



**FACULTAD DE CIENCIAS  
ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES**

**GRADO EN ECONOMÍA**

**Estimación de la Curva de Phillips en la Unión Europea usando modelos  
econométricos de datos de panel**

Trabajo Fin de Grado presentado por Alejandro Ruiz Góngora, siendo el tutor del mismo el profesor Francisco Javier Ortega Irizo

Vº. Bº. del Tutor

Alumno

D. Francisco Javier Ortega Irizo

D. Alejandro Ruiz Góngora

Sevilla, Junio de 2019



## **GRADO EN ECONOMÍA**

### **FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES**

#### **TRABAJO FIN DE GRADO CURSO ACADÉMICO [2018-2019]**

**TÍTULO:**

**ESTIMACIÓN DE LA CURVA DE PHILLIPS EN LA UNIÓN EUROPEA USANDO  
MODELOS ECONOMETRÍCOS DE DATOS DE PANEL.**

**AUTOR:**

**ALEJANDRO RUIZ GÓNGORA**

**TUTOR:**

**D. FRANCISCO JAVIER ORTEGA IRIZO**

**DEPARTAMENTO:**

**DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA APLICADA I**

**ÁREA DE CONOCIMIENTO:**

**ECONOMETRÍA**

**RESUMEN:**

El proyecto desarrollado consiste en un estudio de la Curva de Phillips, a través de la utilización de un modelo econométrico, que utiliza datos de panel de los países pertenecientes a la Unión Europea en la última década. El modelo que más se adecuaba a los datos de inflación y desempleos obtenidos era el modelo de efectos aleatorios, por lo que se ha decidido estimar dicho modelo. Los resultados obtenidos en el cálculo de estos modelos reflejan que en la Unión Europea también existe una relación negativa entre ambas variables, como concluyó A.W Phillips en su estudio del modelo.

**PALABRAS CLAVE:**

Curva de Phillips, Datos de Panel, Econometría y Unión Europea.

**ABSTRACT:**

The developed project consists of a study about the Phillips Curve, by means of an econometric model, based on panel data from EU Member countries. Due to the fact that the most suitable model for inflation and unemployment obtained data was the Random Effects Model, it has been decided to estimate this model. The obtained results in the estimation of these models reflect that in the EU exists a negative relationship between both variables, inflation and unemployment, as it was said by A.W. Phillips in its model study.

**KEYWORDS:**

The Phillips Curve, Panel data, Econometrics and European Union



## ÍNDICE

---

1. INTRODUCCIÓN AL ANÁLISIS ECONOMÉTRICO CON DATOS DE PANEL .....	1
1.1. CONCEPTOS BÁSICOS.....	1
1.2. REGRESIÓN LINEAL CON DATOS DE PANEL. PLANTEAMIENTO GENERAL .....	2
1.3. PRINCIPALES MÉTODOS DE ESTIMACIÓN .....	3
1.3.1. El modelo de coeficientes constantes .....	4
1.3.2. El modelo de efectos fijos .....	6
1.3.3. El modelo de efectos aleatorios .....	8
1.4. ELECCIÓN DEL MODELO .....	10
2. ESTIMACIÓN DEL MODELO .....	13
2.1. EXPLICACIÓN DEL MODELO .....	13
2.2. VARIABLES Y DATOS UTILIZADOS. ANÁLISIS DESCRIPTIVO BÁSICO .....	17
2.3. RESULTADOS .....	22
2.3.1. Resultados Modelo de Coeficientes Constantes .....	23
2.3.2. Resultados Modelo de Efectos Fijos .....	23
2.3.3. Resultados Modelo de Efectos Aleatorios .....	24
2.3.4. Elección del Modelo .....	26
2.4. PREDICCIÓN .....	26
2.5. EL CASO ESPAÑOL .....	27
2.6. CONCLUSIONES .....	28
BIBLIOGRAFÍA .....	29
ANEXO.....	30



# CAPÍTULO 1

## INTRODUCCIÓN AL ANÁLISIS ECONÓMICO CON DATOS DE PANEL

### 1.1. CONCEPTOS BÁSICOS.

Los datos económicos pueden clasificarse en función de su referencia o no al instante de observación en:

a. Datos de sección cruzadas o datos transversales. Son observaciones de diferentes secciones (países, comunidades autónomas, administraciones públicas, empresas...) en el mismo periodo de tiempo. Algún ejemplo de este tipo de datos podrían ser los siguientes:

- Inflación de los países de la UE en 2018
- Número de trabajadores en las Administraciones públicas en 2017
- Inversión en formación bruta de capital por una empresa española en 2015.

b. Datos de series temporales. Son datos recogidos de una sola materia a estudiar en diferentes momentos de tiempo. Por ejemplo:

- Inflación anual de Francia entre los años 2000 y 2010
- Número de trabajadores en las Administraciones públicas entre 2005 y 2009

c. Datos mixtos. Son observaciones de diferentes materias en diferentes momentos. Hay que distinguir entre datos de secciones cruzadas independientes y datos de panel.

c.1. Los datos de secciones cruzadas independientes son observaciones de diferentes individuos que son recogidos en distintos momentos temporales, pero los individuos de los que se recogen los datos son diferentes. Por ejemplo:

- Datos de inversión en I+D de 500 empresas españolas en 2006 y datos de inversión en I+D de 700 empresas españolas en 2017 (en este caso, las empresas elegidas para recoger los datos son diferentes)

c.2. Los datos de panel son observaciones de los mismos individuos en momentos temporales dispares. Por ejemplo:

- Inflación anual de los países de la UE desde 2003 a 2010

Hay que destacar que según el tipo de datos que se recojan, las técnicas econométricas que se utilizarán, serán diferentes.

En los epígrafes siguientes, se procederá a explicar cómo realizar un análisis descriptivo y cómo estimar un modelo econométrico con datos de panel. Es importante destacar aspectos generales:

- a. Se utilizará el software Gretl para la estimación del modelo econométrico que pongamos como ejemplo práctico.
- b. Aunque el programa Gretl ofrece multitud de posibilidades, por lo general, se explicará un único método de cálculo.

- c. Aunque los cuadros de diálogo ofrezcan varias opciones, se utilizará siempre la que más convenga en ese momento.

## 1.2. REGRESIÓN LINEAL CON DATOS DE PANEL. PLANTEAMIENTO GENERAL.

Vamos a utilizar los datos obtenidos en materia de producción en millones de kilovatios hora y coste de producción en millones de dólares (combustible, trabajo y costes de capital) de 6 empresas eléctricas en 4 años diferentes. Los pasos a seguir para poder realizar el experimento serán los siguientes:

- 1) Dotar a los datos de estructura de panel.
- 2) Los datos que vamos a utilizar corresponden a un panel balanceado, es decir, tenemos el mismo número de observaciones temporales para todos los datos.
- 3) El modelo econométrico que se va a utilizar es del tipo Cobb-Douglas, es decir, se manejarán las variables coste y producción en escala logarítmica. Por tanto, tendremos que crear dos nuevas variables que serán los logaritmos del coste y de la producción.
- 4) Hacer un resumen estadístico de las variables logarítmicas de coste y producción, es decir, I\_COSTE y I\_PROD. También se pueden obtener las características descriptivas básicas de ambas variables conjuntamente.
- 5) Es importante comprobar si las variables estudiadas muestran un comportamiento diferente entre las distintas empresas y en diferentes periodos de tiempo. Para comprobarlo se llevarán a cabo contrastes de igualdad de medias por empresa y por periodo de tiempo a las variables I\_PROD y I\_COSTE

La conclusión que se obtiene para ambas variables es que existen diferencias importantes en sus medias, pero que por periodos de tiempo estas diferencias no existen. Además del contraste realizado, la salida del programa Gretl también presenta las medias y las desviaciones típicas de las variables.

- 6) También se realizarán representaciones gráficas de las variables I\_PROD y I\_COSTE por países.

Es importante probar todas las opciones de representaciones que aparecen, para así comprobar las distintas representaciones que se pueden hacer con ambas variables. Las opciones que suelen ser más interesantes son el gráfico sencillo, los grupos superpuestos y también los gráficos de caja por grupo. El último gráfico permite tener una idea visual de las medias de la variable por grupo y de su dispersión.

Una vez realizado el proceso para la variable I\_PROD, se tendrá que realizar el mismo procedimiento para la variable I\_COSTE.

Gretl no permite hacer el análisis gráfico por periodo de tiempo. Sin embargo, se puede realizar reestructurando el conjunto de datos haciendo un intercambio del papel de las variables índice.

Una vez realizada la reestructuración de los datos mediante el intercambio del papel de las variables índice, se obtendrán los gráficos por periodos de tiempo.

Para poder seguir con el último paso, se deberá reestructurar el conjunto de datos a su estado inicial.

En los gráficos, generalmente, la conclusión obtenida es similar a la del paso 4º, en la que se pueden observar diferencias en las medias de las variables pero no por periodos de tiempo.



- 7) Como posteriormente se va a estimar la función de coste, vamos a representar gráficamente la nube de puntos de ambas variables por países y por periodos de tiempo, para así poder estudiar gráficamente si existen diferencias importantes en la función de coste.

En las diferentes gráficas de las empresas, se puede ver como la función de coste de la empresa 1 es diferente a la del resto, aunque por periodos no se percibe ninguna diferencia.

### 1.3. PRINCIPALES MÉTODOS DE ESTIMACIÓN.

La formulación del modelo de regresión lineal que se utilizara para datos de panel es la siguiente:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_k x_{kit} + u_{it}, i = 1 \dots N, t = 1 \dots T$$

Es importante explicar que se utiliza el subíndice  $i$  para hacer referencia a las diferentes secciones transversales, mientras que la  $t$  se utiliza para los diversos momentos temporales.

La principal ventaja de usar el método de los datos de panel proviene del aumento del tamaño muestral ( $N \times T$ ), que, por norma general, va acompañado de una reducción en los errores estándar de los estimadores, y por tanto, una mayor precisión de éstos. Sin embargo, el uso de datos de panel provocará que existan nuevas dificultades estadísticas cuando se estimen los parámetros del modelo.

Las hipótesis que tienen que verificar las perturbaciones en un modelo de regresión para que el estimador de mínimos cuadrados (MCO) sea estimador eficiente son:

- Esperanza nula
- Incorrelación
- Homocedasticidad

Como en el caso del estudio que estamos realizando los datos se refieren a diferentes empresas y diferentes periodos de tiempo, el planteamiento genérico que se va a llevar a cabo cuando se tienen datos de panel es:

$$u_{it} = a_i + \phi_t + \varepsilon_{it}$$

donde:

$a_i$  es el efecto propio del individuo  $i$ -ésimo

$\phi_t$  es el efecto propio del periodo  $t$ -ésimo

$\varepsilon_{it}$  es una perturbación de ruido blanco, es decir, que verifica las tres hipótesis mencionadas anteriormente.

Las perturbaciones  $u_{it}$  en principio no verifican las hipótesis usuales, por lo que la estimación de mínimos cuadrados (MCO) no será correcta. Además, si los efectos  $a_i$  y/o  $\phi_t$  son importantes, también se buscará obtener las estimaciones de ambos, además de estimar los parámetros, que es el objetivo principal que se intenta conseguir.

Dependiendo de las hipótesis que se establezcan sobre los efectos  $a_i$  y  $\phi_t$ . Las tres alternativas son:

- Modelo de coeficientes constantes
- Modelo de efectos fijos
- Modelo de efectos aleatorios.

Para una mayor facilidad en la explicación de los diferentes modelos, vamos a suponer que el modelo de regresión tiene ordenada en el origen y una única variable explicativa.

### 1.3.1. El modelo de coeficientes constantes.

El modelo de coeficientes constantes considera que los efectos individuales y temporales no tienen especial relevancia al ser todos iguales, es decir, la hipótesis  $a_i = a \forall i$  y  $\phi_t = \phi \forall t$ . Por tanto, no aparecen diferencias ni entre individuos ni entre periodos.

Bajo esta hipótesis, ambos parámetros se incorporan a la ordenada en el origen del modelo (esto supondría que el nuevo parámetro que se desea estimar sería  $\beta'_0 = \beta_0 - a - \phi$ ) y como consecuencia de ello  $u_{it} = \varepsilon_{it}, \forall i, t$ , es decir, en este caso las perturbaciones verifican las hipótesis habituales y podremos usar el método MCO. Estamos suponiendo que los coeficientes de la regresión son iguales para todas las observaciones, pues como se ha dicho anteriormente, no existen diferencias ni entre individuos ni entre periodos.

Como el modelo de partida es  $y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + a_i + \phi_t + \varepsilon_{it}$  bajo esta hipótesis obtenemos:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + a + \phi + \varepsilon_{it} \leftrightarrow y_{it} = \beta_0 - a - \phi + \beta_1 x_{it} + \varepsilon_{it} \leftrightarrow y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \varepsilon_{it}$$

Lo primero que se hará será obtener la estimación MCO para todas las observaciones. Pueden aparecer ciertos problemas, aunque se supongan las hipótesis habituales, entre los que destacan problemas de heterocedasticidad ( $\text{var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_i^2$ ) o de autocorrelación entre periodos ( $\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \sigma_{ts} \neq 0$ ). Para intentar solucionar estos problemas, se usarán las técnicas de estimación que se utilizan en los casos en los que se encuentra la presencia de heterocedasticidad o de autocorrelación.

En los casos en los que se trabaja con datos de panel también pueden aparecer otro tipo de situaciones, más complejas que las anteriormente mencionadas, como puede ser el caso de la correlación contemporánea, que significa que aparece correlación entre diferentes individuos en el mismo periodo de tiempo ( $\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = \sigma_{ij} \neq 0$ ). Por ejemplo, si los datos que se han obtenido son provinciales, puede aparecer correlación contemporánea entre las regiones que se encuentren más cerca. También podría ocurrir que apareciese heterocedasticidad temporal ( $\text{var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_t^2$ ), o correlación temporal con una estructura diferente al modelo AR(1) formulada en la forma  $\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \sigma_{ts} \neq 0$ .

Por tanto, el procedimiento para la estimación del modelo de coeficientes constantes es

- Estimar por MCO
- Comprobar si existen problemas de autocorrelación, heterocedasticidad, correlación contemporánea...
- Si aparecen estos problemas, se han de corregir, siempre que sea posible, y en caso contrario, utilizar estimadores robustos de la matriz de varianzas y covarianzas.

## Estimación con Gretl

El modelo que vamos a estimar es  $\log(desemp_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(infl_{it}) + \varepsilon_{it}$

Para estimar el modelo de coeficientes constantes, se sigue el proceso normal para obtener los estimadores MCO:

Modelo/ Mínimos cuadrados ordinarios

Variable dependiente -> I\_COSTE

Regresores -> const

I\_PROD

Tanto los parámetros del modelo como el modelo son significativos. El estadístico de Durbin-Watson toma el valor 0.4660, lo que puede significar que exista presencia de autocorrelación en los datos. Para cerciorarnos de que es así, se calcula el p-valor del contraste en Gretl, es decir, se calcula el p-valor del estadístico Durbin-Watson, resultando ser 0.0001, por lo que existe autocorrelación. Sin embargo, muchos autores consideran que el estadístico Durbin-Watson, en casos de datos de panel, no es válido. Por tanto, es mejor considerarlo como un indicador descriptivo en vez de un estadístico de contraste.

Existe un procedimiento alternativo, y por lo general más aceptado entre los autores, para poder analizar problemas de autocorrelación. Este procedimiento consiste en estimar el modelo  $\hat{u}_{it} = \rho \hat{u}_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$  y analizar si el parámetro  $\rho$  es significativo o no, mediante el p-valor. Para el cálculo, debemos crear una nueva variable donde se recogerán todos los valores de los residuos del modelo MCO. Una vez realizado esto, se estima el modelo de Wooldridge.

Como podemos observar, el coeficiente estimado es de 0.584519 con un p-valor de 0.0033, por lo que rechazamos la hipótesis nula  $\rho=0$  y por tanto, dado este resultado, también existen indicios de que haya autocorrelación.

Para comprobar la existencia de heterocedasticidad, existen dos procedimientos. Podemos utilizar el contraste de White o el contraste de libre distribución de Wald. Los p-valores de ambos contrastes son 0.0029 y 0.000 respectivamente, por lo que podemos concluir que existen problemas de heterocedasticidad por empresas.

Para poder corregir la autocorrelación y la heterocedasticidad, la opción que aparece en Gretl es utilizar estimadores robustos de la matriz de varianzas-covarianzas.

Es importante guardar la estimación actual con el nombre Coefconst. Así, la ecuación estimada del modelo estimado de coeficientes constantes es:

$$I\_COSTE = -4.17 + 0.888 * I\_INFL$$

$$(0.520) (0.0591)$$

$$n = 24, R\text{-cuadrado} = 0.971$$

(Desviaciones típicas entre paréntesis)

Si estimamos el modelo a través de los Mínimos Cuadrados Ponderados (mediante este procedimiento estamos ignorando el problema de autocorrelación) los resultados que se obtienen no son diferentes en general.

### 1.3.2. El modelo de efectos fijos.

Como se ha expresado anteriormente, se supondrá que el modelo del que partimos es  $y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + a_i + \phi_t + \varepsilon_{it}$ . En este modelo asumimos que los efectos de  $a_i$  y  $\phi_t$  son parámetros desconocidos, pero toman un valor fijo, al igual que ocurre con  $\beta_0$  y con  $\beta_1$ . Entonces, se suman al modelo una cantidad importante de parámetros, exactamente se añadirán  $N+T$  parámetros.

Lo más normal, es que en los casos en los que el número de observaciones no sea muy alto, se analizan los efectos individuales suponiendo que los efectos temporales son iguales. Cuando el número de observaciones es elevado pero se puede analizar tanto los efectos individuales como los temporales a la vez, siempre es mejor estudiarlas anteriormente por separado.

Vamos a suponer que queremos analizar los efectos individuales  $a_i$  y consideramos que los efectos temporales son iguales entre sí. En este caso, las perturbaciones serán de la forma  $u_{it} = a_i + \varepsilon_{it}$  y el modelo  $y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + a_i + \varepsilon_{it}$ . Por tanto, observando el modelo podemos concluir que realmente vamos a estimar un modelo en el que la pendiente  $\beta_1$  es común a todas las observaciones, pero en el que la ordenada en el origen es diferente para cada individuo.

Existen dos alternativas para estimar modelos de este tipo, en los cuales el procedimiento es diferente, pero se llegan a las mismas estimaciones principales.

1. Modelo en desviaciones respecto a las medias por cross-section (desviaciones intragrupo)

En esta situación se van a considerar los datos de desviaciones intragrupo ( $y_t - \bar{y}_{i\cdot}$  y  $x_{it} - \bar{x}_{i\cdot}$ ) en vez de utilizar los datos iniciales  $y_{it}$  y  $x_{it}$ . En este modelo se puede ver que lo que se hace es restar a cada dato la media del individuo para todos los periodos estudiados (en el ejemplo que estamos estudiando sobre las empresas, lo que se hace es restar el coste medio de todos los periodos al coste de una empresa en cada periodo de tiempo. De igual manera se hace para la producción).

¿Qué pasa con los efectos fijos? El efecto fijo no cambia en el tiempo, es decir,  $a_i - \bar{a}_{i\cdot} = a_i - a_i = 0$ . Con este modelo lo que se hace es eliminar los efectos fijos, obteniendo así un modelo en el que las perturbaciones cumplen las hipótesis habituales. Así, se va a estimar MCO (desapareciendo la ordenada en el origen común  $\beta_0$  pues se toman datos en desviaciones) y se recuperan las estimaciones de  $a_i$  y de  $\beta_0$  utilizando los residuos de MCO.

2. Modelo con variables ficticias

Para poder estimar el modelo, es necesario definir previamente una serie de variables ficticias, artificiales o dummy, de la siguiente forma:

$D_i=1$  si la observación corresponde al ítem  $i$ -ésimo.

$D_i=0$  en caso contrario.

Con las variables obtenidas, ya se pueden plantear dos modelos econométricos equivalentes:

$$y_{it} = \beta_0 + a_2 D_{2t} + a_3 D_{3t} + \dots + a_N D_{Nt} + \beta_1 X_{it} + \varepsilon_{it}$$
$$y_{it} = a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + a_3 D_{3t} + \dots + a_N D_{Nt} + \beta_1 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Se puede ver que en el caso del primer modelo, hay  $N-1$  variables ficticias más una ordenada en el origen común, mientras que en el caso del segundo modelo aparecen  $N$  variables ficticias, pero sin aparecer ordenada en el origen. Es importante explicar que no pueden aparecer  $N$  variables además de una

ordenada en el origen, ya que si esto ocurre, el modelo es inestimable pues se daría un caso de colinealidad exacta.

En el segundo modelo, la interpretación del parámetro  $a_i$  (efecto fijo correspondiente al individuo  $i$ -ésimo) es diferente a la interpretación del mismo parámetro en el primer modelo, pues en éste la interpretación del parámetro  $a_i$  es la diferencia entre el efecto fijo del individuo  $i$ -ésimo y el que se ha tomado como referencia, siendo el que se ha tomado como referencia  $\beta_0$ .

Hay que destacar ciertas observaciones previas a la estimación del modelo con Gretl:

En un modelo de efectos fijos individuales no se pueden incluir variables que no se modifiquen con el tiempo, pues esto puede suponer la existencia de colinealidad exacta, tanto usando datos en desviaciones intragrupo como usando variables ficticias. Tampoco se podrán incluir variables que cambien a lo largo del tiempo de igual manera para todos los individuos, si se añaden efectos temporales.

El estimador de efectos fijos permite la existencia de correlación entre  $a_i$  y las variables explicativas, ya que con los métodos de estimación que se usan, los parámetros  $a_i$  no pertenecen a las perturbaciones del modelo, sino que son parámetros.

### **Estimación con Gretl**

Comenzaremos considerando que el modelo de efectos fijos de secciones cruzadas no tiene efectos temporales. Para estimar el modelo, el programa Gretl utiliza el modelo en desviaciones respecto a la media. Para recuperar las estimaciones de  $a_i$  y de  $\beta_0$  utilizando la siguiente fórmula.

$$\hat{a}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^t (y_{it} - \hat{\beta}_1 x_{it}), \quad \hat{\beta}_0 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \hat{a}_i$$

Como la estimación del modelo se llevará a cabo mediante el programa Gretl, no considero necesario la explicación de la estimación de otros programas que la calculan de manera diferente.

Tanto el modelo como las variables son significativas. El estadístico Durbin-Watson es 1.110, con un p-valor igual a 0.0032. Sin embargo, el p-valor del procedimiento de Wooldridge es 0.8726, concluyendo así que no aparecen problemas de autocorrelación. Para comprobar si existe heterocedasticidad hacemos el contraste, obteniendo un p-valor que es prácticamente igual a 0, por lo que podemos decir que el modelo presenta problemas de heterocedasticidad.

Como solo presentan problemas de heterocedasticidad y no de autocorrelación, se utilizarán los estimadores robustos de la matriz varianzas-covarianzas. La ecuación estimada es:

$$\begin{aligned} I\_COSTE &= -2.40 + 0.674 * I\_PROD \\ &\quad (0.251) (0.0301) \\ n &= 24, R\text{-cuadrado} = 0.992 \\ &\quad \text{(Desviaciones típicas entre paréntesis)} \end{aligned}$$

### Modelo 23: MCO combinados, utilizando 24 observaciones

Se han incluido 6 unidades de sección cruzada

Largura de la serie temporal = 4

Variable dependiente: I\_COSTE

Coefficiente Desv. Típica Estadístico t Valor p

I_PROD	0.674279	0.0611307	11.03	3.61e-09 ***
du_1	-2.69353	0.382787	-7.037	2.00e-06 ***
du_2	-2.91173	0.439575	-6.624	4.30e-06 ***
du_3	-2.43996	0.528685	-4.615	0.0002 ***
du_4	-2.13449	0.558798	-3.820	0.0014 ***
du_5	-2.31084	0.553250	-4.177	0.0006 ***
du_6	-1.90351	0.608081	-3.130	0.0061 ***

Viendo los resultados que se extraen del programa Gretl, podemos ver que todos los efectos son negativos. Se puede observar que la empresa número 2 es la que tiene un efecto fijo menor,  $\hat{a}_2 = -2.9117$ , es decir, es la que tiene la capacidad de producir a un menor coste dentro del grupo de empresas estudiadas. Por otro lado, la empresa que tiene un mayor coste de producción es la empresa número 6, que tiene un efecto fijo mayor que el resto,  $\hat{a}_6 = -1.90351$ .

#### 1.3.3. El modelo de efectos aleatorios.

Vamos a utilizar, al igual que en el modelo anterior, la ecuación  $y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + a_i + \phi_t + \varepsilon_{it}$ . En este modelo, los efectos individuales  $a_i$  y  $\phi_t$  son variables aleatorias, para las cuales se suele especificar una distribución normal. El término de perturbación del modelo es, por norma general, la suma de tres variables aleatorias normales.

Como ocurría en el modelo de efectos fijos, cuando el número de observaciones no es muy elevado, se analizan los efectos individuales y temporales por separado. Para estimar el modelo de efectos aleatorios, es necesario destacar que debemos asumir que los efectos aleatorios individuales no tienen relación de ningún tipo con las variables explicativas.

El término de perturbación es  $u_{it} = v_i + \varepsilon_{it}$  debido a que cambiamos  $a_i$  por  $v_i$  para resaltar que en este modelo los efectos individuales son variables aleatorias. En la ecuación  $u_{it} = v_i + \varepsilon_{it}$ ,  $v_i$  y  $\varepsilon_{it}$  son variables aleatorias normales. Las hipótesis acerca de las perturbaciones son:

$$\left. \begin{array}{l} \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ v_i \sim N(0, \sigma_v^2) \end{array} \right\} \text{independientes}$$

Todos los  $v_i$  tienen esperanza nula y la misma varianza  $\sigma_v^2$ ; en concreto, la esperanza y la varianza de los  $v_i$  no dependen de las variables explicativas del modelo. Como las perturbaciones de ruido blanco  $\varepsilon_{it}$  son homocedásticas y además se da por hecho la independencia entre  $\varepsilon_{it}$  y  $v_i$ , se puede decir que las perturbaciones  $u_{it}$  también son homocedásticas. La explicación de esto, es la siguiente:

$$var[u_{it}] = var[v_i + \varepsilon_{it}]_{indep.} = var[v_i] + var[\varepsilon_{it}] = \sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2 = \sigma_u^2$$

Las perturbaciones  $u_{it}$  no son incorreladas, es decir, las perturbaciones de un mismo individuo en diferentes momentos temporales presentan correlación, debido a:

$$cov[u_{it}, u_{is}] = cov[v_i + \varepsilon_{it}, v_i + \varepsilon_{is}] = \underbrace{cov[v_i, v_i]}_{=var[v_i]=\sigma_v^2} + \underbrace{cov[v_i, \varepsilon_{is}]}_{=0} + \underbrace{cov[\varepsilon_{it}, v_i]}_{=0} + \underbrace{cov[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}]}_{=0} = \sigma_v^2$$

Entonces, en este caso, se debe utilizar un estimador de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) apropiado para este esquema de autocorrelación (esto se realiza buscando una transformación del modelo que permita eliminar el problema y luego se estima por MCO).

La transformación que se hace en el modelo se basa en utilizar datos en cuasi-desviaciones respecto a la media. En concreto, la transformación es la siguiente:

$$y_{it} \rightarrow y_{it}^* = y_{it} - \theta \bar{y}_i; \quad x_{it} \rightarrow x_{it}^* = x_{it} - \theta \bar{x}_i.$$

$$\text{Donde } \theta = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_v^2}}$$

De esta ecuación debemos fijarnos detalladamente en la interpretación del parámetro  $\theta$ , teniendo en cuenta que si  $\theta = 0$ , se obtiene el estimador que se utiliza en el modelo de coeficientes constantes, ya que en este caso no se están transformando los datos, y si  $\theta = 1$  se obtiene el estimador para el modelo de efectos fijos utilizando el método de datos en desviaciones respecto a las medias por cross-sections. Por tanto, se puede decir que el modelo de efectos aleatorios se puede considerar un estimador intermedio entre el modelo de efectos fijos y modelo de coeficientes constantes. La distancia que los separe de uno y de otro dependerá del parámetro  $\theta$ .

Para poder hacer la estimación del modelo de efectos aleatorios, debemos tener una estimación del parámetro  $\theta$ .

Es importante realizar ciertas observaciones previas a la estimación del modelo con Gretl:

- En este modelo es posible incluirse variables explicativas que permanezcan constantes en el tiempo o que cambian por igual para todos los individuos.
- El estimador de este modelo no permite que aparezca correlación entre  $v_i$  y las variables explicativas del modelo, ya que si esto ocurriera  $E[v_i]$  no sería cero, sino que sería una función de las variables explicativas.
- El modelo de efectos aleatorios no permite una estimación si el número de parámetros es superior al número de observaciones por individuo.

### **Estimación con Gretl**

Para realizar la estimación con Gretl, vamos a suponer que no existen efectos temporales. Una vez realizada la salida de Gretl, se puede decir que los parámetros son significativos. Además el coeficiente estimado de la variable I\_PROD tiene un valor intermedio a los dos obtenidos en los modelos anteriores. En este modelo no es posible contrastar posibles problemas de autocorrelación y de heterocedasticidad, al igual que tampoco se pueden usar estimadores robustos de la matriz de varianzas-covarianzas.

El valor de  $\hat{\theta}$  que se utiliza para transformar los datos es de 0.6610 y como medida de bondad de ajuste se utiliza el coeficiente de correlación al cuadrado entre los valores de  $y$  y de  $\hat{y}$ , siendo su valor en este caso de 0.9707.

Es importante destacar que Gretl no ofrece estimaciones de los efectos individuales de este modelo. Además se tiene que tener en cuenta que los residuos estimados de este modelo son  $\hat{u}_{it} = \hat{v}_i + \hat{\varepsilon}_{it}$ . Esto indica que si deseamos obtener estimaciones de los efectos de  $v_i$ , se tienen que obtener a partir de  $\hat{u}_{it}$ . Si se tienen paneles balanceados, la fórmula que se utiliza para la obtención de las estimaciones de los efectos de  $v_i$  es:  $\hat{v}_i = 1 - (1 - \theta)^2 \hat{u}_i$ . Por tanto, para obtener los efectos individuales tenemos que definir una nueva variable.

Como ocurre en el modelo de efectos fijos, es mejor expresar los efectos individuales en desviaciones con respecto a la media, para que la interpretación sea más fácil.

Como conclusión podemos decir que los efectos aleatorios individuales estimados tienen conclusiones muy parecidas a las obtenidas con los efectos fijos, aunque cambia la escala de valor obtenidos.

#### 1.4. ELECCIÓN DEL MODELO.

La elección del modelo, una vez tenemos los datos que vamos a estudiar, es un problema complejo, pues no tenemos una solución exacta sobre el modelo que debemos usar. La mejor solución es estimar los tres modelos que se han estudiado anteriormente y una vez estimados, corregir los posibles problemas que aparezcan y comparar los resultados entre ellos.

No obstante, una guía esquemática podría ser:

1. Decidir si los efectos individuales son relevantes o no. Si no son relevantes, la mejor opción sería usar el modelo de coeficientes constantes.
2. Si, por el contrario, son relevantes debemos decidir entre el modelo de efectos aleatorios y el modelo de efectos fijos.

##### 1. ¿Son los efectos individuales relevantes?

Para saber si los efectos individuales son relevantes, lo primero que se debe hacer es estimar los modelos de efectos fijos y de efectos aleatorios. En ambos casos, al hacer la estimación por Gretl, el programa ofrece en la salida de la estimación un contraste que permite analizar si los efectos individuales son relevantes o no. En ambos casos, la hipótesis nula del contraste es que los efectos individuales no son relevantes y si no tenemos evidencias para poder rechazar esta hipótesis nula, debemos escoger el modelo de coeficientes constantes.

En el modelo de efectos aleatorios se debe de usar el contraste de Breush-Pagan, mientras que para el modelo de efectos fijos hay que utilizar el contraste de diferentes interceptos por grupos. En el ejemplo que estamos realizando, los p-valores de los contrastes son 0.0154 y 0.0002, respectivamente; ambos contrastes muestran que el modelo de coeficientes constantes no es el adecuado. Por tanto, podemos concluir que los efectos por empresa (efectos individuales) son relevantes, es decir, existen diferencias significativas entre los costes de producción de las empresas.

##### 2. ¿Efectos fijos o aleatorios?

Si hablamos de manera genérica, se puede decir que el modelo de efectos aleatorios introduce una hipótesis más al modelo de efectos fijos. Esta hipótesis es que los efectos individuales no guardan relación con las variables explicativas. Si esta hipótesis adicional es válida, se debe utilizar el modelo de



efectos aleatorios. Sin embargo, si la hipótesis adicional no es válida, el estimador de efectos aleatorios no es ni consistente, siéndolo el modelo de efectos fijos.

Por tanto, podemos decir que la diferencia entre usar un modelo u otro dependerá de si los efectos individuales  $a_i$  están o no correlacionados con las variables explicativas.

Por lo general, se suele elegir el modelo de efectos aleatorio cuando el número de observaciones transversales es mucho más elevado que el de observaciones temporales (personas, unidades familiares...) pues en este caso es más correcto ver la influencia de un agente social en particular no como un efecto fijo, sino como la realización de una variable aleatoria cuya distribución incluye todas las unidades de la muestra. Si por el contrario el número de observaciones transversales es más reducido, se preferirá utilizar el modelo de efectos fijos.

El contraste de Hausman está creado para poder elegir entre ambos modelos. En este contraste, la hipótesis nula es que los efectos individuales son incorrelados con las variables explicativas, es decir, considera que el modelo más adecuado es el de efectos aleatorios. El estadístico de contraste y la región crítica se basan en analizar las diferencias existentes una vez aplicados ambos modelos.

Al aplicar este contraste al conjunto de datos de nuestro ejemplo, podemos ver que el p-valor es de 0.0030, rechazando así la hipótesis nula y pudiendo concluir que el modelo más correcto para el ejemplo es el de efectos fijos.



## CAPÍTULO 2

### ESTIMACIÓN DEL MODELO

#### 2.1. EXPLICACIÓN DEL MODELO.

El modelo que se ha decidido utilizar en la elaboración de este estudio es el modelo de la Curva de Phillips. La decisión de elegir este modelo ha sido debido a que en este estudio se pretende conocer el comportamiento que ha tenido la inflación en los países europeos en los últimos 10 años teniendo en cuenta el desempleo de estos países. Por tanto, se busca conocer el comportamiento de estas dos variables, utilizando la inflación como variable dependiente y el desempleo como variable independiente.

La Curva de Phillips fue el resultado de un extenso estudio del profesor de la London School of Economics, A.W. Phillips (1958), sobre la conducta de los salarios en el Reino Unido durante los años 1861-1957. El principal resultado de este estudio fue que existe una relación inversa entre ambas variables. Cuanto mayor es la tasa de desempleo, más baja es la tasa de inflación y viceversa.

La hipótesis por la que A.W. Phillips dio comienzo a su investigación parte de una observación simple de la interacción entre la oferta y la demanda laboral:

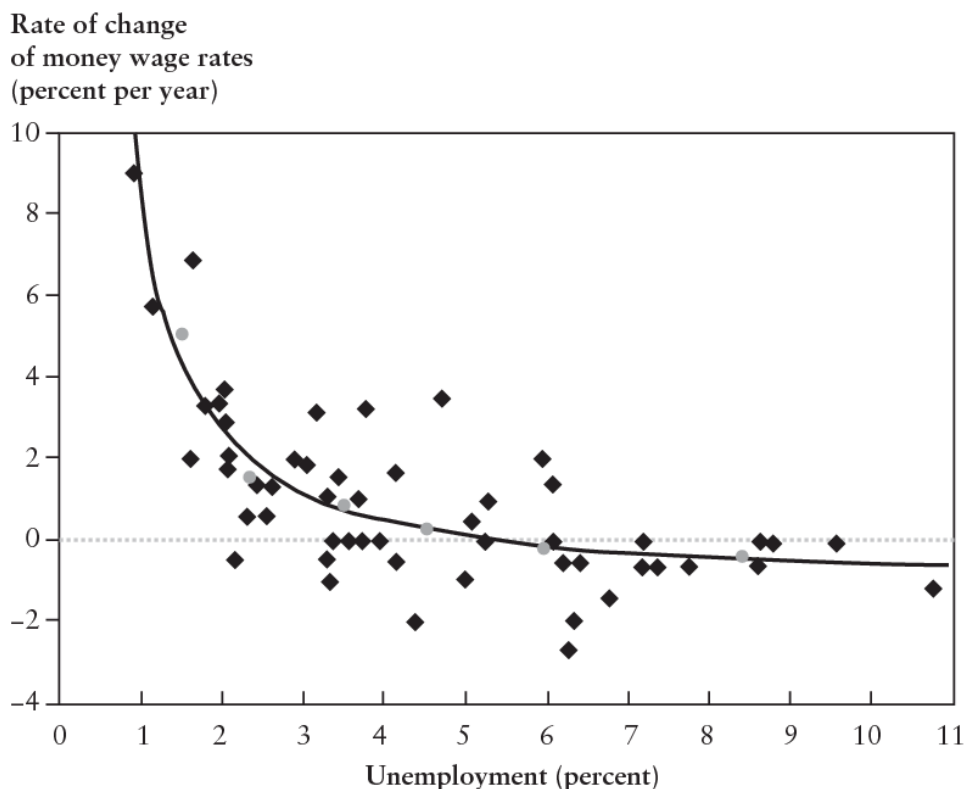
Cuando la demanda de un bien o servicio es relativamente más alta a la oferta del mismo, esperamos que el precio suba, siendo la tasa del alza del precio más grande mientras más grande es el exceso de demanda. A la inversa, cuando la demanda es relativamente más baja que la oferta esperamos que el precio baje, siendo la tasa de la caída del precio más grande mientras más grande es la deficiencia de demanda. Parece plausible que este principio debe operar como uno de los factores que determina la tasa de crecimiento de los salarios nominales, que son el precio de los servicios laborales (Phillips, 1958, p. 283).

La expresión empírica estudiada por Phillips explicaba la tasa de crecimiento de los salarios nominales como una función del desempleo:

$$\dot{W} = f(\mu_n - u)$$

El modelo parte del principio que habla de que la cantidad de dinero es circulante, es decir, que la masa monetaria acaba teniendo efectos reales sobre la economía de los países a corto plazo. Bajo este supuesto, un aumento de la masa monetaria tendría un efecto beneficioso sobre la demanda agregada, ya que los ciudadanos aumentarían el gasto en consumo al ver incrementados sus salarios nominales, efecto conocido en economía como ilusión monetaria, creándose así un marco más favorable a la inversión, pues las perspectivas de unos precios al alza mejorarán las expectativas de beneficios de las empresas. Al mejorar la demanda agregada, se producirá un crecimiento económico en el país, además de un incremento en los puestos de trabajo, explicándose así la relación inversa entre desempleo e inflación. A.W. Phillips explicó este proceso utilizando la siguiente gráfica:

**Figura 2.1. Curva de Phillips**



Fuente: PHILLIPS, A.W.: "Unemployment and inflation: an evaluation of the Phillips curve"

La Curva de Phillips muestra que la tasa de inflación disminuye a medida que aumenta la tasa de desempleo. Suponiendo que  $W_t$  es el salario del periodo estudiado y que  $W_{t+1}$  el salario del siguiente, la tasa de inflación de los salarios,  $g_w$ , se define de la siguiente forma:

$$g_w = \frac{W_{t+1} - W_t}{W_t}$$

Si  $u^*$  representa la tasa natural de desempleo, podremos formular la Curva de Phillips de la siguiente manera:

$$g_w = -\varepsilon(u - u^*)$$

En esta ecuación,  $\varepsilon$  mide la sensibilidad de los salarios al desempleo. Esta ecuación establece que los salarios descienden cuando la tasa de desempleo es superior a la natural, es decir, cuando  $u > u^*$  y suben cuando el desempleo es inferior a la tasa natural. La diferencia entre el desempleo y la tasa natural,  $u - u^*$ , se denomina brecha de desempleo.

Supongamos que la economía se encuentra en equilibrio, es decir, que los precios se mantienen estables y que el desempleo se encuentra en su tasa natural. Ahora la cantidad de dinero experimenta, por ejemplo, un aumento del 10 por ciento. Los precios y los salarios tienen que subir un 10 por ciento para que la economía vuelva al equilibrio. Pero la Curva de Phillips muestra que para que los salarios suban un 10 por ciento, la tasa de desempleo tiene que descender, lo que hará que la tasa de subida de los salarios aumente. Los salarios comenzarán a subir, los precios también subirán y finalmente la economía retornará al nivel de producción y de desempleo de pleno empleo. Este punto puede verse fácilmente reformulando la ecuación anterior por medio de la definición de la tasa de inflación de los salarios, con el fin de examinar el nivel actual de los salarios en relación con el pasado:

$$W_{t+1} = W_t[1 - \varepsilon(u - u^*)]$$

Para que los salarios suban y traspasen su nivel anterior, el desempleo debe bajar con respecto a la tasa natural.

Aunque la propia Curva de Phillips relaciona la tasa de subida de los salarios o inflación de los salarios y desempleo, el término Curva de Phillips acabó utilizándose gradualmente para describir la curva que relaciona la tasa de subida de los precios, es decir, la tasa de inflación y la tasa de desempleo, como es el caso de este estudio donde se utiliza la Curva de Phillips con este significado.

Tras el estudio realizado por A.W. Phillips, este modelo se convirtió en una pieza clave de la política monetaria para los países, ya que sugería que los diferentes países pudieran elegir la combinación de desempleo e inflación que más le conviniera a cada uno. Pero aquí es donde aparece el problema que se encontró a la Curva de Phillips, que no es otro que la explicación realizada anteriormente sólo vale a corto plazo, a largo plazo se deben tener en cuenta otros factores.

La sencilla relación de la Curva de Phillips se vino abajo a partir de los años 60, tanto en Gran Bretaña como en Estados Unidos.

Tras estos años, se pudo ver que en el estudio realizado por A.W. Phillips algo fallaba y era que no tuvo en cuenta en la relación entre inflación y desempleo, la inflación esperada o prevista. Esta relación estudiada por Phillips fue objeto de muchas revisiones y críticas, con el fin de buscar una serie de fundamentos más sólidos que explicaran esta relación en el corto plazo. Friedman (1968) fue uno de los que más se involucró en la búsqueda de estos fundamentos, haciendo críticas al modelo. Para Friedman, no existe una sola curva de Phillips, sino que existen infinitas curvas asociadas a diferentes valores de inflación esperada.

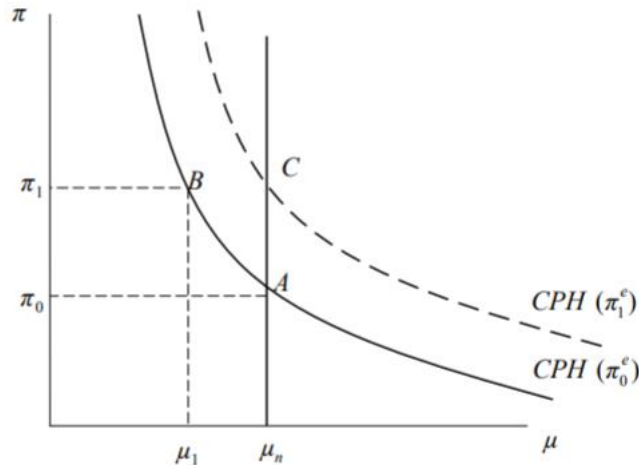
Según Friedman (1975), existe un error de especificación en la Curva de Phillips, pues mientras en el modelo original se relaciona salario nominal con el desempleo, Friedman opina que debería ser el salario real el que se relacionara inversamente con la tasa de desempleo. Los trabajadores, por lo tanto, no adolecen de ilusión monetaria, pues al ser individuos racionales nunca ofrecerán más horas de trabajo a las empresas si no ven aumentado su salario real. Entonces, realmente lo que hacen es negociar sus salarios reales esperados acordando su salario nominal siempre basándose en las expectativas de inflación que ellos tengan.

Por tanto, para Friedman la fórmula de la Curva de Phillips debería ser la siguiente:

$$\pi = f(u_n - u) + \pi^e$$

**Figura 2.2. Curva de Phillips con inflación esperada**

Una relación entre el desempleo y la inflación: la curva de Phillips aumentada por expectativas



Fuente: JIMÉNEZ, F: "Elementos de teoría y política macroeconómica para una economía abierta"

Este gráfico refleja la introducción de las expectativas inflacionarias de los trabajadores. En el punto en el que la nueva curva corta a la tasa de desempleo, el punto C, la inflación ha aumentado, volviendo la tasa de desempleo al nivel inicial. Esta tasa de desempleo es la tasa natural de desempleo que tienen los países.

Basta una breve introspección para comprender la cuestión. Supongamos que el primer día del año el empresario declara que va a subir un 3% los salarios de todos los trabajadores. Aunque no es una cifra elevada, se trata de una buena subida, por lo que los trabajadores podrían estar razonablemente contentos. Supongamos ahora que les dicen que la inflación ha sido de un 10% al año y que se espera que se mantenga esta tasa. Por tanto, será fácilmente comprensible que si el coste de la vida sube un 10% y los salarios nominales sólo suben un 3%, su nivel de vida va a bajar, en realidad, alrededor de 7%. En otras palabras, lo que interesan son las subidas salariales que son superiores a la inflación esperada.

Se puede expresar la ecuación de la Curva de Phillips inicial, mostrando lo importante que es el exceso de inflación de los salarios con respecto a la inflación esperada:

$$(g_w - \pi^e) = -\varepsilon(u - u^*)$$

Donde  $\pi^e$  es el nivel de inflación esperada de precios.

Manteniendo el supuesto de que el salario real es constante, la inflación efectiva,  $\pi$ , será igual a la inflación de los salarios. Por lo tanto, la ecuación correspondiente a la versión moderna de la curva de Phillips, la curva de Phillips con expectativas es:

$$\pi = \pi^e - \varepsilon(u - u^*)$$

Hay que observar dos propiedades fundamentales de la Curva de Phillips con expectativas. Por un lado se puede ver como la inflación esperada se refleja en su totalidad en la inflación efectiva. Por otro lado, el desempleo se encuentra en la tasa natural, siempre y cuando la inflación efectiva y la inflación esperada sean iguales.

## 2.2. VARIABLES Y DATOS UTILIZADOS. ANÁLISIS DESCRIPTIVO BÁSICO.

Como se ha comentado en el apartado anterior, las variables que se relacionan en el modelo de la Curva de Phillips son: inflación y desempleo. Por tanto, estas dos serán las variables objeto de estudio en este proyecto.

Lo primero que debemos decir es que la inflación es el aumento generalizado y sostenido de los precios de bienes y servicios en un país durante un determinado periodo de tiempo, por regla general, un año. Si el nivel de los precios aumenta, cada unidad de moneda permite adquirir una menor cantidad de bienes y servicios. Es decir, la inflación refleja la disminución del poder adquisitivo de una moneda. Para poder determinar el crecimiento de la inflación en un país, se utilizan una serie de índices, el más utilizado es el Índice de Precios al Consumidor (IPC), que son los datos que se han utilizado para la realización de este estudio.

Cabe destacar que el control de la inflación ha ido obteniendo un papel cada vez más importante dentro de la Unión Europea.

Con anterioridad a los años sesenta, se le prestaba poca atención al objetivo de la estabilidad de precios, es decir, al control de la inflación, e incluso situaciones de inflación moderada eran admitidas por parte de la Unión Europea pues tenían efectos positivos. Sin embargo, la escalada inflacionista que se produjo a partir de los shocks inflacionistas de los años setenta llevó a que se produjera un cambio de mentalidad en el seno de la Unión Europea en favor de un mayor control de la misma, convirtiéndose así en uno de los objetivos principales, la estabilidad de precios.

La estabilidad de precios puede definirse como el aumento sostenido del nivel general de precios, lo cual no debe identificarse con la ausencia de inflación, pues el objetivo de la estabilidad de precios lleva implícita la aceptación de un ritmo de crecimiento de los precios en un nivel que no afecte negativamente a la economía del país. No obstante, no puede afirmarse que haya un ritmo aceptable de crecimiento de los países aceptable para todas las economías, aunque en los países pertenecientes a la OCDE se ha llegado a considerar que un crecimiento de entre el 1% y el 5% es aceptable dependiendo del momento del que se esté hablando.

La otra variable que se estudia en este trabajo de investigación es el desempleo, que no es más que un desajuste que se produce en el mercado laboral de cualquier país, en el cual la oferta de trabajo es superior a la demanda de trabajo. Esto quiere decir que cuando existen más personas dispuestas a ofrecer su trabajo que la cantidad de puestos de trabajo que hay disponibles, se produce desempleo.

Para conocer el desempleo de un país se cogen todas las personas que se encuentran en edad de trabajar (entre 16 y 65 años) y que buscan activamente empleo, es decir, la población activa del país. Si se tiene una tasa de desempleo elevada puede suponer un grave problema, tanto económico como social. En lo económico puede afectar al crecimiento económico, mientras que en lo social aquellas personas que no encuentran trabajo pueden desmotivarse en la búsqueda y crear problemas para las mismas.

Los datos para la realización del estudio han sido obtenidos de la base de datos del Banco Mundial. Por un lado se han utilizado los datos de inflación con índices de precios al consumidor de los 28 países que componen la Unión Europea del periodo de años entre 2008 y 2017. Por otro lado, se han utilizado datos de desempleo total, teniendo en cuenta la población activa de estos países, también de los 28 países de la Unión Europea durante el mismo periodo de tiempo. Además es importante destacar que estos datos obtenidos tienen la característica de ser datos de panel.

Como paso previo al cálculo completo del modelo, se han realizado una serie de comprobaciones para conocer la serie de datos con la que vamos a trabajar a lo largo del estudio.

En primer lugar, se ha comprobado si las variables objeto de estudio, inflación y desempleo, muestran un comportamiento parecido entre los países y en los diferentes años estudiados. Para ello, se han realizado diferentes contrastes de igualdad de medias por países y por periodo de tiempo.

El primer contraste realizado ha sido el contraste de la variable inflación por país. Tras el cálculo del mismo, se puede observar que existen diferencias significativas entre las medias por país.

$$F(27, 252) = 17.6835 / 4.64765 = 3.80482 \text{ [valor p } 9.57\text{e-}009\text{]}$$

Seguidamente se ha hecho el contraste de la misma variable, la variable inflación, pero en esta ocasión por cada año estudiado. Al igual que en el contraste anterior, el resultado es que existen diferencias significativas entre las medias, pero esta vez, por año.

$$F(9, 270) = 71.2223 / 3.73207 = 19.0838 \text{ [valor p } 1.36\text{e-}024\text{]}$$

El siguiente contraste que se ha realizado ha sido el contraste de la variable desempleo por país. En este caso, vemos que existen diferencias significativas en las medias entre las medias por país.

$$F(27, 252) = 170.011 / 7.56159 = 22.4836 \text{ [valor p } 2.12\text{e-}052\text{]}$$

Posteriormente, se ha llevado a cabo el contraste de la variable desempleo, pero ahora se ha tenido en cuenta el tiempo. Al igual que en el caso del contraste anterior, también existen diferencias significativas entre las medias por año.

$$F(9, 270) = 57.241 / 22.1506 = 2.58418 \text{ [valor p } 0.0072\text{]}$$

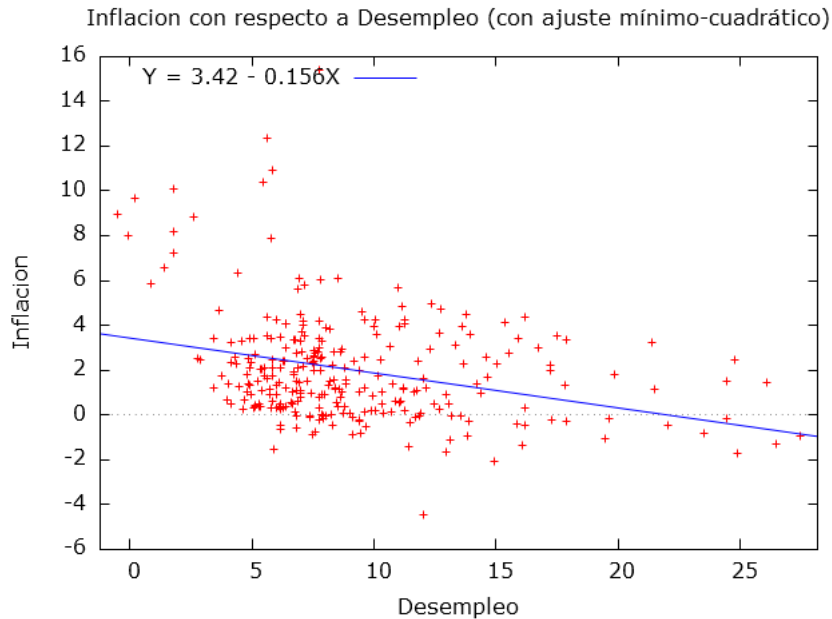
Por tanto, se puede observar que para ambas variables se llega a la conclusión de que tanto por países como por periodos de tiempo existen diferencias significativas entre las medias.

Para conocer los datos estudiados, es necesario ver la distribución de los mismos y la relación que existen entre ellos. Con dicho fin, el primer gráfico que vamos a observar es un diagrama de dispersión. El diagrama muestra que los datos encontrados se encuentran alrededor y sobre la línea de tendencia de la regresión, lo que explica que existe una relación inversa entre las variables y sirve para reafirmar la teoría de la Curva de Phillips.

Sin embargo, esta relación no es exacta, pues existen numerosos factores que pueden afectar a la inflación y que no aparecen en el modelo de la Curva de Phillips, como pueden ser la oferta monetaria o la velocidad de circulación del dinero.



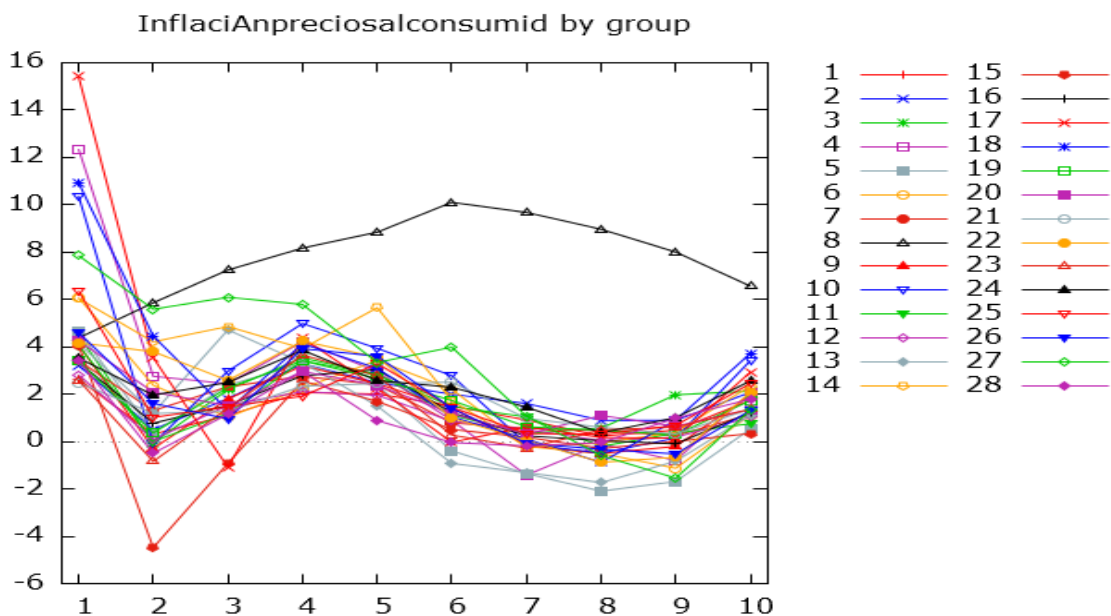
**Figura 2.3. Diagrama de dispersión**



Fuente: Elaboración propia

Manteniendo una línea continuista de los cálculos realizados anteriormente, se han elaborado unos gráficos con el fin de poder comparar las medias por países, de una manera más visual. En primer lugar, se ha representado un gráfico de panel, más concretamente un gráfico sencillo de grupos superpuestos. Esta representación permite ver la evolución de la inflación de los países pertenecientes a la Unión Europea durante los últimos 10 años.

**Figura 2.4. Gráfico de grupos superpuestos de inflación por países**



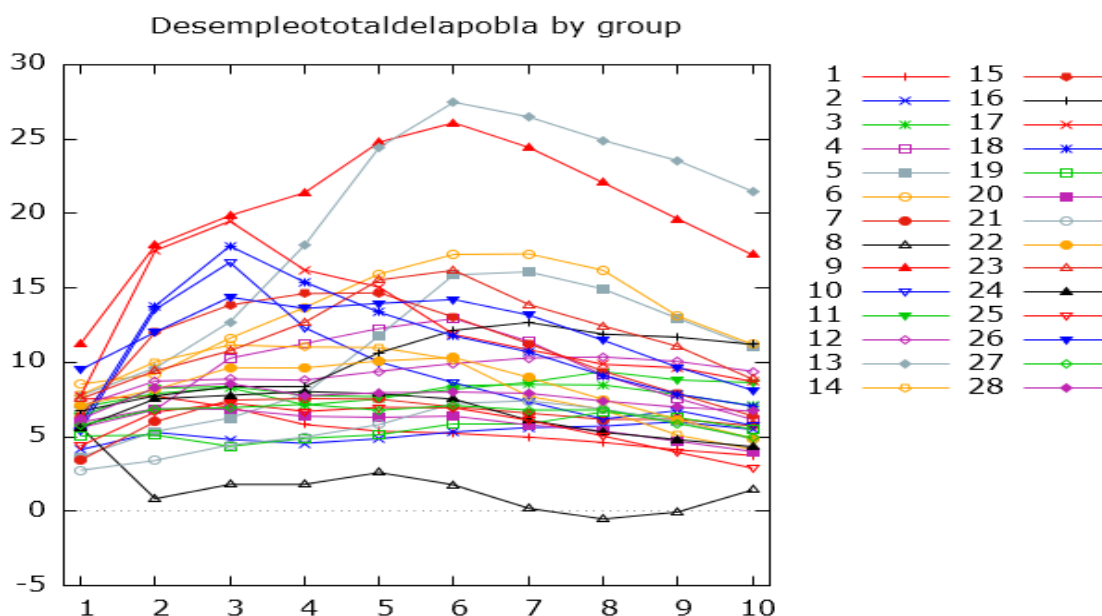
Fuente: Elaboración propia

A simple vista se observa que la curva de Eslovenia (país número 8) está muy por encima de las curvas del resto de países europeos. Esto pudo deberse a la crisis global que azotó a toda Europa pero que en Eslovenia provocó graves problemas económicos reduciendo, de manera drástica, la cantidad de exportaciones, en un 16%<sup>1</sup>.

El resto de los países mantienen una línea similar entre sí, exceptuando ciertos picos de países, como Letonia (país número 17) e Italia (país número 15) siempre tomando valores en torno al 2% de inflación anual. Los números de los países considerados pueden observarse en el anexo del trabajo, donde aparece una tabla en la que se puede observar que número corresponde a cada país. Es importante recordar que la Unión Europea exige que los países cumplan unos objetivos de estabilidad de precios que consiste en tener un incremento de la inflación anual cerca del 2% pero sin superarlo, lo que podría explicar los valores inflacionistas de los países.

Al igual que con la inflación, también se ha realizado el mismo gráfico de grupos superpuestos.

**Figura 2.5. Gráfico de grupos superpuestos de desempleo por países**



Fuente: Elaboración propia

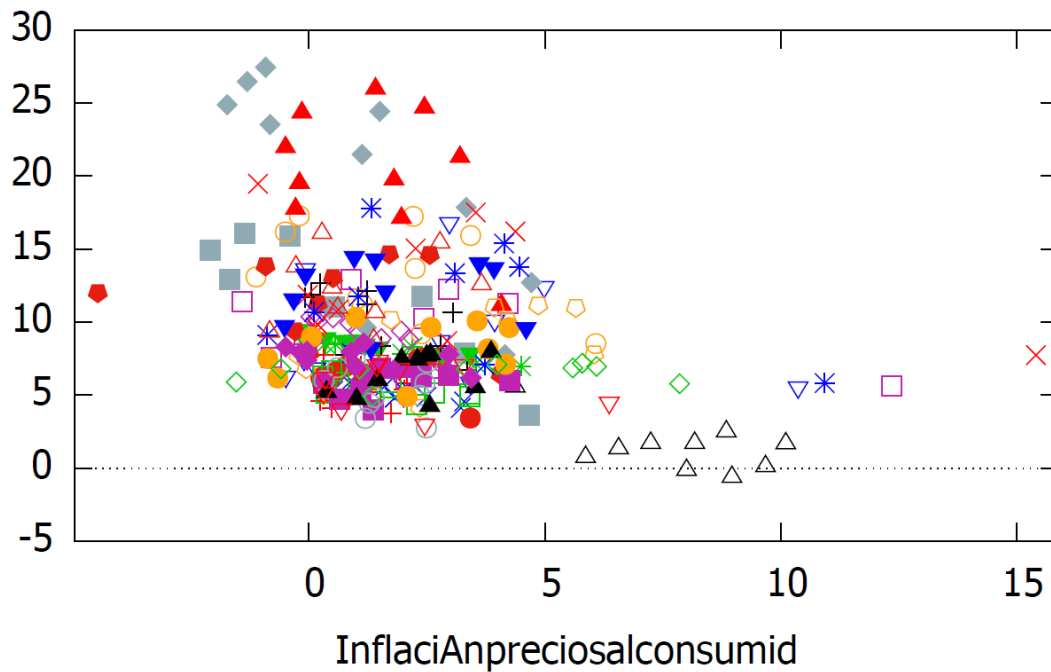
Con la gráfica de desempleo se puede observar como esta vez Eslovenia (país número 8) es la que presenta una menor cantidad de desempleo durante el periodo estudiado. Con esta situación, en la que un país tiene una alta inflación y un escaso desempleo, se estaría dando la relación a la que llegó como conclusión A.W. Phillips en su estudio sobre la Curva de Phillips.

En esta situación, los países toman valores más dispersos, sin seguir una media tan estricta como en el caso de la inflación. Por ejemplo, España (país número 9) o Chipre (país número 5) toman valores de desempleo muy por encima de la media de los países europeos. Al igual que ocurría con el gráfico 2.4, los números que corresponden a cada país pueden verse en el anexo del trabajo.

<sup>1</sup> Datos obtenidos del Banco Mundial.

Por último, antes de pasar al cálculo de los diferentes modelos explicados en el primer apartado del trabajo, vamos a representar la nube de puntos de ambas variables por países y por periodos de tiempo, para así poder analizar si existen diferencias importantes en la función de desempleo de los países y conocer la relación que existen entre ambas variables.

**Figura 2.6. Nube de puntos por países**

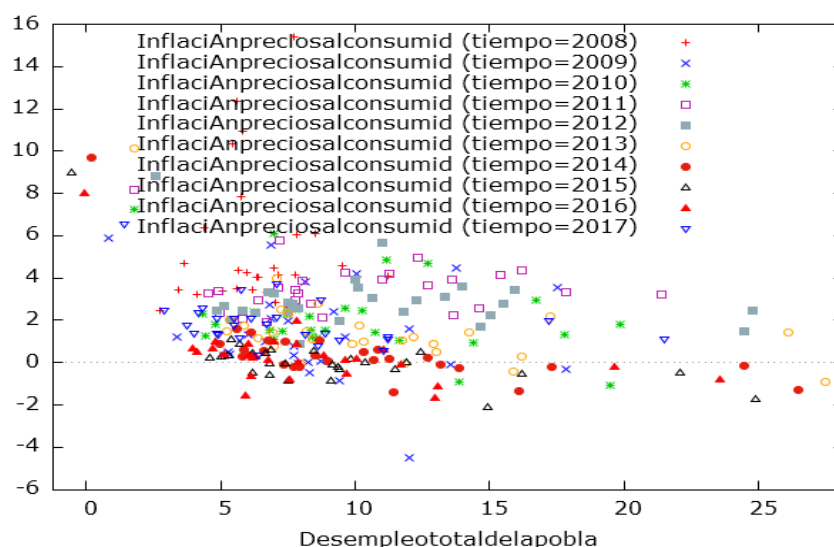


Fuente: Elaboración propia

Este gráfico de nube de puntos por países permite observar, de una manera más clara, la relación que existe entre ambas variables. En este gráfico se representa la variable inflación en el eje Y, como variable dependiente del modelo, y la variable desempleo en el eje X, como variable independiente. Se puede observar como a medida que aumenta la inflación de los países va disminuyendo el desempleo de los mismos. Entonces podemos decir que entre estas variables existe correlación negativa. Esta relación es coherente con el estudio que se realizó acerca de la Curva de Phillips en el que se demostraba que entre estas dos variables existía una relación negativa, a mayor inflación, menor desempleo.

Al igual que se mostraba en los gráficos representados anteriormente, gráficos sencillos de grupos superpuestos, se puede observar como Eslovenia es el país que tiene una inflación más elevada de Europa y a la vez el país con menor desempleo.

**Figura 2.7. Nube de puntos por años**



Fuente: Elaboración propia

En este caso, el gráfico de nube de puntos muestra los valores de inflación y desempleo por año. De este gráfico se puede destacar que el año en el que ha existido un mayor desempleo de los últimos 10 años ha sido el año 2014, año en el que los países europeos estaban empezando a salir poco a poco de la crisis económica en la que se vieron involucradas. Como se ha escrito anteriormente, a mayor desempleo menor inflación, algo que ocurre también en este año, donde se toman los valores de desempleo más elevados de los últimos 10 años.

Por lo general, en los últimos 10 años en Europa, el comportamiento ha sido similar, un crecimiento de la inflación de en torno al 2% anual y un desempleo de en torno al 9%.

### 2.3. RESULTADOS.

$$\pi = \beta_0 - \beta_1 X + u$$

En este modelo lineal,  $\pi$  se refiere a la variable dependiente o variable explicada, la inflación. La  $X$  es la variable independiente o variable explicativa, que es el desempleo. Completan el modelo  $\beta_0$  y  $\beta_1$  que son los valores de la ordenada en el origen y la pendiente respectivamente. Por último aparece el valor  $u$ , que es el valor de la perturbación, que representa todas aquellas variables que interfieren en la inflación, pero que no aparecen en este modelo.

La función econométrica de la Curva de Phillips plantea que entre la variable dependiente  $\pi$  (Inflación) y la variable independiente  $X$  (Desempleo) existe una relación inversa.

El método de estimación que ha de utilizarse para el cálculo de resultados depende de los efectos propios de los individuos y de los periodos estudiados. Por tanto, se va a proceder a expresar los resultados de los tres modelos calculados y se explicarán las conclusiones del modelo elegido.

### **2.3.1. Resultados Modelo de Coeficientes Constantes**

En primer lugar, se ha calculado el modelo de coeficientes constantes, el cual aparece bajo la hipótesis de que los efectos individuales y los temporales no tienen relevancia alguna al ser todos iguales.

$$\hat{\text{Inflacion}} = 3.42 - 0.156 * \text{Desempleo}$$

(0.742)(0.0634)

n = 280, R-cuadrado = 0.096  
(Desviaciones típicas entre paréntesis)

Los resultados que se muestran han sido obtenidos mediante el cálculo del método de cuadrados ordinarios. Como el modelo presentaba problemas de heterocedasticidad y autocorrelación (esto se ha demostrado mediante los cálculos de los contrastes de White y de Wooldridge, respectivamente) se han debido realizar una serie de modificaciones en el cálculo para que los resultados obtenidos sean los correctos. Esta serie de modificaciones consiste en utilizar estimadores robustos de la matriz varianzas-covarianzas.

De los resultados obtenidos se puede deducir que la relación existente entre el desempleo y la inflación es inversa, pues el signo negativo de  $\beta_1$  así lo demuestra. También se puede apreciar que el coeficiente de la pendiente es de 0.156, lo que quiere decir que para el periodo estudiado, si el desempleo se incrementa en un punto porcentual, la inflación se reducirá en 0.156 puntos. El modelo es significativo, ya que el p-valor del modelo ha resultado ser 0.020491.

### **2.3.2. Resultados Modelo de Efectos Fijos**

Seguidamente se ha elaborado el cálculo del modelo de efectos fijos. Este modelo aparece bajo la hipótesis de que los efectos individuales son parámetros desconocidos pero fijos, al igual que ocurre con  $\beta_0$  y  $\beta_1$ .

$$\hat{\text{Inflacion}} = 4.00 - 0.220 * \text{Desempleo}$$

(0.389)(0.0426)

n = 280, R-cuadrado = 0.345  
(Desviaciones típicas entre paréntesis)

Al igual que ocurría en el modelo de coeficientes constantes, el modelo presentaba problemas de heterocedasticidad y autocorrelación. Por tanto, se han tenido que hacer las mismas modificaciones que en el modelo de coeficientes constantes para poder estimar el modelo correctamente.

Vemos como los resultados que ofrece el modelo muestran, de nuevo, una relación inversa entre ambas variables, como se puede observar con el signo de  $\beta_1$ . En este caso, un incremento del desempleo a nivel europeo en un punto porcentual, supondría una reducción de la inflación de 0.22 puntos. En este caso, la inflación, ante un aumento idéntico del desempleo, se reduciría más que con el cálculo del modelo de coeficientes constantes. El modelo también es significativo, al igual que ocurría en el modelo anterior, pues el p-valor es de 2.01e-05.

### 2.3.3. Resultados Modelo de Efectos aleatorios.

Por último, se ha realizado el cálculo del modelo de efectos aleatorios, que en este caso asume que los efectos individuales son variables aleatorias. Se debe destacar que en la estimación de este modelo es necesario asumir que los efectos individuales no guardan relación con las variables explicativas.

$$\hat{\text{Inflacion}} = 3.67 - 0.183 \cdot \text{Desempleo}$$

(0.409)(0.0368)

n = 280, log-verosimilitud = -632  
(Desviaciones típicas entre paréntesis)

Varianza 'entre' (between) = 1.10967

Varianza 'dentro' (Within) = 4.30016

theta usado para quasi-demeaning (cuasi-centrado de los datos) = 0.471523

En esta ocasión, se puede ver como los valores que toma  $\beta_0$  y  $\beta_1$  son valores intermedios a los obtenidos en los dos modelos anteriores. Se mantiene la relación inversa entre desempleo e inflación, como vuelve a mostrar el signo negativo de  $\beta_1$ . Ahora un incremento del desempleo de un punto porcentual, supone una bajada de la inflación de 0.183 puntos. En el caso de que el desempleo tomara valor cero, el valor de la inflación sería la constante de la función, es decir, 3.67 puntos. Este modelo también es significativo, como ocurría en los dos anteriores, pues el p-valor del modelo toma el valor de 6.06e-07.

**Tabla 2.1. Efectos aleatorios individuales**

PAÍS	EFEECTO INDIVIDUAL
ESLOVENIA	3,16189
LETONIA	1,07050
ESPAÑA	1,04646
LITUANIA	0,918268
GRECIA	0,75595
ESTONIA	0,590089
RUMANIA	0,584348
HUNGRÍA	0,557337
BULGARIA	0,414309
CROACIA	0,323556
ESLOVAQUIA	0,128691
POLONIA	-0,121382
REINO UNIDO	-0,197921
PORTUGAL	-0,215033
BÉLGICA	-0,236871
ITALIA	-0,290449
FINLANDIA	-0,488252
REPÚBLICA CHECA	-0,505391
MALTA	-0,589601

AUSTRIA	-0,608815
FRANCIA	-0,618265
CHIPRE	-0,666142
DINAMARCA	-0,697096
LUXEMBURGO	0,700742
PAÍSES BAJOS	-0,817819
SUECIA	-0,892000
IRLANDA	-0,936128
ALEMANIA	-0,969496

Fuente: Elaboración propia

La tabla que se adjunta anteriormente refleja los efectos aleatorios individuales de los países que pertenecen a la Unión Europea de mayor a menor valor de efecto individual. Se puede observar como el país que presenta un mayor efecto individual es Eslovenia, es decir, es el que presenta una mayor relación positiva entre desempleo e inflación, tomando el valor 3,16189. Por el otro lado, Alemania es la que presenta una relación entre desempleo e inflación más negativa, es decir, es la que cumple el estudio sobre la Curva de Phillips con un mayor valor, siendo de -0,969496.

Como se ha descrito a lo largo del trabajo, para la Unión Europea el objetivo principal es mantener un porcentaje de crecimiento de la inflación cercano al 2%. Esto provoca que los gobiernos nacionales le den prioridad al cumplimiento de este objetivo, frente al desempleo. La dificultad de conseguir el objetivo inflacionario a la vez que se consiguen datos de desempleo beneficiosos para la economía de cada país ha provocado que ciertos economistas se planteen si el principal objetivo europeo debería pasar a ser otro objetivo que sea más importantes para la economía, como pudiera ser el caso de buscar el incremento de la renta disponible de los ciudadanos. El argumento de estos economistas es que la inflación debe ir acompañada de crecimiento económico, es decir, debe mejorar la situación de los ciudadanos mejorando la renta disponible de cada país. Si esto no ocurre y se acompañan de medidas que simplemente buscan cumplir objetivos de inflación, al final se provoca un problema de encarecimiento de las importaciones.

La dificultad que tienen los gobiernos nacionales para cumplir ambos objetivos ha causado que el desempleo en las últimas décadas esté incrementándose en Europa frente a otras grandes potencias, como es el caso de Estados Unidos.

El economista Olivier Blanchard (1997), en su crítica a la Curva de Phillips, explica los motivos que ha llevado a que se produzca una tendencia creciente en el desempleo de los países europeos.

El primer factor que puede explicar esta tendencia son las rigideces que presentan los mercados laborales de los países europeos. Son variadas, pero todas están relacionadas con aspectos legales, como pueden ser las prestaciones por desempleo o los elevados salarios mínimos interprofesionales que se dan en Europa. Al haber estas prestaciones por desempleo tan elevadas se desincentiva la búsqueda de empleo, provocando este aumento del desempleo europeo.

El segundo factor que puede provocar rigidez en el mercado laboral europeo son los altos costes de despido a los que se enfrentan las empresas. Estos altos costes que lo que pretenden es desincentivar el despido, al mismo tiempo también están desincentivando la contratación, agravando así la situación laboral.

Por último, el salario mínimo también supone una rigidez importante. En ciertos países el salario mínimo es muy elevado, acercándose a salarios de tipo medio, provocando que aquellos trabajadores que están menos cualificados no puedan acceder al mercado porque

las empresas no están dispuestas a pagar salarios tan elevados a trabajadores poco productivos.

#### **2.3.4. Elección del modelo**

Contraste conjunto de los regresores (excepto la constante) -  
Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(1) = 24.8925  
con valor p = 6.06175e-007

Contraste de Breusch-Pagan -  
Hipótesis nula: [Varianza del error específico a la unidad = 0]  
Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(1) = 45.3344  
con valor p = 1.66103e-011

Para la elección del modelo más adecuado según los datos que se han obtenido, el primer paso que se ha seguido ha sido comprobar si los efectos individuales son relevantes o no. Para ello, los dos contrastes que se han calculado han sido el contraste conjunto de los regresores y el contraste de Breusch-Pagan. En este caso los p-valores de los contrastes calculados han sido de 6.06175e-007 y 1.66103e-011, respectivamente. Con estos valores se rechaza la hipótesis nula, que en este caso era que los efectos individuales no son relevantes. Por tanto, concluimos que los efectos individuales sí son relevantes, descartando así el modelo de coeficientes constantes.

Contraste de Hausman -  
Hipótesis nula: [Los estimadores de MCG son consistentes]  
Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(1) = 1.45741  
con valor p = 0.227343

Una vez observado que el modelo de coeficientes constantes no es adecuado para los datos con los que se trabaja, se debe estudiar cuál de los dos modelos restantes es más adecuado. Para poder elegir entre el modelo de efectos fijos o el modelo de efectos constantes, se ha realizado el contraste de Hausman, que es el que nos permite elegir cuál de los dos modelos es más óptimo para estos datos. En este caso, la hipótesis nula del contraste es que los efectos individuales son incorrelados con las variables explicativas, es decir, considera que el modelo de efectos aleatorios es el más adecuado. El p-valor del contraste es de 0.227343. Dado este p-valor no hay evidencias para rechazar la hipótesis nula y concluimos que el modelo más adecuado para los datos obtenidos es el modelo de efectos aleatorios.

## **2.4. PREDICCIÓN**

Hay que tener en cuenta que estos valores que se han ido comentando son aproximados, pues como se ha expuesto a lo largo del trabajo, existen más variables, aparte del desempleo, que afectan al incremento o reducción de la inflación.

Para predecir cuál podría ser la inflación de cualquier periodo de los estudiados y de cualquier país, en este caso para el primer año estudiado, 2008, buscamos el valor de desempleo del país que vayamos a estudiar y se sustituye en la función por la variable independiente. En este caso, se va a realizar un estudio de la inflación española en 2008.

2008: Desempleo (11.25); Inflación (4.075)

Inflacion\* = 3.67 - 0.183\*Desempleo + u

Inflacion\* = 3.67 - 0.183\*(11.25)



$$\text{Inflacion}^* = 3.67 - 2.05875$$

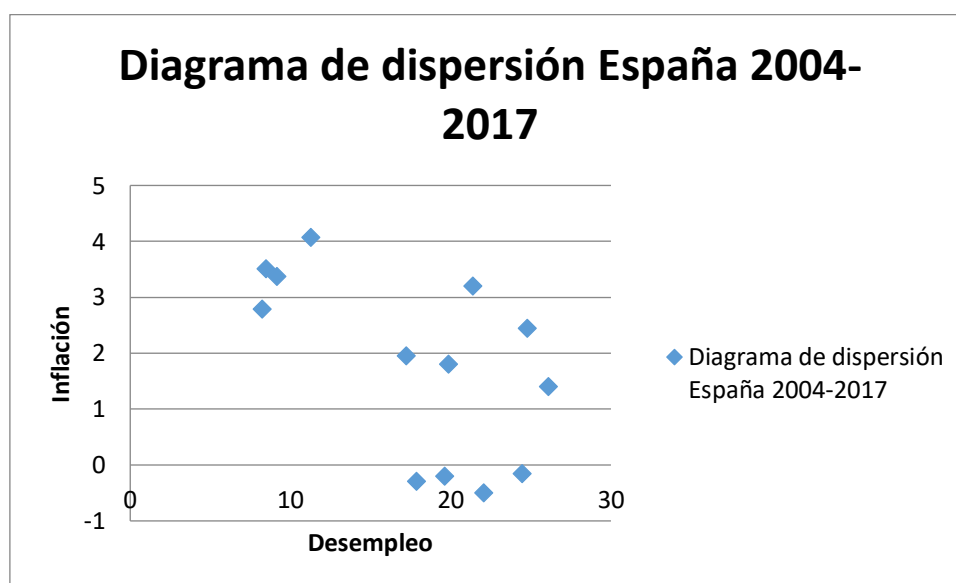
$$\text{Inflacion}^* = 1.61125$$

Se puede apreciar como existe una diferencia de casi 2.5 puntos por debajo del valor dado. Esto se explica con los errores en las predicciones, ya que solo se tiene en cuenta como factor que afecta a la inflación el desempleo. Sin embargo existen otras variables que no aparecen en el modelo pero que también pueden afectar a la inflación, como es el caso de la oferta monetaria.

## 2.5. EL CASO ESPAÑOL

Los cálculos que se han realizado anteriormente demuestran que realmente existe una relación negativa entre inflación y empleo. Sin embargo, si nos centramos en el caso español vemos que en los últimos catorce años (se han utilizado los datos de los catorce últimos años para poder ver el comportamiento de las variables en un periodo más amplio de tiempo), la correlación entre las variables no está bien definida.

Figura 2.8. Diagrama de dispersión España 2004-2017



Fuente: Elaboración propia

Si analizamos el caso español, la ausencia de correlación entre ambas variables puede deberse a diferentes factores, como pueden ser el aumento del gasto público, que en el periodo de años que se ha estudiado, ha crecido en torno al 45%<sup>2</sup>. También ha podido influir el creciente salario mínimo interprofesional que se ha impuesto en España. Estos dos factores, junto con algunos otros menos importantes como pudiera ser una legislación laboral más estricta y rígida, ha provocado una deslocalización empresarial, afectando así a la demanda laboral del país, creando así una evolución del empleo menos dinámica que en otros países europeos como Reino Unido.

Desde la Unión Europea se han intentado adoptar medidas que permitieran cumplir los objetivos de la Estrategia Europea 2020 en cuanto a materia de empleo se trataba. Sin embargo, adoptar medidas de empleo comunes a todos los países europeos es un tarea muy complicada, debido a que cada país tiene ciertas características que hacen que se

<sup>2</sup> Datos obtenidos de datosmacro.com

diferencia del resto de los países. Por ejemplo, en el caso español, el porcentaje de desempleo juvenil es del 33,7%, siendo el más alto de toda la Unión Europea, mientras que otros países como Alemania o Portugal tienen valores mucho menores. Por tanto, las medidas que desde la Unión Europea se han intentado llevar a cabo para corregir este problema, en España no han funcionado.

## **2.6. CONCLUSIONES**

Los resultados obtenidos en el trabajo muestran una evidencia de que existe una relación negativa entre la inflación y el desempleo, lo que supone que en los últimos diez años, en Europa, se cumple el estudio que llevó a cabo A.W. Phillips. Esto quiere decir que los países tendrán que elegir los valores de inflación y desempleo que más le convenga a cada economía, siempre teniendo en cuenta las indicaciones y objetivos de los organismos supranacionales y de la situación en ese momento del país.

Es necesario decir que es de vital importancia para los gobiernos decidir que es mejor para su economía, ya que según los modelos estimados es una tarea complicada poder cumplir los valores inflacionarios que exige la Unión Europea y además poder tener una baja tasa de desempleo.

En el caso español se ha observado cómo esta relación negativa entre inflación y desempleo ha ido reduciéndose en los últimos quince años. Las grandes rigideces que presenta el mercado laboral español hacen que sea muy complicado cumplir con los objetivos inflacionarios exigidos por el Banco Central Europeo y a la vez reducir considerablemente el desempleo. Además las propuestas llevadas a cabo por la Unión Europea en materia de empleo tampoco suponen una ayuda considerable para el país, pues las especiales condiciones del mercado provocan que las medidas en materia laboral no mejoren la situación.

Hay que tener en cuenta que en estos estudios solo se han tenido en consideración los valores del desempleo como factor que afecta a la inflación. Sin embargo, como se ha podido comprobar en el apartado de predicción, existen otros factores que afectan a la inflación y que en el presente trabajo no han sido estudiados. Tener en cuenta el desempleo como único factor podría hacer que se extrajeran resultados y conclusiones parcialmente erróneas pues existen otros muchos factores que explicarían los movimientos inflacionarios a lo largo de los años. Quizás el factor más importante a tener en cuenta en el estudio de la inflación deba ser la inflación esperada, como dijo Friedman y otros economistas que realizaron críticas al modelo de la Curva de Phillips.

Esta situación permite que se abran nuevas líneas de investigación para futuros proyectos que estudien la relación entre inflación y desempleo con más detalle y considerando realmente todos los factores que influyen en el crecimiento o descenso de los valores inflacionarios.

## BIBLIOGRAFÍA

Banco Central Europeo (2017): "¿Por qué es importante la estabilidad de precios?" <https://www.ecb.europa.eu/explainers/tell-me-more/html/stableprices.es.html>

Banco Mundial: "Banco de datos" <https://databank.bancomundial.org/data/source/world-development-indicators#>

Dornbusch, Rudiger (2004) "Macroeconomía" 9ª Edición. Pp 125-134

Blanchard, Olivier (1997). The Phillips Curve, the Natural Rate of Unemployment and Inflation. Chapter 8 The Medium Run.

Friedman, Milton (1968). "The role of monetary policy", American Economic Review, Vol. 58, No. 1, marzo 1968, pp. 1-17.

Friedman, Milton (1975). "Unemployment and inflation: an evaluation of the Phillips curve", IEA Occasional Paper, No. 44, Londres, Institute of Economic Affairs.

Hayek, Friederich Von -¿Inflación o pleno empleo?"-Unión Editorial SA-Madrid 1976

Lacalle, Daniel. (2014): "Inflación y desempleo en la union europea. ¿Por qué la inflación no es la solución al problema del empleo?. Universidad católica de Valencia.

Phillips, William (1958). The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957. *Economica*, 25 (100), 283-299.

## ANEXO

### Países Considerados

<b>Numeración</b>	<b>País</b>
1	Alemania
2	Austria
3	Bélgica
4	Bulgaria
5	Chipre
6	Croacia
7	Dinamarca
8	Eslovenia
9	España
10	Estonia
11	Finlandia
12	Francia
13	Grecia
14	Hungría
15	Irlanda
16	Italia
17	Letonia
18	Lituania
19	Luxemburgo
20	Malta
21	Países Bajos
22	Polonia
23	Portugal
24	Reino Unido
25	República Checa
26	Eslovaquia
27	Rumania
28	Suecia

