

# **GRADO: Economía**

**Curso 2014 / 2015**

## **ANÁLISIS DE LAS DIFERENCIAS ENTRE LAS TASAS DE INFLACIÓN ASOCIADAS A DOS INDICADORES DEL NIVEL DE PRECIOS AGREGADO**

---

El caso de la zona euro y Estados Unidos

Autor/a: Jade Mateo Álvarez

Director/a: Jesus Vázquez Pérez

Bilbao, a 4 de septiembre de 2015.

---

## ÍNDICE DE CONTENIDO

1.	INTRODUCCIÓN.....	1
2.	ANÁLISIS DESCRIPTIVO .....	2
	Zona euro .....	4
	Estados Unidos.....	7
3.	ANÁLISIS ECONOMETRICO.....	11
	Teoría de la estacionariedad .....	11
	Prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF) .....	12
	Procedimiento de estimación de series temporales estacionarias .....	13
	Análisis de estacionariedad de las series .....	14
	Zona euro.....	14
	Estados Unidos.....	21
	Diferencia entre las tasas de inflación de los indicadores de precios.....	24
	Análisis del ciclo económico .....	28
	Análisis de las importaciones.....	32
	Zona Euro.....	32
	Estados Unidos.....	36
	Corrección de la autocorrelación.....	39
4.	CONCLUSIONES.....	46
5.	BIBLIOGRAFÍA.....	49

## ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Comparativa de las tasas de inflación asociadas al deflactor del PIB y al IPC trimestral de la zona euro desde 1995 hasta 2014.....	4
Gráfico 2. Comparativa de las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC trimestral de EE.UU. desde 1995 hasta 2014. ....	8
Gráfico 3 Deflactor del PIB de la zona euro.....	14
Gráfico 4. IPC de la zona euro.....	18
Gráfico 5. Deflactor del PIB de EE.UU. ....	21
Gráfico 6. IPC de EE.UU. ....	23
Gráfico 7. Diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de la zona euro. ....	25
Gráfico 8. Diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU. ....	26
Gráfico 9. Prueba de Jarque-Bera de los residuos del modelo estático de la zona euro.....	34
Gráfico 10. Prueba de Jarque-Bera de los residuos del modelo estático de EE.UU. ....	37
Gráfico 11. Prueba de Jarque-Bera de los residuos del modelo dinámico de la zona euro.....	41
Gráfico 12. Prueba de Jarque-Bera de los residuos del modelo dinámico de EE.UU. ....	44

---

## ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1. Media, desviación típica y coeficiente de variación de la tasa de inflación asociada al deflactor del PIB y del IPC de la zona euro.....	6
Tabla 2. Correlación retardada entre las tasas de inflación asociadas al deflactor del PIB y al IPC de la zona euro. ....	6
Tabla 3. Correlación contemporánea entre las tasas de inflación asociadas al deflactor del PIB y al IPC de la zona euro.....	6
Tabla 4. Correlación adelantada entre las tasas de inflación asociadas al deflactor del PIB y al IPC de la zona euro. ....	7
Tabla 5. Autocorrelación de la tasa de inflación asociada al deflactor del PIB de la zona euro....	7
Tabla 6. Autocorrelación de la tasa de inflación asociada al IPC de la zona euro. ....	7
Tabla 7. Media, desviación típica y coeficiente de variación de las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU. ....	9
Tabla 8. Correlación retardada entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU. ....	9
Tabla 9. Correlación contemporánea entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU.....	9
Tabla 10. Correlación adelantada entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU. ....	10
Tabla 11. Autocorrelación de la tasa de inflación del deflactor del PIB de EE.UU. ....	10
Tabla 12. Autocorrelación de la tasa de inflación del IPC de EE.UU. ....	10
Tabla 13. Prueba ADF de la tasa de inflación del deflactor del PIB de la zona euro.....	15
Tabla 14. Prueba ADF para la tasa de inflación del deflactor del PIB de la zona euro (primera diferencia). ....	16
Tabla 15. Prueba ADF para la tasa de inflación del IPC de la zona euro. ....	18
Tabla 16. Prueba ADF para la tasa de inflación del IPC de la zona euro (primera diferencia). ....	20
Tabla 17. Prueba ADF para la tasa de inflación del deflactor del PIB de EE.UU. (primera diferencia). ....	21
Tabla 18. Prueba ADF para la tasa de inflación del IPC de EE.UU. (primera diferencia).....	23

---

Tabla 19. Prueba ADF de la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de la zona euro. ....	25
Tabla 20. Prueba ADF de la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU. ....	27
Tabla 21. Estimación del componente cíclico del PIB. ....	29
Tabla 22. Estimación por MCO de la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y el IPC. ....	30
Tabla 23. Proceso autorregresivo de la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de la zona euro. ....	30
Tabla 24. Proceso autorregresivo de la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU. ....	31
Tabla 25. Estimación por MCO del modelo estático de la zona euro. ....	33
Tabla 26. Autocorrelaciones de los residuos del modelo estático de la zona euro. ....	33
Tabla 27. Prueba de heterocedasticidad de los residuos del modelo estático de la zona euro. ....	35
Tabla 28. Estimación por MCO del modelo estático de EE.UU. ....	36
Tabla 29. Autocorrelaciones de los residuos del modelo estático de EE.UU. ....	36
Tabla 30. Prueba de heterocedasticidad de los residuos del modelo estático de EE.UU. ....	38
Tabla 31. Estimación por MCO del modelo dinámico de la zona euro. ....	39
Tabla 32. Autocorrelaciones de los residuos del modelo dinámico de la zona euro. ....	40
Tabla 33. Prueba de heterocedasticidad de los residuos del modelo dinámico de la zona euro. ....	41
Tabla 34. Estimación por MCO del modelo dinámico de EE.UU. ....	42
Tabla 35. Autocorrelaciones de los residuos del modelo dinámico de EE.UU. ....	43
Tabla 36. Prueba de heterocedasticidad de los residuos del modelo dinámico de EE.UU. ....	44

## 1. INTRODUCCIÓN

Este trabajo centra su atención en dos indicadores de precios, el deflactor del PIB y el índice de precios al consumo (IPC), y analiza las diferencias y similitudes que estos presentan. Estos índices de precios han sido seleccionados teniendo en cuenta su gran representatividad e importancia a nivel económico y social, y su relación directa con el funcionamiento general de la economía y, en particular, de la inflación. Se ha de mencionar, igualmente, que este estudio se ha realizado para los casos de la zona euro y Estados Unidos, pues el impacto de estas economías en el panorama económico y social a nivel internacional es muy significativo.

Existen trabajos previos que realizan comparaciones entre distintos índices de precios que se elaboran en diferentes zonas económicas como Estados Unidos y Australia. Así, por ejemplo, Lane (2006) realiza un análisis sobre la aplicabilidad de la metodología del cálculo del índice de precios armonizado que hace el Banco Central Europeo (BCE) a la economía estadounidense. Otro caso es el estudio de Miller (2011) que presenta las diferencias entre el índice precios al por menor y el índice de precios al consumidor. Richards and Rosewall (2010), por su parte, comparan las medidas de inflación subyacente en Australia restando las variaciones de los productos perecederos y de la energía con las estimaciones que hacen referencia a un ajuste del índice de precios desestacionalizado.

De tal modo, aun no se ha desarrollado ningún trabajo que haya tratado de responder el porqué de las diferencias entre las tasas de inflación de las economías de Estados Unidos y de la zona euro, por lo que este estudio aporta información genuina y relevante.

Este trabajo se ha estructurado en función de tres apartados principales: análisis descriptivo, análisis econométrico y conclusiones.

En primer lugar, se analiza la evolución a lo largo del tiempo de los dos indicadores de precios anteriormente mencionados, sus valores medios y la desviación que presentan, la correlación existente, etc. Igualmente, y partiendo de todo lo anterior, se elabora un estudio comparativo entre la inflación de ambas economías.

En segundo lugar, mediante técnicas econométricas, se estimarán y estudiarán diversos modelos econométricos (modelos uniecuacionales simples) a través de los cuales se busca responder a la pregunta por qué el deflactor del PIB e IPC son diferentes. Así, se presentarán algunas hipótesis de trabajo —relativas al ciclo económico y al valor de las importaciones— y se desarrollarán hasta determinar si éstas pueden responder o no a dicha cuestión. Igualmente, se buscarán las posibles similitudes y diferencias en el comportamiento de las dos economías con las que se van a trabajar.

Finalmente, se exponen las conclusiones de este estudio, donde se puede destacar de una forma muy sucinta que los resultados obtenidos reflejan que el deflactor del PIB y el IPC tienen un comportamiento muy dispar, causado en parte por la influencia del precio de las importaciones, pues el IPC, a diferencia del deflactor del PIB, lo incorpora en su cálculo.

## 2. ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Para realizar el análisis descriptivo, en primer lugar, se han de definir y explicar los términos deflactor del PIB, índices de precios al consumo (IPC) e inflación y deflación, para lo cual se ha seguido las definiciones recogidas en Mankiw (2006).

El deflactor del PIB es un promedio ponderado de los precios con respecto a un año base de todos los bienes y servicios finales producidos que demandan los consumidores en una economía determinada, de modo que no se incluyen los precios de los bienes importados y de los bienes intermedios. Por tanto, la variación de este indicador, que es un índice de Paasche, permite calcular y medir el comportamiento promedio de todos los precios de los diferentes bienes y servicios finales producidos en un país.

El cálculo del deflactor se basa en la siguiente fórmula:

$$\text{Deflactor del PIB} = \frac{\text{PIB nominal}}{\text{PIB real}}$$

Como se puede observar, el deflactor del PIB se puede emplear para deflactor el PIB nominal y obtener el PIB real, dado que refleja el nivel general de precios en la economía.

El IPC, por su parte, se utiliza para medir la evolución de los precios de los bienes y servicios más representativos del gasto en consumo de los hogares de una determinada región. Para ello, se seleccionan 484 artículos, clasificados en 12 grupos, cuya evolución de precios representará la de la totalidad de bienes y servicios de consumo. El conjunto de estos artículos recibe comúnmente el nombre de “cesta de la compra”. Dicha cesta excluye las inversiones que realicen estos hogares, cualquier operación de gasto imputada (autoconsumo, alquiler imputado, salario en especie, consumos subvencionados, etc.), bienes y servicios intermedios, productos exportados, entre otros conceptos.

Para calcular el IPC correspondiente al período t se utiliza un índice de Laspeyres encadenado. Para facilitar la comprensión de dicho índice sígase el siguiente ejemplo:

Suponga una economía donde se analiza un consumidor que compra 3 sacos de patatas y 4 barras de pan. Si el año base es 2005, el IPC sería:

$$\text{IPC} = \frac{(3 \times \text{Precio actual de las patatas}) + (4 \times \text{Precio actual del pan})}{(3 \times \text{Precio de las patatas en 2005}) + (4 \times \text{Precio del pan en 2005})}$$

Así pues, dado que el IPC no incluye los precios de los consumos intermedios de las empresas ni de los bienes exportados, éste se limita a definir un nivel de precios asociado a los bienes y servicios consumidos por un consumidor representativo de la economía analizada.

Otro de los aspectos importantes en este trabajo es el análisis de la tasa de inflación asociada a los conceptos del deflactor del PIB e IPC.

En una economía de mercado los precios de los bienes y de los servicios están sujetos a cambios —algunos aumentan y otros disminuyen—. Se habla de inflación cuando se produce un aumento generalizado de los precios. Como resultado, pueden adquirirse menos bienes y servicios por cada euro u dólar gastado, es decir, la capacidad adquisitiva se reduce ante este fenómeno monetario.<sup>1</sup> Es importante tener en cuenta que para el cálculo de la inflación los precios estarán ponderados, es decir, algunos artículos en los que se gasta más, como por ejemplo la electricidad, tienen una ponderación mayor que otros en los que se gasta menos, como es el caso del azúcar.

Por el contrario, la deflación es una disminución generalizada del nivel de precios. Este fenómeno es preocupante desde un punto de vista económico, pues los consumidores pueden posponer sus decisiones de consumo a la espera de una caída más acentuada de los precios, lo que supondrá una importante pérdida de ingresos para las empresas, lo cual puede dar lugar a la quiebra de muchas de éstas y a la disminución de la actividad económica, con sus correspondientes consecuencias.

En general, las recesiones van acompañadas de un descenso en el nivel de precios, ya que los consumidores pierden gran parte de sus ingresos y las empresas deben reducir los precios de sus productos para así adaptarlos a la capacidad adquisitiva de los consumidores. Igualmente, este tipo de fenómeno económico genera una gran incertidumbre y desconfianza entre la población.

Una vez definidos estos conceptos, es necesario concretar algunos de los aspectos metodológicos relativos a este estudio. Así pues, en primer lugar, se ha de destacar que para la representación gráfica de las series de inflación obtenidas sobre el IPC y el deflactor del PIB se han aplicado logaritmos neperianos. Por tanto, las tasas de inflación han sido calculadas de acuerdo a la siguiente fórmula, la cual está expresada en términos porcentuales anualizados:

$$\pi_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) * 4 * 100$$

Por otra parte, los datos obtenidos a través de las diversas fuentes mencionadas en la bibliografía aparecían con su componente estacional. Por ello, se ha utilizado el programa Census-X13 para desestacionalizar los datos. Este proceso es necesario porque las series estacionales presentan ciertas características que pueden dificultar el análisis objetivo de los datos o sesgar los análisis realizados, induciendo a errores. Así, Pareja (2015) concreta algunas de estas características que suelen incorporar las series temporales.

- i. La componente tendencial, que son los movimientos de largo plazo de la serie.

---

<sup>1</sup> En la zona euro es el Índice Armonizado de Precios de Consumo (IAPC) el encargado de medir la inflación de los precios de consumo, ya que al armonizar los precios se garantiza la comparabilidad de los datos entre los países de la zona euro, pues estarán calculados con la misma metodología.



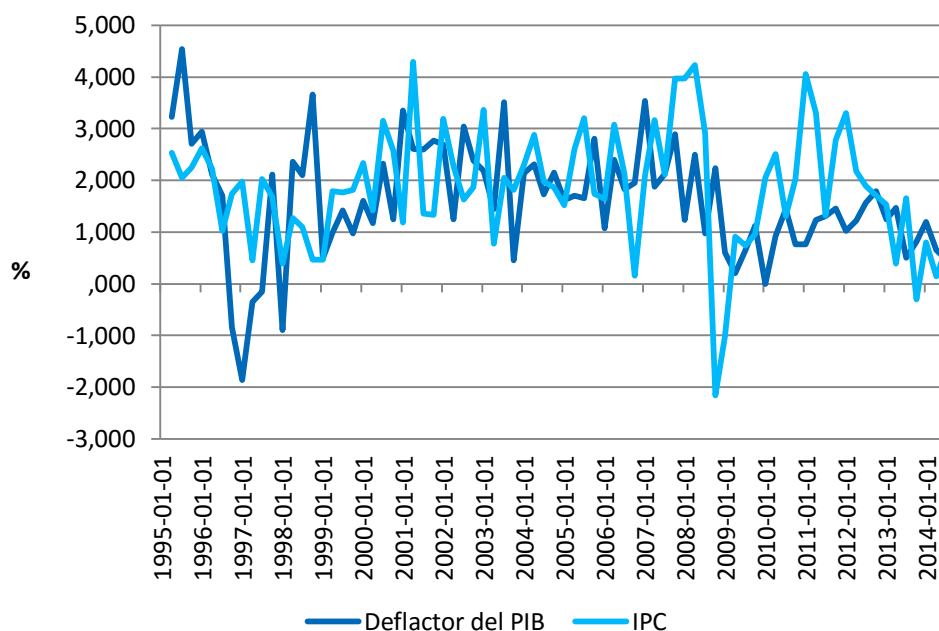
- ii. La componente cíclica, es decir, las fluctuaciones periódicas en el medio y/o largo plazo alrededor de la tendencia causadas por las condiciones generales de la economía.
- iii. La componente estacional, que contiene oscilaciones interanuales alrededor de la tendencia, las cuales se repiten mensualmente o trimestralmente en un periodo de un año. Entre los factores que mueven la componente estacional se encuentran el clima, el calendario (días hábiles, fiestas móviles y feriados), la toma de decisiones por los agentes y sus expectativas...

Una vez definidos aquellos conceptos clave que se utilizarán a lo largo de este estudio y comentados los aspectos metodológicos más relevantes que rodearán los análisis que se desarrollaran posteriormente, se puede proceder a realizar el análisis descriptivo, a fin de estudiar la causalidad de las dos variables con las que se trabajarán.

### Zona euro

En el gráfico 1 se pueden apreciar las importantes diferencias que existen entre el deflactor del PIB y el IPC de la zona euro para los distintos periodos recogidos, los cuales a simple vista no parecen presentar un determinado patrón de comportamiento entre ellos.

**Gráfico 1. Comparativa de las tasas de inflación asociadas al deflactor del PIB y al IPC trimestral de la zona euro desde 1995 hasta 2014.**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

Así, la tasa de inflación del deflactor del PIB presenta valores positivos prácticamente a lo largo de todos los periodos considerados, siendo el valor más alto registrado de 4,53% en el

tercer cuatrimestre de 1996. Esta situación contrasta con los datos negativos presentes a finales de 1996 e inicios de 1997 y 1998. No obstante, se puede apreciar como con el inicio de la profunda recesión que se iniciaría a escala mundial a finales de 2008 - principios de 2009<sup>2</sup> este indicador sufre una caída de sus valores, aunque en ningún momento se registran datos negativos.

Por otra parte, la tasa de inflación del IPC presenta, al igual que la asociada al deflactor del PIB, una tendencia positiva a lo largo del tiempo, encontrando únicamente tres cuatrimestres en los cuales ha habido deflación. Estos se corresponden con el último cuatrimestre de 2008 (-2,16%) y el primero de 2009 (-1,01%) —que coinciden con el comienzo de la crisis económica que ha afectado a la zona euro desde entonces— y el cuarto cuatrimestre del año 2013 en el que se produjo una débil deflación del -0,31%.

Otro aspecto llamativo son las tasas de inflación superiores al 3% a lo largo de distintos ejercicios económicos, llegando a ser cercanas o superiores al 4% en los periodos anteriores al estallido de la crisis económica. Este aspecto es especialmente destacable en esta región, pues en la zona euro (y en el Banco Central Europeo) existe un gran compromiso en lo que a control de la inflación y estabilidad de los precios se refiere.

En cuanto al comportamiento de los indicadores y su volatilidad, es destacable como hasta el año 1999 la tasa de inflación del deflactor del PIB presentaba unos valores más inestables, para —de ahí en adelante— estabilizarse, presentando unos picos menos acentuados. La tasa de inflación del IPC, por su parte, ha mostrado cierta inestabilidad a lo largo de todos los periodos, pero, a partir de 2009 con el comienzo de la crisis financiera y económica, la volatilidad de este indicador se ha hecho muy notable con importantes subidas y bajadas.

Una posible explicación de este comportamiento de la tasa de inflación del IPC es que el consumo de los productos importados durante estos años creció, incrementado así su importancia respecto a los nacionales. Además, en este mismo periodo el euro comenzó a apreciarse con respecto al dólar, lo que hizo que los productos importados fueran relativamente más baratos y, por tanto, más competitivos.

Finalmente, se han de analizar algunas cuestiones estadísticas sobre ambos indicadores que, a simple vista, no se pueden determinar gráficamente como son la media, la desviación típica o el coeficiente de variación, así como la correlación entre ambos indicadores y la autocorrelación o grado de persistencia de cada uno de ellos.

---

<sup>2</sup> La crisis económica y financiera iniciada a finales de 2008 se originó en Estados Unidos, pero actuó como detonante de las vulnerabilidades que eran comunes a muchos otros países y regiones como la zona euro.

**Tabla 1. Media, desviación típica y coeficiente de variación de la tasa de inflación asociada al deflactor del PIB y del IPC de la zona euro.**

	Deflactor del PIB	IPC
Media	1,60	1,85
Desviación típica	1,11	1,15
Coeficiente de variación	0,69	0,62

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

Así pues, se puede apreciar que la media y la desviación típicas de la tasa de inflación del IPC son superiores a los de la tasa de inflación del deflactor del PIB, aunque no existe unas grandes diferencias entre ambos, siendo las diferencias de únicamente 0,25 y 0,04, respectivamente. También se ha de comentar que los coeficientes de variación, a pesar de no ser muy altos, indican que existe cierta heterogeneidad entre los valores recogidos.

Si se analiza la correlación entre los periodos  $y$ , concretamente, la correlación contemporánea, se puede observar que el valor es 0,21434, es decir, la relación lineal entre las dos variables es pequeña, algo que ya se había podido apreciar en el gráfico 1. Lo mismo ocurre si se analizan las correlaciones adelantadas y retardadas, siendo el valor más alto registrado de 0,36225 para  $Y_{t-2}$  y  $X_t$ , donde  $X$  es la tasa de inflación del deflactor del PIB e  $Y$  es la tasa de inflación del IPC.

**Tabla 2. Correlación retardada entre las tasas de inflación asociadas al deflactor del PIB y al IPC de la zona euro.**

$\rho(X_{t-8}, Y_t)$	$\rho(X_{t-7}, Y_t)$	$\rho(X_{t-6}, Y_t)$	$\rho(X_{t-5}, Y_t)$	$\rho(X_{t-4}, Y_t)$	$\rho(X_{t-3}, Y_t)$	$\rho(X_{t-2}, Y_t)$	$\rho(X_{t-1}, Y_t)$
0,00128	-0,04794	0,08017	0,06952	0,07139	0,19054	0,15227	0,20598

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 3. Correlación contemporánea entre las tasas de inflación asociadas al deflactor del PIB y al IPC de la zona euro.**

$\rho(X_t, Y_t)$
0,21434

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 4. Correlación adelantada entre las tasas de inflación asociadas al deflactor del PIB y al IPC de la zona euro.**

$\rho(Y_{t-1}, X_t)$	$\rho(Y_{t-2}, X_t)$	$\rho(Y_{t-3}, X_t)$	$\rho(Y_{t-4}, X_t)$	$\rho(Y_{t-5}, X_t)$	$\rho(Y_{t-6}, X_t)$	$\rho(Y_{t-7}, X_t)$	$\rho(Y_{t-8}, X_t)$
0,21790	0,36225	0,14093	0,02109	0,11183	-0,00243	-0,07974	-0,07919

Fuente: Elaboración propia.

Dejando de lado la correlación entre ambos indicadores y centrando la atención en la autocorrelación, se puede ver como la persistencia de la inflación para ambas medidas de precios es relativamente baja.

**Tabla 5. Autocorrelación de la tasa de inflación asociada al deflactor del PIB de la zona euro.**

$\rho(X_{t-8}, X_t)$	$\rho(X_{t-7}, X_t)$	$\rho(X_{t-6}, X_t)$	$\rho(X_{t-5}, X_t)$	$\rho(X_{t-4}, X_t)$	$\rho(X_{t-3}, X_t)$	$\rho(X_{t-2}, X_t)$	$\rho(X_{t-1}, X_t)$
-0,12531	-0,15007	-0,16946	-0,07943	0,16514	0,19418	0,45298	0,37997

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 6. Autocorrelación de la tasa de inflación asociada al IPC de la zona euro.**

$\rho(Y_{t-8}, Y_t)$	$\rho(Y_{t-7}, Y_t)$	$\rho(Y_{t-6}, Y_t)$	$\rho(Y_{t-5}, Y_t)$	$\rho(Y_{t-4}, Y_t)$	$\rho(Y_{t-3}, Y_t)$	$\rho(Y_{t-2}, Y_t)$	$\rho(Y_{t-1}, Y_t)$
-0,13199	-0,06109	-0,18249	-0,19102	-0,02421	0,21755	0,09586	0,35751

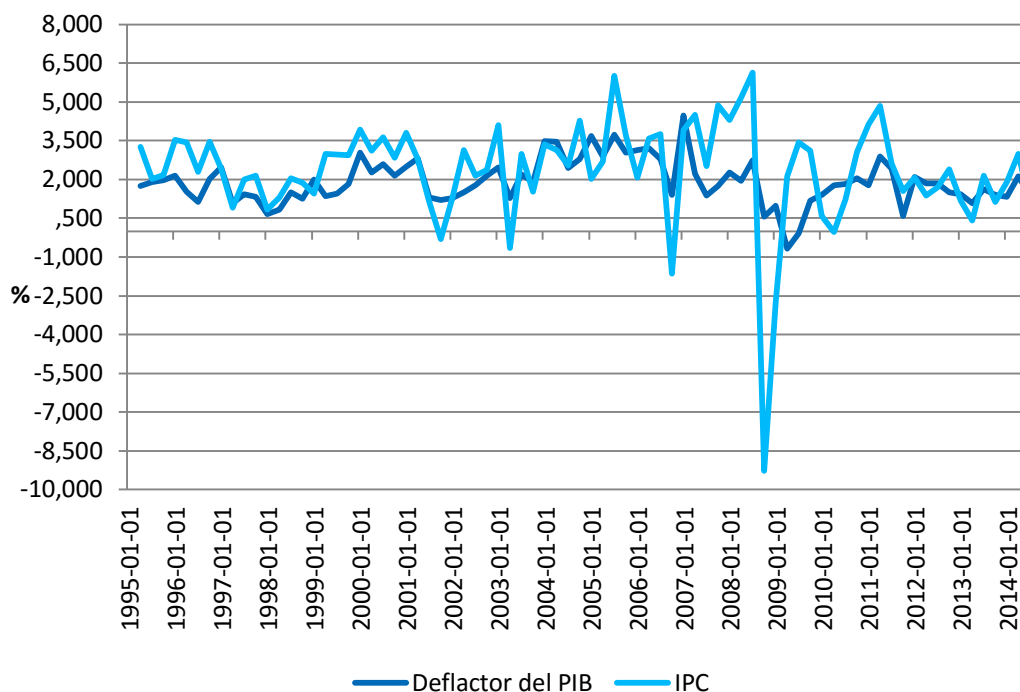
Fuente: Elaboración propia.

## Estados Unidos

En esta sección, al igual que se ha hecho anteriormente con la zona euro, se va a estudiar a través de un análisis gráfico, la media, la desviación típica y el coeficiente de variación, además de la correlación y la autocorrelación, las similitudes y diferencias entre ambos indicadores.

De tal modo, en el gráfico 2 se analizan estas similitudes —o mejor dicho las diferencias— que ofrecen las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC a lo largo del tiempo.

**Gráfico 2. Comparativa de las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC trimestral de EE.UU. desde 1995 hasta 2014.**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

La tasa de inflación del deflactor del PIB presenta unos valores positivos a lo largo de todos los periodos analizados, con la excepción del año 2009, en el cual se produjo una caída importante, situando sus valores entorno al -1%.

En cambio, la tasa de inflación del IPC ha mostrado una tendencia menos estable a lo largo del tiempo, aunque, por lo general, los valores de esta medida de la inflación han sido positivos. Es destacable el periodo comprendido entre finales de 2008 y principios y mediados de 2009, pues en el primer caso se registró el valor más alto de toda la serie, mientras que en 2009 —coincidiendo con el inicio de la crisis económica y financiera a nivel mundial— se produjo un desplome de la tasa de inflación del IPC de aproximadamente 15 puntos porcentuales, situando sus valores entorno al -10%.

Igualmente, se ha de mencionar el comportamiento sumamente dispar que han mostrado ambas series de inflación en lo que a volatilidades se refiere. Esta diferencia entre uno y otro se le puede atribuir al precio de los productos importados, dado que para el cálculo del IPC se incluye el valor de los productos procedentes del extranjero. De tal modo, un aumento de los productos importados incrementará los valores del IPC, pero el deflactor del PIB no experimentará variación alguna. Serán así estos productos importados los causantes de estas diferencias entre las dos medidas de inflación analizadas y, muy probablemente, estarán causadas por las alteraciones acaecidas en los tipos de cambio.

En cuanto a la tabla 7, se pueden distinguir los datos correspondientes a la media, la desviación típica y el coeficiente de variación de las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC.

**Tabla 7. Media, desviación típica y coeficiente de variación de las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU.**

	Deflactor del PIB	IPC
Media	1,91	2,33
Desviación típica	0,86	2,03
Coeficiente de variación	0,45	0,87

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

Así, la media y la desviación típica de la tasa de inflación del IPC son superiores a las de la tasa de inflación del deflactor del PIB, existiendo una notable diferencia entre ambas variables. También son destacables las importantes diferencias que existen entre las desviaciones típicas y los coeficientes de variación de las dos medidas de inflación, siendo los asociados a la tasa de inflación del IPC muy elevados, lo que indica que ésta presenta una mayor volatilidad.

Por otra parte, la correlación entre ambas variables es notablemente superior que en los tres casos considerados de la zona euro (tabla 2, 3 y 4), es decir, los cambios en una de las tasas de inflación estadounidense influye en mayor medida en los cambios que se dan en la otra tasa, luego en el caso europeo la influencia de una tasa sobre la otra será menor.

**Tabla 8. Correlación retardada entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU.**

$\rho(X_{t-8}, Y_t)$	$\rho(X_{t-7}, Y_t)$	$\rho(X_{t-6}, Y_t)$	$\rho(X_{t-5}, Y_t)$	$\rho(X_{t-4}, Y_t)$	$\rho(X_{t-3}, Y_t)$	$\rho(X_{t-2}, Y_t)$	$\rho(X_{t-1}, Y_t)$
-0,06699	-0,27856	0,13680	0,19983	0,13023	0,14884	0,08909	0,09674

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 9. Correlación contemporánea entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU.**

$\rho(X_t, Y_t)$
0,49284

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 10. Correlación adelantada entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU.**

$\rho(Y_{t-1}, X_t)$	$\rho(Y_{t-2}, X_t)$	$\rho(Y_{t-3}, X_t)$	$\rho(Y_{t-4}, X_t)$	$\rho(Y_{t-5}, X_t)$	$\rho(Y_{t-6}, X_t)$	$\rho(Y_{t-7}, X_t)$	$\rho(Y_{t-8}, X_t)$
0,24306	0,37578	0,26867	-0,04497	-0,04777	0,00290	-0,11910	-0,13264

Fuente: Elaboración propia.

La correlación contemporánea entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC es de 0,4921, es decir, la relación lineal entre las dos variables es pequeña, aunque mayor que en la zona euro.

Finalmente, la autocorrelación que presentan ambos indicadores disminuye a medida que se consideran retardos más alejados del momento t. Esta situación se da para ambas variables, aunque la persistencia es sensiblemente mayor para la tasa de inflación del deflactor del PIB, a diferencia de lo que ocurría en la zona euro, donde la persistencia es similar para ambas medidas de la inflación.

**Tabla 11. Autocorrelación de la tasa de inflación del deflactor del PIB de EE.UU.**

$\rho(X_{t-8}, X_t)$	$\rho(X_{t-7}, X_t)$	$\rho(X_{t-6}, X_t)$	$\rho(X_{t-5}, X_t)$	$\rho(X_{t-4}, X_t)$	$\rho(X_{t-3}, X_t)$	$\rho(X_{t-2}, X_t)$	$\rho(X_{t-1}, X_t)$
0,020592	-0,00672	0,23873	0,19983	0,28799	0,367692	0,42035	0,50280

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 12. Autocorrelación de la tasa de inflación del IPC de EE.UU.**

$\rho(Y_{t-8}, Y_t)$	$\rho(Y_{t-7}, Y_t)$	$\rho(Y_{t-6}, Y_t)$	$\rho(Y_{t-5}, Y_t)$	$\rho(Y_{t-4}, Y_t)$	$\rho(Y_{t-3}, Y_t)$	$\rho(Y_{t-2}, Y_t)$	$\rho(Y_{t-1}, Y_t)$
-0,13264	-0,07869	0,05920	0,04577	-0,15261	-0,06641	-0,12348	0,18484

Fuente: Elaboración propia.

### 3. ANÁLISIS ECONOMETRICO

El objetivo de este análisis es comprobar mediante técnicas econométricas si el ciclo económico y los precios de las importaciones pueden explicar las diferencias presentes entre ambos indicadores de la tasa de inflación.

De tal modo, se partirán de unos determinados modelos que se han elaborado específicamente para este estudio, pero —como se verá— estos modelos deberán de ir adaptándose para cumplir con determinadas exigencias que se le impondrán, es decir, los modelos se irán modificando a lo largo de todo el procedimiento para así mejorar sus capacidades explicativas y su representatividad en torno a los fenómenos que se buscan estudiar.

Para entender este análisis con mayor facilidad se presentan varias secciones previas que explican algunos de los cálculos más relevantes y complejos de todo este proceso, para posteriormente profundizar en los cálculos econométricos propiamente dichos.

#### Teoría de la estacionariedad

La econometría de series temporales se encuentra con un problema al medir las relaciones entre aquellas variables que presentan una tendencia temporal. Este problema puede suponer el considerar como significativas relaciones completamente espurias.

Las variables que no tienen una tendencia temporal definida se denominan “estacionarias”. Así pues, se puede decir que una serie es estacionaria cuando su valor medio es estable. Por el contrario, la variable es no estacionaria cuando sistemáticamente crece o disminuye en el tiempo. Las estimaciones de regresiones con variables no estacionarias son espurias salvo que éstas estén cointegradas<sup>3</sup>.

De forma algebraica, se dice que una serie temporal  $x_t$  es estacionaria (débilmente) si:

$$E(x_t) = \text{cte.} \quad \forall t$$

$$\text{Var}(x_t) = \text{cte.} \quad \forall t$$

$$\text{Cov}(x_t, x_{t-k}) = \text{cte.} \quad \forall t$$

Existen diversos métodos para analizar si una serie es estacionaria o no, entre los que se pueden mencionar los siguientes:

---

<sup>3</sup> Dos variables no estacionarias están cointegradas cuando una combinación lineal de las mismas es estacionaria (es decir, los residuos de una regresión de una variable sobre la otra son estacionarios). En este caso, las estimaciones de los parámetros que describen la relación lineal entre las variables no estacionarias son superconsistentes.



- i. Análisis visual. Consiste en observar si, a nivel gráfico —correlograma, periodograma, etc.—, la variable crece/decrece monótonamente, si los shocks son persistentes o si, por el contrario, no se puede establecer un patrón de comportamiento definitivo. El inconveniente de este procedimiento es que no da resultados definitivos. (Montero, 2013)
- ii. Test de Dickey-Fuller aumentado (test ADF). El test ADF permite, a diferencia de otros métodos, discriminar una serie no estacionaria de una serie estacionaria con una tendencia temporal. Además, tiene la ventaja de que la hipótesis nula no es si la serie es o no estacionaria, sino si tiene una raíz unitaria. (Dickey-Fuller, 1979)
- iii. Test de Dickey-Fuller modificado (test DF-GLS). Los resultados de esta prueba presentan numerosas similitudes con el test ADF, aunque se diferencia en que incluye automáticamente una tendencia, lo que hace a su vez que la especificación sea diferente.
- iv. B de Bartlett, Q de Pormateau, y Z de Phillips-Perron. Los dos primeros test mencionados trabajan sobre la hipótesis nula de que la variable es estacionaria, mientras que en el tercero  $H_0$  consiste en que la serie es integrada de orden 1.

Todos los test descritos son ineficientes en el caso de cambio estructural, es decir, una serie estacionaria con cambio estructural puede aparecer como no estacionaria y viceversa. (Montero, 2013)

Para este estudio, de todos los métodos considerados, se va a realizar el test de Dickey-Fuller aumentado, dadas las ventajas que presenta. Por ello, es importante definir en mayor medida en que consiste dicho test y sus principales características.

### Prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF)

La prueba de Dickey-Fuller aumentada construye una corrección paramétrica para un orden superior de correlación suponiendo que la serie sigue un proceso AR (p) y la adición de p términos retardados de la primera diferencia de la variable dependiente. De tal modo, el test ADF implica la estimación de la ecuación siguiente:

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t,$$

donde  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ,  $\alpha$  es una constante, p es el orden del retardo autorregresivo, y los coeficientes  $\delta$  son los coeficientes de las variables explicativas y  $\varepsilon_t$  es el término de perturbación. Por otra parte, este contraste considera las siguientes hipótesis:

$H_0: \gamma = 0$ , la serie tiene raíz unitaria y, por lo tanto, es no estacionaria.

$H_1: \gamma < 0$ , la serie no tiene raíz unitaria y, por lo tanto, es estacionaria.

Es importante comentar que los retardos en la ecuación son incluidos con el objetivo de capturar toda la estructura dinámica en la variable endógena y así tener seguridad de que el

término de perturbación  $\varepsilon_t$  no está autocorrelacionado.<sup>4</sup> Por ello, es importante decidir el número de retardos a incluir en la prueba. Una de las maneras de decidir el número de retardos a introducir es utilizando el número de retardos que minimizan el criterio de información de Akaike (AIC) o el criterio de información bayesiana de Schwarz.<sup>5</sup> Además, se ha de comprobar el correlograma de los residuos de la prueba para verificar que estos son ruido blanco, ya que de no ser así se ha de aumentar el número de retardos incluyendo tantos como sean necesarios.

### Procedimiento de estimación de series temporales estacionarias

Una vez que se ha comprobado si el modelo con el que se está trabajando es estacionario o no se puede proceder a su estimación. De tal modo, Montero (2013) distingue los siguientes casos para definir el algoritmo de estimación:

- i. Si las series son estacionarias, se estima por MCO o MLG.
- ii. Si las series son no estacionarias de orden distinto entre sí, no puede estimarse la relación entre ambas.
- iii. Si las series son no estacionarias del mismo orden pero no están cointegradas, no puede estimarse la relación entre ambas porque la regresión es espuria. Se puede intentar estacionalizar las series o hacer una regresión por primeras diferencias y el resultado indicará si la correlación existe o no.
- iv. Si las series son no estacionarias pero están cointegradas, se puede realizar una regresión por MCO o MLG para estimar los efectos a largo plazo y el modelo de corrección de errores para estimar los efectos a corto plazo.

En este estudio en concreto, se trabajará con un modelo estacionario y, por tanto, se realizará una estimación por MCO como a continuación se verá.

---

<sup>4</sup> Es necesario que los residuos sean ruido blanco para dar por válidos los análisis.

<sup>5</sup> El criterio de información de Akaike (AIC) y el criterio de información bayesiana de Schwarz (BIC) son dos medidas de la calidad relativa de dos o más modelos estadísticos dado un conjunto de datos, es decir, ninguno de los dos criterios proporciona una medida de la calidad de los modelos en un sentido absoluto. Por tanto, si todos los modelos candidatos no explican correctamente los fenómenos estudiados, el AIC y el BIC no darán aviso alguno. Como tal, el AIC y el BIC proporcionan un medio para la selección entre modelos, manejando un trade-off entre la bondad de ajuste del modelo y la complejidad del mismo, es decir, es posible aumentar la probabilidad de un modelo mediante la adición de parámetros, pero esto puede resultar en un sobreajuste. Tanto el AIC como el BIC resuelven este problema mediante la introducción de un término de penalización para el número de parámetros en el modelo —el término de penalización es mayor en el BIC que en el AIC—. De tal modo, ambos se basan en la entropía de información, es decir, se ofrece una estimación relativa de la información perdida cuando se utiliza un modelo determinado para representar el proceso que genera los datos. (Akaike, 1977; Schwarz, 1978)

### Análisis de estacionariedad de las series

Como anteriormente se ha comentado, es necesario determinar si el modelo con el que se va a trabajar es estacionario o no, de modo que se ha de aplicar —y analizar— el contraste de raíz unitaria de Dickie-Fuller a las series de las que se disponen.<sup>6</sup>

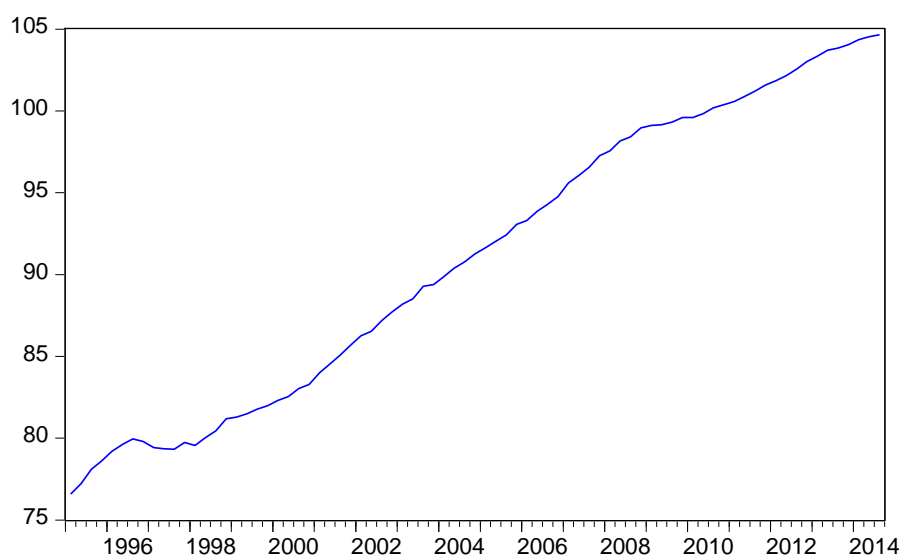
Para facilitar los análisis pertinentes y suavizar los datos recogidos se ha definido la siguiente relación:

$$\pi_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) * 4 * 100$$

### Zona Euro

Antes de comenzar con el análisis de la estacionariedad de las series a través del test ADF es interesante, e importante, ver el comportamiento tendencial de la serie en cuestión.

**Gráfico 3 Deflactor del PIB de la zona euro.**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

De tal modo, se puede apreciar sin ningún problema como la tendencia del deflactor del PIB es determinista (o no estocástica) y, en este caso, dicha tendencia es creciente a lo largo del tiempo.

Dicho lo cual se puede pasar a comprobar la estacionariedad, el orden de integración de la serie de tiempo analizada, la autocorrelación... Para ello, como ya se ha mencionado anteriormente, se realizará la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller.<sup>7</sup>

<sup>6</sup> Para realizar los cálculos relativos a estacionariedad, autocorrelación, etc. se utiliza a lo largo de todo el estudio el programa e-views.

**Tabla 13. Prueba ADF de la tasa de inflación del deflactor del PIB de la zona euro.**

Null Hypothesis: DEFLACTORSEAADJEU has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.461569	0.3459
Test critical values:		
1% level	-4.085092	
5% level	-3.470851	
10% level	-3.162458	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(DEFLACTORSEAADJEU)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1996Q1 2014Q3  
 Included observations: 75 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEFLACTORSEAADJEU(-1)	-0.065431	0.026581	-2.461569	0.0163
D(DEFLACTORSEAADJEU(-1))	0.171766	0.116413	1.475486	0.1446
D(DEFLACTORSEAADJEU(-2))	0.399290	0.107964	3.698369	0.0004
D(DEFLACTORSEAADJEU(-3))	0.090640	0.117928	0.768602	0.4448
C	5.036354	1.990291	2.530461	0.0137
@TREND(1995Q1)	0.025729	0.010452	2.461514	0.0163
R-squared	0.288431	Mean dependent var		0.347067
Adjusted R-squared	0.236868	S.D. dependent var		0.225944
S.E. of regression	0.197379	Akaike info criterion		-0.330765
Sum squared resid	2.688132	Schwarz criterion		-0.145366
Log likelihood	18.40367	Hannan-Quinn criter.		-0.256737
F-statistic	5.593771	Durbin-Watson stat		1.989179
Prob(F-statistic)	0.000220			

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

Utilizando como referencia la tabla 13 se puede apreciar como, usando los datos sobre la variación del deflactor del PIB de la zona euro, se ha obtenido una regresión auxiliar en la que este indicador figura como variable dependiente y como variables explicativas aparecen la constante, la variable retardada un periodo, la tendencia y tres retardos adicionales de la variable dependiente.

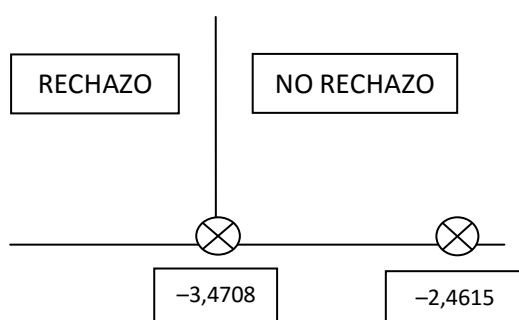
<sup>7</sup> El programa e-views de forma automática introducirá en el modelo aquel número de retardos y diferencias que mejoren la bondad del ajuste de éste.

Como se puede observar, el tercer retardo introducido en el modelo no es significativo, dado que 0,4448 es mayor que 0,05. Sin embargo, no se eliminará dicho retardo del modelo, pues ha sido incluido a fin de evitar un posible problema de autocorrelación.

El problema de la autocorrelación es más grave que el hecho de que haya un retardo no significativo, ya que este último haría perder potencia al test, como ocurre en este caso, pero el problema de la autocorrelación invalidaría el modelo.

Para evitar la presencia de autocorrelación el estadístico de Durbin-Watson ha de estar comprendido entre 1,85 y 2,15 y, como ya se ha anticipado anteriormente, este modelo no presenta problemas de autocorrelación, pues el valor de dicho estadístico es de 1,989179. Así, se puede concluir que es válido el contraste de esta ecuación.

Una vez vistas todas estas cuestiones, se puede averiguar si existe estacionariedad o no visualizando el siguiente gráfico:



Claramente  $-3,4708$  es menor que  $-2,4615$ , lo que indica que no se ha de rechazar la hipótesis nula que indica que el modelo es no estacionario. Desde otra perspectiva, pero con similares resultados, el p-valor es de 0,3459, valor que es superior al nivel de significación prefijado (0,05), luego no se rechaza  $H_0$ . La serie tiene una raíz unitaria, por lo que no es estacionaria.

A continuación, para resolver el problema de la no estacionariedad del modelo se va a proceder a diferenciar dicho modelo y se aplicará nuevamente la prueba ADF a esta serie, siguiendo el mismo procedimiento anteriormente explicado. Sin embargo, esta vez no se añadirá una variable de tendencia, ya que la tendencia desaparece al ser diferenciada la serie.

**Tabla 14. Prueba ADF para la tasa de inflación del deflactor del PIB de la zona euro (primera diferencia).**

Null Hypothesis: D(DEFLACTORSEAADJEU) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.629480	0.0073
Test critical values:	1% level	-3.519050

5% level	-2.900137
10% level	-2.587409

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(DEFLACTORSEAADJEU,2)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1995Q4 2014Q3  
 Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEFLACTORSEAADJEU(-1))	-0.441505	0.121644	-3.629480	0.0005
D(DEFLACTORSEAADJEU(-1),2)	-0.365382	0.105553	-3.461610	0.0009
C	0.146546	0.049710	2.948033	0.0043
R-squared	0.446545	Mean dependent var		-0.010000
Adjusted R-squared	0.431382	S.D. dependent var		0.265456
S.E. of regression	0.200171	Akaike info criterion		-0.340612
Sum squared resid	2.925007	Schwarz criterion		-0.248609
Log likelihood	15.94325	Hannan-Quinn criter.		-0.303843
F-statistic	29.44941	Durbin-Watson stat		1.988764
Prob(F-statistic)	0.000000			

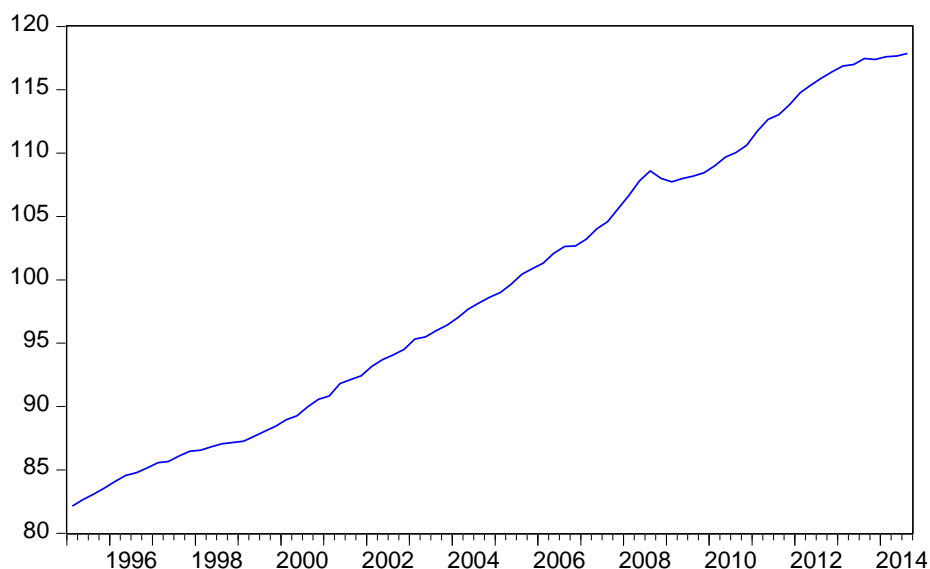
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

La variable que figura como dependiente es la primera diferencia del deflactor del PIB y como variables independientes aparecen la constante y la variable retardada un periodo, además de un retardo adicional.

En esta ocasión, se obtiene que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria  $-0,0073$  es menor que el nivel de significación prefijado  $0,05$ — y, por tanto, la serie es estacionaria en primera diferencia, luego es integrable de orden 1.

De igual modo que se ha elaborado este análisis para el deflactor del PIB, también es necesario realizar los pertinentes análisis para el IPC. Así pues, al igual que en el caso anterior, se ha de comenzar con el análisis del comportamiento tendencial de la serie en cuestión.

Gráfico 4. IPC de la zona euro.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

En este gráfico se puede apreciar claramente la tendencia determinista que sigue y, al igual que el deflactor del PIB, es creciente.

Una vez visualizado el gráfico, y siguiendo los mismos pasos que en el caso anterior, se puede proceder a analizar la siguiente tabla.

Tabla 15. Prueba ADF para la tasa de inflación del IPC de la zona euro.

Null Hypothesis: IPCSEADJEU has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.526296	0.3150
Test critical values: 1% level	-4.081666	
5% level	-3.469235	
10% level	-3.161518	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(IPCSEADJEU)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q3  
 Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

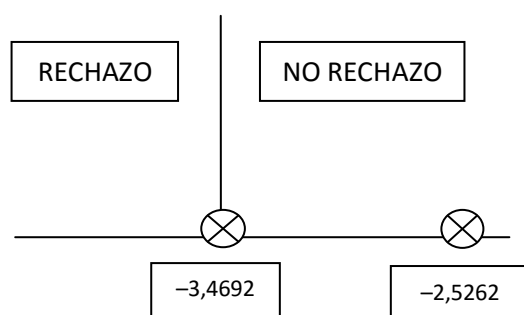
IPCSEADJEU(-1)	-0.081412	0.032226	-2.526296	0.0137
D(IPCSEADJEU(-1))	0.410579	0.104512	3.928532	0.0002
C	6.736454	2.568853	2.622359	0.0106
@TREND(1995Q1)	0.040584	0.015848	2.560850	0.0125
R-squared	0.224648	Mean dependent var	0.457181	
Adjusted R-squared	0.192784	S.D. dependent var	0.303081	
S.E. of regression	0.272304	Akaike info criterion	0.286752	
Sum squared resid	5.412898	Schwarz criterion	0.408509	
Log likelihood	-7.039969	Hannan-Quinn criter.	0.335454	
F-statistic	7.050269	Durbin-Watson stat	2.011195	
Prob(F-statistic)	0.000316			

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

En esta tabla se define como variable dependiente el IPC y como variables explicativas la constante, la variable retardada un periodo, la tendencia y un retardo adicional de la variable dependiente —el cual es significativo—.

En cuanto al test de Durbin-Watson, éste se encuentra dentro de los límites establecidos para poder afirmar que en este modelo no existe autocorrelación, por lo que es válido el contraste.

El siguiente paso es estudiar la estacionariedad del modelo y como se puede apreciar no es posible rechazar la hipótesis nula, que establece que la serie posee raíz unitaria y, por tanto, no es estacionaria ( $0,3150 > 0,05$  o  $-3,4692 < -2,5262$ ). Dicho de otro modo, la probabilidad de equivocarse si se rechaza  $H_0$  es más alta de lo que se está dispuesto a permitir, luego no se rechaza, de modo que la serie no es estacionaria.



Del mismo modo que se hizo para el caso del deflactor del PIB, es necesario proceder a diferenciar la variable, aplicando posteriormente el test de Dickey-Fuller aumentado.



**Tabla 16. Prueba ADF para la tasa de inflación del IPC de la zona euro (primera diferencia)<sup>8</sup>.**

Null Hypothesis: D(IPCSEADJEU) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.676596	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.517847	
5% level	-2.899619	
10% level	-2.587134	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(IPCSEADJEU,2)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q3  
 Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPCSEADJEU(-1))	-0.605559	0.106676	-5.676596	0.0000
C	0.275207	0.058691	4.689102	0.0000
R-squared	0.300528	Mean dependent var		-0.004167
Adjusted R-squared	0.291202	S.D. dependent var		0.333282
S.E. of regression	0.280590	Akaike info criterion		0.321789
Sum squared resid	5.904820	Schwarz criterion		0.382667
Log likelihood	-10.38886	Hannan-Quinn criter.		0.346139
F-statistic	32.22374	Durbin-Watson stat		1.968188
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

En este caso, se puede observar como la variable explicada es la primera diferencia de la serie del IPC, siendo ahora las variables independientes la constante y un retardo de la variable dependiente.

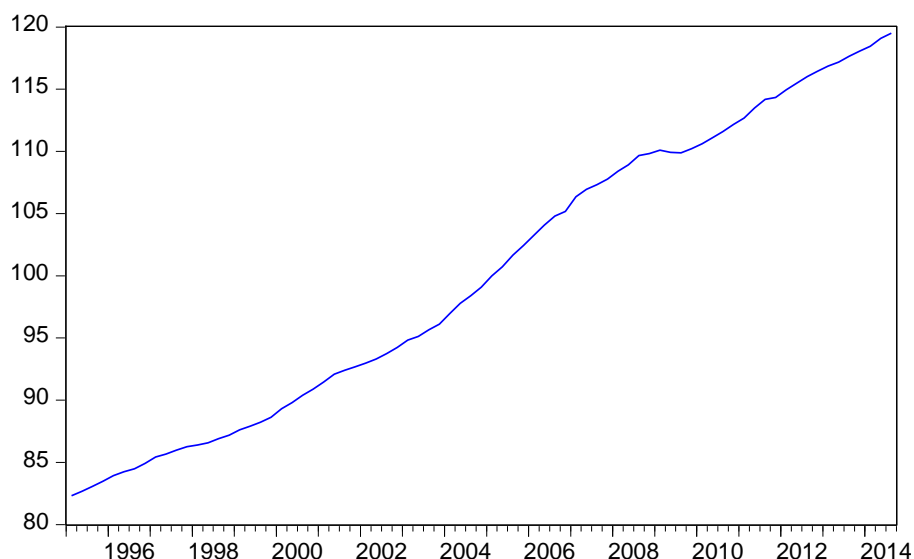
Con ello, se ha obtenido una serie estacionario, o lo que es lo mismo, se ha aceptado la hipótesis alternativa una vez realizado el test con una diferencia.

<sup>8</sup> De aquí en adelante se representarán únicamente las tablas que definitivamente aporten el modelo estacionario, es decir, al ser el proceso similar en todos los casos, se mostrarán aquellos modelos que realmente aporten la información que se necesita para avanzar en el estudio que se está desarrollando.

Estados Unidos

Continuando con el análisis de la estacionariedad en el caso estadounidense se ha de comenzar, como hasta ahora se ha hecho, con un estudio de la tendencia de la serie.

**Gráfico 5. Deflactor del PIB de EE.UU.**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

La tendencia del deflactor del PIB norteamericano, como ya se esperaba, es determinista, siendo esta tendencia creciente.

A continuación se procede al análisis de la estacionariedad de la serie que, como se ha explicado anteriormente, se basará en el análisis del modelo definitivo, que en este caso coincide con el modelo al que se le ha aplicado la primera diferencia.

**Tabla 17. Prueba ADF para la tasa de inflación del deflactor del PIB de EE.UU. (primera diferencia).**

Null Hypothesis: D(DEFLACTUSASEADJ) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.992817	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.517847	
5% level	-2.899619	
10% level	-2.587134	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEFLACTUSASEADJ,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q3

Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEFLACTUSASEADJ(-1))	-0.497771	0.099697	-4.992817	0.0000
C	0.238398	0.052592	4.532937	0.0000
R-squared	0.249461	Mean dependent var		0.000623
Adjusted R-squared	0.239454	S.D. dependent var		0.224536
S.E. of regression	0.195817	Akaike info criterion		-0.397646
Sum squared resid	2.875810	Schwarz criterion		-0.336768
Log likelihood	17.30937	Hannan-Quinn criter.		-0.373295
F-statistic	24.92822	Durbin-Watson stat		2.022542
Prob(F-statistic)	0.000004			

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

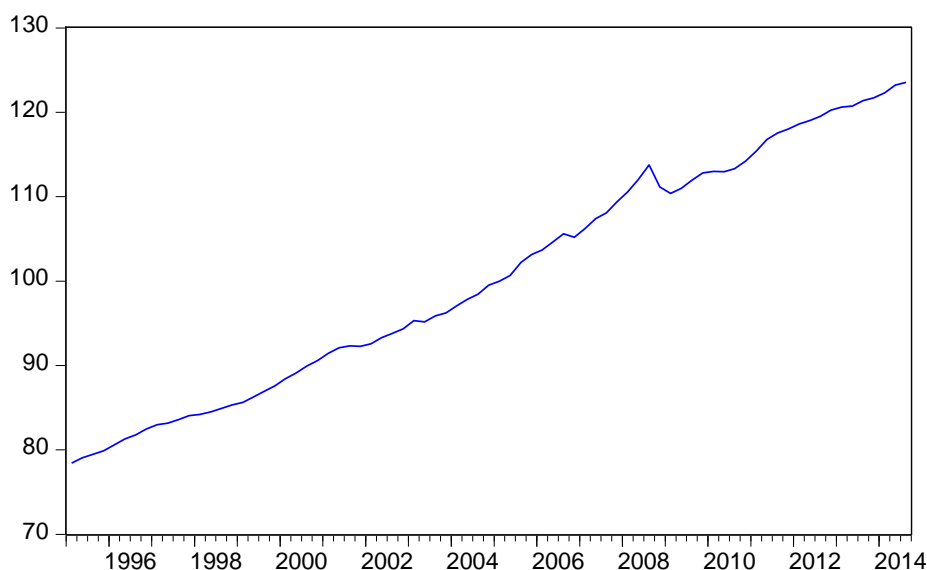
Así, para realizar el análisis de la serie del deflactor del PIB se define como variable dependiente la primera diferencia de la serie y como variables explicativas aparecen la constante y un retardo de la variable dependiente.

Además, no existen problemas de autocorrelación en este modelo ( $1,85 < 2,022542 < 2,15$ ), luego se concluye que es un modelo válido para trabajar con él.

Finalmente, se está ante un modelo estacionario ( $0,0001 < 0,05$ ), habiendo solucionado el problema de no estacionariedad que se daba antes de aplicar la primera diferencia.

Una vez comentadas todas estas cuestiones relativas al deflactor del PIB estadounidense, se ha de centrar la atención en su IPC, desarrollando así nuevamente los correspondientes análisis de tendencia, autocorrelación y estacionariedad.

Gráfico 6. IPC de EE.UU.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

La tendencia del IPC de EE.UU. es similar a la de su deflactor del PIB e igual a la tendencia de estos dos mismos indicadores en el caso europeo, es decir, la tendencia es determinista, concretamente creciente.

En cuanto al modelo utilizado para estudiar la estacionariedad, éste define como variable explicada la primera diferencia de la serie del IPC y como variables explicativas la constante, y un retardo de la variable dependiente.

**Tabla 18. Prueba ADF para la tasa de inflación del IPC de EE.UU. (primera diferencia).**

Null Hypothesis: D(IPCSEAADJUSAUSA) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.223528	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.517847	
5% level	-2.899619	
10% level	-2.587134	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(IPCSEAADJUSAUSA,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/05/15 Time: 15:33  
 Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q3

Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPCSEAADJUSAUSA(-1))	-0.821765	0.113762	-7.223528	0.0000
C	0.473952	0.090834	5.217803	0.0000
R-squared	0.410282	Mean dependent var		-0.003961
Adjusted R-squared	0.402419	S.D. dependent var		0.706481
S.E. of regression	0.546134	Akaike info criterion		1.653725
Sum squared resid	22.36965	Schwarz criterion		1.714603
Log likelihood	-61.66840	Hannan-Quinn criter.		1.678075
F-statistic	52.17936	Durbin-Watson stat		1.927040
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

Como se puede ver, no existen problemas de autocorrelación en el modelo con una diferencia y, además, éste es estacionario ( $0,0000 < 0,05$ ).

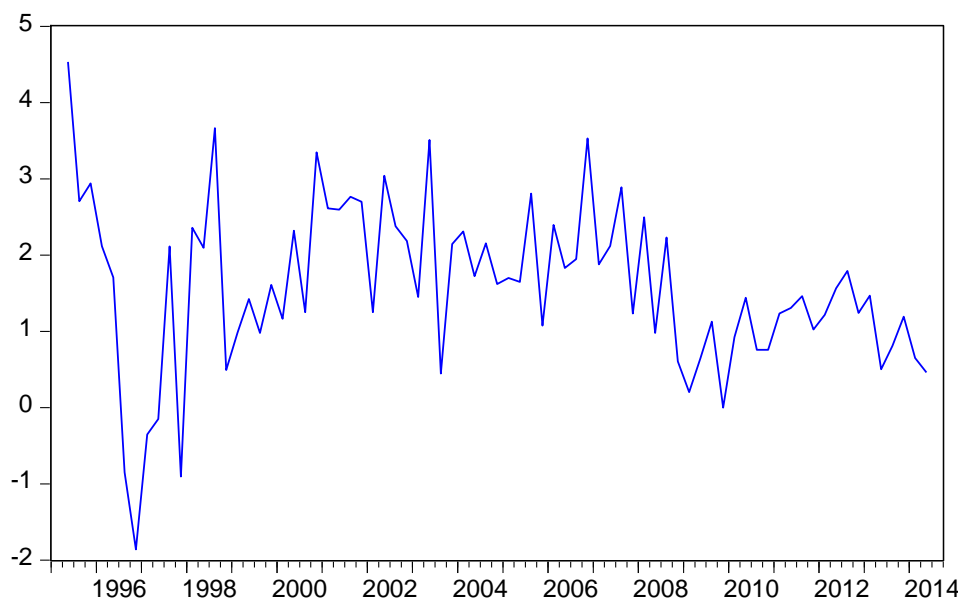
En definitiva, si se tienen en cuenta los análisis que se han realizado tanto para Estados Unidos como para la zona euro de ambos indicadores, se obtienen resultados similares, de modo que todas las series implicadas en este análisis son integrables de orden 1.

### Diferencia entre las tasas de inflación de los indicadores de precios

Todos los análisis econométricos con los que se ha trabajado hasta el momento consideraban de forma separada tanto el deflactor del PIB como el IPC. Sin embargo, también es importante conocer si la diferencia entre las tasas de inflación asociadas a ambos, o sea,  $\Pi_{DPIB} - \pi_{IPC}$ , es estacionaria o si, por el contrario, no lo es. Esta relación que se ha definido será de gran relevancia en el estudio, pues en análisis posteriores se utilizará para comprobar ciertas hipótesis de por qué existen diferencias entre los dos indicadores estudiados.

De tal modo, esta diferencia para el caso europeo quedaría gráficamente representada de la siguiente forma.

**Gráfico 7. Diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de la zona euro.**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

En cuanto al análisis de la autocorrelación y la estacionariedad del modelo utilizado, éste figura en la tabla 19.

**Tabla 19. Prueba ADF de la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de la zona euro.**

Null Hypothesis: INFLACION\_EU has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.598071	0.0080
Test critical values: 1% level	-3.520307	
5% level	-2.900670	
10% level	-2.587691	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(INFLACION\_EU)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1995Q4 2014Q2  
 Included observations: 75 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

INFLACION_EU(-1)	-0.443630	0.123297	-3.598071	0.0006
D(INFLACION_EU(-1))	-0.355296	0.104962	-3.384988	0.0012
C	0.641616	0.222605	2.882305	0.0052
R-squared	0.427527	Mean dependent var	-0.029956	
Adjusted R-squared	0.411625	S.D. dependent var	1.216698	
S.E. of regression	0.933275	Akaike info criterion	2.738945	
Sum squared resid	62.71218	Schwarz criterion	2.831644	
Log likelihood	-99.71042	Hannan-Quinn criter.	2.775958	
F-statistic	26.88511	Durbin-Watson stat	1.957189	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

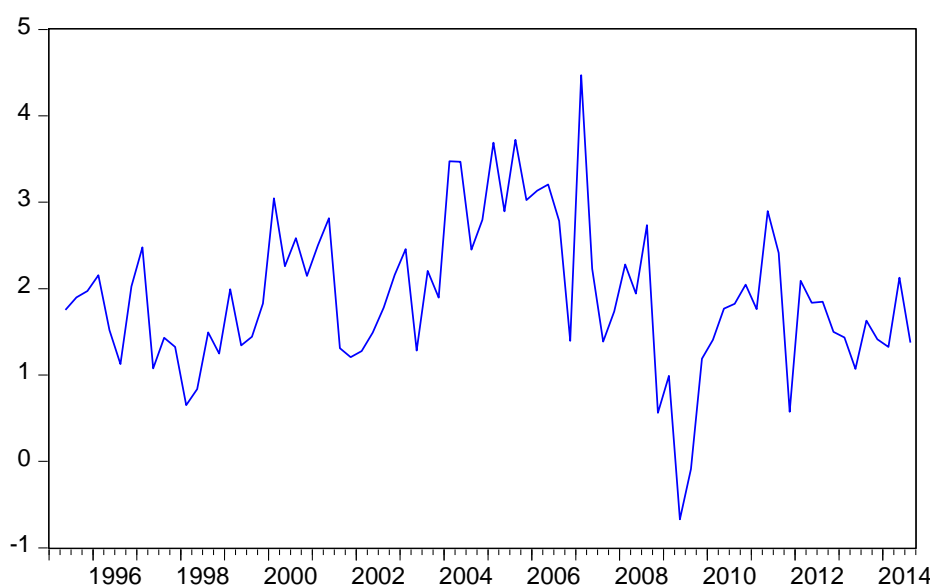
En este modelo, cuya variable explicada es la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de la zona euro y cuya variable independiente es la variable dependiente retardada un periodo, a lo que hay que añadir un retardo adicional.

En el estadístico de Durbin-Watson no se aprecian problemas de autocorrelación, pues el valor del estadístico se encuentra dentro de los límites prefijados.

En cuanto a la estacionariedad, se puede comentar que se acepta la hipótesis alternativa, es decir, la diferencia entre ambas medidas de la tasa de inflación es estacionaria (dado que el p-valor 0,0080 es menor que 0,05).

En el caso estadounidense, destaca la siguiente gráfica para la misma diferencia entre los dos indicadores de la tasa de inflación.

**Gráfico 8. Diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU.**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

En lo relativo a la tabla 20, se presenta como variable dependiente del modelo la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU. y como variables explicativas del mismo una constante y la variable explicada retardada un periodo.

**Tabla 20. Prueba ADF de la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU.**

Null Hypothesis: INFLACION\_\_\_\_\_USA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.957920	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.517847	
5% level	-2.899619	
10% level	-2.587134	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INFLACION\_\_\_\_\_USA)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q3

Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFLACION_____USA(-1)	-0.496018	0.100045	-4.957920	0.0000
C	0.946926	0.210499	4.498490	0.0000
R-squared	0.246844	Mean dependent var		-0.004937
Adjusted R-squared	0.236802	S.D. dependent var		0.866981
S.E. of regression	0.757405	Akaike info criterion		2.307793
Sum squared resid	43.02465	Schwarz criterion		2.368671
Log likelihood	-86.85003	Hannan-Quinn criter.		2.332144
F-statistic	24.58097	Durbin-Watson stat		2.021291
Prob(F-statistic)	0.000004			

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

Además, no se detectan problemas de autocorrelación en éste y, al ser el p-valor (0,0001) menor que 0,05, se puede afirmar que el modelo es estacionario.

Por tanto, los resultados obtenidos en las pruebas de Dickey-Fuller aumentadas de la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de ambas economías (tablas 19 y 20) se puede concluir que las series implicadas en estos análisis son integrables de orden 0, I (0).

En la siguiente sección se utilizarán estos resultados con mayor profundidad, como ya se ha comentado anteriormente, viendo así si el ciclo económico afecta a las diferencias existentes entre ambos indicadores.



Posteriormente también se verá si el hecho de que el IPC incluya las importaciones puede estar motivando estas diferencias entre ambos indicadores, aunque en ese apartado no se necesitarán los resultados obtenidos en las tablas 17, 18, 19 y 20.

### Análisis del ciclo económico

Los ciclos económicos son fluctuaciones recurrentes que se dan en las economías y que afectan a las tasas de crecimiento de la producción, el empleo y a diversas variables macroeconómicas. Se puede decir que un ciclo está compuesto por cuatro fases: valle, expansión, cima y recesión. No es posible establecer la duración de cada una de las fases, pues cada ciclo varía y presenta unas características, causas y consecuencias diferentes a las de otros ciclos anteriores o posteriores en el tiempo.

Así pues, una de las posibles causas de las diferencias entre los indicadores de precios analizados en este trabajo puede ser el ciclo económico —otra posible causa son las importaciones que serán analizadas más adelante—.

Para comprobar esta afirmación, se realizará a continuación una regresión con las diferencias de las tasas de inflación asociadas a los dos indicadores del nivel general de precios utilizados en este estudio para el caso de la zona euro, por un lado, y de EE.UU., por otro.

Se ha de tener en cuenta que toda serie de tiempo tiene una serie de componentes tales como: la tendencia a largo plazo, la estacionalidad a corto plazo (variaciones en periodos menores a un año) y ciclos de medio plazo (variaciones en periodos superiores a un año pero inferiores a ocho o diez años).

Con el fin de plantear dicha regresión y representar tales componentes se utilizarán las siguientes ecuaciones:

- (1)  $Y_t = \alpha + \beta t + \gamma t^2 + \mu_t$ , siendo  $Y_t$  el PIB,  $\alpha$  una constante,  $t$  la variable tiempo,  $\beta$  y  $\gamma$  los coeficientes asociados a las variables explicativas que definen los componentes lineal y cuadrático de la tendencia de largo plazo, respectivamente; y  $\mu_t$  es el componente cíclico (residuo).<sup>9</sup>
- (2)  $\Pi_{DPIB, t} - \pi_{IPC, t} = \lambda + \delta \mu_t + \varepsilon_t$ , donde  $\Pi_{DPIB}$  es la tasa de inflación del deflactor del PIB,  $\pi_{IPC}$  es la tasa de inflación del IPC,  $\lambda$  es la constante,  $\mu_t$  es el componente

<sup>9</sup> El residuo, que es la parte no explicada por un modelo, refleja que existen otras variables que pueden explicar la variable dependiente del modelo con el que se está trabajando, pero que no figuran en él en ese momento. El PIB, al ser una variable considerada en el tiempo, tiene un componente tendencial y un componente cíclico. Así, la ecuación (1) tiene la variable tendencia como variable explicativa, pero no ocurre lo mismo con el ciclo económico, el cual no figura como variable independiente. Luego, los residuos de esta relación se correspondan con el ciclo económico.

cíclico<sup>10</sup>,  $\delta$  es el coeficiente de la variable independiente y  $\varepsilon_t$  el error de estimación.

Como ya se ha comentado anteriormente, la tasa de inflación trimestral de ambos indicadores del nivel general de precios es estacionaria, al igual que la diferencia entre las tasas de inflación.

Bajo estas premisas, y con las ecuaciones a utilizar ya definidas, a continuación se hará el análisis para determinar si la evolución del ciclo económica afecta o no a la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC.

**Tabla 21. Estimación del componente cíclico del PIB.**

Dependent Variable: GDPEUS\_AADJ  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 14:49  
 Sample: 1995Q1 2014Q3  
 Included observations: 79

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
t	0.396069	0.019035	20.80705	0.0000
t_2	-0.000127	0.000231	-0.551228	0.5831
C	75.48922	0.329956	228.7858	0.0000
R-squared	0.988845	Mean dependent var		91.06253
Adjusted R-squared	0.988552	S.D. dependent var		8.906142
S.E. of regression	0.952926	Akaike info criterion		2.778677
Sum squared resid	69.01321	Schwarz criterion		2.868656
Log likelihood	-106.7577	Hannan-Quinn criter.		2.814725
F-statistic	3368.632	Durbin-Watson stat		0.060790
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 21 se puede observar, como su nombre indica, la estimación de la primera de las ecuaciones que se han definido. De esta estimación se podrían comentar numerosas cuestiones (la significatividad de los coeficientes, la multicolinealidad provocada por la variable  $t^2$ , el valor de los estadísticos, etc.), sin embargo, lo que mayor relevancia tiene para este estudio son los errores obtenidos de dicha estimación, los cuales figurarán como variable independiente en la segunda igualdad.

De tal modo, una vez extraída esa información e insertada en la siguiente ecuación, se puede proceder a su estimación por MCO.

<sup>10</sup> Los errores obtenidos en (1), los cuales representan el componente cíclico, son utilizados como variable independiente en (2). De tal modo, (2) pretende demostrar que las diferencias entre las tasas de variación de ambos indicadores pueden ser explicadas a través del componente cíclico.

**Tabla 22. Estimación por MCO de la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y el IPC.**

Dependent Variable: TASADEFLEUSADJ-INFLACION\_EU  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 14:59  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2014Q2  
 Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESTEND	0.070333	0.149183	0.471457	0.6387
C	0.333796	0.138881	2.403464	0.0187
R-squared	0.002955	Mean dependent var		0.334372
Adjusted R-squared	-0.010339	S.D. dependent var		1.212380
S.E. of regression	1.218631	Akaike info criterion		3.258964
Sum squared resid	111.3796	Schwarz criterion		3.319842
Log likelihood	-123.4701	Hannan-Quinn criter.		3.283315
F-statistic	0.222271	Durbin-Watson stat		1.410987
Prob(F-statistic)	0.638683			

Fuente: Elaboración propia.

Esta estimación establece como variable dependiente la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC, usando como regresores una constante y los residuos de la regresión previa (restend), que mide el componente cíclico del PIB una vez eliminado el componente tendencial del mismo. Esta última variable no es significativa a un nivel de significación del 5%. Por lo tanto, se puede concluir que el ciclo económico no logra explicar la diferencia entre las tasas de inflación asociados a los índices de precios analizados.

Por otro lado, se va a proceder a ajustar un proceso autorregresivo a la diferencia entre las dos tasas de inflación, es decir, se va a regresar la diferencia entre las dos tasas de inflación sobre una constante y los cuatro primeros retardos de esa misma diferencia. Todo ello permitirá señalar si la diferencia entre las dos tasas de inflación es persistente en el tiempo, o dicho de otro modo, si el comportamiento futuro de la diferencia de las tasas de inflación contemporáneas se explica en parte por el comportamiento pasado de las mismas.

**Tabla 23. Proceso autorregresivo de la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de la zona euro.**

Dependent Variable: DIFTASASEU  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/19/15 Time: 14:55  
 Sample (adjusted): 1996Q2 2014Q2  
 Included observations: 73 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	-0.239533	1.012621	-0.236547	0.8137
DIFTASASEU(-1)	0.593756	0.120556	4.925147	0.0000
DIFTASASEU(-2)	0.270028	0.138789	1.945597	0.0558
DIFTASASEU(-3)	0.212700	0.138527	1.535445	0.1293
DIFTASASEU(-4)	-0.071920	0.123380	-0.582920	0.5619
R-squared	0.992924	Mean dependent var		-98.36008
Adjusted R-squared	0.992508	S.D. dependent var		10.73970
S.E. of regression	0.929576	Akaike info criterion		2.757858
Sum squared resid	58.75957	Schwarz criterion		2.914739
Log likelihood	-95.66181	Hannan-Quinn criter.		2.820378
F-statistic	2385.632	Durbin-Watson stat		2.017801
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia.

Viendo los resultados obtenidos para el caso de la zona euro, es posible afirmar que la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC es persistente en el tiempo, es decir, la diferencia contemporánea entre las dos medidas de la tasa de inflación viene explicada por diferencias pasadas, luego también explicarán las diferencias futuras.

Del mismo modo, se ha de realizar este análisis para el caso norteamericano.

**Tabla 24. Proceso autorregresivo de la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC de EE.UU.**

Dependent Variable: DIFTASASUSA  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/19/15 Time: 14:59  
 Sample (adjusted): 1996Q2 2014Q2  
 Included observations: 73 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.907260	1.113735	-0.814610	0.4181
DIFTASASUSA(-1)	0.512963	0.121273	4.229800	0.0001
DIFTASASUSA(-2)	0.457430	0.136301	3.356025	0.0013
DIFTASASUSA(-3)	0.007740	0.136020	0.056900	0.9548
DIFTASASUSA(-4)	0.022161	0.120206	0.184359	0.8543
R-squared	0.991772	Mean dependent var		-100.1300
Adjusted R-squared	0.991288	S.D. dependent var		13.10782
S.E. of regression	1.223452	Akaike info criterion		3.307265
Sum squared resid	101.7848	Schwarz criterion		3.464146
Log likelihood	-115.7152	Hannan-Quinn criter.		3.369785
F-statistic	2049.139	Durbin-Watson stat		2.001771
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia.

Observando el resultado del proceso autorregresivo estadounidense se pueden obtener conclusiones similares a las del caso europeo, o sea, la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC es persistente en el tiempo.

En definitiva, este análisis de la posible influencia del ciclo económico sobre la diferencia entre ambos indicadores ha sido negativo, es decir,  $\delta$  no es significativa en ninguna de las dos zonas, lo que implica que el ciclo económico no es el causante ni puede explicar la diferencia entre ambas medidas de la tasa de inflación.

El próximo paso consiste, como ya se ha comentado, en averiguar si las importaciones pueden explicar esta diferencia entre ambas medidas de la tasa de inflación, que el ciclo económico no puede explicar, ya que las importaciones se incluyen en el IPC, algo que no ocurre en el caso del deflactor del PIB, que sólo considera los bienes producidos en el interior de la economía.

### Análisis de las importaciones

Este nuevo análisis se desarrollará a través de la estimación de un modelo en el cual se valora la influencia del precio de las importaciones en la diferencia entre las tasas de inflación asociadas a ambos indicadores del nivel general de precios. Algebraicamente:

$$(3) \quad \Pi_{DPIB,t} - \pi_{IPC,t} = \lambda + \delta I_t + u_t,$$

donde  $\Pi_{DPIB}$  es la tasa de inflación del deflactor del PIB,  $\pi_{IPC}$  es la tasa de inflación del IPC,  $\lambda$  es una constante,  $I_t$  es el índice de precios de las importaciones,  $\delta$  es el coeficiente de la variable independiente y  $u_t$  es la perturbación aleatoria.<sup>11</sup>

Este modelo, como se verá más adelante, presenta ciertos inconvenientes que deberán de ser corregidos para así cumplir los supuestos deseables en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios.

Dicho lo cual, se puede proceder a realizar el análisis de la capacidad explicativa de los precios de las importaciones sobre la diferencia entre las dos medidas de la tasa de inflación estudiadas.

### Zona euro

El primer paso para comprobar el posible efecto de las importaciones en las diferencias entre los índices estudiados es estimar el modelo que se ha planteado —modelo (3)—.

<sup>11</sup> Dadas las características de este modelo, de aquí en adelante se hará referencia a él como “modelo estático”.

**Tabla 25. Estimación por MCO del modelo estático de la zona euro.**

Dependent Variable: DIFTASASEU  
 Method: LeastSquares  
 Date: 06/09/15 Time: 16:20  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2014Q2  
 Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMPINDEEU	-1.310048	0.052831	-24.79719	0.0000
C	35.36006	5.373617	6.580309	0.0000
R-squared	0.891289	Mean dependentvar		-97.48209
Adjusted R-squared	0.889839	S.D. dependentvar		11.11524
S.E. of regression	3.689202	Akaikeinfocriterion		5.474328
Sum squaredresid	1020.766	Schwarzcriterion		5.535206
Log likelihood	-208.7616	Hannan-Quinncrier.		5.498679
F-statistic	614.9007	Durbin-Watson stat		0.214868
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

La variable dependiente de esta tabla es la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC y las variables explicativas son una constante y el índice de precios de las importaciones. Asimismo, se puede apreciar como este modelo presenta problemas de autocorrelación de los residuos, pues el valor del estadístico de Durbin-Watson se encuentra fuera de los varemos establecidos para el caso.

Este mismo hecho puede observarse de una forma más gráfica en el siguiente cuadro de autocorrelaciones.

**Tabla 26. Autocorrelaciones de los residuos del modelo estático de la zona euro.**

Date: 06/09/15 Time: 16:28  
 Sample: 1995Q2 2014Q2  
 Included observations: 77

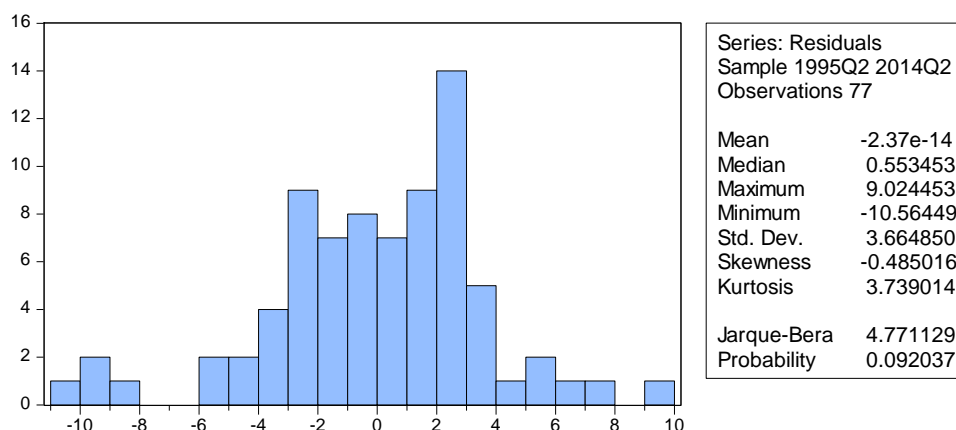
Autocorrelation	PartialCorrelation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  *****	.  *****	1	0.882	0.882	62.278	0.000
.  *****	*** .	2	0.681	-0.437	99.897	0.000
.  ***	* .	3	0.455	-0.125	116.93	0.000
.  **	* .	4	0.223	-0.165	121.07	0.000
. .	. .	5	0.028	0.027	121.14	0.000
* .	* .	6	-0.092	0.110	121.87	0.000
* .	** .	7	-0.186	-0.209	124.87	0.000
** .	. .	8	-0.239	0.029	129.89	0.000
** .	* .	9	-0.265	-0.103	136.16	0.000

** .	.  .	10	-0.263	0.067	142.42	0.000
** .	* .	11	-0.264	-0.167	148.86	0.000
** .	.  .	12	-0.252	0.016	154.80	0.000
* .	.  *.	13	-0.204	0.151	158.75	0.000
* .	.  *.	14	-0.116	0.105	160.05	0.000
.  .	.  .	15	-0.025	-0.042	160.11	0.000
.  *.	.  *.	16	0.090	0.110	160.92	0.000
.  *.	.  .	17	0.184	-0.054	164.35	0.000
.  **.	.  *.	18	0.253	0.112	170.93	0.000
.  **.	.  .	19	0.291	-0.014	179.80	0.000
.  **.	.  *.	20	0.319	0.129	190.67	0.000
.  **.	.  .	21	0.314	-0.017	201.37	0.000
.  **.	.  .	22	0.288	0.011	210.55	0.000
.  **.	.  .	23	0.250	0.062	217.62	0.000
.  *.	* .	24	0.200	-0.068	222.23	0.000
.  *.	.  .	25	0.128	0.018	224.13	0.000
.  .	.  .	26	0.053	-0.033	224.47	0.000
.  .	.  .	27	-0.020	0.046	224.52	0.000
* .	.  *.	28	-0.072	0.086	225.16	0.000
* .	* .	29	-0.120	-0.119	226.98	0.000
* .	** .	30	-0.179	-0.207	231.11	0.000
** .	.  .	31	-0.237	-0.010	238.52	0.000
** .	* .	32	-0.296	-0.137	250.34	0.000

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

Como se puede ver, el problema de autocorrelación queda patente, pero otra cuestión que es de interés es si los residuos de este modelo respetan la hipótesis de normalidad, para lo cual se aplicará la prueba de Jarque-Bera.

**Gráfico 9. Prueba de Jarque-Bera de los residuos del modelo estático de la zona euro.**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

La representación gráfica de la prueba de normalidad de Jarque-Bera de los residuos de la estimación muestra cómo, claramente, estos se comportan según una distribución normal.

Otra de los supuestos deseables para este modelo —más concretamente para el término de perturbación— es el relativo a la homocedasticidad. El hecho de que la perturbación sea homocedástica implica que la varianza de la misma se mantiene constante en el tiempo, es decir,  $\text{var}[u_t] = E[u_t^2] = \sigma^2 \forall t = 1, \dots, n$ . En el caso de que no se verifique lo indicado, se ha de afirmar que existe un problema de heterocedasticidad.

**Tabla 27. Prueba de heterocedasticidad de los residuos del modelo estático de la zona euro.**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.262637	Prob. F(1,75)	0.6098
Obs*R-squared	0.268700	Prob. Chi-Square(1)	0.6042
Scaled explained SS	0.349119	Prob. Chi-Square(1)	0.5546

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: LeastSquares  
 Date: 06/09/15 Time: 16:29  
 Sample: 1995Q2 2014Q2  
 Included observations: 77

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	29.77127	32.32380	0.921033	0.3600
IMPINDEEU	-0.162862	0.317790	-0.512482	0.6098

R-squared	0.003490	Mean dependentvar	13.25670
Adjusted R-squared	-0.009797	S.D. dependentvar	22.08366
S.E. of regression	22.19158	Akaikeinfocriterion	9.062933
Sum squared resid	36934.95	Schwarzcriterion	9.123811
Log likelihood	-346.9229	Hannan-Quinn criter.	9.087284
F-statistic	0.262637	Durbin-Watson stat	0.399237
Prob(F-statistic)	0.609820		

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

Dado que 0,6042 es mayor que el nivel de significación preestablecido del 5%, se puede aceptar  $H_0$ , o sea, la perturbación es homocedástica.

Ahora, del mismo modo que se han realizado estos análisis para la zona euro, se ha de proceder a estudiar el caso estadounidense.



### Estados Unidos

En este caso, el orden a seguir en los análisis será el mismo, es decir, estimación por MCO y estudio de la autocorrelación, normalidad y homocedasticidad del término de perturbación del modelo.

Así pues, se puede proceder con el primero de los pasos.

**Tabla 28. Estimación por MCO del modelo estático de EE.UU.**

Dependent Variable: DIFTASASUSA  
 Method: LeastSquares  
 Date: 06/09/15 Time: 16:18  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2014Q2  
 Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
USAINDE2005B	-0.922560	0.050181	-18.38459	0.0000
C	-2.811251	5.270579	-0.533386	0.5953
R-squared	0.818399	Mean dependentvar	-98.91219	
Adjusted R-squared	0.815978	S.D. dependentvar	13.79489	
S.E. of regression	5.917709	Akaikeinfocriterion	6.419407	
Sum squared resid	2626.446	Schwarzcriterion	6.480285	
Log likelihood	-245.1472	Hannan-Quinn criter.	6.443757	
F-statistic	337.9930	Durbin-Watson stat	0.164357	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

Este modelo, cuya variable dependiente e independientes son ya conocidas, presenta problemas de autocorrelación, pues el estadístico de Durbin-Watson no se encuentra dentro de la banda 1,85 y 2,15, luego existe evidencia de autocorrelación positiva. También es destacable la significatividad de la variable explicativa índice de precios de las importaciones ( $0,0000 < 0,05$ ), aunque la ya mencionada autocorrelación ensombrece este hecho.

Este fenómeno se puede visualizar en la tabla 29, que representa la evolución de las autocorrelaciones correspondiente a este caso.

**Tabla 29. Autocorrelaciones de los residuos del modelo estático de EE.UU.**

Date: 06/10/15 Time: 15:28  
 Sample: 1995Q2 2014Q2  
 Included observations: 77

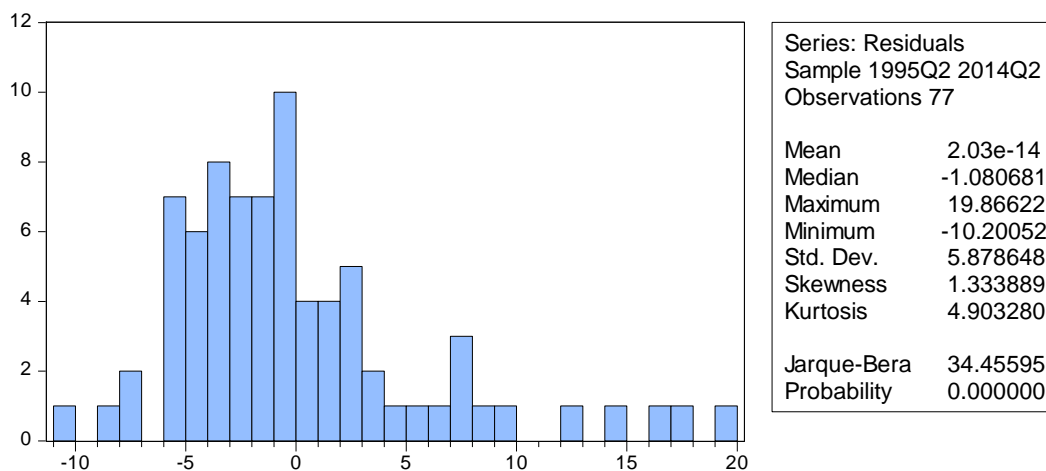
Autocorrelation	PartialCorrelation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.  *****	.  *****	1	0.838	0.838	56.166 0.000

.  *****	. *   .	2	0.662	-0.132	91.759	0.000
.  ****	.   .	3	0.512	-0.018	113.34	0.000
.  ***	.   .	4	0.401	0.026	126.75	0.000
.  **	.   .	5	0.312	-0.013	134.97	0.000
.  **	.  *  .	6	0.274	0.110	141.41	0.000
.  **	.   .	7	0.236	-0.043	146.25	0.000
.  *	. *   .	8	0.168	-0.114	148.74	0.000
.  *	.  *  .	9	0.133	0.099	150.33	0.000
.  *	.   .	10	0.104	-0.031	151.30	0.000
.  *	.  *  .	11	0.107	0.099	152.35	0.000
.  *	. *   .	12	0.088	-0.089	153.07	0.000
.   .	.   .	13	0.072	-0.007	153.57	0.000
.   .	.   .	14	0.051	0.008	153.81	0.000
.   .	.   .	15	0.045	0.036	154.01	0.000
.   .	.   .	16	0.030	-0.040	154.11	0.000
.   .	.   .	17	0.018	-0.012	154.14	0.000
.   .	.   .	18	0.008	-0.018	154.14	0.000
.   .	.   .	19	-0.022	-0.049	154.19	0.000
.   .	.   .	20	-0.059	-0.051	154.57	0.000
. *   .	.   .	21	-0.090	-0.012	155.46	0.000
. *   .	. *   .	22	-0.140	-0.141	157.62	0.000
. *   .	. *   .	23	-0.204	-0.077	162.32	0.000
**   .	.   .	24	-0.232	0.033	168.52	0.000
**   .	.   .	25	-0.239	-0.004	175.23	0.000
**   .	.   .	26	-0.245	-0.045	182.40	0.000
**   .	.   .	27	-0.222	0.060	188.37	0.000
. *   .	.   .	28	-0.170	0.066	191.94	0.000

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

En cuanto a la normalidad de los residuos, el gráfico 10 es muy ilustrativo, pues se puede ver fácilmente como el término de perturbación sigue una distribución normal.

**Gráfico 10. Prueba de Jarque-Bera de los residuos del modelo estático de EE.UU.**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

Finalmente, se procede a realizar el último de los análisis comentados anteriormente, o sea, el relativo a la homocedasticidad del término de perturbación.

**Tabla 30. Prueba de heterocedasticidad de los residuos del modelo estático de EE.UU.**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.244740	Prob. F(1,75)	0.2681
Obs*R-squared	1.257070	Prob. Chi-Square(1)	0.2622
Scaled explained SS	2.327556	Prob. Chi-Square(1)	0.1271

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: LeastSquares  
 Date: 06/10/15 Time: 15:29  
 Sample: 1995Q2 2014Q2  
 Included observations: 77

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	100.8507	60.31673	1.672018	0.0987
USAINDE2005B	-0.640707	0.574276	-1.115679	0.2681

R-squared	0.016326	Mean dependent var	34.10969
Adjusted R-squared	0.003210	S.D. dependent var	67.83147
S.E. of regression	67.72252	Akaikeinfocriterion	11.29435
Sum squared resid	343975.5	Schwarzcriterion	11.35522
Log likelihood	-432.8323	Hannan-Quinn criter.	11.31870
F-statistic	1.244740	Durbin-Watson stat	0.174045
Prob(F-statistic)	0.268122		

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

Para el caso norteamericano, se cumple que el modelo presenta homocedasticidad, pues 0,2622 es mayor que 0,05, lo que supone no rechazar la hipótesis nula.

Como se ha visto hasta el momento, tanto el modelo seleccionado para el caso de la Zona Euro como para el caso de Estados Unidos, cumplen con las hipótesis de normalidad y homocedasticidad de los residuos. Sin embargo, las perturbaciones presentan correlación serial.<sup>12</sup> Esto supone un importante problema para el análisis, pues el hecho de que exista autocorrelación en el modelo lo invalida.

Así pues, el siguiente paso en este estudio se basa en solucionar este problema para comprobar si realmente el índice de precios de las importaciones puede explicar la diferencia entre los dos índices considerados.

<sup>12</sup>  $cov [u_i u_j] = E [u_i u_j] = 0 \forall i \neq j$  con  $i = 1, \dots, n$  y  $j = 1, \dots, n$ .

Corrección de la autocorrelación.

Para hacer frente al problema de autocorrelación que presenta el primer modelo considerado —ecuación (3)—, se trabajará con un nuevo modelo que incluya tantos retardos como sea necesario para así lograr perturbaciones incorraladas y la significatividad de la variable índice de precios de las importaciones. De tal forma, el modelo a estimar sería el siguiente:

$$(4) \quad \partial\pi_t \equiv \Pi_{DPIB} - \pi_{IPC} = \alpha + \beta_1 (\partial\pi_{t-1}) + \beta_2 (\partial\pi_{t-2}) + \dots + \beta_k (\partial\pi_{t-k}) + \Upsilon I_t + \varepsilon_t$$

siendo  $\Pi_{DPIB}$  la tasa de inflación del deflactor del PIB,  $\pi_{IPC}$  la tasa de inflación de IPC,  $\partial\pi_t$  la diferencia entre ambas tasas de inflación,  $\alpha$  una constante,  $I_t$  el índice de precios de las importaciones,  $\beta$  y  $\Upsilon$  los coeficientes de las variables independientes y  $\varepsilon_t$  la perturbación estocástica.<sup>13</sup>

Una vez presentada esta relación, se puede proceder a desarrollar los análisis pertinentes, los cuales son similares a los realizados hasta el momento. De tal modo, el primer paso es la estimación por mínimos cuadrados ordinarios y, continuando con la estructura seguida hasta el momento, se comenzará por el caso de la zona euro.

**Tabla 31. Estimación por MCO del modelo dinámico de la zona euro.**

Dependent Variable: DIFTASASEU  
 Method: LeastSquares  
 Date: 06/16/15 Time: 17:05  
 Sample (adjusted): 1996Q1 2014Q2  
 Included observations: 74 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMPORINDEXEU	-0.159460	0.033546	-4.753415	0.0000
DIFTASASEU(-1)	0.390721	0.110326	3.541506	0.0007
DIFTASASEU(-2)	0.251232	0.117091	2.145620	0.0354
DIFTASASEU(-3)	0.254410	0.105757	2.405601	0.0188
C	5.283856	1.464688	3.607496	0.0006
R-squared	0.994755	Mean dependentvar	-98.14677	
Adjusted R-squared	0.994451	S.D. dependentvar	10.82258	
S.E. of regression	0.806223	Akaikeinfocriterion	2.472264	
Sum squaredresid	44.84970	Schwarzcriterion	2.627944	
Log likelihood	-86.47377	Hannan-Quinncrier.	2.534367	
F-statistic	3271.374	Durbin-Watson stat	2.020269	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

<sup>13</sup> Dadas las características de este modelo, de aquí en adelante se hará referencia a él como “modelo dinámico”.

La tabla 31 presenta como variable explicada la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y el IPC —como ya se esperaba— y como variables explicativas la constante, el índice de precios de las importaciones y tres retardos.

Es de destacar el hecho de que la variable índice de precios de las importaciones es significativa, pero hay que destacar el hecho de que hayan sido necesarios tres retardos para eliminar los problemas de autocorrelación existente en el modelo (3).<sup>14</sup>

Este hecho se puede visionar con mayor facilidad en la tabla 32, donde se puede observar el comportamiento de los residuos de un modo más gráfico.

**Tabla 32. Autocorrelaciones de los residuos del modelo dinámico de la zona euro.**

Date: 06/16/15 Time: 17:06  
Sample: 1996Q1 2014Q2  
Included observations: 74

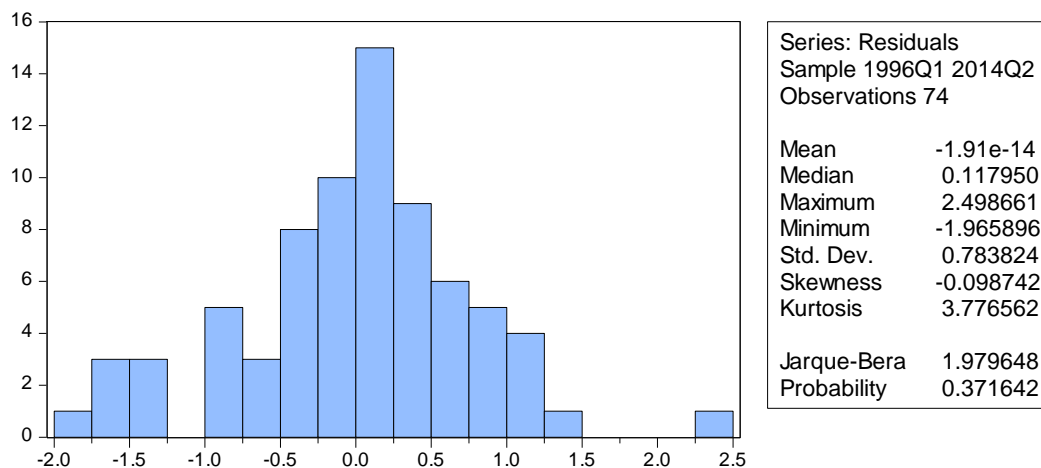
Autocorrelation	PartialCorrelation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.   .	.   .	1 -0.014	-0.014	0.0154	0.901
.   .	.   .	2 -0.017	-0.018	0.0389	0.981
.   .	.   .	3 0.023	0.023	0.0812	0.994
.   *	.   *	4 0.153	0.154	1.9664	0.742
.   *	.   *	5 0.075	0.083	2.4310	0.787
.   *	.   *	6 0.198	0.212	5.6648	0.462
. *   .	. *   .	7 -0.096	-0.092	6.4356	0.490
.   *	.   *	8 0.141	0.131	8.1359	0.420
.   .	. *   .	9 -0.026	-0.069	8.1951	0.515
. *   .	. *   .	10 -0.100	-0.168	9.0740	0.525
.   .	.   .	11 0.060	0.045	9.3991	0.585
.   **	.   **	12 0.319	0.277	18.648	0.097
. *   .	. *   .	13 -0.151	-0.121	20.741	0.078
.   .	.   .	14 0.028	0.034	20.815	0.106
. *   .	. *   .	15 -0.143	-0.143	22.762	0.089
.   *	.   .	16 0.120	0.073	24.169	0.086

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

Otra cuestión importante, como ya se ha visto anteriormente, es la relativa a la normalidad del término de perturbación y, como muestra el gráfico 11 los residuos del modelo dinámico europeo cumplen con el supuesto de normalidad.

<sup>14</sup> El modelo con uno y dos retardos presentaba problemas de autocorrelación y el modelo de cuatro retardos era menos significativo que el de tres retardos.

**Gráfico 11. Prueba de Jarque-Bera de los residuos del modelo dinámico de la zona euro.**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

En cuanto al supuesto de homocedasticidad, la siguiente tabla presenta los datos necesarios para determinar si se acepta la hipótesis nula o si, por el contrario, se rechaza, lo que implicaría la existencia de heterocedasticidad.

**Tabla 33. Prueba de heterocedasticidad de los residuos del modelo dinámico de la zona euro.**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.560965	Prob. F(4,69)	0.6917
Obs*R-squared	2.330666	Prob. Chi-Square(4)	0.6752
Scaled explained SS	2.813146	Prob. Chi-Square(4)	0.5896

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: LeastSquares

Date: 06/16/15 Time: 17:07

Sample: 1996Q1 2014Q2

Included observations: 74

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.235598	1.869879	0.125996	0.9001
IMPORINDEXEU	-0.000478	0.042827	-0.011167	0.9911
DIFTASASEU(-1)	-0.187792	0.140847	-1.333305	0.1868
DIFTASASEU(-2)	0.074559	0.149483	0.498782	0.6195
DIFTASASEU(-3)	0.110360	0.135014	0.817395	0.4165
R-squared	0.031495	Mean dependentvar		0.606077
Adjusted R-squared	-0.024650	S.D. dependentvar		1.016801

S.E. of regression	1.029256	Akaikeinfocriterion	2.960727
Sum squaredresid	73.09645	Schwarzcriterion	3.116407
Log likelihood	-104.5469	Hannan-Quinncrier.	3.022830
F-statistic	0.560965	Durbin-Watson stat	1.924615
Prob(F-statistic)	0.691743		

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco Central Europeo.

Para el modelo dinámico de la Zona Euro se acepta  $H_0$  y, por tanto, los residuos son homocedásticos.

Ante la ausencia de autocorrelación y la presencia de normalidad y homocedasticidad se puede afirmar que las perturbaciones de este modelo son esféricas.

Así pues, el modelo europeo cumple con las expectativas de este estudio, pero ahora es necesario comprobar si Estados Unidos también las confirma.

**Tabla 34. Estimación por MCO del modelo dinámico de EE.UU.**

Dependent Variable: DIFTASASUSA

Method: LeastSquares

Date: 06/16/15 Time: 17:08

Sample (adjusted): 1995Q4 2014Q2

Included observations: 75 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMPORTINDEUSA	-0.081500	0.024354	-3.346408	0.0013
DIFTASASUSA(-1)	0.405976	0.102296	3.968635	0.0002
DIFTASASUSA(-2)	0.516037	0.096722	5.335257	0.0000
C	-0.150738	1.005356	-0.149935	0.8812
R-squared	0.993368	Mean dependentvar	-99.53258	
Adjusted R-squared	0.993088	S.D. dependentvar	13.43095	
S.E. of regression	1.116620	Akaikeinfocriterion	3.110349	
Sum squaredresid	88.52571	Schwarzcriterion	3.233948	
Log likelihood	-112.6381	Hannan-Quinncrier.	3.159701	
F-statistic	3545.057	Durbin-Watson stat	1.970954	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

En esta tabla la variable dependiente viene siendo la habitual ( $\partial\pi_t$ ), mientras que las variables independientes son la constante, el índice de precios de las importaciones y dos retardos.

Como era de esperar, la variable índice de precios de las importaciones es significativa, al igual que los dos retardos que se han incluido y que permiten solucionar el problema de autocorrelación que arrastraba el modelo (3) —y el modelo (4) con un retardo—. De tal modo,

en Estados Unidos la diferencia de las tasas de inflación de los índices corrige la autocorrelación más rápido, con tan solo 2 retardos, mientras que en la Zona Euro se requiere de 3.

Continuando con el análisis de la autocorrelación, la tabla 35 presenta la evolución de las perturbaciones de un modo más gráfico.

**Tabla 35. Autocorrelaciones de los residuos del modelo dinámico de EE.UU.**

Sample: 1995Q4 2014Q2

Included observations: 75

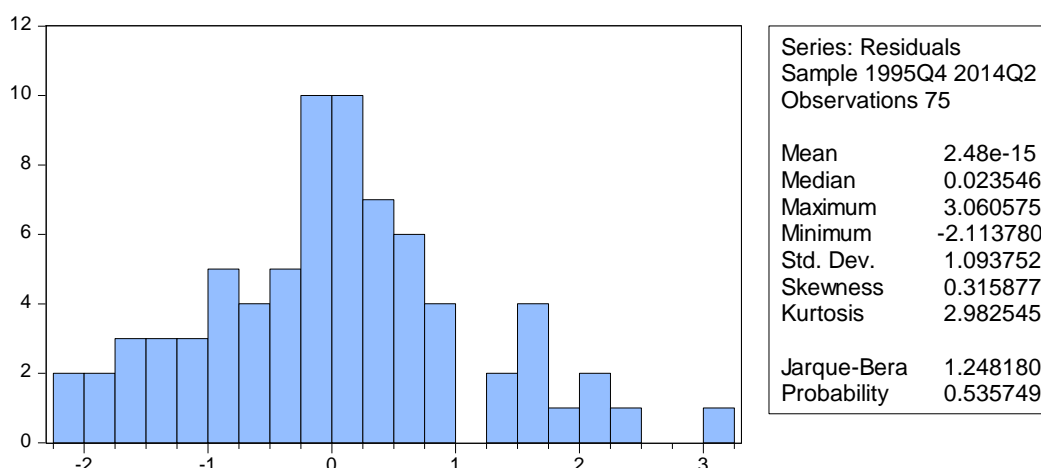
Autocorrelation	PartialCorrelation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	0.007	0.007	0.0035	0.953
.* .	.* .	2	-0.066	-0.066	0.3453	0.841
. .	. .	3	0.018	0.019	0.3724	0.946
. .	. .	4	0.015	0.011	0.3909	0.983
. .	. .	5	0.048	0.051	0.5821	0.989
. .	. .	6	0.021	0.022	0.6193	0.996
.* .	.* .	7	-0.120	-0.115	1.8414	0.968
. .	. .	8	-0.011	-0.009	1.8522	0.985
. **	. **	9	0.226	0.214	6.3174	0.708
. .	. .	10	0.032	0.032	6.4104	0.780
. .	. *	11	0.064	0.093	6.7839	0.816
. .	. .	12	-0.040	-0.040	6.9340	0.862
. .	. .	13	-0.020	-0.014	6.9709	0.904
. *	. *	14	0.188	0.161	10.302	0.740
. .	. .	15	-0.030	-0.051	10.389	0.795
.* .	. .	16	-0.108	-0.052	11.532	0.776
. .	. .	17	0.014	0.018	11.551	0.827
.* .	** .	18	-0.156	-0.219	14.012	0.728
. .	. .	19	0.042	0.032	14.198	0.772
. .	. *	20	-0.051	-0.129	14.466	0.806
. .	. .	21	-0.013	0.052	14.485	0.848
.* .	.* .	22	-0.152	-0.178	16.993	0.764
. .	. .	23	0.041	-0.037	17.181	0.800
. .	. .	24	-0.051	-0.063	17.477	0.828
. .	. .	25	-0.010	-0.031	17.489	0.863
.* .	.* .	26	-0.097	-0.099	18.604	0.853
.* .	. .	27	-0.103	-0.016	19.877	0.836
. *	. .	28	0.098	0.056	21.064	0.823
.* .	.* .	29	-0.145	-0.122	23.717	0.743
.* .	.* .	30	-0.151	-0.160	26.650	0.642
. .	. .	31	-0.041	0.012	26.876	0.678
. .	. .	32	-0.050	-0.024	27.214	0.708

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.



Como viene siendo habitual, el siguiente paso es el relativo al estudio de la normalidad de los residuos que, al igual que en los todos los casos vistos hasta el momento, es un supuesto que cumple.

**Gráfico 12. Prueba de Jarque-Bera de los residuos del modelo dinámico de EE.UU.**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

Finalmente, se ha de comprobar que este modelo cumple con la hipótesis nula de que las perturbaciones son homocedásticas. De ser así, este modelo cumplirá con todos los supuestos impuestos, lo cual claramente es lo deseable en cualquier estudio econométrico.

**Tabla 36. Prueba de heterocedasticidad de los residuos del modelo dinámico de EE.UU.**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.481145	Prob. F(3,71)	0.0202
Obs*R-squared	9.617198	Prob. Chi-Square(3)	0.0221
Scaled explained SS	8.543500	Prob. Chi-Square(3)	0.0360

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: LeastSquares

Date: 06/16/15 Time: 17:09

Sample: 1995Q4 2014Q2

Included observations: 75

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.286585	1.435941	3.681617	0.0004
IMPORTINDEUSA	0.006709	0.034785	0.192860	0.8476
DIFTASASUSA(-1)	0.205337	0.146109	1.405370	0.1643
DIFTASASUSA(-2)	-0.157754	0.138147	-1.141924	0.2573

---

R-squared	0.128229	Mean dependentvar	1.180343
Adjusted R-squared	0.091394	S.D. dependentvar	1.673148
S.E. of regression	1.594859	Akaikeinfocriterion	3.823306
Sum squaredresid	180.5938	Schwarzcriterion	3.946905
Log likelihood	-139.3740	Hannan-Quinncrier.	3.872658
F-statistic	3.481145	Durbin-Watson stat	1.719994
Prob(F-statistic)	0.020246		

---

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Federal Reserve Bank of St. Louis.

Viendo los resultados obtenidos no se puede aceptar  $H_0$ , es decir, los residuos son heterocedásticos. No obstante, este hecho no invalida el modelo presentado.

En definitiva, entre ambas economías se dan ciertas diferencias como ya se ha comentado. Así, la economía europea requiere de un proceso autorregresivo de orden 3, incorporando una constante y el precio de las importaciones, para explicar cómo las importaciones afectan a las diferencias entre ambos índices de precios, mientras que Estados Unidos solamente requiere de un proceso autorregresivo de orden 2. Además, las perturbaciones de esta primera economía son esféricas, algo que en la segunda no se da debido al incumplimiento del supuesto de homocedasticidad (varianza constante de las perturbaciones).

No obstante, lo importante es que se puede confirmar que las importaciones son uno de los causantes de las diferencias entre ambos índices de precios —algo que no ocurría en el caso del ciclo económico—.

#### 4. CONCLUSIONES

Desde una perspectiva puramente teórica es fácil apreciar las diferencias entre el deflactor del PIB y el IPC, pues únicamente se han de comparar las definiciones de ambos indicadores. De tal modo, las diferencias entre ambos índices son:

- i. El deflactor del PIB mide los precios de todos los bienes y servicios producidos en una economía, luego no se incluyen los bienes importados y los bienes intermedios. El IPC, por su parte, solo mide los precios de los 484 artículos de consumo que son adquiridos con mayor asiduidad por las familias y, por tanto, no se incluyen los precios de los consumos intermedios de las empresas ni de los bienes exportados.
- ii. El deflactor del PIB se mide a través de un índice de Paasche con ponderaciones variables, mientras que el IPC se formula a través de un índice de Laspeyres encadenado que asigna ponderaciones fijas.
- iii. Como consecuencia del segundo punto, la definición algebraica de ambos indicadores es distinta.

No obstante, en un plano más práctico y aritmético las diferencias se diluyen y no es fácil distinguirlas. Por ello, a lo largo de este estudio se ha trabajado con series de datos disponibles sobre ambos índices y con diversos modelos econométricos sobre los cuales se han realizado numerosas modificaciones. Todo este proceso se ha dividido en dos bloques, el descriptivo y el econométrico.

Del primero de estos bloques se pueden destacar que tanto la tasa de inflación del deflactor del PIB como del IPC de ambas zonas económicas muestran valores positivos prácticamente en todos los periodos considerados. Además, las tasas de inflación calculadas a partir de estos índices de precios no muestran un patrón de comportamiento común, es decir, el comportamiento ha sido sumamente dispar, así como sus volatilidades.

En cuanto a la media y la desviación típica de estas tasas de inflación en la zona euro, los datos muestran que, a modo comparativo, no existe una gran variabilidad, fenómeno que no se ha dado en Estados Unidos, donde las diferencias han sido notables. También se ha de mencionar que los coeficientes de variación, a pesar de no ser altos, indican que existe poca homogeneidad entre los valores recogidos —esta heterogeneidad es más destacable en el país norteamericano—.

Por otra parte, la correlación entre las dos medidas de la tasa de inflación es significativamente mayor en el caso estadounidense, aunque el valor es relativamente pequeño.

Finalmente, la autocorrelación que presentan las tasas de inflación asociadas a los dos indicadores del nivel general de precios en la zona euro es similar. Sin embargo, en el caso de

EE.UU., la persistencia es mayor en la tasa de inflación medida a través del deflactor del PIB que en la calculada a través del IPC.

Una vez comentado el análisis descriptivo, la atención se puede centrar en los resultados obtenidos en la segunda sección, es decir, en el análisis econométrico.

En este apartado se ha realizado un análisis disociado y conjunto de los indicadores de precios para ver el comportamiento de éstos.

Del estudio disgregado se ha obtenido que tanto el deflactor del PIB como el IPC de cada una de las regiones económicas presentan una tendencia determinista, ausencia de autocorrelación y presencia de estacionariedad en primera diferencia, lo cual supone que las series consideradas son integrables de orden 1.

En cuanto al análisis conjunto (diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC), los resultados para la zona euro y Estados Unidos son similares, es decir, las series son estacionarias (integrables de orden 0) y no muestran autocorrelación.

Partiendo de estos resultados se procede a un nuevo análisis que consiste en determinar si las variables ciclo económico e índice de precios de las importaciones permiten explicar la diferencia entre ambos indicadores de la tasa de inflación.

De la primera de estas dos variables, tras haber ejecutado sobre ella los procesos pertinentes, se puede afirmar que no logra explicar la diferencia entre las dos medidas de la inflación. Luego, el ciclo económico no es el causante de la diferencia observada.

Además, es posible ratificar que la diferencia entre las tasas de inflación asociadas al deflactor del PIB y al IPC es fuertemente persistente.

El índice de precios de las importaciones, por su parte y a diferencia de la variable ciclo económico, sí permite explicar la diferencia entre las dos medidas de la tasa de inflación. Sin embargo, los modelos europeos y estadounidense presentan ciertas disparidades. El modelo de la zona euro se caracteriza por sostener como variable explicada la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC y como variables explicativas la constante, el índice de precios de las importaciones y tres retardos. Asimismo, su residuo es incorralado y homocedástico y cumple el supuesto de normalidad.

El modelo estadounidense, en cambio, se caracteriza por disponer como variable dependiente de la diferencia entre las tasas de inflación del deflactor del PIB y del IPC y como variables independientes la constante, el índice de precios de las importaciones y dos retardos. Por tanto, en Estados Unidos la diferencia de las tasas de inflación corrige la autocorrelación con un número de retardos menor, 2 retardos, mientras que en la zona euro se requiere de 3, lo que implica que la diferencia entre las tasas de inflación es menos persistente en EE.UU. que en la zona euro. Además, la perturbación aleatoria en el modelo para EE.UU. se distingue de la

asociada al modelo europeo por la presencia de heterocedasticidad, aunque también exhibe ausencia de autocorrelación y presencia de normalidad.

En definitiva, se puede afirmar que la actividad de los mercados internacionales, y más concretamente del sector importador, afecta a la diferencia entre las dos medidas de la tasa de inflación asociadas a los indicadores de precios alternativos analizados.

## 5. BIBLIOGRAFÍA

- Akaike, H. (1977). On entropy maximization principle. *Applications of Statistics*, 27-41.
- Asteriou, D., & Hall, S. G. (2007). *Applied econometrics: A modern approach using reviews and microfit revised edition*. Palgrave Macmillan.
- Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge university press.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- European Central Bank. (02 de 12 de 2014). *European Central Bank: ECB*. Obtenido de European Central Bank: ECB: <http://www.ecb.europa.eu/home/html/index.en.html>
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (02 de 12 de 2014). *Federal Reserve Bank of St. Louis*. Obtenido de Federal Reserve Bank of St. Louis: <http://www.stlouisfed.org>
- Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of econometrics*, 60(1), 203-233.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gujarati, D. (1997). *Econometría*. Ed. McGraw Hill. Capítulos 11 y 12.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis* (Vol. 2). Princeton: Princeton university press.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2), 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.
- Lane, W. (2006). Comparing US and European inflation: the CPI and the HICP. *Monthly Lab. Rev.*, 129, 20.
- Mankiw, N. G. (2006). *Macroeconomía*. Barcelona: Antoni Bosch editor. Capítulo 2.

- Miller, R. (2011). The long-run difference between RPI and CPI inflation. *Office for Budget Responsibility (OBR), Working Paper, (2)*.
- Montero, R (2013). Variables no estacionarias y cointegración. Documentos de Trabajo en Economía Aplicada. Universidad de Granada. España.
- Pareja, J. (15 de 01 de 2015). *Ciencia de la Economía*. Obtenido de Ciencia de la Economía. <http://cienciaeconomica.blogspot.com.es/2009/09/series-desestacionalizadas-como-se.html>
- Richards, T., & Rosewall, T. (2010). Measures of underlying inflation. *RBA Bulletin, March*, 7-12.
- Stock, J. y Watson, M. (2012). *Introducción a la Econometría*. Ed. Pearson. Capítulo 6 y 18.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, 6(2), 461-464.
- Wooldridge, J. M. (2006). *Introducción a la econometría: un enfoque moderno*. Editorial Paraninfo. Capítulos 2, 3 y 6.