



Universidad de Valladolid
Facultad de Ciencias
Económicas y Empresariales

Trabajo de Fin de Grado

Grado en Economía

Análisis del sector
automovilístico en España

Presentado por:

Sandra Fernández Martín

Valladolid, 20 de julio de 2020

RESUMEN

El sector automovilístico es de gran influencia en la evolución de la economía y el empleo español. Para saber cómo evoluciona este sector, una de las variables más importantes a tener en cuenta son sus ventas. Por esto, el objetivo de este trabajo será hacer una aproximación a este sector y encontrar un modelo que explique los determinantes de la demanda de vehículos.

Las variables de estimación del modelo serán el precio del petróleo, el tipo de interés y la renta nacional neta, utilizando para ello el programa econométrico EViews. Este modelo tratará de reflejar cómo de importantes son las variables antes mencionadas en el número de matriculaciones de vehículos en España.

Palabras clave: vehículos matriculados, precio petróleo, tipo de interés, renta nacional neta.

Clasificación JEL: C51, L62

ABSTRACT

The automobile industry has a great influence in the evolution of the Spanish economy and employment. To know how this industry evolves, one of the most important variables to take into account is its sales. For this reason, the objective of this study is to approach this industry and find a model that explains the determinants of vehicle demand.

The variables used for estimating the model will be the oil price, the interest rate and the net national income. This will be studied with the Eviews program. The model will try to identify how important are the variables identified above in the number of vehicle registrations in Spain.

Key words: Registered vehicles, oil price, interest rate, net national income.

Jel Classification: C51, L62

ÍNDICE DE CONTENIDOS

1.- EL SECTOR AUTOMOVILÍSTICO EN ESPAÑA.....	7
2.- ANÁLISIS ECONÓMICO DEL SECTOR AUTOMOVILÍSTICO EN ESPAÑA	11
2.1.- VARIABLES DEL MODELO	11
2.2.- ESTIMACIÓN DEL MODELO INICIAL	12
2.3.- DESESTACIONALIZACIÓN DE LAS SERIES.....	22
2.4.- ESTIMACIÓN DEL MODELO CON VARIABLES DESESTACIONALIZADAS	26
TABLA RESUMEN DE LAS CARÁCTERÍSTICAS DE LOS MODELOS A LO LARGO DEL ESTUDIO.....	37
3.- CONCLUSIONES.....	41
BIBLIOGRAFÍA.....	43

1.- EL SECTOR AUTOMOVILÍSTICO EN ESPAÑA

La actividad económica de un país se divide en sectores que agrupan actividades con caracteres comunes: sector primario o extractivo, sector secundario o manufacturero y sector terciario o sector de servicios.¹

La teoría económica de los tres sectores supone que el objetivo principal de la actividad económica ha ido evolucionando progresivamente del sector primario al sector terciario pasando por el secundario, siendo positiva esta evolución, ya que supone el aumento de calidad de vida, seguridad y cultura.²

Así, los países con una baja renta per cápita están en un estadio temprano de desarrollo y la mayor parte de sus ingresos nacionales provienen de la producción del sector primario. Los países en un estado más avanzado de desarrollo, con ingresos nacionales intermedios, obtienen sus ingresos principalmente del sector secundario y en los países desarrollados, con elevados ingresos, el sector terciario domina en su economía.

De esta forma, centrandolo en el sector manufacturero, secundario o industrial, al cual pertenece el sector del automóvil, podemos definirlo como el conjunto de actividades económicas orientadas a la transformación de materias primas en productos elaborados. Este sector en España aporta el 20% del PIB, del cual, un 50% es aportado por el sector automovilístico.³

Es por esto que el sector de la automoción es uno de los pilares fundamentales de la industria española. Esto nos permite considerar las ventas de coches un buen indicador de la situación de la economía del país.

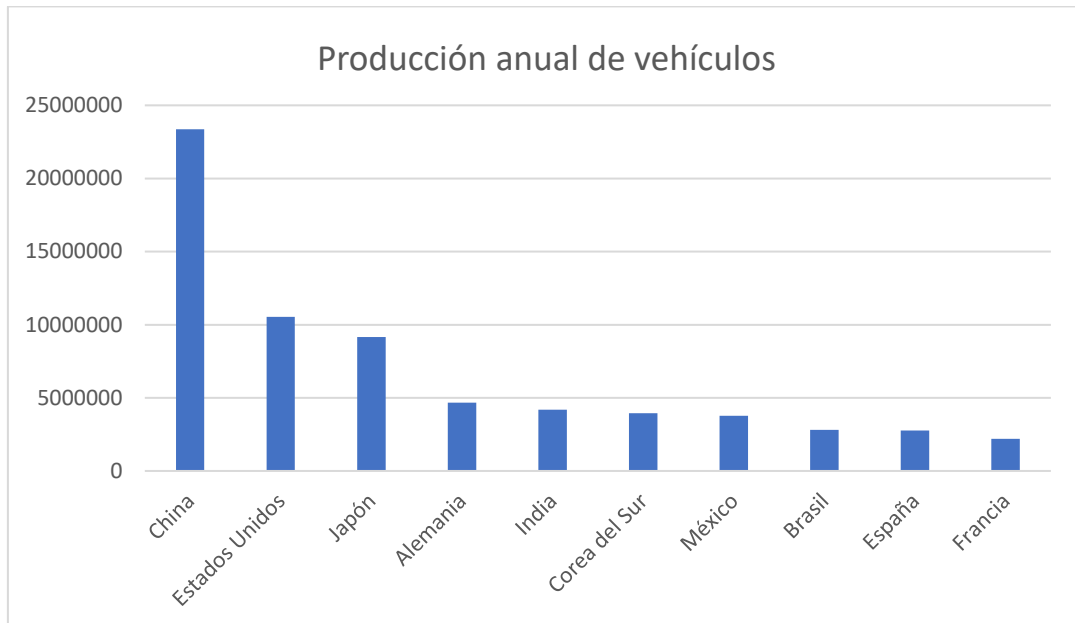
¹ FUENTE: [4] C. Clark (1940).

² FUENTE: [9] J. Fourastié (1956).

³ FUENTE: [8] Instituto Nacional de Estadística, INEbase (2019).

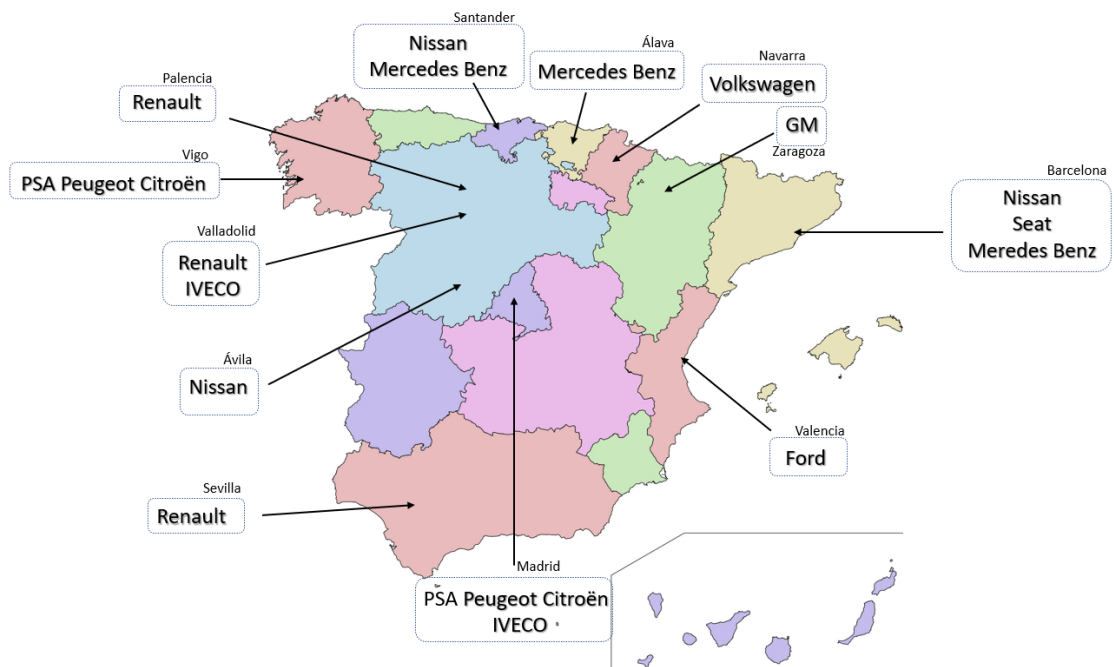
Algunos datos a destacar sobre este sector en España son:⁴

- En 2019 España fue el segundo mayor fabricante de automóviles de Europa y el noveno a nivel mundial.



FUENTE: Elaboración propia a partir de datos de [12] Statista (2020).

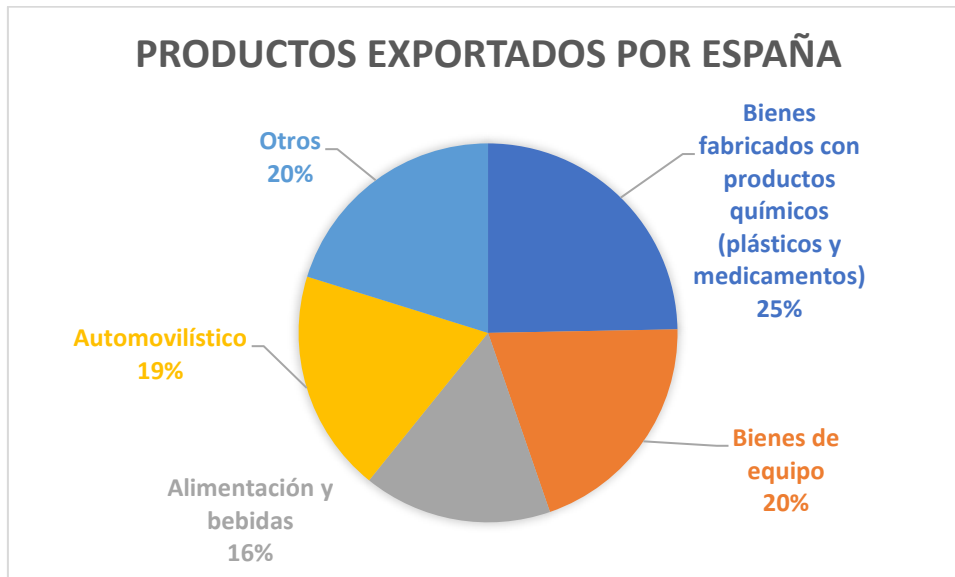
- Es el primer fabricante europeo de vehículos comerciales.
- Existen 17 plantas de fabricación en el territorio español.



FUENTE: Elaboración propia.

⁴ FUENTE: [7] ICEX, España Exportación e Inversiones (2019).

- El 82% de los vehículos fabricados en España se exportan a más de 100 países. En 2018 se exportaron 2.304.418 vehículos.
- De media, 5,4 millones de vehículos se transportan cada año por el territorio español.
- Representa el 10% del PIB.
- El 19% del total de las exportaciones españolas son de vehículos.



FUENTE: [10] Ministerio de industria, comercio y turismo (2019).

- La industria genera 300.000 empleos directos y, en total, 2 millones de puestos de trabajo están ligados al sector.

Conocidos estos datos, para mantener esta situación del sector en España y en el mundo, la industria del automóvil se enfrenta a nuevos retos e innovaciones. El sector ha ido cambiando progresivamente en las últimas décadas, debido a la digitalización y automatización en los procesos de fabricación, el tipo de energía utilizado en el automóvil y la automatización en la conducción, suponiendo todo ello un enorme reto a toda la industria.

La industria está viviendo una cuarta revolución de forma que abandona progresivamente sus modelos de negocio tradicionales para introducir nuevas variables.⁵

En esta transformación se pueden observar seis cambios principales:

1. El consumidor es digital.
Los compradores de nuevos coches utilizan, durante mucho tiempo, la web de los fabricantes como principal fuente de información.
Para adaptarse a este cambio las empresas deben comprender las necesidades de los clientes y como varía, de forma que los vehículos

⁵ FUENTE: [6] Ernst & Young, (2017).

puedan ser fácilmente reconfigurados siguiendo las tendencias del momento.

2. El mercado también es digital.

Ya que el consumidor se hace digital, el mercado también se hace a esta nueva situación.

Para adaptarse a este cambio las empresas han de ser ágiles de forma que puedan llegar al cliente con más rapidez.

3. I+D: obligatorio, no opcional.

Aparte del desarrollo de lo tangible, como los materiales o las fábricas, también es importante la innovación como la realidad virtual o las herramientas para compartir conocimiento a distancia.

4. Disrupción tecnológica.

Debido a esta revolución tecnológica las empresas ya no son solo compañías de desarrollo y producción, sino también tecnológicas.

5. Incertidumbre en el mercado.

El desarrollo y la innovación en este sector hace que se creen nuevos automóviles como los eléctricos y los autónomos. Esto crea incertidumbre en el mercado debido a las dudas del comprador a la hora de elegir un producto y a las consecuencias en la fabricación de que podamos utilizar un coche autónomo en vez de comprarnos uno propio.

Es por eso que las empresas deben mejorar el desarrollar estrategias de precios y asegurar una planificación efectiva.

La progresiva automatización de la industria ayudará a la capacidad de la empresa para combatir los focos de incertidumbre a la hora de prevenir cambios a corto y a medio plazo y adaptarse a ellos lo antes posible.

6. Vigilancia del sector.

Otro de los cambios que se produce por esta revolución industrial es la creciente vigilancia por parte de los organismos reguladores, activistas, grupos de presión y la sociedad en general.

Una vez más la tecnología, como la ciberseguridad y la tecnología digital, puede ayudar a la industria asegurando la transparencia e identificando la procedencia de los datos.

Una vez vista la importancia de este sector hay que destacar cómo han afectado la crisis financiera de 2008 y la sanitaria de 2020 a la hora de vender estos bienes.

Debido a la crisis de 2008, las ventas de vehículos cayeron significativamente, pero en 2018 ya estaban prácticamente recuperados los niveles previos a dicha crisis.

En lo que llevamos de 2020, la caída de ventas de coches es del 96,5% como consecuencia del cierre total de la red de concesionarios por la crisis del coronavirus y el estado de alarma. En el mes de abril solo se han vendido

4.163 unidades y las matriculaciones de turismos y todoterrenos, vehículos comerciales ligeros y furgonetas, y motos han caído entre un 91 y un 96,5%. Tan solo los vehículos industriales, autobuses, autocares y microbuses han conseguido rebajar la caída de las ventas a solo un 55 %, ya que se trata de un tipo de vehículo integrado en unos planes empresariales muy concretos.⁶

La previsión del sector para 2020 es, según estimaciones de la OCDE, la reducción a la mitad de las ventas del año anterior, lo que supondrían aproximadamente 700.000 unidades vendidas. Esta previsión contempla este año como el peor del siglo XXI.

2.- ANÁLISIS ECONÓMICO DEL SECTOR AUTOMOVILÍSTICO EN ESPAÑA

En este análisis vamos a tratar de poner cifras a la importancia de tres variables como son el precio del petróleo, la renta nacional neta y el tipo de interés sobre las ventas de vehículos o vehículos matriculados en España.

El objetivo es encontrar un buen modelo que explique las ventas de vehículos en España y conocer cuanto influyen estas variables en la decisión de los consumidores a la hora de acudir al mercado de automóviles.

El método de estimación es mínimos cuadrados ordinarios por ser el más común.

Los datos de este estudio abarcan el periodo de tiempo comprendido entre 1999 y el año 2018 y son trimestrales.

El nivel de significación utilizado es del 5%.

2.1.- VARIABLES DEL MODELO

- Variable endógena:
 - Vehículos matriculados: Se trata del conjunto de todos los tipos de vehículos. La DGT aporta este dato por meses, pero en este análisis, los agrupamos por trimestres de forma que cada dato es la suma de los vehículos matriculados en dicho trimestre.

⁶ FUENTE: [1] anfac (2020).

- Variables exógenas:
 - Precio del petróleo Brent: El Brent es un tipo de petróleo que marca el precio recomendado para un 78% de las diferentes variedades de crudo mundial, entre ellas la producción petrolífera europea.
La plataforma de mercados financieros Investing proporciona el precio del barril Brent de forma mensual en dólares. Este dato se ha convertido a euros teniendo en cuenta los tipos de cambio y posteriormente se ha calculado el promedio trimestral.
 - Renta nacional neta: es un concepto de renta que reúne las retribuciones de todos los factores de producción de un país. El INE a través de las cuentas trimestrales, que publica periódicamente, nos facilita los datos que hemos utilizado.
 - Tipo de interés: Euribor: Este tipo de interés es el que se aplica para las operaciones entre las partes en el mercado interbancario. Es el que aplican los bancos para el cálculo de un préstamo personal al comprador, en este análisis, de un vehículo. Este dato es aportado por el Banco de España de forma mensual, posteriormente se ha calculado el promedio trimestral.

2.2.- ESTIMACIÓN DEL MODELO INICIAL

Se comienza este análisis estimando el modelo en el cual los vehículos matriculados dependen del precio del petróleo, de la renta nacional neta y del tipo de interés. A partir de los resultados se mejora el modelo.

Modelo 1: Vehículos matriculados = $\beta_0 + \beta_1$ *precio petróleo + β_2 *renta nacional neta + β_3 *tipo de interés + ε_t

Dependent Variable: VEHICULOS_MATRICULADOS

Method: Least Squares

Sample: 1999Q1 2018Q4

Included observations: 80

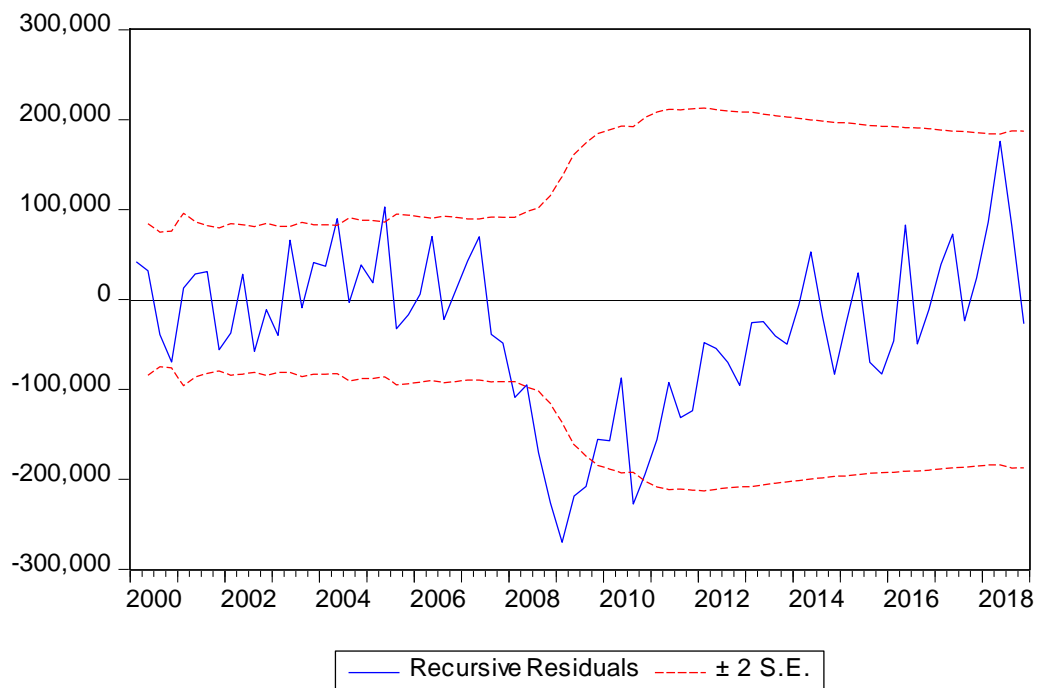
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_PETROLEO	-3623.610	648.8332	-5.584809	0.0000
RENTA_NACIONAL_NETA	1.302456	0.424573	3.067682	0.0030
TIPO_INTERES_EURIBOR	25982.23	7067.646	3.676222	0.0004
C	276343.0	83983.64	3.290438	0.0015
R-squared	0.411149	Mean dependent var		416614.5
Adjusted R-squared	0.387905	S.D. dependent var		118814.5
S.E. of regression	92956.33	Akaike info criterion		25.76635
Sum squared resid	6.57E+11	Schwarz criterion		25.88546
Log likelihood	-1026.654	Hannan-Quinn criter.		25.81411

F-statistic	17.68831	Durbin-Watson stat	0.727256
Prob(F-statistic)	0.000000		

El R^2 es 0,411. Es un R^2 muy bajo, solo el 41,1% de las ventas de vehículos está explicado por las variables del modelo estimado, es un valor muy reducido. Esto se puede deber a errores de especificación por omisión de regresores necesarios en el modelo.

Además, el estimador de Durbin Watson es 0,727, valor que está fuera del intervalo de incorrelación (1,85, 2'15), por lo que en este modelo hay autocorrelación.

Una vez realizado el análisis al modelo de manera genérica, se analizan las estimaciones recursivas para ver si la relación entre las variables es la misma a lo largo de toda la muestra o si existe un cambio estructural.



En el gráfico se observa que hay un posible cambio estructural en el año 2008, donde la representación de los residuos recursivos se escapa de las bandas de forma notable. Para ver si realmente existe este cambio estructural se estudia el contraste de Chow.

Para hacer este contraste se crean dos modelos, uno para el periodo anterior a 2008 y otro posterior y se estudia si los coeficientes β de los modelos son iguales o distintos.

$$H_0: \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{pmatrix} \text{ antes de 2008} = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{pmatrix} \text{ después de 2008}$$

$$H_1: \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{pmatrix} \text{ antes de 2008} \neq \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{pmatrix} \text{ después de 2008}$$

Chow Breakpoint Test: 2008Q1

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 1999Q1 2018Q4

F-statistic	32.99499	Prob. F(4,72)	0.0000
Log likelihood ratio	83.30845	Prob. Chi-Square(4)	0.0000
Wald Statistic	131.9800	Prob. Chi-Square(4)	0.0000

Con una probabilidad de cero, se rechaza la hipótesis nula, lo que significa que hay cambio estructural en el año 2008.

Para solucionar este cambio estructural se introduce una variable ficticia (D1) multiplicativa, de forma que afecte a la pendiente del modelo. Esta variable ficticia tomará el valor 0 para el periodo 1999 - 2007 y el valor 1 para el periodo 2008 - 2018.

$$D1_t = \begin{cases} 0 & 1999Q1 - 2007Q4 \\ 1 & 2008Q1 - 2018Q4 \end{cases}$$

Los modelos derivados de la introducción de la variable ficticia son los siguientes:

Modelo 2: Vehículos matriculados = $\beta_0 + \beta_1$ *precio petróleo + β_2 *renta nacional neta + β_3 *tipo de interés + β_4 * D1 + β_5 * precio petróleo*D1 + β_6 * renta nacional neta* D1 + β_7 * tipo de interés *D1 + ε_t

Modelo 2A: (antes 2008): Vehículos matriculados = $\beta_0 + \beta_1$ *precio petróleo + β_2 *renta nacional neta + β_3 *tipo de interés + ε_t

Modelo 2B: (después 2008): Vehículos matriculados = $\beta_0 + \beta_4 + (\beta_1 + \beta_5)$ *precio petróleo + $(\beta_2 + \beta_6)$ *renta nacional neta + $(\beta_3 + \beta_7)$ tipo de interés + ε_t

La estimación del modelo, una vez introducida la variable ficticia, resultaría:

Dependent Variable: VEHICULOS_MATRICULADOS

Method: Least Squares

Sample: 1999Q1 2018Q4

Included observations: 80

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_PETROLEO	2754.861	1430.756	1.925458	0.0581
RENTA_NACIONAL_NETA	0.515621	0.587020	0.878370	0.3827
TIPO_INTERES_EURIBOR	-17226.57	7973.071	-2.160595	0.0341
D1	-757995.0	179403.4	-4.225086	0.0001
D1*PRECIO_PETROLEO	-3955.147	1549.211	-2.553008	0.0128
D1*RENTA_NACIONAL_NETA	2.886438	0.852302	3.386640	0.0011
D1*TIPO_INTERES_EURIBOR	26055.91	10197.98	2.555007	0.0127
C	388134.9	79073.68	4.908522	0.0000
R-squared	0.792150	Mean dependent var		416614.5
Adjusted R-squared	0.771942	S.D. dependent var		118814.5
S.E. of regression	56740.35	Akaike info criterion		24.82500
Sum squared resid	2.32E+11	Schwarz criterion		25.06320
Log likelihood	-984.9999	Hannan-Quinn criter.		24.92050
F-statistic	39.20049	Durbin-Watson stat		1.525034
Prob(F-statistic)	0.000000			

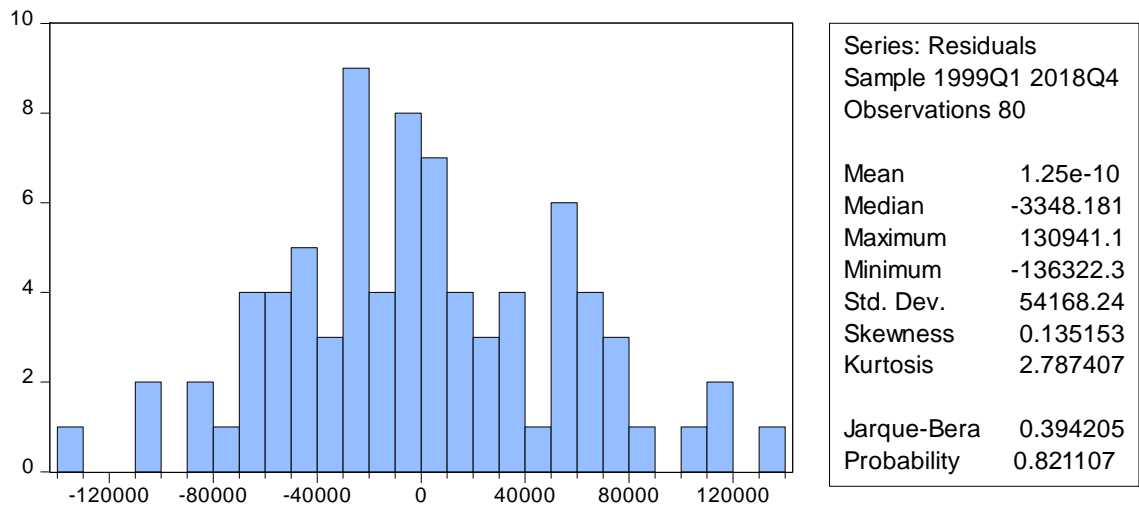
El R^2 ha mejorado, lo que nos indica que en el modelo 1 había un error por omisión de variables ficticias y la estimación de β obtenida habría sido sesgada e inconsistente, además los estadísticos t y la F no habrían sido fiables.

Una vez corregido el error de omisión de variables ficticias, se realiza un análisis del modelo, ahora modelo 2, donde se estudia su normalidad, su forma funcional y si es un modelo con autocorrelación:

- Normalidad:

Ho: ε sigue normal

H1: ε no sigue normal



La probabilidad es de 0,821, mayor que 0,05, lo que lleva a no rechazar la hipótesis nula. En el modelo 2, por lo tanto, la perturbación ε sigue una normal $(0, \sigma^2 I)$

- Forma funcional: Ramsey Reset.

Ho: modelo lineal

H1: modelo no lineal

Ramsey RESET Test

Equation: EQ02

Specification: VEHICULOS_MATRICULADOS PRECIO_PETROLEO

RENTA_NACIONAL_NETA TIPO_INTERES_EURIBOR D1 D1

*PRECIO_PETROLEO D1*RENTA_NACIONAL_NETA D1

*TIPO_INTERES_EURIBOR C

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.151987	71	0.2532
F-statistic	1.327074	(1, 71)	0.2532
Likelihood ratio	1.481492	1	0.2235

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	4.25E+09	1	4.25E+09
Restricted SSR	2.32E+11	72	3.22E+09
Unrestricted SSR	2.28E+11	71	3.20E+09

LR test summary:

Value

Restricted LogL	-984.9999
Unrestricted LogL	-984.2592

Unrestricted Test Equation:
 Dependent Variable: VEHICULOS_MATRICULADOS
 Method: Least Squares
 Date: 05/04/20 Time: 11:40
 Sample: 1999Q1 2018Q4
 Included observations: 80

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_PETROLEO	8531.409	5213.658	1.636358	0.1062
RENTA_NACIONAL_NETA	1.633776	1.133649	1.441166	0.1539
TIPO_INTERES_EURIBOR	-49077.89	28770.65	-1.705831	0.0924
D1	-1826190.	944381.7	-1.933742	0.0571
D1*PRECIO_PETROLEO	-11158.24	6440.970	-1.732384	0.0875
D1*RENTA_NACIONAL_NETA	6.719550	3.434336	1.956579	0.0543
D1*TIPO_INTERES_EURIBOR	68772.67	38451.58	1.788552	0.0780
C	649624.0	240309.4	2.703281	0.0086
FITTED^2	-2.05E-06	1.78E-06	-1.151987	0.2532

R-squared	0.795964	Mean dependent var	416614.5
Adjusted R-squared	0.772974	S.D. dependent var	118814.5
S.E. of regression	56611.91	Akaike info criterion	24.83148
Sum squared resid	2.28E+11	Schwarz criterion	25.09946
Log likelihood	-984.2592	Hannan-Quinn criter.	24.93892
F-statistic	34.62213	Durbin-Watson stat	1.572413
Prob(F-statistic)	0.000000		

En este test de Ramsey Reset, el valor del estadístico t es 1,151 con una probabilidad de 0,2532. Como esta probabilidad es mayor que 0,05, no se rechaza la hipótesis nula. El modelo 2 es un modelo lineal.

- Autocorrelación.

Para analizar la autocorrelación se utiliza el contraste de Breusch Godfrey.

$$e_t = \rho_1 e_{t-1} + \beta_1 * \text{precio petróleo} + \beta_2 * \text{renta nacional neta} + \beta_3 * \text{tipo de interés} + \beta_4 * D1 + \beta_5 * \text{precio petróleo} * D1 + \beta_6 * \text{renta nacional neta} * D1 + \beta_7 * \text{tipo de interés} * D1 + \varepsilon_t$$

Ho: $\rho_1 = 0$

H1: AR(1) o MA(1)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	8.314943	Prob. F(2,70)	0.0006
Obs*R-squared	15.35718	Prob. Chi-Square(2)	0.0005

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Sample: 1999Q1 2018Q4
 Included observations: 80
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_PETROLEO	-849.0884	1346.417	-0.630628	0.5303
RENTA_NACIONAL_NETA	0.429020	0.551400	0.778056	0.4392
TIPO_INTERES_EURIBOR	2481.708	7372.845	0.336601	0.7374
D1	139244.7	181130.8	0.768752	0.4446
D1*PRECIO_PETROLEO	420.0712	1435.802	0.292569	0.7707
D1*RENTA_NACIONAL_NETA	-0.686398	0.876737	-0.782901	0.4363
D1*TIPO_INTERES_EURIBOR	-2211.086	9313.636	-0.237403	0.8130
C	-54398.14	73333.41	-0.741792	0.4607
RESID(-1)	0.355982	0.127046	2.801995	0.0066
RESID(-2)	-0.395817	0.119840	-3.302867	0.0015
R-squared	0.191965	Mean dependent var		1.25E-10
Adjusted R-squared	0.088075	S.D. dependent var		54168.24
S.E. of regression	51727.85	Akaike info criterion		24.66185
Sum squared resid	1.87E+11	Schwarz criterion		24.95960
Log likelihood	-976.4739	Hannan-Quinn criter.		24.78123
F-statistic	1.847765	Durbin-Watson stat		1.872100
Prob(F-statistic)	0.074700			

Con una probabilidad menor al nivel de significación 0,05, se rechaza la hipótesis nula. Este contraste nos indica que hay autocorrelación según un esquema AR(1) o MA(1).

Para asegurar el esquema que sigue la perturbación del modelo se analizan los correlogramas:

Sample: 1999Q1 2018Q4
 Included observations: 80

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
			1	0.219	0.219	3.9896	0.046
			2	-0.288	-0.353	10.958	0.004
			3	-0.099	0.076	11.799	0.008
			4	0.478	0.465	31.502	0.000
			5	0.005	-0.425	31.504	0.000
			6	-0.300	0.104	39.481	0.000
			7	0.023	0.290	39.528	0.000
			8	0.488	0.006	61.270	0.000
			9	-0.038	-0.237	61.405	0.000
			10	-0.426	-0.036	78.373	0.000
			11	-0.084	0.080	79.040	0.000
			12	0.378	-0.072	92.845	0.000
			13	-0.047	-0.116	93.063	0.000
			14	-0.395	0.001	108.57	0.000
			15	-0.100	-0.093	109.57	0.000
			16	0.297	-0.054	118.63	0.000
			17	-0.081	-0.018	119.31	0.000
			18	-0.435	-0.159	139.30	0.000
			19	-0.099	0.011	140.35	0.000
			20	0.210	-0.203	145.17	0.000
			21	-0.128	-0.109	147.00	0.000
			22	-0.440	-0.038	168.86	0.000
			23	-0.050	-0.040	169.16	0.000
			24	0.291	0.006	179.06	0.000
			25	0.008	0.025	179.07	0.000
			26	-0.326	-0.020	192.01	0.000
			27	0.045	0.130	192.26	0.000
			28	0.304	-0.036	203.95	0.000
			29	-0.021	-0.088	204.01	0.000
			30	-0.370	-0.079	222.00	0.000
			31	0.025	-0.011	222.09	0.000
			32	0.334	0.004	237.35	0.000
			33	0.147	0.159	240.35	0.000
			34	-0.230	-0.059	247.88	0.000
			35	0.068	-0.031	248.55	0.000
			36	0.223	-0.110	255.96	0.000

Según los correlogramas puede haber un esquema estacional y autorregresivo de orden 4. (AR(2)₄).

A continuación, se estima el modelo añadiendo este esquema estacional, llegando así al modelo 3.

Modelo 3: Vehículos matriculados = $\beta_0 + \beta_1$ *precio petróleo + β_2 *renta nacional neta + β_3 *tipo de interés + β_4 *D1 + β_5 * precio petróleo * D1 + β_6 * renta nacional neta *D1 + β_7 * tipo de interés + SAR(4) + ε_t

Dependent Variable: VEHICULOS_MATRICULADOS
Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Sample (adjusted): 2000Q1 2018Q4
Included observations: 76 after adjustments
Convergence achieved after 22 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_PETROLEO	1281.518	980.0668	1.307583	0.1955
RENTA_NACIONAL_NETA	4.372411	1.359961	3.215101	0.0020
TIPO_INTERES_EURIBOR	-14856.76	5896.148	-2.519739	0.0141
D1	-554068.0	317849.9	-1.743175	0.0859
D1*PRECIO_PETROLEO	-600.1795	1139.001	-0.526935	0.6000
D1*RENTA_NACIONAL_NETA	1.495928	1.396441	1.071243	0.2879
D1*TIPO_INTERES_EURIBOR	12253.64	10643.80	1.151247	0.2537
C	-552548.7	358509.3	-1.541239	0.1280
AR(4)	0.867434	0.044576	19.45955	0.0000
R-squared	0.877228	Mean dependent var		413368.4
Adjusted R-squared	0.862569	S.D. dependent var		120926.5
S.E. of regression	44829.47	Akaike info criterion		24.36992
Sum squared resid	1.35E+11	Schwarz criterion		24.64593
Log likelihood	-917.0570	Hannan-Quinn criter.		24.48023
F-statistic	59.84111	Durbin-Watson stat		0.956323
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.97	.00-.97i	.00+.97i	-.97

El R² mejora ligeramente con respecto al del modelo 2.

Hay que tener en cuenta que en esta estimación hay variables no significativas, pero antes de abordar ese problema se comprueba, mediante el test de Breusch Godfrey, si se ha corregido la autocorrelación al añadir el esquema estacional:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	8.114511	Prob. F(4,63)	0.0000
Obs*R-squared	25.84184	Prob. Chi-Square(4)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Sample: 2000Q1 2018Q4
Included observations: 76
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_PETROLEO	195.7530	879.3877	0.222601	0.8246
RENTA_NACIONAL_NETA	0.431667	1.183446	0.364754	0.7165
TIPO_INTERES_EURIBOR	-3097.013	5053.137	-0.612889	0.5422
D1	245381.9	290051.5	0.845994	0.4008

D1*PRECIO_PETROLEO	-569.8742	1076.239	-0.529505	0.5983
D1*RENTA_NACIONAL_NETA	-0.899874	1.289391	-0.697907	0.4878
D1*TIPO_INTERES_EURIBOR	-178.8159	9389.774	-0.019044	0.9849
C	-147235.1	311282.0	-0.472996	0.6379
AR(4)	0.021710	0.038560	0.563013	0.5754
RESID(-1)	0.577252	0.138039	4.181790	0.0001
RESID(-2)	0.000799	0.151631	0.005268	0.9958
RESID(-3)	-0.217992	0.156495	-1.392961	0.1685
RESID(-4)	-0.108041	0.138880	-0.777946	0.4395
<hr/>				
R-squared	0.340024	Mean dependent var	-5.29E-05	
Adjusted R-squared	0.214315	S.D. dependent var	42371.16	
S.E. of regression	37557.33	Akaike info criterion	24.05963	
Sum squared resid	8.89E+10	Schwarz criterion	24.45831	
Log likelihood	-901.2660	Hannan-Quinn criter.	24.21896	
F-statistic	2.704837	Durbin-Watson stat	1.885229	
Prob(F-statistic)	0.005259			

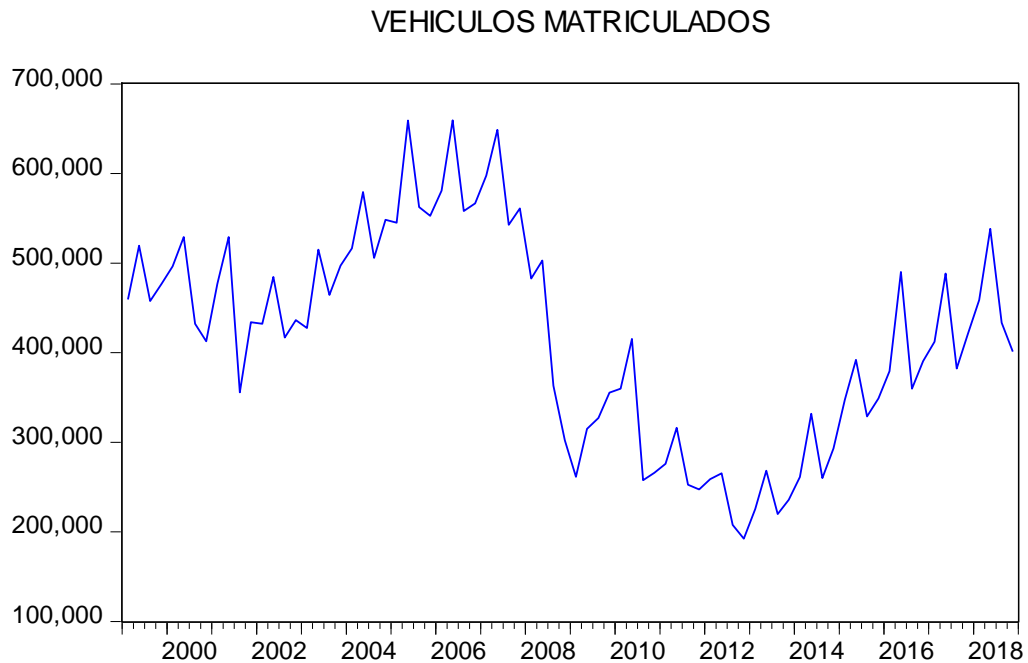
Como la probabilidad en este contraste es nula, sigue habiendo autocorrelación, aun haciendo el contraste con 4 retardos.

El modelo 3, como tiene autocorrelación, es un modelo de regresión lineal generalizado que si estimásemos por mínimos cuadrados ordinarios nos daría estimaciones de β que solo tendrían las propiedades de lineal, insesgado y óptimo. El estimador de la varianza de la perturbación será sesgado e inconsistente y el estimador de la matriz de varianzas y covarianzas será sesgado. Además, los valores de la t y la F no son fiables.

Como no se ha solucionado la autocorrelación introduciendo el esquema estacional, aunque los correlogramas indican que hay estacionalidad, desestacionalizar las series que muestren estacionalidad en su representación gráfica puede solucionar el problema y a partir de ahí se estudia si las variables son significativas y si los estimadores tienen mejores propiedades que en modelos anteriores.

2.3.- DESESTACIONALIZACIÓN DE LAS SERIES.

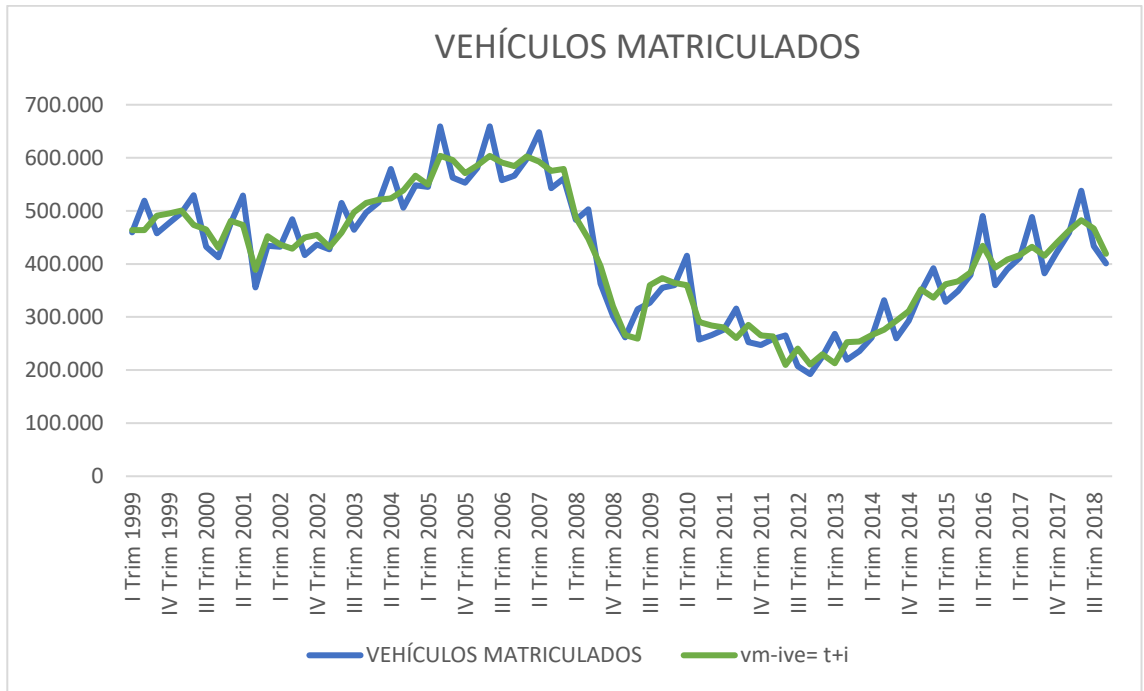
- Vehículos matriculados:



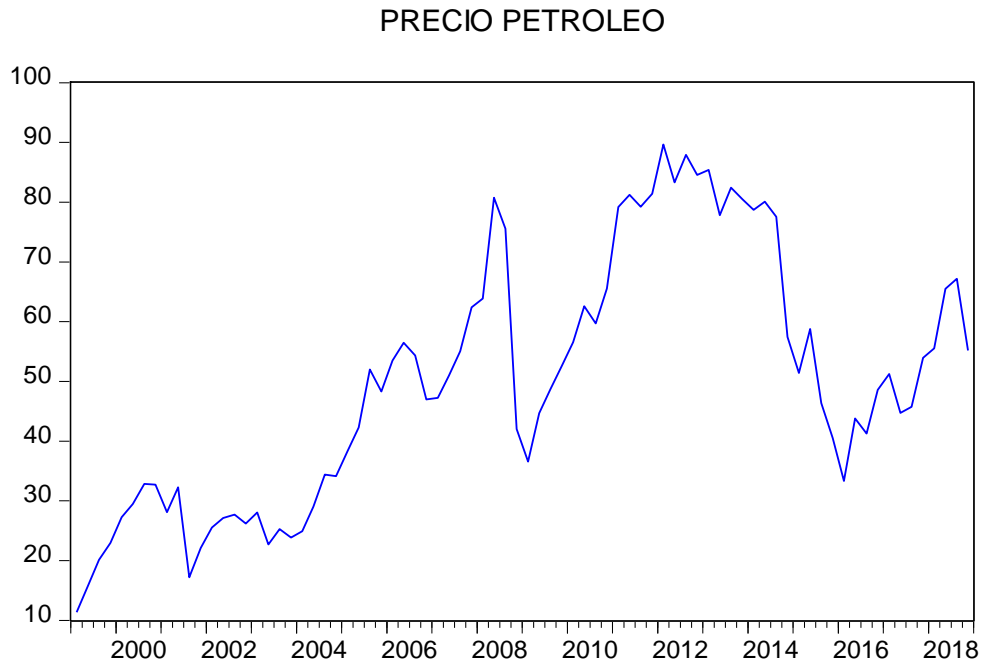
Como tiene estacionalidad y los datos son trimestrales se suaviza la serie mediante medias móviles de orden 4, obteniendo los siguientes índices de variación estacional para esta variable:

	IVE
I Trim	-4530,503905
II Trim	55663,9961
III Trim	-33000,79092
IV Trim	-18132,70127

La gráfica con los datos desestacionalizados queda de la siguiente forma:

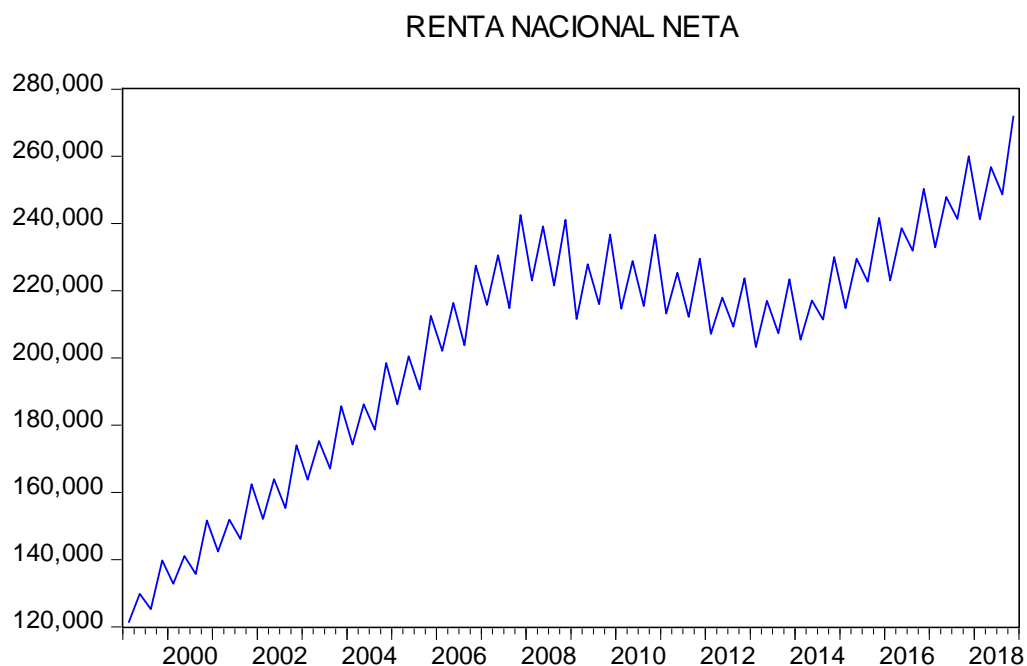


- **Precio del petróleo:**



Esta variable no tiene componente estacional dado que no sigue una tendencia parecida cada año, por lo que los datos de esta variable siguen siendo útiles para el estudio.

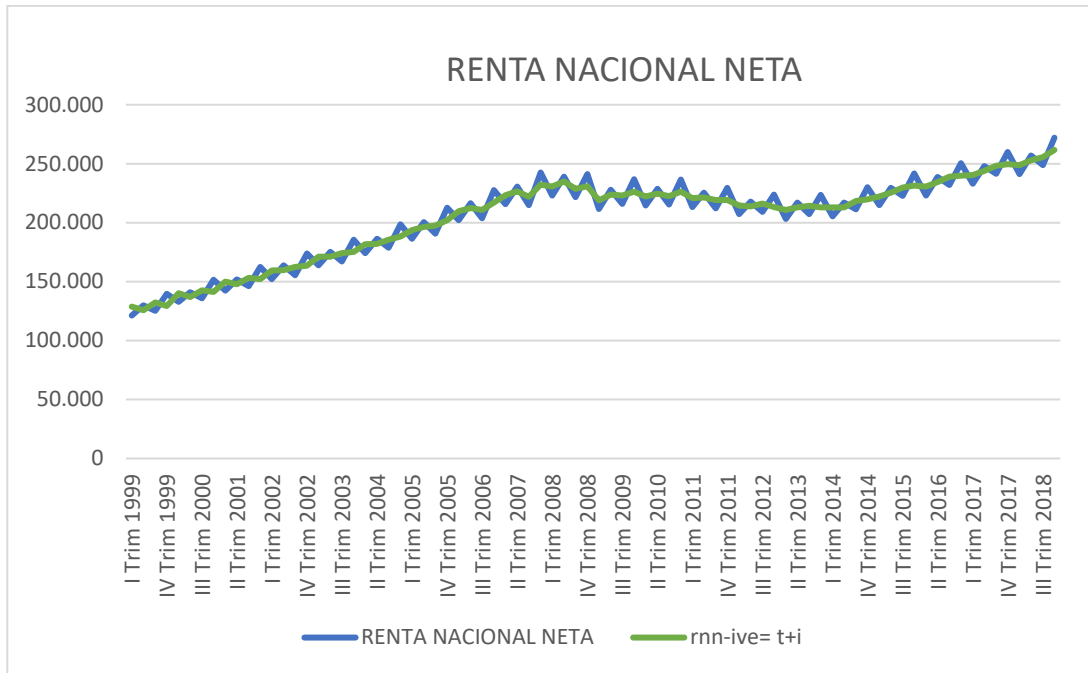
- **Renta nacional neta:**



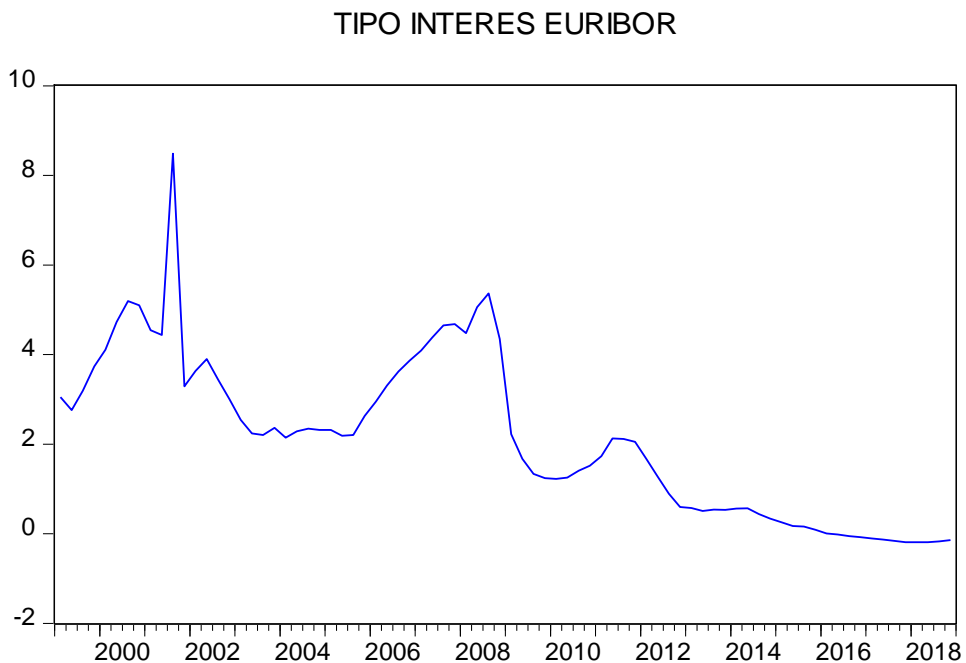
Como tiene estacionalidad y los datos son trimestrales se suaviza la serie mediante medias móviles de orden 4, obteniendo los siguientes índices de variación estacional para esta variable:

	IVE
I Trim	-7467,05592
II Trim	4100,94408
III Trim	-7015,36513
IV Trim	10381,477

La gráfica con los datos desestacionalizados queda de la siguiente forma:



- **Tipo de interés:**



Esta variable no tiene componente estacional dado que no sigue una tendencia parecido cada año, por lo que los datos de esta variable siguen siendo útiles para el estudio.

2.4.- ESTIMACIÓN DEL MODELO CON VARIABLES DESESTACIONALIZADAS

Una vez desestacionalizadas las series en las que hemos detectado estacionalidad, se estima un nuevo modelo con los nuevos datos desestacionalizados del número de vehículos matriculados y la renta nacional neta. Las dos variables restantes mantienen los mismos datos que hemos usado en modelos anteriores.

Modelo 4: Vehículos matriculados = $\beta_0 + \beta_1$ *precio petróleo + β_2 *renta nacional neta + β_3 *tipo de interés + ε_t

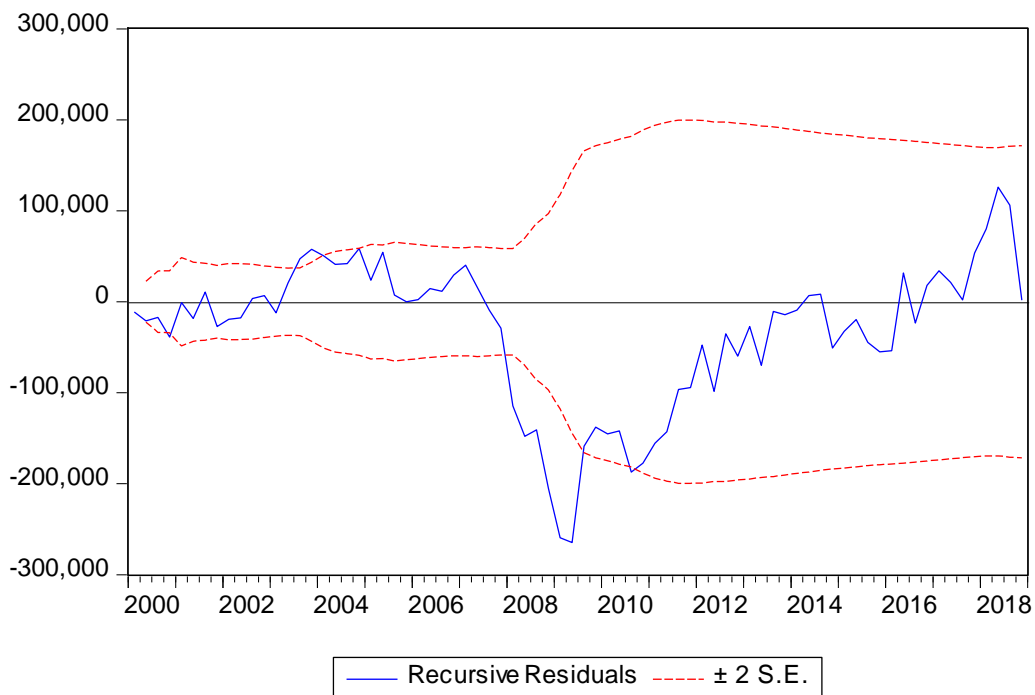
Dependent Variable: VEHICULOS_MATRICULADOS
 Method: Least Squares
 Sample: 1999Q1 2018Q4
 Included observations: 80

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_PETROLEO	-3755.560	607.5549	-6.181433	0.0000
RENTA_NACIONAL_NETA	1.425553	0.413158	3.450380	0.0009
TIPO_INTERES_EURIBOR	27092.84	6528.030	4.150232	0.0001
C	255445.4	80579.16	3.170117	0.0022
R-squared	0.462000	Mean dependent var		416614.5
Adjusted R-squared	0.440763	S.D. dependent var		113871.8
S.E. of regression	85155.80	Akaike info criterion		25.59106
Sum squared resid	5.51E+11	Schwarz criterion		25.71016
Log likelihood	-1019.642	Hannan-Quinn criter.		25.63881
F-statistic	21.75461	Durbin-Watson stat		0.476397
Prob(F-statistic)	0.000000			

El coeficiente de determinación de la estimación es de 0,462. Al desestacionalizar los datos, este valor ha mejorado muy poco respecto del modelo 1 donde el R^2 era de 0,411. A pesar de ser una variación muy pequeña, como el dato mejora, desestacionalizar las series puede ser un buen camino para encontrar un buen modelo.

Además, el estimador de Durbin Watson es 0,476, valor que está fuera del intervalo de incorrelación (1,85, 2'15), por lo que en este modelo hay autocorrelación.

A continuación, se analizan las estimaciones recursivas por si detectamos cambio estructural y poder mejorar el R^2 :



Se observa que existe un posible cambio estructural en 2008, ya que en ese año la representación de los residuos recursivos se sale de manera notable de las bandas.

Comprobamos si realmente hay un cambio estructural en dicho año a través del contraste de Chow:

$$H_0: \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{pmatrix} \text{ antes de 2008} = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{pmatrix} \text{ después de 2008}$$

$$H_1: \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{pmatrix} \text{ antes de 2008} \neq \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{pmatrix} \text{ después de 2008}$$

Chow Breakpoint Test: 2008Q1
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 1999Q1 2018Q4

F-statistic	90.99761	Prob. F(4,72)	0.0000
Log likelihood ratio	144.0763	Prob. Chi-Square(4)	0.0000
Wald Statistic	363.9904	Prob. Chi-Square(4)	0.0000

Con una probabilidad de 0 se rechaza la hipótesis nula, lo que significa que hay cambio estructural en el año 2008.

Para solucionar la existencia de cambio estructural se introduce una variable ficticia (D1) multiplicativa, de forma que afecte a todas las variables. Esta variable tomará el valor 0 para el periodo 1999 - 2007 y el valor 1 para el periodo 2008 - 2018.

$$D1_t = \begin{cases} 0 & 1999Q1 - 2007Q4 \\ 1 & 2008Q1 - 2018Q4 \end{cases}$$

Los modelos derivados de la introducción de la variable ficticia son los siguientes:

Modelo 5: Vehículos matriculados = $\beta_0 + \beta_1$ *precio petróleo + β_2 *renta nacional neta + β_3 *tipo de interés + β_4 * D1+ β_5 * precio petróleo*D1 + β_6 * renta nacional neta* D1 + β_7 * tipo de interés *D1 + ε_t

Modelo 5A: (antes 2008): Vehículos matriculados = $\beta_0 + \beta_1$ *precio petróleo + β_2 *renta nacional neta + β_3 *tipo de interés + ε_t

Modelo 5B: (después 2008): Vehículos matriculados = $\beta_0 + \beta_4 + (\beta_1 + \beta_5)$ *precio petróleo + $(\beta_2 + \beta_6)$ *renta nacional neta + $(\beta_3 + \beta_7)$ tipo de interés + ε_t

Dependent Variable: VEHICULOS_MATRICULADOS
 Method: Least Squares
 Sample: 1999Q1 2018Q4
 Included observations: 80

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_PETROLEO	2999.405	949.5669	3.158708	0.0023
RENTA_NACIONAL_NETA	0.449918	0.403485	1.115080	0.2685
TIPO_INTERES	-14563.28	4997.715	-2.913988	0.0048
D1	-1189000.	136522.1	-8.709215	0.0000
D1*PRECIO_PETROLEO	-3706.829	1025.493	-3.614679	0.0006
D1*RENTA_NACIONAL_NETA	4.729195	0.633771	7.461990	0.0000
D1*TIPO_INTERES	24691.42	6395.908	3.860502	0.0002
C	381967.5	53271.94	7.170146	0.0000
R-squared	0.911154	Mean dependent var	416614.5	
Adjusted R-squared	0.902516	S.D. dependent var	113871.8	
S.E. of regression	35553.51	Akaike info criterion	23.89011	

Sum squared resid	9.10E+10	Schwarz criterion	24.12831
Log likelihood	-947.6042	Hannan-Quinn criter.	23.98561
F-statistic	105.4844	Durbin-Watson stat	1.071811
Prob(F-statistic)	0.000000		

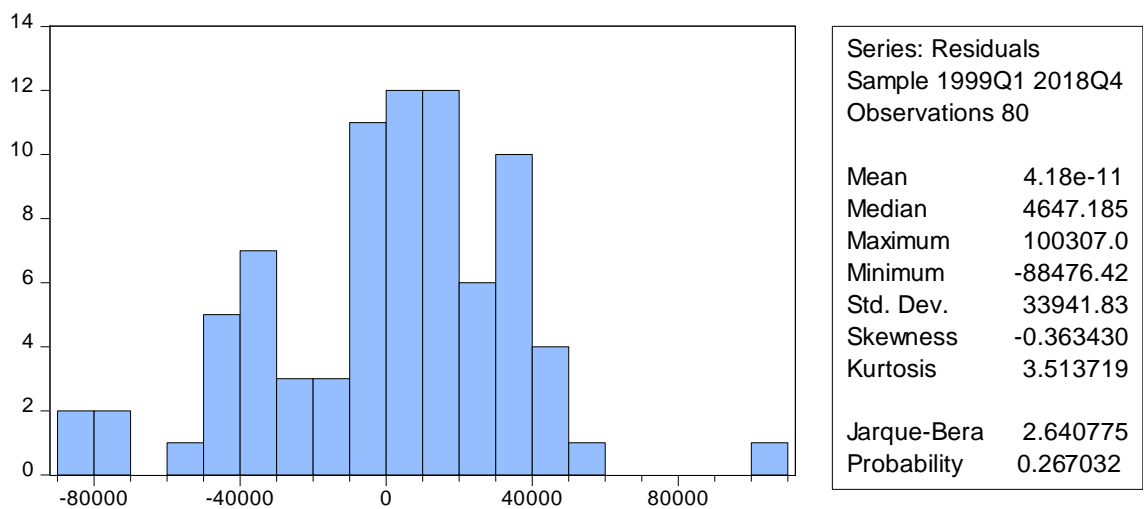
El R^2 ha mejorado significativamente, por lo que en el modelo 4 había un error por omisión de variables ficticias.

Una vez corregido el error de omisión de variables ficticias, se realiza un análisis del modelo, ahora modelo 5, donde se estudia su normalidad, su forma funcional y si es un modelo con autocorrelación:

- Normalidad:

Ho: ε sigue normal

H1: ε no sigue normal



La probabilidad es de 0,267, mayor que 0,05, no se rechaza la hipótesis nula. En el modelo 5, ε sigue una normal.

- Forma funcional: Ramsey Reset,

Ho: modelo lineal

H1: modelo no lineal

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification: VEHICULOS_MATRICULADOS PRECIO_PETROLEO
RENTA_NACIONAL_NETA TIPO_INTERES D1 D1
*PRECIO_PETROLEO D1*RENTA_NACIONAL_NETA D1
*TIPO_INTERES C

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.773718	71	0.0804
F-statistic	3.146076	(1, 71)	0.0804
Likelihood ratio	3.468581	1	0.0625

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	3.86E+09	1	3.86E+09
Restricted SSR	9.10E+10	72	1.26E+09
Unrestricted SSR	8.72E+10	71	1.23E+09

LR test summary:

	Value
Restricted LogL	-947.6042
Unrestricted LogL	-945.8699

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: VEHICULOS_MATRICULADOS

Method: Least Squares

Sample: 1999Q1 2018Q4

Included observations: 80

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_PETROLEO	9788.542	3940.347	2.484183	0.0153
RENTA_NACIONAL_NETA	1.511600	0.718586	2.103576	0.0390
TIPO_INTERES	-43620.98	17106.61	-2.549949	0.0129
D1	-3087552.	1078801.	-2.862021	0.0055
D1*PRECIO_PETROLEO	-11033.95	4252.747	-2.594547	0.0115
D1*RENTA_NACIONAL_NETA	12.07700	4.189411	2.882743	0.0052
D1*TIPO_INTERES	65918.84	24082.86	2.737169	0.0078
C	649701.0	159812.7	4.065392	0.0001
FITTED^2	-2.20E-06	1.24E-06	-1.773718	0.0804
R-squared	0.914924	Mean dependent var		416614.5
Adjusted R-squared	0.905338	S.D. dependent var		113871.8
S.E. of regression	35035.21	Akaike info criterion		23.87175
Sum squared resid	8.72E+10	Schwarz criterion		24.13973
Log likelihood	-945.8699	Hannan-Quinn criter.		23.97919
F-statistic	95.44320	Durbin-Watson stat		1.053732
Prob(F-statistic)	0.000000			

El valor del estadístico t es de 1,773 y su probabilidad de 0,080, mayor que 0,05, por lo que no se rechaza la hipótesis nula. El modelo 5 es un modelo lineal.

- Autocorrelación:

Para analizar la autocorrelación utilizo el contraste de Breuch Godfrey.

$$e_t = \rho_1 e_{t-1} + \beta_1 * \text{precio petr6leo} + \beta_2 * \text{renta nacional neta} + \beta_3 * \text{tipo de inter6s} + \beta_4 * D1 + \beta_5 * \text{precio petr6leo} * D1 + \beta_6 * \text{renta nacional neta} * D1 + \beta_7 * \text{tipo de inter6s} * D1 + \varepsilon_t$$

Ho: $\rho_1=0$

H1: AR(1) o MA(1)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	9.203934	Prob. F(2,70)	0.0003
Obs*R-squared	16.65722	Prob. Chi-Square(2)	0.0002

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1999Q1 2018Q4

Included observations: 80

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_PETROLEO	-737.6206	881.1706	-0.837092	0.4054
RENTA_NACIONAL_NETA	0.250580	0.370114	0.677035	0.5006
TIPO_INTERES	-48.87425	4555.821	-0.010728	0.9915
D1	127231.5	126722.4	1.004018	0.3188
D1*PRECIO_PETROLEO	662.6812	953.9143	0.694697	0.4895
D1*RENTA_NACIONAL_NETA	-0.702575	0.597019	-1.176805	0.2433
D1*TIPO_INTERES	-1296.228	5791.097	-0.223831	0.8235
C	-18866.59	48278.42	-0.390787	0.6971
RESID(-1)	0.491872	0.128047	3.841339	0.0003
RESID(-2)	0.023688	0.131232	0.180505	0.8573
R-squared	0.208215	Mean dependent var	4.18E-11	
Adjusted R-squared	0.106414	S.D. dependent var	33941.83	
S.E. of regression	32085.10	Akaike info criterion	23.70664	
Sum squared resid	7.21E+10	Schwarz criterion	24.00439	
Log likelihood	-938.2656	Hannan-Quinn criter.	23.82602	
F-statistic	2.045319	Durbin-Watson stat	1.886701	
Prob(F-statistic)	0.046664			

Con una probabilidad de 0,0003, menor que 0,05, no se rechaza la hipótesis nula, por lo que hay autocorrelación siguiendo un AR(1) o un MA(1).

Para detectar el esquema autorregresivo de la perturbación se analizan los correlogramas:

Sample: 1999Q1 2018Q4
 Included observations: 80

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.415	0.415	14.275	0.000
		2	0.180	0.010	17.011	0.000
		3	-0.142	-0.266	18.733	0.000
		4	-0.011	0.178	18.743	0.001
		5	-0.012	-0.008	18.757	0.002
		6	0.106	0.048	19.761	0.003
		7	0.047	0.008	19.958	0.006
		8	0.067	0.025	20.370	0.009
		9	-0.093	-0.129	21.176	0.012
		10	-0.194	-0.165	24.711	0.006
		11	-0.150	0.072	26.842	0.005
		12	-0.094	-0.075	27.700	0.006
		13	-0.111	-0.156	28.906	0.007
		14	-0.125	-0.028	30.471	0.007
		15	-0.199	-0.140	34.448	0.003
		16	-0.163	-0.054	37.162	0.002
		17	-0.107	0.011	38.351	0.002
		18	-0.115	-0.130	39.743	0.002
		19	-0.094	-0.059	40.692	0.003
		20	-0.166	-0.174	43.697	0.002
		21	-0.146	-0.062	46.064	0.001
		22	-0.070	0.015	46.621	0.002
		23	-0.018	-0.121	46.657	0.002
		24	0.031	-0.008	46.768	0.004
		25	0.078	-0.010	47.498	0.004
		26	0.080	-0.026	48.281	0.005
		27	0.068	-0.011	48.857	0.006
		28	0.046	-0.060	49.127	0.008
		29	-0.067	-0.205	49.702	0.010
		30	-0.055	-0.145	50.106	0.012
		31	0.022	-0.001	50.170	0.016
		32	0.169	0.063	54.053	0.009
		33	0.250	0.020	62.802	0.001
		34	0.132	-0.149	65.286	0.001
		35	0.071	0.014	66.030	0.001
		36	0.015	-0.037	66.062	0.002

En los correlogramas no se observa de forma clara el esquema autorregresivo que sigue la perturbación pero el contraste de Breusch Godfrey indicó que hay un esquema AR(1) o MA(1). Para ver cuál de los dos esquemas es el correcto se estima primero añadiendo un esquema AR(1) y si se corrige la autocorrelación es que la perturbación sigue este esquema, en caso de que no se corrija habría que comprobar que se corrige estimando un nuevo modelo donde se añada el esquema MA(1).

Modelo 6: Vehículos matriculados = $\beta_0 + \beta_1$ *precio petróleo + β_2 *renta nacional neta + β_3 *tipo de interés + β_4 * D1+ β_5 * precio petróleo*D1 + β_6 * renta nacional neta* D1 + β_7 * tipo de interés*D1 + AR(1)+ ε_t

Dependent Variable: VEHICULOS_MATRICULADOS
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Sample (adjusted): 1999Q2 2018Q4
 Included observations: 79 after adjustments
 Convergence achieved after 25 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_PETROLEO	395.0163	1159.430	0.340699	0.7344
RENTA_NACIONAL_NETA	1.246456	1.088563	1.145047	0.2561
TIPO_INTERES	-15952.58	4709.502	-3.387317	0.0012
D1	-328233.1	376459.5	-0.871895	0.3862
D1*PRECIO_PETROLEO	686.8066	1283.585	0.535069	0.5943
D1*RENTA_NACIONAL_NETA	0.406656	1.628087	0.249775	0.8035
D1*TIPO_INTERES	20682.96	12803.85	1.615370	0.1107
C	249945.5	261017.8	0.957580	0.3416
AR(1)	0.944513	0.042610	22.16636	0.0000
R-squared	0.945831	Mean dependent var		416017.1
Adjusted R-squared	0.939641	S.D. dependent var		114473.2
S.E. of regression	28123.94	Akaike info criterion		23.43353
Sum squared resid	5.54E+10	Schwarz criterion		23.70346
Log likelihood	-916.6243	Hannan-Quinn criter.		23.54167
F-statistic	152.7825	Durbin-Watson stat		1.879276
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.94			

El R^2 se ha mantenido prácticamente inalterado respecto al del modelo 4, pero ha aumentado bastante en relación al modelo 1 que estimábamos al inicio del estudio.

A continuación, se comprueba si este modelo tiene autocorrelación utilizando el contraste de Breusch Godfrey:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.709512	Prob. F(2,68)	0.4955
Obs*R-squared	1.614873	Prob. Chi-Square(2)	0.4460

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1999Q2 2018Q4

Included observations: 79

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_PETROLEO	158.3839	1201.751	0.131794	0.8955
RENTA_NACIONAL_NETA	-0.068358	1.101355	-0.062067	0.9507
TIPO_INTERES	-410.1298	4768.801	-0.086003	0.9317
D1	49261.76	385072.4	0.127929	0.8986
D1*PRECIO_PETROLEO	-229.3080	1327.492	-0.172738	0.8634
D1*RENTA_NACIONAL_NETA	-0.138476	1.675527	-0.082646	0.9344
D1*TIPO_INTERES	-365.7136	12911.62	-0.028324	0.9775
C	9341.144	262285.5	0.035614	0.9717
AR(1)	-0.017667	0.045645	-0.387057	0.6999
RESID(-1)	0.065932	0.134546	0.490034	0.6257
RESID(-2)	0.150139	0.134532	1.116010	0.2683
R-squared	0.020441	Mean dependent var		-8.44E-05
Adjusted R-squared	-0.123611	S.D. dependent var		26642.68
S.E. of regression	28241.38	Akaike info criterion		23.46351
Sum squared resid	5.42E+10	Schwarz criterion		23.79343
Log likelihood	-915.8085	Hannan-Quinn criter.		23.59568
F-statistic	0.141902	Durbin-Watson stat		1.951158
Prob(F-statistic)	0.998979			

Como la probabilidad es de 0,495, mayor que 0,05, no se rechaza la hipótesis nula, por lo que se ha corregido la autocorrelación al añadir el esquema AR(1) en la estimación. La perturbación del modelo 5, finalmente, seguía un esquema AR(1).

Una vez corregida la autocorrelación se eliminan las variables no significativas del modelo empezando por la menos significativa, porque el no ser significativas no era provocado por la autocorrelación.

La variable menos significativa en la estimación del modelo 6 es la d1*renta nacional neta. Se estima el modelo sin esa variable:

Modelo 7: Vehículos matriculados = $\beta_0 + \beta_1 * \text{precio petr6leo} + \beta_2 * \text{tipo de inter6s} + \beta_3 * \text{renta nacional neta} + \beta_4 * \text{D1} + \beta_5 * \text{precio petr6leo} * \text{D1} + \beta_6 * \text{tipo de inter6s} * \text{D1} + \text{AR}(1) + \varepsilon_t$

Dependent Variable: VEHICULOS_MATRICULADOS
Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Sample (adjusted): 1999Q2 2018Q4
Included observations: 79 after adjustments
Convergence achieved after 21 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_PETROLEO	404.8709	1147.948	0.352691	0.7254
RENTA_NACIONAL_NETA	1.456468	0.804436	1.810545	0.0744
TIPO_INTERES	-16052.45	4621.970	-3.473075	0.0009
D1	-233091.1	99639.36	-2.339347	0.0221
D1*PRECIO_PETROLEO	681.7105	1271.090	0.536320	0.5934

D1*TIPO_INTERES	20760.61	12656.16	1.640357	0.1054
C	199325.3	218414.1	0.912603	0.3645
AR(1)	0.949278	0.038988	24.34783	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.945792	Mean dependent var	416017.1	
Adjusted R-squared	0.940448	S.D. dependent var	114473.2	
S.E. of regression	27935.32	Akaike info criterion	23.40893	
Sum squared resid	5.54E+10	Schwarz criterion	23.64888	
Log likelihood	-916.6529	Hannan-Quinn criter.	23.50506	
F-statistic	176.9671	Durbin-Watson stat	1.867998	
Prob(F-statistic)	0.000000			
<hr/>				
Inverted AR Roots	.95			

Como ahora la variable menos significativa es el precio del petróleo, se estima el modelo eliminando dicha variable.

Modelo 8: Vehículos matriculados = $\beta_0 + \beta_1$ *tipo de interés + β_2 * renta nacional neta + β_3 *D1 + β_4 *precio petróleo* D1 + β_5 * tipo de interés*D1+AR(1)+ ε_t

Dependent Variable: VEHICULOS_MATRICULADOS
Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Sample (adjusted): 1999Q2 2018Q4
Included observations: 79 after adjustments
Convergence achieved after 15 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RENTA_NACIONAL_NETA	1.462261	0.789490	1.852158	0.0681
TIPO_INTERES	-16712.86	4202.452	-3.976932	0.0002
D1	-262959.7	60840.75	-4.322099	0.0000
D1*PRECIO_PETROLEO	1077.369	523.7882	2.056879	0.0433
D1*TIPO_INTERES	21741.19	12383.22	1.755697	0.0834
C	228971.0	201051.9	1.138865	0.2585
AR(1)	0.945900	0.040719	23.22988	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.945701	Mean dependent var	416017.1	
Adjusted R-squared	0.941176	S.D. dependent var	114473.2	
S.E. of regression	27763.85	Akaike info criterion	23.38529	
Sum squared resid	5.55E+10	Schwarz criterion	23.59524	
Log likelihood	-916.7190	Hannan-Quinn criter.	23.46940	
F-statistic	208.9996	Durbin-Watson stat	1.848652	
Prob(F-statistic)	0.000000			
<hr/>				
Inverted AR Roots	.95			

Ahora se estima el modelo sin la variable d1*tipo de interés por ser la menos significativa.

Modelo 9: Vehículos matriculados = $\beta_0 + \beta_1$ *tipo de interés + β_2 * renta nacional neta + β_3 *D1 + β_4 *precio petróleo* D1 +AR(1)+ ε_t

Dependent Variable: VEHICULOS_MATRICULADOS
Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Sample (adjusted): 1999Q2 2018Q4
Included observations: 79 after adjustments
Convergence achieved after 13 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RENTA_NACIONAL_NETA	1.842399	0.838549	2.197128	0.0312
TIPO_INTERES	-14611.23	4041.032	-3.615718	0.0005
D1	-181699.6	42702.54	-4.255007	0.0001
D1*PRECIO_PETROLEO	1412.895	495.5517	2.851156	0.0057
C	28188.82	249590.3	0.112940	0.9104
AR(1)	0.969393	0.026132	37.09671	0.0000
R-squared	0.943496	Mean dependent var		416017.1
Adjusted R-squared	0.939626	S.D. dependent var		114473.2
S.E. of regression	28127.38	Akaike info criterion		23.39979
Sum squared resid	5.78E+10	Schwarz criterion		23.57974
Log likelihood	-918.2915	Hannan-Quinn criter.		23.47188
F-statistic	243.7887	Durbin-Watson stat		1.839754
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.97			

Finalmente, el modelo 9 explica las ventas de vehículos con las siguientes características:

- Es un modelo lineal en el que todas las variables son significativas.
- Tiene un R^2 de 0,943, lo que significa que el 94,3% de las ventas de coches están explicadas por las variables del modelo.
- No tiene autocorrelación.
- La perturbación sigue una normal $(0, \sigma^2 I)$.

Estimando este modelo por mínimos cuadrados ordinarios se obtienen estimadores que cumplen las propiedades de lineal, insesgado, óptimo, eficiente y consistente. El estimador de la varianza de la perturbación será insesgado y consistente y el estimador de la matriz de varianzas y covarianzas será insesgado.

Aclarar que el modelo final (modelo 9) es el modelo desestacionalizado, ya que de no desestacionalizar se obtiene un modelo (modelo 3) con autocorrelación en el que no ha sido posible determinar el tipo de esquema autorregresivo que sigue la perturbación. Además el modelo 3, como ya se comentó, al ser un modelo de regresión lineal generalizado, proporcionaría por el método de mínimos cuadrados ordinarios estimadores que solo tendrían las propiedades de lineal, insesgado y óptimo. El estimador de la varianza de la perturbación sería sesgado e inconsistente y el estimador de la matriz de varianzas y covarianzas sería sesgado. Los valores de la t y la F no serían fiables.

En cambio, el modelo 9 es un modelo de regresión lineal clásico donde los estimadores tienen todas las propiedades y las variables explican en mayor medida las ventas de vehículos en nuestro país.

TABLA RESUMEN DE LAS CARÁCTERÍSTICAS DE LOS MODELOS A LO LARGO DEL ESTUDIO

MODELO	NÚMERO REGRES.	R ²	R ² AJUSTADO	AUTOC.	CONTR. ESTRUCT.	LINEAL	NORMAL	OMISIÓN VBLE.	VBLE NO SIGNIFIC.
1	3	0.411	0.387	SÍ	2008			SÍ	NO
2 (ficticias)	7	0.792	0.771	Posible AR(2) ₄		SÍ	SÍ		SÍ
3 (AR(2) ₄)	8	0.877	0.862	SÍ					SÍ
DESESTACIONALIZACIÓN									
4	3	0.462	0.440	SÍ	2008			SÍ	NO
5 (ficticias)	7	0.911	0.902	AR(1)		SÍ	SÍ		
6 (AR(1))	8	0.9458	0.939	NO					SÍ
7 (sin d1*rnn)	7	0.9457	0.940						SÍ
8 (sin p. petrol)	5	0.9457	0.938						SÍ
9 (sin d1*int)	4	0.943	0.937	NO					NO

3.- CONCLUSIONES

El sector automovilístico es de gran importancia en España. Desde el punto de vista teórico, es un sector en constante cambio, pero más actualmente con la revolución tecnológica de estos últimos años. Además, ha sufrido las crisis de 2008 y 2020, que han influido de forma negativa en él.

Desde el punto de vista analítico, en la última estimación del modelo hay un antes y un después por la crisis de 2008. Se observa que las ventas de vehículos dependen positivamente de la renta nacional neta y negativamente del tipo de interés. A partir de 2008 dependen positivamente del precio del petróleo.

- La renta nacional neta tiene una relación directa con la venta de los vehículos, ya que, a mayor renta nacional neta, mayor disponibilidad de dinero por parte de los consumidores para acudir a los mercados, en este caso de automóviles.
- El tipo de interés tiene una relación inversa con la venta de vehículos debido a que cuanto mayor es el tipo de interés que cobra el banco por el crédito, menor es el gasto que se hace en consumo.
- Según la estimación, a partir del año 2008, a mayor precio del petróleo, mayores ventas de coches se realizan. Esto se puede deber a que cuando aumenta el precio del petróleo, los consumidores se decantan por la compra de vehículos eléctricos, de forma que las ventas aumentan. Para comprobar si esto ocurre se podría realizar un estudio donde se distinga entre las ventas de coches de gasolina y de coches eléctricos.

Aún no se pueden estimar las consecuencias de la crisis del actual 2020 pero conociendo el cambio estructural producido en el 2008 y las variables que han intervenido en este cambio, es muy posible que este año exista un nuevo cambio estructural, por lo que las autoridades competentes deberían actuar en consecuencia para facilitar la mejor y más rápida recuperación del sector.

Si cogiéramos este modelo como totalmente cierto, para potenciar la venta de coches en nuestro país se debería tratar de aumentar la renta nacional neta, facilitar créditos con intereses bajos y mantener el precio de las gasolinas alto. Además, si, como se ha comentado, se supone que aumenta la venta de vehículos eléctricos, el desarrollo de estos haría que se incrementaran las ventas en mayor medida.

BIBLIOGRAFÍA

[1] ANFAC (2020): *“Abril registra el peor dato de matriculaciones de los últimos 20 años”*, Instituto de Estudios de Automoción, DGT e International Energy Agency.

[2] ASOCIACIÓN ESPAÑOLA DE FABRICANTES DE AUTOMÓVILES Y CAMIONES Y ASOCIACIÓN ESPAÑOLA DE FABRICANTES DE EQUIPOS Y COMPONENTES PARA AUTOMOCIÓN (2017): *“Agenda sectorial de la industria de automoción, 2017”*.

[3] CARRASCAL U., GONZÁLEZ Y., RODRÍGUEZ B. (2001): *Análisis econométrico con EViews*. Editorial Ra-Ma, Madrid.

[4] C. CLARK (1940): *“Condiciones del progreso económico”*, Alianza Editorial.

[5] DGT (1999-2018): *Anuario Estadístico General*; Ministerio del Interior.

[6] ERNST & YOUNG, (2017): *“The Future Enterprise: Una hoja de ruta en la transformación de las empresas de automoción”*.

[7] ICEX, ESPAÑA EXPORTACIÓN E INVERSIONES (2019): *“Industria de Automoción en España. Datos básicos.”*; Ministerio de Industria, Comercio y Turismo.

[8] INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, INEBASE (2019): *“Contabilidad Nacional Anual de España. Revisión Estadística 2019: Producto interior bruto a precios de mercado y sus componentes.”*

[9] J. FOURASTIÉ (1956): *“La gran esperanza del siglo XX”*, Editorial Miracle.

[10] MINISTERIO DE INDUSTRIA, COMERCIO Y TURISMO (2019): *“Executive Summary International Trade Report”*; Subdirección General de Estudios y Evaluación de Instrumentos de Política Comercial.

[11] PLATAFORMA TECNOLÓGICA ESPAÑOLA DE AUTOMOCIÓN Y MOVILIDAD. (2019):
“Evolución APE de I+D+i del sector de automoción- 2019”.

[12] STATISTA (2020) “Ranking mundial de los 10 principales países productores del sector de la automoción según el número de vehículos fabricados en 2019”

ENLACES WEB:

[1] BdE, tipos de interés. Disponible en:

<https://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/tipos/tipos.html>

[2] INE, Renta nacional neta, datos no ajustados de estacionalidad y calendario. Disponible en: <https://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=30683&L=0>

[3] Investing, precio del petróleo Brent. Disponible en:

<https://m.es.investing.com/commodities/brent-oil-historical-data>

[4] Investing, tipo de cambio. Disponible en:

<https://es.investing.com/currencies/usd-eur-historical-data>