



Universidad de Valladolid
Facultad de Ciencias Económicas
y Empresariales

Trabajo Fin de Grado

Grado en Economía

La Curva de Phillips.

Presentado por:

Adrián Peláez Salvador

Tutelado por:

Julio Herrera Revuelta

Valladolid, 8 de Julio de 2024

RESUMEN

Este trabajo trata de analizar la diversa teoría existente sobre la inflación y el desempleo, concepto conocido como la Curva de Phillips, explicando los cambios que ha experimentado a lo largo de los años. A continuación, se describirá el modelo econométrico en el que se utilizará el marco teórico, utilizando los datos temporales. Tras la explicación, se analizará, mediante un programa econométrico, la existencia de la curva de Phillips en diferentes países, utilizando datos de AMECO, y se llegará a una conclusión en base a esos resultados.

ABSTRACT

This paper aims to analyze the diverse existing theories on inflation and unemployment, known as the Phillips Curve, explaining the changes it has undergone over the years. Next, the econometric model in which the theoretical framework will be used, utilizing time series data, will be described. After the explanation, the existence of the Phillips Curve in different countries will be analyzed using an econometric program and AMECO data, and a conclusion will be drawn based on these results.

PALABRAS CLAVES

Curva de Phillips, inflación, desempleo, econometría.

KEYWORDS

Phillips Curve, inflation, unemployment, econometrics.

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN	1
2. CONTEXTO HISTÓRICO.....	2
3. MODELIZACIÓN.....	5
3.1. Curva Phillips original. keynesianismo.....	5
3.2. Monetarismo. Expectativas adaptativas.....	6
3.3. Expectativas racionales.....	11
4. MODELO ECONOMÉTRICO.....	14
4.1. Modelo econométrico. Introducción.....	14
4.2. Modelo econométrico. Supuestos.....	16
4.3. Modelo econométrico. Propiedades y distribución del estimador MCO.....	18
4.4. Modelo econométrico. Incumplimiento de los supuestos del modelo.....	19
4.4.1. Cambio estructural.....	19
4.4.2. Autocorrelación.....	20
4.4.3. No normalidad.....	22
4.4.4. Error de especificación en la forma funcional.....	23
4.4.5. Heteroscedasticidad.....	24
4.5. Modelo a estimar.....	25
5. ESTIMACIONES.....	27
6. CONCLUSIONES.....	33
7. BIBLIOGRAFIA.....	35
8. ANEXO.....	38

ÍNDICE DE GRÁFICOS Y TABLAS

Gráfico 2.1: Curva de Phillips para Reino Unido entre los años 1861 y 1957.....	2
Gráfico 2.2: Diagrama de dispersión de las variables desempleo e inflación para EE.UU.....	3
Gráfico 2.3: Curva de Phillips para el caso de Estados Unidos.....	4
Gráfico 3.1: Curva de Phillips para Estados Unidos desde 1961 hasta 1969.....	7
Gráfico 3.2: Curva de Phillips para Estados Unidos desde 1961 hasta 1980.....	7
Gráfico 3.3: Curva de Phillips aumentado con expectativas adaptativas.....	10
Gráfico 3.3.1: Curva de Phillips con expectativas racionales.....	14
Tabla 5: Resultados de las estimaciones.....	

1. INTRODUCCIÓN

La economía moderna trata de enfrentarse constantemente al desafío de equilibrar la estabilidad macroeconómica con el crecimiento económico. La inflación, el desempleo, el déficit público y el déficit comercial son variables de especial inquietud entre los gestores de política económica de las diferentes naciones.

La idea de la Curva de Phillips creó una teoría según la cual los políticos disponen de un "menú" a través del cual pueden decidir escoger una tasa de desempleo baja con una alta tasa de inflación, o una baja tasa de inflación con una alta tasa de desempleo. Sin embargo, durante los últimos años, muchos economistas han afirmado que la Curva de Phillips ha sufrido un aplanamiento¹.

Actualmente, la pandemia del COVID-19 ha traído una crisis sin precedentes, haciendo caer de manera brusca la demanda agregada a nivel mundial. Los cuellos de botella provocados por la pandemia y los enormes estímulos fiscales y monetarios implementados por los bancos centrales han provocado un desequilibrio en los precios. Ante esta situación, muchos economistas, haciendo uso de la Curva de Phillips, han afirmado que no se podrá derrotar la inflación sin sufrir una pérdida de empleo².

El objetivo de este trabajo es ofrecer una revisión teórica a este concepto y sus distintas modificaciones y vertientes. También se ofrecerá un análisis empírico de dicha relación. De esta forma, se comprobará si la estrategia intercambio entre desempleo e inflación existe o no.

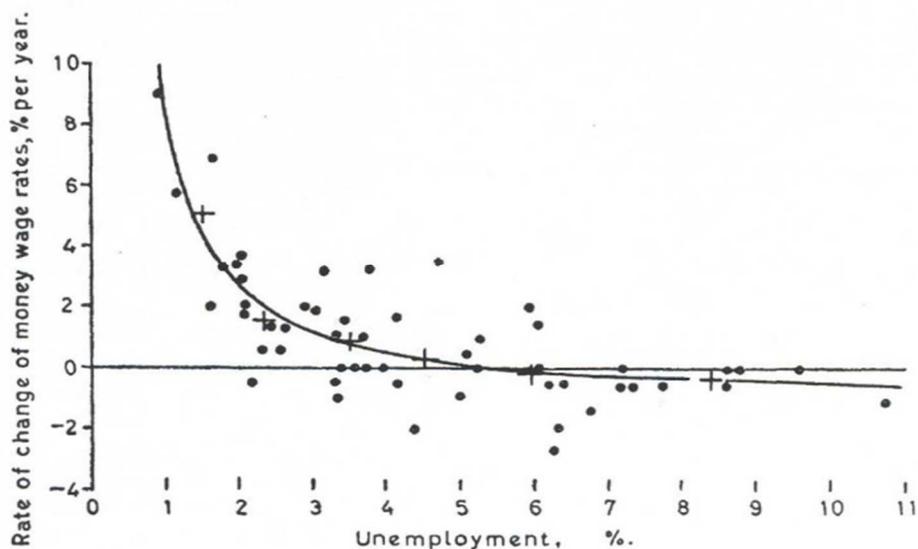
¹ Esto quiere decir es que la inflación responde en menor medida a cambios en el desempleo. Muchos economistas han atribuido este aplanamiento al proceso de globalización y al anclaje de las expectativas de inflación.

² Lawrence Summers, ex secretario del Tesoro estadounidense, se ha pronunciado varias veces estos últimos años, asegurando que la economía estadounidense necesitará una recesión, con su consecuente pérdida de empleo, para volver a la normalidad de precios, es decir, un 2 %.

2. CONTEXTO HISTÓRICO

A. W. Phillips fue un economista neozelandés, comúnmente conocido por la "Curva de Phillips", concepto que se analizará a lo largo de este trabajo. Phillips publicó en 1958 su famoso artículo "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", donde analiza y demuestra la existencia de una relación inversa entre la tasa de crecimiento de los salarios nominales y la tasa de desempleo en Reino Unido entre los años 1861 y 1957. En este artículo, Phillips expone sus ideas e hipótesis sobre la interdependencia de estas variables, para más tarde exponer con datos de Reino Unido entre los años 1861 y 1913 una relación práctica y empírica.

Gráfico 2.1: Curva de Phillips para Reino Unido entre los años 1861 y 1957.



Fuente: "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", por A. W. Phillips.

A través de este gráfico, se observa la relación negativa entre la tasa de desempleo y la tasa de crecimiento de los salarios nominales en Reino Unido. Phillips usa un diagrama de dispersión³. En el eje de abscisas se representa la tasa de desempleo y, en el eje de ordenadas, la tasa de crecimiento de los salarios nominales,

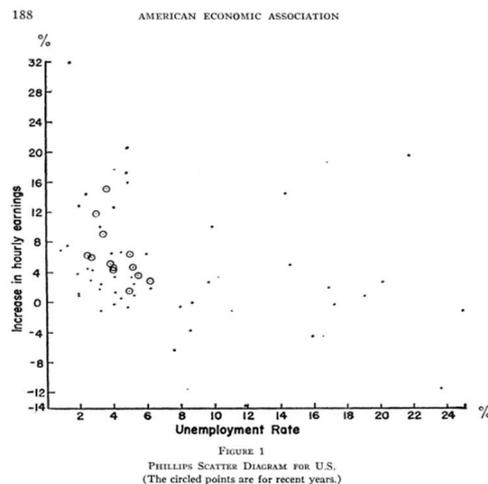
³ Técnica estadística muy útil y usada para ver la relación entre dos variables.

representando cada punto un año entre 1861 y 1957. De este gráfico se desprende una relación de orden inverso no lineal, ya que las proporciones no son fijas, es decir, el desempleo que hace variar la tasa de crecimiento de los salarios nominales no es uniforme. La línea de tendencia trazada nos permite ver de manera más intuitiva la correlación inversa.

Esta relación se basa en la idea de que una economía que experimenta un aumento de la demanda agregada reducirá su desempleo, esto provocará una mayor presión inflacionaria por la creciente demanda de bienes y servicios y por la escasez de trabajadores, que incentivará un aumento de los salarios nominales que deberán pagar las empresas. Esta relación es a corto plazo; no se busca obtener respuestas al largo plazo.

Más adelante, en 1960, Paul Anthony Samuelson y Robert Merton Solow, dos ilustres economistas, trataron de fundamentar la relación entre el desempleo y la tasa de variación de los salarios nominales en su economía, la estadounidense. Esta acción se ve reflejada en su artículo conjunto “Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy”.

Gráfico 2.2: Diagrama de dispersión de las variables desempleo e inflación para EE. UU.



Fuente: “Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy” de Paul Samuelson y Robert Solow.

Gráfico 2.3: Curva de Phillips para el caso de Estados Unidos.

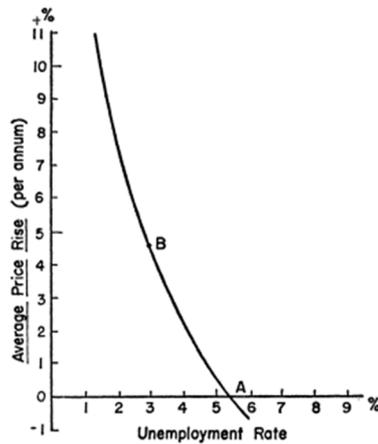


FIGURE 2
MODIFIED PHILLIPS CURVE FOR U.S.
This shows the menu of choice between different degrees of unemployment and price stability,
as roughly estimated from last twenty-five years of American data.

Fuente: “Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy” de Paul Samuelson y Robert Solow.

Samuelson y Solow encuentran la misma relación empírica en su estudio sobre Estados Unidos que Phillips en su estudio sobre Reino Unido. Es en este trabajo, donde se comienza a hablar sobre el potencial “menú” al que pueden optar los políticos a la hora de realizar políticas económicas y donde se sustituye la variación de los salarios monetarios nominales por la tasa de inflación⁴. Teóricamente, los gestores de política económica pueden escoger tener una mayor inflación con una tasa de desempleo más baja o una inflación moderada con una tasa de desempleo mayor.

⁴ En el ámbito neoclásico, un aumento de los salarios nominales por encima de la productividad resultará en un aumento de los precios. Si se supone que no hay aumentos de productividad, un aumento de los salarios resultará en un aumento proporcional de los precios.

$$\frac{\dot{p}}{P} = \frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{l}}{l}$$

Si se considera que no hay aumentos de la productividad ($\frac{\dot{l}}{l} = 0$):

$$\frac{\dot{p}}{P} = \frac{\dot{w}}{w}$$

3. MODELIZACIÓN

3.1. Curva de Phillips original. Keynesianismo

Richard Lipsey⁵ publica en 1960 “La relación entre el desempleo y la tasa de cambio de los salarios monetarios en el Reino Unido 1862-1957: un análisis adicional”, donde modeliza la relación encontrada 2 años antes por Phillips. Gracias a Lipsey, la Curva de Phillips pasa de ser una mera relación empírica, basada en la observación encontrada por Phillips, a un modelo teórico fundamentado.

La ecuación final a la que Lipsey acaba llegando y que describe esta interrelación entre las dos variables es:

$$\dot{W}_t = -\alpha (u_t - u_n)$$

Si se consideran los salarios nominales como un buen indicador de la inflación, se obtiene una nueva forma de reescribir la ecuación previa descrita por Lipsey:

$$\Pi_t = -\alpha (u_t - u_n)$$

La tasa de desempleo natural⁶, nuevo término introducido, no es más que la tasa de desempleo que convierte en cero la tasa de crecimiento de los salarios, o en este caso, la inflación. Esta tasa de desempleo natural es una tasa de desempleo positiva, que según Lipsey, es causada por una serie de fricciones que no permiten que haya un vaciamiento de la oferta de trabajo (mano de obra). Esta tasa de desempleo en ambos

⁵ Richard Lipsey fue un economista canadiense, conocido por sus aportaciones a la economía del bienestar. Sin embargo, también tuvo su gran aportación a la Curva de Phillips, con grandes ampliaciones matemáticas y econométricas. Lipsey creía que el deber de un economista era demostrar empíricamente. Además, no creía en que hubiera una única NAIRU sino una NAIBU, una banda de desempleo no inflacionaria.

⁶ La tasa de desempleo natural (u_n) es un concepto macroeconómico que se refiere al nivel de desempleo que se espera cuando una economía está en equilibrio, su nivel varía en función de factores como puede ser la productividad.

trabajos se sitúa alrededor del 5 % y no puede resolverse a través de aumentos de la demanda agregada.

En esta ecuación se observa la relación inversa entre la tasa de desempleo y la inflación, vista primero por Phillips y después por Samuelson y Solow. Es decir, si la tasa de desempleo cae, la inflación aumenta.

Todo parecía que marchaba de buena manera, por lo menos hasta el momento. Sin embargo, hubo una serie de contratiempos que provocaron un importante escepticismo sobre este concepto:

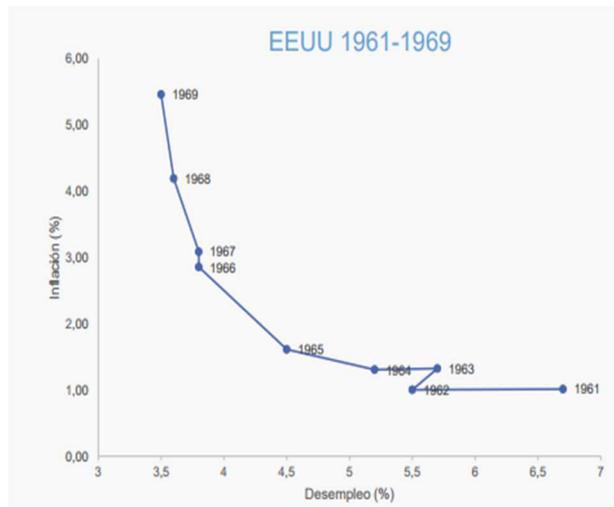
1. La falta de estabilidad de la Curva de Phillips. Durante los años sesenta parecía que la Curva de Phillips permanecía estable. Sin embargo, durante los años siguientes la curva empezó a presentar problemas de estabilidad. Esto fue anticipado por Milton Friedman, quien afirmaba que una escalada en la inflación obligaría a los agentes a formarse expectativas sobre esta misma y la desplazaría. Este suceso llegaría en los años setenta.
2. La crisis del petróleo y el proceso de estanflación⁷. La crisis del petróleo de 1973 causó un nuevo proceso antes desconocido, la estanflación, un proceso en el cual conviven una alta inflación y altos niveles de desempleo. La relación inversa entre inflación y desempleo parecía estar rota y el gobierno parecía no tener herramientas efectivas para solucionar esta situación.

3.2. Monetarismo. Expectativas adaptativas

Como ya se ha dicho, la Curva de Phillips gozó de una buena estabilidad en Estados Unidos durante los años sesenta del siglo pasado.

⁷ Más tarde se admitió que se trató de una perturbación de oferta cuyas causas son independientes a la Curva de Phillips. Sin embargo, es importante ponerse en contexto, ya que este proceso fue una de las causas por las que la Curva recibiría numerosas críticas.

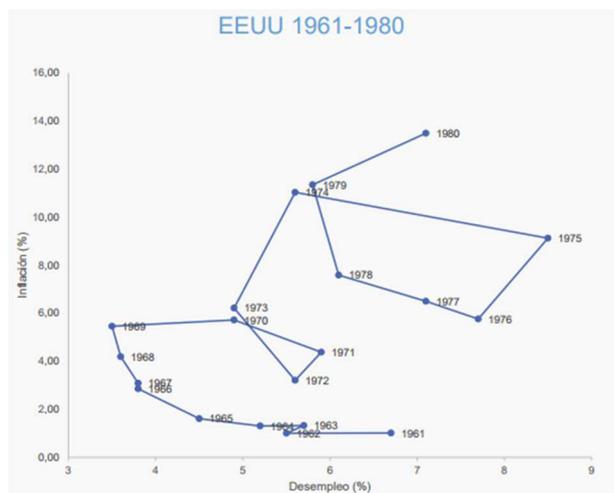
Gráfico 3.2.1: Curva de Phillips para Estados Unidos desde 1961 hasta 1969.



Fuente: Carlos Borondo. Libro de Macroeconomía Intermedia.

Sin embargo, esta estabilidad se tornó hacia la inestabilidad en los siguientes años, incluso hizo su entrada el fenómeno de la estanflación.

Gráfico 3.2.2: Curva de Phillips para Estados Unidos desde 1961 hasta 1980.



Fuente: Carlos Borondo. Libro de Macroeconomía Intermedia.

Este proceso fue previsto por Milton Friedman, quien años antes advirtió que la Curva de Phillips no era estable, sino que se desplazaba. Este fenómeno se producía, según Friedman, debido a las expectativas en la inflación de los agentes. La crítica de Friedman a la Curva de Phillips se fundamenta en que los keynesianos tienen una deficiencia en la formulación de sus modelos, ya que consideran que los agentes formulan sus decisiones de oferta de trabajo en función de su salario nominal.

Sin embargo, para Friedman y los monetaristas, los agentes formulan sus decisiones basándose en su salario real, no nominal. Este salario real será un salario real esperado, puesto que los agentes, al formular sus decisiones, no tendrán la información completa sobre los precios. Este hecho sentaría las bases de una nueva formulación de la Curva de Phillips, introduciendo en la ecuación original de Lipsey la variable de inflación esperada. A este concepto se le denomina la Curva de Phillips aumentada con expectativas:

$$\Pi_t = \Pi_t^e - \alpha (u_t - u_n)$$

Durante los años sesenta la inflación fue muy pequeña (entre el 1% y el 5%), por lo que la inflación esperada se podía aproximar a cero, de este modo la relación entre desempleo e inflación sería la vista y modelizada por Lipsey, resultando en una Curva de Phillips estable. Sin embargo, desde la segunda mitad de los sesenta, la inflación empezó a aumentar, así la inflación esperada dejó de ser cercana a cero, lo que provocó que los agentes comenzaran a formular expectativas sobre la inflación. Esto provocó que la Curva de Phillips dejara de tener su forma característica.

Ahora, la importancia del modelo se basa en la formulación de esas expectativas. En este punto se utilizan las expectativas que introdujo Friedman, conocidas como expectativas adaptativas.

Las expectativas adaptativas son un supuesto económico, introducido en 1956 por Philip Cagan, donde los agentes económicos forman sus expectativas sobre el futuro basándose en los datos históricos, es decir, solo consideran el pasado. Más adelante se

introdujo un concepto clave; los agentes aprenden de sus errores. Es decir, el valor esperado de una variable se construye sobre la base de los errores cometidos en el pasado al momento de estimarla; es un proceso de aprendizaje continuo.

$$x_{t+1}^e = \lambda \cdot x_t^e + (1 - \lambda) \cdot x_t$$

Esta ecuación se puede expresar de otra manera:

$$x_{t+1}^e - x_t = \lambda \cdot (x_t^e - x_t)$$

De aquí se desprende que la evolución esperada de X hacia el futuro depende del error registrado al estimar su valor presente. Sin embargo, en este trabajo se utilizará las expectativas adaptativas en su forma primitiva por simplificación⁸:

$$\Pi_t = \Pi_{t-1}$$

Introduciendo este supuesto en el modelo de la Curva de Phillips:

$$\Pi_t = \Pi_{t-1} - \alpha (u_t - u_n)$$

Cambiando la inflación pasada del lado derecho al lado izquierdo de la ecuación, se puede reescribir de esta manera:

$$\Pi_t - \Pi_{t-1} = -\alpha (u_t - u_n)$$

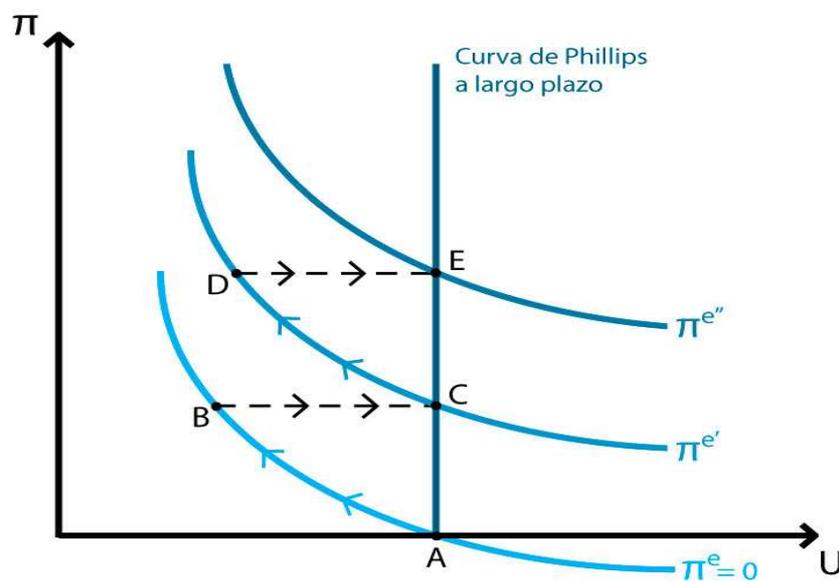
De esta manera, se puede ver que ahora la tasa de desempleo natural ya no es la misma que en la ecuación formulada por Lipsey. Ahora, no es la tasa de desempleo

⁸ A pesar de que sea posible que el modelo de aprendizaje pueda ser más real, se usará el básico.

que mantiene la estabilidad de precios, sino la que mantiene una tasa de inflación constante. A esta tasa de desempleo natural se le conoce como NAIRU, o tasa de desempleo no aceleradora de la inflación. Es importante aclarar que esta NAIRU no es invariable a lo largo del tiempo; la eliminación o adición de rigideces salariales, así como variaciones de productividad pueden hacerla fluctuar.

Para entender mejor como funcionaría, según Milton Friedman, una Curva de Phillips con expectativas adaptativas, se introduce un gráfico para comentarlo punto por punto.

Gráfico 3.2.3: Curva de Phillips aumentado con expectativas adaptativas.



Fuente: Polinomics.

Se parte de la situación A, una situación donde el gobierno no ha aplicado ninguna política expansiva y donde la economía se sitúa en la tasa de desempleo natural (NAIRU). El gobierno, para reducir el desempleo, aplica una política de demanda expansiva que aumenta la producción y los precios. Esto provocará que caiga el salario real y, por tanto, aumente la demanda de trabajo, sin reducir la oferta de trabajo, ya que se acepta la existencia de ilusión monetaria a corto plazo para los trabajadores. Esto desembocará en un descenso de la tasa de desempleo, situándose en el punto B.

Llegará un momento en el que los trabajadores comiencen a corregir sus expectativas, incorporando las nuevas expectativas a sus salarios reales. Una vez se den cuenta del error, intentarán recuperar su salario real inicial. Este proceso habrá desplazado la Curva a la derecha, situándola en el punto C. Que se pase de A a B y luego a C, y no de A a C directamente, como sucede en el caso que se analiza a continuación (expectativas racionales), se debe a una lentitud en el ajuste de los salarios que causan ilusión monetaria a corto plazo.

En este punto C, la tasa de inflación ha aumentado con respecto a la situación inicial y la tasa de desempleo está igual que inicialmente. Por lo tanto, si los gestores de política económica quieren situar la tasa de desempleo por debajo de la NAIRU, tendrán que llevar a cabo una política expansiva mayor, provocando una inflación mayor. Esta mayor inflación aumentará las expectativas de inflación y desplazará la Curva de Phillips hacia arriba, haciendo necesaria una inflación cada vez mayor para mantener el desempleo por debajo de la NAIRU. Esto es lo que Friedman denominó la hipótesis aceleracionista de la inflación.

La conclusión a la que se llega es que, para los monetaristas de la Escuela de Chicago, la Curva de Phillips solo puede ser efectiva a corto plazo a través de políticas de demanda expansivas no previstas. Sin embargo, a largo plazo, este efecto se verá anulado por la continua revisión de expectativas por parte de los trabajadores. Esto lleva a considerar dos posibles resultados:

1. Un continuo aumento de políticas expansivas no previstas. Sin embargo, según Friedman, esto provocará una espiral inflacionista.
2. Una incapacidad por parte del gobierno de mantener la tasa de desempleo por debajo de la tasa de desempleo natural.

3.3. Expectativas racionales

Las expectativas racionales son un tipo de formación de expectativas desarrolladas por John Muth en la década de los setenta. Este tipo de expectativas

revolucionó la manera en la que se entiende la macroeconomía y la política económica. Sin embargo, son muy criticadas por sus limitaciones a la hora de representar la realidad.

Este concepto económico se basa en la idea de que los agentes económicos forman sus expectativas con toda la información relevante disponible, incluyendo información pasada, actual y la que predicen para el futuro. Esto no implica que los agentes no cometan errores; la incertidumbre y los sucesos aleatorios no se eliminan en el modelo. Lo que significa es que los errores son aleatorios, resultando en expectativas sobreestimadas y subestimadas que, en promedio, se cancelan mutuamente.

Un ejemplo sencillo es que, si en el modelo la inflación del siguiente año va a ser el 4 %, habrá agentes que esperen que la inflación sea del 3,5 %, otros que esperen que sea del 7 % y otros que anticipen una deflación. Sin embargo, en promedio, las expectativas serán del 4%, acertando.

La mayor implicación que tiene este concepto es la ineficacia de las políticas económicas sobre las variables reales como la producción o el empleo, ya que los agentes ajustarán sus expectativas anticipadamente a las políticas neutralizando así su efecto.

La forma más habitual de representar cómo funcionan las expectativas racionales es:

$$x_t^e = x_t + u_t$$

En este caso el individuo siempre va a acertar, a menos que haya sorpresas. Estas sorpresas están recogidas en la variable u_t , una variable normal con esperanza igual a cero y varianza constante:

$$\varepsilon_t \rightarrow N(0, \sigma^2)$$

Este planteamiento plantea que cuando hay perfecta información, los individuos hacen predicciones perfectas y solo pueden fallar cuando hay elementos inesperados. Sin embargo, en promedio, no fallan.

Robert Lucas publica en 1976 su artículo más famoso, "Econometric Policy Evaluation: A Critique", coloquialmente llamado "La Crítica de Lucas". En esta crítica, Lucas se centra en la importancia de las expectativas racionales y su impacto en las políticas económicas. La principal crítica de Lucas al modelo monetarista es su lentitud de ajuste de los salarios a los nuevos procesos de inflación. Según Friedman, los ajustes de los salarios se producen con un cierto rezago respecto a la inflación, mientras que Lucas sostiene que los agentes ajustan sus salarios simultáneamente para no perder poder adquisitivo. Esto significa que, mientras Friedman y los monetaristas aceptan la existencia de ilusión monetaria a corto plazo y la niegan a largo plazo, en los modelos de expectativas racionales este efecto de ilusión monetaria a corto plazo también se elimina, gracias a la capacidad de anticipación de los agentes.

Tomando la ecuación de la Curva de Phillips ampliada expectativas, se tiene la ecuación:

$$\Pi_t = \Pi_t^e - \alpha (u_t - u_n)$$

Si a esta ecuación se le añade el supuesto de expectativas racionales, el modelo quedaría:

$$\Pi_t = \Pi_t + \varepsilon_t - \alpha (u_t - u_n)$$

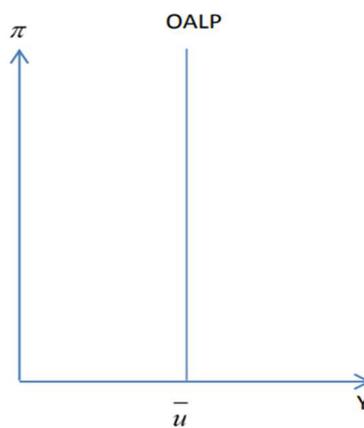
Eliminando la inflación de ambos lados y despejando la tasa de desempleo:

$$u_t = u_n + \frac{1}{\alpha} \cdot \varepsilon_t$$

Esta ecuación implica que desaparece la relación entre inflación y tasa de desempleo, tanto a corto como a largo plazo. En una economía sin errores de información, la tasa de desempleo será igual a la natural, y solo los shocks no anticipados tendrán efectos reales.

Esto supone una completa desconexión del mercado monetario con las variables reales, específicamente en el mercado laboral, lo cual implica la imposibilidad para los gestores de política económica de llevar a cabo políticas monetarias que influyan en las variables reales de la economía.

Gráfico 3.3.1: Curva de Phillips con expectativas racionales.



Fuente: Apuntes de Economía: Curva de Phillips por Daniela Gúzman

4. MODELO ECONOMÉTRICO

4.1. Modelo econométrico. Introducción

La econometría es la rama de la economía que aplica métodos matemáticos, informáticos y estadísticos para cuantificar y contrastar relaciones entre variables, probar teorías económicas y hacer predicciones. Estas variables son recogidas de modelos económicos, a los cuales se le añade un componente estocástico para representar a cada individuo (u_i).

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i$$

En este modelo econométrico Y_i es el valor de Y para el individuo i, X_i es el valor de X para el individuo i, β_0 es la ordenada en el origen, β_1 es la pendiente y u_i es una perturbación aleatoria.

Especificación del modelo de regresión poblacional⁹ con k regresores (recta de regresión poblacional):

$$E(Y_i/X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki} \quad \text{con } i = 1, 2, \dots, N$$

Esta regresión se realiza si se dispone de todos los datos. La problemática a la que se enfrenta la economía es que casi siempre se dispone únicamente de una muestra aleatoria de datos, por lo tanto, solo se puede estimar la recta de regresión poblacional a partir de datos muestrales. Esto provoca que los parámetros β_0 y β_1 sean desconocidos, por lo cual hay que estimarlos con los datos disponibles. Si la relación es lineal, se puede representar las observaciones en un diagrama de dispersión. Luego, se dibuja la recta más cercana a los datos observados; este método se denomina mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La diferencia entre el valor observado de Y el valor de Y predicho por la recta dado un valor de X se denomina residuo (\hat{u}_i).

De este modo, la especificación del modelo de regresión muestral¹⁰ con k regresores es:

⁹ β : Parámetro (Coeficiente real, constante, desconocido y valor único) .

i : Individuo i, siendo $i=1\dots N$ Y : Variable dependiente, a explicar. X : Variables explicativas, independientes. k : Numero de regresores.

β_0 : Término constante β_1 : Efecto de un aumento de X_{1i} , sobre Y_i manteniendo al resto constante.

¹⁰ $\hat{\beta}$: Estimador (Valor estimado, aleatorio, no real y no único, tiene 1 valor para cada muestra).

\hat{u}_i : Error o residuo (observable, aleatorio y obtenible).

\hat{Y} : Valor de Y obtenido al realizar el método de MCO.

$\hat{\beta}_0$: Valor estimado en la recta de regresión muestral de Y cuando $X=0$.

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki} \text{ con } i = 1, 2, \dots, N$$

Estas relaciones no son idénticas para cada individuo, cada individuo puede estar por encima o debajo de la media del grupo. La forma en la que se especifica el modelo para cada individuo es mediante la colocación de una recta de regresión (que representa la media del grupo) y una perturbación aleatoria (que será diferente según cada individuo).

La especificación del modelo poblacional para el individuo i^{11} es:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i \text{ con } i = 1, 2, \dots, N$$

Mientras que la especificación del modelo muestral para el individuo i^{12} es:

$$Y = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki} + \hat{u}_i \text{ con } i = 1, 2, \dots, N$$

4.2. Modelo econométrico. Supuestos del modelo

Primer Supuesto: La media condicional de la perturbación aleatoria es igual a cero para cada individuo. Esto no implica que siempre sean nulas; en ocasiones serán positivas y en otras negativas, pero en promedio son cero. Este supuesto es la esencia de que los estimadores de mínimos cuadrados ordinados (MCO) sean insesgados.

$\hat{\beta}_1$: Valor de la variación estimada de Y ante un cambio unitario en la variable X_{1i} .

¹¹ u_i : Perturbación aleatoria (factores distinto de X que influyen en Y). Es una variable aleatoria, no observable y que no se puede obtener. Es la diferencia entre el valor de la variable dependiente y el valor de Y del modelo de la regresión poblacional.

$$u_i = Y_i - E(Y_i/X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki})$$

¹² \hat{u}_i : Residuo. Es la diferencia entre valor de la variable dependiente y el valor de Y predicho por el modelo de la regresión muestral.

$$\hat{u}_i = Y_i - \hat{Y}_i$$

$$E(u_i/X_i) = E(u_i) = 0 \quad \text{con } i = 1, 2, \dots, N$$

Esto supone que tanto la línea de regresión poblacional como la línea de regresión muestral son como se han descrito anteriormente:

$$E(Y_i/X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki} \quad \text{con } i = 1, 2, \dots, N$$

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki} \quad \text{con } i = 1, 2, \dots, N$$

Segundo Supuesto: La población de la que se recoge los datos tiene un tamaño N y es una muestra aleatoria. Es decir, las observaciones de cada individuo son independientes entre sí y siguen la misma distribución. Si este supuesto se cumple:

$$E(u_i/X_1, X_2, \dots, X_N) = E(u_i/X_i)$$

$$\text{Var}(u_i/X_1, X_2, \dots, X_N) = \text{Var}(u_i/X_i)$$

Tercer Supuesto: Los momentos muestrales convergen en probabilidad a los momentos poblacionales. Esto quiere decir que las estimaciones del modelo ($\hat{\beta}$) convergen al valor verdadero del parámetro (β) a medida que aumenta el tamaño de la muestra. Este supuesto es fundamental para garantizar la consistencia del modelo y se explicará en detalle más adelante.

$$plim_{N \rightarrow \infty} \hat{\beta} = \beta$$

Cuarto Supuesto: La perturbación aleatoria, u_i , es homoscedástica. Es decir, la varianza condicional de las perturbaciones es constante, todas tienen la misma varianza. Esto implica que la varianza de u_i no depende de X_i .

$$\text{Var}(u_i/X_i) = \text{Var}(u_i) = \sigma^2$$

Quinto Supuesto: La distribución de u_i , condicionada a X_i es normal:

$$u_i/X_i \rightarrow N(0, \sigma^2)$$

4.3. Modelo econométrico. Propiedades y distribución¹³ del estimador de MCO¹⁴

A raíz de los supuestos anteriores que se han analizado y estudiado, si el modelo cumple todos, los estimadores MCO son:

- Lineales en U y en Y siendo $Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{pmatrix}$ y $U = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_N \end{pmatrix}$: $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y = (X'X)^{-1}X'(X\beta + U) = (X'X)^{-1}X'X\beta + (X'X)^{-1}X'U = \beta + (X'X)^{-1}X'U$

¹³ Es necesario, al menos, señalar (no demostrar) una serie de expresiones matriciales de las distribuciones U/X y Y/X :

$$E(U/X) = 0 \quad \Sigma_{UU} = \sigma I \text{ siendo } I \text{ la matriz identidad} \quad U/X \rightarrow N(0, \sigma^2 I)$$

$$E(Y/X) = X\beta \quad \Sigma_{YY} = \sigma I \text{ siendo } I \text{ la matriz identidad} \quad Y/X \rightarrow N(X\beta, \sigma^2 I)$$

¹⁴ El estimador MCO se obtiene minimizando la suma de los residuos/errores al cuadrado. Teniendo en

cuenta que en forma matricial del modelo es: $Y = X\beta + U$ donde $X = \begin{pmatrix} 1 & X_{11} & \dots & X_{k1} \\ 1 & X_{12} & \dots & X_{k2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{1N} & \dots & X_{kN} \end{pmatrix}$ y la forma

matricial del modelo estimado es $\hat{Y} = X\hat{\beta}$ donde $\begin{pmatrix} \hat{Y}_1 \\ \hat{Y}_2 \\ \vdots \\ \hat{Y}_N \end{pmatrix}$ y $\begin{pmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \vdots \\ \hat{\beta}_N \end{pmatrix}$:

$$SCR = \sum \hat{u}_i^2 = \hat{U}'\hat{U} = (Y - X\hat{\beta})'(Y - X\hat{\beta}) \text{ donde } \hat{U} = Y - \hat{Y} = Y - X\hat{\beta} \quad \hat{U} = \begin{pmatrix} \hat{u}_1 \\ \hat{u}_2 \\ \vdots \\ \hat{u}_N \end{pmatrix}$$

Entonces el estimador MCO acaba siendo: $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$

- Insesgados: $E(\hat{\beta}/X) = E((\beta + (X'X)^{-1}X'U)/X) = \beta + (X'X)^{-1}X'E(U/X) = \beta + (X'X)^{-1}X'0 = \beta$
- Óptimos ¹⁵(Los de menor varianza entre los estimadores insesgados y lineales).
 $\Sigma_{\beta\beta} = E[((\hat{\beta} - E(\hat{\beta}/X))(\hat{\beta} - E(\hat{\beta}/X))')/X] = E[((X'X)^{-1}X'UU'X(X'X)^{-1})/X] = (X'X)^{-1}X'E(UU'/X)X(X'X)^{-1} = \sigma^2(X'X)^{-1}$
- Consistentes¹⁶: $plim_{N \rightarrow \infty} \hat{\beta} = plim_{N \rightarrow \infty} (\beta + (X'X)^{-1}X'U) = plim_{N \rightarrow \infty} \beta + plim_{N \rightarrow \infty} (X'X)^{-1} plim_{N \rightarrow \infty} X'U = \beta$
- Eficientes: Ya que su varianza alcanza la Cota-Cramer¹⁷
- Su distribución es normal: $\hat{\beta}/X \rightarrow N(\beta, \sigma^2(X'X)^{-1})$

4.4. Modelo econométrico. Incumplimientos de los supuestos del modelo.

4.4.1. Estabilidad de los coeficientes/Cambio estructural

Se produce un cambio estructural cuando los coeficientes de los regresores no son iguales en diferentes submuestras. Las consecuencia de este problema es que no se cumple el supuesto de que la media condicionada de la perturbación es igual a cero. Por

¹⁵ $\Sigma_{\beta\beta}$: Matriz de varianzas covarianzas de β

σ^2 : Varianza poblacional de las perturbaciones. Es un parámetro desconocido, por lo que hay que estimarlo. Se usará la cuasivarianza de los residuos corregida por los grados de libertad del modelo. Sin entrar profundamente en la matemática es:

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \hat{u}_i^2}{N - k - 1}$$

Siendo este estimador insesgado y consistente: $E(S^2) = \sigma^2$ y $plim(S^2) = \sigma^2$. Por lo que $\Sigma_{\hat{\beta}\hat{\beta}} = S^2(X'X)^{-1}$

¹⁶ $U = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$

¹⁷ La Cota de Cramer-Rao es la varianza mínima que puede alcanzar un estimador insesgado de un parámetro en condiciones de regularidad. Si un estimador alcanza esta varianza mínima, se considera un estimador eficiente y no existe otro estimador insesgado que pueda desarrollar un mejor desempeño.

lo tanto, los estimadores de los coeficientes del modelo son sesgados, inconsistentes y no son válidos.

Si no hay cambio estructural:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i \quad \text{con } i = 1 \dots N$$

Si hay cambio estructural:

$$Y_i = \beta_0^1 + \beta_1^1 X_{1i} + \dots + \beta_k^1 X_{ki} + u_{1i} \quad \text{con } i = 1 \dots N_1$$

$$Y_i = \beta_0^2 + \beta_1^2 X_{1i} + \dots + \beta_k^2 X_{ki} + u_{2i} \quad \text{con } i = N_1 + 1 \dots N$$

Para detectar este problema se debe realizar un contraste de cambio estructural (Contraste de Chow):

$$H_0: \text{No hay cambio estructural} \quad H_0: \begin{pmatrix} \beta_0^1 \\ \beta_1^1 \\ \vdots \\ \beta_k^1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_0^2 \\ \beta_1^2 \\ \vdots \\ \beta_k^2 \end{pmatrix}$$

$$H_1: \text{Hay cambio estructural} \quad H_1: \begin{pmatrix} \beta_0^1 \\ \beta_1^1 \\ \vdots \\ \beta_k^1 \end{pmatrix} \neq \begin{pmatrix} \beta_0^2 \\ \beta_1^2 \\ \vdots \\ \beta_k^2 \end{pmatrix}$$

Para solucionar este problema es necesario recoger el cambio estructural mediante la utilización de variables ficticias. Con esta técnica se pueden incorporar dos modelos en uno solo.

4.4.2. Autocorrelación

Un problema de autocorrelación ocurre cuando las perturbaciones de diferentes periodos de tiempo están correlacionadas entre sí. Las consecuencias de la autocorrelación son que el estimador de la matriz de varianzas y covarianzas ya no será

válido para estimar la verdadera matriz de varianzas y covarianzas. Esto provocará que los contrastes de hipótesis t y F no sean válidos, ni asintóticamente.

Si las perturbaciones no estuvieran correlacionadas entre sí:

$$\text{Cov}(u_t, u_s / x) = 0 \quad \forall t \neq s$$

Si las perturbaciones están correlacionadas entre sí:

$$\text{Cov}(u_t, u_s / x) \neq 0 \quad \forall t \neq s$$

La detección de autocorrelación se puede realizar de varias formas. Una de ellas es a través de un método gráfico, donde se observa la evolución temporal de los residuos. Para que no haya autocorrelación, los residuos deben no estar correlacionados entre los diferentes periodos de tiempo.

La segunda forma de determinar la existencia de autocorrelación es mediante el contraste de Durbin-Watson. La hipótesis alternativa de este contraste es que las perturbaciones siguen un esquema autorregresivo de orden 1. El contraste de Durbin-Watson viene incluido por defecto en la regresión y se considera que no hay autocorrelación si el valor de D-Durbin se encuentra entre 1,8 y 2,2.

Bajo el esquema AR(1) $u_t = \rho u_{t-1} + v_t$ con $|\rho| < 1$ y $v_t \sim RB^{18}$, las hipótesis de contraste son:

$$H_0: \rho = 0 \quad DW = 2 \quad \text{Incorrelación}$$

$$H_1: \rho \neq 0 \quad DW \neq 2 \quad \text{Autocorrelación}$$

¹⁸ v_t se asume que tiene esperanza nula y varianza constante. Es decir, es un Ruido Blanco (RB).

Sin embargo, este contraste no siempre es definitivo. Un método más general que el de Durbin-Watson¹⁹ para detectar autocorrelación es el contraste de autocorrelación de Breusch y Godfrey:

$$H_0: \text{Ausencia de autocorrelación } (\rho = 0)$$

$$H_1: AR(m) \text{ o } MA(m)$$

Para identificar el proceso que siguen las perturbaciones, se realizan los correlogramas²⁰. Esta acción permite identificar el patrón que sigue para poder añadir dicho proceso en la regresión y así abordar el problema de la autocorrelación.

4.4.3. *No Normalidad*

Uno de los supuestos del modelo es que las perturbaciones del modelo se comportan como una variable normal.

$$u_i/x \rightarrow N(0, \sigma^2)$$

Si no se cumple este aspecto de que las perturbaciones del modelo sigan una distribución normal, los estimadores de los coeficientes del modelo no tendrán una distribución normal. Esto implica que los estadísticos utilizados para los contrastes no seguirán distribuciones conocidas. Como consecuencia, los contrastes realizados en poblaciones pequeñas no serán válidos. Sin embargo, en muestras grandes, los estimadores de los regresores tienden a tener una distribución normal, lo que garantiza la validez de los contrastes.

¹⁹ El contraste Breusch y Godfrey es más general que el contraste de Durbin, ya que mientras que el contraste Durbin-Watson asume como hipótesis alternativa que las perturbaciones siguen un proceso autorregresivo de orden 1, el contraste de Breusch y Godfrey considera como hipótesis alternativa que las perturbaciones siguen un proceso autorregresivo de cualquier orden o un proceso de medias móviles de cualquier orden.

²⁰ Un correlograma es un herramienta gráfica utilizada en econometría para analizar las autocorrelaciones de una serie temporal.

MA(m): $u_t = \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_m\varepsilon_{t-m}$ donde ε_t es un ruido blanco.

El contraste que utilizado para verificar si las perturbaciones siguen una distribución normal será el test de Jarque-Bera²¹:

$$H_0: \text{Normalidad}$$

$$H_1: \text{No Normalidad}$$

4.4.4. Error de Especificación en la Forma Funcional

La hipótesis del modelo de regresión es que el efecto que la variable explicativa causa sobre la variable dependiente es siempre constante, lo que implica que la relación entre las variables es lineal. Sin embargo, esto no siempre es el caso. Por ejemplo, la forma de curva de la relación entre inflación y desempleo indica que la relación no es lineal. Un error de especificación²² puede provocar que los estimadores de los coeficientes del modelo y el estimador de la varianza de las perturbaciones (S^2) sean sesgados e inconsistentes, lo cual invalida los contrastes de hipótesis.

La forma más habitual de detectar una incorrecta especificación de la forma funcional es realizar el Contraste de Ramsey²³ (también conocido como Test de Ramsey), el cual permite identificar errores de especificación por omisión de variables relevantes.

$$\text{Dado un modelo simple: } Y = X\beta + U$$

Se estima una regresión auxiliar, en la que se introduce en el modelo una matriz Z que contiene potencias de \hat{Y} , $Z = (\hat{Y}^2, \hat{Y}^3, \hat{Y}^4, \dots, \hat{Y}^k)$: $Y = X\beta + \gamma Z + U$

²¹ El contraste de Jarque-Bera utiliza un estadístico de contraste basado en los coeficientes de asimetría y curtosis. Esto significa que, si las perturbaciones siguieran una distribución normal, los coeficientes de asimetría y curtosis tomarían los valores cero y tres, respectivamente. Dado que las perturbaciones aleatorias del modelo son variables no observables, se usan los residuos de la estimación mínimo cuadrática, los cuales representan la diferencia entre los valores reales y los predichos por el modelo: $\hat{u}_i = Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_{1i} - \hat{\beta}_2 X_{2i} - \dots - \hat{\beta}_k X_{ki}$

²² Se produce un error de especificación en la forma funcional cuando la forma funcional del modelo estimado y de la regresión poblacional no coinciden.

²³ Otra manera de detectar una incorrecta especificación de la forma funcional es a través del diagrama de dispersión de Y frente a los regresores.

El contraste a realizar a través del test Reset de Ramsey es:

$$H_0: \gamma = 0 \quad \text{Forma Funcional Correcta}$$

$$H_1: \gamma \neq 0 \quad \text{Forma Funcional Incorrecta}$$

La solución al problema de error en la especificación en la forma funcional es reespecificar el modelo, por ejemplo, utilizando logaritmos.

4.4.5. Heteroscedasticidad

El incumplimiento del supuesto homoscedasticidad provocará que el estimador de la matriz de varianzas covarianzas de β habitual no sea un estimador válido de la verdadera matriz de varianzas covarianzas.

Homoscedasticidad: Supuesto en el que la varianza condicional de las perturbaciones es constante: $\text{Var}(u_i/X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}) = E(u_i^2/X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}) = \sigma^2$ para cualquier $i=1\dots N$.

Heteroscedasticidad: La varianza condicional de las perturbaciones no es constante: $\text{Var}(u_i/X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}) = E(u_i^2/X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}) = \sigma_i^2$ para cualquier $i=1\dots N$.

Las consecuencias de la heteroscedasticidad sobre la estimación MCO son, por un lado, que el estimador MCO ya no será el óptimo (sí lineal, insesgado y consistente). Es decir, dejará de ser el estimador con la menor varianza dentro de los estimadores lineal e insesgados. Por otro lado, afectará a los contrastes realizados con el estimador MCO, ya que los estadísticos t y F basados en el estimador de la matriz de varianzas covarianzas dejarán de ser válidos. Ni si quieres serán válidos asintóticamente, a diferencia del caso en el que no se cumple el supuesto de normalidad.

La dos maneras de detectar la presencia de heteroscedasticidad son el contraste asintótico de White y el método gráfico. El método gráfico consiste en analizar el gráfico

de los residuos de la estimación MCO para observar si la varianza permanece constante (homoscedasticidad) o no (heteroscedasticidad).

Sin embargo, el método gráfico solo nos proporciona indicios, por lo que la única manera de asegurar la no existencia de heteroscedasticidad es realizar el contraste de White;

$$H_0: \text{Var}(u_i/X) = E(u_i^2/X) = \sigma^2 \quad \text{Homoscedasticidad}$$

$$H_1: \text{Var}(u_i/X) = E(u_i^2/X) = \sigma_i^2 \neq \sigma^2 \quad \text{Heteroscedasticidad}$$

Las soluciones a la heteroscedasticidad son:

- Usar los estadísticos t y F basados en el estimador robusto de la matriz varianzas covarianzas del estimador MCO (estadísticos asintóticamente válidos).
- Realizar transformaciones al modelo, introduciendo por ejemplo logaritmos.
- Estimar por Mínimos Cuadrados Ponderados Factibles.

4.5. Modelo econométrico. Modelo a estimar

Una vez revisado el marco teórico en el que se desarrolla esta teoría económica y el marco estadístico en el que se va a trabajar, se procederá a analizar la Curva de Phillips utilizando Eviews²⁴. Mediante este programa, se va a trabajar con datos de países 6 países avanzados; Alemania, España, Estados Unidos, Francia, Reino Unido e Italia. El objetivo de este estudio es obtener información sobre la existencia de la Curva de Phillips en estos países. Para ello, se obtendrá una regresión que será estimada a través del programa econométrico Eviews. La ecuación a estimar será:

$$\Pi_t = \lambda \bar{\Pi} + (1 - \lambda)\Pi_{t-1} + v(u_t - \bar{u})$$

²⁴ Programa informático econométrico.

También se podría realizar intercambiando la diferencia entre la tasa de desempleo en el momento t y la tasa de desempleo estructural (NAWRU) por la brecha de producción en el momento t (\tilde{y}_t):

$$\Pi_t = \lambda \bar{\Pi} + (1 - \lambda)\Pi_{t-1} + v\tilde{y}_t$$

Sin embargo, se utilizará la primera ecuación, ya que se ha comprobado que ofrece mejores resultados en términos de explicación de la variabilidad de la variable dependiente, es decir, del R^2 . A la hora de hacer la regresión, se estimará de esta manera:

$$\Pi_t = a + b\Pi_{t-1} + c(u_t - \bar{u})$$

Los diferentes valores que se pueden obtener son:

- Para que la Curva de Phillips exista, el indicador $(u_t - \bar{u})$ debe ser un indicador significativo²⁵, es decir, tiene que ser relevante para explicar la inflación ($C \neq 0$). Independientemente de los resultados de las otras dos variables (la constante y la inflación retardada un periodo), este será un requisito imprescindible para poder hablar de una verdadera existencia de la Curva de Phillips.
- Por otro lado, si primero, la variable $(u_t - \bar{u})$ es significativa y luego, la variable inflación(-1) también lo es, la Curva de Phillips será la Curva de Phillips con expectativas adaptativas descrita por Milton Friedman. Si no es significativa, se está ante la Curva de Phillips keynesiana descrita por Lipsey.

²⁵ En este trabajo se rechazarán las hipótesis nulas a partir de un nivel de significación del 95 % ($p - \text{valor} < 0,05$).

- Si la constante es cercana al 2 % será señal de la gran capacidad de anclaje de expectativas del banco central en cuestión.

5. ESTIMACIONES

- España

En el caso de España, se realiza la estimación por MCO con la variable inflación como variable dependiente, y las variables inflación(-1) y desempleo cíclico ($u_t - \bar{u}$) como variables explicativas, junto con la constante (Figura 1). La regresión obtenida nos muestra un $R^2 = 0,41$. Sin embargo, se observa que la variable inflación(-1) no es significativa, dado que su p-valor es mayor que 0,05 (p-valor=0,2040). Al eliminar esta variable irrelevante del modelo, se obtiene una nueva regresión (Figura 2). Esta nueva regresión reduce la capacidad del modelo para explicar la varianza de la variable inflación, ya que su R-cuadrado desciende a 0,35 ($R^2 = 0,35$).

La regresión presenta un contraste de Durbin-Watson igual a 1,366, lo cual es una señal de posible autocorrelación positiva²⁶. Al analizar el gráfico de los residuos de la variable dependiente (Gráfico 1), se observa la presencia de varios años donde podría haber ocurrido un cambio estructural (2009, 2012, 2014 y 2015).

Examinando la presencia de cambio estructural mediante el contraste de Chow (Figura 3), se constata que efectivamente hay un cambio estructural, ocurrido específicamente en el año 2014. Como se mencionó anteriormente, este problema invalida los contrastes; por lo tanto, debe ser abordado añadiendo una variable ficticia que recoja dicho cambio estructural.

²⁶ $DW = 2$ *Incorrelación*

$0 < DW < 2$ *Autocorrelación Positiva*

$2 < DW < 4$ *Autocorrelación Negativa*

Reespecificación del modelo²⁷:

$$D_1 = \begin{cases} 0, & t \leq 2013 \\ 1, & t > 2013 \end{cases}$$

El nuevo modelo (Figura 4) incluye la variable ficticia, lo hace que la interpretación de las variables resulte más compleja. Al añadir la variable ficticia se observa cómo el R-cuadrado mejora notablemente ($R^2 = 0,62$), y además se ha resuelto el problema de la autocorrelación ($DW = 2,18$). Para confirmar que el problema de autocorrelación ha sido solucionado, se analizan los correlogramas de la regresión (Figura 5). Ninguno de los correlogramas excede las bandas de confianza, por lo tanto, se puede asegurar que ya no existe autocorrelación.

Otros posibles problemas del modelo podrían ser el error en la forma funcional y la heteroscedasticidad. Sin embargo, estos problemas se descartan al realizar el contraste de RESET (p -valor=0,61) (Figura 6) y el contraste de White (p -valor=0,32) (Figura 7).

El último supuesto a contrastar antes de proceder a analizar los datos es el supuesto de normalidad. El contraste de Jarque-Bera (Gráfico 2) muestra un p -valor = 0,02, por ende, se rechaza la hipótesis de que las perturbaciones siguen una distribución normal. Este problema implica que los estimadores ya no son los más eficientes y que contrastes basados en muestras pequeñas, como la nuestra, pueden no ser fiables.

En cuanto a los resultados finales (Figura 4), la regresión realizada explica gran parte de la variabilidad total de la variable dependiente ($R^2 = 0,62$), y las dos variables explicativas (D_1 y $u_t - \bar{u}$) junto con la constante son significativas (p -valor < 0,05). Con estos datos, se puede afirmar que, para los años comprendidos entre 2002 y 2019, en España ha existido una relación inversa entre la inflación y el desempleo, indicando la presencia de la Curva de Phillips. No obstante, es crucial destacar el cambio estructural

²⁷ Para definir D_1 en Eviews se genera una serie, a través del código: $D_1 = @year > 2013$):

ocurrido en 2014. Antes de este año, un aumento en una unidad de desempleo reducía la inflación en 0,13 unidades. Sin embargo, a partir de 2014, un aumento en una unidad de desempleo reduce la inflación en 1,81 unidades ($1,68 + 0,13$), lo que indica una agudización²⁸ del efecto del desempleo sobre la inflación. El coeficiente estimado de la constante es $\hat{\beta}_0 = 2,73$. Esto indica que cuando la variable $(u_t - \bar{u})$ es cero, la variable dependiente es 2,73. Es decir, cuando el desempleo está en su nivel natural, la inflación es del 2,73 %, lo cual es cercano y, por tanto, consistente con el objetivo del BCE.

- Alemania

En el caso de Alemania, se vuelve a realizar la estimación por MCO (Figura 8). La regresión realizada obtiene un R-cuadrado muy pequeño ($R^2 = 0,07$), incluso negativo en el caso del R-cuadrado ajustado ($R^2 = -0,05$). Los regresores no son significativos, por lo que este modelo, en principio, no explica bien la variabilidad total de la variable dependiente, es decir, la inflación.

Analizando el gráfico de los residuos (Gráfico 3), se observan de nuevo signos de la existencia de un cambio estructural, este caso en 2009, inmediatamente después de la crisis financiera. Realizando el contraste de Chow para ese año (Figura 9), se rechaza la hipótesis nula de estabilidad de coeficientes ($p - valor = 0,01$) y se acepta la existencia de un cambio estructural en 2009.

Reespecificación del modelo:

$$D_1 = \begin{cases} 0, & t \leq 2008 \\ 1, & t > 2009 \end{cases}$$

El nuevo modelo (Figura 10), donde se incluye la variable ficticia, mejora notablemente. Además, la variable ficticia es significativa, por lo que explica parte de la variable dependiente. Sin embargo, el modelo sigue presentando problemas de

²⁸ Los causantes de esta agudización se tratan en el apartado de conclusiones.

autocorrelación (D-Durbin=1,30), y las variables inflación(-1) y $u_t - \bar{u}$ siguen sin ser significativas.

Al realizar el contraste de Breusch-Godfrey con 1 rezago (Figura 12) y los correlogramas (Figura 11), se constata la existencia de autocorrelación en el modelo. Con el fin de corregir el problema de autocorrelación, se añade un proceso de medias móviles de orden 1 (MA(1)). El proceso de medias móviles de orden 1 en el modelo (Figura 13) es significativo; sin embargo, la variable inflación (año t-1) sigue sin serlo, por lo que se retira y se vuelve a estimar. El nuevo modelo (Figura 14), contiene todas sus variables significativas y explica más de la mitad de la variabilidad total de la variable dependiente ($R^2 = 0,56$).

Se realizan los correlogramas (Figura 15) y el contraste de Breusch-Godfrey con un rezago (Figura 16) y con dos rezagos (Figura 17) para confirmar la desaparición de autocorrelación. Los problemas de error de especificación en la forma funcional y de heteroscedasticidad se analizan en la Figura 18 y la Figura 19, respectivamente. Ambos contrastes indican que el modelo cumple los supuestos de forma funcional correcta y homoscedasticidad. Con respecto a la normalidad, al realizar el contraste de Jarque-Bera se afirma que las perturbaciones siguen una distribución normal (Gráfico 4).

Una vez se tiene un modelo que cumple todos los supuestos, se analizan los resultados de la regresión. La regresión muestra un buen R-cuadrado ($R^2 = 0,56$), de manera que el modelo explica bien la variabilidad de la variable dependiente. La variable desempleo cíclico ($u_t - \bar{u}$) es significativa y muestra la relación descrita por la Curva de Phillips (relación inversa entre desempleo e inflación). Se rechaza la Curva de Phillips con expectativas adaptativas, al no ser la variable inflación(-1) relevante para explicar la inflación. De manera paralela a lo ocurrido en el caso de España, se produce un pronunciamiento de la Curva de Phillips, en este caso, inmediatamente después de la crisis de 2008 (2009). El coeficiente estimado de la constante es $\hat{\beta}_0 = 2,44$, cercano al objetivo del 2 %.

- Estados Unidos

La regresión estimada con datos de Estados Unidos de 2002 a 2019 (Figura 20) muestra que la variable inflación(-1) no es significativa y presenta un cambio estructural (Figura 22). Una vez añadida una variable ficticia que recoge el cambio estructural en el año 2015, eliminada la variable inflación(-1) y comprobado que cumple el resto de supuestos, el modelo está preparado para realizar un análisis riguroso.

La regresión muestra una buena capacidad para explicar la variable dependiente, con un buen R-cuadrado ($R^2 = 0,42$), y demuestra que la variable $(u_t - \bar{u})$ es significativa e influye negativamente sobre la variable dependiente, Inflación. En consecuencia, se acepta la existencia de la Curva de Phillips keynesiana en Estados Unidos para los años 2002 a 2019, rechazando la Curva de Phillips con expectativas adaptativas, ya que la variable inflación(-1) no es relevante para explicar la inflación. Similar a los dos casos anteriores, se confirma la existencia de un cambio estructural, esta vez en el año 2015, donde se intensifica la influencia de la variable explicativa $(u_t - \bar{u})$ sobre la variable dependiente (Inflación). El coeficiente estimado de la constante es $\hat{\beta}_0 = 2,79$, cercano al 2 %.

- Francia

Tras realizar todos los contrastes, asegurando que cumple todos los supuestos, y eliminar la variable no significativa (inflación(-1)), se obtiene un modelo que depende únicamente de la constante y de la variable $(u_t - \bar{u})$. Este modelo explica alrededor de la mitad ($R^2 = 0,49$) de la variabilidad total de la variable dependiente (Inflación) y tiene como variable explicativa significativa el desempleo cíclico, por lo tanto, el desempleo cíclico influye negativamente en la inflación. Si la tasa de desempleo aumenta en un punto, la inflación caerá en 0,59 puntos ($\hat{\beta}_1 = -0,59$). Estos resultados avalan la existencia de la Curva de Phillips para el caso de Francia en los años 2002 a 2019. Además, al desestimar la variable inflación(-1), se rechaza la hipótesis de Curva de Phillips con expectativas adaptativas. La constante arroja un valor cerca del 1,5 ($\hat{\beta}_0 =$

1,49), siendo este cercano al objetivo del BCE, que es el 2 %. Por último, en este modelo no se encuentra evidencia de cambio estructural.

- Italia

En el caso de Italia, tras incluir la variable ficticia para recoger el cambio estructural, se obtiene un modelo (Figura 38), donde la variable $(u_t - \bar{u})$ no es significativa. Por ende, en el caso de Italia, no se encuentra evidencia de que el desempleo explique la inflación, y no se constata la existencia de la Curva de Phillips para Italia entre los años 2002 y 2019.

- Reino Unido

El modelo, resultante de la estimación por MCO de los datos de 2002 a 2019 de Reino Unido, es una regresión con poca capacidad de explicar la variabilidad de la inflación ($R^2 = 0,23$). Además, las dos variables explicativas, inflación(-1) y desempleo, no son significativas. Eliminando la variable inflación(-1) se obtiene un modelo con peor capacidad de explicar la variable dependiente. La variable desempleo es significativa al 10 %; sin embargo, nuestro límite era el 5 %, por lo tanto, el modelo no es capaz de explicar la variable dependiente. Se concluye que en el caso de Reino Unido no se encuentra evidencia de que el desempleo explique la inflación, no se constata la existencia de la curva de Phillips en Reino Unido entre los años 2002 y 2019.

Por lo tanto, los resultados quedarían:

Tabla 5: Resultados de las estimaciones

	R^2	$\hat{\beta}_0$	$(u_t - \bar{u})$	Inflación(-1)	D1	Año del cambio estructural
España	0,62	2,73	-0,13	0 (no significativa)	-1,68	2014
Alemania	0,56	2,44	-0,74	0 (no significativa)	-1,39	2009
Estados Unidos	0,42	2,79	-0,47	0 (no significativa)	-1,54	2015
Francia	0,49	1,49	-0,59	0 (no significativa)	-	-
Italia	-	-	-	-	-	-
Reino Unido	-	-	-	-	-	-

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO

6. CONCLUSIONES

El presente trabajo ha explorado la validez del concepto de la Curva de Phillips en seis países utilizando el programa Eviews. Los resultados obtenidos muestran una situación partida en la relación entre desempleo e inflación, revelando que en cuatro de los países analizados (España, Estados Unidos, Francia y Alemania) se encuentra evidencia significativa que confirma la relación negativa descrita por la Curva de Phillips entre los años 2002 y 2019, mientras que en los otros dos países (Reino Unido e Italia) no se observa evidencia concluyente para confirmar esta relación.

En los últimos años, como se ha mencionado, muchos economistas²⁹ han afirmado que la Curva de Phillips ha sufrido un aplanamiento, suceso explicado en parte por la tendencia hacia la globalización. Esto significa que la influencia del desempleo sobre la inflación se ha debilitado. Sin embargo, en este estudio se ha observado que, en los tres de los cuatro países analizados en los que se ha hallado evidencia de la existencia de la Curva de Phillips, esta relación se ha agudizado, es decir, se ha pronunciado. En el otro país, donde se ha confirmado la existencia de la Curva de Phillips, no se ha encontrado evidencia de un aplanamiento, sino de una estabilidad. Los cambios estructurales se dan en 2015 (Estados Unidos), 2014 (España) y 2009 (Alemania).

La razón que puede estar por detrás de esta agudización de la Curva de Phillips es el proceso de desglobalización que lleva viviendo la economía internacional desde la última crisis económica y financiera. Este proceso de desglobalización, caracterizado por el aumento de aranceles, del proteccionismo y de la reubicación de sucursales ha podido alterar la Curva de Phillips.

En aquellos países donde la Curva de Phillips sigue siendo pronunciada, los gestores políticos deben tener en cuenta que medidas para reducir el desempleo pueden tener grandes efectos sobre la inflación. Por otro lado, en los países donde no se ha hallado evidencia concluyente sobre la Curva de Phillips (Reino Unido e Italia), los gestores políticos podrían requerir adoptar otros enfoques alternativos para el estudio de las causas de su inflación. Por último, cabe destacar la credibilidad y efectividad de los bancos centrales de los países analizados en este trabajo (BCE y Reserva Federal). En todos los países donde se ha conseguido estimar una regresión que sea capaz de explicar la inflación, se ha constatado que, en el caso de ser cero el empleo cíclico, la inflación se sitúa cercana a su objetivo estatutario, el 2 %.

²⁹ Oliver Blanchard, ex jefe del FMI y gran economista especializado en la macroeconomía, ha señalado en varias ocasiones que la relación entre el desempleo y la inflación, recogida por la Curva de Phillips, ha perdido fuerza y se ha aplanado.

7. BIBLIOGRAFÍA

Richard Lipsey and the Phillips Curve. (2013, October 14). Uneasy Money. https://uneasymoney-com.translate.goog/2013/10/13/richard-lipsey-and-the-phillips-curve/?_x_tr_sl=en&_x_tr_tl=es&_x_tr_hl=es&_x_tr_pto=sc

Estanflación. (2024, June 3). Wikipedia, La Enciclopedia Libre. <https://es.wikipedia.org/wiki/Estanflaci%C3%B3n>

Westreicher, G. (2022, November 24). Expectativas adaptativas. Economipedia. <https://economipedia.com/definiciones/expectativas-adaptativas.html>

Roldán, P. N. (2022, November 24). Expectativas racionales. Economipedia. <https://economipedia.com/definiciones/expectativas-racionales.html>

ECONOMEDIA. (2017, September 13). MODELO SA-DA DINÁMICO 01 - CURVA DE PHILLIPS [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=fvAYv5Ue1NM>

Eduardo Blasco: "LA CRÍTICA DE LUCAS CONTRA LOS MODELOS DE LUCAS" - UFM Madrid. (2024, April 10). UFM Madrid. <https://madrid.ufm.edu/idea/eduardo-blasco-critica-modelos-de-lucas/>

Stock, J. y M. Watson (2012): "Introducción a la Econometría". Ed. Pearson y Wooldridge, J. M. (2010): "Introducción a la Econometría: un enfoque moderno". Cengage learning; 4ª edición.

Sanjuán, F. J. M. (2022, November 24). Errores de especificación. Economipedia. <https://economipedia.com/definiciones/errores-de-especificacion.html#:~:text=Los%20errores%20de%20especificaci%C3%B3n%20de,la%20hip%C3%B3tesis%20de%20especificaci%C3%B3n%20correcta>

Pedrosa, S. J. (2022, November 24). Heterocedasticidad. Economipedia. <https://economipedia.com/definiciones/heterocedasticidad.html>

Rodó, P. (2022, November 24). Función de Autocorrelación Simple. Economipedia. <https://economipedia.com/definiciones/funcion-de-autocorrelacion-simple.html>

Rodó, P. (2021, January 21). Cota de Cramér-Rao. Economipedia. <https://economipedia.com/definiciones/cota-de-cramer-rao.html>

Cambio estructural (Economía). (2023, December 28). Wikipedia, La Enciclopedia Libre. [https://es.wikipedia.org/wiki/Cambio_estructural_\(Econom%C3%ADa\)](https://es.wikipedia.org/wiki/Cambio_estructural_(Econom%C3%ADa))

Blanchard, O., Cerutti, E., & Summers, L. (2015). Inflation and Activity—Two Explorations and Their Monetary Policy Implications (No. w21726). National Bureau of Economic Research.

Blanchard, O. (2016). The United States Economy: Where to from Here? The Phillips Curve: Back to the '60s?. *The American Economic Review*, 106(5), 31-34

AMECO database. (n.d.). Economy and Finance. https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-research-and-databases/economic-databases/ameco-database_en

Content. (n.d.). Expectativas adaptativas - Expansion.com. <https://www.expansion.com/diccionario-economico/expectativas-adaptativas.html>

Zarzosa Espina, P. *Econometría I. Temas 1 a 5. Teoría y práctica.*

Zarzosa Espina, P. *Econometría I. Temas 6 a 8. Teoría y práctica.*

Zarzosa Espina, P. *Econometría II. Presentación y temas 1 a 3. Teoría y práctica.*

Zarzosa Espina, P. *Econometría II. Tema 4. Teoría y práctica.*

Borondo Arribas, C. *Macroeconomía Intermedia.*

Gallego, L. (2017, October 18). Curva de Phillips: versión de la NMC - Policonomics. Policonomics - Economics Made Simple. <https://policonomics.com/es/curva-phillips-nmc/>

Samuelson, P.A. and Solow, R.M. (1960) Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. *American Economic Review*, 50, 177-194.

The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis on JSTOR. (n.d.). www.jstor.org.
<https://www.jstor.org/stable/2551424>

Bank, E. S. (2023, March 22). Curva de Phillips, la relación entre desempleo e inflación | Blog Self. El Blog De SelfBank by Singular Bank. <https://blog.selfbank.es/curva-de-phillips-la-relacion-entre-desempleo-e-inflacion/>

William Phillips (economista). (2023, December 26). Wikipedia, La Enciclopedia Libre. [https://es.wikipedia.org/wiki/William_Phillips_\(economista\)](https://es.wikipedia.org/wiki/William_Phillips_(economista))

Mendieta, P., & Barbery, C. H. (n.d.). Entendiendo la Curva de Phillips del siglo XXI: estado de la cuestión. http://www.scielo.org.bo/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S207447062017000200006

Phillips, A. (1958). The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957. *Económica*, 25, 283-299.

Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, 58, 1-17.

Crítica de Lucas. (2023, August 31). Wikipedia, La Enciclopedia Libre. https://es.wikipedia.org/wiki/Cr%C3%ADtica_de_Lucas

Negocios TV. (2023, April 27). La inflación no volverá al 2% si no hay una recesión. Larry Summers vislumbra el cambio de paradigma [Video]. YouTube. https://www.youtube.com/watch?v=c_pZqSA__Yc

8. ANEXO

Dependent Variable: INFLACION
 Method: Least Squares
 Date: 07/02/24 Time: 12:37
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFLACION__1	0.292663	0.220368	1.328065	0.2040
U_U__	-0.140696	0.068496	-2.054074	0.0578
C	1.565952	0.598036	2.618490	0.0194
R-squared	0.414435	Mean dependent var		1.945195
Adjusted R-squared	0.336359	S.D. dependent var		1.488331
S.E. of regression	1.212456	Akaike info criterion		3.374185
Sum squared resid	22.05075	Schwarz criterion		3.522581
Log likelihood	-27.36767	Hannan-Quinn criter.		3.394647
F-statistic	5.308135	Durbin-Watson stat		1.966848
Prob(F-statistic)	0.018064			

Figura 1: Regresión de la variable Inflación frente a las variables Inflación(-1) y $u-\bar{u}$, en el caso de España (Regresión 1).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Dependent Variable: INFLACION
 Method: Least Squares
 Date: 07/02/24 Time: 12:29
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
U_U__	-0.181802	0.062545	-2.906749	0.0103
C	2.250219	0.310773	7.240726	0.0000
R-squared	0.345582	Mean dependent var		1.945195
Adjusted R-squared	0.304681	S.D. dependent var		1.488331
S.E. of regression	1.241057	Akaike info criterion		3.374243
Sum squared resid	24.64356	Schwarz criterion		3.473173
Log likelihood	-28.36819	Hannan-Quinn criter.		3.387884
F-statistic	8.449192	Durbin-Watson stat		1.362568
Prob(F-statistic)	0.010296			

Figura 2: Regresión de la variable Inflación frente a la variable $u-\bar{u}$, en el caso de España (Regresión 2).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

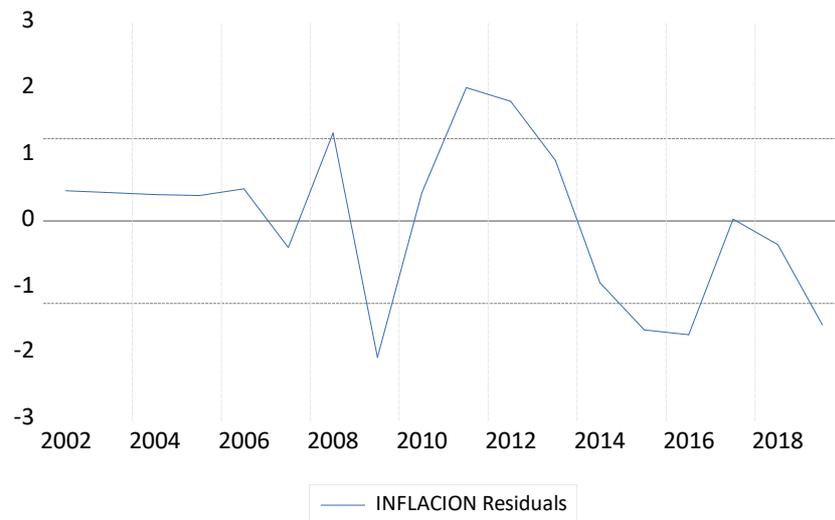


Gráfico 1: Gráfico de los residuos de la regresión 2.

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Chow Breakpoint Test: 2014
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 2002 2019

F-statistic	5.713600	Prob. F(2,14)	0.0153
Log likelihood ratio	10.74172	Prob. Chi-Square(2)	0.0047
Wald Statistic	11.42720	Prob. Chi-Square(2)	0.0033

Figura 3: Contraste de Chow para la regresión 2 (año 2014).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Dependent Variable: INFLACION
 Method: Least Squares
 Date: 07/02/24 Time: 12:59
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
U_U__	-0.134282	0.051150	-2.625282	0.0191
D1	-1.680560	0.507472	-3.311633	0.0047
C	2.730677	0.283828	9.620902	0.0000
R-squared	0.621970	Mean dependent var		1.945195
Adjusted R-squared	0.571566	S.D. dependent var		1.488331
S.E. of regression	0.974185	Akaike info criterion		2.936581
Sum squared resid	14.23556	Schwarz criterion		3.084977
Log likelihood	-23.42923	Hannan-Quinn criter.		2.957043
F-statistic	12.33969	Durbin-Watson stat		2.185778
Prob(F-statistic)	0.000678			

Figura 4: Regresión de la variable Inflación frente a las variables $u-\bar{u}$ y D1, en el caso de España (Regresión 3).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Date: 07/02/24 Time: 13:24
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.098	-0.098	0.2037	0.652
		2 -0.270	-0.283	1.8465	0.397
		3 -0.203	-0.290	2.8330	0.418
		4 -0.108	-0.317	3.1323	0.536
		5 0.022	-0.297	3.1459	0.677
		6 0.317	0.047	6.1542	0.406
		7 0.106	0.060	6.5251	0.480
		8 -0.277	-0.199	9.2923	0.318
		9 -0.039	0.009	9.3531	0.405
		10 0.064	0.082	9.5384	0.482
		11 -0.050	-0.073	9.6649	0.561
		12 0.033	-0.103	9.7310	0.640

Figura 5: Correlogramas de la regresión 3 (España).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Ramsey RESET Test
 Equation: EQ02
 Omitted Variables: Squares of fitted values
 Specification: INFLACION U_U_ D1 C

	Value	df	Probability
t-statistic	0.478070	14	0.6400
F-statistic	0.228551	(1, 14)	0.6400
Likelihood ratio	0.291478	1	0.5893

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.228663	1	0.228663
Restricted SSR	14.23556	15	0.949037
Unrestricted SSR	14.00689	14	1.000492

LR test summary:

	Value
Restricted LogL	-23.42923
Unrestricted LogL	-23.28349

Unrestricted Test Equation:
 Dependent Variable: INFLACION
 Method: Least Squares
 Date: 07/02/24 Time: 13:26
 Sample: 2002 2019

Figura 6: Contraste de RESET para la regresión 3 (España).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.284831	Prob. F(4,13)	0.3260
Obs*R-squared	5.099850	Prob. Chi-Square(4)	0.2772
Scaled explained SS	7.418676	Prob. Chi-Square(4)	0.1153

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/05/24 Time: 15:33
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18
 Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.056043	0.750435	2.739801	0.0169
D1^2	-1.746216	1.370418	-1.274222	0.2249
D1*U_U__	0.073903	0.260539	0.283653	0.7811
U_U__^2	-0.051116	0.025116	-2.035177	0.0627
U_U__	0.293153	0.140249	2.090241	0.0568
R-squared	0.283325	Mean dependent var	0.790864	
Adjusted R-squared	0.062810	S.D. dependent var	1.665691	
S.E. of regression	1.612532	Akaike info criterion	4.023622	
Sum squared resid	33.80338	Schwarz criterion	4.270947	
Log likelihood	-31.21259	Hannan-Quinn criter.	4.057724	
F-statistic	1.284831	Durbin-Watson stat	2.327452	
Prob(F-statistic)	0.325956			

Figura 7: Contraste de heteroscedasticidad para la regresión 3 (España).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

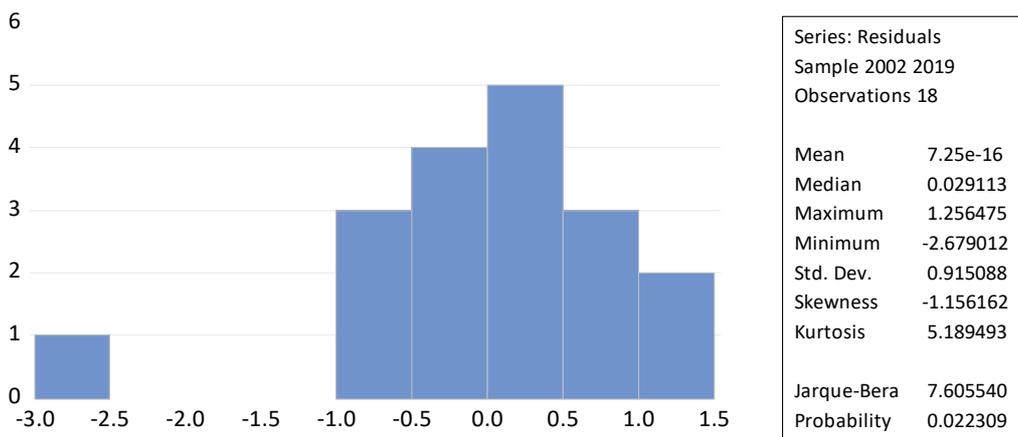


Gráfico 2: Contraste de Normalidad para la regresión 3 (España).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Alemania

Dependent Variable: INFLACION__ANO_T_
 Method: Least Squares
 Date: 07/06/24 Time: 11:29
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	-0.124238	0.238624	-0.520641	0.6102
INFLACION__ANO_T_1_	0.208077	0.246584	0.843838	0.4120
C	1.147554	0.398669	2.878463	0.0115
R-squared	0.071426	Mean dependent var	1.435421	
Adjusted R-squared	-0.052384	S.D. dependent var	0.630566	
S.E. of regression	0.646871	Akaike info criterion	2.117672	
Sum squared resid	6.276629	Schwarz criterion	2.266067	
Log likelihood	-16.05905	Hannan-Quinn criter.	2.138133	
F-statistic	0.576903	Durbin-Watson stat	1.684095	
Prob(F-statistic)	0.573618			

Figura 8: Regresión de la variable Inflación frente a las variables Inflación(-1) y u_{t-1} , en el caso de Alemania (Regresión 4).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

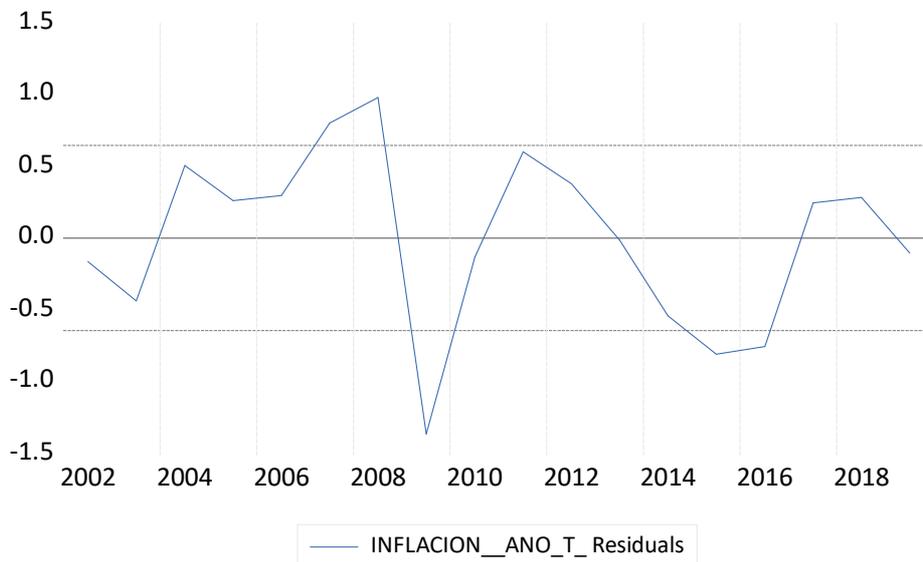


Gráfico 3: Gráfico de los residuos de la regresión 4 (Alemania).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Chow Breakpoint Test: 2009
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 2002 2019

F-statistic	5.599878	Prob. F(3,12)	0.0123
Log likelihood ratio	15.75821	Prob. Chi-Square(3)	0.0013
Wald Statistic	16.79963	Prob. Chi-Square(3)	0.0008

Figura 9: Contraste de Chow para la regresión 4 (Año 2009) (Alemania).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Dependent Variable: INFLACION__ANO_T_
 Method: Least Squares
 Date: 07/06/24 Time: 11:34
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	-0.400016	0.245431	-1.629853	0.1254
INFLACION__ANO_T_1_	0.027109	0.233675	0.116010	0.9093
D1	-0.739069	0.330959	-2.233110	0.0424
C	1.902880	0.489867	3.884482	0.0017
R-squared	0.315311	Mean dependent var	1.435421	
Adjusted R-squared	0.168592	S.D. dependent var	0.630566	
S.E. of regression	0.574960	Akaike info criterion	1.924097	
Sum squared resid	4.628105	Schwarz criterion	2.121958	
Log likelihood	-13.31687	Hannan-Quinn criter.	1.951379	
F-statistic	2.149084	Durbin-Watson stat	1.300745	
Prob(F-statistic)	0.139775			

Figura 10: Regresión de la variable Inflación frente a las variables Inflación(-1), $u-\bar{u}$ y D1 en el caso de Alemania (Regresión 5).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Date: 07/06/24 Time: 11:35

Sample: 2002 2019

Included observations: 18

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.291	0.291	1.7992	0.180
		2 -0.362	-0.489	4.7551	0.093
		3 -0.361	-0.088	7.8851	0.048
		4 -0.246	-0.351	9.4395	0.051
		5 -0.070	-0.134	9.5754	0.088
		6 0.372	0.275	13.727	0.033
		7 0.366	-0.028	18.120	0.011
		8 -0.210	-0.281	19.703	0.012
		9 -0.329	0.054	24.043	0.004
		10 -0.177	-0.247	25.460	0.005
		11 -0.037	-0.005	25.529	0.008
		12 0.143	-0.111	26.750	0.008

Figura 11: : Correlogramas de la regresión 5 (Alemania).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 1 lag

F-statistic	6.961890	Prob. F(1,13)	0.0205
Obs*R-squared	6.277663	Prob. Chi-Square(1)	0.0122

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 07/06/24 Time: 11:51

Sample: 2002 2019

Included observations: 18

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	-0.111883	0.209866	-0.533113	0.6030
INFLACION__ANO_T_1_	-0.885980	0.388647	-2.279650	0.0401
D1	-0.454010	0.326233	-1.391674	0.1874
C	1.599721	0.732043	2.185281	0.0478
RESID(-1)	1.196489	0.453466	2.638539	0.0205
R-squared	0.348759	Mean dependent var	-1.66E-16	
Adjusted R-squared	0.148377	S.D. dependent var	0.521768	
S.E. of regression	0.481505	Akaike info criterion	1.606333	
Sum squared resid	3.014011	Schwarz criterion	1.853658	
Log likelihood	-9.456994	Hannan-Quinn criter.	1.640436	
F-statistic	1.740472	Durbin-Watson stat	1.438183	
Prob(F-statistic)	0.201123			

Figura 12: Test de Breusch-Godfrey con 1 rezago para la regresión 5 (Alemania),

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Dependent Variable: INFLACION__ANO_T_
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 07/06/24 Time: 11:51
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 19 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 2001

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	-0.628476	0.277759	-2.262668	0.0414
INFLACION__ANO_T_1_	-0.255456	0.168703	-1.514237	0.1539
D1	-1.135930	0.349766	-3.247687	0.0064
C	2.633827	0.344788	7.638987	0.0000
MA(1)	0.950021	0.068326	13.90415	0.0000
R-squared	0.626419	Mean dependent var		1.435421
Adjusted R-squared	0.511471	S.D. dependent var		0.630566
S.E. of regression	0.440733	Akaike info criterion		1.429379
Sum squared resid	2.525195	Schwarz criterion		1.676705
Log likelihood	-7.864413	Hannan-Quinn criter.		1.463482
F-statistic	5.449584	Durbin-Watson stat		1.660457
Prob(F-statistic)	0.008427			
Inverted MA Roots	-0.95			

Figura 13: Regresión de la variable Inflación frente a las variables Inflación(-1), $u-\bar{u}$, D1 y MA(1) en el caso de Alemania (Regresión 6).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Dependent Variable: INFLACION__ANO_T_
Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 07/06/24 Time: 11:50
Sample: 2002 2019
Included observations: 18
Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 22 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
MA Backcast: 2001

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	-0.742178	0.289988	-2.559341	0.0227
D1	-1.388314	0.329757	-4.210115	0.0009
C	2.435889	0.329723	7.387677	0.0000
MA(1)	0.953917	0.072538	13.15062	0.0000
R-squared	0.557711	Mean dependent var		1.435421
Adjusted R-squared	0.462935	S.D. dependent var		0.630566
S.E. of regression	0.462108	Akaike info criterion		1.487096
Sum squared resid	2.989619	Schwarz criterion		1.684956
Log likelihood	-9.383860	Hannan-Quinn criter.		1.514378
F-statistic	5.884514	Durbin-Watson stat		1.732905
Prob(F-statistic)	0.008139			
Inverted MA Roots	-0.95			

Figura 14: Regresión de la variable Inflación frente a $u-\bar{u}$, D1 y MA(1) en el caso de Alemania (Regresión 7).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Date: 07/06/24 Time: 11:50
Sample: 2002 2019
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.060	-0.060	0.0758	
		2 -0.073	-0.076	0.1944	0.659
		3 -0.266	-0.278	1.8887	0.389
		4 -0.087	-0.145	2.0817	0.556
		5 -0.013	-0.092	2.0866	0.720
		6 0.194	0.094	3.2132	0.667
		7 0.386	0.395	8.0900	0.232
		8 -0.217	-0.155	9.7846	0.201
		9 -0.031	0.083	9.8232	0.278
		10 -0.274	-0.134	13.213	0.153
		11 -0.045	-0.147	13.316	0.207
		12 -0.010	-0.097	13.322	0.273

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Figura 15 : Correlograma de la serie dependiente de la regresión 7 (Alemania).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 1 lag

F-statistic	0.061621	Prob. F(1,13)	0.8078
Obs*R-squared	0.084919	Prob. Chi-Square(1)	0.7707

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 07/06/24 Time: 23:49

Sample: 2002 2019

Included observations: 18

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPELO_CICLICO	-0.008577	0.302062	-0.028395	0.9778
D1	0.026369	0.358113	0.073632	0.9424
C	-0.017745	0.349107	-0.050829	0.9602
MA(1)	0.004369	0.077004	0.056743	0.9556
RESID(-1)	-0.075799	0.305364	-0.248227	0.8078
R-squared	0.004057	Mean dependent var	-0.010499	
Adjusted R-squared	-0.302387	S.D. dependent var	0.419217	
S.E. of regression	0.478420	Akaike info criterion	1.593478	
Sum squared resid	2.975514	Schwarz criterion	1.840803	
Log likelihood	-9.341300	Hannan-Quinn criter.	1.627581	
F-statistic	0.013238	Durbin-Watson stat	1.634146	
Prob(F-statistic)	0.999605			

Figura 16: Test de Breusch-Godfrey con 1 rezago para la regresión 7 (Alemania).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	0.074018	Prob. F(2,12)	0.9291
Obs*R-squared	0.219349	Prob. Chi-Square(2)	0.8961

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 07/06/24 Time: 11:50
Sample: 2002 2019
Included observations: 18
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	-0.043047	0.333467	-0.129091	0.8994
D1	0.022523	0.371554	0.060619	0.9527
C	-0.014491	0.362157	-0.040012	0.9687
MA(1)	0.000647	0.080798	0.008010	0.9937
RESID(-1)	-0.078910	0.316806	-0.249079	0.8075
RESID(-2)	-0.096370	0.319947	-0.301206	0.7684
R-squared	0.011530	Mean dependent var	-0.010499	
Adjusted R-squared	-0.400333	S.D. dependent var	0.419217	
S.E. of regression	0.496084	Akaike info criterion	1.697057	
Sum squared resid	2.953187	Schwarz criterion	1.993847	
Log likelihood	-9.273512	Hannan-Quinn criter.	1.737980	
F-statistic	0.027995	Durbin-Watson stat	1.659790	
Prob(F-statistic)	0.999518			

Figura 17: Test de Breusch-Godfrey con 2 rezagos para la regresión 7 (Alemania).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Ramsey RESET Test
Equation: EQ04
Omitted Variables: Squares of fitted values
Specification: INFLACION__ANO_T_ DESEMPLEO_CICLICO D1 MA(1)
C

	Value	df	Probability
t-statistic	1.270563	13	0.2262
F-statistic	1.614329	(1, 13)	0.2262
Likelihood ratio	2.106957	1	0.1466

WARNING: the MA backcasts differ for the original and test equation.
Under the null hypothesis, the impact of this difference vanishes asymptotically.

Figura 18: Test de Ramsey para la regresión 7 (Alemania).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Heteroskedasticity Test: White
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	2.109184	Prob. F(13,4)	0.2459
Obs*R-squared	15.70842	Prob. Chi-Square(13)	0.2652
Scaled explained SS	12.88210	Prob. Chi-Square(13)	0.4570

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 07/06/24 Time: 11:57

Sample: 2002 2019

Included observations: 18

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.780453	3.177552	0.245615	0.8181
GRADF_01^2	0.447077	0.944069	0.473564	0.6605
GRADF_01*GRADF_02	1.590588	1.439861	1.104682	0.3313
GRADF_01*GRADF_03	-4.493845	10.52450	-0.426989	0.6914
GRADF_01*GRADF_04	-0.091805	1.126715	-0.081480	0.9390
GRADF_01	1.866186	4.968803	0.375581	0.7263
GRADF_02^2	-2.105446	8.153171	-0.258236	0.8090
GRADF_02*GRADF_03	18.57064	20.01319	0.927920	0.4060
GRADF_02*GRADF_04	0.237006	0.850078	0.278805	0.7942
GRADF_02	-5.926387	5.990922	-0.989228	0.3786
GRADF_03^2	-8.648883	11.86506	-0.728937	0.5064
GRADF_03*GRADF_04	-5.336915	4.832764	-1.104319	0.3314
GRADF_04^2	-0.187688	0.222491	-0.843577	0.4464
GRADF_04	2.577779	2.097126	1.229197	0.2864
R-squared	0.872690	Mean dependent var	0.166090	
Adjusted R-squared	0.458933	S.D. dependent var	0.281411	
S.E. of regression	0.206999	Akaike info criterion	-0.260732	
Sum squared resid	0.171394	Schwarz criterion	0.431779	
Log likelihood	16.34659	Hannan-Quinn criter.	-0.165244	
F-statistic	2.109184	Durbin-Watson stat	2.130899	
Prob(F-statistic)	0.245862			

Figura 19: Contraste de heteroscedasticidad para la regresión 7 (Alemania).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

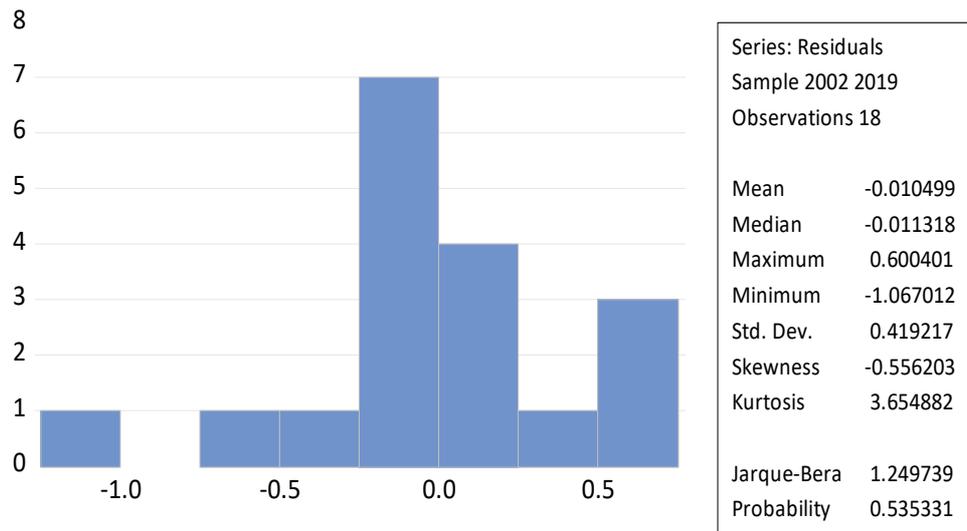


Gráfico 4: Contraste de Normalidad para la regresión 7 (Alemania).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

EE. UU.

Dependent Variable: INFLACION_T
Method: Least Squares
Date: 07/07/24 Time: 01:25
Sample: 2002 2019
Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	-0.215272	0.168527	-1.277371	0.2209
INFLACION_T_MENOS_1	0.125962	0.241667	0.521220	0.6098
C	1.940135	0.593888	3.266835	0.0052
R-squared	0.124693	Mean dependent var		2.069286
Adjusted R-squared	0.007985	S.D. dependent var		1.074217
S.E. of regression	1.069920	Akaike info criterion		3.124056
Sum squared resid	17.17093	Schwarz criterion		3.272452
Log likelihood	-25.11651	Hannan-Quinn criter.		3.144518
F-statistic	1.068420	Durbin-Watson stat		1.776230
Prob(F-statistic)	0.368302			

Figura 20: Regresión de la variable Inflación frente a las variables Inflación(-1) y u_{t-1} en el caso de EE. UU. (Regresión 8).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

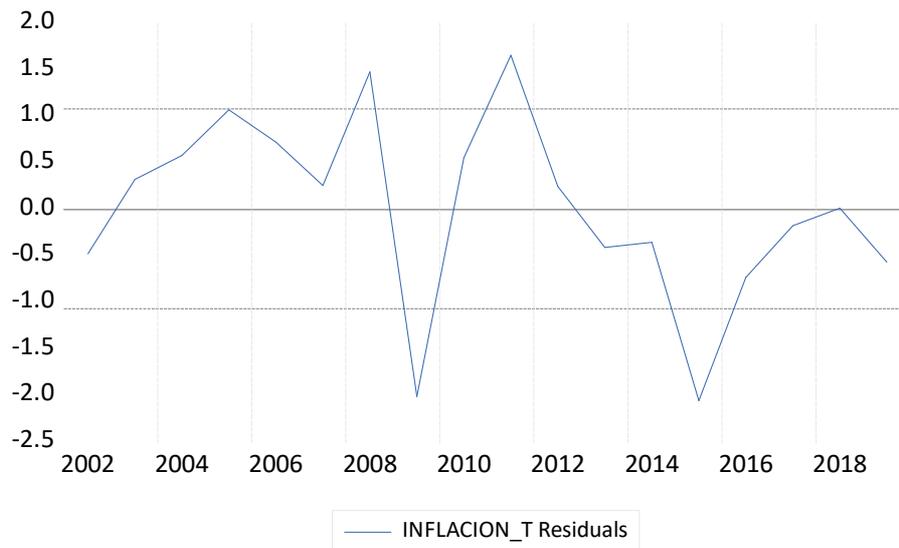


Gráfico 5: Gráfico de los residuos de la regresión 8 (EE.UU.).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Chow Breakpoint Test: 2009
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 2002 2019

F-statistic	2.280317	Prob. F(3,12)	0.1315
Log likelihood ratio	8.120269	Prob. Chi-Square(3)	0.0436
Wald Statistic	6.840951	Prob. Chi-Square(3)	0.0771

Figura 21: Contraste de Chow para la regresión 8 (Año 2009) (EE.UU.).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Chow Breakpoint Test: 2015
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 2002 2019

F-statistic	4.345995	Prob. F(3,12)	0.0272
Log likelihood ratio	13.23877	Prob. Chi-Square(3)	0.0041
Wald Statistic	13.03799	Prob. Chi-Square(3)	0.0046

Figura 22: Contraste de Chow para la regresión 8 (Año 20015) (EE.UU.).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Dependent Variable: INFLACION_T
Method: Least Squares
Date: 07/07/24 Time: 01:38
Sample: 2002 2019
Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	-0.538471	0.175186	-3.073715	0.0083
D1	-1.855099	0.627560	-2.956051	0.0104
INFLACION_T_MENOS_1	-0.224569	0.229322	-0.979273	0.3441
C	3.404072	0.691324	4.923991	0.0002
R-squared	0.461071	Mean dependent var	2.069286	
Adjusted R-squared	0.345586	S.D. dependent var	1.074217	
S.E. of regression	0.868997	Akaike info criterion	2.750177	
Sum squared resid	10.57219	Schwarz criterion	2.948037	
Log likelihood	-20.75159	Hannan-Quinn criter.	2.777459	
F-statistic	3.992480	Durbin-Watson stat	1.478053	
Prob(F-statistic)	0.030116			

Figura 23: Regresión de la variable Inflación frente a las variables Inflación(-1), $u-\bar{u}$ y D1 en el caso de EE. UU. (Regresión 9).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Dependent Variable: INFLACION_T
 Method: Least Squares
 Date: 07/07/24 Time: 01:40
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	-0.466737	0.158918	-2.936971	0.0102
D1	-1.537319	0.536412	-2.865929	0.0118
C	2.794511	0.300370	9.303576	0.0000
R-squared	0.424155	Mean dependent var		2.069286
Adjusted R-squared	0.347376	S.D. dependent var		1.074217
S.E. of regression	0.867808	Akaike info criterion		2.705320
Sum squared resid	11.29637	Schwarz criterion		2.853715
Log likelihood	-21.34788	Hannan-Quinn criter.		2.725782
F-statistic	5.524340	Durbin-Watson stat		1.793270
Prob(F-statistic)	0.015933			

Figura 24: Regresión de la variable Inflación frente a $u-\bar{u}$ y D1 en el caso de EE. UU.

(Regresión 10).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Date: 07/07/24 Time: 01:41
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.076	0.076	0.1225	0.726
		2	-0.234	-0.241	1.3493	0.509
		3	-0.233	-0.206	2.6551	0.448
		4	-0.350	-0.419	5.8110	0.214
		5	-0.020	-0.162	5.8225	0.324
		6	0.222	-0.061	7.2981	0.294
		7	0.216	0.010	8.8191	0.266
		8	-0.053	-0.222	8.9186	0.349
		9	-0.211	-0.264	10.703	0.297
		10	-0.062	-0.104	10.875	0.367
		11	0.021	-0.092	10.897	0.452
		12	0.087	-0.156	11.356	0.499

Figura 25: Correlogramas de la regresión 10 (EE.UU).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
 Null hypothesis: No serial correlation at up to 4 lags

F-statistic	1.689417	Prob. F(4,11)	0.2220
Obs*R-squared	6.849886	Prob. Chi-Square(4)	0.1440

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 07/07/24 Time: 01:43
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	0.046425	0.150105	0.309285	0.7629
D1	-0.499878	0.569706	-0.877431	0.3990
C	0.019757	0.284602	0.069419	0.9459
RESID(-1)	-0.165817	0.265467	-0.624622	0.5450
RESID(-2)	-0.469794	0.272223	-1.725770	0.1123
RESID(-3)	-0.375797	0.281324	-1.335817	0.2086
RESID(-4)	-0.558920	0.274261	-2.037911	0.0663
R-squared	0.380549	Mean dependent var	2.47E-16	
Adjusted R-squared	0.042667	S.D. dependent var	0.815164	
S.E. of regression	0.797584	Akaike info criterion	2.670842	
Sum squared resid	6.997543	Schwarz criterion	3.017098	
Log likelihood	-17.03758	Hannan-Quinn criter.	2.718586	
F-statistic	1.126278	Durbin-Watson stat	2.250274	
Prob(F-statistic)	0.407860			

Figura 26: Contraste de Breusch-Godfrey con 4 rezagos para la regresión 10 (EE.UU.).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.713267	Prob. F(4,13)	0.2069
Obs*R-squared	6.213410	Prob. Chi-Square(4)	0.1838
Scaled explained SS	3.861533	Prob. Chi-Square(4)	0.4251

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/07/24 Time: 01:44
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18
 Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.288215	0.281525	1.023766	0.3246
DESEMPLEO_CICLICO^2	0.060299	0.108769	0.554381	0.5887
DESEMPLEO_CICLICO*D1	0.858881	1.116204	0.769466	0.4554
DESEMPLEO_CICLICO	0.174727	0.333122	0.524512	0.6088
D1^2	0.784729	0.798381	0.982901	0.3436
R-squared	0.345189	Mean dependent var		0.627576
Adjusted R-squared	0.143709	S.D. dependent var		0.863951
S.E. of regression	0.799466	Akaike info criterion		2.620387
Sum squared resid	8.308890	Schwarz criterion		2.867712
Log likelihood	-18.58348	Hannan-Quinn criter.		2.654490
F-statistic	1.713267	Durbin-Watson stat		3.036446
Prob(F-statistic)	0.206917			

Figura 27: Contraste de heteroscedasticidad para la regresión 10 (EE.UU.).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Ramsey RESET Test
 Equation: EQ04
 Omitted Variables: Squares of fitted values
 Specification: INFLACION_T DESEMPLEO_CICLICO D1 C

	Value	df	Probability
t-statistic	0.122785	14	0.9040
F-statistic	0.015076	(1, 14)	0.9040
Likelihood ratio	0.019373	1	0.8893

Figura 28: Contraste de RESET para la regresión 10 (EE.UU.).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

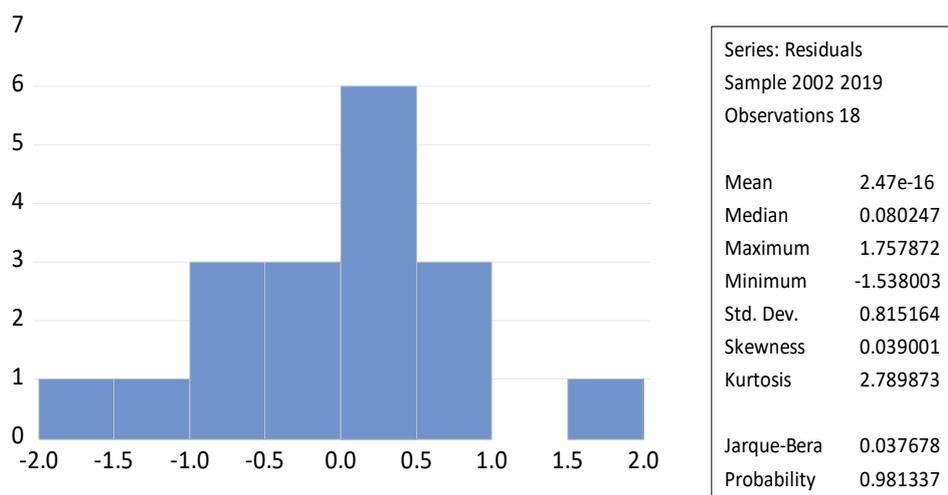


Gráfico 6: Contraste de Normalidad para la regresión 10 (EE.UU).

Fuente: Elaboración propia con datos Ameco.

Francia

Dependent Variable: INFLACION_T
 Method: Least Squares
 Date: 07/07/24 Time: 13:45
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPELO_CICLICO	-0.582790	0.172224	-3.383918	0.0041
INFLACION_T_MENOS_1	0.018005	0.205541	0.087597	0.9314
C	1.466319	0.338591	4.330653	0.0006
R-squared	0.491663	Mean dependent var	1.398159	
Adjusted R-squared	0.423885	S.D. dependent var	0.798772	
S.E. of regression	0.606286	Akaike info criterion	1.988080	
Sum squared resid	5.513732	Schwarz criterion	2.136476	
Log likelihood	-14.89272	Hannan-Quinn criter.	2.008542	
F-statistic	7.254003	Durbin-Watson stat	1.777702	
Prob(F-statistic)	0.006254			

Figura 29: Regresión de la variable Inflación frente a las variables Inflación(t-1) y u_{t-1} en el caso de Francia. (Regresión 11).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Dependent Variable: INFLACION_T
 Method: Least Squares
 Date: 07/07/24 Time: 13:44
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPELO_CICLICO	-0.589405	0.149907	-3.931808	0.0012
C	1.493119	0.140492	10.62779	0.0000
R-squared	0.491403	Mean dependent var		1.398159
Adjusted R-squared	0.459616	S.D. dependent var		0.798772
S.E. of regression	0.587184	Akaike info criterion		1.877481
Sum squared resid	5.516552	Schwarz criterion		1.976411
Log likelihood	-14.89733	Hannan-Quinn criter.		1.891122
F-statistic	15.45911	Durbin-Watson stat		1.741837
Prob(F-statistic)	0.001191			

Figura 30: Regresión de la variable Inflación frente a la variable $u-\bar{u}$ en el caso de Francia. (Regresión 12).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

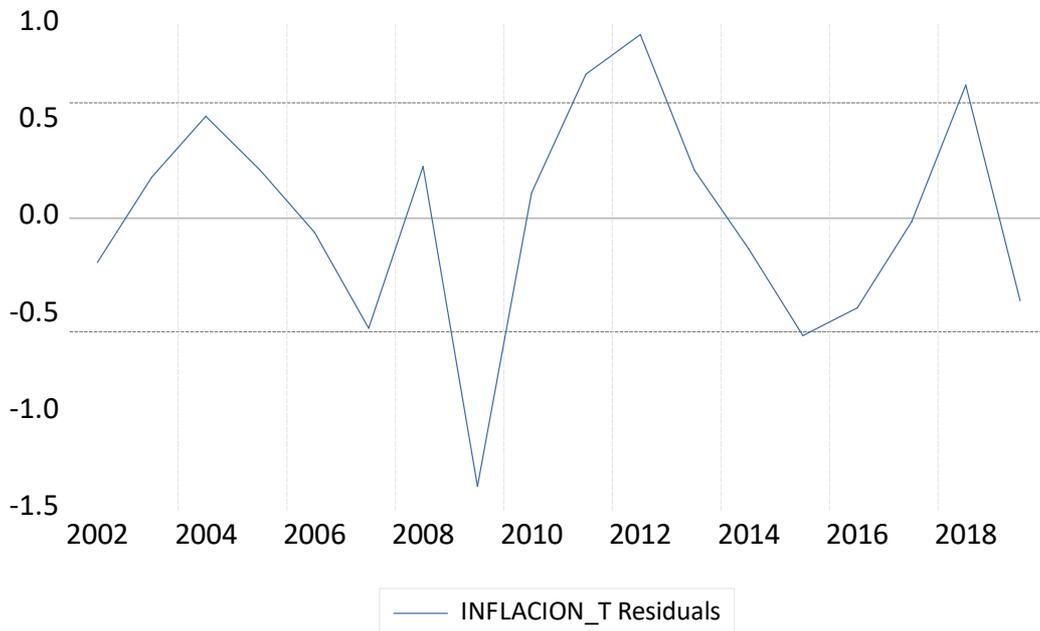


Gráfico 7: Gráfico de residuos de la regresión 12 (Francia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Chow Breakpoint Test: 2009
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 2002 2019

F-statistic	0.180098	Prob. F(2,14)	0.8371
Log likelihood ratio	0.457252	Prob. Chi-Square(2)	0.7956
Wald Statistic	0.360196	Prob. Chi-Square(2)	0.8352

Figura 31: Contraste de Chow para la regresión 12 (año 2009) (Francia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Chow Breakpoint Test: 2013
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 2002 2019

F-statistic	0.838601	Prob. F(2,14)	0.4529
Log likelihood ratio	2.036705	Prob. Chi-Square(2)	0.3612
Wald Statistic	1.677203	Prob. Chi-Square(2)	0.4323

Figura 32: Contraste de Chow para la regresión 12 (año 2013) (Francia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Date: 07/07/24 Time: 13:54
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.108	0.108	0.2462	0.620		
2	-0.124	-0.137	0.5927	0.744		
3	-0.431	-0.413	5.0456	0.168		
4	-0.289	-0.283	7.1988	0.126		
5	-0.184	-0.358	8.1355	0.149		
6	0.171	-0.179	9.0169	0.173		
7	0.293	-0.083	11.829	0.106		
8	0.130	-0.240	12.435	0.133		
9	-0.104	-0.350	12.867	0.169		
10	0.076	0.062	13.124	0.217		
11	-0.185	-0.268	14.881	0.188		
12	-0.026	-0.157	14.922	0.246		

Figura 33: Correlogramas de la regresión 12 (Francia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 3 lags

F-statistic	1.197137	Prob. F(3,13)	0.3495
Obs*R-squared	3.896318	Prob. Chi-Square(3)	0.2729

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 07/07/24 Time: 13:55

Sample: 2002 2019

Included observations: 18

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPELO_CICLICO	0.012751	0.150631	0.084649	0.9338
C	-0.010384	0.138240	-0.075116	0.9413
RESID(-1)	0.059254	0.260178	0.227744	0.8234
RESID(-2)	-0.068874	0.273801	-0.251547	0.8053
RESID(-3)	-0.467857	0.270127	-1.731990	0.1069
R-squared	0.216462	Mean dependent var	-2.87E-16	
Adjusted R-squared	-0.024626	S.D. dependent var	0.569652	
S.E. of regression	0.576623	Akaike info criterion	1.966878	
Sum squared resid	4.322428	Schwarz criterion	2.214204	
Log likelihood	-12.70190	Hannan-Quinn criter.	2.000981	
F-statistic	0.897853	Durbin-Watson stat	2.118176	
Prob(F-statistic)	0.493023			

Figura 34: Contraste de Breusch-Godfrey con 3 rezagos para la regresión 12 (Francia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Heteroskedasticity Test: White

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.650278	Prob. F(2,15)	0.5360
Obs*R-squared	1.436147	Prob. Chi-Square(2)	0.4877
Scaled explained SS	1.246119	Prob. Chi-Square(2)	0.5363

Figura 35: Contraste de heteroscedasticidad para la regresión 12 (Francia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Omitted Variables: Squares of fitted values
Specification: INFLACION_T DESEMPELO_CICLICO C

	Value	df	Probability
t-statistic	0.644796	15	0.5288
F-statistic	0.415761	(1, 15)	0.5288
Likelihood ratio	0.492124	1	0.4830

Figura 36: Contraste de RESET para la regresión 12 (Francia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

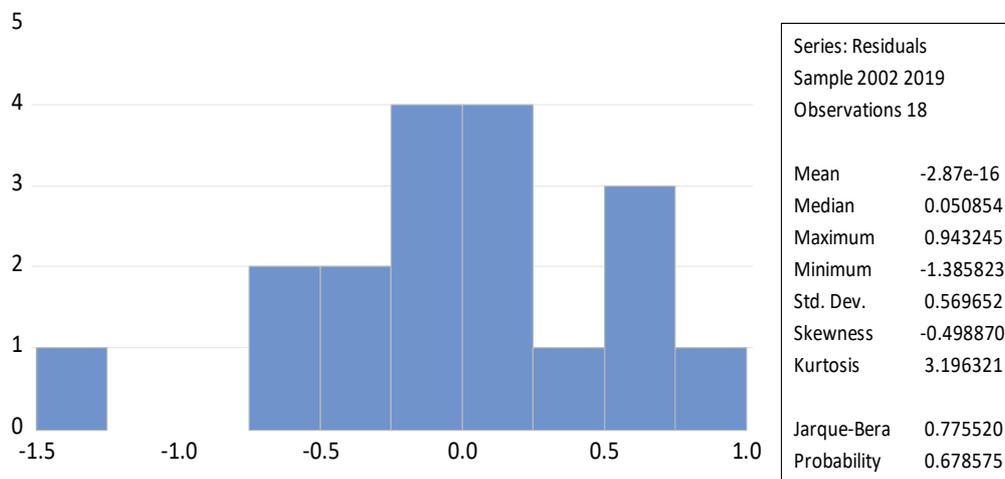


Gráfico 8: Contraste de Normalidad para la regresión 12 (Francia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Italia

Dependent Variable: INFLACION_T
 Method: Least Squares
 Date: 07/07/24 Time: 14:55
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	-0.255886	0.118917	-2.151804	0.0481
INFLACION_T_MENOS_1	0.338983	0.210536	1.610091	0.1282
C	1.078046	0.423336	2.546548	0.0224
R-squared	0.451477	Mean dependent var		1.614272
Adjusted R-squared	0.378340	S.D. dependent var		1.039611
S.E. of regression	0.819686	Akaike info criterion		2.591220
Sum squared resid	10.07827	Schwarz criterion		2.739615
Log likelihood	-20.32098	Hannan-Quinn criter.		2.611682
F-statistic	6.173078	Durbin-Watson stat		2.040020
Prob(F-statistic)	0.011065			

Figura 37: Regresión de la variable Inflación frente a la variables Inflación(-1) y $u-\bar{u}$ en el caso de Italia. (Regresión 13).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Dependent Variable: INFLACION_T
 Method: Least Squares
 Date: 07/07/24 Time: 15:10
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	-0.336693	0.113045	-2.978404	0.0089
C	1.683481	0.203916	8.255749	0.0000
R-squared	0.356678	Mean dependent var		1.614272
Adjusted R-squared	0.316470	S.D. dependent var		1.039611
S.E. of regression	0.859508	Akaike info criterion		2.639525
Sum squared resid	11.82006	Schwarz criterion		2.738456
Log likelihood	-21.75573	Hannan-Quinn criter.		2.653167
F-statistic	8.870891	Durbin-Watson stat		1.406211
Prob(F-statistic)	0.008870			

Figura 38: Regresión de la variable Inflación frente a la variable $u-\bar{u}$ en el caso de Italia. (Regresión 14).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

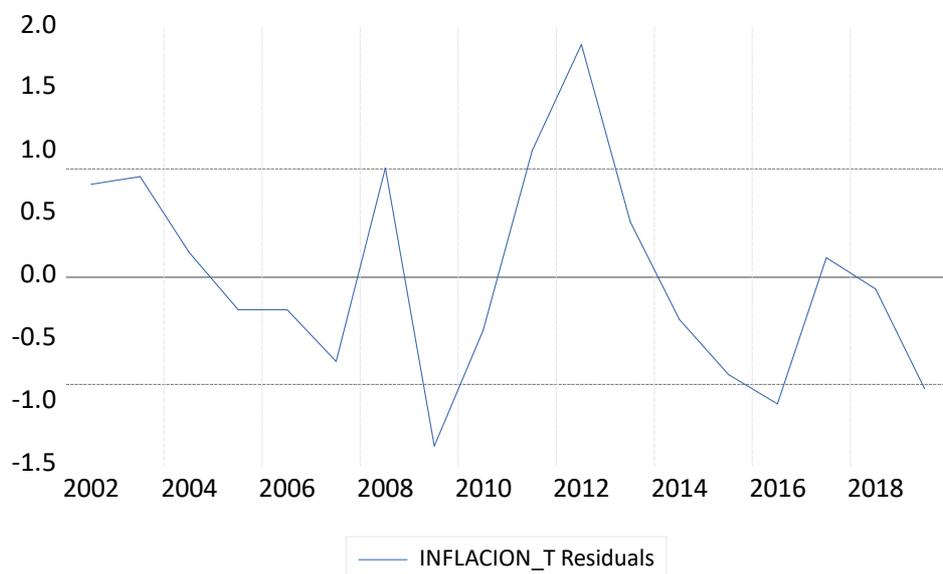


Gráfico 9: Gráfico de residuos de la regresión 14 (Italia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Chow Breakpoint Test: 2013
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 2002 2019

F-statistic	5.827051	Prob. F(2,14)	0.0144
Log likelihood ratio	10.90163	Prob. Chi-Square(2)	0.0043
Wald Statistic	11.65410	Prob. Chi-Square(2)	0.0029

Figura 39: Contraste de Chow para la regresión 14 (año 2013) (Italia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Dependent Variable: INFLACION_T
 Method: Least Squares
 Date: 07/07/24 Time: 15:58
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	0.090455	0.162217	0.557614	0.5853
D1	-1.890587	0.596332	-3.170362	0.0063
C	2.330907	0.261267	8.921547	0.0000
R-squared	0.614795	Mean dependent var		1.614272
Adjusted R-squared	0.563435	S.D. dependent var		1.039611
S.E. of regression	0.686903	Akaike info criterion		2.237765
Sum squared resid	7.077542	Schwarz criterion		2.386161
Log likelihood	-17.13989	Hannan-Quinn criter.		2.258227
F-statistic	11.97017	Durbin-Watson stat		2.016496
Prob(F-statistic)	0.000781			

Figura 40: Regresión de la variable Inflación frente a la variable $u-\bar{u}$ y D1 en el caso de Italia. (Regresión 15).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Date: 07/07/24 Time: 16:00
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.010	-0.010	0.0022	0.963
		2	-0.355	-0.355	2.8348	0.242
		3	-0.357	-0.418	5.8917	0.117
		4	-0.061	-0.349	5.9880	0.200
		5	0.349	-0.025	9.3565	0.096
		6	0.158	-0.098	10.106	0.120
		7	-0.045	-0.010	10.171	0.179
		8	-0.288	-0.181	13.159	0.106
		9	0.039	0.117	13.219	0.153
		10	0.133	0.024	14.013	0.172
		11	0.010	-0.073	14.018	0.232
		12	-0.068	-0.106	14.297	0.282

Figura 41: Correlogramas de la regresión 15 (Italia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	1.043728	Prob. F(2,13)	0.3799
Obs*R-squared	2.490427	Prob. Chi-Square(2)	0.2879

Figura 42: Contraste Breusch-Godfrey con 2 rezagos para la regresión 15 (Italia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 3 lags

F-statistic	2.161131	Prob. F(3,12)	0.1457
Obs*R-squared	6.313834	Prob. Chi-Square(3)	0.0973

Figura 43: Contraste Breusch-Godfrey con 3 rezagos para la regresión 15 (Italia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Omitted Variables: Squares of fitted values
Specification: INFLACION_T DESEMPLEO_CICLICO D1 C

	Value	df	Probability
t-statistic	1.237351	14	0.2363
F-statistic	1.531037	(1, 14)	0.2363
Likelihood ratio	1.868095	1	0.1717

Figura 44: Contraste de RESET para la regresión 15 (Italia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.169012	Prob. F(4,13)	0.9504
Obs*R-squared	0.889792	Prob. Chi-Square(4)	0.9260
Scaled explained SS	0.532294	Prob. Chi-Square(4)	0.9703

Figura 45: Contraste de heteroscedasticidad para la regresión 15 (Italia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

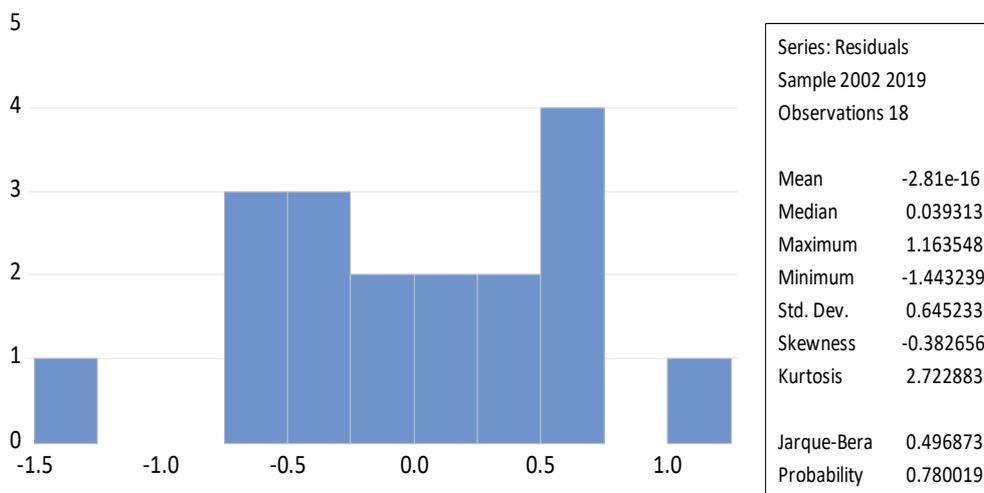


Gráfico 10: Contraste de Normalidad para la regresión 15 (Italia).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Reino Unido

Dependent Variable: INFLACION_T
 Method: Least Squares
 Date: 07/07/24 Time: 16:40
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	0.132566	0.177173	0.748228	0.4659
INFLACION_T_MENOS_1	0.310906	0.285505	1.088968	0.2934
C	1.412694	0.601490	2.348658	0.0330
R-squared	0.227479	Mean dependent var		2.077138
Adjusted R-squared	0.124476	S.D. dependent var		0.840821
S.E. of regression	0.786751	Akaike info criterion		2.509202
Sum squared resid	9.284660	Schwarz criterion		2.657598
Log likelihood	-19.58282	Hannan-Quinn criter.		2.529664
F-statistic	2.208477	Durbin-Watson stat		1.766892
Prob(F-statistic)	0.144320			

Figura 46: Regresión de la variable Inflación frente a la variables inflación(-1) y u- \bar{u} en el caso de U.K. (Regresión 16).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Dependent Variable: INFLACION_T
 Method: Least Squares
 Date: 07/07/24 Time: 16:25
 Sample: 2002 2019
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMPLEO_CICLICO	0.251179	0.140545	1.787177	0.0929
C	2.035275	0.187978	10.82719	0.0000
R-squared	0.166406	Mean dependent var		2.077138
Adjusted R-squared	0.114307	S.D. dependent var		0.840821
S.E. of regression	0.791307	Akaike info criterion		2.474178
Sum squared resid	10.01868	Schwarz criterion		2.573109
Log likelihood	-20.26761	Hannan-Quinn criter.		2.487820
F-statistic	3.194001	Durbin-Watson stat		1.384340
Prob(F-statistic)	0.092866			

Figura 47: Regresión de la variable Inflación frente a la variable u- \bar{u} en el caso de U.K. (Regresión 17).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

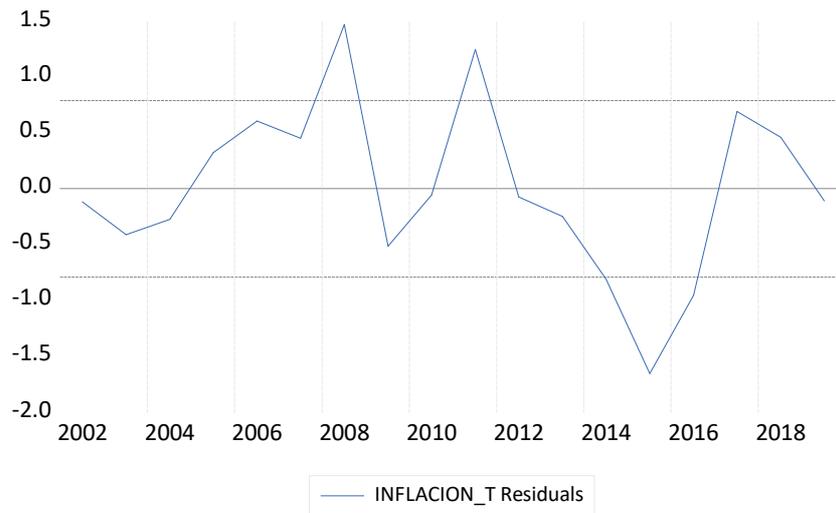


Gráfico 11: Gráfico de residuos de la regresión 17 (U.K.)

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Chow Breakpoint Test: 2009
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 2002 2019

F-statistic	3.405137	Prob. F(2,14)	0.0624
Log likelihood ratio	7.135010	Prob. Chi-Square(2)	0.0282
Wald Statistic	6.810274	Prob. Chi-Square(2)	0.0332

Figura 48: Contraste de Chow para la regresión 17 (año 2009) (U.K.).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Chow Breakpoint Test: 2015
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 2002 2019

F-statistic	3.522691	Prob. F(2,14)	0.0576
Log likelihood ratio	7.337229	Prob. Chi-Square(2)	0.0255
Wald Statistic	7.045382	Prob. Chi-Square(2)	0.0295

Figura 49: Contraste de Chow para la regresión 17 (año 2015) (U.K.).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Date: 07/07/24 Time: 16:30

Sample: 2002 2019

Included observations: 18

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.306	0.306	1.9888	0.158
		2	-0.090	-0.203	2.1716	0.338
		3	-0.026	0.080	2.1873	0.534
		4	-0.259	-0.341	3.9098	0.418
		5	-0.093	0.170	4.1481	0.528
		6	0.087	-0.057	4.3730	0.626
		7	-0.220	-0.270	5.9531	0.545
		8	-0.373	-0.334	10.968	0.204
		9	-0.097	0.078	11.346	0.253
		10	0.025	-0.018	11.374	0.329
		11	0.097	-0.026	11.859	0.374
		12	0.150	-0.156	13.203	0.354

Figura 50: Correlogramas de la regresión 17 (U.K.).

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Omitted Variables: Squares of fitted values

Specification: INFLACION_T DESEMPLEO_CICLICO C

	Value	df	Probability
t-statistic	0.830767	15	0.4191
F-statistic	0.690173	(1, 15)	0.4191
Likelihood ratio	0.809719	1	0.3682

F-test summary:

Figura 51: Contraste de RESET para la regresión 17 (U.K.)

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

Heteroskedasticity Test: White

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	3.094422	Prob. F(2,15)	0.0750
Obs*R-squared	5.257445	Prob. Chi-Square(2)	0.0722
Scaled explained SS	4.076075	Prob. Chi-Square(2)	0.1303

Figura 52: Contraste de heteroscedasticidad para la regresión 17 (U.K.)

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.

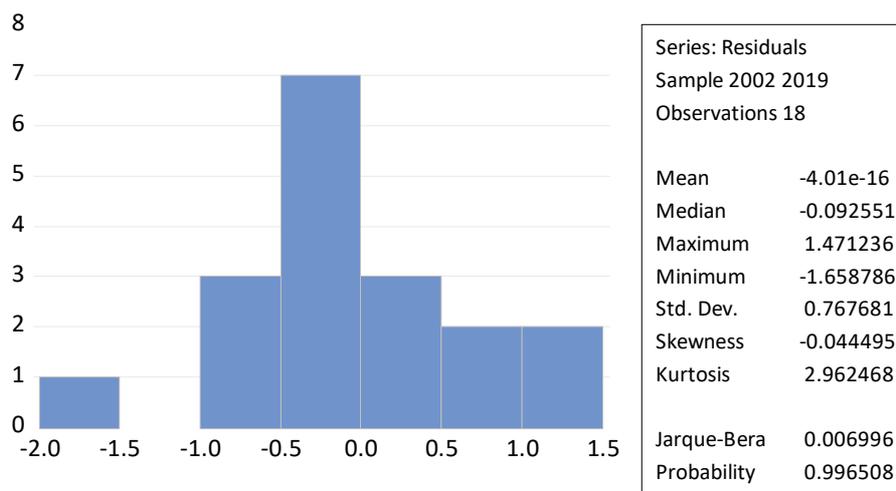


Gráfico 12: Contraste de Normalidad para la regresión 17 (U.K.)

Fuente: Elaboración propia con datos AMECO.