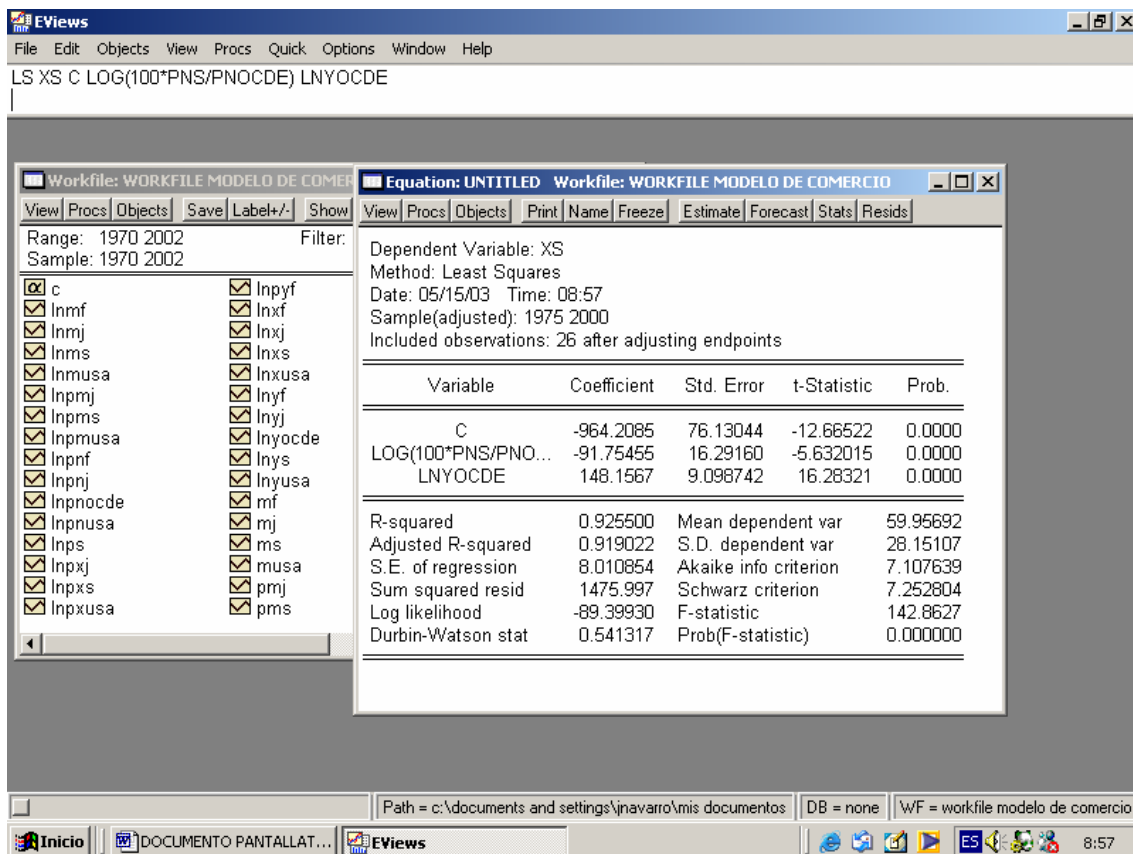
- 1 **Modelo lineal** $M_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot PR_t + \beta_3 \cdot Y_t + U_t$
- 2.- **Modelo semilogarítmico.** $M_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot \log PR_t + \beta_3 \cdot \log Y_t + U_t$
4. **Modelo Exponencial.** $M_t = \beta_1 \cdot PR_t^{\beta_2} \cdot Y_t^{\beta_3} \cdot e^{U_t}$. Con el fin de linealizar el modelo se expresa éste en la forma logarítmica siguiente:
 $\log M_t = \log \beta_1 + \beta_2 \cdot \log PR_t + \beta_3 \cdot \log Y_t + U_t$

RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES PARA ESPAÑA

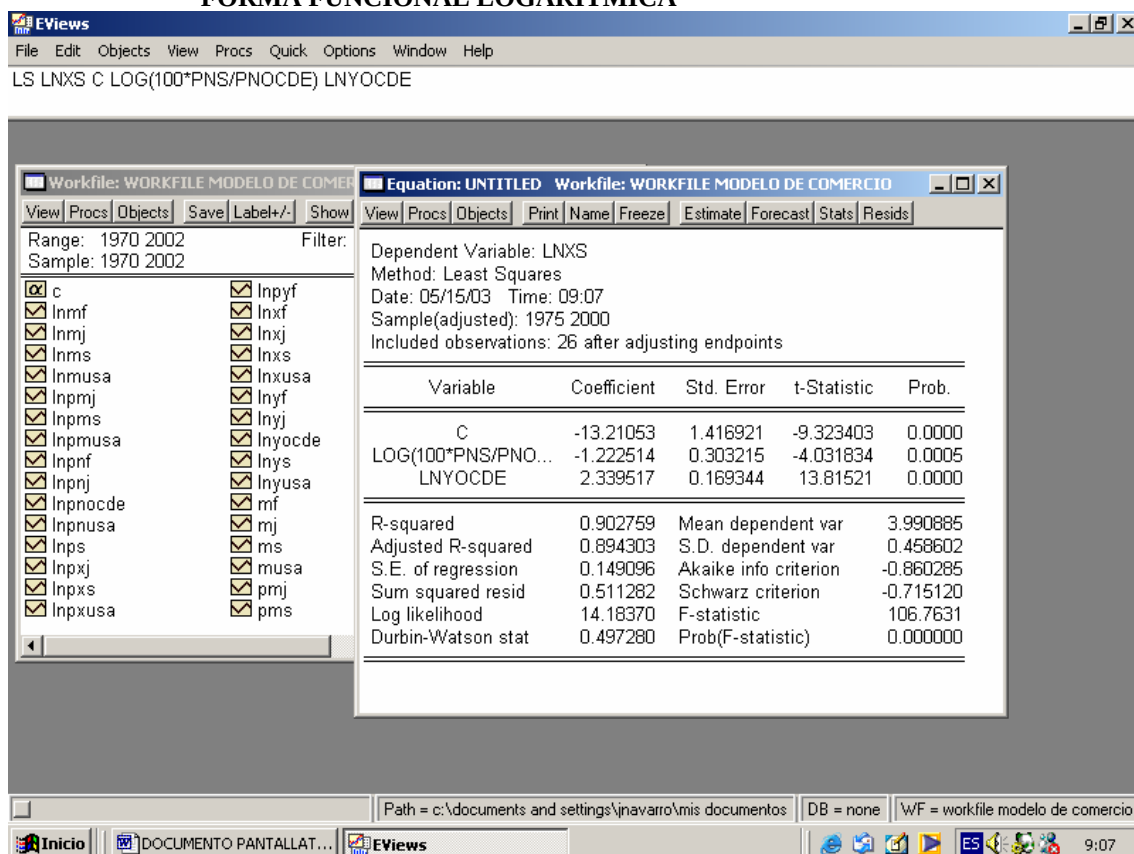
Estimación del modelo lineal para exportaciones e importaciones.



Forma funcional semilogarítmica



FORMA FUNCIONAL LOGARÍTMICA



RESULTADOS REGRESIONES POR M.C.O. DE DIFERENTES FORMAS FUNCIONALES PARA ESPAÑA

FORMA FUNCIONAL	MODELO EXPORTACIONES			MODELO IMPORTACIONES		
	R cuadrado ajustado	AIC	AIC corregido	R cuadrado ajustado	AIC	AIC corregido
Lineal	0,929451	6,969772		0,917151	7,686703	
Semilogarítmica	0,919022	7,107639		0,925760	7,576982	
Logarítmica	0,894303	-0,860285	7,121485	0,830499	-0,020976	8,3161

AIC corregido = AIC + 2 * (Media de la variable dependiente);

AIC corregido exportaciones = AIC + 2* (Media de logaritmo de las exportaciones)

AIC corregido importaciones = AIC + 2 * (Media de logaritmo de las importaciones)

AIC corregido exportaciones = - 0,860285 + 2* (3,990885) = 7,121485

AIC corregido importaciones = - 0,020976 + 2 * (4,168538) = 8,3161

RESULTADOS REGRESIONES POR M.C.O. DE DIFERENTES FORMAS FUNCIONALES PARA ESTADOS UNIDOS

FORMA FUNCIONAL	MODELO EXPORTACIONES			MODELO IMPORTACIONES		
	R cuadrado ajustado	AIC	AIC corregido	R cuadrado ajustado	AIC	AIC corregido
Lineal	0,987342	8,987683		0,990165	9,548972	
Semilogarítmica	0,855774	11,42079		0,888613	11,97601	
Logarítmica	0,948388	-1,544021	10,092301	0,981706	-2,370820	9,761696

$AIC\text{ corregido} = AIC + 2 * (\text{Media de la variable dependiente});$
 $AIC\text{ corregido exportaciones} = AIC + 2 * (\text{Media de logaritmo de las exportaciones})$
 $AIC\text{ corregido importaciones} = AIC + 2 * (\text{Media de logaritmo de las importaciones})$
 $AIC\text{ corregido exportaciones} = -1,544021 + 2 * 5,818161 = 10,092301$

$AIC\text{ corregido importaciones} = -2,370820 + 2 * 6,066258 = 9,761696$

RESULTADOS REGRESIONES POR M.C.O. DE DIFERENTES FORMAS FUNCIONALES PARA FRANCIA

FORMA FUNCIONAL	MODELO EXPORTACIONES			MODELO IMPORTACIONES		
	R cuadrado ajustado	AIC	AIC corregido	R cuadrado ajustado	AIC	AIC corregido
Lineal	0,850193	8,949251		0,682734	9,381345	
Semilogarítmica	0,847052	8,970001		0,672883	9,411922	
Logarítmica	0,803643	-1,413559	9,205825	0,631533	-1,083950	9,578666

$AIC\text{ corregido} = AIC + 2 * (\text{Media de la variable dependiente});$
 $AIC\text{ corregido exportaciones} = AIC + 2 * (\text{Media de logaritmo de las exportaciones})$
 $AIC\text{ corregido importaciones} = AIC + 2 * (\text{Media de logaritmo de las importaciones})$
 $AIC\text{ corregido exportaciones} = -1,413559 + 2 * 5,309692 = 9,205825$

$AIC\text{ corregido importaciones} = -1,083950 + 2 * 5,331308 = 9,578666$

RESULTADOS REGRESIONES POR M.C.O. DE DIFERENTES FORMAS FUNCIONALES PARA JAPÓN

FORMA FUNCIONAL	MODELO EXPORTACIONES			MODELO IMPORTACIONES		
	R cuadrado ajustado	AIC	AIC corregido	R cuadrado ajustado	AIC	AIC corregido
Lineal	0,939470	9,988152		0,905283	9,678969	
Semilogarítmica	0,934965	10,05994		0,833745	10,24160	
Logarítmica	0,967149	-1,234239	9,243345	0,910174	-0,189145	9,404105

AIC corregido = AIC + 2 * (Media de la variable dependiente);

AIC corregido exportaciones = AIC + 2* (Media de logaritmo de las exportaciones)

AIC corregido importaciones = AIC + 2 * (Media de logaritmo de las importaciones)

AIC corregido exportaciones = -1,234239 + 2* 5,238792 = 9,243345

AIC corregido importaciones = -0,189145 + 2* 4,796625 = 9,404105

RESUMEN

MODELO DE COMERCIO	FORMA FUNCIONAL ELEGIDA
Exportaciones España	Lineal
Importaciones España	Semilogarítmica
Exportaciones Estados Unidos	Lineal
Importaciones Estados Unidos	Lineal
Exportaciones Francia	Lineal
Importaciones Francia	Lineal
Exportaciones Japón	Logarítmica
Importaciones Japón	Logarítmica

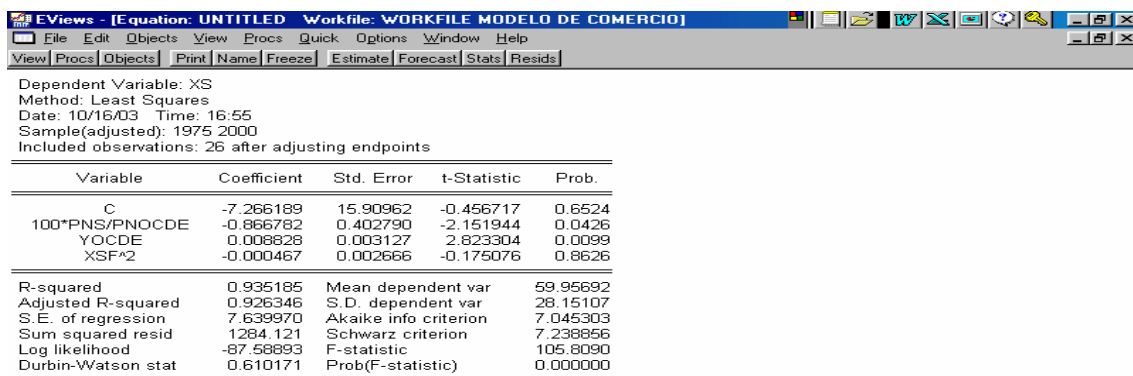
CONTRASTES DE ESPECIFICACIÓN

Se realizan diferentes contrastes de especificación para el modelo de exportaciones españolas.

- **Contraste de errores de especificación.**
- **Contraste de Normalidad.** Para ello se hace uso del Test de Jarque – Bera.
- **Contraste de Homocedasticidad.** Se emplea el Test de White para términos cruzados (“cross terms”).
- **Contraste de No Autocorrelación.** Para este contraste se emplea 3 estadísticos diferentes: Durbin – Watson; Test de Box – Pierce; LM test
- Contraste conjunto de No Autocorrelación y Homocedasticidad conjuntamente: test ARCH.

Test de errores de especificación de la forma funcional. Test Reset de Ramsey

Con el fin de comprobar la adecuación de la especificación lineal se realiza un test de especificación para el modelo de exportaciones. Para ello se estima la relación siguiente: $XS_t = \beta_1 + \beta_2 * PRS_t + \beta_3 * YOCDE_t + \gamma XSF^2_t + U_t$ Donde la variable XSF^2_t hace referencia a los valores estimados de las exportaciones españolas en el modelo de regresión lineal.



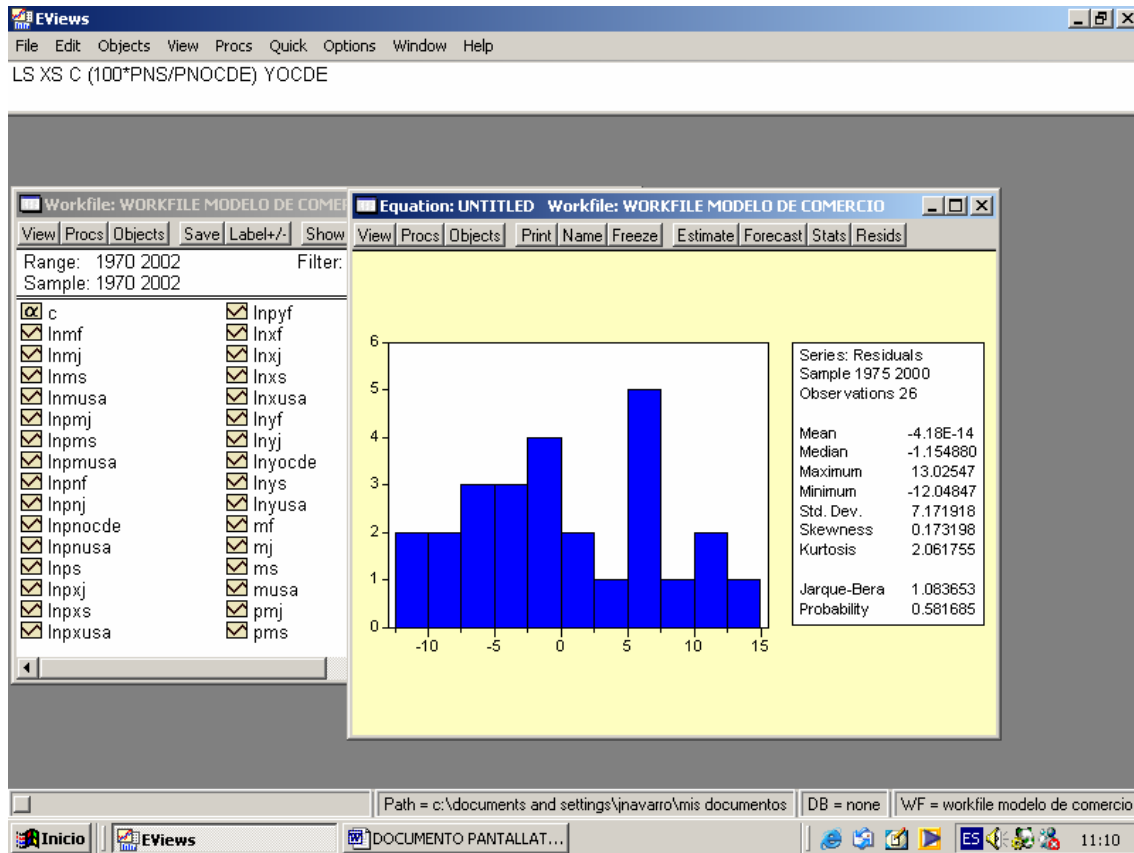
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.266189	15.90962	-0.456717	0.6524
100*PNS/PNOCDE	-0.866782	0.402790	-2.151944	0.0426
YOCDE	0.008828	0.003127	2.823304	0.0099
XSF^2	-0.000467	0.002666	-0.175076	0.8626

R-squared	0.935185	Mean dependent var	59.95692
Adjusted R-squared	0.926346	S.D. dependent var	28.15107
S.E. of regression	7.639970	Akaike info criterion	7.045303
Sum squared resid	1284.121	Schwarz criterion	7.238856
Log likelihood	-87.58893	F-statistic	105.8090
Durbin-Watson stat	0.610171	Prob(F-statistic)	0.000000



Dado que se puede aceptar la hipótesis $\gamma=0$, no indica evidencia de errores de especificación.

Test de Jarque – Bera (para contraste de normalidad)



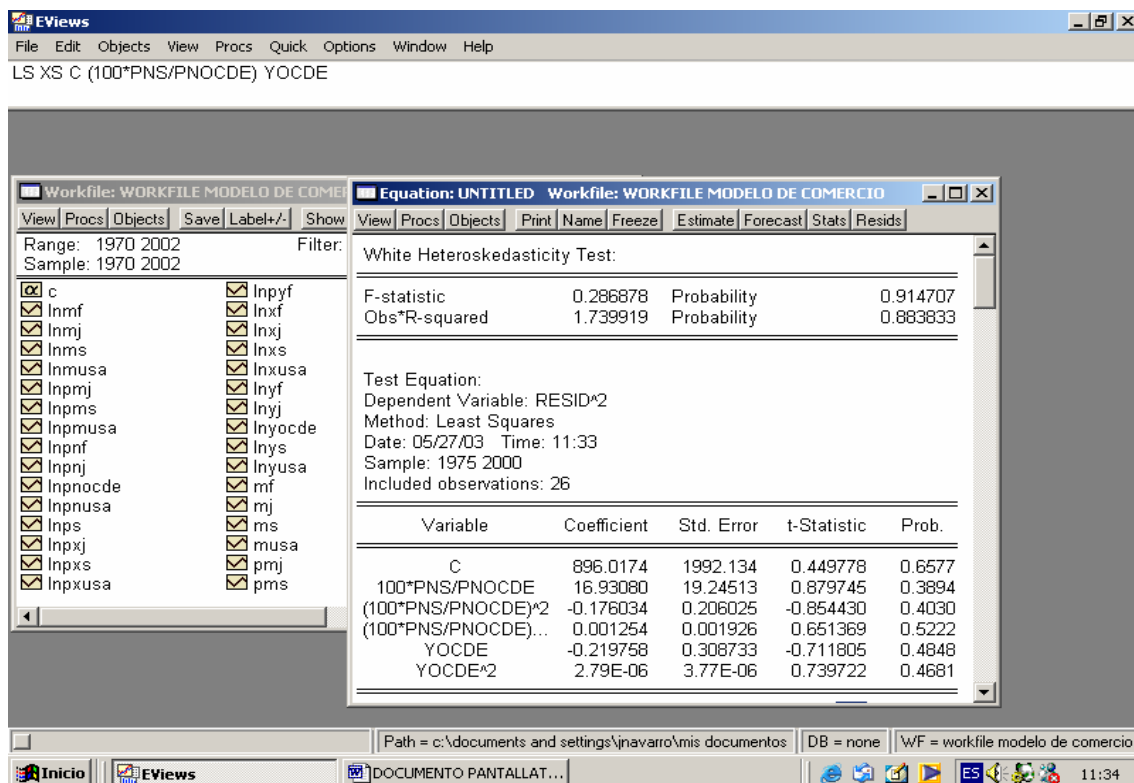
El estadístico **Jarque – Bera** se usa para el contraste de Normalidad. La hipótesis nula es la normalidad de la perturbación aleatoria. Este test se distribuye como una χ^2 con 2 grados de libertad.

$$\text{Test de Jarque – Bera} = JB = N * \left\{ \left(\frac{m_3^2}{6} \right) + \left(\frac{m_4 - 3}{24} \right)^2 \right\}$$

Donde N es el número de observaciones; m_3 es el coeficiente de asimetría y m_4 es el coeficiente de Kurtosis.

Test de White (para contrastar la Homocedasticidad de las perturbaciones)

El test de White sirve para contrastar la hipótesis de homocedasticidad en el modelo de regresión lineal. Para ello se obtiene la regresión de los residuos al cuadrado en función de las variables exógenas del modelo, de éstas al cuadrado y de sus productos cruzados (opción cross-term). La expresión $N \cdot R^2$ de esta estimación se distribuye como una χ_j^2 bajo la hipótesis nula de homocedasticidad siendo j el número de regresores de dicha ecuación (excluyendo la constante).

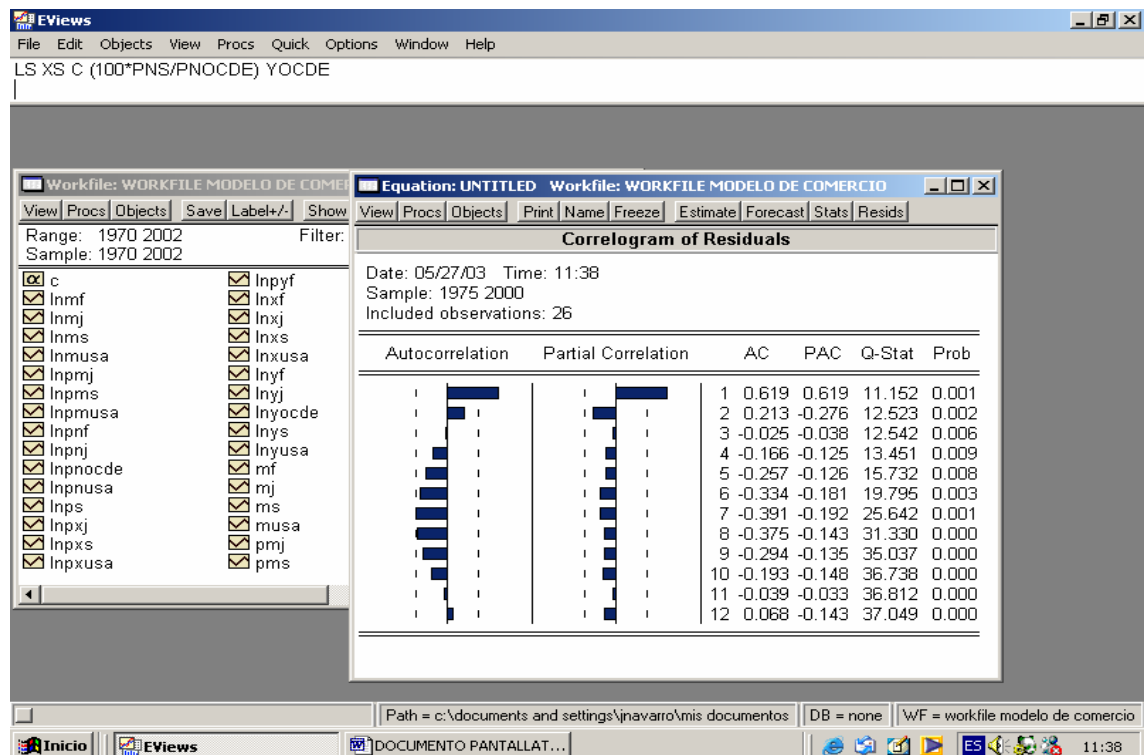


Test de Box – Pierce para Autocorrelación

El Test de Box – Pierce (Q) se obtiene a partir de la expresión

$$Q = N(N+2) \sum_{j=1}^k \frac{r_j^2}{N-j}$$

Donde r_j es la autocorrelación de orden j entre diferentes retardos de los residuos del ajuste y N es el número de observaciones. La expresión de la Q se distribuye como una χ^2 con k grados de libertad bajo la hipótesis nula de no existencia de proceso de autocorrelación de orden k .

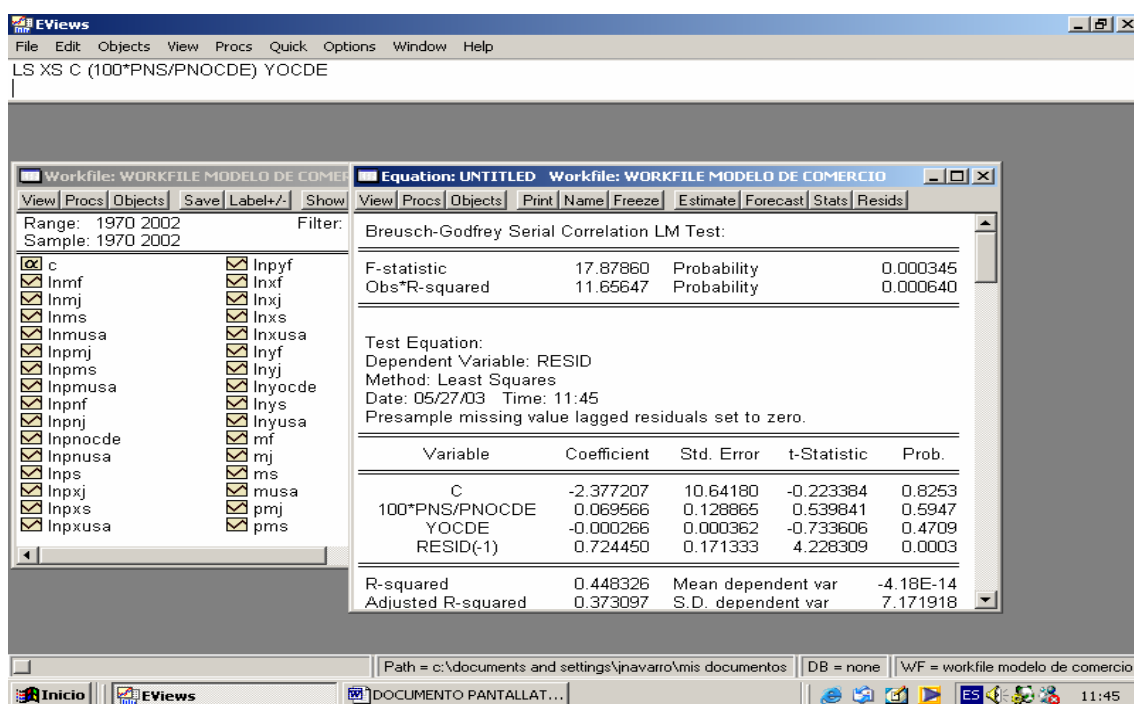


Como puede apreciarse se rechaza el supuesto de no autocorrelación a partir del retardo primero.

Test LM con 1 retardo

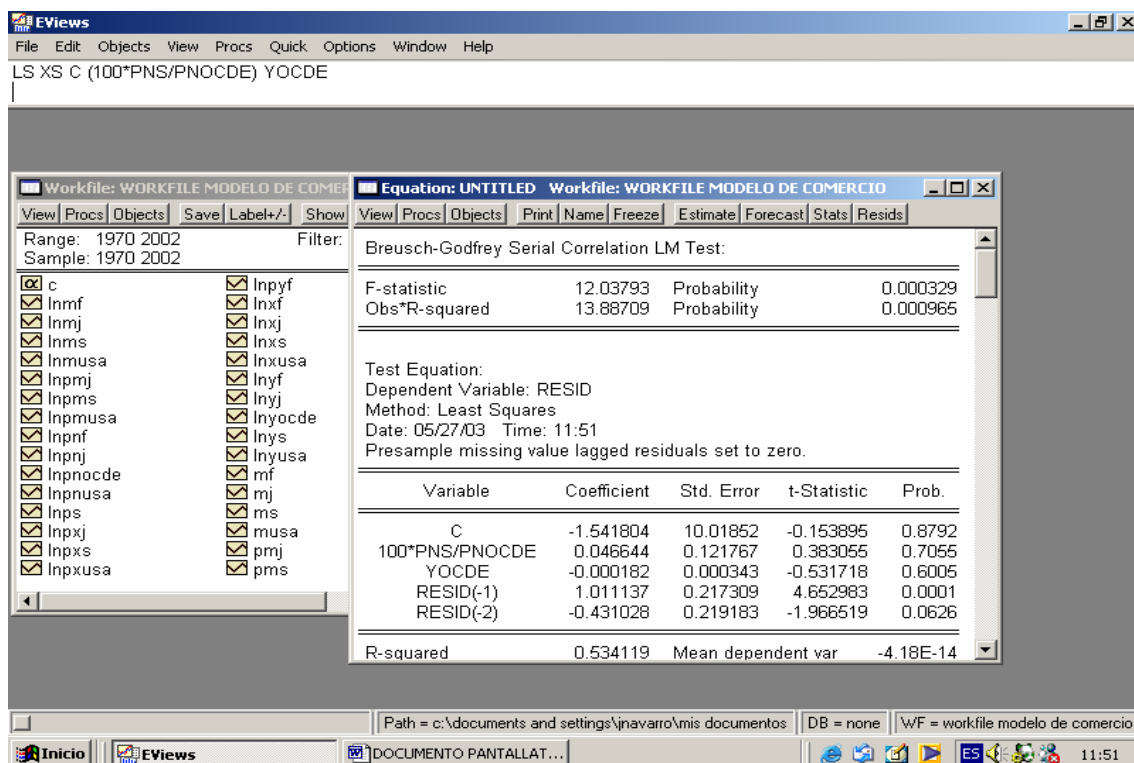
Se estima para ello la regresión entre los residuos del modelo con las variables exógenas del mismo y los residuos desfasados tantos periodos como se considere. La expresión $N \cdot R^2$ se distribuye como una χ^2 con p grados de libertad (siendo p el número de retardos incluidos) bajo la hipótesis nula de no autocorrelación del orden analizado.

En primer lugar se realiza el test par un solo retardo y posteriormente se realiza para los retardos. Como puede comprobarse a continuación en los dos casos se confirma la existencia de autocorrelación.



Test LM con 2 retardos

Igual que en el caso anterior pero se incluyen esta vez dos retardos de los residuos como variables explicativas.



**CUADRO RESUMEN DEL CONTRASTE DE ESPECIFICACIÓN
PARA LAS EXPORTACIONES**

TEST	ESPAÑA	ESTADOS UNIDOS	FRANCIA	JAPÓN
Jarque – Bera	1.083653 (0.581685)	1.296557 (0.522945)	1.988339 (0.370031)	0.502279 (0.777914)
Test de White	1.739919 (0.883833)	3.448472 (0.631198)	5.827904 (0.323326)	2.589264 (0.762996)
Durbin – Watson	0.612840	0.748861	0.816715	0.892458
Test Box – Pierce 1 retardo (Q(1))	11.152 (0.001)	12.067 (0.001)	9.2183 (0.002)	8.2263 (0.004)
Test Box – Pierce 2 retardos (Q(2))	12.523 (0.002)	12.914 (0.002)	9.4832 (0.009)	9.2344 (0.010)
Test LM 1 retardo	11.65647 (0.000640)	12.20127 (0.000478)	8.267806 (0.004035)	7.362902 (0.006658)
Test LM 2 retardos	13.88709 (0.000965)	13.41756 (0.001220)	10.14726 (0.006260)	7.773374 (0.020513)

Se verifica la normalidad de la perturbación aleatoria para los modelos de exportación de los 4 países. El test de Jarque – Bera acepta el supuesto de normalidad para todos los países.

En estos modelos no se presenta evidencia de problemas heterocedásticos como se confirma en la aplicación del test de White.

El Test de Durbin – Watson evidencia autocorrelación para los modelos de exportación de España, Estados Unidos, Francia y Japón. Los correlogramas indican autocorrelación para los 4 países objeto de análisis. También el Test de Box – Pierce y el Test de LM evidencian autocorrelación.

**CUADRO RESUMEN DEL CONTRASTE DE ESPECIFICACIÓN
PARA LAS IMPORTACIONES**

TEST	ESPAÑA	USA	FRANCIA	JAPÓN
Jarque – Bera	1.215830 (0.544485)	1.405125 (0.495314)	2.940049 (0.229920)	0.558930 (0.756188)
Test de White	6.078552 (0.298650)	12.81305 (0.025195)	4.381716 (0.495864)	3.854828 (0.570501)
Durbin - Watson	0.947615	0.789685	0.810721	0.533193
Test Box – Pierce 1 retardo (Q(1))	6.1815 (0.013)	11.087 (0.001)	9.0209 (0.003)	13.019 (0.000)
Test BP (2ret)	6.2453 (0.044)	11.237 (0.004)	9.2343 (0.010)	14.816 (0.001)
Test LM 1 retardo	6.476475 (0.010931)	10.76713 (0.001033)	8.200290 (0.004188)	12.41987 (0.000425)
Test LM 2 ret.	8.067620 (0.017707)	14.30197 (0.000784)	10.15135 (0.006247)	14.88452 (0.000586)

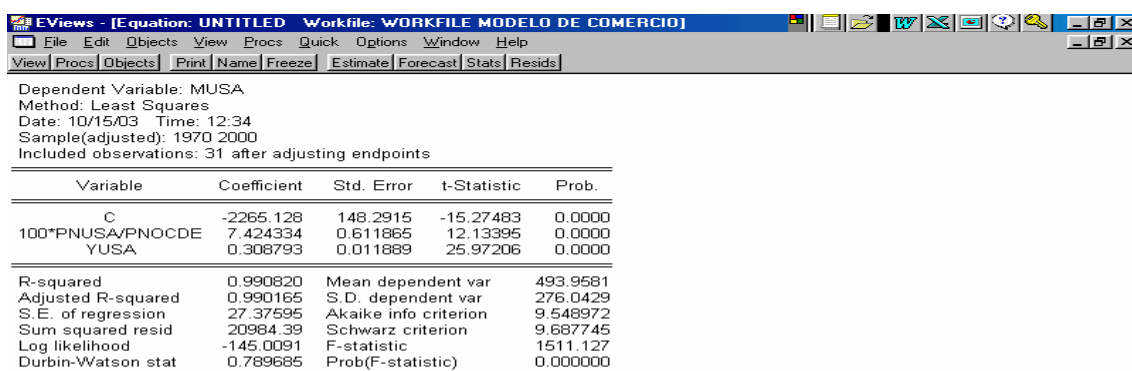
Según el test de Bera -Jarque se puede aceptar la hipótesis de normalidad para todos los países analizados. La hipótesis de no Autocorrelación de las perturbaciones aleatorias no se cumple, es decir, todos los estadísticos indican que existe algún tipo de autocorrelación.

Así, tanto los correlogramas como el Durbin – Watson indican la existencia de un problema de autocorrelación para las exportaciones e importaciones de los 4 países. También el test de Box – Pierce y el de LM apuntan a la existencia de ese problema de autocorrelación..

EL PROBLEMA DE LA HETEROCEDASTICIDAD

Utilizando el test de White se acepta la hipótesis de homocedasticidad para todos los modelos excepto las importaciones en EEUU que presentan un esquema heterocedástico. Este problema debe de ser tratado dado que el problema de la heterocedasticidad cuestiona la validez de los resultados de la estimación, así como la matriz var-cov de los estimadores para realizar inferencia.

En primer lugar se presenta los resultados de la estimación del modelo de importaciones para USA.



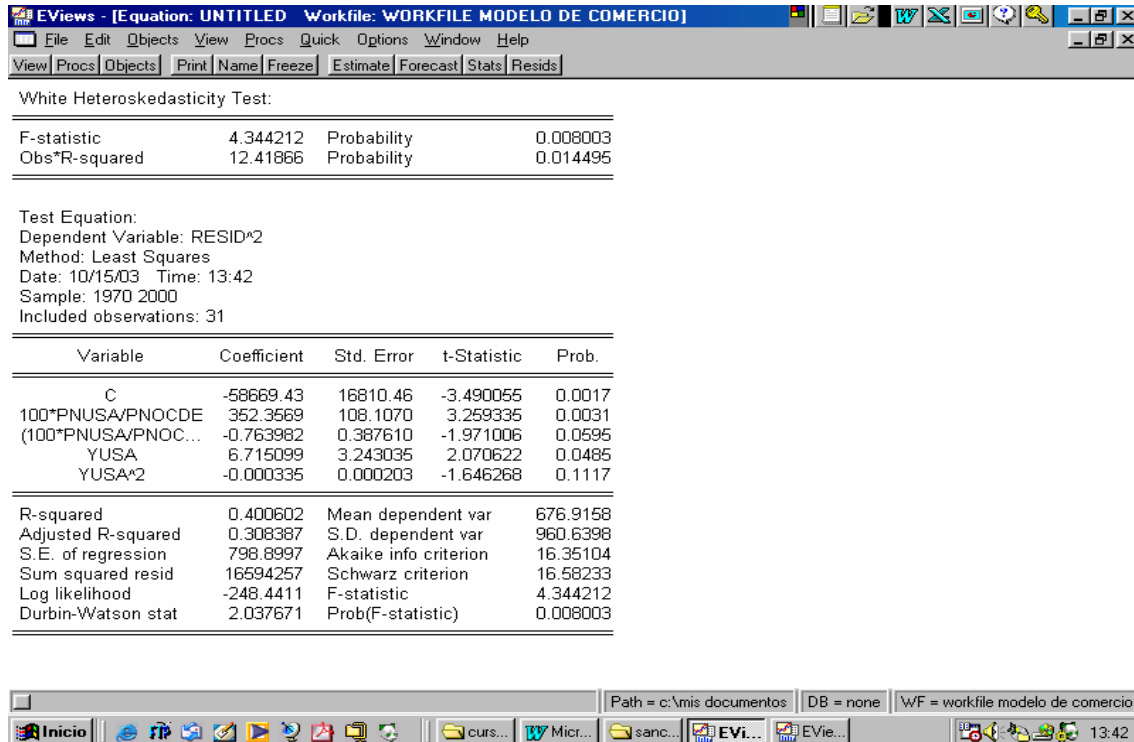
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2265.128	148.2915	-15.27483	0.0000
100*PNUSA/PNOCDE	7.424334	0.611865	12.13395	0.0000
YUSA	0.308793	0.011889	25.97206	0.0000

R-squared	0.990820	Mean dependent var	493.9581
Adjusted R-squared	0.990165	S.D. dependent var	276.0429
S.E. of regression	27.37595	Akaike info criterion	9.548972
Sum squared resid	20984.39	Schwarz criterion	9.687745
Log likelihood	-145.0091	F-statistic	1511.127
Durbin-Watson stat	0.789685	Prob(F-statistic)	0.000000



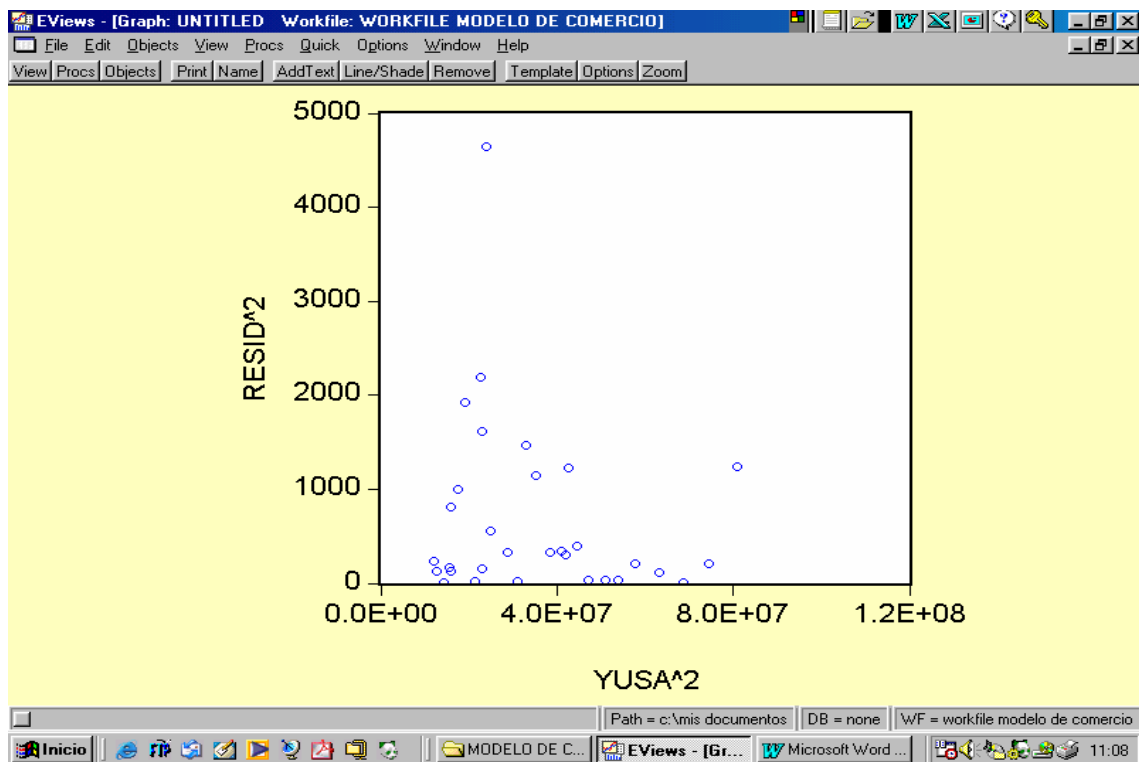
Se realiza el test de White obteniendo la regresión de los residuos al cuadrado en función de las diferentes variables exógenas del modelo y del cuadrado de las mismas (opción no cross).

Test de White para el modelo de USA



Con el fin de detectar el posible esquema heterocedástico se ha representado el cuadrado de los residuos en función del cuadrado de las variables exógenas del modelo y se aprecia una posible relación heterocedática entre los residuos y la variable Y_{USA}^2 , como se aprecia en el gráfico adjunto.

Esto supondría una posible relación entre la varianza de u y la variable Y_{USA}^2 :
 $\sigma_u^2 = \text{cte } Y_{USA}^2$.



La solución al problema de heterocedasticidad se obtiene a partir de la estimación del modelo con mínimos cuadrados ponderados, utilizando como criterio de ponderación la raíz cuadrada de la varianza, es decir Y_{USA} .

EViews - [Equation: UNTITLED Workfile: WORKFILE MODELO DE COMERCIO]

File Edit Objects View Procs Quick Options Window Help

View Procs Objects Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: MUSA
Method: Least Squares
Date: 10/15/03 Time: 13:45
Sample(adjusted): 1970 2000
Included observations: 31 after adjusting endpoints
Weighting series: YUSA

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2390.333	120.8597	-19.77776	0.0000
100*PNUSA/PNOCDE	7.915958	0.531511	14.89331	0.0000
YUSA	0.319102	0.009091	35.10228	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.997245	Mean dependent var	565.2982
Adjusted R-squared	0.997049	S.D. dependent var	472.3518
S.E. of regression	25.66097	Akaike info criterion	9.419585
Sum squared resid	18437.59	Schwarz criterion	9.558358
Log likelihood	-143.0036	F-statistic	2305.529
Durbin-Watson stat	0.803021	Prob(F-statistic)	0.000000

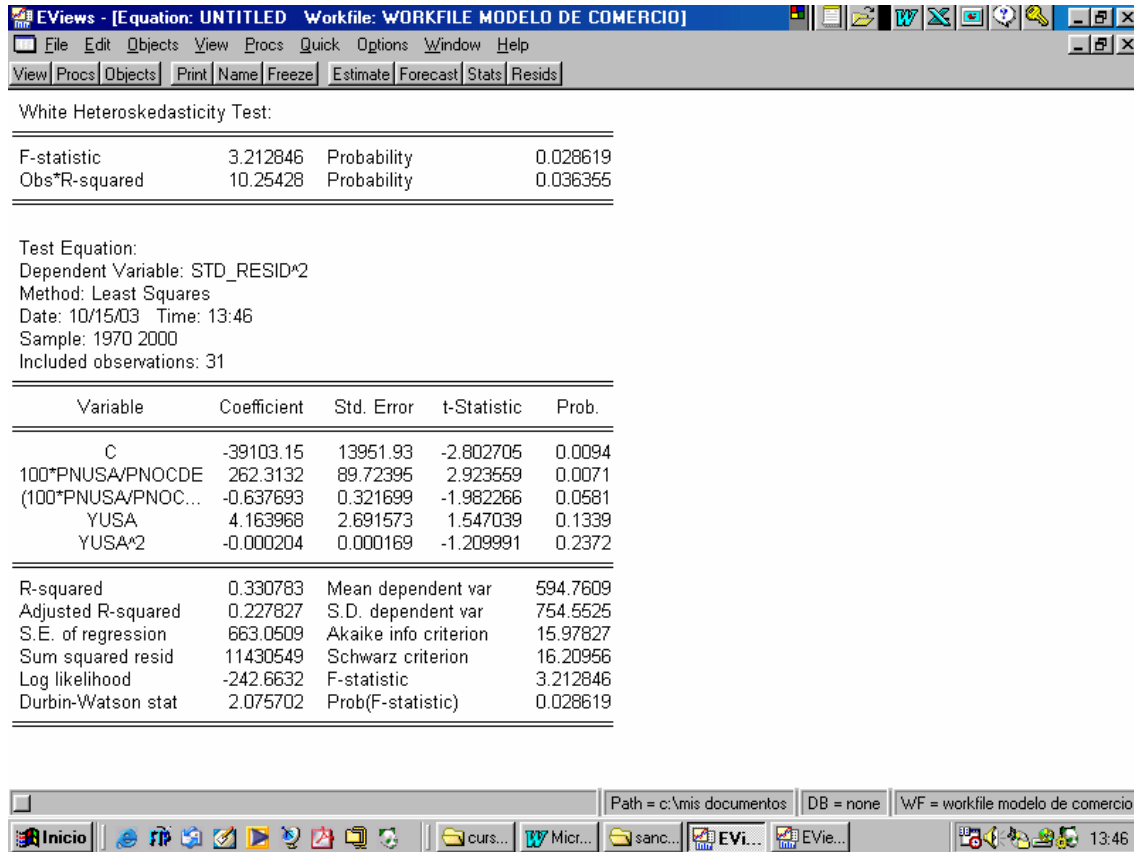
Unweighted Statistics

R-squared	0.990562	Mean dependent var	493.9581
Adjusted R-squared	0.989888	S.D. dependent var	276.0429
S.E. of regression	27.75793	Sum squared resid	21574.08
Durbin-Watson stat	0.820301		

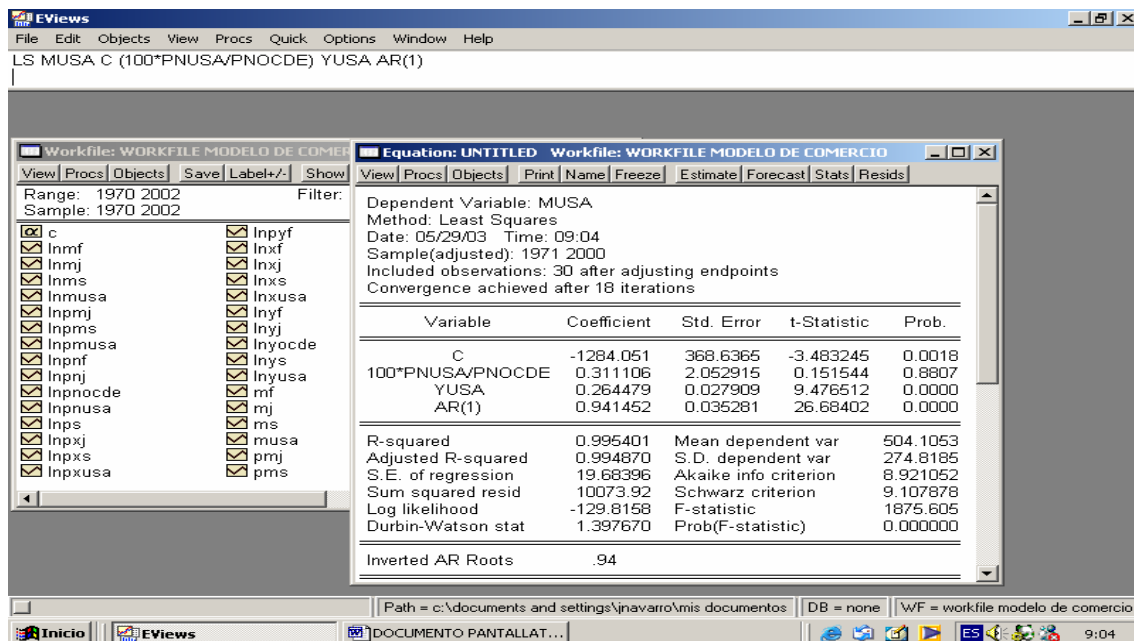
Path = c:\mis documentos DB = none WF = workfile modelo de comercio

Inicio MODELO DE C... EViews - [Gr... Microsoft Word ... 11:08

Se puede comprobar como esta estimación ha solucionado el problema de heterocedasticidad aplicando nuevamente el test de White. Se comprueba que se acepta la hipótesis de homocedasticidad.



Ante el problema de autocorrelación detectado en el modelo de USA se propone incluir en la regresión el proceso autorregresivo AR(1): $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$. El valor de la estimación para $\hat{\rho} = 0,94$ confirma la presencia de un proceso autocorrelacionado.

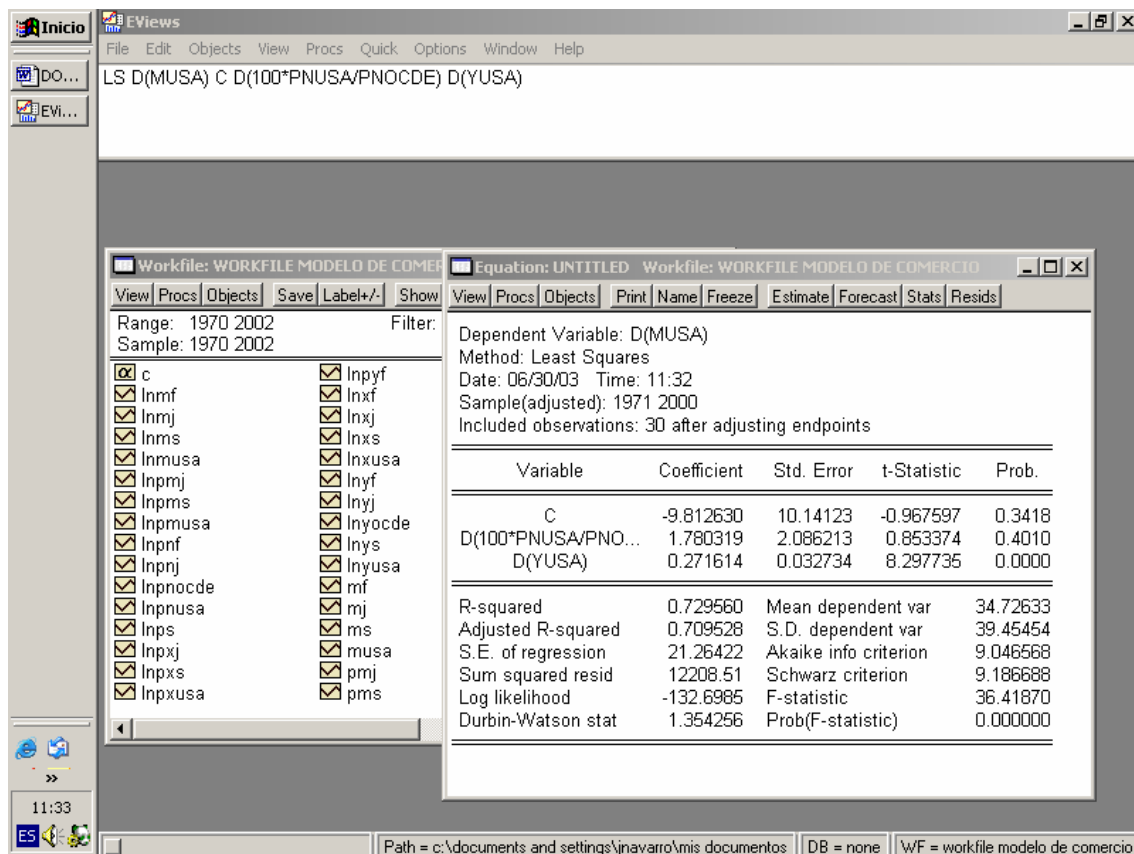


Dado que el valor de $(\hat{\rho})$ es muy cercano a 1 apunta a un posible problema de no estacionariedad en las variables e implicaría que sería más conveniente estimar el modelo en primeras diferencias:

$$MUSA_t - MUSA_{t-1} = D(MUSA),$$

$$100*PNUSA_t/PNOCDE_t - (100*PNUSA_{t-1}/PNOCDE_{t-1}) = D(100*PNUSA_t/PNOCDE_t)$$

$$YUSA_t - YUSA_{t-1} = D(YUSA_t)$$



En caso de duda, se establece una comparación entre los modelos en niveles y primeras diferencias. Se calcula el R_C^2 y se compara con el R^2 del modelo en niveles.

$$R_C^2 = 1 - \frac{\sum e_N^2}{\sum e_D^2} * \left(\frac{N - K - 1}{N - K} \right) * d_N * (1 - R_D^2);$$

Donde $\sum e_N^2$ es la suma de residuos al cuadrado del modelo en nivel (el modelo sin diferencias); $\sum e_D^2$ es la suma de residuos al cuadrado del modelo en diferencias; N es el número de observaciones; K es el número de regresores (incluido el término independiente); d_N es el Durbin – Watson del modelo en nivel y R_D^2 es el R cuadrado del modelo en diferencias.

La modificación a realizar en el coeficiente de determinación sería R_C

$$R_C^2 = 1 - (20984,39/12208,51)*(27/28)*(0,789685)*(1 - 0,72956)=0,64$$

Con la obtención del R cuadrado modificado se puede comparar entre los 2 modelos.

Si $R_C^2 < R_D^2$, el modelo que mejor se ajusta es el modelo en diferencias y si $R_C^2 > R_D^2$ entonces se acepta el modelo en nivel (sin aplicar primeras diferencias).

Como $R_C^2 = 0,64603215 < R_D^2 = 0,729560$, la bondad del ajuste del modelo en diferencias es mayor.

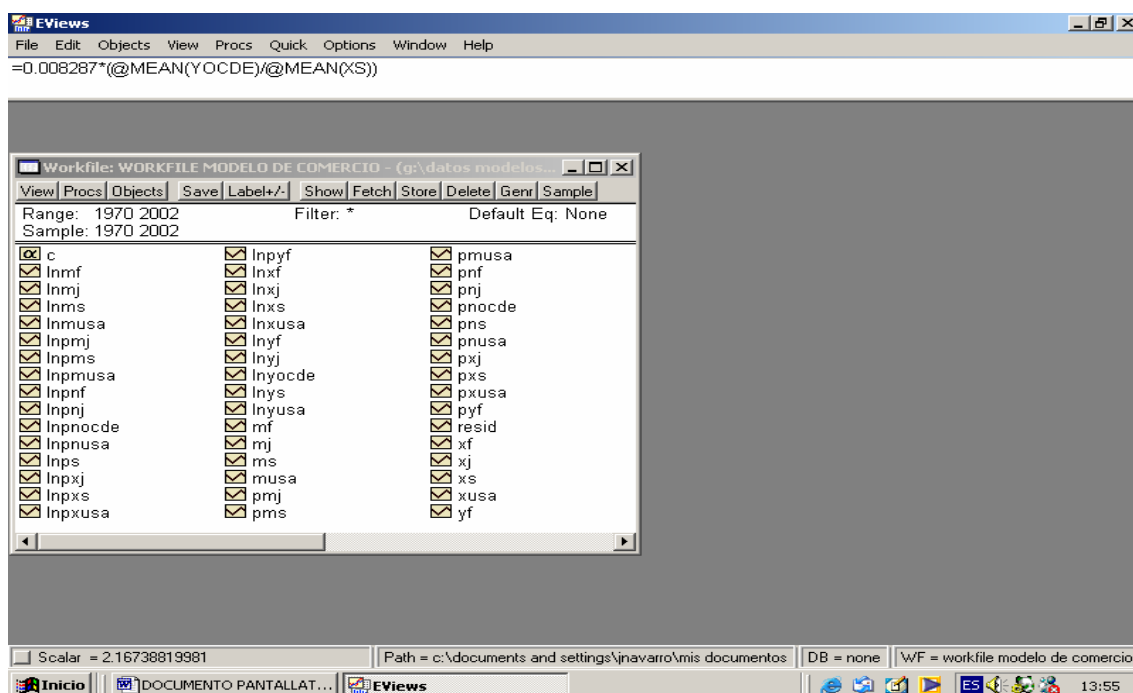
Para obtener los efectos marginales y las elasticidades en los modelos presentados, se recuerda los siguientes conceptos:

MODELO	EFFECTO MARGINAL	ELASTICIDAD
Lineal $Y_t = \alpha + \beta * X_t + U_t$	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta} * (\bar{X} / \bar{Y})$
Semilogarítmico $Y_t = \alpha + \beta * \ln(X_t) + U_t$	$\hat{\beta} * (1 / \bar{X})$	$\hat{\beta} * (1 / \bar{Y})$
Logarítmico (Doblemente logarítmico) $\ln(Y_t) = \alpha + \beta * \ln(X_t) + U_t$	$\hat{\beta} * (\bar{Y} / \bar{X})$	$\hat{\beta}$

En el que Y_t es la variable dependiente; X_t la(s) variable(s) dependiente(s); $\hat{\beta}$ es el β estimado; $\bar{Y}$ es la media de la variable dependiente y $\bar{X}$ es la media de la variable explicativa.

Es posible realizar los cálculos de los efectos marginales y las elasticidades con el programa E – Views 4. Situándonos sobre el área de trabajo e introduciendo un = y posteriormente la expresión o comando que se quiere calcular.

Por ejemplo, para hallar la media de una variable se utiliza el comando @MEAN(NOMBRE DE LA VARIABLE). Ejemplo:



Resultados para los Efectos marginales y elasticidades renta y precios de las exportaciones

	ESPAÑA	ESTADOS UNIDOS	FRANCIA	JAPÓN
Efecto marginal del precio relativo	-0,803012	7,177507	-4,372505	-1,86160569
Elasticidad precio	-1,1623534	2,441034	-2,554962	-1,307055
Efecto marginal del PIB OCDE	0,008287	0,094808	-0,011644	0,01568939

De la tabla anterior se aprecia que únicamente en los casos de España y Japón los efectos marginales y elasticidades de las variables explicativas siguen el signo esperado.

Sorprende que la variación de precios relativos afecte positivamente en las exportaciones de Estados Unidos; así como el efecto marginal (y elasticidad) negativo de la renta de la OCDE para las exportaciones de Francia.

A nivel comparativo se aprecia que la propensión marginal a exportar ante incrementos de la renta de los países OCDE es muy superior en Estados Unidos; sin embargo con la elasticidad renta de las exportaciones se observa que estas diferencias se

reducen; a pesar de ello las exportaciones americanas tienen una elasticidad renta que casi dobla a la española. Las exportaciones americanas también se muestran comparativamente más sensibles a cambios en los precios relativos que las del resto de países (pero se comportan con el signo cambiado) y de nuevo las diferencias en elasticidad no son tan fuertes como en efecto marginal.

Por otro lado, los efectos marginales y elasticidades de la renta y los precios sobre las importaciones quedan reflejadas en este cuadro.

Resultados para las elasticidades de las importaciones

Efectos marginales y elasticidades renta y precios	ESPAÑA	USA	FRANCIA	JAPÓN
Efecto marginal del precio relativo	1,2469688	7,424334	-3,017320	0,25890671
Elasticidad precio	1,4602035	1,894087	-1,7418392	0,277239
Efecto marginal del PIB país	0,4270708	0,308793	-0,149372	0,24191944
Elasticidad renta (PIB país)	2,7181555	3,435955	0,6948464	3,440543