

ECONOMETRIA SUPERIOR

Curso 2005 – 2006

Profesor: Alfonso Novales

Ejercicio 5

El archivo Tabaco.wf1 contiene datos anuales de consumo de cigarrillos per cápita, renta per cápita, precio medio de la cajetilla de tabaco en términos reales (es decir, deflactado por el IPC), y gasto en publicidad, todo ello para EEUU durante el período 1930-1978.

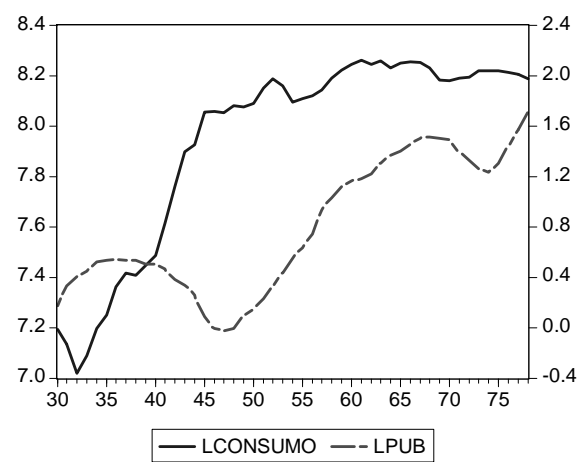
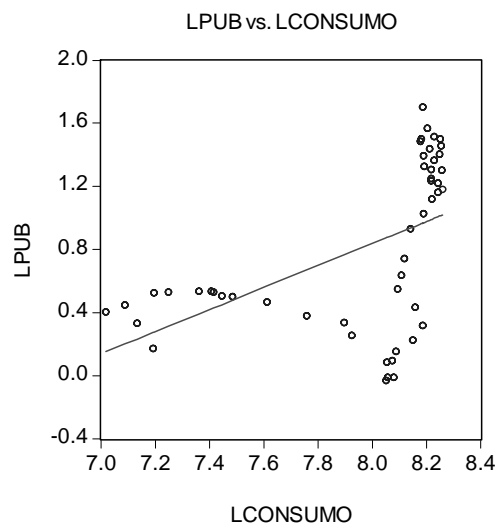
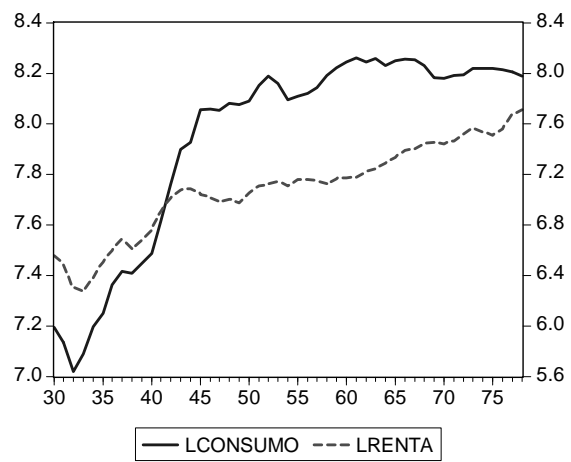
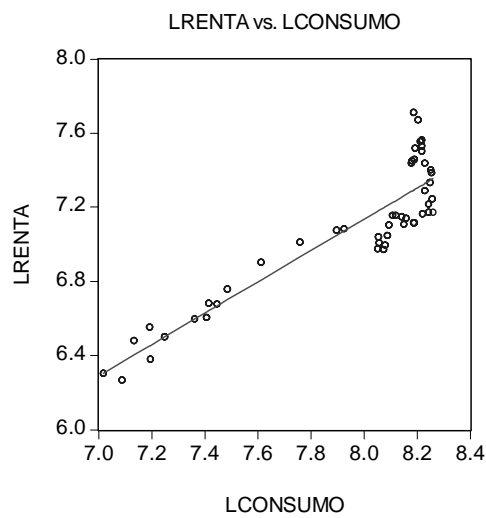
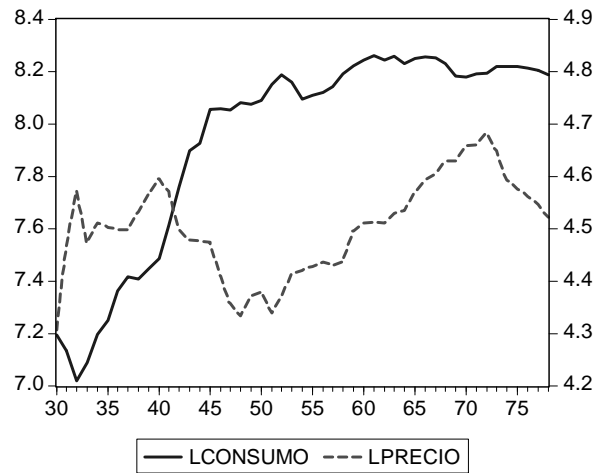
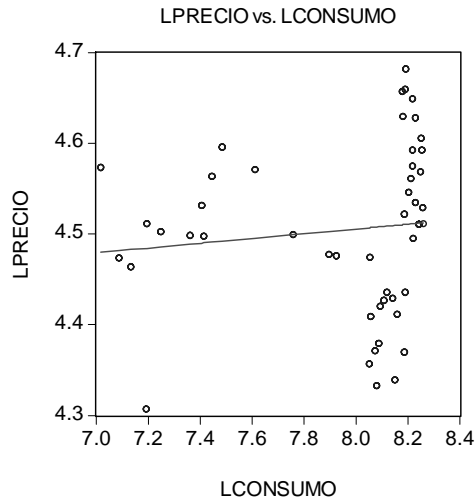
- 1. Analice cuál de las tres variables (precio, renta o publicidad) es más relevante para explicar la evolución temporal del consumo de tabaco en dicho período. Debe considerar cada posible factor explicativo individualmente. Utilice las variables en logaritmos, e interprete los resultados que obtiene. Genere intervalos de confianza para las elasticidades estimadas individualmente.**

Comencemos analizando gráficamente la evidencia muestral acerca del posible contenido informativo en las variables renta, precio y publicidad. Como los gráficos de las variables muestran la presencia de un componente tendencial, no calcularemos histogramas de frecuencias ni estadísticos descriptivos, pues no serían muy representativos del comportamiento muestral de las variables.

La regresión del logaritmo de una variable sobre una tendencia lineal nos da una estimación de la tasa de crecimiento medio anual ¿por qué? Tales estimaciones arrojan una estimación de crecimiento medio de 2,31% para el consumo de tabaco per cápita, 3,10% para el stock de publicidad, 2,44% para la renta, y tan solo 0,31% para el precio.

Examinemos ahora el comportamiento conjuntos de pares de variables. Las nubes de puntos del consumo respecto de la renta (con las variables en logaritmos) sugieren una clara relación positiva entre ambas variables. Hemos de estar atentos, sin embargo, a la posibilidad de que ello sea reflejo simplemente de la presencia de una tendencia temporal común en ambas variables, lo que constituiría una regresión espuria, frente a la posibilidad de una relación real entre ambas. En las nubes de puntos del consumo respecto del precio o respecto de la publicidad se aprecia de modo evidente un cambio en la relación, que no puede representarse mediante una línea recta. En la parte izquierda de ambos gráficos se aprecia una tendencia creciente del consumo, mientras que el precio y el gasto en publicidad fluctúan de modo bastante estable. Por el contrario, en la parte derecha de los dos gráficos se aprecia una fuerte fluctuación en precio y en publicidad, sin un efecto claro sobre el consumo.

Al comparar con los gráficos de líneas que aparecen a la derecha, se aprecia que la parte izquierda de la nube de puntos corresponde al período 1930-1945, aproximadamente, mientras que la parte derecha de ambas nubes de puntos se corresponde con la segunda parte de la muestra, 1946-1978, en la que tanto el precio como la publicidad experimentan una fuerte tendencia, sin que el consumo siga una evolución similar. Por el contrario, permanece bastante estabilizado en el nivel alcanzado en 1945-1950.



Los coeficientes de correlación lineal entre estas cuatro variables son:

	LCONSUMO	LPRECIO	LPUB	LRENTA
LCONSUMO	1.00			
LPRECIO	0.11	1.00		

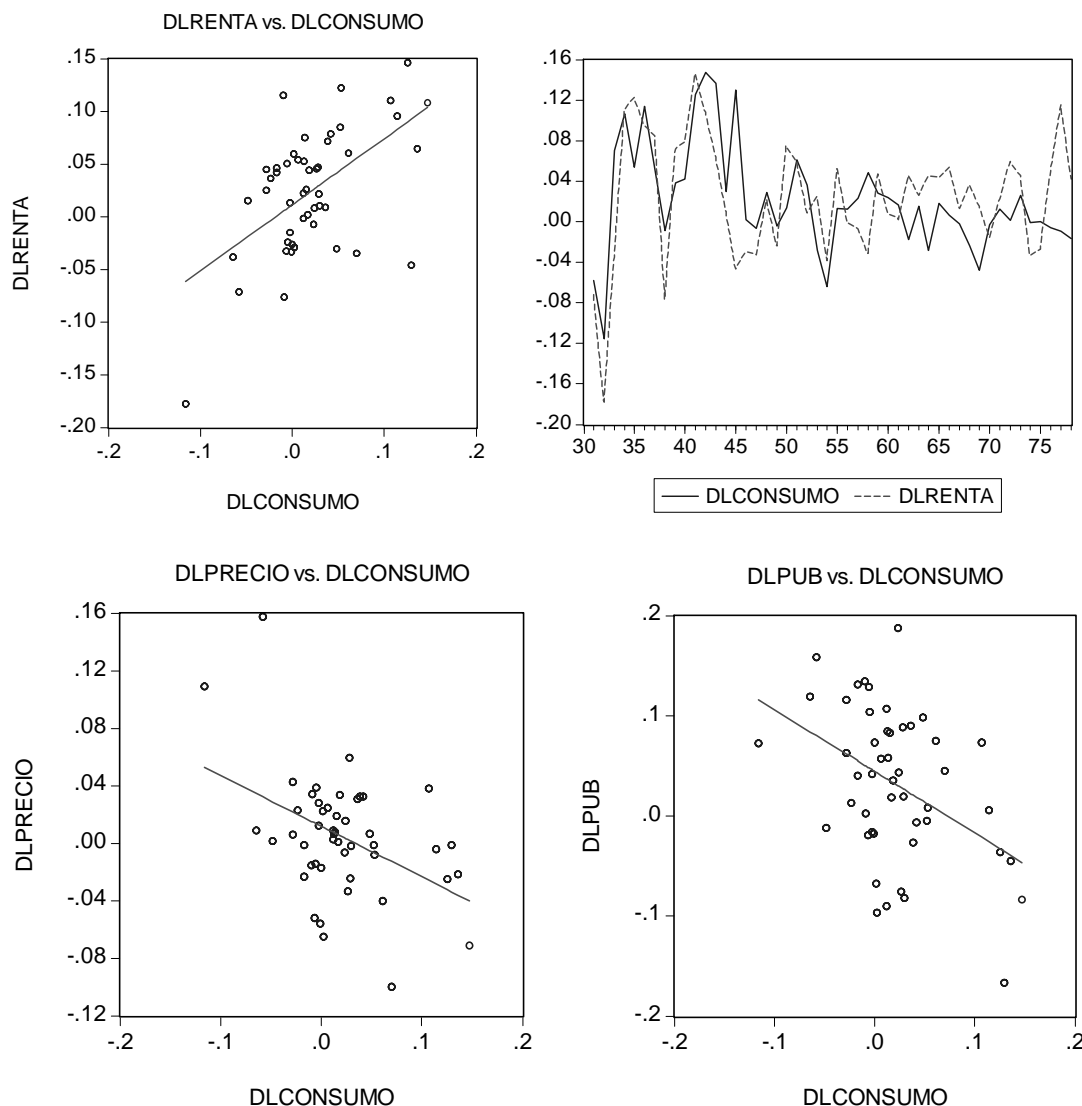
LPUB	0.52	0.73	1.00	
LRENTA	0.90	0.38	0.71	1.00

que no reflejan la relación negativa que cabría esperar entre precio y consumo que, por otro lado, tampoco es apreciable en la nube de puntos de ambas variables.

La correlación positiva entre precio y publicidad sugiere que, posiblemente como fruto de una estrategia de comercialización deliberada, las compañías aumentan su gasto en publicidad cuando elevan los precios del producto. Hay que hacer notar, por otra parte, que la presencia de componentes tendenciales en las variables distorsiona por completo el cálculo de los coeficientes de correlación. Pensemos que, en tal situación, la media muestral no tiene un significado claro y, con ella, tampoco la tienen los estadísticos que, como la varianza o el coeficiente de correlación, la toman como referencia. Otra matización importante es que si, como parecen sugerir algunas nubes de puntos, se ha producido un cambio estructural en la relación entre variables a lo largo del período muestral, las correlaciones anteriores no tienen mucha justificación.

Los gráficos de tasas de variación anual muestran nuevamente una clara correlación positiva entre las variaciones anuales del consumo y la renta. También se aprecia una relación negativa entre el consumo y el precio, que permanecía enmascarada en las representaciones de las variables en niveles. Bien es cierto que la pendiente negativa de la relación entre estas variables está muy condicionada por los dos puntos de la nube que aparecen en el ángulo superior izquierdo, correspondientes a dos elevaciones importantes en el precio. La nube de puntos sugiere asimismo una posible relación negativa entre consumo y publicidad, aunque aún menos clara que en el caso del precio.

En el caso de la publicidad, hay nuevamente unas pocas observaciones que condicionan la posible pendiente negativa de dicha relación. Una relación negativa de estas características sería difícil de justificar. Una posibilidad es que la publicidad y el precio estuvieran positivamente correlacionados, posiblemente porque las compañías tabaqueras aumenten su esfuerzo en publicidad cuando elevan los precios del producto. En tal caso, la relación negativa entre variaciones de consumo y del precio se mostraría asimismo en una relación negativa entre variaciones anuales del consumo y la publicidad que no tendría, sin embargo, una interpretación causal.



Las regresiones que incorporan, alternativamente, cada una de las variables explicativas, sugieren un contenido informativo apreciable para la renta, cierto contenido informativo para el gasto en publicidad, y ninguno para el precio. Esto es lo que se infiere de examinar los coeficientes de determinación, la reducción en desviación típica (comparando la desviación típica del logaritmo del consumo, *SD dependent variable*, con la del término de error, *SE of regression*), el estadístico F de significación global y su valor *p*, o el estadístico *t* de Student de la pendiente de la regresión.

Estos resultados son relativamente coherentes con el análisis gráfico, excepto en lo que concierne a la relación entre consumo y precio, que no aparece en la nube de puntos. La cierta capacidad explicativa recogida en la regresión es la que aparecería en una línea recta ajustada a dicha nube de puntos. Parece bastante dudoso que queramos calificar dicho ajuste como correspondiente a un apreciable contenido informativo del precio sobre el consumo.

Dependent Variable: LCONSUMO

Sample: 1930 1978

Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.074	0.473	2.27	0.027
LRENTA	0.969	0.066	14.55	0.000
R-squared	0.818	Mean dependent var		7.942
Adjusted R-squared	0.814	S.D. dependent var		0.391

Solución al ejercicio sobre demanda de tabaco- Alfonso Novales

S.E. of regression	0.168	Akaike info criterion	-0.682
Sum squared resid	1.336	Schwarz criterion	-0.605
Log likelihood	18.71	F-statistic	211.60
Durbin-Watson stat	0.096	Prob(F-statistic)	0.000

Dependent Variable: LCONSUMO

Sample: 1930 1978

Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.852	2.750	2.127	0.039
LPRECIO	0.464	0.611	0.760	0.451

R-squared	0.012	Mean dependent var	7.942
Adjusted R-squared	-0.009	S.D. dependent var	0.391
S.E. of regression	0.393	Akaike info criterion	1.010
Sum squared resid	7.263	Schwarz criterion	1.087
Log likelihood	-22.75	F-statistic	0.577
Durbin-Watson stat	0.028	Prob(F-statistic)	0.451

Dependent Variable: LCONSUMO

Sample: 1930 1978

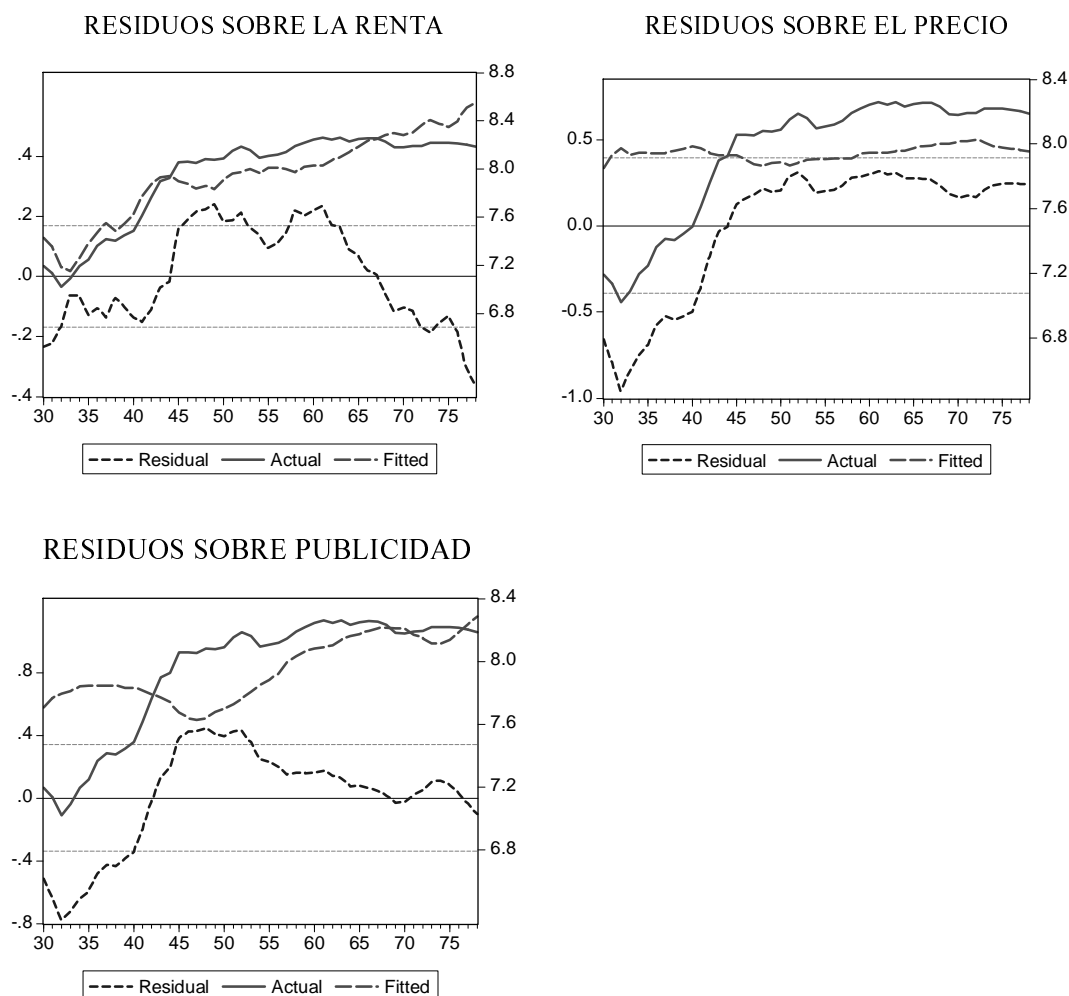
Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.639	0.088	86.82	0.000
LPUB	0.381	0.092	4.12	0.000

R-squared	0.266	Mean dependent var	7.942
Adjusted R-squared	0.250	S.D. dependent var	0.391
S.E. of regression	0.339	Akaike info criterion	0.714
Sum squared resid	5.397	Schwarz criterion	0.791
Log likelihood	-15.48	F-statistic	17.02
Durbin-Watson stat	0.043	Prob(F-statistic)	0.000

Los gráficos de residuos resultan bastante informativos: el consumo y la renta muestran un buen ajuste, que pudiera ser debido a una elasticidad renta significativa en el consumo de tabaco, o también a una evolución tendencial en ambas variables que pudiera deberse a causas distintas, pero que daría lugar a una relación en buena parte espuria. El gráfico temporal de tasas de variación que mostramos antes es relativamente tranquilizante acerca de una verdadera relación entre ambas variables. En todo caso, es muy evidente en la línea de residuos el deterioro que en esta relación se produjo a partir de 1960, aproximadamente, con una estabilización del consumo a pesar de la robusta evolución tendencial de la renta durante esos años.

Los residuos de la regresión del consumo sobre el precio ilustran la escasa capacidad explicativa de esta variable sobre el consumo, mientras que los residuos de la regresión sobre publicidad sugieren la posibilidad de que la aparente relación que entre ambas variables ha mostrado la regresión simple pueda deberse a la evolución tendencial que ambas variables comparten desde 1947, aproximadamente. De hecho, la regresión que se muestra tras los gráficos, que incorpora una tendencia como variable explicativa, asigna un coeficiente negativo a la publicidad, lo que sería difícilmente justificable, y sugiere que la aparente relación que entre ambas variables aparecía en la regresión simple inicial era, efectivamente, espuria. En los tres casos, la evidencia de autocorrelación residual es muy notable, como ilustran los valores numéricos del estadístico Durbin-Watson.



Por último, las regresiones siguientes muestran que hay un componente tendencial en el consumo de tabaco que no es explicado ni por la evolución de los precios, ni por la de la publicidad, por lo que, en ambos casos, está recogido en los residuos. Lo contrario ocurre con la renta que, como ya hemos visto en gráficos previos, explica bastante bien el comportamiento tendencial del consumo. De hecho, si se incorpora una tendencia lineal a la regresión que tiene esta variable como explicativa, la tendencia no parece añadir a la renta capacidad explicativa sobre el consumo de tabaco, mostrando indicios de no ser necesaria en la relación entre estas dos variables.

Lo contrario sucede si incorporamos la tendencia a las regresiones en logaritmos del consumo de tabaco sobre la publicidad o sobre el precio del tabaco. En la regresión sobre el gasto en publicidad, éste aparece con signo negativo, contrariamente a lo que podría esperarse, lo que sugiere una vez más que el contenido informativo que sobre el consumo pueda tener esta variable es un mero reflejo de su correlación positiva con el precio del tabaco.

Los coeficientes estimados de la tendencia son superiores al crecimiento medio estimado al comienzo para el consumo per cápita de tabaco como consecuencia de que las dos variables explicativas entran en el modelo con signo negativo, y han experimentado un crecimiento positivo durante el período muestral.

Dependent Variable: LCONSUMO

Sample: 1930 1978

Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.372967	0.046400	158.8999	0.0000
LPUB	-0.474984	0.079510	-5.973879	0.0000
TENDENCIA	0.037932	0.002950	12.85694	0.0000

R-squared	0.840182	Mean dependent var	7.942957
Adjusted R-squared	0.833233	S.D. dependent var	0.391376
S.E. of regression	0.159826	Akaike info criterion	-0.770186
Sum squared resid	1.175047	Schwarz criterion	-0.654361
Log likelihood	21.86957	F-statistic	120.9135
Durbin-Watson stat	0.097852	Prob(F-statistic)	0.000000

Dependent Variable: LCONSUMO

Sample: 1930 1978

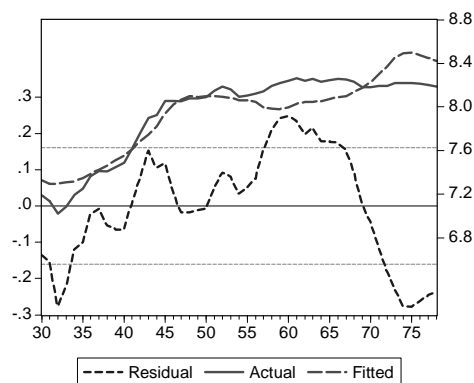
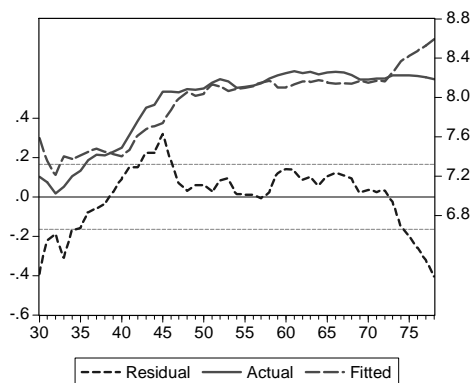
Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.61404	1.289263	11.33519	0.0000
LPRECIO	-1.631960	0.290931	-5.609447	0.0000
TENDENCIA	0.028293	0.001892	14.95453	0.0000

R-squared	0.831473	Mean dependent var	7.942957
Adjusted R-squared	0.824146	S.D. dependent var	0.391376
S.E. of regression	0.164123	Akaike info criterion	-0.717126
Sum squared resid	1.239078	Schwarz criterion	-0.601301
Log likelihood	20.56960	F-statistic	113.4765
Durbin-Watson stat	0.164038	Prob(F-statistic)	0.000000

RESIDUO SOBRE PRECIO Y TENDENCIA

RESIDUO SOBRE PUBLICIDAD Y TENDENCIA



2. A la vista del resultado que obtiene cuando considera el precio como la única variable explicativa, ¿qué tipo de bien diría que es la cajetilla de tabaco?

Si tuviéramos que juzgar por la elasticidad del modelo que tiene el precio como única variable explicativa tenemos una elasticidad positiva, contrariamente a lo que cabría esperar, con un estadístico t claramente inferior a los niveles críticos correspondientes a los niveles de significación habituales. Esto sugeriría que el tabaco es un bien de primera necesidad, cuyo consumo es inelástico a su precio. Por otra parte, su consumo parece ser claramente sensible a la renta.

3. Estime ahora un modelo con las tres variables explicativas. Discuta si, considerados individualmente, los coeficientes estimados en las tres variables explicativas son significativamente diferentes de cero. ¿Percibe alguna diferencia respecto de los modelos que estimó antes con cada una de las variables explicativas utilizada por sí sola?

Si efectuamos el análisis habitual de los estadísticos t de los coeficientes estimados en el modelo de regresión múltiple, diríamos que se han producido dos cambios importantes respecto

de las regresiones simples: mientras que la renta mantiene una elasticidad próxima a la unidad, el precio recibe una elasticidad negativa estadísticamente significativa, y la publicidad parece no contener información para explicar la evolución del consumo.

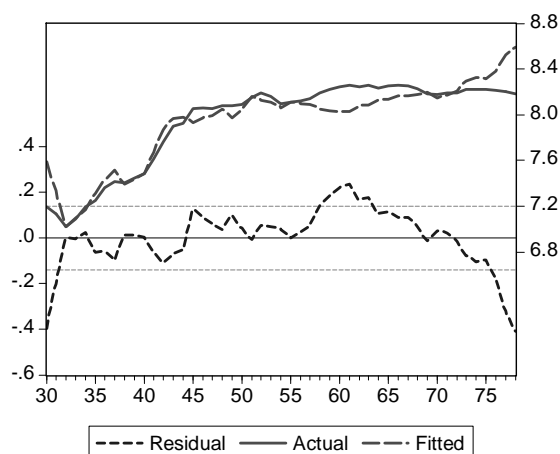
Dependent Variable: LCONSUMO

Sample: 1930 1978

Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.281	1.686	3.13	0.003
LRENTA	1.085	0.082	13.29	0.000
LPRECIO	-1.114	0.329	-3.39	0.001
LPUB	-0.008	0.075	-0.11	0.916

R-squared	0.881	Mean dependent var	7.943
Adjusted R-squared	0.873	S.D. dependent var	0.391
S.E. of regression	0.139	Akaike info criterion	-1.023
Sum squared resid	0.875	Schwarz criterion	-0.869
Log likelihood	29.08	F-statistic	111.00
Durbin-Watson stat	0.264	Prob(F-statistic)	0.000



Al hacer estas apreciaciones, no debe olvidarse nunca que con los estadísticos habituales, estaríamos evaluando si la variable explicativa asociada contiene información adicional a la ya incorporada por las restantes variables explicativas. En este sentido, y siempre que nos limitemos al uso de los estadísticos t , diríamos que el gasto en publicidad no contiene información sobre el consumo que no esté ya incorporada en la renta y el precio. Esto es coherente, por supuesto, con el análisis que antes hicimos sobre la estrecha relación positiva existente entre publicidad y precio.

También podríamos examinar la posible Normalidad del consumo de tabaco, dado que es una condición necesaria para que el estadístico t tenga la distribución t de Student. Sin embargo, la presencia de una evolución tendencial invalida los contrastes de Normalidad basados en el histograma de frecuencias de los valores de esta variable.

Habría que observar, asimismo, la existencia de importante autocorrelación, como refleja el estadístico Durbin-Watson, que hace que la estimación de la matriz de covarianzas de los coeficientes que proporcionan los programas estadísticos por defecto sea incorrecta. Por tanto, los estadísticos t proporcionados arriba no son correctos. Las expresiones habituales para las varianzas y covarianzas subestiman, generalmente las que corresponderían a la existencia de autocorrelación, por lo que los estadísticos t deberían ser, en general, inferiores a los antes presentados. En todo caso, la evidencia gráfica presentada sugiere que los resultados sobre la capacidad explicativa de cada una de las tres variables (renta, precio, publicidad) no variarían cualitativamente si dispusiéramos de una estimación adecuada de las desviaciones típicas del estimador de mínimos cuadrados. Cuando estimamos consistentemente la matriz de covarianzas de los estimadores de mínimos cuadrados de los coeficientes, tenemos:

Dependent Variable: LCONSUMO

Sample: 1930 1978

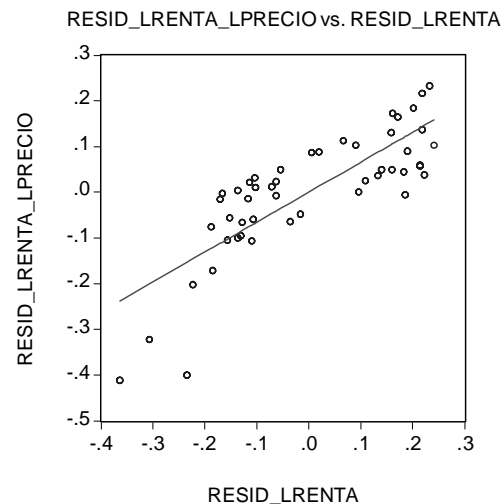
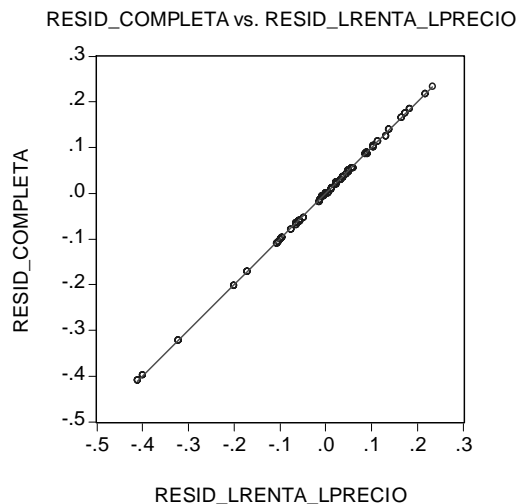
Included observations: 49

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

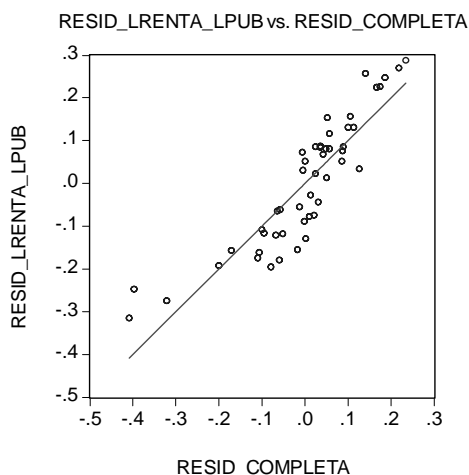
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	5.281	2.199	2.40	0.020
LRENTA	1.084	0.073	14.69	0.000
LPRECIO	-1.114	0.421	-2.64	0.011
LPUB	-0.008	0.091	-0.09	0.930

Por otro lado, los residuos son sólo algo menores que en la regresión que incluye únicamente la renta y el precio como variables explicativas. De hecho, la nube de puntos que se muestra a continuación, entre los residuos de ambas regresiones, apenas se separa de la bisectriz del cuadrante.



Esta observación confirma la ausencia de información en la variable publicidad *adicional* a la ya contenida en renta y precio (gráfico izquierdo). El coeficiente de correlación lineal entre los residuos de dicho gráfico es prácticamente 1,0. Lo contrario ocurre si comparamos los residuos de la regresión sobre la renta, únicamente, con los del modelo que añade el precio como variable explicativa. El coeficiente de correlación es ahora de 0,809. Esto sugiere que el precio incorpora información no contenida en la renta, por lo que las dos variables son precisas como explicativas.



Podríamos preguntarnos por la combinación restante: si el precio añade información a la contenida en precio y publicidad. La respuesta es positiva, como muestra la nube de puntos que compara los residuos de las regresiones que incorporan renta y publicidad, y se distinguen en la inclusión del precio. En definitiva, parece que, para explicar la evolución temporal del consumo, podemos prescindir del gasto en publicidad, pero no de la información contenida en el precio.

4. Contraste la hipótesis nula de elasticidad unitaria para la renta. Haga lo mismo para el precio relativo.

Consideramos la regresión con todas las variables explicativas. Nuevamente, habría que tener en cuenta que la existencia de autocorrelación hace incorrectas las desviaciones típicas

estimadas para los coeficientes del modelo. Vamos a ignorar, sin embargo, este importante efecto en los contrastes que llevamos a cabo en esta sección.

Contraste unilateral sobre la elasticidad-renta

Supongamos inicialmente que el contraste es unilateral:

$H_0 : \beta = 1$, frente a $H_1 : \beta < 1$. Nuestra estimación numérica es $\hat{\beta} = 1,085$ está fuera de la región crítica, por lo que mantenemos la hipótesis nula. En realidad, esto cabría esperar desde el principio: recordemos que para rechazar una hipótesis nula, es preciso que la evidencia muestral sea: i) contraria a la hipótesis nula, y ii) favorable a la hipótesis alternativa. En este caso, la estimación numérica del parámetro, superior a 1, es contraria a la hipótesis alternativa, por lo que la hipótesis nula no se rechazará a ningún nivel de significación en este contraste unilateral.

Sin embargo, únicamente como ilustración, vamos a caracterizar dicha región crítica como deberíamos hacer si hubiésemos obtenido una estimación dentro de la región definida por la hipótesis alternativa.

La región crítica para el rechazo de H_0 en el contraste unilateral anterior es $\hat{\beta} < \beta^*$, para un determinado β^* , $\beta^* < 1$. Por tanto, tenemos, para un nivel de significación del 5%, por ejemplo:

$$0,05 = P[\hat{\beta} < \beta^*] = P\left[\frac{\hat{\beta} - \beta^0}{DT(\hat{\beta})} < \frac{\beta^* - \beta^0}{DT(\hat{\beta})}\right] = P\left[\frac{\hat{\beta} - \beta^0}{DT(\hat{\beta})} \equiv t_{49-4} < -1,68\right]$$

Por tanto, hemos de resolver:

$$\frac{\beta^* - \beta^0}{DT(\hat{\beta})} = -1,68 \Rightarrow \beta^* = \beta^0 - 1,68 DT(\hat{\beta}) = 1 - 1,68 * 0,0816 = 1 - 0,137 = 0,863$$

estando definida, por tanto, la región crítica, mediante:

$$\text{Rechazar } H_0 : \beta = 1, \text{ frente a } H_1 : \beta < 1 \text{ si } \hat{\beta} < 0,863$$

Para calcular la potencia tenemos en cuenta que la región crítica está definida por el espacio fuera del intervalo $(-\infty; 0,863)$, por lo que,

$$\text{Potencia}(\beta) = P(\hat{\beta} \leq 0,863 / \beta) = P\left(\frac{\hat{\beta} - \beta}{0,0816} \leq \frac{0,863 - \beta}{0,0816} / \beta\right)$$

donde damos distintos valores al parámetro β . Así,

$$\text{Potencia}(0,90) = P(\hat{\beta} \leq 0,863 / \beta = 0,90) = P\left(\frac{\hat{\beta} - 0,90}{0,0816} \leq \frac{0,863 - 0,90}{0,0816}\right) = P(t_{45} \leq -0,45) = 0,36$$

$$\text{Potencia}(0,80) = P(\hat{\beta} \leq 0,863 / \beta = 0,80) = P\left(\frac{\hat{\beta} - 0,80}{0,0816} \leq \frac{0,863 - 0,80}{0,0816}\right) = P(t_{45} \leq 0,77) = 0,78$$

$$\text{Potencia}(0,75) = P(\hat{\beta} \leq 0,863 / \beta = 0,75) = P\left(\frac{\hat{\beta} - 0,75}{0,0816} \leq \frac{0,863 - 0,75}{0,0816}\right) = P(t_{45} \leq 1,38) = 0,91$$

que, como se aprecia, crece bastante rápidamente en cuanto nos separamos del valor teórico $\beta=1$. En consecuencia, podemos decir que el contraste es bastante potente, identificando fácilmente hipótesis nulas falsas como tales. Por ser un contraste unilateral, no tiene sentido

calcular el valor numérico de la función de potencia fuera del espacio paramétrico considerado en las hipótesis nula y alternativa, por lo que nos restringimos a valores de β por debajo de 1,0.

Contraste bilateral sobre la elasticidad-renta

Si el contraste fuera bilateral: $H_0 : \beta = 1$, frente a: $H_1 : \beta \neq 1$, la región de aceptación se determinaría:

$$0,95 = P[-\beta^* < \hat{\beta} < \beta^*] = P\left[\frac{-\beta^* - \beta^0}{DT(\hat{\beta})} < \frac{\hat{\beta} - \beta^0}{DT(\hat{\beta})} < \frac{\beta^* - \beta^0}{DT(\hat{\beta})}\right] = P\left[-2,02 < \frac{\hat{\beta} - \beta^0}{DT(\hat{\beta})} \equiv t_{49-4} < 2,02\right] =$$

$$= P[-2,02DT(\hat{\beta}) + \beta^0 < \hat{\beta} < 2,02DT(\hat{\beta}) + \beta^0] = P[0,827 < \hat{\beta} < 1,173]$$

Nuestra estimación numérica, $\hat{\beta} = 1,085$, cae dentro de dicha región, por lo que mantenemos la hipótesis nula de elasticidad unitaria.

Un modo alternativo de llevar a cabo el contraste bilateral consiste en estimar el modelo imponiendo la restricción de elasticidad unitaria para la renta, lo cual equivale a una regresión cuya variable dependiente es la diferencia entre los logaritmos del consumo de tabaco y la renta,

Dependent Variable: LCONSUMO-LRENTA

Sample: 1930 1978

Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.277	1.389	4.52	0.000
LPRECIO	-1.211	0.315	-3.84	0.000
LPUB	0.045	0.055	0.83	0.412
R-squared	0.332	Mean dependent var		0.857
Adjusted R-squared	0.303	S.D. dependent var		0.167
S.E. of regression	0.139	Akaike info criterion		-1.040
Sum squared resid	0.896	Schwarz criterion		-0.925
Log likelihood	28.50	F-statistic		11.44
Durbin-Watson stat	0.251	Prob(F-statistic)		0.000

a partir de la cual podemos construir el estadístico F habitual:

$$\frac{SCR - SCSR}{SCSR} \frac{gdl}{q} = \frac{0,8963 - 0,8753}{0,8753} \frac{45}{1} = 1,080$$

que es inferior al nivel crítico de las tablas de la distribución $F_{1,45}$ a los niveles de significación habituales.

También podríamos haber calculado el valor del estadístico t para el contraste de esta hipótesis nula:

$$\frac{\hat{\beta} - \beta}{DT(\hat{\beta})} = \frac{1,0849 - 1,0}{0,0816} = 1,040$$

con distribución t_{45} . El valor numérico del estadístico F (1,080) es el cuadrado del estadístico t (1,040) como siempre ha de ocurrir, pues son dos modos equivalentes de resolver el contraste de hipótesis sobre un coeficiente individual.

El valor- p de este contraste es la probabilidad de encontrar una evidencia muestral más desfavorable a la hipótesis nula que la que hemos obtenido, bajo el supuesto de que la hipótesis nula sea cierta. Por tanto, siendo un contraste bilateral,

$$p\text{-valor} = 1 - P(0,9151 \leq \hat{\beta} \leq 1,0849 / H_0 \text{ cierta}) = 1 - P\left(\frac{0,9151-1}{0,0816} \leq t_{45} \leq \frac{1,0849-1}{0,0816} / \beta = 1\right) \\ = 1 - P(-1,040 \leq t_{45} \leq 1,040) = 1 - 0,67 = 0,33$$

que también puede calcularse, $p\text{-valor} = P(|t_{45}| > 1,040) = 0,33$

Para calcular la potencia tenemos en cuenta que la región crítica está definida por el espacio fuera del intervalo (0,827; 1,173), por lo que,

$$Potencia(\beta) = 1 - P\left(0,827 \leq \hat{\beta} \leq 1,173 / \beta\right) = 1 - P\left(\frac{0,827-\beta}{0,0816} \leq \frac{\hat{\beta}-\beta}{0,0816} \leq \frac{1,173-\beta}{0,0816} / \beta\right)$$

donde damos distintos valores al parámetro β . Así,

$$Potencia(1,25) = 1 - P\left(\frac{0,827-1,25}{0,0816} \leq t_{45} \leq \frac{1,173-1,25}{0,0816}\right) = 1 - P(-5,18 \leq t_{45} \leq -0,94) = 0,82$$

$$Potencia(1,50) = 1 - P\left(\frac{0,827-1,5}{0,0816} \leq t_{45} \leq \frac{1,173-1,5}{0,0816}\right) = 1 - P(-8,25 \leq t_{45} \leq -4,01) = 1 - 0,0 = 1,0$$

$$Potencia(0,75) = 1 - P\left(\frac{0,827-0,75}{0,0816} \leq t_{45} \leq \frac{1,173-0,75}{0,0816}\right) = 1 - P(0,94 \leq t_{45} \leq 5,18) = 0,82$$

Como debe suceder, la función de potencia de un contraste bilateral es simétrica alrededor del valor numérico contenido en la hipótesis nula. Por otro lado, vemos que el contraste es relativamente potente alrededor de $\beta=1$.

Contraste sobre la elasticidad-precio

Un análisis similar puede utilizarse para contrastar si la elasticidad precio es unitaria, en valor absoluto. La primera observación es que, dada nuestra estimación, la hipótesis nula no se rechazará a ningún nivel de significación en un contraste unilateral que contemple una elasticidad inferior a 1 como alternativa, pues la evidencia muestral, resumida en la estimación numérica, sería contraria a dicha hipótesis alternativa. En segundo lugar, dado que la elasticidad precio se ha estimado con no muy alta precisión, y el valor estimado no es muy distinto de 1, la hipótesis nula tampoco se rechazará en un contraste bilateral. Multiplicada por el valor de la tabla de la distribución t de Student, 2,02, la desviación típica de 0,329 genera un intervalo del 95% alrededor del valor teórico de $-1,0$, que es suficientemente amplio como para contener a la estimación numérica $\hat{\beta} = -1,1143$, manteniéndose la hipótesis nula también en este contraste. También en este caso podrían utilizarse directamente los estadísticos t y F .

5. Las compañías tabaqueras suelen argumentar que la publicidad no contribuye a aumentar el consumo, sino sólo a redistribuir éste entre las distintas marcas. A la vista de sus estimaciones ¿qué opinaría al respecto?

La aparente ausencia de contenido informativo en el gasto en publicidad, adicional al incluido en las variables renta y precio, para explicar el gasto en consumo de tabaco, es consistente con el argumento de las empresas tabaqueras, acerca de que la publicidad puede hacer que el consumidor cambie de marca, pero no afecta al consumo total de tabaco.

6. En 1953, la American Cancer Society y el British Medical Research Council emitieron sendos informes que mostraban cómo las tasas de mortalidad eran más elevadas entre fumadores. En 1964, el US General Surgeon Report concluía que fumar cigarrillos estaba ligado al cáncer de laringe. Discuta si existe evidencia en los datos de que dispone acerca de que cada uno de estos sucesos haya podido producir un descenso en el consumo de cigarrillos.

Estimamos nuevamente el modelo completo, incorporando variables ficticias, D53 y D64, que toman el valor 1 desde 1953 y 1964 en adelante, respectivamente.

Dependent Variable: LCONSUMO

Sample: 1930 1978

Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.794	1.693	1.06	0.295
LRENTA	1.140	0.092	12.36	0.000
LPRECIO	-0.413	0.324	-1.27	0.209
LPUB	-0.126	0.105	-1.20	0.236
D53	0.190	0.088	2.15	0.036
D64	-0.218	0.079	-2.75	0.008

R-squared	0.916	Mean dependent var	7.942
Adjusted R-squared	0.907	S.D. dependent var	0.391
S.E. of regression	0.119	Akaike info criterion	-1.301
Sum squared resid	0.611	Schwarz criterion	-1.070
Log likelihood	37.89	F-statistic	94.88
Durbin-Watson stat	0.374	Prob(F-statistic)	0.000

La capacidad explicativa de ambas variables parece clara, habiéndose reducido la desviación típica estimada del término de error en un 15%, aunque con un aumento de tan sólo un 4% en el coeficiente de determinación ajustado.

Es más revelador examinar los residuos obtenidos incluyendo u omitiendo las variables ficticias, y estos parecen suficientemente diferentes como para mantener estas variables en el modelo, desde el punto de vista estadístico [No mostramos este gráfico]. Sin embargo, el signo positivo estimado para el coeficiente de D53 no tiene justificación, por lo que parece razonable afirmar que no existe evidencia en la muestra acerca de que el informe de dicho año haya tenido un efecto negativo sobre el consumo de tabaco, mientras que hay evidencia consistente con el hecho de que el informe de 1964 pudiera haber tenido dicho efecto.

Estimamos, por tanto, el modelo:

Dependent Variable: LCONSUMO

Sample: 1930 1978

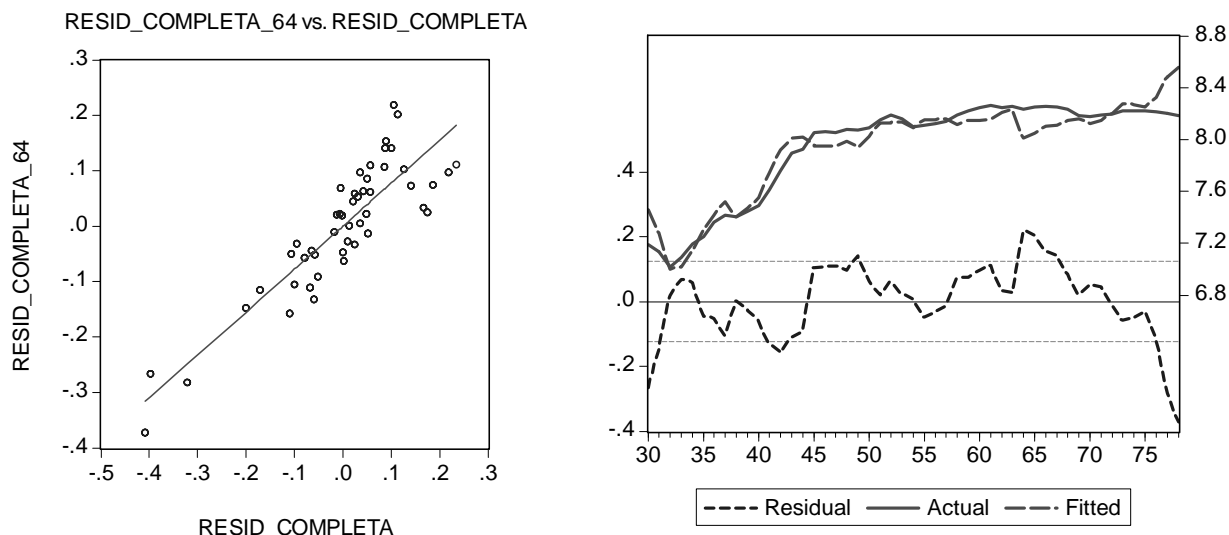
Modelo: COMPLETA_64

Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.973	1.760	1.12	0.268
LRENTA	1.236	0.083	14.72	0.000
LPRECIO	-0.609	0.324	-1.87	0.067
LPUB	0.049	0.069	0.71	0.481
D64	-0.277	0.077	-3.58	0.001

R-squared	0.907	Mean dependent var	7.942
Adjusted R-squared	0.899	S.D. dependent var	0.391
S.E. of regression	0.124	Akaike info criterion	-1.239
Sum squared resid	0.677	Schwarz criterion	-1.046
Log likelihood	35.37	F-statistic	108.44
Durbin-Watson stat	0.362	Prob(F-statistic)	0.000

Como muestra la nube de puntos siguiente, los residuos de esta última regresión, incorporando únicamente la variable ficticia correspondiente a 1964, presentan suficientes diferencias con los de la regresión sin variables ficticias como para mantener a esta variable en el modelo. El coeficiente de correlación entre ambos conjuntos de residuos es de 0,880. Sin embargo, es evidente en el gráfico de residuos el mal ajuste del modelo a partir de 1970.



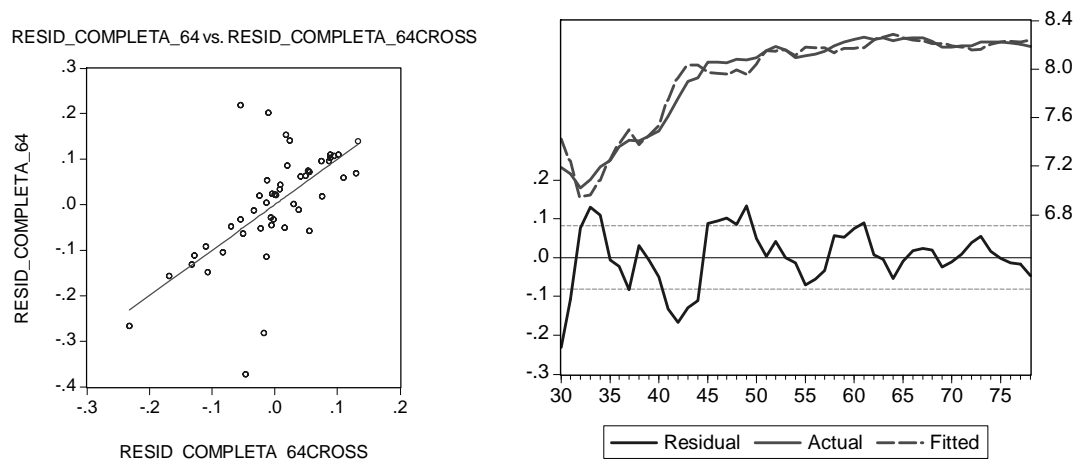
Como puede verse, la elasticidad precio es muy sensible a estos cambios de especificación, debido a la reducida precisión con que se estima dicho parámetro. Este último modelo sugiere que los informes mencionados tuvieron un efecto reductor del consumo. Este modelo predice que dados unos determinados precios, renta y gasto en publicidad, el consumo de tabaco era menor después de 1964 que antes de dicha fecha, en igualdad de condiciones, lo que podría estar producido por la publicación del informe del US General Surgeon.

Efectos de los informes publicados sobre las elasticidades : Si detecta evidencia acerca de un posible cambio estructural a partir de alguna de estas fechas, estime un modelo que permita la variación en la elasticidad-renta a partir de dicha fecha. ¿Mejora este aspecto el ajuste del modelo?

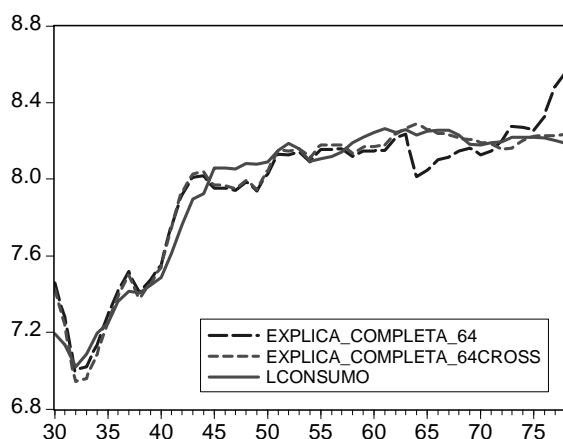
De hecho, todavía podemos estimar un modelo interesante, que recoge no sólo el tipo de descenso descrito en el consumo de tabaco, sino también una menor elasticidad renta a partir de 1964. De hecho, el modelo es consistente con una elasticidad renta superior a 1 antes de 1964, siendo prácticamente nula a partir de dicho año:

Dependent Variable: LCONSUMO		Modelo: COMPLETA_64CROSS		
Sample: 1930 1978		Included observations: 49		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.264	1.154	1.09	0.279
LRENTA	1.332	0.056	23.68	0.000
LPRECIO	-0.599	0.212	-2.82	0.007
LPUB	0.043	0.045	0.96	0.339
D64	0.958	1.451	7.55	0.000
D64*LRENTA	-1.508	0.194	-7.74	0.000
R-squared	0.961	Mean dependent var	7.942	
Adjusted R-squared	0.957	S.D. dependent var	0.391	
S.E. of regression	0.081	Akaike info criterion	-2.072	
Sum squared resid	0.282	Schwarz criterion	-1.841	
Log likelihood	56.78	F-statistic	215.13	
Durbin-Watson stat	0.640	Prob(F-statistic)	0.000	

Los residuos de este modelo presentan diferencias muy significativas en el ajuste, en algunos años concretos, respecto del modelo que incluye la variable ficticia D64 por sí sola [ver gráfico siguiente]. Por otra parte, el gráfico de residuos muestra un ajuste mucho mejor de este último modelo, que permite variabilidad temporal en la elasticidad-renta, en la última parte de la muestra. La comparación de este modelo con el anterior puede suscitar ciertas dudas, al apreciar un coeficiente positivo para la variable ficticia D64. Ello no debe interpretarse necesariamente, sin embargo, como si el consumo hubiera aumentado a partir de dicha fecha, ya que a partir de 1964, el modelo también predice una elasticidad-renta muy inferior.



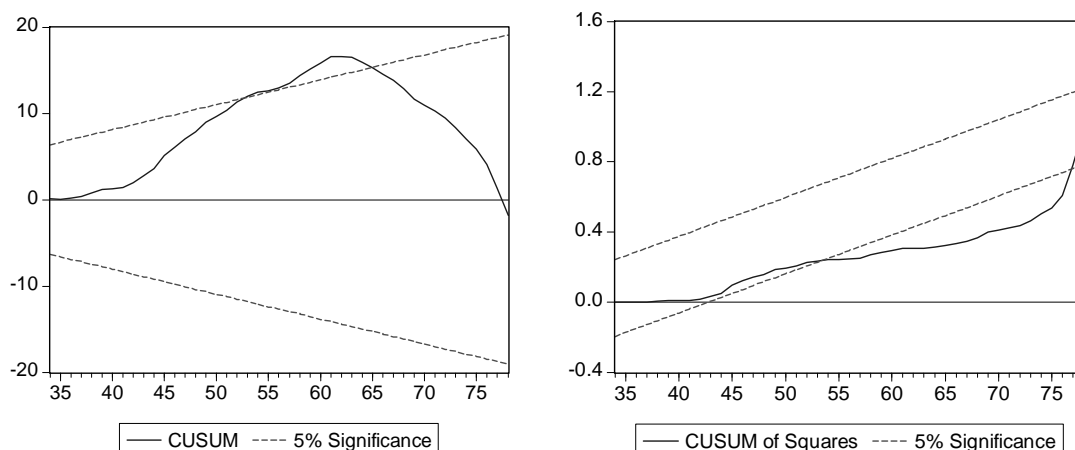
De hecho el gráfico siguiente presenta la serie de consumo junto con las series de consumo ajustadas por las dos últimas regresiones.



Puede observarse que: i) las series ajustadas son prácticamente coincidentes hasta 1964, ii) la última regresión estimada, que permite variación en la elasticidad-renta, ajusta mucho mejor la evolución observada del consumo de tabaco a partir de 1970 que la regresión previa, iii) esta regresión presenta una reducción en la desviación típica residual claramente superior a la de los demás modelos estimados, iv) a pesar del coeficiente positivo de la variable D64 en la regresión con el efecto cruzado sobre la elasticidad-renta, el consumo explicado es inferior al explicado por la regresión sin este efecto cruzado, v) los residuos del modelo no presentan ninguna tendencia que pueda sugerir algún efecto adicional omitido, vi) todo parece indicar que el gasto en publicidad podría omitirse del modelo sin afectar a la capacidad explicativa del mismo. Esto no es irrelevante, pues sugiere que la evidencia muestral sería consistente con el argumento esgrimido por las compañías tabaqueras en defensa de sus campañas publicitarias.

Cambio estructural: un análisis general

Los gráficos correspondientes a los tests CUSUM y CUSUMSQ son interesantes en este caso. Aparentemente, reflejan estabilidad paramétrica al final de la muestra. En realidad, lo que ilustran es que el consumo de tabaco era sistemáticamente superior a lo previsto por el modelo desde un punto temprano en la muestra. Asimismo, se aprecia cómo este efecto quedaba compensado por la desviación sistemática, en dirección opuesta, en algún punto entre 1965-1970.



La evidencia contraria a la estabilidad paramétrica es bastante aparente a lo largo de toda la muestra, como sugiere el contraste de Chow aplicado a posibles puntos de ruptura en 1954, 1965 ó 1971.

Una vez estimada la regresión que explica el logaritmo del consumo de tabaco por los logaritmos de la renta, precio y gasto en publicidad, además de una constante, podemos solicitar de EVIEWS el contraste de Chow con punto de ruptura a partir de 1964 (View-Stability test-Chow's breakpoint test), dándonos un estadístico de 22,75, con valor-p de 0,000. Por tanto, se rechaza la hipótesis de ausencia de ruptura a partir de dicho año, y pasamos a creer que hubo un cambio estructural significativo. Por supuesto, la misma evidencia podría obtenerse para otras fechas.

El estadístico resulta de estimar el modelo con las submuestras 1930-1963 y 1964-1978. Las Sumas de cuadrados de residuos son de 0,267 y 0,005, respectivamente, mientras que la Suma de cuadrados de residuos obtenida con la muestra completa es de 0,875. Esta última es la Suma de cuadrados del modelo restringido, mientras que la Suma de cuadrados del modelo sin restringir es el agregado de las dos anteriores, 0,271855. El estadístico de contraste es,

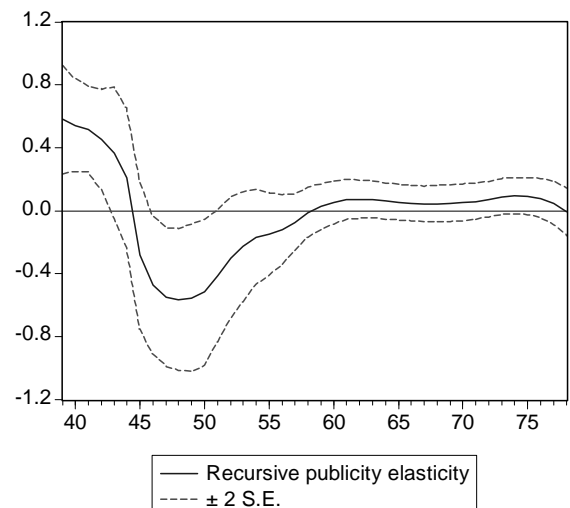
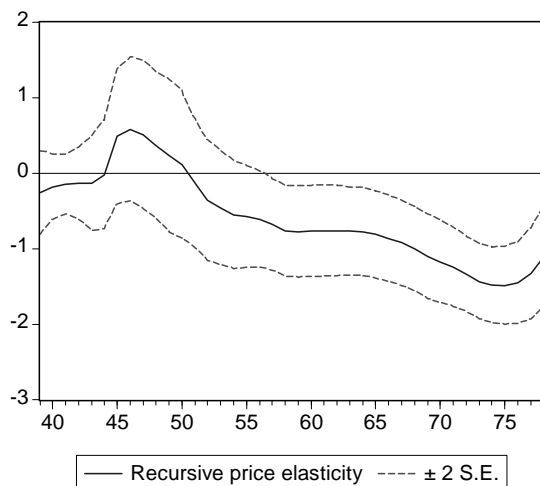
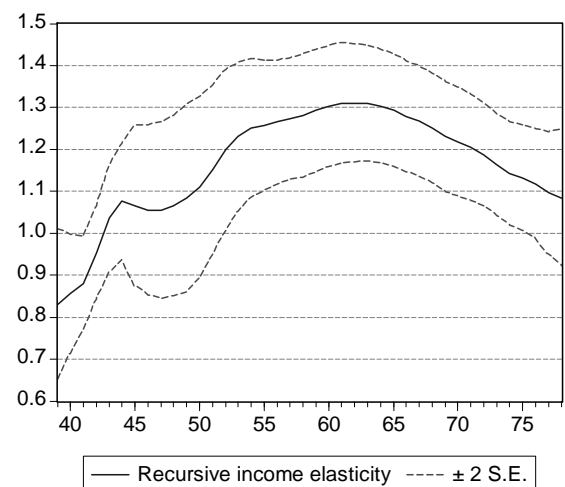
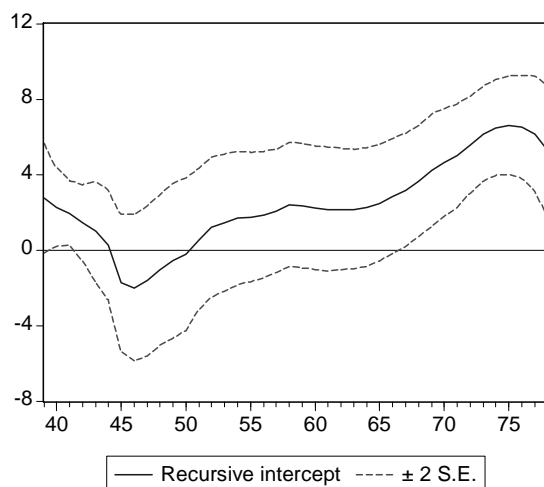
$$F_{4,41} = \frac{SCRR - SCSR}{SCSR} \frac{T - 2k}{k} = \frac{0,875 - 0,272}{0,272} \frac{49 - 8}{4} = 22,75$$

el mismo valor proporcionado por EVIEWS.

Un modo alternativo, y equivalente, de llevar a cabo el contraste de cambio estructural global, consiste en estimar el modelo añadiendo una sola vez, con toda la muestra, introduciendo como variables explicativas la variable ficticia D64, así como su producto con cada una de las tres variables explicativas no constantes, renta, precio y gasto en publicidad, todas en logaritmos. La suma de cuadrados de residuos de este modelo no restringido es 0,272, igual, salvo aproximaciones numéricas, a la del modelo no restringido anterior, que consistía en estimar la regresión con dos submuestras, sin utilizar la variable ficticia D64. La versión restringida de este modelo fijaría igual a cero los coeficientes del vector de variables que hemos añadido utilizando D64. Dicho modelo restringido es, por tanto, la regresión que ya conocemos, con Suma de cuadrados igual a 0,875. En consecuencia, si construimos el estadístico de Chow, obtendremos exactamente el mismo valor numérico de antes.

El ejercicio podría repetirse para los puntos de ruptura mencionados, 1954y 1971.

Pasamos ahora a examinar la evidencia a favor de estabilidad estructural a partir de la estimación recursiva de los parámetros, especialmente las elasticidades renta y precio. Debe apreciarse que la hipótesis es ahora distinta de la anterior. Con el test de Chow contemplamos una posible fecha de cambio, pero mantenemos el supuesto de que el modelo habría sido estable antes de dicho punto, y también después de dicha fecha. Al efectuar esta estimación, observamos que la elasticidad de la publicidad se estabiliza pronto en trono a un valor reducido, mientras que la constante juega su habitual papel de ajustar las medias muestrales a ambos lados del modelo de regresión. La elasticidad-renta se elevó por encima de 1,0 durante los años 60, pero experimentó un claro descenso en la última parte de la muestra, coincidiendo con la publicación de los informes que se mencionan en el enunciado. Esta es otra evidencia acerca de un cambio en los determinantes del consumo, adicional a la obtenida al estimar el modelo con un efecto cruzado de la variable ficticia sobre esta elasticidad.



7. En 1970 se aprobó la legislación que obligaba a las compañías a escribir en los paquetes de tabaco mensajes de advertencia contra los peligros del tabaco. Discuta si cree que hay en estos datos alguna evidencia acerca de que dicha legislación haya podido influir sobre el consumo de tabaco.
- Examine los residuos correspondientes al período 1970-1978 y analice si el modelo estimado comete algún sesgo sistemático al ajustar los datos de consumo de cigarrillos de dicho período

- Para ello, puede comparar las estimaciones numéricas de los coeficientes que obtenga para el período 1930-1970, con las que obtenga para todo el período, 1930-1978.

Como ya comentamos antes, el modelo estimado sin permitir variabilidad temporal en la elasticidad renta mostraba un mal ajuste a partir de 1970. De hecho, se observaba una sucesión de residuos crecientemente negativos, reflejando que el consumo de tabaco quedaba esos años crecientemente por debajo de la previsión del modelo. Esta es una primera evidencia a favor de un cambio a partir de 1970 en la estructura de consumo de tabaco recogida en dicho modelo.

En el modelo que permite variabilidad temporal en la elasticidad-renta no se observa un comportamiento especialmente diferente de los residuos a partir de 1970 que sugiera la necesidad de incorporar información adicional en el modelo. Si se estima el modelo con datos para 1930-1969 tenemos unas estimaciones bastante similares a las obtenidas con la muestra completa, si bien hay variaciones en los coeficientes que antes se estimaban con menos precisión:

Dependent Variable: LCONSUMO

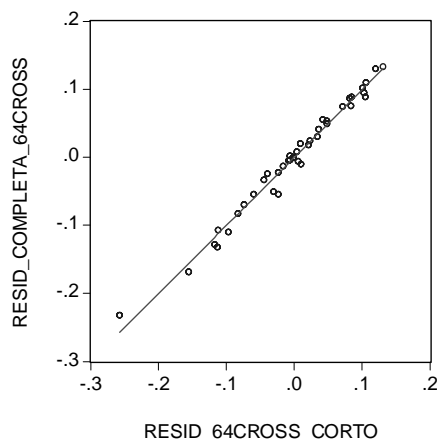
Sample: 1930 1969

Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.156	.489	.44	.156
LRENTA	1.310	.064	0.20	.000
LPRECIO	-0.767	.275	2.78	.008
LPUB	0.070	.055	.28	.206
D64	8.153	.920	.65	.106
D64*LRENTA	-1.128	.667	1.69	.100

R-squared	0.959123	Mean dependent var	7.884588
Adjusted R-squared	0.953111	S.D. dependent var	0.411642
S.E. of regression	0.089136	Akaike info criterion	-1.859820
Sum squared resid	0.270139	Schwarz criterion	-1.606488
Log likelihood	43.19639	F-statistic	159.5507
Durbin-Watson stat	0.677565	Prob(F-statistic)	0.000000

RESID_COMPLETA_64CROSS vs. RESID_64CROSS_CORTO



Para contrastar la similitud entre ambas estimaciones, podemos comparar los residuos que para el período común, 1930-1969, generan ambas regresiones, la estimada con la muestra completa, y la estimada con dicha submuestra. El gráfico muestra la práctica coincidencia de ambos conjuntos, mostrando así la similitud de ambos modelos.

8. Contraste formalmente la estabilidad del modelo estimado de demanda de cigarrillos a lo largo del período 1970-1978.

Si todavía quisiéramos efectuar un contraste formal de dicha hipótesis, deberíamos agregar a la suma de cuadrados de residuos del período 1930-1969, 0,2701, la correspondiente

al período 1970-1978, pero esta última es prácticamente nula, como consecuencia de contar con sólo 5 grados de libertad (las variables D64 y D64**lrenta* han de omitirse en esta submuestra, pues coinciden con la constante y *lrenta*, respectivamente). En consecuencia, el estadístico *F* habitual, bajo el supuesto de Normalidad del termino de error, es:

$$\frac{SCRR - SCRSR}{SCRSR} \frac{\text{grados de libertad } MSR}{\text{número restricciones}} = \frac{0,2826 - 0,2701}{0,2701} \frac{33}{6} = 2,45$$

que habría que comparar con los niveles críticos de la distribución $F_{6,33}$, que son 2,42 al 5% de significación, y 3,47 al 1% de significación. La igualdad de coeficientes se rechazaría al 5%, si bien marginalmente, pero no al 1%, generando un conflicto bastante habitual en el trabajo con datos económicos. Sin embargo, la comparación de residuos que antes mostramos es bastante concluyente respecto a la estabilidad de los coeficientes antes y después de 1970.

Nota 1:

La conclusión podría ser diferente si no hubiéramos contemplado la posibilidad de que la elasticidad renta hubiera variado después de 1964. En efecto, de no hacerlo, habríamos tenido una suma de cuadrados de residuos de 0,6771 (ver modelo antes estimado) para la muestra completa, y de 0,2928 para la submuestra 1930-1969:

Dependent Variable: LCONSUMO

Sample: 1930 1969

Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.794146	1.478589	1.889738	0.0671
LRENTA	1.290493	0.065457	19.71501	0.0000
LPRECIO	-0.881138	0.274641	-3.208332	0.0029
LPUB	0.082066	0.056054	1.464051	0.1521
D64	-0.161544	0.061791	-2.614359	0.0131

R-squared	0.955688	Mean dependent var	7.884588
Adjusted R-squared	0.950624	S.D. dependent var	0.411642
S.E. of regression	0.091470	Akaike info criterion	-1.829144
Sum squared resid	0.292836	Schwarz criterion	-1.618034
Log likelihood	41.58287	F-statistic	188.7134
Durbin-Watson stat	0.687713	Prob(F-statistic)	0.000000

Nuevamente, la suma de cuadrados de residuos para el modelo estimado en 1970-1978 es prácticamente nula (hay que omitir la variable D64 en este caso). El estadístico *F* sería ahora,

$$\frac{SCRR - SCRSR}{SCRSR} \frac{\text{grados de libertad } MSR}{\text{número restricciones}} = \frac{0,6771 - 0,2928}{0,2928} \frac{34}{5} = 8,93$$

que excede claramente de los niveles críticos de la distribución $F_{5,34}$ a niveles de significación del 5% y 1%, que son 2,49 y 3,60, respectivamente. Concluiríamos así que se produjo un descenso en el consumo de tabaco a partir de 1970, posiblemente como consecuencia de la legislación citada.

El lector debe escoger entre las dos conclusiones presentadas:

- A) *El informe de 1964 redujo el consumo de tabaco a la vez que la elasticidad-renta, pero no se produjo un descenso adicional con la legislación anti-publicidad de 1970*

- B) El informe de 1964 redujo el consumo de tabaco sin afectar a la elasticidad-renta, y se produjo un descenso adicional en el consumo con la legislación anti-publicidad de 1970

9. Tratamiento de la autocorrelación residual

La existencia de autocorrelación en los residuos de los modelos estimados puede sugerir la estimación por mínimos cuadrados generalizados. EVIEWS dispone de una rutina para estimar el modelo de regresión transformado, incorporando la restricción que surge de la existencia de autocorrelación. Suponiendo una estructura AR(1) para los residuos, se tiene:

Dependent Variable: LCONSUMO

Sample(adjusted): 1931 1978 Included observations: 48 after adjusting endpoints

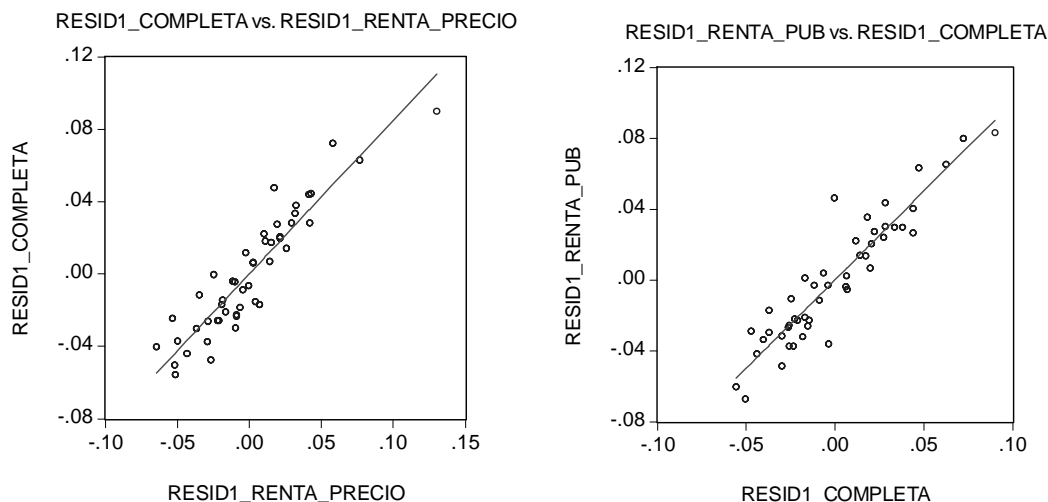
Convergence achieved after 11 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.273383	1.050153	6.926019	0.0000
LRENTA	0.390667	0.089839	4.348497	0.0001
LPRECIO	-0.359289	0.140726	-2.553105	0.0143
LPUB	-0.188786	0.070776	-2.667379	0.0107
AR(1)	0.943380	0.017527	53.82330	0.0000
R-squared	0.992242	Mean dependent var	7.958598	
Adjusted R-squared	0.991520	S.D. dependent var	0.379725	
S.E. of regression	0.034967	Akaike info criterion	-3.770505	
Sum squared resid	0.052575	Schwarz criterion	-3.575588	
Log likelihood	95.49212	F-statistic	1374.940	
Durbin-Watson stat	1.792893	Prob(F-statistic)	0.000000	

donde AR(1) denota el coeficiente autorregresivo que se ha utilizado para cuasi-diferenciar las variables en la estimación de mínimos cuadrados.

Hay que tener cuidado, sin embargo, con la interpretación de resultados, porque los estadísticos que se presentan bajo la regresión se han calculado con las innovaciones del modelo original, es decir, con los residuos del modelo transformado. En realidad, el ajuste no es tan bueno como sugiere el R^2 , ni la reducción en desviación típica residual tan grande como sugiere el *SE of regression*. Por el contrario, las desviaciones típicas estimadas en esta última regresión serían más adecuadas, por cuanto que la evidencia de autocorrelación residual es ahora muy débil. De acuerdo con las mismas, y examinando únicamente los estadísticos *t* de Student, podríamos pensar que todas las variables tienen contenido informativo sobre el gasto en consumo, ya que sus coeficientes aparecen como estadísticamente significativos.

Para analizar el contenido informativo o capacidad explicativa de cada variable, efectuamos ahora un análisis similar al de secciones previas, pero teniendo en cuenta esta vez la presencia de autocorrelación. Las nubes de puntos que se muestran a continuación comparan los residuos obtenidos estimando distintas regresiones con una estructura autoregresiva de primer orden para el término de error. La nube de puntos a la izquierda proporciona información sobre si la publicidad añade información a la proporcionada por la renta y el precio, mientras que la nube de puntos de la derecha analiza si el precio añade información al par de variables formado por la renta y el gasto en publicidad. El coeficiente de correlación lineal entre las dos series de residuos que aparecen en ambos gráficos es de 0,924 y 0,931, respectivamente, sugiriendo que ambas variables añaden algo de información al par de variables incluido en la regresión de referencia.



Sin embargo, al igual que sucedía en alguna regresión anterior, el signo negativo del coeficiente de la variable publicidad no tiene justificación, y debe achacarse a su correlación positiva con el precio, por lo que es preferible excluir dicha variable del modelo. La estimación resultante es:

Dependent Variable: LCONSUMO

Sample(adjusted): 1931 1978 Included observations: 48 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 10 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.873487	1.073468	7.334625	0.0000
LRENTA	0.363572	0.093970	3.869041	0.0004
LPRECIO	-0.511098	0.141396	-3.614646	0.0008
AR(1)	0.930742	0.020679	45.00830	0.0000

R-squared	0.991	Mean dependent var	7.958
Adjusted R-squared	0.990	S.D. dependent var	0.379
S.E. of regression	0.037	Akaike info criterion	-3.646
Sum squared resid	0.062	Schwarz criterion	-3.490
Log likelihood	91.51	F-statistic	1587.35
Durbin-Watson stat	1.602	Prob(F-statistic)	0.000

Como puede verse, esta estimación corrige, aunque no elimina, la evidencia de autocorrelación residual. Esto puede deberse a que la estructura de autocorrelación es de orden superior a un retardo.

De acuerdo con esta estimación, rechazaríamos las hipótesis de elasticidades unitarias, en valor absoluto, tanto para la renta como para el precio.

Para conocer las implicaciones de estos modelos estimados con la corrección por autocorrelación, hemos de llevar los coeficientes a las variables originales, lo que genera un ajuste muy pobre en la primera parte de la muestra [EXPLICA_AR(1) en el gráfico que aparece más abajo].

Una alternativa consiste en transformar las variables tomando cuasidiferencias,

$y_t^* = y_t - \hat{\rho}y_{t-1}$, $x_t^* = x_t - \hat{\rho}x_{t-1}$, utilizando la estimación del parámetro autoregresivo de primer orden de los residuos, ρ , que puede obtenerse a partir del estadístico Durbin-Watson, por ejemplo. Alternativamente, podrían utilizarse los residuos del modelo estimado con las variables originales, para estimar el parámetro ρ en, $\hat{u}_t = \rho\hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$.

Este procedimiento es el seguido por EVIEWS, con la diferencia de que EVIEWS realiza varias iteraciones (10 en la regresión anterior) hasta eliminar cualquier evidencia de autocorrelación residual.

La regresión estimada con las variables transformadas del modo descrito, es:

Dependent Variable: LCONSTR

Modelo: TRANSF_AR1

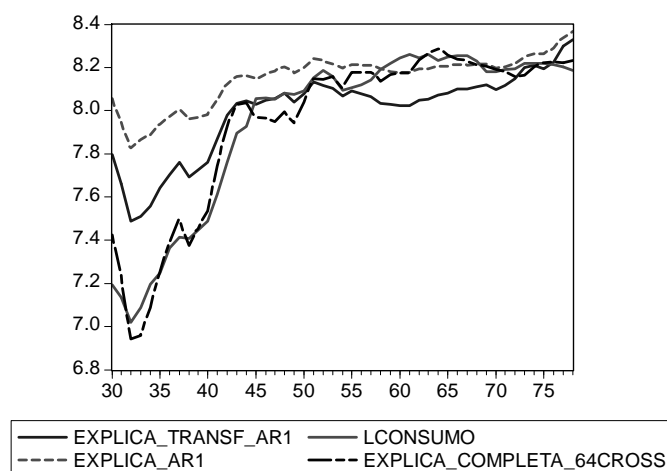
Sample(adjusted): 1931 1978

Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.075	0.227	4.720	0.000
LRENTATR	0.641	0.090	7.078	0.000
LPRECIOTR	-0.497	0.190	-2.610	0.012
LPUBTR	-0.068	0.067	-1.018	0.314

R-squared	0.653	Mean dependent var	1.505
Adjusted R-squared	0.629	S.D. dependent var	0.075
S.E. of regression	0.045	Akaike info criterion	-3.255
Sum squared resid	0.091	Schwarz criterion	-3.099
Log likelihood	82.13	F-statistic	27.60
Durbin-Watson stat	1.131	Prob(F-statistic)	0.000

El estadístico Durbin-Watson muestra que, al no efectuar iteraciones, la corrección no elimina por completo la autocorrelación residual.¹



Quizá lo más sorprendente, sin embargo, es que a) el ajuste de este último modelo [explica_transf_ar(1)] no es tan malo como el que proporciona la estimación del modelo no lineal de autocorrelación de EVIEWS (explica_ar1), y que b) el ajuste es peor que el que proporciona la estimación del modelo ignorando la autocorrelación residual (explica_completa_64cross).

Puesto que todavía existe autocorrelación en los residuos, podríamos considerar la estimación bajo el supuesto de una estructura autoregresiva de orden 2 para los residuos del modelo con las variables originales $\hat{u}_t = \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \varepsilon_t$

Si efectuamos una transformación de las variables originales mediante el modelo autoregresivo de orden 2 estimado para los residuos del modelo en las variables originales, $y_t^* = y_t - \hat{\rho}_1 y_{t-1} - \hat{\rho}_2 y_{t-2}$, $x_t^* = x_t - \hat{\rho}_1 x_{t-1} - \hat{\rho}_2 x_{t-2}$, con las que estimamos el modelo:

¹ Debe notarse que EVIEWS proporciona la media y la desviación típica de la variable transformada (lconstr), a diferencia de lo que sucede en la estimación con corrección autoregresiva programada en EVIEWS, que muestra la media y desviación típicas de la variable original (lconsumo).

Dependent Variable: LCONSTR2

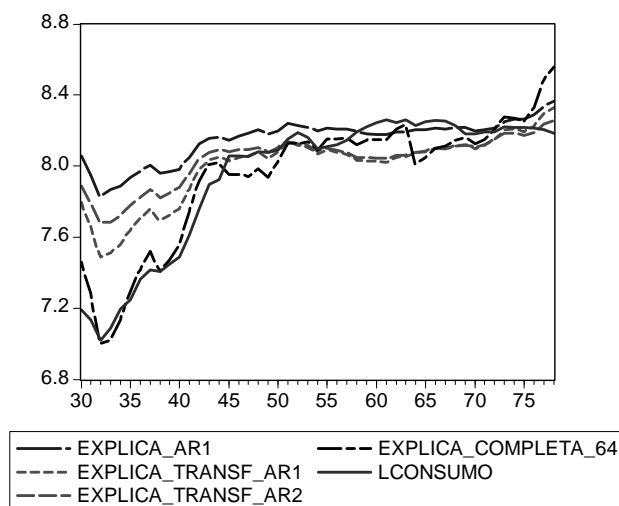
Sample(adjusted): 1932 1978

Included observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.624206	0.117547	5.310274	0.0000
LRENTATR2	0.474454	0.101591	4.670236	0.0000
LPRECIOTR2	-0.267669	0.176174	-1.519341	0.1360
LPUBTR2	-0.083368	0.078896	-1.056689	0.2966
R-squared	0.380978	Mean dependent var		0.850899
Adjusted R-squared	0.337791	S.D. dependent var		0.047571
S.E. of regression	0.038712	Akaike info criterion		-3.584092
Sum squared resid	0.064439	Schwarz criterion		-3.426633
Log likelihood	88.22616	F-statistic		8.821486
Durbin-Watson stat	1.988135	Prob(F-statistic)		0.000113

que presenta un estadístico Durbin-Watson más correcto. La mayor diferencia con modelos previos estriba en una menor elasticidad tanto para la renta como para el precio. La hipótesis nula de elasticidad unitaria se rechaza nuevamente en ambos casos.

A pesar de constituir una mejor corrección por autocorrelación, el ajuste con esta corrección de segundo orden [explica_transf_ar(2)] es similar al proporcionado por el modelo estimado tras imponer una estructura de autocorrelación mas corta. Es decir, no hay una relación directa entre un mejor tratamiento del a autocorrelación, y un mejor ajuste. El siguiente gráfico presenta el consumo de tabaco, en logaritmos, junto con los valores ajustados por algunos de los modelos anteriores:

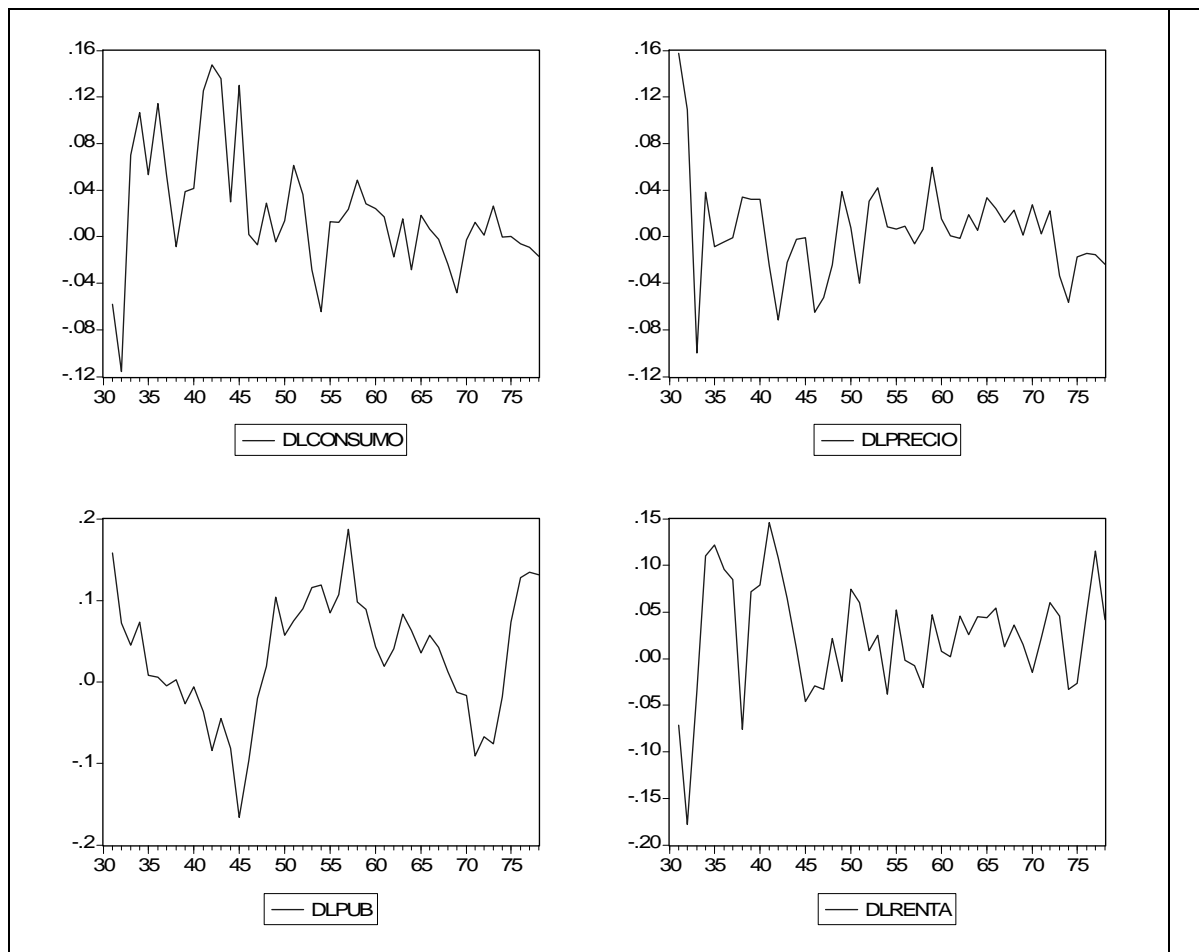


De hecho, la serie de consumo de tabaco presenta un coeficiente de correlación lineal más elevado con el componente explicado por la regresión estimada ignorando la autocorrelación (64cross), y algo menor con las regresiones que tratan la autocorrelación. Hay que tener en cuenta nuevamente, sin embargo, que la presencia de tendencias hace que estos coeficientes de correlación no puedan interpretarse muy estrictamente.

	64cross	AR1	tr_AR1	tr_AR2	Iconsumo
64cross	1.000	0.981	0.981	0.972	0.953
AR1	0.981	1.000	0.994	0.987	0.934
tr_AR1	0.981	0.994	1.000	0.998	0.935
tr_AR2	0.972	0.987	0.998	1.000	0.926
Iconsumo	0.953	0.934	0.935	0.926	1.000

10. El modelo con variables en tasas de variación

Consideramos ahora las diferencias anuales de los logaritmos, que son, aproximadamente, las tasas de variación anual:



Y, si estimamos con ellas un modelo análogo a los anteriores, tenemos:

Dependent Variable: DLCONSUMO

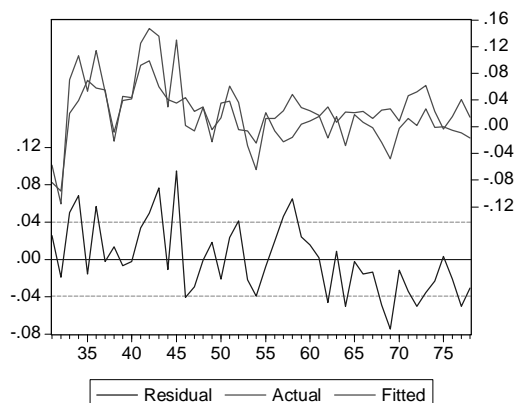
Sample(adjusted): 1931 1978

Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.019	0.006	2.78	0.008
DLRENTA	0.408	0.100	4.07	0.000
DLPRECIO	-0.252	0.151	-1.67	0.102
DLPUB	-0.211	0.081	-2.60	0.012

R-squared 0.474 Mean dependent var 0.020

Adjusted R-squared	0.439	S.D. dependent var	0.052
S.E. of regression	0.039	Akaike info criterion	-3.550
Sum squared resid	0.068	Schwarz criterion	-3.394
Log likelihood	89.21	F-statistic	13.26
Durbin-Watson stat	1.434	Prob(F-statistic)	0.000



En la que aparece, nuevamente, un coeficiente negativo en la publicidad, y una evidencia débil de autocorrelación, rechazándose nuevamente la hipótesis de elasticidad unitaria, en valor absoluto, tanto para la renta como para el precio.

Se aprecia un buen ajuste al inicio de la muestra, cuando el consumo de tabaco experimentaba tasas negativas, antes de crecer fuertemente en el período 1935-1945. Este buen ajuste al inicio del período muestral parece deberse a la caída experimentada por la renta per capita en dicho período, sugiriendo la

importancia de la renta per capita como determinante del consumo de tabaco.

Los residuos de la regresión son sistemáticamente negativos desde 1964, reflejando el hecho de que el modelo predice para el período 1964-1978 un consumo de tabaco superior al registrado. Esto sería consistente con que el informe publicado en 1964 hubiese conducido a un descenso en el consumo de tabaco.

Si incluimos la variable ficticia d_{64} , tenemos:

Dependent Variable: DLCONSUMO

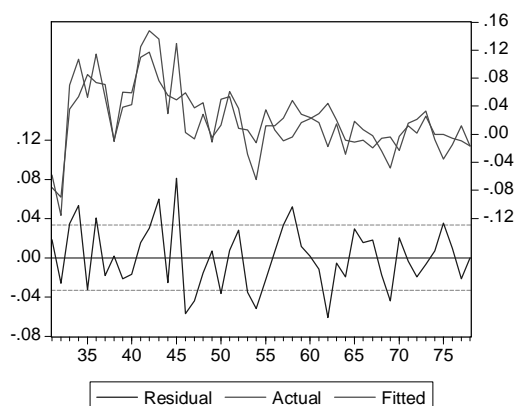
Sample(adjusted): 1931 1978

Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.032	0.006	5.01	0.000
DLRENTA	0.430	0.084	5.08	0.000
DLPRECIO	-0.279	0.127	-2.19	0.033
DLPUB	-0.217	0.068	-3.17	0.002
D64	-0.045	0.010	-4.35	0.000

R-squared	0.635	Mean dependent var	0.020
Adjusted R-squared	0.601	S.D. dependent var	0.052
S.E. of regression	0.033	Akaike info criterion	-3.873
Sum squared resid	0.047	Schwarz criterion	-3.678
Log likelihood	97.96	F-statistic	18.73
Durbin-Watson stat	2.021	Prob(F-statistic)	0.000

El ajuste del modelo es ahora mejor, como muestra el R^2 ajustado, y desaparece el sesgo sistemático en los residuos para el período posterior a 1964. Parece, por tanto, que hay evidencia de un descenso en el consumo a partir de dicha fecha.



Incorporar la variable $D_{64} \cdot DLRENTA$, que permitiría una variabilidad temporal en la elasticidad renta antes y después de 1964, genera un ajuste ligeramente mejor, y sugiere una fuerte reducción en la elasticidad renta, desde un valor de 0,47 antes de 1964, a 0,17 después de dicho año. En los modelos

anteriores, con las variables en logaritmos, pero sin tomar diferencias, se estimaba una elasticidad renta mucho mayor, pero también se apreciaba un descenso en esta variable hasta un nivel muy reducido, como el que ahora estimamos para el período posterior a 1964.

Mientras que los dos análisis que hemos hecho sugieren un efecto negativo de la publicación del informe de 1964, la diferencia estriba en que el análisis en tasas de variación no sugiere evidencia de un descenso en el consumo de tabaco a partir de 1970, al contrario de lo que sucedía con el análisis en logaritmos de las variables originales. Tampoco aparece ahora evidencia de un cambio en la elasticidad de la renta a partir de 1964, por lo que el descenso parece haber sido uniforme.

Al igual que en el análisis con las variables originales, subsiste el problema del coeficiente negativo estimado para la publicidad.