



Universidad
Politécnica
de Cartagena



FACULTAD DE
CIENCIAS DE LA
EMPRESA

**LA CURVA DE PHILLIPS EN ESPAÑA DURANTE LA CRISIS
ECONÓMICA DE 2008**

Noemí Sánchez Baños

Curso 2017/2018

Director: Juan Patricio Castro Vidal

Codirector: Víctor López Pérez

Trabajo Fin de Grado para la obtención del título de Graduada en
Administración y Dirección de Empresas

ÍNDICE

RESUMEN	2
1. INTRODUCCIÓN	3
2. MARCO TEÓRICO	4
2.1. VERSIONES DE LA CURVA DE PHILLIPS	5
2.1.1. Curva de Phillips original	5
2.1.2. Curva de Phillips modificada	8
3. ESTUDIO EMÍRICO	12
3.1. DATOS	12
3.2. TRATAMIENTO DE DATOS	14
3.3. ESTIMACION DE MODELOS DE LA CURVA DE PHILLIPS	24
3.3.2. Modelos con la tasa de desempleo y la tasa de inflación mensual	27
3.3.3. Modelos con la tasa de desempleo y la tasa de inflación interanual	27
3.4. CONTRASTE DE ESTABILIDAD ESTRUCTURAL	32
3.4.1. Contraste de Chow para el modelo 2	33
3.4.2. Contraste de Chow para el modelo 3	36
4. CONCLUSIONES	40
5. BIBLIOGRAFÍA Y FUENTES ESTADÍSTICAS	41
APÉNDICE I	42

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es analizar si la curva de Phillips está presente en la economía española durante la crisis económica de 2008, analizando para ello la relación entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación durante el periodo de 1986 a 2018. Se efectúa una revisión teórica de la curva de Phillips y seguidamente un ejercicio empírico y aplicado mediante técnicas estadísticas y econométricas para estimar diversos modelos basados en el enfoque tradicional de la curva de Phillips, para comprobar la existencia de esta en dicho periodo y en concreto durante la crisis de 2008. Los resultados del análisis empírico muestran, durante todo el periodo estudiado, esta relación negativa entre tasa de desempleo y tasa de inflación en la que se basa el enfoque tradicional. Asimismo, se observa que durante la crisis de 2008 se acentúa aún más dicha relación negativa.

Palabras clave: Curva de Phillips, inflación, desempleo, crisis de 2008, contraste aumentado de Dickey y Fuller, filtro de Hodrick-Prescott, filtro Baxter-King, Contraste de Chow.

ABSTRACT

The paper analyzes if the Phillips curve is present in the Spanish economy during the economic crisis of 2008, analyzing for this the relationship between the unemployment rate and the inflation rate during the period from 1986 to 2018. A theoretical revision of the Phillips curve is carried out and then an empirical exercise and applied by statistical and econometric techniques to estimate different models based on the traditional approach of the Phillips curve, to verify the existence of this in that period and specifically during the crisis of 2008. The results of the empirical analysis show, during the whole period studied, this negative relationship between the unemployment rate and the inflation rate on which the traditional approach is based. Likewise, it is observed that during the crisis of 2008 this negative relationship is accentuated even more.

Key words: Phillips curve, unemployment, inflation, crisis of 2008, increased contrast of Dickey and Fuller, Hodrick-Prescott filter, Baxter-King filter, Chow contrast.

1. INTRODUCCIÓN

En la actualidad muchos economistas explican que la relación negativa entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación, relación que se conoce como la curva de Phillips, ha desaparecido en los países de nuestro entorno: Alemania, Holanda, Reino Unido, Estados Unidos, etc. En el sentido que desde 2015 se comprueban la existencia de bajas tasas de desempleo, la no aceleración de los salarios nominales y en consecuencia bajos índices de inflación a pesar de las políticas monetarias expansivas de los bancos centrales.

En España la última crisis económica ha provocado una caída drástica del PIB, al mismo tiempo que ha aumentado el desempleo y ha caído la inflación, incluso en algunos meses con tasas de variación negativas (deflación). En los últimos años recientes encontramos una recuperación de nuestra economía con una caída de la tasa de desempleo, subidas tenues de los salarios y una inflación creciente pero contenida. Por lo que muy al contrario de los países de nuestro entorno parece que la curva de Phillips está presente en nuestra economía.

El objetivo de este trabajo consiste en analizar la relación entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación en España desde 1986 hasta 2018. Al mismo tiempo, el periodo elegido incorpora la situación creada con la crisis económica de 2008, por lo que también se plantea si este hecho primordial de la evolución económica modifica la relación que predice la curva de Phillips.

Para ello, se utilizará la información económica relevante de la tasa de desempleo y tasa de inflación, se modelizará las diferentes posibilidades de la curva de Phillips y sus modificaciones, y se desarrollará diferentes técnicas estadísticas y econométricas para poder obtener conclusiones.

La estructura de este Trabajo Fin de Grado (TFG) estaría constituida por los siguientes apartados: en el apartado primero, el marco teórico, se analizará teóricamente la curva de Phillips en sus diversas versiones; en el apartado segundo, el estudio empírico, se realizará un ejercicio empírico y aplicado mediante técnicas estadísticas y econométricas para analizar el comportamiento de la relación entre tasa de desempleo y tasa de inflación que muestra la curva de Phillips en nuestro país; en el apartado tercero, conclusiones, se hablarán de las principales conclusiones del mismo y las posibles extensiones de nuestro análisis; por último el apartado de referencias bibliográficas, donde se encontrarán las fuentes documentales de las que se han obtenido información.

2. MARCO TEÓRICO

En este trabajo primero se va a definir la curva de Phillips en sus diferentes versiones, que son: la curva de Phillips original y la Curva de Phillips modificada o con expectativas. Además, se hablará de las críticas que han realizado diversos autores a la curva de Phillips y de los estudios realizados nacionales sobre el tema.

La curva de Philips, presentada en 1958 por el economista William Phillips a través de su estudio realizado en Reino Unido de 1861 a 1957, representa la relación entre la tasa de inflación y la tasa de desempleo, relación negativa entre dichos componentes que explica como es el vínculo entre ambos, de manera que cuando el desempleo era bajo, la inflación era alta, y en los periodos contrarios de desempleo alto, la inflación era baja e incluso negativa.

En 1960, tras encontrar patrones semejantes en otros países otros dos autores Samuelson y Solow realizaron el mismo estudio que Phillips, pero basado en los datos de Estados Unidos de 1900 a 1960, también en este estudio se encontraron con dicha relación negativa entre inflación y desempleo, a partir de este momento la llamaron la curva de Phillips.

Esta relación al representarla en un eje de coordenadas, en abscisas la tasa de desempleo y en ordenadas la tasa de inflación, se obtiene una curva de pendiente negativa. Esta curva de Phillips tuvo gran repercusión en el pensamiento y en la política macroeconómicas, pues sugería que una política encaminada a la estabilidad de precios fomentaba el desempleo. Figuradamente esto conllevaba a que los países podían adoptar distintas combinaciones de inflación y desempleo. Se podía admitir una inflación más alta para lograr tener un desempleo bajo, o por el contrario tener una estabilidad de precios, inflación nula, si el desempleo era más alto. Todo esto dio lugar a que esta teoría de la curva de Phillips se convirtiera en el centro del pensamiento macroeconómico, convirtiéndose así para los países en debate político que punto de la curva habría que elegir.

Sin embargo, durante la siguiente década de 1970, se contempló como esta relación inversa entre inflación y desempleo se rompió, en ciertos países se encontraba simultáneamente una elevada inflación y un elevado desempleo. A partir de este momento surgieron diversos autores con distintas hipótesis sobre la curva de Phillips.

2.1. VERSIONES DE LA CURVA DE PHILLIPS

2.1.1. Curva de Phillips original

Según Blanchard, O. (2017) para comprender la relación que expone la curva de Phillips entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación, primero se comienza con la siguiente ecuación de determinación de los salarios:

$$W = P^e F(u, z) \quad [1]$$

Donde W es el salario nominal, predispuesto por quienes fijan los salarios, que a su vez depende del nivel de precios esperado, P^e , de la tasa de desempleo, u , y de una variable, z , que recoge los demás factores que intervienen en el cálculo de los salarios (prestaciones por desempleo, sistema de negociación colectiva, sindicatos, entre otros).¹

¹ Como señala Bellod Redondo, J. F. (2007), en su versión original, la Curva de Phillips era simplemente una relación no lineal entre la tasa de variación del salario nominal y la tasa de desempleo en el Reino Unido durante el período 1861 – 1913, que es expresa en la siguiente ecuación:

$$\dot{w} = a + bU^{-c} \quad [2]$$

Donde:

- \dot{w} es la tasa de variación de los salarios nominales
- U representa la tasa de desempleo

La idea que subyace en la ecuación [2] es extremadamente sencilla: la presión en el mercado de trabajo, dada por un bajo nivel de U , provoca elevaciones en los salarios nominales y viceversa.

La crítica de Friedman se asienta sobre dos postulados esenciales: uno que el equilibrio del mercado de trabajo depende de los salarios reales y no de los salarios nominales y otro es que el análisis "estático" (de Phillips) impide comprender la verdadera conexión entre inflación y desempleo, para lo cual se requiere un análisis dinámico.

Bellod Redondo, J. F. (2007) opina: "aun si admitiéramos que son los salarios reales los que determinan el equilibrio en el mercado de trabajo y que los agentes no están condicionados por el volumen real de la demanda de bienes, el análisis de Friedman se desenvuelve en un marco analítico que lo invalida para efectuar conclusión alguna sobre la relación entre inflación y desempleo. Si consideramos que el análisis de Phillips es estático entonces debemos concluir que el análisis de Friedman es igualmente estático (e incompleto), puesto que su crítica transcurre comparando un equilibrio inicial y un equilibrio inicial."

Partiendo de esta relación entre el salario nominal y la tasa de desempleo si analizamos la relación entre la inflación, la inflación esperada y el desempleo se llega a la siguiente ecuación:

$$\pi_t = \pi_t^e + (m + z) - \alpha u_t$$

[3]

Donde:

- π_t es la tasa de inflación en el periodo t.
- π^e es la tasa de inflación esperada.
- α es el coeficiente de la tasa de desempleo, que refleja la fuerza del efecto que produce el desempleo en la tasa de inflación.
- u_t es la tasa de desempleo en el periodo t.
- z recoge los demás factores que intervienen en el cálculo de los salarios (prestaciones por desempleo, sistema de negociación colectiva, sindicatos, entre otros).
- m es el margen de precios.

En esta ecuación se observa que no hay índices temporales en m y en z , esto se debe a que normalmente consideramos que ambas son constantes.

De esta ecuación [3] podemos deducir las siguientes relaciones:

- Si se aumenta la tasa de inflación esperada, también aumenta la tasa de inflación.
- Dada la inflación esperada, si aumenta el margen de precios o alguno de los factores que afectan a la determinación de los salarios, es decir, m y z respectivamente, esto conlleva un aumento de la tasa de inflación.
- Dada la inflación esperada, un descenso de la tasa de desempleo, u , da lugar a una mayor tasa de inflación.

En la curva de Phillips original suponemos que la inflación fluctúa de un año a otro en torno a cierto a valor, $\bar{\pi}$. Además, suponemos que la inflación no es persistente y con ello que la de este año no es un buen predicador de la inflación esperada del año siguiente. La inflación de este año simplemente será igual a $\pi_t^e = \bar{\pi}$, y esto convierte la ecuación de la curva original de Phillips en la siguiente:

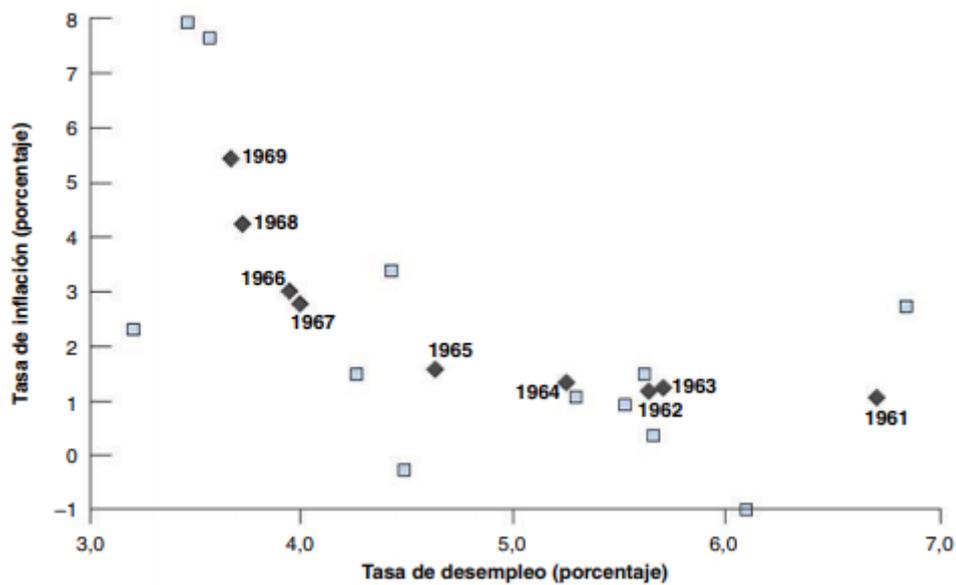
$$\pi_t = \bar{\pi} + (m + z) - \alpha u_t$$

[4]

Esta suposición es una buena interpretación del desarrollo que tuvo la inflación durante los años que Phillips, Samuelson y Solow estudiaron. Aquí observamos la relación negativa entre la inflación y el desempleo, justamente la que estos autores contemplaron en sus estudios de Reino Unido y Estados Unidos.

Esta relación negativa que describe la ecuación [4] entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación la podemos observar en el siguiente gráfico de la inflación y el desempleo en Estados Unidos de 1948-1969, los años donde se cumpla la curva de Phillips original.

Gráfico 1. La inflación y el desempleo en Estados Unidos, 1948-1969.



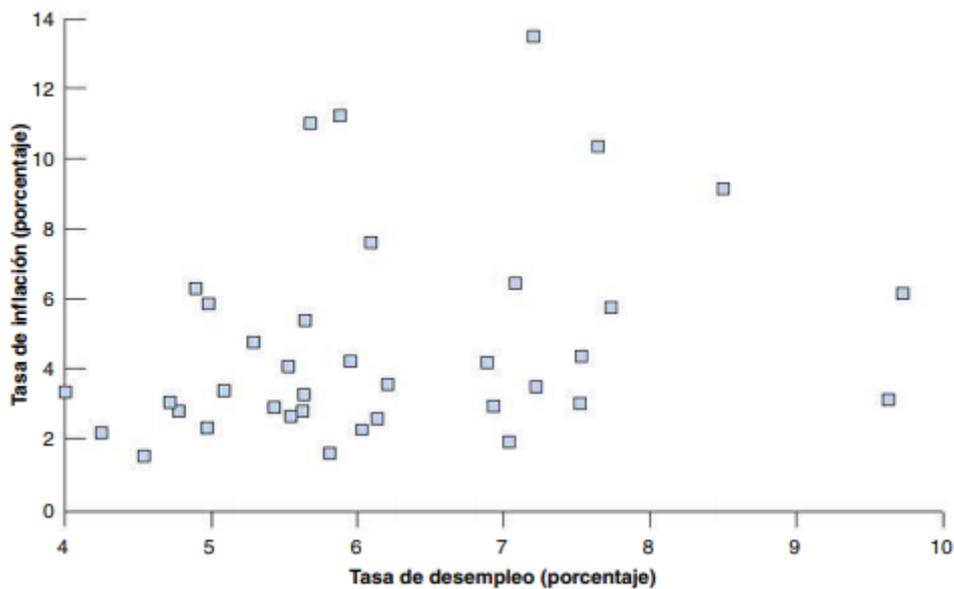
(Fuente: Sacado de Blanchard (2017), p.161)

2.1.2. Curva de Phillips modificada

A partir de 1970 se deja de cumplir esta relación negativa de la curva de Phillips original.

En el siguiente gráfico observamos la inflación y el desempleo en Estados Unidos de 1970-2014. Donde la relación negativa entre inflación y desempleo desaparece.

Gráfico 2. La inflación y el desempleo en Estados Unidos, 1970-2014.



(Fuente: Sacado de Blanchard (2017), p.161)

Las razones, entre otras, de que esta relación desapareciera fueron dos:

- Se produjo una subida del precio del petróleo, lo que originó un aumento en el margen de precios, m .
- Pero la más importante fue que se produjo un cambio en el comportamiento de la inflación. La tasa de inflación se volvió más persistente y positiva, es decir, si era alta en un año, era más posible que el año siguiente también fuera alta. Como resultado, los que fijaban los salarios cambiaron su método de configurar sus expectativas al tener en cuenta la persistencia de la inflación.

Según Blanchard, O. (2017), si suponemos que las expectativas de inflación configuran en relación a:

$$\pi_t^e = (1 - \theta)\bar{\pi} + \theta\pi_{t-1}$$

[5]

Esta ecuación nos dice que la inflación esperada para este año depende de diversos factores, por un lado un factor constante, $\bar{\pi}$, con ponderación $1 - \theta$, y por otro lado de la inflación del año anterior, π_{t-1} , con ponderación θ . Cuanto mayor sea el valor de θ , mayor afecta la inflación del año anterior a los trabajadores y a las empresas a revisar sus expectativas respecto la inflación de este año, por lo que la tasa de inflación esperada será mayor.

Durante el periodo de tiempo de 1900 a 1960, el examinado por Phillips, Samuelson y Solow, la inflación era baja y no persistente, con lo cual el valor de θ fue cercano a cero y las expectativas aproximadamente fueron $\pi_t^e = \bar{\pi}$; con lo cual era razonable que trabajadores y empresarios no consideraran la inflación del año pasado y pensarán un valor constante de la inflación. Así se cumple durante este periodo la curva de Phillips original representada por la ecuación [4].

A partir de 1970 la inflación comenzó a ser persistente y más alta, los trabajadores y los empresarios comenzaron a transformar su método de configurar sus expectativas, empezaron a considerar que, si la inflación del año anterior había sido alta, seguramente había mucha probabilidad de que la de este año también lo fuera. El valor de θ empezó a aumentar, según los datos a mediados de la década de 1970 la gente esperaba que la tasa de inflación de este año fuera igual a la del año pasado, es decir que θ fuera igual a 1.

Obteniendo así la curva de Phillips modificada o curva de Phillips con expectativas²:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = (m + z) - \alpha u_t$$

[6]

En esta ecuación $\pi_t - \pi_{t-1}$, es la variación de tasa de inflación.

Cuando se da esta situación la tasa de desempleo afecta la variación de la tasa de inflación, y no afecta a la tasa de inflación como ocurre en la curva de Phillips original.

Los efectos de esta ecuación son: que un desempleo alto provoca una inflación decreciente, y un desempleo bajo da lugar a una inflación creciente.

Este último análisis nos explica lo que ocurrió a partir de 1970, puesto que al aumentar el valor de θ de 0 a 1, comenzó a desvanecerse la relación entre la tasa de inflación y la de desempleo. Sin embargo, surgió una nueva relación entre la tasa de desempleo y la variación de la tasa de inflación, representada por ecuación [6].

Estudiada la modelización original y modificada de la curva de Phillips y antes de iniciar el estudio aplicado en la economía española, se debe de considerar que la curva de Phillips tuvo una gran controversia en los círculos científicos de la disciplina económica. Así y como afirma Bellod Redondo, J.F. (2007): “a la que la curva de Phillips ganaba adeptos en los círculos políticos en la década de los 60 del siglo pasado, se gestaba la contrarrevolución científica que, de manos de Friedman (1967, 1976, 1993) y Phelps (1970) la llevarían a la decadencia científica en la década de los 70. Estos autores quebraron la línea de flotación del razonamiento de Phillips con un argumento aparentemente incontestable. Estos autores recuperaron una tesis fundamental de la economía clásica: el equilibrio en el mercado de trabajo depende del salario real y no del salario nominal, de modo que un exceso de demanda en el mercado de trabajo se resuelve mediante la elevación del salario real, no del salario nominal”.

² Ver Blanchard, O. (2017). La curva de Phillips, la tasa natural de desempleo y la inflación. *Macroeconomía*. Pearson. Madrid. pp.161-163 para ver el proceso por el cual se ha llegado a la ecuación [5].

A continuación, vamos a comentar algunos de los estudios relacionados con el tema de estudio de este TFG:

El autor Bellod Redondo, J. F. (2007) realizó un estudio cuyo objetivo era examinar la crítica de Friedman a la Curva de Phillips, concretamente la posibilidad de la desaparición del trade-off entre inflación y desempleo, en la economía española en el período 1960 – 2003. Las conclusiones que obtuvo fueron que se verifica que las políticas expansivas aumentan la dotación de capital, de modo que la Curva de Phillips de largo plazo tiene en este caso pendiente negativa frente a la verticalidad postulada por Friedman.

El autor García, F. G., Ibáñez, C. U., & Sanz, Y. R. (2002), realizó un estudio con el objetivo de estudiar la idea del desempleo en equilibrio mediante los métodos directos de estimación de la NAIRU a los datos de la economía española en el periodo 1976-2000. Las conclusiones de este fueron que se encuentra una evidencia de causalidad desde las desviaciones del desempleo observado respecto a las NAIRUs que estiman hacia la inflación. Además, comentan que es necesario un esfuerzo de investigación adicional en dicha área por la falta de robustez y notable imprecisión.

Para terminar este apartado hay que señalar la necesidad de realizar trabajos empíricos en la economía española, en particular de la curva de Phillips, puesto que prácticamente en la actualidad no hay estudios sobre este tema. Además, debido a esto y a la necesidad de conocer mejor la realidad de la economía española se ha planteado la realización de este TFG.

3. ESTUDIO EMÍRICO

En este apartado se va proceder a la elaboración de un ejercicio empírico y aplicado mediante técnicas estadísticas y econométricas de series temporales de la tasa de desempleo y la tasa de inflación de España, para analizar el comportamiento de la relación que muestra la curva de Phillips en nuestro país.

3.1. DATOS

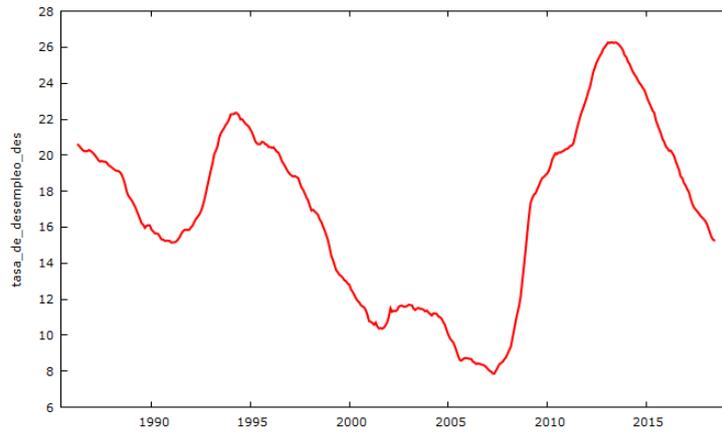
En cuanto a los datos necesarios para el análisis que planteamos en este trabajo, necesitamos dos tipos de datos: datos de la tasa de desempleo y datos de la tasa de inflación. En lo relacionado con tasa de desempleo hemos considerado los datos de esta tasa a nivel total de edades y género, y en periodos de tiempo mensuales que encontramos en el Banco Central Europeo.

Con respecto a la tasa de inflación hemos buscado los datos que el Banco de España recopila, elabora y publica; en este caso hemos usado los datos que se encuentran en el apartado de precios, índice de consumo de precios, en concreto vamos a manejar los datos de la tasa de inflación intermensual y los datos de tasa de inflación interanual, ambos a nivel mensual.

El periodo muestral considerado en este estudio abarca desde abril de 1986 a julio de 2018 y su periodicidad es mensual.

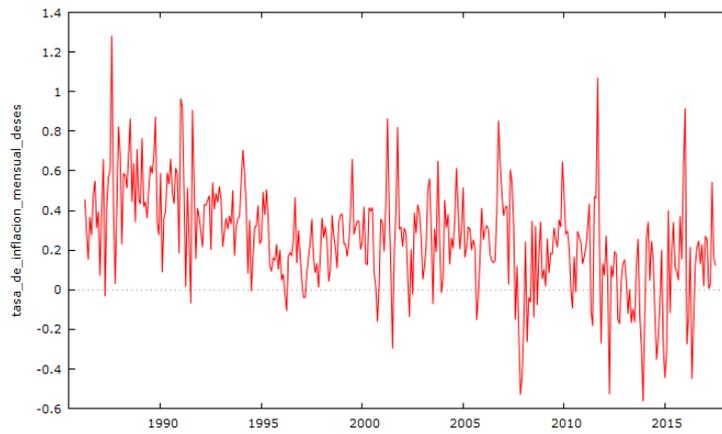
En los gráficos 3, 4 y 5 se representan la tasa de desempleo desestacionalizada, la tasa de inflación mensual desestacionalizada y la tasa de inflación interanual respectivamente.

Gráfico 3. Tasa de desempleo desestacionalizada.



(Fuente: Elaboración propia)

Gráfico 4. Tasa de inflación mensual desestacionalizada.



(Fuente: Elaboración propia)

Gráfico 5. Tasa de inflación interanual.



(Fuente: Elaboración propia)

3.2. TRATAMIENTO DE DATOS

Antes de proceder a elaborar los diversos modelos de la curva de Phillips de nuestro estudio empírico, ha sido necesario realizar una serie de transformaciones preliminares en los datos de las variables de inflación y desempleo.

En primer lugar, se ha considerado el problema del papel de la estacionalidad de las series temporales, fenómeno bastante frecuente al trabajar con series de frecuencia inferior a la anual. Hylleberg S. (1992) define la estacionalidad: “La estacionalidad es el movimiento sistemático, aunque no necesariamente regular, producido en las variables económicas durante el curso del año, debido a que los cambios de la meteorología, las características de los distintos periodos del calendario y el momento de la toma de decisiones, afectan directa o indirectamente a las decisiones de consumo y producción tomadas por los agentes de la economía. Estas decisiones están influenciadas por las dotaciones, las expectativas y preferencias de los agentes y las técnicas de producción disponibles en la economía ”.

Su presencia influye de forma decisiva y permanente en las propiedades estadísticas de las series, de manera que su tratamiento incorrecto conduce a fallos de especificación en los modelos estadístico-econométricos, con efectos adversos en su capacidad predictiva. Cuando se produce este fenómeno se debe proceder a su eliminación para evitar estos fallos.

Para ello se realizará el ajuste estacional con el análisis ARIMA- X-12, que está basado en la combinación de medias móviles. En nuestro estudio le aplicamos este análisis a la tasa de inflación mensual y a la tasa de desempleo mensual; a la tasa de inflación interanual no le aplicamos este análisis porque su propia naturaleza ya anula la estacionalidad en esta serie temporal.

En segundo lugar, una vez los datos de las series están desestacionalizados se procede a determinar si existe estacionaridad de las series, para poder estudiar su comportamiento y poder determinar la presencia de cointegración, puesto que se necesita que las series sean estacionarias para poder estimar los modelos por Mínimos Cuadrados Ordinarios (a partir de este momento MCO). Una serie es estacionaria cuando es estable a lo largo del tiempo, es decir, cuando la media y varianza son constantes en el tiempo. Esto se refleja gráficamente en que los valores de la serie tienden a oscilar alrededor de una media

constante y la variabilidad con respecto a esa media también permanece constante en el tiempo.

Gráficamente no se puede conocer con exactitud si las series de las variables del estudio son estacionarias, para ello se utilizarán las pruebas de Raíz Unitaria. Una raíz unitaria, es una tendencia estocástica en la serie temporal, es decir, si la serie tiene una raíz unitaria, ésta presenta un patrón sistemático que es impredecible. Para analizar si existe raíz unitaria se usará el contraste aumentado de Dickey y Fuller³.

En este contraste aumentado de Dickey y Fuller la hipótesis nula es que la serie posee raíz unitaria y por tanto es no estacionaria. Dentro de este encontramos diversos tipos de contraste: contraste sin constante, contraste con constante, contraste con constante y tendencia y contraste con constante y tendencia cuadrática; se realizarán los cuatro tipos de contraste y cuando el valor de p es menor de 0.1 no se cumple la hipótesis nula, es decir la serie será estacionaria.

Los resultados del contraste para cada variable se muestran en las siguientes tablas:

Tabla 1. Contraste aumentado de Dickey-Fuller para la tasa de desempleo desestacionalizada.

Tipo de contraste aumentado de Dickey-Fuller	Datos de p valor para la tasa de desempleo desestacionalizada
Contraste sin constante	0.3049
Contraste con constante	0.08703
Contraste con constante y tendencia	0.2632
Contraste con constante y tendencia cuadrática	0.478

(Fuente: Elaboración propia)

³ Dickey, D. y Fuller, W.A. (1981) y Cheung, Y.V y Lai, K.S (1995)

En la tabla se observan datos de p valor superiores a 0.1 en tres de los cuatro tipos de contraste, se cumple la hipótesis nula, lo que establece que esta variable de tasa de desempleo desestacionalizada no es estacionaria.

Tabla 2. Contraste aumentado de Dickey-Fuller para la tasa de inflación mensual desestacionalizada.

Tipo de contraste aumentado de Dickey-Fuller	Datos de p valor para la tasa de inflación mensual desestacionalizada
Contraste sin constante	0.0862
Contraste con constante	0.09424
Contraste con constante y tendencia	0.02194
Contraste con constante y tendencia cuadrática	0.07519

(Fuente: Elaboración propia)

En la tabla de la tasa de inflación mensual desestacionalizada se observan en los cuatro tipos de contraste datos de p valor inferiores a 0.1, no se cumple la hipótesis nula, lo que permite establecer que esta variable es estacionaria.

Tabla 3. Contraste aumentado de Dickey-Fuller para la tasa de inflación interanual.

Tipo de contraste aumentado de Dickey-Fuller	Datos de p valor para la tasa de inflación interanual
Contraste sin constante	0.3027
Contraste con constante	0.7231
Contraste con constante y tendencia	0.6317
Contraste con constante y tendencia cuadrática	0.9265

(Fuente: Elaboración propia)

En esta tabla de la tasa de inflación interanual se observan datos de p valor superiores a 0.1 en todos los tipos de contraste, se cumple la hipótesis nula, lo que permite establecer que esta variable de la tasa de inflación interanual no es estacionaria.

Con respecto a los resultados obtenidos tras realizar este test de estacionaridad, se contempla que las variables: tasa de desempleo desestacionalizada y tasa de inflación interanual no son estacionarias. Para lograr que si lo sean procedemos al cuarto paso del tratamiento de datos.

A continuación, se pasarán los datos de las dos variables que tras ser analizadas resultaron no estacionarias por el filtro de Hodrick, R.J. y Prescott, E.C. (1980) o por el filtro de Baxter, M. y King, R.G. (1995), los cuales parten del supuesto de que la serie original está compuesta por un componente tendencial más un componente cíclico:

$$\textit{Serie Original} = \textit{Componente Cíclico} + \textit{Componente Tendencial}$$

[7]

Se realizarán estos filtrados para obtener el componente cíclico de la variable, y sobre este volver a pasar el test de estacionaridad y si esta nueva variable compuesta por el componente cíclico es estacionaria pasará a ser la variable que se usará en la estimación de los modelos. Además, también se empleará el componente tendencial de cada variable de la forma que se explicará más adelante

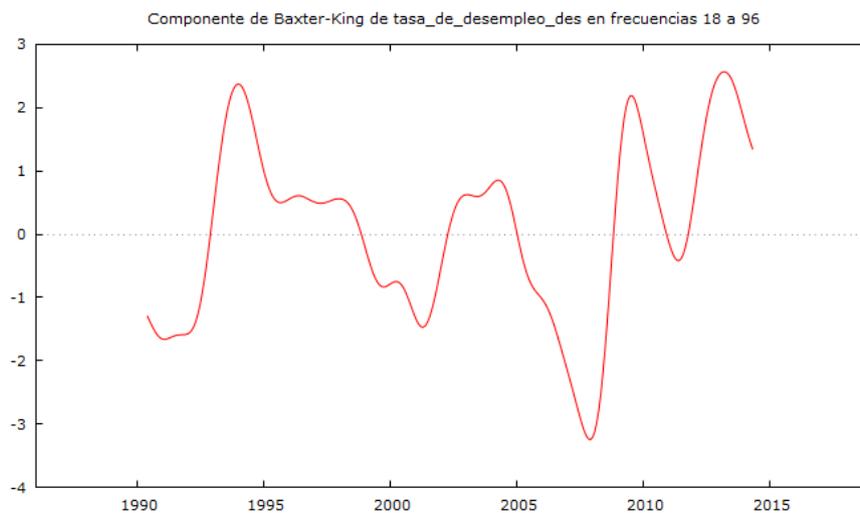
Con el filtro de Hodrick, R.J. y Prescott, E.C. (1980) obtenemos tanto el componente cíclico como el componente tendencial, sin embargo, con el filtro de Baxter, M. y King, R.G. (1995) solo obtenemos el componente cíclico. Para calcular el componente tendencial se usará la ecuación [7] antes expuesta, despejando el componente tendencial:

$$\textit{Componente Tendencial} = \textit{Serie Original} - \textit{Componente Cíclico}$$

[8]

En la aplicación del filtro de Hodrick, R.J. y Prescott, E.C. (1980 para la tasa de desempleo desestacionalizada, se obtuvieron resultados no coherentes con la realidad. Al emplear el filtrado por Baxter, M. y King, R.G. (1995) se logra alcanzar resultados acordes a la realidad y se obtiene la variable que pasará a llamarse tasa de desempleo ciclo, representada en el siguiente gráfico:

Gráfico 6. Tasa de desempleo ciclo.

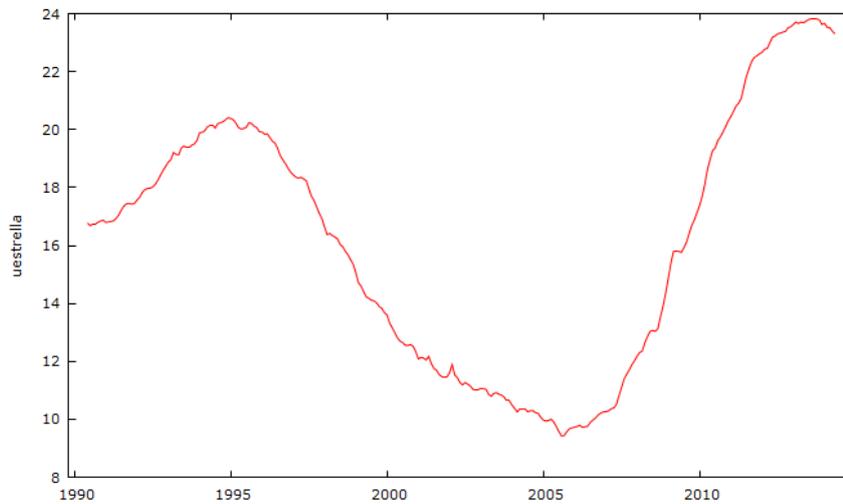


(Fuente: Elaboración propia)

Una consideración a tener en cuenta es que como afirma Pizarro, M. F. (2001) el filtro Baxter, M. y King, R.G. (1995) utiliza promedios móviles truncados en el rezago k para aproximar un filtro ideal, esto implica la pérdida de k datos al inicio y al final de la serie.

Se calculará el componente tendencial de esta variable como ya se expuso anteriormente en la ecuación [8], y obtendremos de esta forma la variable que llamaremos tasa de desempleo estrella, se representa gráficamente como:

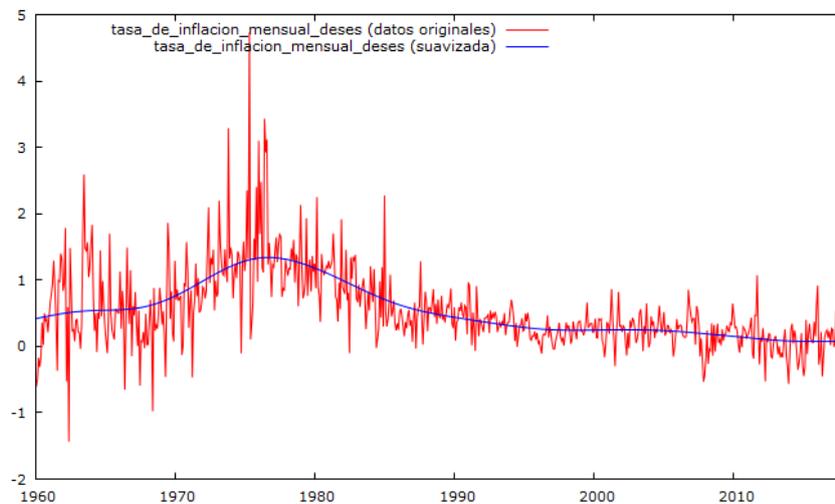
Gráfico 7. Tasa de desempleo estrella.



(Fuente: Elaboración propia)

En el caso de la tasa de inflación mensual desestacionalizada, que sí es una variable estacionaria, se usará el filtro de Hodrick, R.J. y Prescott, E.C. (1980), usando una lambda en el filtro de 999999 para alcanzar valores acordes a la realidad, para lograr la variable del componente tendencial, llamada a partir de ahora tasa de inflación mensual estrella. En el gráfico 8 se muestra la tasa de inflación mensual desestacionalizada con la línea roja y la tasa de inflación mensual estrella con la línea azul.

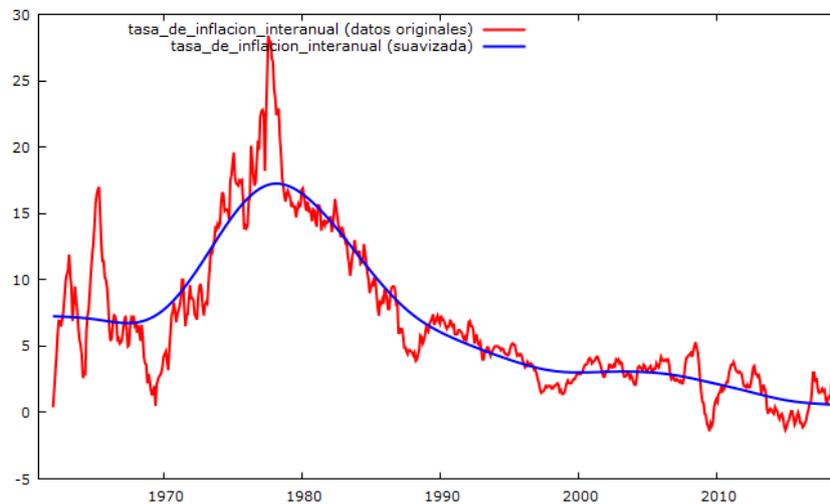
Gráfico 8. Tasa de inflación mensual estrella.



(Fuente: Elaboración propia)

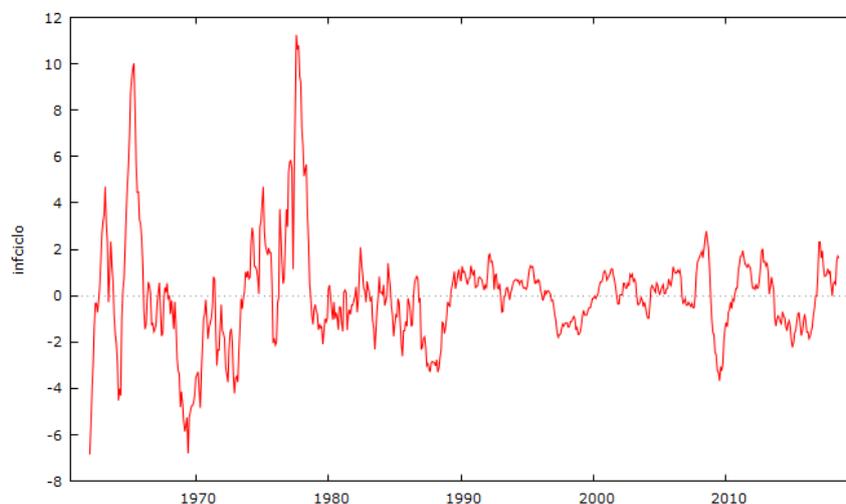
Y por último para la tasa de inflación interanual, se empleará el filtrado de Hodrick, R.J. y Prescott, E.C. (1980), usando una lambda en el filtro de 999999 para alcanzar valores acordes a la realidad, se obtiene el componente cíclico y el componente tendencial que pasarán a llamarse tasa de inflación interanual ciclo y tasa de inflación interanual estrella, respectivamente. En el gráfico 9 se muestra la tasa de inflación interanual con la línea roja y la tasa de inflación interanual estrella con la línea azul; y en el gráfico 10 se representa la tasa de inflación interanual ciclo.

Gráfico 9. Tasa de inflación interanual estrella.



(Fuente: Elaboración propia)

Gráfico 10. Tasa de inflación interanual ciclo.



(Fuente: Elaboración propia)

Ahora se volverá a pasar el test de raíz unitaria con el contraste aumentado de Dickey-Fuller en las variables tasa de desempleo ciclo y tasa de inflación interanual ciclo, para comprobar si son estacionarias y con ello dar paso a la estimación de los modelos.

Tabla 4. Contraste aumentado de Dickey-Fuller para la tasa de desempleo ciclo.

Tipo de contraste aumentado de Dickey-Fuller	Datos de p valor para la tasa de desempleo ciclo
Contraste sin constante	0.002902
Contraste con constante	0.03647
Contraste con constante y tendencia	0.1432
Contraste con constante, tendencia y tendencia cuadrática	0.04667

(Fuente: Elaboración propia)

En la tabla se observan datos de p valor inferiores a 0.1 en tres de los cuatro tipos de contraste, no se cumple la hipótesis nula, lo que establece que esta variable de tasa de desempleo ciclo es estacionaria.

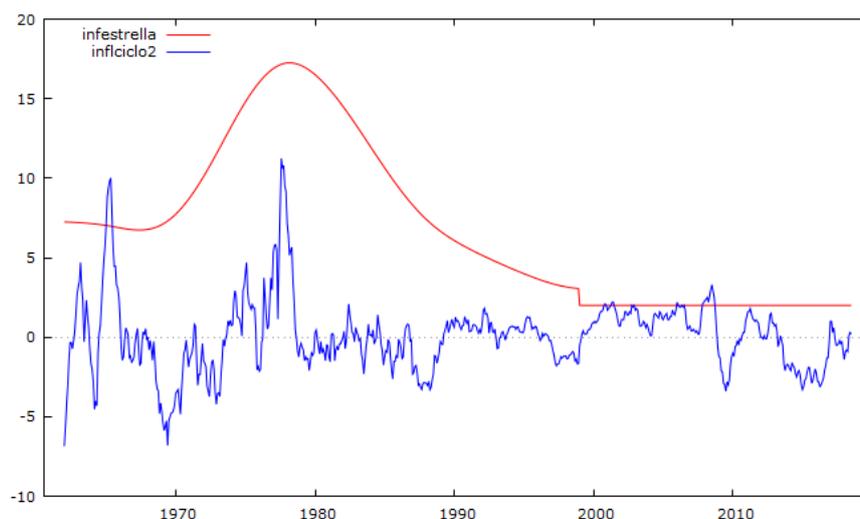
Para realizar el test de raíz unitaria de la tasa de inflación interanual ciclo se realizará primeramente unas modificaciones en los valores con respecto al objetivo de inflación del Banco Central (BC), a partir del año 1999 hasta la actualidad el objetivo de inflación del BC es un 2%, esto se reflejará en los datos de la variable tasa de inflación interanual estrella que partir del mes de enero hasta la actualidad se cambiarán por este 2%, se obtendrá una nueva variable inflación interanual estrella. Y se volverá a recalcular la variable tasa de inflación ciclo teniendo en consideración los cambios de la tasa de inflación interanual estrella, como:

$$\text{Compomente Cíclico} = \text{Serie Original} - \text{Componente Tendencial}$$

[9]

Se procederá entonces a realizar el test de raíz unitaria con la nueva variable recalculada de tasa de inflación interanual ciclo. En el gráfico 11 se representan la tasa de inflación interanual estrella y la tasa de inflación interanual ciclo modificadas, con la línea roja y línea azul respectivamente.

Gráfico 11. Tasa de inflación interanual estrella y tasa de inflación interanual ciclo modificadas.



(Fuente: Elaboración propia)

Tabla 5. Contraste aumentado de Dickey-Fuller para la tasa de inflación interanual ciclo.

Tipo de contraste aumentado de Dickey-Fuller	Datos de p valor para la tasa de inflación interanual ciclo
Contraste sin constante	0.0003513
Contraste con constante	0.006348
Contraste con constante y tendencia	0.03198
Contraste con constante, tendencia y tendencia cuadrática	0.09193

(Fuente: Elaboración propia)

En la tabla de la tasa de inflación interanual ciclo se observan en los cuatro tipos de contraste datos de p valor inferiores a 0.1, no se cumple la hipótesis nula, lo que establece que esta variable si es estacionaria.

Ya se ha realizado todo el tratamiento de datos necesario para obtener las variables adecuadas para proceder a la estimación de los diversos modelos de la curva de Phillips que vamos a estudiar.

3.3. ESTIMACION DE MODELOS DE LA CURVA DE PHILLIPS

A partir de los datos ya tratados, se puede realizar con ellos la estimación de modelos de la curva de Phillips. Existen varias metodologías para identificar las relaciones estadísticas que se dan entre las variables. En el caso del presente trabajo, se empleará la metodología del Modelo de Mínimos Cuadrados (MMC).

Es este apartado lo que se trata de estudiar es si existe relación negativa entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación a lo largo del periodo estudiado, como expone el enfoque tradicional de la curva de Phillips, según los modelos desarrollados en el apartado 2 de la curva de Phillips original y curva de Phillips modificada. Para ello se estimarán tres modelos de la curva de Phillips según la inflación esperada tome tres valores diferentes en el siguiente modelo de referencia⁴:

$$\pi_t = c + \pi^e + \alpha(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t$$

[10]

Donde:

- π_t es la tasa de inflación en el periodo t.
- c es el término de la constante.
- π^e es la tasa de inflación esperada.
- α es el coeficiente de la tasa de desempleo ciclo.
- u_t es la tasa de desempleo en el periodo t
- u_t^* es la tasa de desempleo estrella en el periodo t
- $u_t - u_t^*$ esta diferencia entre tasa de desempleo y tasa de desempleo estrella, corresponde a la variable tasa de desempleo ciclo en el periodo t.

⁴ Se debe considerar que al no ser estacionaria la variable tasa de desempleo, se trabajará con la tasa de desempleo ciclo como si fuera tal variable en este modelo.

- ε_t es el término del error o la perturbación aleatoria del modelo econométrico que debería cumplir los supuestos básicos para que el modelo sea considerado correctamente especificado.

Los modelos que se determinarán tendrán en consideración las variables: tasa de desempleo y tasa de inflación en sus diversas variantes, ciclo, estrella y las necesarias para la estimación de los diferentes modelos. Sin embargo, se tendrá en cuenta que hemos analizado dos tipos de tasa de inflación, la mensual y la interanual, con lo cual se deberá realizar los modelos utilizando por un lado la tasa de desempleo y la tasa de inflación mensual y por otro lado se volverán a estimar los modelos con la tasa de desempleo y la tasa de inflación interanual.

Los diversos modelos a estimar son:

- Modelo 1, donde la inflación esperada es igual a cero, no se tiene en consideración, es decir $\pi_t^e = 0$. Entonces el primer modelo queda así:

$$\pi_t = c + \alpha(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t$$

[11]

- Modelo 2, donde la inflación esperada es igual a la inflación ciclo del periodo t-1, es decir es un retardo de la inflación ciclo $\pi_t^e = \pi_{t-1}$, quedando el modelo de esta forma:

$$\pi_t = c + \beta(\pi_{t-1}) + \alpha(u_t - u_{t*}^*) + \varepsilon_t$$

[12]

Donde:

- β es el coeficiente del retardo de la inflación.
- π_{t-1} es el retardo de la inflación.

- Modelo 3, según Alvarez, L., Gómez-Loscos, A., & Urtasun, A. (2015) se debe tener en cuenta que la inflación esperada es una variable que no se observa, por lo que resulta necesario establecer alguna hipótesis sobre su evolución. En este modelo 3 que se expondrá a continuación, se adopta el enfoque de Ball y Mazumder (2011), citado en Alvarez, L., Gómez-Loscos, A., & Urtasun, A., (2015). Estos autores consideran que las expectativas de inflación son una combinación de un componente prospectivo (*forward-looking*) y de otro retrospectivo (*backward-looking*). El primero se identifica con las expectativas de inflación a medio plazo, que deberían ser próximas al objetivo de inflación del Banco Central (variable en este trabajo llamada tasa de inflación estrella, π_t^* , que como ya se mencionó el Banco Central Europeo sólo ha expuesto sus expectativas a partir de 1999) y el segundo, con la inflación promedio del último año.

En consecuencia, en frecuencia mensual la inflación esperada toma este valor:

$$\pi_t^e = \beta\pi_t^* + (1 - \beta) \left(\frac{1}{12} (\pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \dots + \pi_{t-12}) \right) \quad [13]$$

Donde:

- El término $\left(\frac{1}{12} (\pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \dots + \pi_{t-12}) \right)$ corresponde a la inflación promedio del último año

Sustituyendo este valor de la inflación esperada en el modelo de referencia, obtenemos el modelo 3:

$$\pi_t = c + \beta\pi_t^* + (1 - \beta) \left(\frac{1}{12} (\pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \dots + \pi_{t-12}) \right) + \alpha(u_t - u_*) + \varepsilon_t \quad [14]$$

Donde:

- β es el coeficiente de la inflación esperada, en este caso de las expectativas del BC y el promedio de la inflación del último año

3.3.2. Modelos con la tasa de desempleo y la tasa de inflación mensual

Los resultados obtenidos para estimar los modelos con la tasa de inflación mensual no tienen sentido para este estudio de la curva de Phillips, no podemos trabajar sobre estos resultados porque la estimaciones de α no salen significativas con los cual no tenemos una curva de Phillips sobre la que hablar. (Ver resultados obtenidos para la estimación con la tasa de inflación mensual en el Apéndice I). Con lo cual pasamos a estimar los modelos con los datos de la tasa de inflación interanual.

3.3.3. Modelos con la tasa de desempleo y la tasa de inflación interanual

En este apartado se debe considerar que al no ser estacionaria la variable tasa de inflación interanual, vamos a trabajar con la tasa de inflación interanual ciclo como si fuera tal variable con lo cual los modelos tendrán unos pequeños cambios.

- El modelo 1 , donde $\pi^e = 0$, quedará de esta forma:

$$\pi_t - \pi_t^* = c + \alpha(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t$$

[15]

Donde:

- $\pi_t - \pi_t^*$ es la diferencia entre tasa de inflación interanual y tasa de inflación interanual estrella, corresponde a la variable tasa de inflación interanual ciclo en el periodo t.

Tras realizar su estimación por el método de los MCO, en el cual las desviaciones típicas son HAC para que sean válidas si los errores tienen autocorrelación o heteroscedasticidad, obtenemos los siguientes resultados:

Cuadro 1. Estimación del Modelo 1 de la curva de Phillips

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1990:06-2014:05 (T = 288)				
Variable dependiente: inflaciclo				
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)				
	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p
const	0.495799	0.123627	4.010	7.74e-05 ***
uciclo	-0.456655	0.0980736	-4.656	4.94e-06 ***
Media de la vble. dep.	0.472666	D.T. de la vble. dep.	1.193994	
Suma de cuad. residuos	293.5285	D.T. de la regresión	1.013076	
R-cuadrado	0.282596	R-cuadrado corregido	0.280087	
F(1, 286)	21.68064	Valor p (de F)	4.94e-06	
Log-verosimilitud	-411.3924	Criterio de Akaike	826.7847	
Criterio de Schwarz	834.1106	Crit. de Hannan-Quinn	829.7205	
rho	0.952553	Durbin-Watson	0.102953	

(Fuente: Elaboración propia)

En este cuadro se representan como variable dependiente la tasa de inflación interanual ciclo, inflaciclo, y como variables independientes:

- La constante, const, cuyo coeficiente es 0,4957 y establece que es una variable significativa.
- La tasa de desempleo ciclo, uciclo, cuyo coeficiente alfa es negativo -0,4566 y significativo, es decir, si la tasa de desempleo sube un 1 punto porcentual la inflación cae 0,45 puntos porcentuales. Esto es lo que se espera en la curva de Phillips: una relación negativa entre inflación y desempleo.
- El modelo 2 , donde ahora $\pi_t^e = \pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*$, quedará de esta forma:

$$\pi_t - \pi_t^* = c + \beta(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \alpha(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t$$

[16]

Donde:

- β es el coeficiente del retardo de la inflación interanual ciclo.
- $\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*$ es el retardo de la inflación interanual ciclo.

Tras realizar su estimación por el método de los MCO, en el cual las desviaciones típicas son HAC para que sean válidas si los errores tienen autocorrelación o heteroscedasticidad, obtenemos los siguientes resultados:

Cuadro 2. Estimación del Modelo 2 de la curva de Phillips

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 1990:06-2014:05 (T = 288)				
Variable dependiente: inflaciclo				
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)				
	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p
const	0.0213444	0.0289181	0.7381	0.4611
uciclo	-0.0424453	0.0198674	-2.136	0.0335 **
inflaciclo_1	0.940787	0.0243222	38.68	2.00e-115 ***
Media de la vble. dep.	0.472666	D.T. de la vble. dep.	1.193994	
Suma de cuad. residuos	30.96247	D.T. de la regresión	0.329606	
R-cuadrado	0.924326	R-cuadrado corregido	0.923794	
F(2, 285)	957.8777	Valor p (de F)	3.2e-127	
Log-verosimilitud	-87.50771	Criterio de Akaike	181.0154	
Criterio de Schwarz	192.0043	Crit. de Hannan-Quinn	185.4191	
rho	0.317912	h de Durbin	5.923276	

(Fuente: Elaboración propia)

En este cuadro se representan como variable dependiente la tasa de inflación interanual ciclo, inflaciclo, y como variables independientes:

- La constante, const, cuyo coeficiente es 0,0213 y establece que es una variable no significativa, con lo cual se queda en 0.
- La tasa de desempleo ciclo, uciclo, cuyo coeficiente alfa es negativo -0,0424 y es significativo, es decir, si la tasa de desempleo sube un 1 punto porcentual la inflación cae 0,04 puntos porcentuales. Esto es lo que se espera en la curva de Phillips, una relación negativa entre inflación y desempleo.
- La variable del retardo de la inflación ciclo, inflaciclo_1, tiene un coeficiente beta de 0,9407, es decir cercano a uno y la variable es significativa, con este resultado si la inflación pasada sube un punto porcentual, la inflación actual sube 0,94 puntos porcentuales. Esto muestra que la inflación esperada, entendida en este caso como el retardo de la inflación, influye en la curva de Phillips, según el modelo teórico.

Este modelo 2 modifica el modelo anterior porque incluye la influencia de la inflación esperada del periodo anterior. Al mismo tiempo en el modelo 3, que desarrollaremos a continuación, amplia dicha modificación intentando dar más realismo al ejercicio empírico planteado.

- El modelo 3, donde ahora:

$$\pi_t^e = \beta\pi_t^* + (1 - \beta) \left(\frac{1}{12} (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^* + \pi_{t-2} - \pi_{t-2}^* + \dots + \pi_{t-12} - \pi_{t-12}^*) \right) \quad [17]$$

Quedará entonces el modelo tras reordenar y suponer que los cambios de un mes a otro de la inflación estrella son insignificantes,

$$\pi_t - \pi_{t^*} = c + \beta \left(\frac{1}{12} (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^* + \pi_{t-2} - \pi_{t-2}^* + \dots + \pi_{t-12} - \pi_{t-12}^*) \right) + \alpha(u_t - u_{t^*}) + \varepsilon_t \quad [18]$$

Donde:

- β es el coeficiente de la inflación promedio interanual ciclo.
- El término $\left(\frac{1}{12} (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^* + \pi_{t-2} - \pi_{t-2}^* + \dots + \pi_{t-12} - \pi_{t-12}^*) \right)$ corresponde a la inflación promedio interanual ciclo del último año.

Tras realizar su estimación por el método de los MCO, en el cual las desviaciones típicas son HAC para que sean válidas si los errores tienen autocorrelación o heteroscedasticidad, obtenemos los siguientes resultados:

Cuadro 3. Estimación del Modelo 3 de la curva de Phillips

Modelo 3: MCO, usando las observaciones 1990:06-2014:05 (T = 288)				
Variable dependiente: inflaciclo				
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)				
	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p
const	0.157817	0.108314	1.457	0.1462
inflamedia	0.619507	0.112751	5.494	8.69e-08 ***
uciclo	-0.292261	0.0952615	-3.068	0.0024 ***
Media de la vble. dep.	0.472666	D.T. de la vble. dep.	1.193994	
Suma de cuad. residuos	203.7386	D.T. de la regresión	0.845501	
R-cuadrado	0.502048	R-cuadrado corregido	0.498554	
F(2, 285)	34.97432	Valor p (de F)	2.61e-14	
Log-verosimilitud	-358.8127	Criterio de Akaike	723.6253	
Criterio de Schwarz	734.6142	Crit. de Hannan-Quinn	728.0290	
rho	0.920043	Durbin-Watson	0.161379	

(Fuente: Elaboración propia)

En este cuadro se representan como variable dependiente la tasa de inflación interanual ciclo, inflaciclo, y como variables independientes:

- La constante, const, cuyo coeficiente es 0,1578 y establece que es una variable no significativa, con lo cual se queda en 0.
- La tasa de desempleo ciclo, uciclo, cuyo coeficiente alfa es negativo -0,2922 y es significativo, es decir, si la tasa de desempleo sube un 1 punto porcentual la inflación cae 0,29 puntos porcentuales. Esto es lo que se espera en la curva de Phillips, una relación negativa entre inflación y desempleo.
- La tasa inflación promedio interanual ciclo, inflamedia, tiene un coeficiente beta de 0,6195 y la variable es significativa, con este resultado si la tasa de inflación promedio interanual sube un punto porcentual, la inflación actual sube 0,61 puntos porcentuales. Lo que muestra que la inflación promedio si influye en la curva de Phillips.

Los resultados alcanzados con los modelos segundo y tercero son los que se esperaban para decir que en el periodo estudiado existe una curva de Phillips, cuya relación negativa entre inflación y desempleo se cumple y además dependen de una inflación esperada.

Para analizar concretamente el objetivo de este trabajo, es decir si ha cambiado la curva de Phillips en España a partir de la crisis económica de 2008, se realizará en el siguiente apartado un estudio de si ha habido cambio estructural en los modelos segundo y tercero.

3.4. CONTRASTE DE ESTABILIDAD ESTRUCTURAL

Para confirmar la estabilidad estructural de los parámetros de los modelos segundo y tercero se ha realizado el contraste de Chow, G.C. (1960) de cambio estructural.

Este contraste de Chow se basa en la idea de que en la hipótesis nula los parámetros del modelo permanecen constantes a lo largo de todo el periodo, sin embargo en la alternativa estos parámetros cambian en esa fecha y ya no son los mismo que para todo el periodo en general.

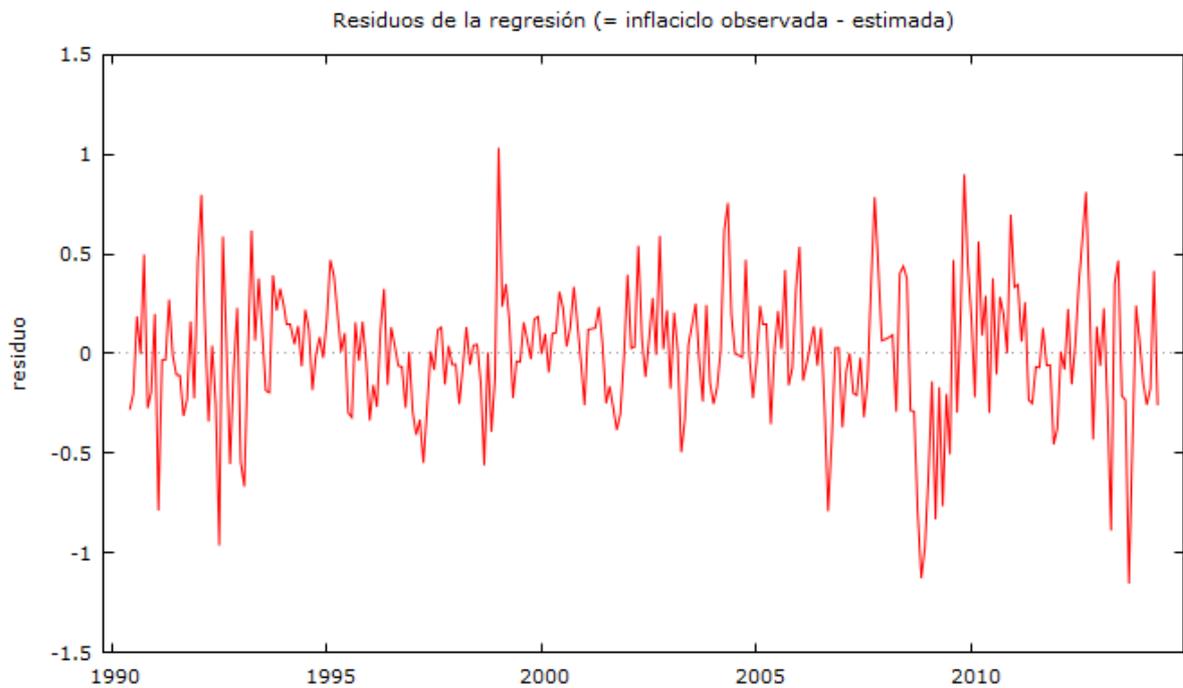
Este contraste de estabilidad estructural se realiza con variables ficticias, en la fecha que se introduce como fecha de cambio se crean variables ficticias que toman valor 0 antes del supuesto cambio estructural y 1 después del mismo. Esto es lo que permite separar la muestra total en dos subperiodos: uno el de antes del supuesto cambio estructural y el otro después del mismo.

Si existe cambio estructural esas variables ficticias que se crearon serán significativas y se deberán tener en consideración junto con las variables normales del modelo, es decir, los coeficientes de ambas deberán de sumarse para obtener los nuevos valores de los parámetros del modelo.

3.4.1. Contraste de Chow para el modelo 2

Primeramente, representamos el gráfico de residuos de este modelo para observar donde se pueden apreciar cambios más significativos.

Gráfico 12. Residuos del modelo 2



(Fuente: Elaboración propia)

En este gráfico se observa un cambio importante alrededor de 2008, es decir, en el comienzo de la crisis. Se realiza el contraste de Chow para la caída Lehman Brothers, en septiembre de 2008, y estos son los resultados del contraste:

Cuadro 4. Contraste de Chow en la observación 2008/09 para el modelo 2.

Regresión aumentada para el contraste de Chow				
MCO, usando las observaciones 1990:06-2014:05 (T = 288)				
Variable dependiente: inflaciclo				
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)				
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p
const	0.0332236	0.0289331	1.148	0.2518
uciclo	-0.0278133	0.0198109	-1.404	0.1614
inflaciclo_1	0.954098	0.0239505	39.84	7.99e-118 ***
splitdum	-0.0709021	0.130545	-0.5431	0.5875
sd_uciclo	-0.0172500	0.0787361	-0.2191	0.8267
sd_inflaciclo_1	-0.0479217	0.0567534	-0.8444	0.3992
Media de la vble. dep.	0.472666	D.T. de la vble. dep.	1.193994	
Suma de cuad. residuos	30.47140	D.T. de la regresión	0.328717	
R-cuadrado	0.925526	R-cuadrado corregido	0.924205	
F(5, 282)	505.8207	Valor p (de F)	1.7e-138	
Log-verosimilitud	-85.20554	Criterio de Akaike	182.4111	
Criterio de Schwarz	204.3888	Crit. de Hannan-Quinn	191.2184	
rho	0.309013	Durbin-Watson	1.378483	
Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 2008:09				
Chi-cuadrado(3) = 1.72045 con valor p 0.6324				
forma F: F(3, 282) = 0.573483 con valor p 0.6329				

(Fuente: Elaboración propia)

En el cuadro 4 se distingue como se cumple la hipótesis nula, es decir que no existe cambio estructural, con lo cual los parámetros del modelo permanecen constantes a lo largo de todo el periodo.

Se realizarán dos contrastes de Chow más para observar si existe algún cambio estructural, uno dos años después de la crisis en septiembre de 2010 y otro en la entrada del euro en enero de 2002.

Los resultados de estos dos contrastes se contemplan en los cuadros 5 y 6, que se encuentran a continuación y señalan que tampoco se ha producido cambio estructural, pues en ambos se cumple la hipótesis nula.

Cuadro 5. Contraste de Chow en la observación 2010/09 para el modelo 2.

Regresión aumentada para el contraste de Chow				
MCO, usando las observaciones 1990:06-2014:05 (T = 288)				
Variable dependiente: inflaciclo				
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)				
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p
const	0.0213559	0.0328418	0.6503	0.5161
uciclo	-0.0381610	0.0221165	-1.725	0.0855 *
inflaciclo_1	0.940850	0.0275435	34.16	3.20e-102 ***
splitdum	0.0505245	0.0930420	0.5430	0.5875
sd_uciclo	-0.0431919	0.0651349	-0.6631	0.5078
sd_inflaciclo_1	-0.000332275	0.0451206	-0.007364	0.9941
Media de la vble. dep.	0.472666	D.T. de la vble. dep.	1.193994	
Suma de cuad. residuos	30.87452	D.T. de la regresión	0.330884	
R-cuadrado	0.924541	R-cuadrado corregido	0.923203	
F(5, 282)	545.3464	Valor p (de F)	1.2e-142	
Log-verosimilitud	-87.09809	Criterio de Akaike	186.1962	
Criterio de Schwarz	208.1739	Crit. de Hannan-Quinn	195.0035	
rho	0.316261	Durbin-Watson	1.364215	
Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 2010:09				
Chi-cuadrado(3) = 0.560932 con valor p 0.9053				
forma F: F(3, 282) = 0.186977 con valor p 0.9052				

(Fuente: Elaboración propia)

Cuadro 6. Contraste de Chow en la observación 2002/01 para el modelo 2.

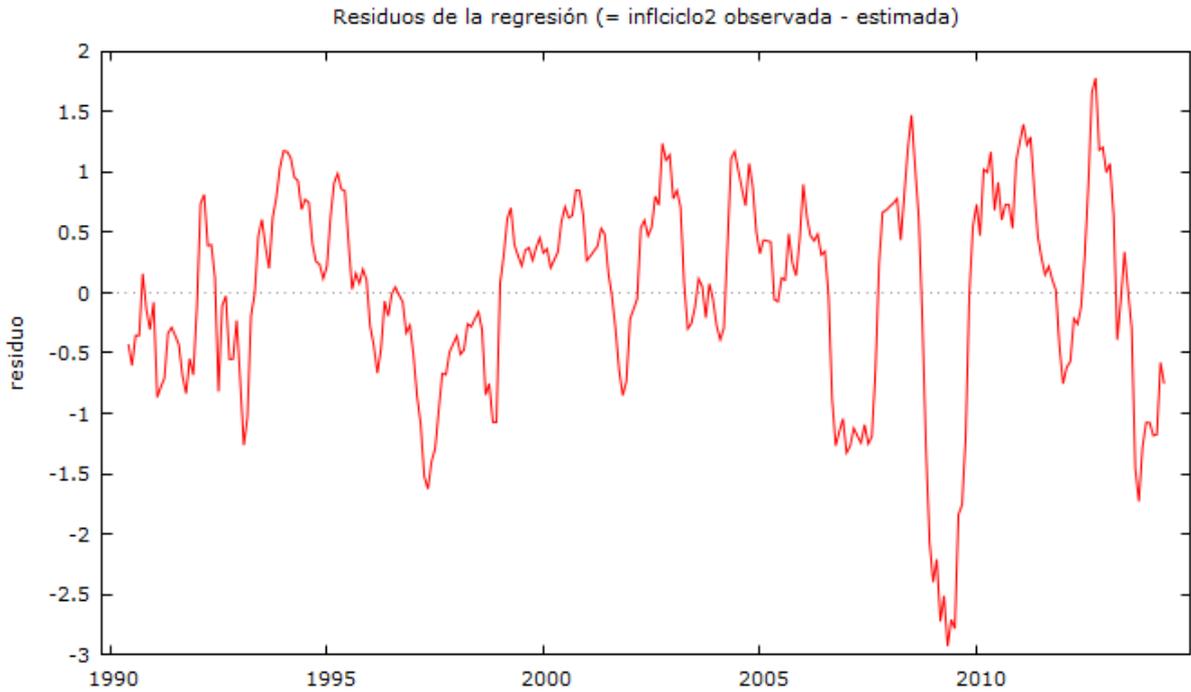
Regresión aumentada para el contraste de Chow				
MCO, usando las observaciones 1990:06-2014:05 (T = 288)				
Variable dependiente: inflaciclo				
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)				
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p
const	0.0171355	0.0315111	0.5438	0.5870
uciclo	-0.0179990	0.0219432	-0.8203	0.4128
inflaciclo_1	0.945850	0.0334470	28.28	2.61e-084 ***
splitdum	0.0148947	0.0591521	0.2518	0.8014
sd_uciclo	-0.0405834	0.0355659	-1.141	0.2548
sd_inflaciclo_1	-0.0125656	0.0479575	-0.2620	0.7935
Media de la vble. dep.	0.472666	D.T. de la vble. dep.	1.193994	
Suma de cuad. residuos	30.79215	D.T. de la regresión	0.330442	
R-cuadrado	0.924742	R-cuadrado corregido	0.923407	
F(5, 282)	431.0752	Valor p (de F)	9.0e-130	
Log-verosimilitud	-86.71341	Criterio de Akaike	185.4268	
Criterio de Schwarz	207.4046	Crit. de Hannan-Quinn	194.2342	
rho	0.316494	Durbin-Watson	1.364168	
Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 2002:01				
Chi-cuadrado(3) = 1.41618 con valor p 0.7017				
forma F: F(3, 282) = 0.472061 con valor p 0.7020				

(Fuente: Elaboración propia)

3.4.2. Contraste de Chow para el modelo 3

Al igual que en el contraste para el modelo 2, primeramente, representamos el gráfico de residuos de este modelo para observar donde se pueden apreciar cambios más significativos.

Gráfico 13. Residuos para el modelo3.



(Fuente: Elaboración propia)

En este gráfico también se observa un cambio importante alrededor de 2008, es decir, en el comienzo de la crisis. Como anteriormente para el modelo 2 se realizó el contraste de Chow para la caída Lehman Brothers, en septiembre de 2008, se realizará igualmente para este modelo. Estos son los resultados del contraste:

Cuadro 6. Contraste de Chow en la observación 2008/09 para el modelo 3.

Regresión aumentada para el contraste de Chow				
MCO, usando las observaciones 1990:06-2014:05 (T = 288)				
Variable dependiente: inflaciclo				
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)				
	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p
const	0.115774	0.104946	1.103	0.2709
uciclo	-0.131754	0.0775350	-1.699	0.0904 *
inflamedia	0.841789	0.0980129	8.589	6.08e-016 ***
splitdum	0.383529	0.245033	1.565	0.1187
sd_uciclo	-0.567611	0.295033	-1.924	0.0554 *
sd_inflamedia	-0.569931	0.198836	-2.866	0.0045 ***
Media de la vble. dep.	0.472666	D.T. de la vble. dep.	1.193994	
Suma de cuad. residuos	171.2378	D.T. de la regresión	0.779247	
R-cuadrado	0.581483	R-cuadrado corregido	0.574062	
F(5, 282)	23.50353	Valor p (de F)	9.73e-20	
Log-verosimilitud	-333.7877	Criterio de Akaike	679.5753	
Criterio de Schwarz	701.5531	Crit. de Hannan-Quinn	688.3827	
rho	0.910598	Durbin-Watson	0.182889	
Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 2008:09				
Chi-cuadrado(3) = 8.64607 con valor p 0.0344				
forma F: F(3, 282) = 2.88202 con valor p 0.0362				

(Fuente: Elaboración propia)

En el cuadro 6 se distingue como se rechaza la hipótesis nula, es decir que sí existe cambio estructural. Los nuevos valores de los coeficientes de este modelo para después del cambio estructural son la suma de los normales más los de las ficticias. En el caso de la constante como es no significativa se queda con valor cero, quedando entonces así:

Tabla 6. Cambio estructural

Variables	Coefficientes antes del 2008/09	Coefficientes después del 2008/09
Constante	0	0
Tasa de desempleo ciclo	-0,131754	-0,699365
Tasa de inflación promedio interanual ciclo	0,841789	0,271858

(Fuente: Elaboración propia)

En este caso el cambio estructural no provoca una modificación en la relación negativa de la curva de Phillips, sino que la reafirma más porque el coeficiente del desempleo ciclo es más negativo aún y sigue siendo significativa, y con respecto a la tasa de inflación promedio interanual ciclo baja su influencia en la tasa de inflación pero sigue siendo positiva y significativa

Se realizan también en este modelo los contrastes de Chow analizados para el modelo 2, uno en septiembre de 2010, dos años después de la crisis, y el otro con la entrada del euro en enero de 2002.

Cuadro 7. Contraste de Chow en la observación 2010/09 para el modelo 3.

Regresión aumentada para el contraste de Chow				
MCO, usando las observaciones 1990:06-2014:05 (T = 288)				
Variable dependiente: inflaciclo				
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)				
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p
const	0.133757	0.115715	1.156	0.2487
uciclo	-0.292602	0.117790	-2.484	0.0136 **
inflamedia	0.615361	0.120728	5.097	6.33e-07 ***
splitdum	0.336441	0.342676	0.9818	0.3270
sd_uciclo	-0.167110	0.249526	-0.6697	0.5036
sd_inflamedia	0.120279	0.337673	0.3562	0.7220
Media de la vble. dep.	0.472666	D.T. de la vble. dep.	1.193994	
Suma de cuad. residuos	200.7743	D.T. de la regresión	0.843780	
R-cuadrado	0.509294	R-cuadrado corregido	0.500593	
F(5, 282)	14.58160	Valor p (de F)	1.03e-12	
Log-verosimilitud	-356.7021	Criterio de Akaike	725.4042	
Criterio de Schwarz	747.3819	Crit. de Hannan-Quinn	734.2115	
rho	0.918279	Durbin-Watson	0.164645	
Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 2010:09				
Chi-cuadrado(3) = 1.78426 con valor p 0.6184				
forma F: F(3, 282) = 0.594752 con valor p 0.6189				

(Fuente: Elaboración propia)

Cuadro 8. Contraste de Chow en la observación 2002/01 para el modelo 3.

Regresión aumentada para el contraste de Chow				
MCO, usando las observaciones 1990:06-2014:05 (T = 288)				
Variable dependiente: inflaciclo				
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)				
	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p
const	0.0756807	0.108267	0.6990	0.4851
uciclo	-0.129797	0.0832520	-1.559	0.1201
inflamedia	0.818930	0.118175	6.930	2.86e-011 ***
splitdum	0.216624	0.216482	1.001	0.3179
sd_uciclo	-0.260436	0.160112	-1.627	0.1049
sd_inflamedia	-0.333868	0.189701	-1.760	0.0795 *
Media de la vble. dep.	0.472666	D.T. de la vble. dep.	1.193994	
Suma de cuad. residuos	194.2201	D.T. de la regresión	0.829894	
R-cuadrado	0.525312	R-cuadrado corregido	0.516896	
F(5, 282)	22.20671	Valor p (de F)	9.22e-19	
Log-verosimilitud	-351.9229	Criterio de Akaike	715.8457	
Criterio de Schwarz	737.8235	Crit. de Hannan-Quinn	724.6531	
rho	0.917472	Durbin-Watson	0.168340	
Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 2002:01				
Chi-cuadrado(3) = 4.07161 con valor p 0.2538				
forma F: F(3, 282) = 1.3572 con valor p 0.2562				

(Fuente: Elaboración propia)

Los resultados de estos dos contrastes se contemplan en los cuadros 7 y 8, muestran cómo se cumple la hipótesis nula, por tanto en ambos tampoco se ha producido cambio estructural.

Es estos dos últimos apartados donde se ha realizado el Contraste de Chow para los modelos 2 y 3, se contempla como no se ha producido ningún cambio estructural en las tres fechas analizadas para el modelo 2, es decir, se cumple la relación negativa entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación durante todo el periodo estudiado. Y para el modelo 3 si hemos encontrado un cambio estructural en una de las fechas analizadas, en concreto en septiembre de 2008, justo en la crisis económica de que es el objetivo de estudio de este trabajo. En este caso el cambio estructural no provoca una modificación en la relación negativa de la curva de Phillips, sino que la reafirma más porque el coeficiente del desempleo ciclo es más negativo aún y sigue siendo significativa, y con respecto a la tasa de inflación promedio interanual ciclo baja su influencia en la tasa de inflación, pero sigue siendo positiva y significativa. En el resto de fechas analizadas no se ha producido cambio, es decir, se cumple la relación negativa entre ambas variables.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado cómo se comporta la teoría de la curva de Phillips en nuestro país. El objetivo de este trabajo consiste concretamente en analizar la relación entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación en España durante la crisis económica de 2008.

Tras realizar el estudio empírico de dichas variables durante el periodo muestral de abril de 1986 a julio de 2018, por el cual pasa la crisis económica de 2008, se ha contemplado como la tasa de desempleo y la tasa de inflación tiene esa relación negativa en la que se basa la curva de Phillips.

Cuando se ha analizado en concreto la crisis de 2008, para observar si había habido un cambio estructural en esa fecha y seguía existiendo o no esta relación negativa entre ambas variables, es decir, si existía o no la curva de Phillips en España durante la crisis de 2008, se ha obtenido que sí había un cambio estructural en esa fecha, pero este cambio estructural no provoca una modificación en la relación negativa de la curva de Phillips, sino que la reafirma más aún.

Con lo cual se ha llegado a la conclusión de que sí existe la relación negativa entre tasa de desempleo y tasa de inflación que describe la curva de Phillips, durante la crisis económica de 2008 para nuestro país, que era el objetivo de este trabajo. En consecuencia, podemos argumentar que la realidad española dista bastante de la de otros países de nuestro entorno donde la curva de Phillips ha desaparecido porque sus tasas de desempleo disminuyen, los salarios no crecen y la inflación no rebota a pesar de las políticas monetarias expansivas de los bancos centrales.

En cuanto a las limitaciones de este TFG debemos señalar la propia tasa de desempleo natural, la cual se debería de relacionar con el enfoque tradicional de la curva de Phillips, puesto que en este no se tiene en consideración como afirman Friedman y Phelps. Además, habría que reparar en la indicación de salarios, en la curva de Phillips original se tiene en cuenta el salario nominal y no el real, de modo que un exceso de demanda en el mercado de trabajo se resuelve mediante la elevación del salario real, no del salario nominal. Empíricamente, al utilizar el filtrado de Baxter, M. y King, R.G. (1995) hemos perdido datos y con ellos periodo de estudio, se debería de explorar otras técnicas estadísticas y empíricas que nos permitiesen obtener series estacionarias.

5. BIBLIOGRAFÍA Y FUENTES ESTADÍSTICAS

Alvarez, L., Gómez-Loscos, A., & Urtasun, A. (2015). Asimetrías en la relación entre la inflación y la actividad. *Boletín Económico*, (NOV).

Banco Central Europeo.

(http://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES_KEY=132.STS.M.es.S.UNEH.RTT000.4.000)

Banco de España. Precios, series temporales, capítulo 5, ie0501.

(<https://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/indeco.html>)

Baxter, M. y King, R.G. (1995): Measuring business cycles. Approximate band-pass filters for economic time series, NBER Working Paper Series, n 5022.

Bellod Redondo, J. F. (2007). La curva de Phillips y la crítica de Friedman. *Contribuciones a la economía*, (2007-12).

Blanchard, O. (2017): *Macroeconomía*. Pearson. Madrid.

Cheung Y.V. y Lait, K. (1995): Lag order and critical values of the augmented Dickey and Fuller. *Journal of Business Economic Statistics*, 13 (3), pp. 227-236.

Chow, G.C. (1960): Test of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometría* 28 (3), pp. 591-605

Dickey, D. y Fuller, W.A. (1981): Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, pp. 1062-1063.

García, F. G., Ibáñez, C. U., & Sanz, Y. R. (2002). Nuevas estimaciones de la NAIRU de la economía española: métodos directos. *Estudios de Economía Aplicada*, 20(3), 509-530.

Hodrick, R.J. y Prescott, E.C. (1980): Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. Discussion Paper n 451. Northwestern University.

Hylleberg, S. (1992), *Modelling seasonal variation*, Oxford University Press, pp. 153–178.

Pizarro, M. F. (2001). El filtro Baxter-King, metodología y aplicaciones. *Economía y Sociedad*, 6, 16.

APÉNDICE I

Se representan en este apéndice los resultados obtenidos al estimar por MCO, en el cual las desviaciones típicas son HAC para que sean válidas si los errores tienen autocorrelación o heteroscedasticidad, los modelos con la tasa de inflación mensual, los cuales no tienen sentido para este estudio de la curva de Phillips, porque las estimaciones de α no salen significativas con lo cual no tenemos una curva de Phillips sobre la que trabajar.

Cuadro 9. Estimación del Modelo 1 de la curva de Phillips

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1990:06-2014:05 (T = 288)				
Variable dependiente: inflmensual				
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)				
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p
const	0.237998	0.0210551	11.30	9.75e-025 ***
uciclo	-0.0207756	0.0229597	-0.9049	0.3663
Media de la vble. dep.	0.236946	D.T. de la vble. dep.	0.240408	
Suma de cuad. residuos	16.34810	D.T. de la regresión	0.239084	
R-cuadrado	0.014428	R-cuadrado corregido	0.010982	
F(1, 286)	0.818797	Valor p (de F)	0.366294	
Log-verosimilitud	4.459970	Criterio de Akaike	-4.919939	
Criterio de Schwarz	2.405982	Crit. de Hannan-Quinn	-1.984152	
rho	0.468977	Durbin-Watson	1.057626	

(Fuente: Elaboración propia)

Cuadro 10. Estimación del Modelo 2 de la curva de Phillips

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 1990:06-2014:05 (T = 288)				
Variable dependiente: inflmensual				
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)				
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p
const	0.125180	0.0223950	5.590	5.32e-08 ***
uciclo	-0.00989277	0.0137414	-0.7199	0.4722
inflmensual_1	0.471424	0.0634522	7.430	1.27e-012 ***
Media de la vble. dep.	0.236946	D.T. de la vble. dep.	0.240408	
Suma de cuad. residuos	12.69971	D.T. de la regresión	0.211093	
R-cuadrado	0.234377	R-cuadrado corregido	0.229004	
F(2, 285)	39.67962	Valor p (de F)	6.27e-16	
Log-verosimilitud	40.82462	Criterio de Akaike	-75.64924	
Criterio de Schwarz	-64.66036	Crit. de Hannan-Quinn	-71.24556	
rho	-0.001929	Durbin-Watson	2.001788	

(Fuente: Elaboración propia)

Cuadro 11. Estimación del Modelo 3 de la curva de Phillips

Modelo 3: MCO, usando las observaciones 1990:06-2014:05 (T = 288)				
Variable dependiente: inflmensual				
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)				
	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p
const	0.235900	0.0198802	11.87	1.16e-026 ***
uciclo	-0.0152969	0.0218686	-0.6995	0.4848
inflamedia	0.421106	0.193841	2.172	0.0306 **
Media de la vble. dep.	0.236946	D.T. de la vble. dep.	0.240408	
Suma de cuad. residuos	15.95957	D.T. de la regresión	0.236640	
R-cuadrado	0.037851	R-cuadrado corregido	0.031099	
F(2, 285)	2.733574	Valor p (de F)	0.066691	
Log-verosimilitud	7.923582	Criterio de Akaike	-9.847164	
Criterio de Schwarz	1.141718	Crit. de Hannan-Quinn	-5.443483	
rho	0.436635	Durbin-Watson	1.122525	

(Fuente: Elaboración propia)