



**FACULTAD DE CIENCIAS
ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES**

GRADO EN ECONOMÍA

CONTRASTACIÓN DE LA LEY DE OKUN APLICADA AL CASO ONUBENSE

Trabajo Fin de Grado presentado por Ana Belén Domínguez Ramírez siendo el tutor del mismo el profesor José Antonio Camuñez Ruiz.

Vº. Bº. del Tutor/a/es/as:

Alumna:

D. José Antonio Camuñez Ruiz

Dña. Ana Belén Domínguez Ramírez

Sevilla, Junio de 2021



GRADO EN ECONOMÍA

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES

TRABAJO FIN DE GRADO CURSO ACADÉMICO [2020-2021]

TÍTULO:

CONTRASTACIÓN DE LA LEY DE OKUN APLICADA AL CASO ONUBENSE

AUTOR:

ANA BELÉN DOMÍNGUEZ RAMÍREZ

TUTOR:

JOSÉ ANTONIO CAMUÑEZ RUIZ

DEPARTAMENTO:

DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA APLICADA I

ÁREA DE CONOCIMIENTO:

MÉTODOS CUANTITATIVOS PARA LA ECONOMÍA Y LA EMPRESA

RESUMEN:

El objetivo del presente trabajo es la contrastación de la ley de Okun aplicada al caso onubense durante el período 2008-2019, usando estimaciones econométricas a partir del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y del modelo autorregresivo de orden 1 (AR(1)). En el primer capítulo, se va a realizar un breve análisis del entorno geográfico y económico de Huelva. En el segundo capítulo, se va a desarrollar la denominada ley de Okun. En el tercer capítulo, se realizará un análisis teórico de los dos modelos de estimación que se aplicarán en nuestro estudio. A partir del cuarto capítulo, se podrá encontrar el contenido práctico. Tras la breve exposición del objetivo y un breve análisis de las variables y datos utilizados, se va a llevar a cabo la estimación conjunta del modelo a través del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), realizando los comentarios pertinentes. En el quinto capítulo, se realizará la estimación de las regresiones individualizadas a través del método mencionado anteriormente para intentar solucionar los problemas de colinealidad. En el sexto capítulo, se estimará cada regresión individualizada a partir del modelo autorregresivo de orden 1 (AR(1)) por Prais-Winsten para así solventar los problemas de autocorrelación presentes en el análisis. Por último, en el séptimo capítulo, se finalizará con las conclusiones y los principales resultados obtenidos en este estudio.

PALABRAS CLAVE:

Series temporales; Huelva; MCO; AR(1); Estimación

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN	5
CAPÍTULO 1. HUELVA	6
CAPÍTULO 2. LEY DE OKUN.....	7
2.1. FUNDAMENTO TEÓRICO	7
2.2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA.....	7
2.2.1. <i>Modificaciones y adaptaciones de la ley de Okun</i>	8
CAPÍTULO 3. INTRODUCCIÓN A LA METODOLOGÍA DEL ANÁLISIS ECONÓMTRICO CON SERIES TEMPORALES	11
3.1. MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS (MCO).....	11
3.2. PROCESO AUTORREGRESIVO DE ORDEN 1	12
CAPÍTULO 4. ESTIMACIÓN CONJUNTA DEL MODELO A TRAVÉS DEL MÉTODO MCO .	14
4.1. OBJETIVO	14
4.2. VARIABLES Y DATOS UTILIZADOS.....	14
4.3. ESTIMACION CONJUNTA DEL MODELO A TRAVÉS DEL MÉTODO DE MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS (MCO).....	15
4.3.1. <i>Interpretación de los coeficientes de regresión y significatividad individual de las variables explicativas</i>	16
4.3.2. <i>Bondad del ajuste</i>	16
4.3.3. <i>Significatividad global del modelo</i>	17
4.3.4. <i>Colinealidad</i>	17
CAPÍTULO 5. ESTIMACIÓN INDIVIDUAL DEL MODELO A TRAVÉS DEL MÉTODO MCO..	20
5.1. REGRESIÓN INDIVIDUALIZADA DEL PRODUCTO INTERIOR BRUTO (PIB) ONUBENSE A PRECIOS CORRIENTES	20
5.2. REGRESIÓN INDIVIDUALIZADA DE LA REMUNERACIÓN DE LOS ASALARIADOS ONUBENSES	21
5.3. REGRESIÓN INDIVIDUALIZADA DE LOS PUESTOS DE TRABAJO TOTALES EN HUELVA	22
5.4. AUTOCORRELACIÓN.....	22
5.4.1. <i>Correlograma de los residuos</i>	23
5.4.2. <i>Contraste de Durbin-Watson</i>	24
5.4.3. <i>Contraste de Breusch-Godfrey</i>	25
CAPÍTULO 6. ESTIMACIÓN MEDIANTE EL MODELO AUTORREGRESIVO DE ORDEN 1 (AR(1))	28
6.1. AR (1) POR PRAIS-WINSTEN.....	28
CAPÍTULO 7. CONCLUSIÓN.....	30
BIBLIOGRAFÍA	32

INTRODUCCIÓN

El objetivo de este trabajo es ver si se contrasta la ley de Okun aplicada al caso onubense durante el período 2008-2019, usando estimaciones econométricas a partir de dos métodos diferentes.

Para llevar a cabo esta estimación, se elige un modelo econométrico acorde a nuestro estudio y a nuestra serie de datos. En este caso, se usa el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y más tarde, el modelo autorregresivo de orden 1 (AR(1)), ambos muy fáciles de manejar.

Las variables seleccionadas para la realización de este trabajo son el PIB onubense a precios corrientes (X1), la remuneración de los asalariados onubenses (X2), los puestos de trabajo totales en Huelva (X3), y las personas paradas registradas en Huelva (Y) durante el horizonte temporal elegido, siendo las tres primeras variables, las variables explicativas, y la última, la variable objetivo a estimar.

En el primer capítulo, se realiza un breve análisis del entorno geográfico y económico de la provincia onubense.

En el segundo capítulo, se desarrolla la denominada Ley de Okun.

En el tercer capítulo, se explica el marco teórico de cada uno de los métodos econométricos que se va a aplicar para llevar a cabo la estimación, concretamente, y como se ha mencionado anteriormente, se desarrolla el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y el modelo autorregresivo de orden 1 (AR(1)).

En el cuarto capítulo, se comienza aclarando el objetivo del presente trabajo además de realizar un análisis simplificado de cada una de las variables y datos utilizados. Tras ello, se procede a la estimación conjunta del modelo a partir del método MCO. La principal función de este punto es observar la evolución de los datos de la muestra y analizar los posibles problemas que pueden aparecer. Para la contrastación de los resultados, se estudia la interpretación de los coeficientes de regresión, la significatividad individual de los parámetros y global del modelo, la bondad del ajuste, y la colinealidad, para cuya detección se han utilizado tres procedimientos diferentes, la matriz de correlación, el factor de inflación de la varianza superior a 10 y el diagnóstico de colinealidad de Belsley-Kuh-Welsch.

Posteriormente, en el quinto capítulo, como consecuencia de la presencia de colinealidad entre las variables exógenas (X1, X2 y X3), se procede a estimar el modelo de forma individual, es decir, con regresiones individualizadas a partir del método MCO. En este caso, sus efectos se interpretan de la misma forma que en el capítulo anterior, aunque sustituyendo el análisis de colinealidad por el de autocorrelación debido a que ese problema ya ha sido solventado. Para hallar los problemas de autocorrelación, se han llevado a cabo tres métodos diferentes, uno gráfico que hace referencia al correlograma de los residuos y dos analíticos, siendo estos los contrastes de Durbin-Watson y de Breusch-Godfrey.

En el sexto capítulo, para solventar los problemas de autocorrelación presentes en nuestro estudio, se estima de nuevo el modelo de regresiones individualizadas a partir del modelo autorregresivo de orden 1, más conocido como AR(1).

Finalmente, en el séptimo y último capítulo de este trabajo, se lleva a cabo un análisis de las conclusiones sobre los resultados obtenidos y se establece cuál es el modelo más acorde a nuestra serie de datos.

CAPÍTULO 1. HUELVA

En este capítulo se va a realizar un breve análisis del entorno geográfico y económico de la provincia onubense.

Huelva es una provincia española situada en la parte oeste de la CC.AA. de Andalucía. Esta provincia limita al norte con la de Badajoz, al este con la provincia de Sevilla, al sureste con la provincia de Cádiz, al sur con el océano Atlántico y al oeste con Portugal. Su capital es la ciudad de Huelva, y aunque se caracteriza por ocupar el puesto 29 entre las provincias más pobladas a nivel nacional, también es relevante destacar que es la provincia andaluza con menos habitantes.

La provincia de Huelva, la más occidental de Andalucía, está formada por seis comarcas muy diferenciadas entre sí en lo que se refiere a su entorno natural y a su especialización económica: el Andévalo, el Condado, la Costa Occidental, la Cuenca Minera, la Sierra de Huelva y la Comarca Metropolitana de Huelva, la cual, a su vez, está compuesta por seis municipios: Aljaraque, Gibraleón, Huelva, Moguer, Palos de la Frontera, Punta Umbría y San Juan del Puerto, los cuales constituyen una única aglomeración urbana que se caracteriza por sus importantes interacciones y gran movilidad de sus residentes, convirtiéndose en la zona de mayor desarrollo tanto demográfico como económico y social. Además, por lo que respecta al trabajo, es donde se ha asentado la mayor parte de la población inmigrante, la cual juega un importante papel en el mercado laboral onubense.

Su economía, al igual que sucede en el resto de España, está controlada por el sector terciario, ocupando en torno al 57% del PIB, que incluye a la actividad turística, focalizándose, sobre todo, en la visita a playas y circuitos. Debido al importante polo químico, el cual se encuentra ligado a la minería, y a la refinería de la Rábida, fuente importante de empleo provincial, el sector secundario ha adquirido un peso relativo mayor que en el resto de Andalucía. En cuanto al sector primario, destacan actividades como la pesca, uno de sus tradicionales y principales medios de vida con una de las más importantes flotas pesqueras de España, que es Isla Cristina, y la nueva agricultura forzada bajo plástico, fundamentalmente del fresón de Palos de la Frontera. Además, dentro del sector primario, también tiene una gran tradición e importancia económica la ganadería porcina de raza ibérica de montanera, destacando la D.O.P Jamón de Jabugo por su gran calidad y aceptación en el mercado.

Por último, y antes de comenzar con el grosor de este trabajo, con respecto al mercado laboral se ha de destacar que, aunque Huelva sigue una evolución parecida a la Andalucía y España, esta provincia cuenta con un mercado de trabajo sumido en la precariedad y los bajos salarios. Tanto es así que algunos empresarios no respetan ni tan siquiera los convenios de aplicación. Esta provincia cuenta con más de 400000 personas desempleadas, de las cuales más de la mitad son mujeres, el 98% contratos temporales y el 70% tasa de parcialidad involuntaria, es decir, que de cada 4 jornadas parciales, 3 son involuntarias.

CAPÍTULO 2. LEY DE OKUN

En este capítulo se va a desarrollar la denominada ley de Okun haciendo especial referencia a su fundamento teórico y a su revisión bibliográfica para, más tarde, tenerla en cuenta y poder aplicarla en nuestra estimación del modelo.

2.1. FUNDAMENTO TEÓRICO

Arthur Okun observó una relación lineal muy fuerte entre las variaciones de la producción y del desempleo de EE.UU. a partir de los datos recogidos durante los años 50. Este hecho le llevó a proponer, a principio de los años sesenta, la denominada ley de Okun. A esta relación se le aplica el nombre de “ley” porque es una relación empírica que se cumple con regularidad aceptable para la mayoría de las economías desarrolladas, variando, únicamente, el valor de los coeficientes. No obstante, no hay que perder de vista el hecho de que, al no definir una relación teórica estricta entre variables, estando su formulación fundamentada en estimaciones estadísticas entre datos, como suele suceder para la mayor parte de las relaciones socioeconómicas, aplicar el término “ley” a esta relación empírica puede dar lugar a confusiones sobre su validez y aplicabilidad.

Para una economía en expansión, la ley de Okun establece que, con una población activa relativamente estable, el volumen de recursos humanos debe aumentar para que su nivel de producción aumente y reduzca, por tanto, su nivel de paro. De forma análoga, en una economía en recesión sucederá lo contrario, es decir, que disminuirá el número de empleados, aumentando en consecuencia su nivel de desempleo.

Desde su primera formulación hasta nuestros días han surgido numerosas versiones sobre la ley de Okun, siendo la principal diferencia entre ellas la forma de calcular las variaciones del desempleo y la producción.

2.2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

En 1962, Arthur Okun escribió en su artículo “Potencial GNP: Its Measurement and Significance” el primer trabajo donde se establecía una relación entre el Producto Interior Bruto (PIB) y el nivel de desempleo de una economía. En este trabajo, se estudió conjuntamente los valores del PIB y del desempleo para la economía de los EE.UU. desde el segundo trimestre del año 1947 hasta el último trimestre de 1960.

De esta forma, realizando una regresión lineal sobre los valores de la tasa de desempleo y del crecimiento de la producción entre dos trimestres consecutivos, Arthur Okun obtuvo la siguiente ecuación para los datos trimestrales:

$$u_t - u_{t-1} = 0,30 - 0,30g_t^Y$$

De esta ecuación se concluyen tres ideas: 1) si no existiera crecimiento en la economía de los EE.UU., la tasa de desempleo aumentaría un 0,3% cada trimestre; 2) el PIB debería incrementarse un 1% trimestralmente para mantener constante la tasa de desempleo; y, 3) por cada 1% de aumento trimestral en el nivel de desempleo se produce una pérdida en la producción de EE.UU. de aproximadamente 3,33%.

Por otro lado, Okun también quiso cuantificar cuál era la importancia del desempleo en relación con las condiciones de producción potencial. Sin embargo, este encontró una dificultad, y es que, a priori, no existía un método o forma para cuantificar cuál era el nivel de desempleo que coexistía con las condiciones de producción potencial. Así, como Okun siempre tenía soluciones para todo y los economistas norteamericanos de la década de los

años 50 y 60 lo tenían asumido, este autor asumió la hipótesis de que la tasa de desempleo debía situarse en torno al 4% anual para tales condiciones. Bajo este supuesto, Okun realizó una nueva regresión lineal entre la tasa de desempleo y la brecha de la producción para la economía de los EE.UU. en el periodo original, obteniendo la siguiente relación para los datos trimestrales:

$$U = 3,72 - 0,36GAP$$

donde U = Nivel de desempleo y GAP = Brecha de producción potencial

La consecuencia más relevante de esta relación es que se prevé que por cada 2,8% de variación en la producción respecto a las condiciones potenciales de producción, el nivel de desempleo variará un 1% respecto a las mismas condiciones.

Como consecuencia de que los valores de los coeficientes de las dos especificaciones propuestas estaban comprendidos entre 0,30 y 0,40, Okun sintetizó las relaciones en una única ecuación:

$$Y_t^\rho = Y_t(1 + 0,032(U_t - 4))$$

donde Y = Producción, U = Nivel de desempleo, y el superíndice ρ designa la producción potencial

Debido a su importancia e implicaciones en la economía de cualquier región, este tipo de ecuaciones han sido ampliamente utilizadas en estudios macroeconómicos durante las últimas décadas, aunque con numerosas modificaciones y adaptaciones. No obstante, a las ecuaciones que relacionan los niveles de producción y de desempleo en una economía se le denominan “leyes de Okun” en honor a Arthur Okun, que fue el primero que las difundió en el ámbito académico.

2.2.1. Modificaciones y adaptaciones de la ley de Okun

Haciendo referencia a estas modificaciones y adaptaciones de la ley de Okun y siguiendo con la economía de EE.UU. destacó el trabajo de **Gordon (1984)**, quien consideró nuevas variables económicas. Gordon, para estimar la producción de EE.UU. desde 1951 hasta 1979 usó los valores de la población activa y de la empleada, de la jornada laboral, de la producción y el empleo no agrícola y la población en edad de trabajar. En lo relativo a la metodología, utilizó una ecuación autorregresiva para contrastar el efecto del desempleo en la producción a corto y largo plazo. Así, llegó a la conclusión de que el peso del desempleo en la producción estaba en torno al 2,03%, inferior al estimado por Okun en su tercera ecuación. Además, observó la influencia del desempleo a corto y largo plazo, concluyendo que el peso del desempleo a largo plazo era de casi dos veces mayor.

Freeman (2000), realizó un trabajo donde estimó los valores del coeficiente de Okun para diversas regiones de los EE.UU. utilizando datos regionales desde 1977 hasta 1997, e implementándolos para el conjunto nacional y para cada región. De esta forma, adoptó la siguiente ecuación de forma independiente:

$$Y_t - Y_T^\beta = \beta(u_t - u_t^\rho)$$

En los resultados que obtuvieron de este trabajo se observó que las estimaciones regionales del coeficiente de Okun diferían sustancialmente dependiendo de si se utilizaba el filtro de Baxter y King o la tendencia cuadrática.

Este autor también analizó la estabilidad del coeficiente de Okun de la economía norteamericana utilizando datos nacionales anuales y trimestrales para lo cual procedió a

descomponer la serie nacional original desde 1959 a 1997 en dos tramos, el primero hasta 1977, y el segundo desde 1978 a 1997, comparando los resultados de estas series con el resultado que se obtendría de la serie completa. La conclusión que obtuvo fue que el valor del coeficiente de Okun para el conjunto nacional se mantuvo en torno a -2,0 independientemente del método utilizado. No obstante, este resultado contrastó con las conclusiones obtenidas de otros estudios, donde se concluía que el coeficiente de Okun no era constante en el tiempo, hecho que podría explicarse a través de la descomposición tan simple que Freeman realizó de la serie completa, donde tomó tan sólo dos sub-series con periodos de 20 años, siendo complicado captar las variaciones que pudiera sufrir el coeficiente de Okun.

Knoteck (2007) realizó un estudio para comprobar la validez de las leyes de Okun en la predicción de la evolución de la economía. Para comenzar, estudió la estabilidad en el tiempo de los parámetros que definían las ecuaciones propuestas por Okun, realizando sucesivas regresiones mediante el método de ventanas de tiempo móviles sobre la especificación de las diferencias de la ley de Okun. La conclusión que obtuvo fue que los valores no se mantenían constantes a lo largo del periodo de estudio, lo que significaba que la recta de Okun no se mantenía constante, ni su pendiente, ni su intersección con el eje de ordenadas. Este hecho indicó que la ley de Okun debía entenderse como una relación aproximada entre variables.

En los últimos años, fuera del ámbito de EE.UU., se han llevado a cabo numerosos estudios sobre la ley de Okun.

En Asia, destacó el estudio realizado por **Lal et al. (2010)**, quien analizó la validez de la especificación de “gaps” de la ley de Okun ofrecida por la ecuación anterior, para Pakistán, Bangladesh, India, Sri Lanka y China, para el horizonte temporal comprendido entre 1980 y 2006, mediante el método de ajuste de mínimos cuadrados. La conclusión que se obtuvo fue que para ese conjunto de países los coeficientes de Okun estimados no eran significativos, excepto en el caso de Bangladesh, por lo que se creyó que la especificación de “gaps” de la ley de Okun no sería aplicable a países que presentaban cambios relevantes en sus niveles de producción y empleo.

Dentro de la Unión Europea despuntó el trabajo de **Sögner y Stiassny (2002)**. Para poder conseguir su principal objetivo, el cual era observar el efecto que producían las variaciones del crecimiento de la producción contemporánea y retardada en la tasa de desempleo, este autor estimó los coeficientes de Okun para 12 países de la Unión Europea, EE.UU., Japón y Canadá, utilizando una modificación de la especificación de “gaps” de la ley de Okun, donde introdujo, además, el primer retardo del nivel de producción. El resultado de ello fue comprobar que existía una gran dispersión entre los valores de los coeficientes de Okun para los países analizados.

Por otro lado, Sögner y Stiassny también estudiaron la estabilidad de los coeficientes de Okun para los países de la muestra mediante un modelo de ventanas, observándose que EE.UU., Canadá, Italia, Austria y Bélgica presentaban una estabilidad casi total de este coeficiente.

En este estudio también se estableció una conclusión sobre las economías nacionales, y fue que los países cuyas tasas de desempleo reaccionaban menos a las variaciones de la producción, poseían las mejores políticas para favorecer la estabilidad del empleo.

Para los datos de España fueron **Belmonte y Polo (2004)** los que pusieron en funcionamiento varios modelos sobre la ley de Okun a partir de datos procedentes del Instituto Nacional de Estadística (INE). Estos autores usaron las dos series de datos que ofrecía el INE, la primera desde 1976:3 a 1998:4 en base a 1986 y la segunda desde 1980:1 a 2001:4 en base a 1995. Así, situaron el coeficiente de Okun para la economía española en -0,98 en

base a 1986 y en -0,74 en base a 1995.

Doménech y Gómez (2005) investigaron la dependencia presente entre el nivel de desempleo, el IPC, el PIB y la inversión para la economía española. De ello, se concluyeron dos ideas. Por un lado, que cuando el nivel de desempleo se encontraba por debajo de su nivel de equilibrio, se solía producir un aumento de la inflación, y por otro lado, que la información de la inflación española para explicar el ciclo económico de la economía española sería menor que la información que pudieran aportar la tasa de desempleo y la inversión.

Estimando los coeficientes de Okun para todas las CC.AA. en el periodo comprendido entre 1984 y 2007, utilizando datos sobre población activa y PIB publicados por el INE, mediante datos de panel, **Maza y Villaverde (2007)** realizaron un estudio regional de la economía española. La especificación que utilizaron para estimar los coeficientes de Okun fue similar a la de Belmonte y Polo, ya que relacionaban la brecha de desempleo con la brecha de producción, pero, en este caso, calculando la tendencia de la serie de dos formas diferentes, la primera mediante el filtro HP y la segunda con una tendencia cuadrática.

Andrés et al. (2009) analizaron la evolución del mercado laboral español durante las dos últimas décadas, poniendo de manifiesto que España había pasado de ser uno de los países de la Unión Europea en los que más había crecido el empleo, a ser uno de los que más había sufrido los efectos de la crisis de los últimos años, llegando a alcanzar tasas de desempleo próximas al 20%. Por otro lado, expusieron que la relación entre desempleo y producción había pasado a ser más fuerte, acompañada de una alta volatilidad del empleo. Este hecho se tradujo en que la relación de Okun tendía a ser más pronunciada, con lo que la economía española eliminaba con gran rapidez el desempleo en épocas de expansión económica, mientras que en épocas de crecimiento débil y de recesión el desempleo aumentaba fuertemente.

Por último, **Usabiaga (2010)** también realizó un estudio de las economías regionales de España calculando, a través de la recta de Okun de cada una de las CC.AA. y obtenida mediante una regresión por mínimos cuadrados, la variación del PIB anual que haría que su número de ocupados, tasa de desempleo y número de desempleados no variasen. Centrándonos en los valores de la tasa de desempleo, este autor concluyó que Asturias (1.24%) y el País Vasco (1.53%) eran las dos comunidades que tendrían que crecer menos para mantener sus tasas de paro, mientras que Madrid (3.06%) y Murcia (3.07%) eran las que deberían aumentar en mayor medida su producción para alcanzar este objetivo.

CAPÍTULO 3. INTRODUCCIÓN A LA METODOLOGÍA DEL ANÁLISIS ECONÓMétrICO CON SERIES TEMPORALES

En este capítulo se va a desarrollar, de forma teórica, los principales métodos de estimación que se van a emplear en el desarrollo de nuestro análisis.

3.1. MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS (MCO)

El método de mínimos cuadrados ordinarios se centra en minimizar la suma de los errores al cuadrado. Los estimadores MCO ($\hat{\beta}$) hacen referencia a aquellos que hacen mínima la suma de las diferencias al cuadrado entre los valores reales Y y los valores estimadores \hat{Y} .

Para ello, se considera el siguiente modelo de regresión lineal:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t + \dots + \beta_n X_t + u_t \text{ donde } t = 1, 2, 3, \dots, n$$

Y_t : observaciones de la variable dependiente

X_t : variables independientes

β_t : coeficientes de las variables independientes

α : término independiente

u_t : perturbación aleatoria que recoge los factores no observados por el investigador y que influyen en la variable Y en el momento actual, o sea, sobre Y_t . Esta perturbación se obtiene de la diferencia mostrada en la siguiente expresión:

$$u_t = Y_t - \alpha - \beta_1 X_t \text{ donde } t = 1, 2, 3, \dots, n$$

Una vez que se ha obtenido la recta anterior, se extrapola a otra recta, en la cual se sustituyen los parámetros α y β_1 del modelo por los estimadores $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}_1$, en la que la \hat{y} es el valor estimado de Y.

$$\hat{y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 X_t + \hat{u}_t \text{ donde } t = 1, 2, 3, \dots, n$$

\hat{u}_t : residuo que mide el error cometido en la estimación de la variable dependiente y que se calcula como la diferencia entre los valores observados y los valores estimados de Y.

$$\hat{u}_t = Y_t - \hat{y}_t = Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}_1 X_t = \alpha - \beta_1 X_t + u_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}_1 X_t = (\alpha - \hat{\alpha}) + (\beta_1 - \hat{\beta}_1) X_t + u_t \text{ donde } t = 1, 2, 3, \dots, n$$

De todo ello, se puede deducir la siguiente expresión:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_t + u_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 X_t + \hat{u}_t \text{ donde } t = 1, 2, 3, \dots, n$$

Una vez en este punto, a partir de los datos, se calculan los parámetros $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}_1$ para llegar a la función de regresión muestral. Para ello, se utiliza el método de MCO, el cual, como se ha mencionado anteriormente, permite obtener los parámetros minimizando la suma de los residuos al cuadrado.

$$\min_{\hat{\alpha}, \hat{\beta}_1} \sum_{t=1}^N \hat{u}_t^2 = \min_{\hat{\alpha}, \hat{\beta}_1} \sum_{t=1}^N (Y_t - \hat{Y}_t)^2 = \min_{\hat{\alpha}, \hat{\beta}_1} \sum_{t=1}^N (Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}_1 X_t)^2$$

Ahora, se igualan las primeras derivadas a cero y se obtienen las expresiones de los

estimadores de $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}_1$.

$$\frac{d \sum_{t=1}^N u_t^2}{d\hat{\alpha}} = -2 \sum_{t=1}^N (Y_t - \hat{\beta} - \hat{\beta}_1 X_t)^2 = 0; \sum_{t=1}^N \hat{u}_t = 0$$

$$\frac{d \sum_{t=1}^N u_t^2}{d\hat{\beta}_1} = -2 \sum_{t=1}^N (Y_t - \hat{\beta} - \hat{\beta}_1 X_t) X_t = 0; \sum_{t=1}^N \hat{u}_t X_t = 0$$

Así, se obtiene un sistema de ecuaciones normales de MCO.

$$\sum_{t=1}^N (\hat{u}_t) = \sum_{t=1}^N (Y_t - \hat{\beta} - \hat{\beta}_1 X_t) = 0$$

$$\sum_{t=1}^N (\hat{u}_t X_t) = \sum_{t=1}^N (Y_t - \hat{\beta} - \hat{\beta}_1 X_t) X_t = 0$$

Por último, una vez resuelto el sistema de ecuaciones, se obtienen los parámetros $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}_1$, que son los estimadores MCO de los parámetros del modelo inicialmente planteado.

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{t=1}^N (X_t - \bar{X})(Y_t - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^N (X_t - \bar{X})^2} = \frac{S_{XY}}{S_X^2}$$

$$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X}$$

Además, cabe resaltar que, para que el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) ofrezca estimaciones eficientes de los parámetros del modelo, debe cumplir con las siguientes condiciones ideales:

- $E(u_t) = 0$, esta condición implica que la influencia media de las variables no incluidas en la especificación del modelo es nula.
- $Var(u_t) = \sigma^2$ donde $t = 1, 2, 3, \dots, N$. Este supuesto se conoce con el nombre de homocedasticidad y hace referencia a que la varianza de cada valor de la variable objetivo es la misma para todos los valores.
- $Cov(u_t, u_s) = 0$, para $t \neq s$, es decir, que no hay correlación entre dos perturbaciones distintas del modelo. Se denomina hipótesis de "no autocorrelación". Esta hipótesis se traduce en que $Cov(y_t, y_s) = 0$, lo que significa que no hay relación entre dos observaciones de una misma serie separadas en el tiempo. No obstante, hay que señalar que, cuando se trata de series temporales, este supuesto es difícil de mantener, ya que lo más frecuente es que haya correlación entre los diferentes valores y, por tanto, se manifieste que hay autocorrelación.

3.2. PROCESO AUTORREGRESIVO DE ORDEN 1

El modelo autorregresivo de orden 1 es aquél en el que la perturbación aleatoria u_t presenta una componente sistemática de 1 retardo, la cual pretende captar la incidencia del momento anterior en el tiempo, y una componente estrictamente aleatoria, ε_t .

De este modo, tendríamos que un modelo de este tipo se escribe de la siguiente forma:

$$AR(1): u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ donde } t = 2, 3, 4, \dots, n.$$

La matriz de Var – Cov (u) en un AR(1) adquiere una forma particular que reduce notablemente el número de parámetros a estimar.

Si calculamos la varianza de u, resulta que:

$$\sigma_u^2 = Var(u_t) = Var(u_{t-1} + \varepsilon_t) = \rho^2 Var(u_{t-1}) + Var(\varepsilon_t) + 2Cov(u_{t-1}, \varepsilon_t) = \rho^2 \sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2$$

Despejando de la expresión anterior, se tiene finalmente que:

$$\sigma_u^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1 - \rho^2} \text{ debiendo ser } \rho < 1$$

En cuanto a las covarianzas, se obtienen las siguientes relaciones:

$$cov(u_t, u_{t+1}) = \rho \sigma_u^2, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n - 1$$

$$cov(u_t, u_{t+2}) = \rho^2 \sigma_u^2, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n - 2$$

⋮

$$cov(u_1, u_n) = \rho^{n-1} \sigma_u^2$$

de donde se deduce que los coeficientes de correlación lineal ρ_s entre perturbaciones que distan s retardos, vienen dados por:

$$\rho_s = \frac{cov(u_t, u_{t-s})}{\sigma_u^2} = \frac{\rho^s \sigma_u^2}{\sigma_u^2} = \rho^s, \quad s = 1, 2, 3, \dots, n - 1$$

Y por tanto, se tiene que:

$$Var - Cov(u) = \sigma_u^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1 - \rho^2} \begin{pmatrix} 1 & \rho & \dots & \rho^{n-1} \\ & 1 & \dots & \rho^{n-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ & & & 1 \\ \rho^{n-1} & \dots & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

que quedará determinada conociendo σ_ε^2 y ρ .

De esta manera, en un modelo AR(1) el número de parámetros a estimar se ha reducido en última instancia a k+2: $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k, \sigma_\varepsilon^2, \rho$.

CAPÍTULO 4. ESTIMACIÓN CONJUNTA DEL MODELO A TRAVÉS DEL MÉTODO MCO

En este capítulo, se va a comenzar mencionando el objetivo del presente trabajo para, más tarde, realizar un análisis descriptivo de las variables y datos utilizados. Seguidamente, se procederá con la estimación conjunta del modelo a través del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) explicado anteriormente. Para completar este capítulo y poder tomar una decisión, se realizarán las interpretaciones necesarias.

4.1. OBJETIVO

El objetivo del presente trabajo es concretar un modelo econométrico que sirva para examinar la relación existente entre dos tipos de variables, las independientes o exógenas que, en este caso son el PIB onubense a precios corrientes (X_1), la remuneración de los asalariados onubenses (X_2) y los puestos de trabajo totales presentes en Huelva (X_3), y la variable dependiente o endógena que, en este caso, es el número de personas paradas registradas en Huelva (Y). El fin es predecir el comportamiento de esta última a partir de las variables explicativas. Además, a partir de la estimación de este modelo, se podrá ver si se cumple o no la denominada ley de Okun para la serie de datos estudiada.

4.2. VARIABLES Y DATOS UTILIZADOS

A continuación, se procede a detallar y definir cada una de las magnitudes económicas que han sido seleccionadas en el presente estudio para, más adelante, realizar el análisis.

- **Producto Interior Bruto (PIB)**

Se refiere a un indicador económico que refleja el valor monetario del conjunto de bienes y servicios finales producidos por un país o región en un determinado período del tiempo, normalmente un año. Para su cálculo es necesario sumar todos los productos y servicios producidos dentro de ese país o región, sin tener en cuenta la nacionalidad de quien los produzca o los consuma. El PIB se calcula para medir la riqueza que genera un país o región.

En el caso de España, el encargado de calcular y publicar cada trimestre los datos del PIB es el Instituto Nacional de Estadística (INE). Además, para asegurar la fiabilidad de esos datos, los cálculos de todos los Estados miembros de la Unión Europea son auditados por Eurostat. Para concluir con esta definición hay que destacar que la evolución de esta magnitud económica también es útil para evaluar si una economía se encuentra en recesión o expansión, dependiendo de si su PIB aumenta o disminuye, y del ritmo al que lo hace. En este trabajo, se utilizarán los valores del PIB anuales presentes en la provincia de Huelva que proporciona el Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía a precios corrientes comprendidos entre 2008 y 2019, y cuya unidad de medida son miles de euros.

- **Remuneración de los asalariados**

La remuneración en especie, comúnmente aplicada a la contabilidad nacional, es un término utilizado en economía y en estadística. Este indicador económico comprende toda la remuneración en efectivo y en especie que los empleadores transfieren a sus asalariados como contrapartida por el trabajo realizado por estos durante el período contable. El salario de cada trabajador se calcula sumando el monto nominal salarial que le corresponde a cada trabajador y las cotizaciones sociales a carga del empleador.

A lo largo de este trabajo, se emplearán datos anuales de la remuneración de los

asalariados onubenses entre 2008 y 2019, y cuya unidad de medida son miles de euros. Estos datos han sido proporcionados por el Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía.

- **Puestos de trabajo totales**

Esta variable económica hace alusión al número de puestos de trabajo registrados en Huelva en el periodo seleccionado y que son ofertados en los distintos sectores económicos.

Sin diferir con respecto a las dos magnitudes económicas anteriores, los datos utilizados proceden del Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía, su unidad de medida son miles de euros y el periodo temporal seleccionado ha sido 2008-2019.

- **Personas paradas registradas**

Se refiere al número de personas que se encuentran en situación de desempleo respecto a la población activa de un determinado país o región, entendido ésta como el conjunto de personas que están en edad de trabajar que o bien trabaja en un empleo remunerado, haciendo así referencia a la población ocupada, o bien se halla en plena búsqueda de empleo, población en paro.

En este caso, los datos utilizados en este trabajo referentes al desempleo fueron obtenidos de la Encuesta de Población Activa (EPA) mediante la base de datos del Instituto Nacional de Estadística (INE). Además, he de resaltar que, como en este caso concreto los datos aparecían con una periodicidad mensual se ha procedido al cálculo de su sumatorio mensual para así obtener su cómputo anual.

Finalmente, comentar que el análisis econométrico se ha realizado con un programa denominado Gretl, el cual ha sido elaborado por Allin Cottrell. Este programa informático se trata de un software fácil de manejar y totalmente recomendable para este tipo de análisis.

4.3. ESTIMACION CONJUNTA DEL MODELO A TRAVÉS DEL MÉTODO DE MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS (MCO)

Una vez expuesto el marco teórico en los capítulos 2 y 3, aclarado el objetivo del trabajo y definidas las variables económicas seleccionadas, se procede a plantear el modelo por MCO y comentar los resultados obtenidos.

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 2008-2019 (T = 12)
Variable dependiente: Y

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>valor p</i>	
const	2.16665e+06	248064	8.734	<0.0001	***
X1	0.0959594	0.0305317	3.143	0.0137	**
X2	-0.103812	0.144697	-0.7174	0.4935	
X3	-10.4198	4.81263	-2.165	0.0623	*
Media de la vble. dep.	631854.6	D.T. de la vble. dep.		99901.85	
Suma de cuad. residuos	1.38e+10	D.T. de la regresión		41574.57	
R-cuadrado	0.874048	R-cuadrado corregido		0.826816	
F(3, 8)	18.50539	Valor p (de F)		0.000587	
Log-verosimilitud	-142.2174	Criterio de Akaike		292.4348	
Criterio de Schwarz	294.3744	Crit. de Hannan-Quinn		291.7167	
Rho	0.063803	Durbin-Watson		1.522017	

Así, el modelo econométrico estimado queda de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} & \text{Personas paradas registradas en Huelva} \\ & = 2,16665e + 06 + 0,0959594\text{PIB onubense a precios corrientes} \\ & - 0,103812\text{remuneración de los asalariados onubenses} \\ & - 10,4198\text{puestos de trabajo totales en Huelva} \end{aligned}$$

4.3.1. Interpretación de los coeficientes de regresión y significatividad individual de las variables explicativas

En este aspecto hay que resaltar que dos de las variables explicativas, concretamente, el PIB onubense a precios corrientes y los puestos de trabajo totales en Huelva son individualmente significativas y poseen pendientes diferentes, ya que en el caso del primer regresor esta es positiva mientras que, en el caso del tercer regresor, es negativa. No obstante, la remuneración de los asalariados onubenses no resulta significativa y su pendiente es también negativa. De esta forma, se puede decir que existe una relación directa y significativa entre la primera variable explicativa y la explicada, una relación indirecta y no significativa entre X2 e Y, y por último, una relación indirecta y significativa entre la tercera variable explicativa y la explicada.

En el caso de X1, "PIB onubense a precios corrientes", la pendiente estimada es 0,0959594 con p-valor igual a 0,0137. Por tanto, se puede decir que, si el PIB onubense a precios corrientes crece en una unidad, manteniéndose constantes las otras dos variables explicativas, es decir, teniendo en cuenta la expresión "ceteris paribus", el número de personas paradas registradas en Huelva crece en 0,0959594 unidades.

Para X2, "Remuneración de los asalariados onubenses", cuya pendiente estimada ha sido -0,103812, con p-valor igual a 0,4935, se puede afirmar que, si esa remuneración crece en una unidad, manteniéndose constante las otras dos variables explicativas ("ceteris paribus"), el número de personas paradas registradas en Huelva decrece en 0,103812.

Para X3, "Puestos de trabajo totales en Huelva", se ha obtenido por el método de mínimos cuadrados ordinarios, más conocido como MCO, una estimación de la pendiente igual a -10,4198, con p-valor igual a 0,0623. Así, estamos en condiciones de afirmar que, si los puestos de trabajo totales en Huelva crecen en una unidad, considerando la expresión latina del "ceteris paribus", el número de personas paradas registradas en Huelva decrece en 10,4198.

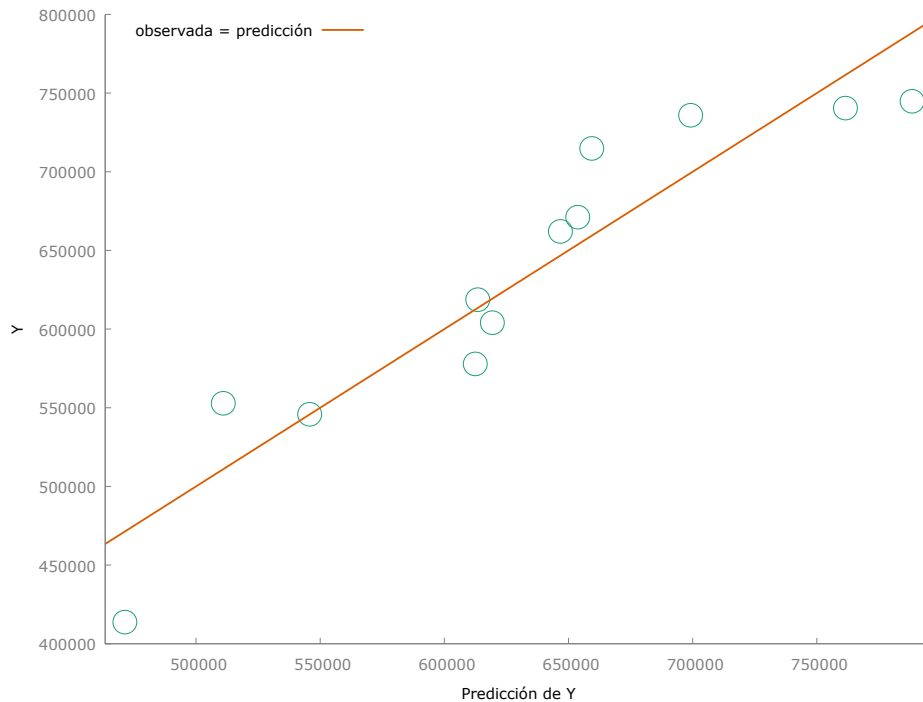
Por último, se debe comentar que, con respecto a la interpretación de las pendientes, choca el hecho de que la variable explicativa X1, la cual pertenece al PIB onubense a precios corrientes, posea una pendiente con signo negativo, ya que no es coherente con la ley de Okun explicada anteriormente. Por ello, más adelante, se va a profundizar un poco en el análisis de la colinealidad ya que, por lo datos obtenidos, puede predecirse que el problema de negatividad de esa variable procede de la colinealidad presente entre las variables explicativas.

4.3.2. Bondad del ajuste

El coeficiente de bondad del ajuste, más bien conocido como coeficiente de determinación, ha tomado el valor $R^2 = 0,874048$, es decir, que más del 87% de la variabilidad de las personas paradas registradas en Huelva es explicada por las variables X1, X2 y X3, a través del modelo estimado por MCO.

Otra forma de calificar el ajuste realizado sería a través del gráfico que recoge la variable observada y estimada. Este gráfico muestra en círculos verdes los valores observados de la variable objetivo, “Personas paradas registradas en Huelva”, y en una línea naranja, los valores pronosticados de dicha variable a través del modelo estimado. Así, se observa la elevada coincidencia entre lo verde y lo naranja, lo que corrobora que se ha realizado un buen ajuste.

Gráfico 1. Variable observada y estimada



Fuente: Gretl

4.3.3. Significatividad global del modelo

Para saber si el modelo es globalmente significativo hay que fijarse en el estadístico que sigue una distribución de probabilidad F de Fisher-Snedecor. En este caso, como el estadístico F asociado al modelo toma el valor 18,50539 y su p-valor es 0,000587 (<0,05), puede considerarse que el modelo es globalmente significativo.

4.3.4. Colinealidad

Volviendo al problema que evidencia el signo negativo del coeficiente perteneciente al PIB onubense a precios corrientes, se va a proceder a analizar, mediante tres procedimientos, el problema de colinealidad, el cual hace referencia a la presencia de relación lineal entre las variables explicativas del modelo.

- **Matriz de correlación**

Coefficientes de correlación, usando las observaciones 2008 - 2019
 Valor crítico al 5% (a dos colas) = 0.5760 para n = 12

X1	X2	X3	Y	
1.0000	0.7879	0.8893	-0.4904	X1
	1.0000	0.9528	-0.8471	X2

1.0000	-0.7978	X3
	1.0000	Y

Como se puede observar, Gretl nos proporciona la diagonal de esta matriz (la cual siempre será 1, ya que la relación de la variable consigo misma siempre va a ser igual a 1) y los valores superiores a la diagonal (los valores que se encuentran por debajo de la diagonal son los mismos que los superiores, ya que la matriz es simétrica).

A partir de la matriz de correlación se puede afirmar que existe una fuerte correlación entre las tres variables explicativas, X1, X2 y X3, siendo los coeficientes de correlación muy elevados entre ellas, concretamente, entre X1 y X2 = 0,7879, X1 y X3 = 0,8893, y X2 y X3 = 0,9528. Gracias a estos datos, se puede deducir, a priori, que lo más probable es que existan problemas de colinealidad y que, por tanto, lo más conveniente será construir regresiones individualizadas.

- **Factor de inflación de la varianza superior a 10**

Factores de inflación de varianza (VIF)
 Mínimo valor posible = 1.0
 Valores mayores que 10.0 pueden indicar un problema de colinealidad

X1	5.853
X2	13.292
X3	24.095

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, donde R(j) es el coeficiente de correlación múltiple entre la variable j y las demás variables independientes

Esta salida de Gretl nos proporciona la siguiente información:

Los factores de inflación de varianza pertenecientes a las variables independientes correspondientes a la remuneración de los asalariados onubenses y a los puestos de trabajo totales en Huelva son mayores que 10, por lo que se dice que hay problemas moderados de colinealidad y por tanto, se confirma lo concluido a través del primer procedimiento.

- **Diagnóstico de colinealidad de Belsley-Kuh-Welsch**

Diagnósticos de colinealidad de Belsley-Kuh-Welsch:

proporciones de la varianza

lambda	cond	const	X1	X2	X3
3.994	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.005	28.840	0.295	0.128	0.001	0.000
0.001	53.342	0.203	0.382	0.140	0.006
0.000	187.840	0.502	0.490	0.859	0.994

lambda = autovalores de la inversa de la matriz de covarianzas (smallest is 0.000113187)
 cond = índice de condición
 nota: Las columnas de proporciones de la varianza suman 1.0

De acuerdo con BKW, cond ≥ 30 indica "fuerte" dependencia casi lineal, y cond entre 10 y 30 "moderadamente fuerte". Las estimaciones de los parámetros cuya varianza está principalmente asociada con valores cond problemáticos pueden así mismo considerarse problemáticas.

Cuenta de índices de condición ≥ 30 : 2
 Proporciones de varianza ≥ 0.5 asociadas con condición ≥ 30 :

const	X1	X2	X3
-------	----	----	----

0.705 0.872 0.999 1.000

Cuenta de índices de condición ≥ 10 : 3

Proporciones de varianza ≥ 0.5 asociadas con condición ≥ 10 :

const	X1	X2	X3
1.000	1.000	1.000	1.000

A partir del diagnóstico de BKW se puede concluir de nuevo que este modelo posee problemas de colinealidad, ya que el índice de condición perteneciente a la variable explicativa correspondiente a la remuneración de los asalariados onubenses se encuentra entre 10 y 30, concretamente, es igual a 28,840 (colinealidad moderadamente fuerte), mientras que el perteneciente a los puestos de trabajo totales en Huelva es igual a 53,342 (colinealidad fuerte).

Tras analizarse el problema de colinealidad a partir de tres procedimientos diferentes, se puede concluir que este modelo estimado por MCO que posee a Y (personas paradas registradas en Huelva) como variable explicada y X1, X2 y X3 como variables explicativas, cuyas definiciones son PIB onubense a precios corrientes, remuneración de los asalariados onubenses y puestos de trabajo totales en Huelva, respectivamente, presenta problemas de colinealidad, es decir, que las tres variables exógenas se molestan entre sí, y por lo tanto, hay que decidirse por explicar estas variables por separado.

CAPÍTULO 5. ESTIMACIÓN INDIVIDUAL DEL MODELO A TRAVÉS DEL MÉTODO MCO

En este capítulo, como consecuencia de que la regresión conjunta produce errores no esperados en la estimación debido, como hemos mencionado, a la presencia de colinealidad entre las variables explicativas, se va a realizar regresiones individualizadas del modelo a partir del método MCO. Además, se realizarán las apreciaciones necesarias en cada caso.

5.1. REGRESIÓN INDIVIDUALIZADA DEL PRODUCTO INTERIOR BRUTO (PIB) ONUBENSE A PRECIOS CORRIENTES

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 2008-2019 (T = 12)

Variable dependiente: Y

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>valor p</i>	
const	1.11338e+06	271892	4.095	0.0022	***
X1	-0.0493232	0.0277187	-1.779	0.1055	
Media de la vble. dep.	631854.6		D.T. de la vble. dep.	99901.85	
Suma de cuad. residuos	8.34e+10		D.T. de la regresión	91314.04	
R-cuadrado	0.240487		R-cuadrado corregido	0.164535	
F(1, 10)	3.166324		Valor p (de F)	0.105527	
Log-verosimilitud	-152.9981		Criterio de Akaike	309.9961	
Criterio de Schwarz	310.9659		Crit. de Hannan-Quinn	309.6370	
rho	0.580573		Durbin-Watson	0.289330	

La regresión individualizada del Producto Interior Bruto (PIB) queda estimada de la siguiente forma:

$$\widehat{\text{Personas paradas registradas en Huelva}} = 1,11338e + 06 - 0,0493232\text{PIB onubense a precios corrientes}$$

El análisis inicial de los resultados obtenidos nos lleva a comprobar que ahora el signo del coeficiente de regresión perteneciente al PIB onubense a precios corrientes sí es correcto, ya que se puede observar como la pendiente estimada es -0,0493232 con p-valor igual a 0,1055. Por tanto, se puede decir que, si el PIB onubense a precios corrientes crece en una unidad, el número de personas paradas registradas en Huelva decrece en 0,0493232 unidades.

Asimismo, del estudio de la significatividad individual de X1, a través del p-valor asociado al correspondiente estadístico t-Student, en este caso, igual a 0,1055, puede deducirse que, aunque no sea menor que 0,05, la variable es estadísticamente significativa, ya que el único problema causante de que aquí no lo sea es que la serie temporal es demasiado corta.

Respecto a la significatividad global del modelo, el p-valor (0,105527) asociado al estadístico F en este contraste (3,166324) evidencia lo comentado anteriormente.

En cuanto a la bondad del ajuste, el valor del coeficiente de determinación (0,240427) refleja que el ajuste no resulta muy aceptable. Por su parte, el valor del coeficiente de determinación corregido (0,164535), no sólo refleja este hecho, sino también que existen problemas importantes de grados de libertad, dado que su valor ha sufrido un gran descenso

en relación al original.

5.2. REGRESIÓN INDIVIDUALIZADA DE LA REMUNERACIÓN DE LOS ASALARIADOS ONUBENSES

Modelo 3: MCO, usando las observaciones 2008-2019 (T = 12)

Variable dependiente: Y

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>valor p</i>	
const	1.74230e+06	220883	7.888	<0.0001	***
X2	-0.267939	0.0531555	-5.041	0.0005	***
Media de la vble. dep.	631854.6	D.T. de la vble. dep.	99901.85		
Suma de cuad. residuos	3.10e+10	D.T. de la regresión	55682.31		
R-cuadrado	0.717580	R-cuadrado corregido	0.689338		
F(1, 10)	25.40831	Valor p (de F)	0.000506		
Log-verosimilitud	-147.0623	Criterio de Akaike	298.1247		
Criterio de Schwarz	299.0945	Crit. de Hannan-Quinn	297.7656		
rho	0.382272	Durbin-Watson	0.580214		

La regresión individualizada correspondiente a la remuneración de los asalariados onubenses queda estimada de la siguiente forma:

$$\widehat{\text{Personas paradas registradas en Huelva}} = 1,74230e + 06 - 0,267939\text{remuneración de los asalariados onubenses}$$

Esta salida de Gretl nos muestra algo parecido al caso original, ya que el coeficiente de regresión perteneciente a la remuneración de los asalariados onubenses aparece con signo negativo. En este caso, la interpretación sería parecida al caso original, aunque es cierto que, ante el aumento en una unidad de la remuneración de los asalariados onubenses, el número de personas paradas registradas en Huelva decrecería algo más, en concreto, 0,267939.

Con respecto al estudio de la significatividad individual de X2, a través del p-valor asociado al correspondiente estadístico t-Student, en este caso, igual a 0,0005, puede deducirse que, claramente, es estadísticamente significativa a un nivel de confianza incluso del 95%. Además, puede observarse que esta variable, al estimarse de forma individualizada, se vuelve mucho más significativa que en el caso original.

Asimismo, haciendo referencia a la significatividad global del modelo, el p-valor (0,000506) asociado al estadístico F en este contraste (25,40871) evidencia lo comentado anteriormente.

En cuanto a la bondad del ajuste, el valor del coeficiente de determinación (0,717580) refleja que el ajuste resulta bastante aceptable. Por su parte, el valor del coeficiente de determinación corregido (0,689338), no sólo refleja este hecho, sino también que, a diferencia que en el caso anterior con X1, no existen problemas importantes de grados de libertad, dado que su valor no ha sufrido un gran descenso en relación al original.

5.3. REGRESIÓN INDIVIDUALIZADA DE LOS PUESTOS DE TRABAJO TOTALES EN HUELVA

Modelo 4: MCO, usando las observaciones 2008-2019 (T = 12)

Variable dependiente: Y

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>valor p</i>	
const	1.85316e+06	292431	6.337	<0.0001	***
X3	-6.23389	1.48974	-4.185	0.0019	***
Media de la vble. dep.	631854.6	D.T. de la vble. dep.		99901.85	
Suma de cuad. residuos	3.99e+10	D.T. de la regresión		63171.52	
R-cuadrado	0.636501	R-cuadrado corregido		0.600151	
F(1, 10)	17.51041	Valor p (de F)		0.001874	
Log-verosimilitud	-148.5766	Criterio de Akaike		301.1533	
Criterio de Schwarz	302.1231	Crit. de Hannan-Quinn		300.7942	
rho	0.620706	Durbin-Watson		0.315116	

La regresión individualizada de los puestos de trabajo totales en Huelva queda estimada así:

$$\widehat{\text{Personas paradas registradas en Huelva}} = 1,85316e + 06 - 6,23389\text{remuneración de los asalariados onubenses}$$

En este caso, en referencia a la interpretación del coeficiente de regresión perteneciente a los puestos de trabajo totales en Huelva sucede, de nuevo, lo mismo que en el caso original, aunque al revés que en el caso anterior en la regresión individualizada de la remuneración de los asalariados, ya que, ante un aumento en una unidad de los puestos de trabajo totales en Huelva, el número de personas paradas registradas en Huelva decrecería algo menos, en concreto, 6,23389.

Asimismo, del estudio de la significatividad individual de X3, a través del p-valor asociado al correspondiente estadístico t-Student, en este caso, igual a 0,0019, puede concluirse que, claramente, es estadísticamente significativa. Además, puede observarse que esta variable, al estimarse de forma individualizada, se vuelve mucho más significativa que en el caso original, siendo en ese caso su p-valor igual a 0,0623.

Respecto a la significatividad global del modelo, el p-valor (0,001874) asociado al estadístico F en este contraste (17,51041) evidencia lo comentado anteriormente.

En cuanto a la bondad del ajuste, el valor del coeficiente de determinación (0,636501) refleja que el ajuste resulta aceptable. Por su parte, el valor del coeficiente de determinación corregido (0,600151), no sólo refleja este hecho, sino también lo sucedido con la variable X2, es decir, que no existen problemas importantes de grados de libertad, dado que su valor no ha sufrido un gran descenso en relación al original.

Llegados a este punto, y antes de dar definitivamente por bueno estas regresiones individualizadas, vamos a plantearnos si el modelo posee algún tipo de error relacionado con la presencia autocorrelación.

5.4. AUTOCORRELACIÓN

Como bien se ha resaltado a lo largo del capítulo 3, para que el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) ofrezca estimaciones eficientes es necesario que cumpla tres condiciones

ideales, entre las cuales se encuentra la ausencia de correlación entre dos perturbaciones distintas del modelo ($Cov(u_t, u_s) = 0$, para $t \neq s$).

Para detectar la posible existencia de autocorrelación, se pueden aplicar distintos métodos. En particular, se puede citar:

- Métodos gráficos: representación de los correlogramas de los residuos.
- Contrastes analíticos: contrastes de Durbin-Watson y de Breusch-Godfrey.

A continuación, se va a explicar un poco cómo funciona cada método y más tarde, se va a representar los métodos indicados, aplicándolos a las tres regresiones individualizadas anteriores.

5.4.1. Correlograma de los residuos

En este caso encontramos dos variantes. La primera se refiere a la representación gráfica de la llamada función de autocorrelación (FAC), es decir, de los coeficientes de correlación (ρ_s) entre las distintas observaciones de la serie de los residuos en función de la distancia o retardo s que hay entre ellas. La otra posibilidad es trabajar con los coeficientes de correlación parcial (ϕ_s), que miden la correlación entre dos observaciones de dicha serie en función de los retardos, sin tener en cuenta la influencia de las demás observaciones, obteniéndose así la representación de la denominada función de autocorrelación parcial (FACP).

Aplicando este método gráfico a nuestra serie de datos, el resultado es el siguiente:

Tabla 1. Resumen de los correlogramas de las regresiones individualizadas

Regresión individualizada	Correlogramas
X1	

X2	
X3	
Observaciones	
<p>En las regresiones individualizadas correspondientes a X1 y X3, sólo resulta significativo el primer retardo. Como consecuencia de ello, lo más adecuado es utilizar un modelo autorregresivo de orden 1, es decir, AR(1).</p> <p style="text-align: center;"><i>Fuente: Elaboración propia a partir de Gretl</i></p>	

5.4.2. Contraste de Durbin-Watson

El contraste de Durbin-Watson permite comprobar la existencia de autocorrelación de tipo AR(1).

La hipótesis nula que se plantea en este contraste es la siguiente:

$$H_0: \text{Ausencia de autocorrelación de tipo AR(1)} (= 0)$$

La hipótesis alternativa puede tener dos formulaciones distintas:

$$H_1: \text{Autocorrelación positiva de tipo AR(1)} (> 0) \text{ o bien, autocorrelación negativa } (< 0)$$

Se utiliza el estadístico de Durbin-Watson d , el cual tiene una distribución simétrica con esperanza 2. Sin embargo, tiene el inconveniente de que la distribución d es complicada y depende de las X . Por tanto, no se puede construir tablas con valores críticos.

No obstante, Durbin-Watson consiguieron acotar la distribución d entre dos zonas de distribuciones d_L y d_U , para cualquier X .

De esta forma, el procedimiento que se lleva a cabo en el contraste de Durbin-Watson es el siguiente:

- Si $d < 2$, se contrasta:

$$H_0: = 0 \text{ (No autocorrelación AR(1) +) frente } H_1: > 0 \text{ (} u_t \text{AR(1) +)}$$

-Si $d < d_L$, se rechaza H_0 , por lo que hay AR(1)+.

-Si $d_L < d < d_U$, el contraste no es concluyente.

-Si $d > d_U$, no se rechaza H_0 , no hay AR(1).

- Si $d > 2$, se contrasta:

$$H_0: = 0 \text{ (No autocorrelación AR(1) -) frente } H_1: > 0 \text{ (} u_t \text{AR(1) -)}$$

-Si $d > 4 - d_L$, se rechaza H_0 , por lo que hay AR(1)-.

-Si $4 - d_U > d > 4 - d_L$, el contraste no es concluyente.

-Si $d < 4 - d_U$, no se rechaza H_0 , no hay AR(1).

Así, para el estudio de nuestra serie, este contraste ofrece lo siguiente:

Tabla 2. Resumen de los estadísticos de Durbin-Watson de las regresiones individualizadas

Regresión individualizada	Tabla estadística correspondiente a Durbin-Watson	Valor del estadístico Durbin-Watson
X1	Valores críticos al 5% del estadístico de Durbin-Watson, $n = 12$, $k = 1$ $d_L = 0.9708$ $d_U = 1.3314$	0,289330
X2		0,580214
X3		0,315116
Observaciones		
Como se puede observar en las tres regresiones individualizadas, el valor correspondiente al estadístico de Durbin-Watson es inferior a 2 e inferior a d_L , con lo que, además de rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación, se puede decir que la autocorrelación presente es positiva y de tipo autorregresivo de orden 1. De esta forma, se confirma lo previsto en el primer método.		

Fuente: Elaboración propia a partir de Gretl

5.4.3. Contraste de Breusch-Godfrey

Este contraste permite contrastar la existencia de autocorrelación de forma más general que el contraste anterior, ya que es válido tanto para procesos AR como MA y para cualquier orden de autocorrelación. Además, se caracteriza porque puede aplicarse incluso cuando la variable endógena retardada está presente entre las variables explicativas.

La hipótesis nula y alternativa que se plantean en este contraste son:

H_0 : Ausencia de autocorrelación de orden

H_1 : Autocorrelación de orden ($AR(\rho)$ ó $MA(\rho)$)

Este contraste parte de la estimación por MCO del modelo analizado. Seguidamente, se estima una regresión auxiliar de sus residuos en función de ρ retardos de éstos y de las variables explicativas del modelo.

Se calcula entonces el coeficiente de determinación R^2 de esta regresión auxiliar y con él el estadístico de prueba siguiente:

$$\chi_{BG}^2 = nR^2 \rightarrow \chi_{\rho}^2$$

donde n es el número de observaciones que forman la muestra y ρ es el número de retardos de los residuos que se introducen en la regresión auxiliar.

A continuación, el contraste de Breusch-Godfrey aplicado a nuestro modelo:

Tabla 3. Resumen de los estadísticos del contraste Breusch-Godfrey de las regresiones individualizadas

Regresión individualizada	Contraste Breusch-Godfrey				
X1	Contraste Breusch-Godfrey de autocorrelación de primer orden MCO, usando las observaciones 2008-2019 (T = 12) Variable dependiente: uhat				
		coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p

	const	128550	236693	0.5431	0.6002
	X1	-0.0131327	0.0241332	-0.5442	0.5995
	uhat_1	0.617000	0.275400	2.240	0.0518 *
	R-cuadrado = 0.358028				
	Estadístico de contraste: LMF = 5.019294, con valor p = P(F(1,9) > 5.01929) = 0.0518				
	Estadístico alternativo: TR^2 = 4.296331, con valor p = P(Chi-cuadrado(1) > 4.29633) = 0.0382				
	Ljung-Box Q' = 5.14256, con valor p = P(Chi-cuadrado(1) > 5.14256) = 0.0233				
X2	Contraste Breusch-Godfrey de autocorrelación de primer orden MCO, usando las observaciones 2008-2019 (T = 12) Variable dependiente: uhat				
		coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p

	const	-22862.2	218926	-0.1044	0.9191
	X2	0.00610612	0.0527370	0.1158	0.9104
	uhat_1	0.393513	0.349476	1.126	0.2893
	R-cuadrado = 0.123482				
	Estadístico de contraste: LMF = 1.267896, con valor p = P(F(1,9) > 1.2679) = 0.289				

	<p>Estadístico alternativo: $TR^2 = 1.481779$, con valor $p = P(\text{Chi-cuadrado}(1) > 1.48178) = 0.223$</p> <p>Ljung-Box $Q' = 1.50384$, con valor $p = P(\text{Chi-cuadrado}(1) > 1.50384) = 0.22$</p>																								
X3	<p>Contraste Breusch-Godfrey de autocorrelación de primer orden MCO, usando las observaciones 2008-2019 ($T = 12$) Variable dependiente: uhat</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>coeficiente</th> <th>Desv. típica</th> <th>Estadístico t</th> <th>valor p</th> <th></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>const</td> <td>142273</td> <td>250687</td> <td>0.5675</td> <td>0.5842</td> <td></td> </tr> <tr> <td>X3</td> <td>-0.710029</td> <td>1.27556</td> <td>-0.5566</td> <td>0.5913</td> <td></td> </tr> <tr> <td>uhat_1</td> <td>0.663006</td> <td>0.283724</td> <td>2.337</td> <td>0.0443</td> <td>**</td> </tr> </tbody> </table> <p>R-cuadrado = 0.377620</p> <p>Estadístico de contraste: LMF = 5.460615, con valor $p = P(F(1,9) > 5.46062) = 0.0443$</p> <p>Estadístico alternativo: $TR^2 = 4.531438$, con valor $p = P(\text{Chi-cuadrado}(1) > 4.53144) = 0.0333$</p> <p>Ljung-Box $Q' = 4.9544$, con valor $p = P(\text{Chi-cuadrado}(1) > 4.9544) = 0.026$</p>		coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p		const	142273	250687	0.5675	0.5842		X3	-0.710029	1.27556	-0.5566	0.5913		uhat_1	0.663006	0.283724	2.337	0.0443	**
	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p																					
const	142273	250687	0.5675	0.5842																					
X3	-0.710029	1.27556	-0.5566	0.5913																					
uhat_1	0.663006	0.283724	2.337	0.0443	**																				
Observaciones																									
<p>De estas salidas de Gretl sólo nos interesa el estadístico alternativo. Como se puede observar, en el caso de las regresiones individualizadas correspondientes a X1 y X3, el p-valor asociado al estadístico experimental de Breusch-Godfrey es menor que 0,05, y por tanto, nos lleva a rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación. Además, como las regresiones auxiliares de sus residuos MCO tienen signo positivo y son significativas se dice que la autocorrelación es positiva y que sería necesario estimar mediante un modelo AR(1).</p>																									

Fuente: Elaboración propia a partir de Gretl

Una vez realizados estos tres métodos para detectar la presencia de autocorrelación se llega a la conclusión de que nuestras variables objeto de análisis deberían estimarse mediante un modelo autorregresivo de orden 1 (AR(1)), ya que los tres métodos utilizados para detectar la presencia de autocorrelación evidencian la existencia de autocorrelación positiva.

CAPÍTULO 6. ESTIMACIÓN MEDIANTE EL MODELO AUTORREGRESIVO DE ORDEN 1 (AR(1))

En este capítulo se va a realizar la estimación de las regresiones individualizadas a partir del modelo autorregresivo de orden 1 (AR(1)) por Prais-Winsten debido a que, dado que la serie temporal es muy corta, resulta el más completo.

6.1. AR (1) POR PRAIS-WINSTEN

Con el fin de solucionar el problema de autocorrelación, las salidas que proporciona Gretl para las estimaciones de las regresiones individualizadas a partir del modelo AR (1) por Prais-Winsten son las siguientes:

Modelo 5: Prais-Winsten, usando las observaciones 2008-2019 (T = 12)

Variable dependiente: Y

$\rho = 0.68859$

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>valor p</i>	
const	1.18268e+06	299931	3.943	0.0028	***
X1	-0.0590389	0.0296242	-1.993	0.0743	*

Estadísticos basados en los datos rho-diferenciados:

Suma de cuad. residuos	3.29e+10	D.T. de la regresión	57391.10
R-cuadrado	0.744088	R-cuadrado corregido	0.718497
F(1, 10)	0.000000	Valor p (de F)	1.000000
rho	0.187458	Durbin-Watson	1.062392

Estadísticos basados en los datos originales:

Media de la vble. dep.	631854.6	D.T. de la vble. dep.	99901.85
------------------------	----------	-----------------------	----------

Modelo 6: Prais-Winsten, usando las observaciones 2008-2019 (T = 12)

Variable dependiente: Y

$\rho = 0.39818$

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>valor p</i>	
const	1.69307e+06	256843	6.592	<0.0001	***
X2	-0.256934	0.0610994	-4.205	0.0018	***

Estadísticos basados en los datos rho-diferenciados:

Suma de cuad. residuos	2.42e+10	D.T. de la regresión	49145.33
R-cuadrado	0.783466	R-cuadrado corregido	0.761812
F(1, 10)	0.354070	Valor p (de F)	0.565039
rho	0.099784	Durbin-Watson	1.015675

Estadísticos basados en los datos originales:

Media de la vble. dep.	631854.6	D.T. de la vble. dep.	99901.85
------------------------	----------	-----------------------	----------

Modelo 7: Prais-Winsten, usando las observaciones 2008-2019 (T = 12)

Variable dependiente: Y

rho = 0.676503

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>valor p</i>	
const	1.85782e+06	308015	6.032	0.0001	***
X3	-6.30782	1.52838	-4.127	0.0021	***

Estadísticos basados en los datos rho-diferenciados:

Suma de cuad. residuos	1.73e+10	D.T. de la regresión	41558.21
R-cuadrado	0.859680	R-cuadrado corregido	0.845648
F(1, 10)	5.979556	Valor p (de F)	0.034534
rho	0.071025	Durbin-Watson	1.289187

Estadísticos basados en los datos originales:

Media de la vble. dep.	631854.6	D.T. de la vble. dep.	99901.85
------------------------	----------	-----------------------	----------

Los comentarios que merecen estas estimaciones son similares a los del modelo MCO anterior, pero sin la presencia de autocorrelación y adaptado a los nuevos resultados. Además, se puede observar, a priori, que la estimación más adecuada a nuestra serie de datos sería esta última realizada, ya que es la que nos aporta mejores resultados.

Por último, y para culminar con el presente trabajo quería añadir la regresión que toma como variable explicada al número de puestos de trabajo totales en Huelva (X3) y como variable explicativa al PIB onubense a precios corrientes (X1), para así poder dar respuesta a la siguiente pregunta: ¿Cuánto crecía el número de empleados en Huelva cuando el PIB a precios corrientes crecía cien millones de euros en la última década?

Modelo 8: Prais-Winsten, usando las observaciones 2008-2019 (T = 12)

Variable dependiente: X3

rho = 0.60533

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>valor p</i>	
const	81688.8	22435.6	3.641	0.0045	***
X1	0.0118412	0.00223513	5.298	0.0003	***

Estadísticos basados en los datos rho-diferenciados:

Suma de cuad. residuos	2.11e+08	D.T. de la regresión	4591.692
R-cuadrado	0.888777	R-cuadrado corregido	0.877655
F(1, 10)	369.4310	Valor p (de F)	3.16e-09
rho	0.255231	Durbin-Watson	1.099329

Estadísticos basados en los datos originales:

Media de la vble. dep.	195914.2	D.T. de la vble. dep.	12785.40
------------------------	----------	-----------------------	----------

Así, se puede decir que, si el PIB onubense a precios corrientes crecía en una unidad, el número de puestos de trabajo totales registrados en Huelva crecía en 0,0118412 unidades.

CAPÍTULO 7. CONCLUSIÓN

Una vez realizada la primera estimación del modelo, concretamente, de la regresión conjunta por MCO, todo parecía correcto debido a los resultados obtenidos en el análisis de significatividad individual de los parámetros, el estudio de la significatividad global del modelo y la bondad de ajuste que el modelo presentaba. Sin embargo, a la hora de la interpretación de los coeficientes de la regresión ha llamado especial atención el hecho de el signo que poseía la pendiente del PIB onubense a precios corrientes era negativo, aspecto a destacar debido a que la ley de Okun establece que el nivel de desempleo y el PIB poseen una relación inversa, es decir, que si una variable aumenta, la otra disminuye, y viceversa.

Como consecuencia de ello, se ha procedido a realizar el análisis de la colinealidad, ya que, posiblemente, este problema se debiera a que las variables explicativas se molestaran entre sí. Una vez realizado este estudio, se ha comprobado lo que se venía previendo, por lo que se han realizado regresiones individualizadas para solventar este problema no esperado.

No obstante, una vez creado el modelo econométrico de cada regresión individualizada a partir del método MCO, ha aparecido el problema de la autocorrelación, el cual, después de llevar a cabo tres procedimientos diferentes para su detección, uno gráfico (correlograma de los residuos) y dos analíticos (contrastes de Durbin-Watson y de Breusch-Godfrey) y comprobar que es veraz que el modelo no cumple con la tercera condición ideal para obtener estimaciones eficientes por MCO, se ha solventado a través de la estimación de cada regresión individualizada por el modelo autorregresivo de orden 1, más conocido como AR(1). Concretamente, para esta modelización se ha aplicado Prais-Winsten debido a la escasez de datos encontrados.

De esta forma, tras finalizar la elaboración de este modelo econométrico, teniendo en cuenta los resultados obtenidos y que se trata de series temporales, se ha podido concluir que la mejor estimación es la que proporciona este último modelo, el cual contrasta la denominada ley de Okun.

Así, las funciones pertenecientes a las regresiones individualizadas (X1, X2 y X3) obtenidas a partir de esta estimación quedarían de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} & \textit{Personas paradas registradas en Huelva} \\ & = 1,18268e + 06 - 0,0590389\textit{PIB onubense a precios corrientes} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \textit{Personas paradas registradas en Huelva} \\ & = 1,69307e + 06 - 0,256934\textit{Remuneración de los asalariados onubenses} \end{aligned}$$

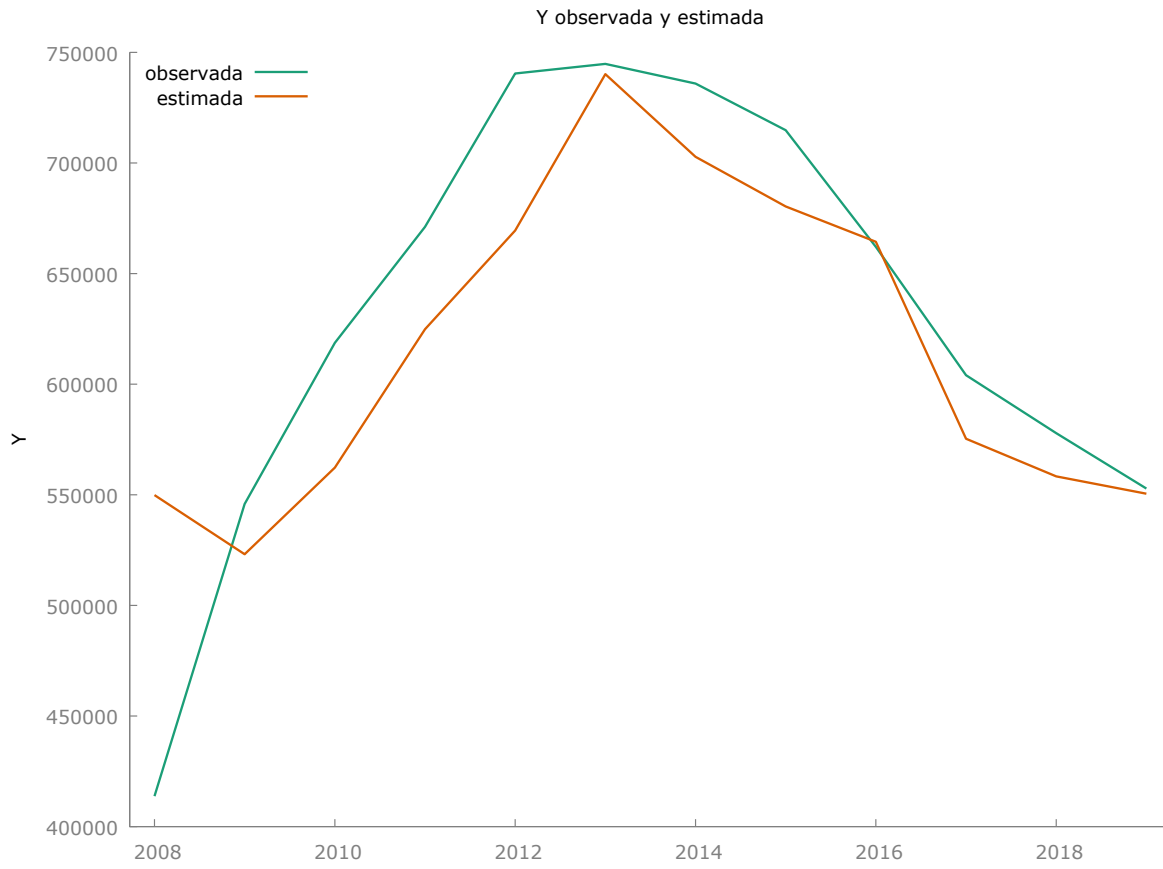
$$\begin{aligned} & \textit{Personas paradas registradas en Huelva} \\ & = 1,85782e + 06 - 6,30782\textit{Puestos de trabajo totales en Huelva} \end{aligned}$$

En estas regresiones, se puede observar como las tres variables, de forma individual, son significativas y presentan una bondad de ajuste bastante buena, explicando en torno al 74%, 78% y 86%, respectivamente, la variabilidad de las personas paradas registradas en Huelva.

Para finalizar y haciendo referencia a la regresión que más problemas ha causado y la que resulta más importante por el objetivo que desprende este trabajo, la primera regresión individualizada, la cual relaciona el PIB a precios corrientes y el nivel de desempleo en Huelva, se puede contrastar a través del siguiente gráfico que el ajuste realizado es bastante bueno aunque al principio parezca un poco dislocado, ya que conforme avanza el tiempo, la línea

observada se va acercando a la línea estimada.

Gráfico 2. Variable observada y estimada contra el tiempo



Fuente: Gretl

BIBLIOGRAFÍA

- Ballesteros J.A., Núñez F., Usabiaga C. (2012). *La Ley de Okun para las regiones españolas: distintas aproximaciones econométricas*. Recuperado del 27 de mayo de 2021 de <http://www.juntadeandalucia.es/institutodeestadisticaycartografia/doctrabajo/Leyokun/Leyokun.pdf>
- Camuñez, J.A., (2020). *Autocorrelación 1: Introducción*. Recuperado el 25 de mayo de 2021.
- Camuñez, J.A., (2020). *Autocorrelación 3: Modelización de procesos estacionarios*. Recuperado el 26 de mayo de 2021.
- Camuñez, J.A., (2020). *Autocorrelación 4*. Recuperado el 27 de mayo de 2021.
- Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía, (2019). *Producto Interior Bruto a precios de mercado*. Recuperado el 5 de marzo de 2021 de https://www.juntadeandalucia.es/institutodeestadisticaycartografia/badea/operaciones/consulta/anual/32028?CodOper=b3_1574&codConsulta=32028
- Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía, (2019). *Remuneración de asalariados*. Recuperado el 5 de marzo de 2021 de https://www.juntadeandalucia.es/institutodeestadisticaycartografia/badea/operaciones/consulta/anual/32029?CodOper=b3_1574&codConsulta=32029
- Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía, (2019). *Puestos de trabajo totales*. Recuperado el 5 de marzo de 2021 de https://www.juntadeandalucia.es/institutodeestadisticaycartografia/badea/operaciones/consulta/anual/32031?CodOper=b3_1574&codConsulta=32031
- Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía, (2019). *Personas paradas registradas*. Recuperado el 5 de marzo de 2021 de <http://www.juntadeandalucia.es/servicioandaluzdeempleo/web/argos/demandaEmpleo.do;jsessionid=48577FBA99835505362974CD0EECD1BC.argos02>
- Instituto Nacional de Estadística (INE). *Remuneración de los asalariados*. Recuperado el 17 de abril de 2021 de <https://www.ine.es/DEFIne/es/concepto.htm?c=275&tf=&op=30188>
- Instituto Vasco de Estadística. *Ficha metodológica: Tasa de paro de la población total de 16 a 74 años*. Recuperado el 15 de abril de 2021 de https://www.eustat.eus/documentos/datos/PI_metod/INDES_EM071_c.asp
- Marín, I., (2009). *Inmigración y mercado de trabajo en la provincia de Huelva*. Recuperado el 13 de junio de 2021 de https://www.researchgate.net/publication/272743511_Inmigracion_y_mercado_de_trabajo_en_la_provincia_de_Huelva
- Martinez L. *¿Qué es el PIB de un país y para qué sirve?*. Recuperado el 12 de abril de 2021 de <https://www.creditoycaucion.es/es/blog/detalle/que-es-el-pib-y-para-que-sirve>
- Ordaz, J.A., Melgar M.C., Rubio C.M. *Métodos estadísticos econométricos en la empresa y para finanzas*. Recuperado el 20 de mayo de 2021. <https://www.upo.es/export/portal/com/bin/portal/upo/profesores/jaordsan/profesor/131>

[1101268463_mxtodos_estadisticos_y_economicos_en_la_empresa_y_para_financeiras.pdf](#)

Sevilla A. (2012). *Producto Interior Bruto (PIB)*. Recuperado el 12 de abril de 2021 de <https://economipedia.com/definiciones/producto-interior-bruto-pib.html>

Wikipedia, (2021). *Población activa*. Recuperado del 14 de abril de 2021 de https://es.wikipedia.org/wiki/Poblaci%C3%B3n_activa

Wikipedia, (2021). *Provincia de Huelva*. Recuperado el 13 de junio de 2021 de https://es.wikipedia.org/wiki/Provincia_de_Huelva#Indicadores_economicos