

PRECIO DEL PETRÓLEO, INFLACIÓN Y TIPOS DE CAMBIO. EL EFECTO AMORTIGUADOR DEL EURO

Antonio José Garzón Gordón¹, Luis Ángel Hierro Recio²

- 1 Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales/Departamento de Economía e Historia Económica/Universidad de Sevilla, Avda. Ramón y Cajal 1, 41018 Sevilla. Correo-e: aggordon@us.es
- 2 Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales/Departamento de Economía e Historia Económica/Universidad de Sevilla, Avda. Ramón y Cajal 1, 41018 Sevilla. Correo-e: lhierro@us.es

Resumen

La zona euro presenta una elevada dependencia del petróleo exterior para satisfacer sus necesidades de consumo energético. Puesto que el petróleo se comercia internacionalmente en dólares, el tipo de cambio del euro respecto al dólar juega un papel importante en la transmisión del precio del petróleo a los precios domésticos. En este trabajo analizamos la relación entre el precio del petróleo y el tipo de cambio del euro/dólar y el efecto de esta relación en la transmisión del precio del petróleo a la inflación general para la zona euro durante el periodo entre 1999Q1-2019Q3. Para ello, estimamos una curva de Phillips aumentada con expectativas retrospectivas, en la que se incluyen las variaciones del precio del petróleo, a través de la que estudiamos el papel del tipo de cambio euro/dólar en la transmisión del precio del petróleo a la inflación a través de distintas especificaciones. Los resultados muestran que existe una relación positiva a largo plazo entre el precio del petróleo y el tipo de cambio euro/dólar, de manera que una apreciación del euro respecto al dólar se corresponde con un aumento del precio del petróleo en dólares. Por otra parte, las estimaciones de la curva de Phillips aumentada sugieren que la transmisión del precio del petróleo a la inflación general en la zona euro ha sido parcialmente amortiguada como consecuencia de la evolución del tipo de cambio euro/dólar. Los resultados son robustos a la utilización de distintas medidas de la brecha de la producción y de las expectativas de inflación.

Palabras clave: Precio del petróleo, pass-through, inflación, tipos de cambio.

INFLATION, OIL PRICES AND EXCHANGE RATES. THE EURO'S DAMPENING EFFECT

Abstract

The euro area is highly dependent on foreign oil to meet its energy consumption needs. Since oil is internationally traded in dollars, the euro exchange rate against the dollar plays an important role in energy costs and in oil price pass-through to consumer prices. In this work, we analyse the relationship between the euro/dollar exchange rate and oil prices and the effect of this relationship on the transmission of oil prices movements to headline inflation for the euro area during the period between 1999Q1 and 2019Q3. To do this, we estimate a Phillips curve with backward-looking expectations augmented with changes in oil price, through which we study the role of the exchange rate in oil price pass-through by using different measures of oil prices. The main findings reveal a positive relationship between the euro/dollar exchange rate and oil prices, such that an increase in the price of oil is followed by an appreciation in the euro. We also find that the transmission of oil price fluctuations to headline inflation in the euro area has been partially dampened by this appreciation in the euro/dollar exchange rate. These results are robust to the inclusion of different measures of the output gap and inflation expectations.

Key Words: Oil prices, pass-through, inflation, exchange rates.

1. INTRODUCCIÓN

Tras el primer shock del petróleo en 1973, uno de los aspectos más estudiados en el ámbito económico ha sido la transmisión de los cambios en el precio del petróleo a la inflación. Ha sido demostrado reiteradamente que las variaciones del precio del petróleo se transmiten al nivel de precios (Brown et al., 1995; Hamilton y Herrera, 2001; Hooker, 2002). Dicha transmisión tiene lugar: directamente a través de cambios en los precios de los productos derivados del petróleo y de manera indirecta a través de un mayor coste de los inputs en los procesos industriales y/o a través de efectos de segunda ronda, como puede ser el aumento de los salarios (Peersman y Van Robays, 2009). Esta transmisión es tanto mayor cuanto mayor es la dependencia de la estructura productiva del consumo de petróleo (Peersman y Van Robays, 2012; Gelos y Ustyugova, 2017) y cuando el país es dependiente del suministro exterior (Sek, 2019). Este último aspecto incluye un problema adicional, la incidencia que puede tener el precio del petróleo en la variación de los tipos de cambio de las monedas del país dependiente (Golub, 1983; Krugman, 1983; Armando y Van Norden, 1998).

Son múltiples los estudios que han analizado la existencia de una relación entre el tipo de cambio del dólar y el precio del petróleo (Beckman et al., 2018). Estos detectan que la causalidad puede producirse en ambas direcciones. Los canales a través de los cuales puede establecerse una relación entre el tipo de cambio del dólar y el precio del petróleo se producen fundamentalmente a través del efecto riqueza, del efecto en la relación real de intercambio, y del efecto reasignación de cartera. Finalmente está el llamado efecto denominación, que se basa en que el petróleo se factura y comercializa en dólares, por lo tanto, una variación del tipo de cambio del dólar influye directamente en el precio del petróleo en la moneda doméstica del resto de países. A diferencia de los anteriores indica una causalidad de sentido tipo de cambio del dólar sobre el precio del petróleo. (ver Beckman et al., 2018). Los trabajos más recientes concluyen que ha tenido lugar una inversión de la relación, de forma que antes de 2000 era positiva y posteriormente a pasado a ser negativa (Coudert y Mignon, 2016).

Dentro de los países desarrollados, el grupo de países pertenecientes a la zona euro presenta una elevada dependencia del petróleo y de su adquisición a terceros países. En 2018, la dependencia exterior de los 19 países que forman la zona euro, medida como el porcentaje de las importaciones netas de crudo y productos derivados respecto al consumo total de estos productos, fue del 96% (Eurostat, 2019). Estas importaciones de petróleo y derivados han supuesto de media el 2.26% del PIB en el periodo 1999-2018, llegando a alcanzar valores superiores al 3.5% del PIB agregado. En cuanto a la inflación, el peso de los productos relacionados con el petróleo en la cesta de productos que conforman el IPC armonizado también es muy elevado. En el periodo 1999-2019, el peso promedio de los combustibles fósiles ha sido del 4,96%, y asciende al 9,5% de la cesta si consideramos el peso del precio de la energía (Eurostat, 2019). La inflación en la zona euro es sensible a las variaciones que se producen en el precio internacional del petróleo, comercializado en dólares, así como a las variaciones que se produzcan en el tipo de cambio, ya que éste determina el precio en euros de las importaciones de petróleo.

Los trabajos más recientes concluyen que el precio del petróleo está ligado positivamente al tipo de cambio euro/dólar, aunque no aclaran el sentido de la causalidad, de manera que los incrementos del precio del petróleo van acompañados de una apreciación del euro (Thalassinos y Politis, 2012; Reboredo et al., 2014; Thurham et al., 2014). Esta relación positiva del precio del petróleo y el tipo de cambio del Euro, podemos observarla en la figura 1 que recoge la evolución entre el precio del barril de Brent, en dólares, y el tipo de cambio dólar/euro (un incremento supone una apreciación del euro respecto al dólar). Ambas variables muestran una evolución en la misma dirección durante el periodo considerado, sugiriendo la existencia de una relación entre ellas.

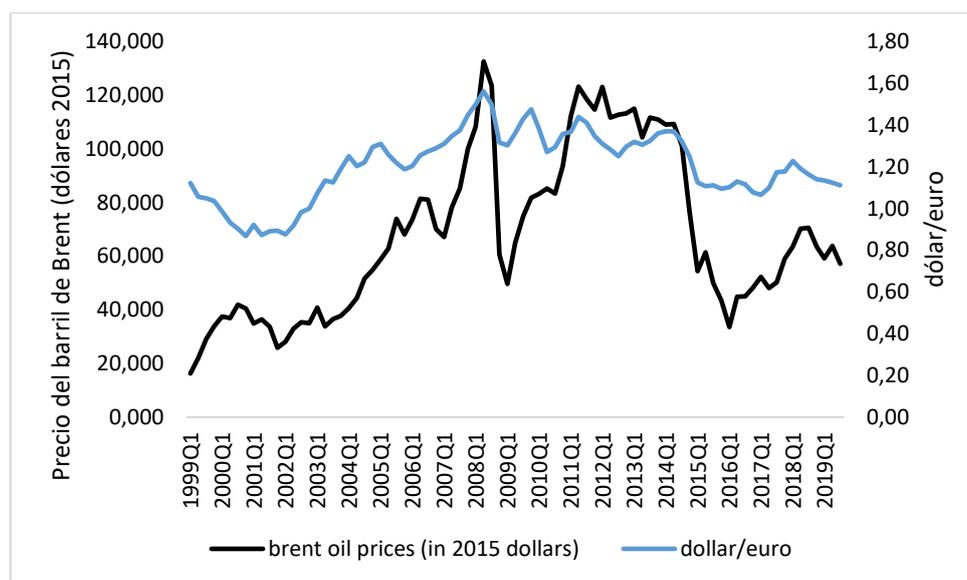


Figura 1. Evolución trimestral del precio del petróleo Brent (dólares) y el tipo de cambio dólar/euro.
Fuente: Energy Information Administration (EIA) and International Financial Statistics (IMF)

Según lo anterior, si tenemos en cuenta que el petróleo se factura en dólares y que el coste final en que incurre el país importador depende del tipo de cambio de su moneda respecto al dólar, cuando tiene lugar un incremento del precio del petróleo el efecto sobre la inflación debe verse amortiguado por la variación de la cotización euro/dólar. Esta relación entre el precio del petróleo y el tipo de cambio euro/dólar supondría una modificación en la transmisión de la variación en el precio del petróleo a la inflación en el caso de la Zona Euro.

Esta singularidad es más relevante aún, si tenemos en cuenta que los estudios de la relación del precio del petróleo con el tipo de cambio del marco alemán, la moneda más fuerte de Europa antes del Euro, concluían que existía una relación negativa, de forma que el marco se depreciaba ante un aumento del precio internacional del petróleo (Armano y Van Norden, 1998; Chaudhuri y Daniel, 1998; Chen y Chen, 2007). Este resultado también es encontrado en Clostermann and Schnatz (2000), donde analizan la relación entre el precio del petróleo y el tipo de cambio de un euro sintético construido a partir de los valores ponderados de las monedas de los miembros de la moneda común antes de su implantación.

El objetivo de este trabajo es proveer evidencia empírica sobre el papel del tipo de cambio en la transmisión del precio del petróleo a la inflación en la zona euro y comprobar si la moneda única europea ha beneficiado o perjudicado en términos de efectos sobre la inflación desde su creación. Para ello, partiendo del marco de la curva de Phillips aumentada incluyendo las variaciones del precio del petróleo, estimamos el impacto del tipo de cambio del euro/dólar en esta transmisión a través de dos especificaciones complementarias: por un lado, convirtiendo el precio internacional del petróleo a euros, de manera que las variaciones de este incluyan las variaciones contemporáneas del tipo de cambio; y por otra, incluyendo en la curva de Phillips aumentada con el precio del petróleo en dólares el tipo de cambio euro/dólar para controlar por el efecto de sus variaciones. Finalmente, comparamos estadísticamente los coeficientes de la transmisión del precio del petróleo a la inflación para analizar si existen diferencias significativas. Con un fin comparativo, realizamos las estimaciones para Reino Unido, y Japón, dos economías con divisas con una elevada comercialización a nivel internacional (BIS, 2019), al igual que el euro, y que por tanto podrían experimentar una relación similar.

Los resultados obtenidos para el periodo 1999Q1 a 2019Q3 indican que la nueva moneda y su relación con el dólar han dado lugar a unos tipos de cambio que han amortiguado la transmisión del precio del petróleo a la inflación. Como consecuencia de ello, las variaciones del tipo de cambio habrían reducido en torno a un 15% el impacto sobre la inflación de la zona euro de las variaciones del precio del petróleo durante el periodo analizado. Estos resultados contrastan con los obtenidos para Japón y Reino Unido, donde no se encuentra una relación significativa del tipo de cambio de sus monedas respecto al dólar en la transmisión del precio del petróleo en la inflación.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma: en la sección dos se realiza una revisión de la literatura sobre las relaciones existentes entre precio del petróleo, tipo de cambio e inflación; en la tercera sección se define la metodología empleada, así como los datos. En la sección cuarta se presentan los resultados para concluir en la sección cinco con la discusión y conclusiones obtenidas en este trabajo.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Las variaciones del precio del petróleo tienen un importante impacto en la inflación (Mork, 1989; Brown et al., 1995; Hamilton y Herrera, 2001; Hooker, 2002; Cuñado y Perez de Gracia, 2005). Los canales a través de los cuales se transmiten las variaciones en el precio del petróleo a la inflación son diversos (Peersman y Van Robays, 2009).

Por una parte, existe un canal directo, que deriva de la transmisión del precio del petróleo a los precios de los productos energéticos dedicados al consumo, dentro de los cuales los derivados del petróleo tienen un peso importante: gasolina, gasoil... Estos productos forman parte de la cesta de bienes y servicios que componen el índice de precios al consumo (IPCA) y reciben el efecto inmediato de las variaciones en el precio del petróleo.

Por otra parte, existe un canal indirecto a través de los costes de producción. El petróleo y sus derivados son un input importante para la producción en algunas industrias, un aumento del precio de estos se trasladará en un aumento de los costes de producción que termina repercutido en los precios finales de los bienes y servicios cuando las empresas pueden trasladar los incrementos de costes a los precios.

Finalmente, cuando las variaciones en el precio del petróleo alteran sustancialmente la inflación pueden aparecer efectos de segunda ronda que se producen por la espiral inflacionista asociada a la indexación de rentas.

La importancia de cada uno de los canales es diferente según el país. En USA la transmisión del precio del petróleo a la inflación se produce principalmente a través de los canales directo e indirecto, mientras que en la zona euro, Peersman y Van Robays (2009) indican tiene lugar sobre todo a través de los efectos de segunda ronda. Sin embargo, Enders and Enders (2017) no encuentra la existencia de efectos de segunda ronda en la zona euro, mientras que Alvarez et al., (2011) encuentran que la transmisión del precio del petróleo a la inflación en la zona euro se produce principalmente a través del canal directo, mientras que el canal indirecto y de segunda ronda tienen un peso reducido.

La amplitud del impacto en la inflación de las variaciones de los shocks del precio del petróleo depende de la fuente que genera el shock. Cuando las variaciones del precio tienen su origen en shocks de oferta o de demanda agregada la inflación reacciona más, mientras que cuando los shocks se deben a variaciones sustanciales en la demanda de petróleo no tienen un impacto significativo en la inflación (Peersman y Van Robays, 2012). Por otra parte, son distintos los efectos según los shocks sobre el precio del petróleo sean transitorios o permanentes, siendo estos últimos los que se transmiten a la inflación (Mayers et al., 2018). Además, la transmisión es asimétrica de forma que los incrementos del precio tienen un mayor impacto en la inflación que las caídas de precio (Choi et al., 2018).

La transmisión del precio del petróleo a la inflación se ha reducido en las últimas décadas (Hooker, 2002; LeBlanc y Chinn, 2004; Clark y Terry, 2010, Herrera y Pesavento, 2011). Las principales causas del cambio en la magnitud de la transmisión que se han propuesto son: una menor intensidad en el consumo de petróleo (Blanchard y Gali, 2007; De Gregorio et al., 2007; Noord y André, 2009; Choi et al., 2018), una mejora en la política monetaria (Blanchard y Gali, 2007; Chen 2009, Choi et al., 2018) o un nivel de inflación más estable (De Gregorio et al., 2007; Noord y André, 2009).

No obstante, también han sido propuestas otras dos explicaciones relacionadas con el objetivo de nuestro trabajo: una menor transmisión del tipo de cambio a la inflación (De Gregorio et al., 2007) y una apreciación del tipo de cambio de las monedas domésticas (Chen, 2009).

En efecto, además de los canales de transmisión citados, existe un canal adicional de transmisión como consecuencia de que las variaciones del precio del petróleo también pueden afectar a la inflación a través de su efecto en el tipo de cambio. El petróleo se factura en dólares y por tanto puede alterar las cotizaciones de las monedas.

Puesto que el dólar es la moneda de denominación de los precios del petróleo, existe una amplia literatura que ha estudiado la relación entre el precio del petróleo y el tipo de cambio efectivo del dólar. Coudert y Mignon (2016) muestran que existe un cambio estructural en esta relación a principios de la década de los 2000s. Previamente a esta fecha, se encuentra una relación positiva entre ambas variables, es decir, un incremento del precio del petróleo estaba correlacionado con una apreciación del dólar (Armano y Van Norden, 1998b; Bénassy-Quéré et al., 2007; Coudert et al., 2008). Sin embargo, los estudios más recientes, que incluyen el periodo posterior, demuestran que una depreciación del dólar se relaciona con una subida del precio del petróleo (Beckmann y Czudaj, 2013; McLeod y Haughton, 2018).

En cuanto a la dirección de la causalidad, las conclusiones tampoco son claras. Unos estudios (Novotni, 2012; Coudert y Mignon, 2016; MacLeod y Haughton, 2018; Beckmann y Czudaj, 2013a) muestran que es el tipo de cambio del dólar el que produce variaciones del petróleo, debido a que afecta a la demanda de los países importadores (efecto denominación), mientras que otros (Armano y Van Norden, 1998; Benassy-Quere et al., 2007; Coudert et al., 2008; Lizardo y Mollick, 2010) señalan que es el precio del petróleo el que provoca variaciones en el tipo de cambio efectivo del dólar.

El tipo de cambio efectivo del dólar se corresponde con la media ponderada de los tipos de cambio bilaterales con respecto a las monedas de sus socios comerciales. Beckman y Czudaj (2013) consideran más correcto analizar la relación del precio del petróleo con el tipo de cambio bilateral de cada país, ya que pueden proporcionar una mayor información. Cuando se estudia la relación entre los tipos de cambio bilaterales respecto al dólar y el precio del petróleo, el principal resultado es la existencia de una relación positiva entre los tipos de cambio respecto al dólar y el precio del petróleo (Aloui et al., 2013; Reboredo, 2012; Reboredo et al., 2014; Chen et al., 2016; Su et al., 2016; Yang et al., 2018) que se ha intensificado después de la Gran Recesión (Reboredo, 2012; Reboredo et al., 2014; Malik y Umar, 2019), aunque algunos estudios encuentran una relación negativa para los tipos de cambios de algunos países importadores (Lizardo y Mollick, 2010; Beckman et al., 2016). Otros trabajos muestran la existencia de respuestas asimétricas (Ahmad y Moran Hernandez, 2013; Atems et al., 2015; Beckmann et al., 2016) y no lineales (Su et al., 2016; Basher et al., 2016) del tipo de cambio antes variaciones en el precio del petróleo. En cuanto a la relación de causalidad, algunos estudios señalan que el precio del petróleo es el que afecta al tipo de cambio (Atems et al., 2015; Basher et al., 2016) mientras que otros encuentran la relación opuesta (Becmann y Czudaj, 2013; Jawadi et al., 2016).

Para el caso del euro también existe desacuerdo respecto a la dirección de la causalidad. Algunos estudios encuentran que es el tipo de cambio el que afecta al precio del petróleo (Zhang et al., 2008; Breitenfellner y Crespo-Cuaresma, 2008; Beckmann y Czudaj, 2013b), mientras otros muestran que las variaciones del precio afectan al tipo de cambio del euro respecto al dólar (Mollick y Sakaki, 2019; Yang et al., 2018). No obstante, la mayoría de la literatura (Thalassinos y Politis, 2012; Aloui et al., 2013; Reboredo et al., 2014; Beckmann y Czudaj, 2013b; Su et al., 2016; Mollick y Sakaki, 2019; Yang et al., 2018;

Zhang et al., 2008) coincide en que un aumento del precio del petróleo está relacionado con una depreciación de dólar respecto al euro.

Los subcanales de transmisión de las variaciones del precio del petróleo a la inflación a través del canal del tipo de cambio son varios (Lafleche, 1997): por un lado, puede incidir de forma directa a través de las variaciones que provoca la variación en el tipo de cambio en los precios de importación, afectando tanto al precio de los productos de consumo final como a los productos intermedios empleados por las industrias del país, repercutiendo en sus costes de producción; y por otro lado, puede incidir de forma indirecta ya que puede provocar cambios en la composición de la demanda, en lo referido al volumen de importaciones y exportaciones del país, afectando al nivel de precios.

La transmisión de las variaciones del tipo de cambio a los precios finales depende del grado de competencia en los mercados internacionales y de la capacidad de las empresas exportadoras para ajustar sus márgenes de beneficio ante variaciones en el tipo de cambio (Dornbush, 1987; Krugman, 1987). Además, la transmisión será mayor si las importaciones se realizan en la divisa del productor y menor cuando tengan lugar con la divisa del país importador (Obstfeld y Rogoff, 1995; Betts y Devereux, 2000, Gopinath et al., 2010). Finalmente, Taylor (2000), desde un enfoque macroeconómico, sugiere que un entorno de baja inflación reduce las posibilidades de transmisión de las variaciones del tipo de cambio a la inflación. El grado de transmisión también depende de la fuente que provoca el shock sobre el tipo de cambio, siendo bajo para shocks de demanda agregada y mayor para shocks de política monetaria (Forbes et al., 2018). En el caso de los países de la eurozona, son los shocks de política monetaria y de tipo de cambio los que causan una mayor transmisión a los precios de importación (Comunale y Kunovac, 2017), siendo la transmisión a los precios de consumo menor que a los precios de importación (Faruqee, 2006).

La transmisión del tipo de cambio a la inflación se ha reducido desde los 80s en los países industrializados, asociando este hecho a una mayor estabilidad de precios como consecuencia de una política monetaria más efectiva (Gagnon y Ihrig, 2004). Marazzi et al., (2005) sugieren que una parte de la transmisión de las variaciones del tipo de cambio a la inflación se produce a través del precio de las materias primas, de forma que la menor transmisión observada desde los 80s en el caso de Estados Unidos se debe, en parte, a una menor proporción de importaciones de productos intensivos en la utilización de materias primas. Sin embargo, para los países de la eurozona, diversos estudios muestran que no existe una reducción de la transmisión desde la introducción del euro (Campa et al., 2005; Campa y Gonzalez, 2006; Cheikh y Rault, 2016).

La revisión de la bibliografía pone de manifiesto la carencia de estudios empíricos sobre el papel del tipo de cambio en la transmisión del precio del petróleo a la inflación en la zona euro y sobre si la moneda única europea ha podido ser beneficiosa o perjudicial en términos de efectos sobre la inflación para los países que la integran.

3. METODOLOGÍA Y DATOS

3.1 Metodología

En este trabajo, partimos del marco de una curva de Phillips aumentada, donde incluimos las variaciones del precio del petróleo:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma gap_t + \theta_1(L) Poil_t^{\$} + \epsilon_t \quad (1)$$

donde π_t es la tasa de inflación, $E_t \pi_{t+1}$ son las expectativas de inflación futura, gap_t es la brecha de la producción, $Poil_t^{\$}$ es la variación del precio del precio del petróleo en dólares, (L) es un polinomio en el operador de retardos y ϵ_t el término de error (iid). Para analizar el impacto final que tienen las variaciones del precio del petróleo en los países importadores, como es el caso de los países de la eurozona, debemos sustituir el precio del petróleo en dólares por el precio en moneda doméstica, que es el precio al que hacen frente los importadores de este bien. Por tanto, la ecuación (1) se transforma en la siguiente fórmula:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma gap_t + \theta_2(L) Poil_t^{dom} + \epsilon_t \quad (2)$$

donde $Poil_t^{dom}$ representa las variaciones del precio del petróleo en moneda doméstica. Las variaciones del precio del petróleo en moneda doméstica se pueden descomponer en las variaciones del precio en dólares y las del tipo de cambio de la moneda respecto al dólar:

$$Poil_t^{dom} = Poil_t^{\$} + er_t \quad (3)$$

siendo er_t la variación del tipo de cambio respecto al dólar, expresado como $er_t = moneda\ doméstica_t / dólar_t$, de forma que un aumento de er_t se corresponde con una depreciación de dicha moneda con respecto al dólar. De esta forma, podemos reescribir nuestra curva de Phillips aumentada de la siguiente forma:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma gap_t + \theta(L)(Poil_t^{\$} + er_t) + \epsilon_t \quad (4)$$

De esta forma, el impacto de las variaciones del precio del petróleo en la inflación se produce tanto por las variaciones del precio internacional del petróleo, en dólares, como por las variaciones del tipo de cambio que se produce simultáneamente. Si existe una relación positiva entre el precio del petróleo en dólares y el valor de la moneda respecto al dólar, de forma que un incremento de $Poil_t^{\$}$ se corresponde con una reducción de e , las variaciones de $Poil_t^{dom}$ se verán suavizadas. Si esta relación se mantiene, $\theta_2 > \theta_1$, ya que la transmisión de las variaciones del precio se ven reducidas por la apreciación de la moneda respecto al dólar.

En este trabajo analizamos esta relación para el efecto del euro en la transmisión del precio del petróleo a la zona euro. Para analizar esta relación, estimamos la siguiente especificación partiendo del marco de la curva de Phillips con expectativas retrospectivas descrita anteriormente:

$$\pi_t = \alpha + \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma (y_t - \bar{y}_t) / \bar{y}_t + \sum_{i=0}^4 \theta_i Poil_{t-i}^{\$} + VAT_t + \epsilon_t \quad (5)$$

Donde π_t es la tasa de inflación trimestral, ajustada estacionalmente, y_t es el PIB real, ajustado estacionalmente, \bar{y}_t es el PIB potencial, por lo que $(y_t - \bar{y}_t)/\bar{y}_t$ representa la brecha de la producción. $Poil^{\$}$ es la variación del precio del petróleo expresado en dólares. Incluimos esta variable contemporáneamente y con cuatro retardos para calcular el impacto a largo plazo, siguiendo a otros trabajos como Lablanc y Chinn (2004) y De Gregorio et al. (2007). VAT_t es una variable dummy que toma valor 1 para los periodos en que se produce un aumento de los tipos impositivos del Impuesto al Valor añadido (IVA). $E_t\pi_{t+1}$ representa las expectativas futuras de inflación en el periodo actual. Siguiendo a Ball y Mazumber (2011) y Coibion y Gorodnichenko (2015), calculamos las expectativas retrospectivas como el promedio de la tasa de inflación de los cuatro trimestres anteriores:

$$E_t\pi_{t+1} = \frac{1}{4}(\pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3} + \pi_{t-4}) \quad (6)$$

Para analizar el impacto final del precio del petróleo en la inflación controlando el efecto del tipo de cambio, en primer lugar, sustituimos el precio del petróleo en dólares por el precio en moneda doméstica:

$$\pi_t = \alpha + \beta E_t\pi_{t+1} + \gamma (y_t - \bar{y}_t)/\bar{y}_t + \sum_{i=0}^4 \theta_i Poil^{dom}_{t-i} + VAT_t + \epsilon_t \quad (7)$$

Finalmente, estimamos una tercera especificación, en la que incluimos el precio del petróleo en dólares y añadimos las variaciones del tipo de cambio, para controlar el efecto de las variaciones del tipo de cambio que se transmiten a través de las variaciones del precio del petróleo y adicionalmente estimar la transmisión de las variaciones del tipo de cambio a la inflación. La especificación es la siguiente:

$$\pi_t = \alpha + \beta E_t\pi_{t+1} + \gamma (y_t - \bar{y}_t)/\bar{y}_t + \sum_{i=0}^4 \theta_i Poil^{\$}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_i er_{t-i} + VAT_t + \epsilon_t \quad (8)$$

θ_1 y δ_1 representan la transmisión a corto plazo a la inflación del precio del petróleo y del tipo de cambio, respectivamente. La transmisión a largo plazo del precio del petróleo, \emptyset , y del tipo de cambio, φ , viene dada por las siguientes fórmulas:

$$\emptyset = \frac{\sum_{i=0}^4 \theta_i}{1 - \beta} \quad (9)$$

$$\varphi = \frac{\sum_{i=0}^4 \delta_i}{1 - \beta} \quad (10)$$

Por último, comparamos los coeficientes de la transmisión contemporánea del precio del petróleo a la inflación entre el modelo base (5) y el modelo aumentado con el tipo de cambio (8). A través del test desarrollado por Clogg et al. (1995) contrastamos que los coeficientes son significativamente distintos. El rechazo de la hipótesis nula de igualdad de coeficientes significa que, al incluir el tipo de cambio como variable de control, el coeficiente de la transmisión de las variaciones del precio del petróleo en dólares varía

sustancialmente, lo que implica que el tipo de cambio afecta a esta transmisión. El test, basado en la distribución t-student, se calcula de la siguiente manera:

$$d = \theta_0^{base} - \theta_0^{aum} \quad (11)$$

$$s(d) = \sqrt{s^2(\theta_0^{aum}) - s^2(\theta_0^{ini}) * \widehat{\sigma}_{aum}^2 / \widehat{\sigma}_{ini}^2} \quad (12)$$

$$t = \frac{d}{s(d)} \quad (13)$$

donde d es la diferencia en los coeficientes de la transmisión del petróleo a corto plazo entre el modelo base y el modelo aumentado, $s(d)$ es la desviación típica de d . Finalmente, t es el estadístico empleado en el test, que sigue una distribución t-student. Para contrastar la robustez de las estimaciones, llevamos a cabo varias modificaciones en la especificación del modelo. En primer lugar, sustituimos la brecha de la producción por la brecha de la brecha de desempleo, como medida de la holgura en el mercado de trabajo y de la presión sobre los precios:

$$gap_t = (u_t - \bar{u}_t) / \bar{u}_t \quad (14)$$

siendo u_t la tasa de desempleo y \bar{u}_t la tasa natural de desempleo. Sustituyendo (14) en la ecuación inicial (5), obtenemos la siguiente especificación:

$$\pi_t = \alpha + \beta E_t \pi_{t+1} + \mu (u_t - \bar{u}_t) / \bar{u}_t + \sum_{i=0}^4 \theta_i Poil_{t-i}^{\$} + VAT_t + \epsilon_t \quad (15)$$

En este caso, el coeficiente μ muestra la relación entre la brecha del desempleo y la inflación. A diferencia del coeficiente de la brecha de la producción, la hipótesis esperada es que este coeficiente sea negativo, de manera que una tasa de desempleo superior a la tasa natural de desempleo reduce la presión del mercado laboral sobre los precios, reduciendo la tasa de inflación, y viceversa.

En segundo lugar, sustituimos las expectativas retrospectivas, representadas por la tasa de inflación media de los 4 trimestres pasados, por la tasa de inflación de los últimos 4 trimestres de forma individual, que representa la inercia de la inflación. Según Gordon (1996, 2011), la correlación entre la inflación actual y la pasada no solo depende de las expectativas de los agentes, sino que es causada por otros factores como la indexación de los salarios y rentas a la inflación pasada o la divergencia temporal entre las variaciones en los precios de las materias primas o los bienes intermedios y los precios finales. Esta vendría expresada de la siguiente forma:

$$\sum_{i=1}^4 \beta_i \pi_{t-i} = \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-2} + \beta_3 \pi_{t-3} + \beta_4 \pi_{t-4} \quad (16)$$

Sustituyendo (16) en nuestra especificación inicial (5), obtenemos la siguiente especificación:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^4 \beta_i \pi_{t-i} + \gamma (y_t - \bar{y}_t) / \bar{y}_t + \sum_{i=0}^4 \theta_i Poil_t^{\$} + VAT_t + \epsilon_t \quad (17)$$

La persistencia o inercia de la inflación se estima como la suma de los coeficientes individuales de las tasas de inflación pasadas.

Finalmente, McLeay y Tenreyro (2020) sugieren la existencia de endogeneidad causada por simultaneidad entre la tasa de inflación y las medidas de holgura de la economía. Si la política monetaria reacciona de forma endógena, estabilizando tanto la holgura como la desviación de la inflación respecto a su objetivo y su función de reacción reacciona a variaciones en la inflación inducidas por shocks de oferta, la relación estimada entre inflación y producción será infraestimada por la forma reducida de la curva de Phillips. Aunque la inclusión de variables representativas de shocks de oferta, como las variaciones del precio del petróleo, mejoran la estimación de esta relación y reducen el sesgo, adicionalmente estimamos el modelo definido inicialmente a través del estimador GMM, con objeto de identificar correctamente las variaciones exógenas de la brecha de la producción y tratar la posible existencia de endogeneidad. Para ello, siguiendo a Fitzgerald and Nicolini (2014), usamos como instrumentos los 4 retardos de la brecha de la producción, además del resto de variables exógenas incluidas anteriormente en el modelo.

La metodología precedente es aplicada también a Japón y Reino Unido con el fin de evaluar si existen diferencias sustanciales de comportamiento en la transmisión de las variaciones de los precios del petróleo a la inflación. La selección de estos dos países se debe a que sus divisas, yen y libra, son la tercera y cuarta divisa más empleada tras dólar y euro (BIS, 2019).

3.2 Datos

Usamos datos trimestrales, abarcando un periodo desde 1999Q1 a 2019Q3. Para la tasa de inflación, π_t , empleamos la variación trimestral del índice de precios al consumo Armonizado (IPCA) ajustado estacionalmente. Para calcular la brecha de la producción, $(y_t - \bar{y}_t) / \bar{y}_t$, calculamos el PIB potencial, \bar{y}_t , aplicando el filtro de Hodrick-Prescott al PIB real ajustado estacionalmente, y_t . Para calcular la brecha de la tasa de desempleo $(u_t - \bar{u}_t) / \bar{u}_t$, aplicamos igualmente el filtro de Hodrick-Prescott a la tasa de desempleo ajustada estacionalmente, u_t , para obtener la tasa natural de desempleo, \bar{u}_t . LA variación del tipo de cambio, er_t se define como la variación porcentual del tipo de cambio bilateral entre la moneda doméstica y el dólar, expresado en unidades de moneda doméstica por dólar. Finalmente, para el precio del petróleo en dólares, $Poil_t^{\$}$, empleamos el precio del barril de Brent, en dólares nominales, mientras que obtenemos el precio del petróleo en moneda doméstica, $Poil_t^{dom}$, multiplicando el anterior por el tipo de cambio moneda doméstica/dólar, definido previamente, ambas expresadas en variaciones porcentuales. La tabla 1 muestra la definición de cada variable empleada y la fuente de los datos.

Tabla 1. Variables del modelo

| Variables | Definición | Fuentes |
|--------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------|
| π | Variación (log) del Índice de Precios al Consumo Armonizado (índice 100 = 2015) | ECB, OCDE |
| y | PIB en euros constantes (Índice 100 = 2015) | Eurostat, OCDE |
| \bar{y} | PIB potencial, estimado aplicando el filtro de Hodrick-Prescott al PIB en euros constantes | Eurostat, OCDE y elaboración propia |
| u | Tasa de desempleo, porcentaje de desempleados sobre el total de la población activa | Eurostat, OCDE |
| \bar{u} | Tasa natural de desempleo, estimada aplicando el filtro de Hodrick-Prescott a la tasa de desempleo | Eurostat, OCDE, elaboración propia |
| $Poil^{\$}$ | Variación (log) del precio Brent expresado en dólares estadounidenses | EIA |
| $Poil^{dom}$ | Variación (log) del precio Brent expresado en euros, calculados según el tipo de cambio euro/dólar | EIA y IMF (IFS) |
| er | Variación (log) del tipo de cambio euro/dólar, expresado en moneda doméstica por dólar | IMF (IFS) |
| VAT | Variable dummy que toma valor 1 en el periodo en el que se produce un incremento del IVA | OECD |

Fuente: Elaboración propia

4. RESULTADOS

La tabla 2 muestra las estimaciones de la curva de Phillips aumentada especificadas en las ecuaciones (5), (7) y (8), estimadas a través de MCO con errores estándar robustos a través del estimador de Newey-West. Los test de autocorrelación de Ljung-Box y Breush-Godfrey rechazan la existencia de correlación serial en los residuos.

Tabla 2. Estimación de curva de Phillips aumentada con brecha de la producción (1991Q1-2019Q3)

| | Modelo base | | | Precio en moneda doméstica | | | Modelo extendido | | |
|---------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | Euro-Area | UK | Japón | Euro-Area | UK | Japón | Euro-Area | UK | Japón |
| $E_t \pi_{t+1}$ | 0.3604** (0.010) | 0.5682*** (0.000) | 0.3366*** (0.009) | 0.5102*** (0.000) | 0.5409*** (0.000) | 0.3441*** (0.007) | 0.5346*** (0.000) | 0.5531*** (0.000) | 0.3512*** (0.008) |
| $(y_t - \bar{y}_t)$ | 0.0666*** (0.000) | 0.0150 (0.674) | 0.0853*** (0.001) | 0.0679*** (0.000) | 0.0120 (0.710) | 0.0752*** (0.003) | 0.0677*** (0.000) | 0.0326 (0.301) | 0.0633** (0.027) |
| $Poil_t^{\$}$ | 0.0156*** (0.000) | 0.0101*** (0.000) | 0.0052*** (0.003) | | | | 0.0185*** (0.000) | 0.0110*** (0.000) | 0.0059*** (0.001) |
| $Poil_{t-1}^{\$}$ | 0.0012 (0.460) | 0.0067*** (0.000) | 0.0045** (0.029) | | | | 0.0014 (0.336) | 0.0070*** (0.000) | 0.0059*** (0.007) |
| $Poil_{t-2}^{\$}$ | 0.0014 (0.182) | 0.0011 (0.471) | 0.0009 (0.671) | | | | 0.0001 (0.911) | 0.0035 (0.133) | 0.0019 (0.355) |
| $Poil_{t-3}^{\$}$ | 0.0027** (0.016) | 0.0032* (0.077) | -0.0011 (0.637) | | | | 0.0006 (0.673) | 0.0050*** (0.006) | -0.0005 (0.832) |
| $Poil_{t-4}^{\$}$ | -0.0008 (0.601) | -0.0038*** (0.004) | -0.0003 (0.854) | | | | -0.0021 (0.228) | -0.0032 (0.163) | 0.0005 (0.763) |
| $Poil_t^{dom}$ | | | | 0.0182*** (0.000) | 0.0115*** (0.000) | 0.0056*** (0.002) | | | |
| $Poil_{t-1}^{dom}$ | | | | 0.0015 (0.336) | 0.0077*** (0.000) | 0.0047** (0.021) | | | |
| $Poil_{t-2}^{dom}$ | | | | 0.0006 (0.572) | 0.0020 (0.294) | 0.0015 (0.430) | | | |
| $Poil_{t-3}^{dom}$ | | | | 0.0010 (0.343) | 0.0033 (0.138) | -0.0003 (0.882) | | | |

| | | | | | | | | | |
|---------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|-----------|
| $Poil^{dom}_{t-}$ | | | | -0.0021* | -0.0036* | -0.0004 | | | |
| | | | | (0.072) | (0.065) | (0.826) | | | |
| er_t | | | | | | | 0.0244*** | 0.0074 | 0.0028 |
| | | | | | | | (0.001) | (0.374) | (0.748) |
| er_{t-1} | | | | | | | -0.0017 | -0.0039 | 0.0045 |
| | | | | | | | (0.787) | (0.638) | (0.693) |
| er_{t-2} | | | | | | | 0.0016 | 0.0236*** | 0.0056 |
| | | | | | | | (0.712) | (0.006) | (0.596) |
| er_{t-3} | | | | | | | -0.0027 | 0.0070 | 0.0107 |
| | | | | | | | (0.563) | (0.387) | (0.250) |
| er_{t-4} | | | | | | | -0.0002 | 0.0127 | -0.0005 |
| | | | | | | | (0.967) | (0.111) | (0.939) |
| VAT | | 0.0078*** | 0.0210*** | | 0.0078*** | 0.0208*** | | 0.0080*** | 0.0207*** |
| | | (0.000) | (0.000) | | (0.000) | (0.000) | | (0.000) | (0.000) |
| cons | 0.0024*** | 0.0020*** | -0.0002 | 0.0018*** | 0.0020 | -0.0002 | 0.0017*** | 0.0018*** | -0.0002 |
| | (0.000) | (0.001) | (0.588) | (0.000) | (0.001) | (0.509) | (0.004) | (0.002) | (0.439) |
| \emptyset | 0.0317*** | 0.0411*** | 0.0137 | 0.0391*** | 0.0456 | 0.0168* | 0.0397*** | 0.0523*** | 0.0213* |
| | (0.000) | (0.001) | (0.114) | (0.000) | (0.000) | (0.092) | (0.000) | (0.000) | (0.058) |
| φ | | | | | | | 0.0460 | 0.1048*** | 0.0357 |
| | | | | | | | (0.231) | (0.003) | (0.210) |
| R2 | 0.7646 | 0.6185 | 0.5916 | 0.8148 | 0.6201 | 0.5929 | 0.8198 | 0.6863 | 0.6072 |
| R2 | 0.7410 | 0.5743 | 0.5443 | 0.7963 | 0.5761 | 0.5457 | 0.7866 | 0.6226 | 0.5274 |
| corregido | | | | | | | | | |
| F-statistic | 32.4766*** | 13.9849*** | 12.4953*** | 43.9970*** | 14.0811*** | 12.5593*** | 24.6454*** | 10.7695*** | 7.6105*** |
| | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) |
| J-B test | 0.4406 | 2.5014 | 0.3208 | 0.4727 | 0.9678 | 0.0252 | 0.6691 | 1.7556 | 0.5120 |
| | (0.802) | (0.286) | (0.852) | (0.790) | (0.616) | (0.987) | (0.716) | (0.416) | (0.774) |
| L-B B-P test | 2.3943 | 3.8240 | 1.2515 | 2.0902 | 3.3169 | 1.2182 | 2.1716 | 0.6066 | 1.3060 |
| | (0.302) | (0.148) | (0.535) | (0.352) | (0.190) | (0.544) | (0.338) | (0.738) | (0.521) |
| B-G test | 2.663 | 4.386 | 1.369 | 2.176 | 4.095 | 1.250 | 2.209 | 0.683 | 1.532 |
| | (0.264) | (0.112) | (0.504) | (0.337) | (0.129) | (0.535) | (0.331) | (0.711) | (0.465) |
| B-P test | 10.10 | 19.51*** | 10.86 | 6.07 | 15.41 | 14.06* | 13.18 | 16.78 | 16.00 |
| | (0.183) | (0.012) | (0.210) | (0.531) | (0.052) | (0.080) | (0.356) | (0.210) | (0.249) |
| ARCH test | 0.4587 | 4.2439 | 2.1932 | 0.7795 | 2.0303 | 2.1300 | 0.4640 | 2.5501 | 0.8430 |
| | (0.500) | (0.120) | (0.334) | (0.380) | (0.362) | (0.345) | (0.498) | (0.279) | (0.656) |
| d | | | | | | | -0.0028*** | -0.0007 | -0.0007 |
| t | | | | | | | -2.8071 | -0.4247 | -1.5279 |
| p-value | | | | | | | 0.006 | 0.672 | 0.131 |

Fuente: Elaboración propia. Note: *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1% respectivamente. P-valor en paréntesis. Errores estándar robustos corregidos de heterocedasticidad y autocorrelación a través del estimador de Newey West. $d = \theta_0^{base} - \theta_0^{aum}$ representa la diferencia entre los coeficientes de $Poil_t^s$ en el modelo inicial y aumentado, $t = d/s(d)$ es el estadístico t-student, donde $s(d)$ es la desviación estándar de d (ver Clogg et al., 1995).

Las columnas 1 a 3 de la tabla 2 muestran la estimación de la ecuación (5), que llamaremos modelo base, donde se incluye en la curva de Phillips el precio del petróleo en dólares. En el caso de la zona euro, el coeficiente de las expectativas de inflación es positivo y significativo. Por otra parte, la brecha de la producción muestra una relación positiva y significativa con la tasa de inflación, acorde con la teoría de la curva de Phillips. Un aumento del 1% del PIB respecto al PIB potencial incrementa la tasa de inflación en 0,07 puntos porcentuales. Respecto al precio del petróleo en dólares, muestra un impacto contemporáneo significativo en la inflación, de forma que un incremento del

1% en el precio del petróleo aumenta la inflación trimestral en 0,0156 puntos porcentuales. En el largo plazo, sin embargo, un aumento del 1% en el precio del petróleo supone un incremento de 0,0317 puntos porcentuales en la inflación. En el caso de Reino Unido y Japón, el impacto a corto plazo de las variaciones del precio del petróleo a la inflación es más reducido, siendo 0,0101 y 0,0052 puntos porcentuales, respectivamente. El efecto a largo plazo es mayor en Reino Unido, mientras que en Japón es más reducido y no significativo.

Las columnas 4-6 de la tabla muestra la estimación de la ecuación (7), donde se sustituye el precio de petróleo en dólares por el precio en moneda doméstica. De esta forma, se elimina el impacto indirecto de la transmisión del precio del petróleo a la inflación que se produce a través de las variaciones del tipo de cambio respecto al dólar. Los resultados muestran que, en la zona euro, la persistencia de la inflación, medida a través del coeficiente de las expectativas retrospectivas, es mayor que en la estimación inicial. En cuanto a la relación entre la brecha de la producción y la inflación, el coeficiente sigue siendo positivo y significativo, con un valor muy similar al estimado en la columna 1. Por otra parte, el precio del petróleo tiene un impacto mayor en la inflación cuando se expresa en euros. En la estimación, el impacto contemporáneo de un aumento del 1% es de 0,0182 puntos porcentuales, mientras que en el largo plazo es de 0,0391. Esto implica que la transmisión de los aumentos del precio internacional del petróleo (facturado en dólares) se ve amortiguada como consecuencia de la apreciación del euro respecto al dólar.

A diferencia de lo que ocurre en la zona euro, la transmisión del precio del petróleo en moneda doméstica en Reino Unido y Japón no varía significativamente respecto a la estimación del modelo base. Es decir, no existe una relación significativa entre las variaciones del precio del petróleo y el tipo de cambio de sus monedas, de manera que sus fluctuaciones no han actuado como amortiguador de las variaciones del precio internacional del petróleo, como si ha ocurrido en el caso de la zona euro.

Para analizar esta relación más detalladamente, estimamos el modelo especificado en la ecuación (8), donde se añaden simultáneamente el tipo de cambio y el precio del petróleo en dólares. De esta forma, nos permite comparar los coeficientes de las variaciones del precio del petróleo en dólares estimados en la columna 1-3 y 7-9, siendo (8) un modelo aumentado de la ecuación (5) para controlar por las variaciones del tipo de cambio y, por tanto, estimar el impacto directo del precio del petróleo en la inflación. Para la zona euro, los resultados recogidos en la columna 7-9 muestran unos coeficientes muy similares a los estimados en el modelo con precios del petróleo en moneda doméstica (columnas 4-6). Las expectativas de inflación tienen un impacto muy similar, con un coeficiente de 0,53. La brecha de producción muestra un coeficiente similar a las dos estimaciones anteriores, respaldando la relación positiva esperada por la curva de Phillips. Las variaciones del precio del petróleo, expresado en dólares, muestran unos coeficientes similares a los obtenidos en la especificación con moneda doméstica. El impacto contemporáneo del precio del petróleo es de 0,0185 puntos porcentuales en la tasa de inflación, con un efecto a largo plazo de 0,0397. Este coeficiente es superior al encontrado en la estimación del modelo base, cuyos valores en el corto y largo plazo eran

de 0,0156 y 0,0317, respectivamente. Para determinar si estas diferencias son estadísticamente significativas, llevamos a cabo el test desarrollado en Clogg et al. (1995) que determina si el coeficiente de una variable varía significativamente al añadir variables adicionales en la estimación. Este test es calculado para el impacto contemporáneo de las variaciones del precio del petróleo sobre la inflación y los resultados nos permite rechazar al 1% de probabilidad la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes. Finalmente, las variaciones del tipo de cambio tienen un impacto significativo, de manera que una apreciación del euro del 1% (que se corresponde con una disminución de la variable *er*) reduce la tasa de inflación en 0,0244 puntos porcentuales, con un impacto a largo plazo de 0,046.

En el caso de Reino Unido y Japón, las diferencias en el coeficiente de la transmisión del petróleo a la inflación entre la estimación del modelo base y del modelo aumentado no son significativas, lo que significa que, en estos países, las variaciones del tipo de cambio no han suavizado el impacto del precio del petróleo en la inflación. Por otra parte, los resultados muestran que el tipo de cambio no tiene un impacto contemporáneo en la inflación en ninguno de los dos países, aunque en Reino Unido muestra un impacto significativo con dos cuartos de retardos, de forma que se efecto a largo plazo en la inflación es significativo.

4.1. Robustez de los resultados

Para contrastar la robustez de los resultados, en primer lugar, empleamos la brecha de la tasa de desempleo como medida de holgura en el mercado de trabajo, sustituyendo a la variable representativa de la brecha de la producción. La tabla 3 muestra la estimación de las especificaciones anteriores incluyendo esta nueva medida de la presión de la demanda sobre los precios. Los resultados están en líneas con los encontrados en la tabla 2. En este caso, la relación entre la brecha del desempleo y la tasa de inflación es negativa y significativa, como se espera según la curva de Phillips. Para la zona euro, el coeficiente estimado en el modelo base es de -0,012, lo que implica que una reducción de la tasa de paro respecto a la tasa natural de desempleo de un 1% produce un aumento de 0,012 puntos porcentuales en la tasa de inflación. Estos coeficientes son similares en las otras especificaciones, lo que indica la robustez de estos. En cuanto a la transmisión del precio del petróleo, también encontramos resultados en línea con los estimados anteriormente. Cuando se incluye el precio en dólares (modelo base), el coeficiente del impacto contemporáneo es de 0.0161, ligeramente superior al estimado usando la brecha de la producción en la tabla 2. Igualmente, su coeficiente es de 0,0187 cuando se incluye el precio del petróleo en euros y de 0,0188 cuando se aumenta el modelo con las variaciones del tipo de cambio euro/dólar. El test de diferencias significativas en los coeficientes confirma que los coeficientes son significativamente distintos. Finalmente, las variaciones del tipo de cambio mantienen un coeficiente similar al estimado inicialmente, aunque su efecto a largo plazo en la tasa de inflación es superior, con un coeficiente de 0,05.

Tabla 3. Estimación de curva de Phillips aumentada con brecha del desempleo (1999Q1-2019Q3)

| Modelo base | Precio en moneda doméstica | Modelo extendido |
|-------------|----------------------------|------------------|
|-------------|----------------------------|------------------|

| | Euro- Area | UK | Japón | Euro-Area | UK | Japón | Euro-Area | UK | Japón |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| $E_t\pi_{t+1}$ | 0.3640** (0.015) | 0.5901*** (0.000) | 0.3387** (0.024) | 0.5231*** (0.000) | 0.5418*** (0.001) | 0.3680** (0.013) | 0.5393*** (0.000) | 0.5853*** (0.000) | 0.3795** (0.013) |
| $(u_t - \bar{u}_t)$ | -0.0120*** (0.000) | -0.0032 (0.698) | -0.0095** (0.035) | -0.0119*** (0.000) | -0.0011 (0.881) | -0.0068* (0.098) | -0.0116*** (0.000) | -0.0056 (0.440) | -0.0048 (0.300) |
| $Poil^S_t$ | 0.0161*** (0.000) | 0.0103*** (0.000) | 0.0061*** (0.009) | | | | 0.0188*** (0.000) | 0.0112*** (0.000) | 0.0072*** (0.000) |
| $Poil^S_{t-1}$ | 0.0020 (0.309) | 0.0068*** (0.000) | 0.0063** (0.019) | | | | 0.0021 (0.189) | 0.0071*** (0.000) | 0.0077*** (0.002) |
| $Poil^S_{t-2}$ | 0.0021* (0.098) | 0.0011 (0.476) | 0.0015 (0.498) | | | | 0.0009 (0.526) | 0.0035 (0.127) | 0.0031 (0.120) |
| $Poil^S_{t-3}$ | 0.0030*** (0.006) | 0.0032* (0.066) | -0.0004 (0.876) | | | | 0.0011 (0.433) | 0.0052*** (0.003) | 0.0005 (0.851) |
| $Poil^S_{t-4}$ | -0.0005 (0.737) | -0.0038*** (0.006) | 0.0005 (0.794) | | | | -0.0017 (0.329) | -0.0032 (0.166) | 0.0013 (0.481) |
| $Poil^{dom}_t$ | | | | 0.0187*** (0.000) | 0.0115*** (0.000) | 0.0067*** (0.004) | | | |
| $Poil^{dom}_{t-}$ | | | | 0.0023 (0.203) | 0.0078*** (0.000) | 0.0068*** (0.004) | | | |
| $Poil^{dom}_{t-}$ | | | | 0.0013 (0.317) | 0.0021 (0.278) | 0.0026 (0.199) | | | |
| $Poil^{dom}_{t-}$ | | | | 0.0014 (0.236) | 0.0034 (0.122) | 0.0007 (0.767) | | | |
| $Poil^{dom}_{t-}$ | | | | -0.0020 (0.125) | -0.0036* (0.076) | 0.0005 (0.797) | | | |
| er_t | | | | | | | 0.0240*** (0.000) | 0.0060 (0.496) | 0.0026 (0.765) |
| er_{t-1} | | | | | | | -0.0022 (0.718) | -0.0039 (0.651) | 0.0097 (0.382) |
| er_{t-2} | | | | | | | 0.0023 (0.585) | 0.0227*** (0.008) | 0.0094 (0.388) |
| er_{t-3} | | | | | | | -0.0018 (0.709) | 0.0074 (0.356) | 0.0147* (0.087) |
| er_{t-4} | | | | | | | 0.0008 (0.878) | 0.0120 (0.122) | 0.0019 (0.773) |
| VAT | | 0.0076*** (0.000) | 0.0203*** (0.000) | | 0.0078*** (0.000) | 0.0201*** (0.000) | | 0.0078*** (0.000) | 0.0199*** (0.000) |
| $cons$ | 0.0023*** (0.000) | 0.0019** (0.019) | -0.0002 (0.525) | 0.0017*** (0.002) | 0.0020** (0.011) | -0.0003 (0.396) | 0.0017*** (0.008) | 0.0016** (0.032) | -0.0003 (0.336) |
| \emptyset | 0.0356*** (0.000) | 0.0428** (0.017) | 0.0212* (0.060) | 0.0456*** (0.000) | 0.0464*** (0.005) | 0.0273** (0.038) | 0.0461*** (0.000) | 0.0574*** (0.006) | 0.0319** (0.020) |
| φ | | | | | | | 0.0500 (0.190) | 0.1066** (0.018) | 0.0618** (0.035) |
| R2 | 0.7515 | 0.6188 | 0.5398 | 0.7992 | 0.619 | 0.5562 | 0.8040 | 0.6837 | 0.5845 |
| R2 | 0.7267 | 0.5746 | 0.4865 | 0.7792 | 0.5748 | 0.5047 | 0.7678 | 0.6195 | 0.5002 |
| corregido | | | | | | | | | |
| F-statistic | 30.2495*** (0.000) | 13.9994*** (0.000) | 10.1175*** (0.000) | 39.8092*** (0.000) | 14.0120*** (0.000) | 10.8077*** (0.000) | 22.2166*** (0.000) | 10.6423*** (0.000) | 6.9269*** (0.000) |
| J-B test | 0.5695 (0.752) | 2.0046 (0.367) | 0.0209 (0.990) | 1.4192 (0.492) | 0.9553 (0.620) | 0.0571 (0.972) | 0.2171 (0.347) | 1.5035 (0.472) | 0.8974 (0.638) |
| L-B B-P test | 3.4862 (0.175) | 3.8167 (0.148) | 0.0129 (0.994) | 3.7700 (0.152) | 3.5261 (0.172) | 0.1486 (0.928) | 4.2190 (0.121) | 0.7996 (0.671) | 0.4975 (0.780) |

| | | | | | | | | | |
|------------------|-------------------|---------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| B-G test | 3.787 (0.151) | 4.407 (0.110) | 0.014 (0.993) | 3.752 (0.153) | 4.359 (0.113) | 0.147 (0.929) | 4.125 (0.127) | 0.904 (0.636) | 0.627 (0.731) |
| B-P test | 15.04 (0.036) | 23.97*** (0.002) | 6.56 (0.584) | 12.10 (0.097) | 17.10** (0.029) | 10.91 (0.207) | 13.24 (0.352) | 14.28 (0.355) | 15.26 (0.291) |
| ARCH test | 0.2923 (0.590) | 4.3880 (0.112) | 2.2890 (0.318) | 0.6410 (0.426) | 2.1322 (0.344) | 1.4051 (0.495) | 0.4843 (0.489) | 2.2427 (0.326) | 0.1882 (0.910) |
| d | | | | | | | -0.0027*** | -0.0006 | -0.0011 |
| t | | | | | | | -2.9699 | -0.3726 | -1.3848 |
| p-value | | | | | | | 0.004 | 0.711 | 0.171 |

Fuente: Elaboración propia. Note: *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1% respectivamente. P-valor en paréntesis. Errores estándar corregidos de heterocedasticidad y autocorrelación a través del estimador de Newey West. $d = \theta_0^{base} - \theta_0^{aum}$ representa la diferencia entre los coeficientes de $Poil_t^s$ en el modelo inicial y aumentado, $t = d/s(d)$ es el estadístico t-student, donde $s(d)$ es la desviación estándar de d (ver Clogg et al., 1995).

Por su parte, Japón y Reino Unido también muestran unos resultados similares a los obtenidos en la primera especificación. En el caso de Japón, el coeficiente del efecto de las variaciones del precio del petróleo en la inflación es ligeramente superior al estimado usando la brecha de la producción para los tres modelos. No obstante, las diferencias entre el modelo base y el aumentado siguen siendo no significativas, por lo que podemos concluir que su moneda no tiene un impacto importante en la transmisión del precio del petróleo a los precios de consumo.

Adicionalmente, contrastamos la robustez de nuestros resultados empleando una nueva especificación en la que sustituimos las expectativas retrospectivas por la inercia inflacionaria. Para ello, incluimos en la curva de Phillips las tasas de inflación de los cuatro últimos trimestres de manera individual, como se muestra en la ecuación (16), de forma que la persistencia o inercia de la inflación se mide como la suma de los coeficientes individuales de la inflación pasada. La tabla 4 muestra las estimaciones de los distintos modelos para los tres países.

Tabla 4. Estimación curva de Phillips aumentada con inercia inflacionaria (1999Q1-2019Q3)

| | Modelo base | | | Precio en moneda doméstica | | | Modelo extendido | | |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | Euro-Area | UK | Japón | Euro-Area | UK | Japón | Euro-Area | UK | Japón |
| π_{t-1} | 0.2904*** (0.004) | 0.4235*** (0.000) | 0.0915 (0.324) | 0.3093** * (0.003) | 0.4229*** (0.000) | 0.0947 (0.288) | 0.3130** * (0.007) | 0.3842*** (0.000) | 0.0635 (0.499) |
| π_{t-2} | -0.0181 (0.868) | 0.1340 (0.335) | 0.0511 (0.537) | 0.0136 (0.894) | 0.0672 (0.614) | 0.0489 (0.596) | 0.0165 (0.885) | 0.1102 (0.444) | 0.0462 (0.608) |
| π_{t-3} | 0.1027 (0.452) | 0.0885 (0.419) | 0.2296** (0.014) | 0.1224 (0.438) | 0.0674 (0.533) | 0.2339** (0.013) | 0.1417 (0.406) | 0.1287 (0.220) | 0.2616*** (0.004) |
| π_{t-4} | 0.0395 (0.708) | -0.0342 (0.747) | -0.0076 (0.951) | 0.0996 (0.367) | 0.0336 (0.765) | -0.0020 (0.986) | 0.0919 (0.474) | -0.0333 (0.735) | 0.0254 (0.838) |
| $(y_t - \bar{y}_t)_t$ | 0.0584*** (0.000) | 0.0107 (0.729) | 0.0820*** (0.001) | 0.0609** * (0.000) | 0.0069 (0.802) | 0.0717*** (0.004) | 0.0599** * (0.001) | 0.0244 (0.379) | 0.0576** (0.039) |
| $Poil_t^s$ | 0.0159*** (0.000) | 0.0112*** (0.000) | 0.0055*** (0.005) | | | | 0.0184** * (0.000) | 0.0118*** (0.000) | 0.0064*** (0.002) |
| $Poil_{t-1}^s$ | -0.0020 (0.319) | 0.0038** (0.044) | 0.0048* (0.058) | | | | -0.0019 (0.484) | 0.0043** (0.044) | 0.0071*** (0.008) |
| $Poil_{t-2}^s$ | 0.0026 (0.167) | -0.0015 (0.502) | 0.0011 (0.646) | | | | 0.0015 (0.468) | 0.0015 (0.622) | 0.0026 (0.330) |

| | | | | | | | | | |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------------|-----------------------|----------------------|---------------------------|----------------------|----------------------|
| $PoiI^S_{t-3}$ | 0.0021 (0.349) | 0.0025 (0.280) | -0.0019 (0.436) | | | | 0.0004 (0.900) | 0.0042* (0.059) | -0.0008 (0.775) |
| $PoiI^S_{t-4}$ | -0.0006 (0.771) | -0.0030** (0.047) | -0.0005 (0.774) | | | | -0.0017 (0.474) | -0.0032 (0.121) | 0.0002 (0.914) |
| $PoiI^{dom}_t$ | | | | 0.0182** * (0.000) | 0.0124*** (0.000) | 0.0059*** (0.003) | | | |
| $PoiI^{dom}_{t-}$ | | | | -0.0018 (0.410) | 0.0041** (0.044) | 0.0050** (0.041) | | | |
| $PoiI^{dom}_{t-}$ | | | | 0.0019 (0.316) | -0.0002 (0.948) | 0.0018 (0.386) | | | |
| $PoiI^{dom}_{t-}$ | | | | 0.0009 (0.731) | 0.0033 (0.196) | -0.0011 (0.655) | | | |
| $PoiI^{dom}_{t-}$ | | | | -0.0020 (0.284) | -0.0032* (0.095) | -0.0006 (0.719) | | | |
| er_t | | | | | | | 0.0237** * (0.002) | 0.0062 (0.442) | 0.0038 (0.671) |
| er_{t-1} | | | | | | | -0.0062 (0.429) | -0.0049 (0.608) | 0.0033 (0.781) |
| er_{t-2} | | | | | | | 0.0040 (0.470) | 0.0236*** (0.007) | 0.0099 (0.361) |
| er_{t-3} | | | | | | | -0.0032 (0.581) | 0.0066 (0.363) | 0.0094 (0.370) |
| er_{t-4} | | | | | | | 0.0006 (0.925) | 0.0066 (0.390) | 0.0005 (0.946) |
| $dummyV$ | | 0.0077*** (0.000) | 0.0202*** (0.000) | | 0.0074*** (0.000) | 0.0200*** (0.000) | | 0.0083*** (0.000) | 0.0198*** (0.000) |
| $cons$ | 0.0022*** (0.000) | 0.0018*** (0.000) | -0.0002 (0.612) | 0.0017** * (0.000) | 0.0018*** (0.000) | -0.0002 (0.520) | 0.0016** * (0.002) | 0.0017*** (0.000) | -0.0002 (0.427) |
| $\sum_{i=1}^4 \pi_{t-i}$ | 0.4145*** (0.002) | 0.6118*** (0.000) | 0.3647*** (0.010) | 0.5448** * (0.000) | 0.5911*** (0.000) | 0.3756*** (0.005) | 0.5631** * (0.000) | 0.5897*** (0.000) | 0.3967*** (0.006) |
| \emptyset | 0.0307*** (0.000) | 0.0331*** (0.000) | 0.0142 (0.224) | 0.0379** * (0.000) | 0.0402*** (0.000) | 0.0177 (0.162) | 0.0382** * (0.000) | 0.0452*** (0.000) | 0.0255 (0.133) |
| φ | | | | | | | 0.0433 (0.249) | 0.0929*** (0.001) | 0.0447 (0.177) |
| R2 | 0.7746 | 0.6665 | 0.6121 | 0.8216 | 0.6606 | 0.6133 | 0.8263 | 0.7202 | 0.631 |
| R2 corregido | 0.7410 | 0.6109 | 0.5474 | 0.7950 | 0.6041 | 0.5489 | 0.7842 | 0.6469 | 0.5342 |
| F- statistic | 23.0291*** (0.000) | 11.9908*** (0.000) | 9.4678*** (0.000) | 30.8565* ** (0.000) | 11.6797*** (0.000) | 9.5160*** (0.000) | 19.6588* ** (0.000) | 9.8157*** (0.000) | 6.5192*** (0.000) |
| J-B test | 0.3013 (0.860) | 2.1741 (0.337) | 0.1486 (0.928) | 0.4799 (0.787) | 1.3089 (0.520) | 0.0312 (0.985) | 0.8821 (0.643) | 4.7906* (0.091) | 0.6411 (0.726) |
| L-B B-P test | 0.0363 (0.982) | 0.1070 (0.948) | 0.7711 (0.680) | 0.1721 (0.918) | 0.4081 (0.815) | 0.8418 (0.656) | 0.3202 (0.852) | 1.5530 (0.466) | 0.5408 (0.763) |
| B-G test | 0.8430 (0.656) | 0.4260 (0.808) | 1.5870 (0.452) | 1.737 (0.420) | 2.420 (0.298) | 1.6900 (0.430) | 2.6670 (0.264) | 5.6780* (0.059) | 1.1440 (0.565) |
| B-P test | 10.3700 (0.409) | 23.5400** (0.015) | 10.4100 (0.494) | 9.9100 (0.448) | 17.9900 (0.081) | 15.6700 (0.154) | 15.5000 (0.416) | 22.5500 (0.126) | 18.3600 (0.303) |
| ARCH test | 0.6530 (0.422) | 1.9555 (0.376) | 2.4505 (0.294) | 1.5723 (0.214) | 1.2849 (0.526) | 2.4472 (0.294) | 1.3146 (0.255) | 0.5437 (0.762) | 1.4497 (0.484) |
| d | | | | | | | - 0.0025** * | -0.0007 | -0.0009* |
| t | | | | | | | -2.8265 | -0.4276 | -1.7393 |

| | | | |
|----------------|-------|-------|-------|
| p-valor | 0.006 | 0.670 | 0.087 |
|----------------|-------|-------|-------|

Fuente: Elaboración propia. Note: *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1% respectivamente. P-valor en paréntesis. Errores estándar corregidos de heterocedasticidad y autocorrelación a través del estimador de Newey West. $d = \theta_0^{base} - \theta_0^{aum}$ representa la diferencia entre los coeficientes de $Poil_t^s$ en el modelo inicial y aumentado, $t = d/s(d)$ es el estadístico t-student, donde $s(d)$ es la desviación estándar de d (ver Clogg et al., 1995).

Los resultados no muestran variaciones significativas con respecto a las estimaciones iniciales. El coeficiente de persistencia de la inflación es ligeramente superior al obtenido con la especificación inicial de las expectativas para los tres países y es significativo al 1% para todas las estimaciones. En el caso de la zona euro, la inflación muestra una menor elasticidad a las variaciones de la brecha de la producción, aunque mantienen su signo y significatividad. En lo que respecta a las variaciones del precio del petróleo, tanto su transmisión contemporánea como a largo plazo se mantienen prácticamente en los mismos parámetros a la estimada en especificaciones previas, mostrando que el efecto del tipo de cambio reduce la transmisión de las variaciones del precio del petróleo en dólares de manera significativa. Para Reino Unido, el efecto de las variaciones del precio del petróleo en la inflación se mantiene en valores similares, mientras que las diferencias en la transmisión como consecuencia de las fluctuaciones del tipo de cambio siguen siendo insignificantes. En el caso de Japón, las nuevas estimaciones también se mantienen en línea con las estimadas en la especificación inicial, mientras que las diferencias en la transmisión del precio del petróleo siguen sin ser significativas al 5%, aunque en este caso sí lo son a un 10% de significatividad.

Finalmente, la tabla 5 recoge los resultados obtenidos de estimar la curva de Phillips a través de GMM, con objeto de probar la robustez del modelo a la posible existencia de endogeneidad. El test de Hansen rechaza la sobreidentificación de los instrumentos incluidos en la estimación. Estos resultados se mantienen en líneas similares a los obtenidos usando MCO. No obstante, el coeficiente de la brecha de la producción es mayor y más estadísticamente significativo para Reino Unido, y especialmente en el caso de Japón, por lo que la curva de Phillips es más inclinada que la estimada inicialmente a través de MCO. En cuanto a las expectativas de inflación, la zona euro y Reino Unido muestran unos coeficientes ligeramente superiores, mientras que lo contrario ocurre para Japón. En cuanto al efecto de las variaciones del precio del petróleo en la inflación, los coeficientes se mantienen en valores similares, al igual que ocurre con la transmisión del tipo de cambio a la inflación. Por último, las diferencias en la transmisión del precio del petróleo como consecuencia de las fluctuaciones en el tipo de cambio tampoco sufren variaciones significativas. Para la zona euro, las variaciones del tipo de cambio amortiguan significativamente el impacto contemporáneo de las variaciones del precio del petróleo, mientras que, en el caso de Reino Unido y Japón, este efecto sigue siendo insignificante.

Tabla 5. Estimación de la curva de Phillips a través de IV-GMM (1999Q1-2019Q3)

| Modelo base | Precio en moneda doméstica | Modelo extendido |
|-------------|----------------------------|------------------|
|-------------|----------------------------|------------------|

| | Euro area | UK | Japón | Euro area | UK | Japón | Euro área | UK | Japón |
|---------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| $E_t\pi_{t+1}$ | 0.4073*** (0.000) | 0.6547*** (0.000) | 0.3104*** (0.008) | 0.5680*** (0.000) | 0.6106*** (0.000) | 0.3061** (0.013) | 0.6347*** (0.000) | 0.6650*** (0.000) | 0.2899** (0.034) |
| $(y_t - \bar{y}_t)$ | 0.0648*** (0.000) | 0.0378** (0.028) | 0.0905*** (0.004) | 0.0667*** (0.000) | 0.0223 (0.160) | 0.0886** (0.018) | 0.0653*** (0.000) | 0.0558** (0.040) | 0.0714** (0.038) |
| $Poil_t^S$ | 0.0154*** (0.000) | 0.0110*** (0.000) | 0.0047*** (0.004) | | | | 0.0177*** (0.000) | 0.0121*** (0.000) | 0.0053*** (0.007) |
| $Poil_{t-1}^S$ | 0.0009 (0.586) | 0.0071*** (0.000) | 0.0046*** (0.002) | | | | 0.0007 (0.594) | 0.0076*** (0.000) | 0.0059*** (0.009) |
| $Poil_{t-2}^S$ | 0.0010 (0.226) | -0.0002 (0.838) | 0.0008 (0.525) | | | | -0.0008 (0.398) | 0.0019 (0.345) | 0.0021 (0.166) |
| $Poil_{t-3}^S$ | 0.0020** (0.020) | 0.0026** (0.014) | -0.0015 (0.450) | | | | -0.0003 (0.811) | 0.0047*** (0.001) | -0.0007 (0.747) |
| $Poil_{t-4}^S$ | -0.0008 (0.521) | -0.0045*** (0.000) | 0.0002 (0.922) | | | | -0.0024 (0.126) | -0.0037** (0.023) | 0.0012 (0.622) |
| $Poil_t^{dom}$ | | | | 0.0175*** (0.000) | 0.0125*** (0.000) | 0.0053*** (0.002) | | | |
| $Poil_{t-1}^{dom}$ | | | | 0.0011 (0.435) | 0.0085*** (0.000) | 0.0047*** (0.005) | | | |
| $Poil_{t-2}^{dom}$ | | | | -0.0001 (0.852) | 0.0009 (0.449) | 0.0012 (0.275) | | | |
| $Poil_{t-3}^{dom}$ | | | | 0.0003 (0.710) | 0.0029** (0.049) | -0.0003 (0.888) | | | |
| $Poil_{t-4}^{dom}$ | | | | -0.0021** (0.022) | -0.0038** (0.026) | 0.0001 (0.973) | | | |
| er_t | | | | | | | 0.0250*** (0.000) | 0.0083 (0.220) | 0.0046 (0.461) |
| er_{t-1} | | | | | | | -0.0028 (0.684) | 0.0005 (0.949) | 0.0048 (0.395) |
| er_{t-2} | | | | | | | 0.0023 (0.501) | 0.0149** (0.043) | 0.0004 (0.976) |
| er_{t-3} | | | | | | | -0.0050* (0.081) | 0.0155** (0.024) | 0.0143 (0.105) |
| er_{t-4} | | | | | | | -0.0008 (0.828) | 0.0104* (0.070) | -0.0046 (0.615) |
| VAT | | | 0.0228** (0.045) | | | 0.0227* (0.074) | | | 0.0263 (0.154) |
| $cons$ | 0.0021*** (0.000) | 0.0017*** (0.000) | -0.0002 (0.594) | 0.0016*** (0.000) | 0.0018*** (0.000) | -0.0001 (0.795) | 0.0014*** (0.004) | 0.0014*** (0.001) | -0.0002 (0.637) |
| \emptyset | 0.0312*** (0.000) | 0.0464*** (0.000) | 0.0129** (0.037) | 0.0384*** (0.000) | 0.0539*** (0.000) | 0.0158** (0.044) | 0.0408*** (0.000) | 0.0676*** (0.000) | 0.0195** (0.014) |
| φ | | | | | | | 0.0512 (0.279) | 0.1479*** (0.002) | 0.0274 (0.289) |
| R^2 | 0.7616 | 0.555 | 0.5886 | 0.8112 | 0.5604 | 0.5871 | 0.8131 | 0.6248 | 0.5829 |
| Wald Chi2 | 646.07*** (0.000) | 197.13*** (0.000) | 808.23*** (0.000) | 967.80*** (0.000) | 169.91*** (0.000) | 1061.67*** (0.000) | 3473.44*** (0.000) | 618.80*** (0.000) | 909.34*** (0.000) |
| J-B test | 0.4612 (0.794) | 6.2930** (0.043) | 0.4777 (0.788) | 0.7253 (0.696) | 3.5770 (0.167) | 0.0709 (0.965) | 1.1730 (0.556) | 4.5080 (0.105) | 0.0113 (0.994) |
| L-B B-P test | 2.3829 (0.304) | 5.0333* (0.081) | 1.0905 (0.580) | 2.0952 (0.351) | 5.6306* (0.060) | 1.0988 (0.577) | 2.2845 (0.319) | 2.1317 (0.344) | 1.0249 (0.599) |
| Hansen -J | 1.9974 (0.574) | 2.0378 (0.565) | 1.9800 (0.577) | 2.1232 (0.547) | 2.1617 (0.540) | 1.9516 (0.583) | 2.7501 (0.432) | 1.5336 (0.675) | 0.9893 (0.804) |
| d | | | | | | | -0.0023*** | -0.0012 | -0.0006 |

| | | | |
|----------|--------|--------|--------|
| <i>t</i> | -2.781 | -0.962 | -0.563 |
| p-value | 0.007 | 0.339 | 0.575 |

Fuente: Elaboración propia. Note: *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1% respectivamente. P-valor en paréntesis. Estimado usando GMM con errores estándar robustos corregidos de heterocedasticidad y autocorrelación de Newey West. Variable instrumentada: *outputgap*. Instrumentos: 4 retardos de *outputgap* y resto de variables exógenas. $d = \theta_0^{base} - \theta_0^{aum}$ representa la diferencia entre los coeficientes de $Poil_t^s$ en el modelo inicial y aumentado, $t = d/s(d)$ es el estadístico t-student, donde $s(d)$ es la desviación estándar de d (ver Clogg et al., 1995).

5. CONCLUSIONES Y DISCUSIÓN

Aunque la transmisión de las variaciones del petróleo a la inflación se haya visto reducida en las últimas décadas, entender sus mecanismos es de gran importancia para las autoridades monetarias a la hora de llevar a cabo la política monetaria y entender el comportamiento de los precios ante este tipo de shocks. La existencia de una relación entre el tipo de cambio euro/dólar y el precio del petróleo añade especial interés a la hora de evaluar el impacto directo del precio del petróleo en los precios de la zona euro. Este trabajo se centra en estudiar el papel de las variaciones del tipo de cambio bilateral del euro respecto al dólar en la transmisión del precio del petróleo a la inflación en la zona euro.

Analizamos la transmisión de las variaciones del precio del petróleo a la inflación y el efecto indirecto del tipo de cambio en la zona euro para el periodo que abarca desde 1999Q1 a 2019Q3 a través de la estimación de una curva de Phillips aumentada. Además, estimamos el mismo modelo para Japón y Reino Unido, con el objetivo de comparar el efecto del euro con el de otras monedas de gran importancia internacional. Los resultados muestran que, durante el periodo analizado, la transmisión en la zona euro es significativamente mayor cuando se controla el impacto del tipo de cambio. Es decir, el tipo de cambio euro/dólar genera un efecto indirecto negativo sobre la inflación. Esto implica que un aumento del precio del petróleo va aparejado de una apreciación del euro respecto al dólar, lo que abarata el barril de petróleo en la moneda doméstica.

Como consecuencia, las variaciones del tipo de cambio del euro/dólar amortiguan parcialmente el impacto de las variaciones del precio del petróleo en dólares sobre la inflación. De acuerdo a nuestras estimaciones, el tipo de cambio reduce alrededor del 15% de la transmisión de las variaciones del precio del petróleo en dólares a la inflación en la zona euro. Chen (2009) sugieren que la apreciación de las monedas domésticas respecto al dólar ha podido contribuir a una menor transmisión del precio del petróleo a la inflación. Sin embargo, este efecto amortiguador no se encuentra ni en el yen, en el caso de Japón, ni en la libra para Reino Unido. Por lo tanto, el efecto amortiguador del tipo de cambio en la transmisión del precio del petróleo aparece como una singularidad mostrada por el euro, y no como una relación generalizada entre las principales monedas internacionales y el dólar.

De hecho, la relación negativa entre el tipo de cambio del dólar y el precio del petróleo aparece a partir de 2001 (Bénassy-Quéré et al., 2007; Coudert y Mignon, 2016), coincidiendo con el inicio de la circulación del euro. Previamente, la relación entre el tipo de cambio euro/dólar (expresado como una media ponderada de las monedas de los

países que forman la zona euro) y el precio del petróleo era negativa, es decir, un aumento del precio del petróleo era acompañado de una depreciación de este (Clostermann y Schnatz, 2000; Bénassy-Quéré et al., 2007). Una posible explicación a este cambio es el surgimiento del euro como moneda internacional, de manera que una parte de los flujos financieros y comerciales de los países exportadores de petróleo se desplazaron hacia activos y bienes denominados en euros, dando lugar a una relación positiva entre los ingresos del petróleo y el tipo de cambio euro/dólar.

Esta relación entre el precio del petróleo y el tipo de cambio euro/dólar reduce el riesgo inflacionario de un shock en el precio del petróleo, hecho de gran importancia dado que la zona euro es importadora neta de esta materia prima. No obstante, la transmisión del precio del petróleo a la inflación general sigue siendo importante, ya que un aumento del 10% del precio del petróleo en dólares supone un incremento de alrededor de 0,16 puntos porcentuales en la tasa de inflación trimestral, lo que en términos anualizados sería un incremento de 0,81 puntos porcentuales. En el largo plazo, ese shock produce un incremento de la tasa de inflación de alrededor de 1,33 puntos porcentuales en términos anualizados.

Por otra parte, la relación positiva entre el precio del petróleo y el tipo de cambio euro/dólar, además de reducir la transmisión de las variaciones del precio del petróleo amortiguando sus variaciones en moneda doméstica, afecta al precio de otros bienes importados que se denominan en dólares, reduciendo aún más el impacto inflacionista de una subida del precio del petróleo. De acuerdo con nuestros resultados, una apreciación del euro/dólar del 1% tiene un impacto negativo de 0,1 puntos porcentuales en la tasa de inflación en términos anualizados. De esta forma, la apreciación del euro que acompaña a una subida del precio del petróleo reduce el precio de las importaciones y, por tanto, tiene un impacto negativo en la tasa de inflación.

En definitiva, el euro ha actuado como un amortiguador del impacto de los precios del petróleo sobre la inflación en la zona euro, cuyas apreciaciones han reducido la factura del precio del petróleo en moneda doméstica. Este hecho puede tener implicaciones para la política monetaria, puesto que el precio del petróleo, así como el tipo de cambio, son variables de relevancia en el pilar II de la política monetaria del BCE, conocido como análisis económico (ECB, 2011). En primer lugar, reduce la reacción necesaria ante un shock del precio del petróleo, ya que las variaciones del tipo de cambio permiten estabilizar la tasa de inflación. Por otro lado, los responsables de la política monetaria deben ser cautos en sus reacciones ante incrementos de la inflación provocados por el precio del petróleo, ya que un aumento de los tipos de interés destinado a reducir la presión inflacionista puede conllevar a una mayor apreciación del euro y, por tanto, generar una reacción superior a la deseada, reduciendo la tasa inflación por debajo del objetivo de la política monetaria y generando una mayor volatilidad en los precios.

6. REFERENCIAS

- AHMAD, A. H., & HERNANDEZ, R. M. (2013). Asymmetric adjustment between oil prices and exchange rates: Empirical evidence from major oil producers and consumers. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 27, 306-317.

- ALOUJ, R., AÏSSA, M. S. B., & NGUYEN, D. K. (2013). Conditional dependence structure between oil prices and exchange rates: a copula-GARCH approach. *Journal of International Money and Finance*, 32, 719-738.
- ÁLVAREZ, L. J., HURTADO, S., SÁNCHEZ, I., & THOMAS, C. (2011). The impact of oil price changes on Spanish and euro area consumer price inflation. *Economic modelling*, 28(1-2), 422-431.
- AMANO, R. A., & VAN NORDEN, S. (1998a). Exchange rates and oil prices. *Review of International Economics*, 6(4), 683-694.
- AMANO, R. A., & VAN NORDEN, S. (1998b). Oil prices and the rise and fall of the US real exchange rate. *Journal of international Money and finance*, 17(2), 299-316.
- ATEMS, B., KAPPER, D., & LAM, E. (2015). Do exchange rates respond asymmetrically to shocks in the crude oil market? *Energy Economics*, 49, 227-238.
- BALL, L. M., & MAZUMDER, S. (2011). *Inflation dynamics and the great recession* (No. w17044). National Bureau of Economic Research.
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (BIS) (2019). Triennial Central Bank Survey. Foreign Exchange Turnover in April 2019. Retrieved from https://www.bis.org/statistics/rpfx19_fx.pdf.
- BASHER, S. A., HAUG, A. A., & SADORSKY, P. (2016). The impact of oil shocks on exchange rates: A Markov-switching approach. *Energy Economics*, 54, 11-23.
- BECKMANN, J., & CZUDAJ, R. (2013). Is there a homogeneous causality pattern between oil prices and currencies of oil importers and exporters?. *Energy Economics*, 40, 665-678.
- BECKMANN, J., & CZUDAJ, R. (2013a). Oil prices and effective dollar exchange rates. *International Review of Economics & Finance*, 27, 621-636.
- BECKMANN, J., BERGER, T., & CZUDAJ, R. (2016). Oil price and FX-rates dependency. *Quantitative Finance*, 16(3), 477-488.
- BECKMANN, J., CZUDAJ, R., & ARORA, V. (2017). The relationship between oil prices and exchange rates: theory and evidence. *US Energy Information Administration working paper series*.
- BÉNASSY-QUÉRÉ, A., MIGNON, V., & PENOT, A. (2007). China and the relationship between the oil price and the dollar. *Energy policy*, 35(11), 5795-5805.
- BETTS, C., & DEVEREUX, M. B. (2000). Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market. *Journal of international Economics*, 50(1), 215-244.
- BLANCHARD, O. J., & GALL, J. (2007). *The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s?* (No. w13368). National Bureau of Economic Research.
- BREITENFELLNER, A., & CUARESMA, J. C. (2008). Crude oil prices and the USD/EUR exchange rate. *Monetary Policy & The Economy*, (4).
- BROWN, S., OPPEDAHN, D., & YÜCEL, M. K. (1995). *Oil prices and inflation* (No. 9510). Federal Reserve Bank of Dallas.
- CAMPA, J. M., & GOLDBERG, L. S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690.
- CAMPA, J. M., & MÍNGUEZ, J. M. G. (2006). Differences in exchange rate pass-through in the euro area. *European Economic Review*, 50(1), 121-145.
- CHAUDHURI, K., & DANIEL, B. C. (1998). Long-run equilibrium real exchange rates and oil prices. *Economics letters*, 58(2), 231-238.
- CHEIKH, N. B., & RAULT, C. (2016). Recent estimates of exchange rate pass-through to import prices in the euro area. *Review of World Economics*, 152(1), 69-105.
- CHEN, H., LIU, L., WANG, Y., & ZHU, Y. (2016). Oil price shocks and US dollar exchange rates. *Energy*, 112, 1036-1048.
- CHEN, S. S. (2009). Oil price pass-through into inflation. *Energy Economics*, 31(1), 126-133.
- CHEN, S. S., & CHEN, H. C. (2007). Oil prices and real exchange rates. *Energy economics*, 29(3), 390-404.
- CHOI, S., FURCERI, D., LOUNGANI, P., MISHRA, S., & POPLAWSKI-RIBEIRO, M. (2018). Oil prices and inflation dynamics: Evidence from advanced and developing economies. *Journal of International Money and Finance*, 82, 71-96.
- CLARK, T. E., & TERRY, S. J. (2010). Time variation in the inflation passthrough of energy prices. *Journal of Money, credit and Banking*, 42(7), 1419-1433.
- CLOGG, C. C., PETKOVA, E., & HARITOU, A. (1995). Statistical methods for comparing regression coefficients between models. *American journal of sociology*, 100(5), 1261-1293.
- CLOSTERMANN, J., & SCHNATZ, B. (2000). *The determinants of the euro-dollar exchange rate: synthetic fundamentals and a non-existing currency* (No. 2000, 02). Deutsche Bundesbank.

- COIBION, O., & GORODNICHENKO, Y. (2015). Is the Phillips curve alive and well after all? Inflation expectations and the missing disinflation. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 197-232.
- COMUNALE, M., & KUNOVAC, D. (2017). *Exchange rate pass-through in the euro area*. ECB working paper series (n° 2003).
- COUDERT, V., & MIGNON, V. (2016). Reassessing the empirical relationship between the oil price and the dollar. *Energy Policy*, 95, 147-157.
- COUDERT, V., MIGNON, V., & PENOT, A. (2007). Oil price and the dollar. *Energy Studies Review*, 15(2), 48-65.
- CUÑADO, J., & DE GRACIA, F. P. (2003). Do oil price shocks matter? Evidence for some European countries. *Energy economics*, 25(2), 137-154.
- DE GREGORIO, J., LANDERRETICHE, O., NEILSON, C., BRODA, C., & RIGOBON, R. (2007). Another pass-through bites the dust? Oil prices and inflation. *Economia*, 7(2), 155-208.
- DORNBUSCH, R. (1987). Exchange Rates and Prices. *American Economic Review*, 77(1), 93-106.
- ENDERS, A., & ENDERS, Z. (2017). Second-round effects after oil-price shocks: Evidence for the Euro area and Germany. *Economics Letters*, 159, 208-213.
- EUROPEAN CENTRAL BANK (ECB) (2011). *The monetary policy of the ECB*. Frankfurt, Germany: European Central Bank.
- EUROSTAT (2019). Oil and petroleum products: a statistical overview. Retrieved from <https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained>
- FARUQEE, H. (2006). Exchange rate pass-through in the euro area. *IMF staff papers*, 53(1), 63-88.
- FITZGERALD, T. J., & NICOLINI, J. P. (2014). *Is there a stable relationship between unemployment rate and future inflation? Evidence from US cities*. Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper 713.
- FORBES, K., HJORTSOE, I., & NENOVA, T. (2018). The shocks matter: improving our estimates of exchange rate pass-through. *Journal of international economics*, 114, 255-275.
- GAGNON, J. E., & IHRIG, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance & Economics*, 9(4), 315-338.
- GELOS, G., & USTYUGOVA, Y. (2017). Inflation responses to commodity price shocks—How and why do countries differ?. *Journal of International Money and Finance*, 72, 28-47.
- GOLUB, S. S. (1983). Oil prices and exchange rates. *The Economic Journal*, 93(371), 576-593.
- GOPINATH, G., ITSKHOKI, O., & RIGOBON, R. (2010). Currency choice and exchange rate pass-through. *American Economic Review*, 100(1), 304-36.
- GORDON, R. J. (1997). The time-varying NAIRU and its implications for economic policy. *Journal of economic Perspectives*, 11(1), 11-32.
- GORDON, R. J. (2011). The history of the Phillips curve: Consensus and bifurcation. *Economica*, 78(309), 10-50.
- HAMILTON, J. D., & HERRERA, A. M. (2004). Comment: oil shocks and aggregate macroeconomic behavior: the role of monetary policy. *Journal of Money, credit and Banking*, 36(2) 265-286.
- HERRERA, A. M., & PESAVENTO, E. (2009). Oil price shocks, systematic monetary policy, and the “Great Moderation”. *Macroeconomic Dynamics*, 13(1), 107-137.
- HOOKER, M. A. (2002). Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(2) 540-561.
- JAWADI, F., LOUHICHI, W., AMEUR, H. B., & CHEFFOU, A. I. (2016). On oil-US exchange rate volatility relationships: An intraday analysis. *Economic Modelling*, 59, 329-334.
- KRUGMAN, P. (1983). Oil shocks and exchange rate dynamics. In *Exchange rates and international macroeconomics* (pp. 259-284). University of Chicago Press.
- KRUGMAN, P. (1986). *Pricing to market when the exchange rate changes* (No. w1926). National Bureau of Economic Research.
- LAFLÈCHE, T. (1997). The impact of exchange rate movements on consumer prices. *Bank of Canada review*, 1996(Winter), 21-32.
- LEBLANC, M., & CHINN, M. D. (2004). Do high oil prices presage inflation? The evidence from G-5 countries. *UC Santa Cruz Economics Working Paper*, (561), 04-04.
- LIZARDO, R. A., & MOLLICK, A. V. (2010). Oil price fluctuations and US dollar exchange rates. *Energy Economics*, 32(2), 399-408.
- MALIK, F., & UMAR, Z. (2019). Dynamic connectedness of oil price shocks and exchange rates. *Energy Economics*, 104501.

- MARAZZI, M., SHEETS, N., VIGFUSSON, R., FAUST, J., GAGNON, J., MARQUEZ, J., ... & ROGERS, J. (2005). Exchange rate pass-through to US import prices: some new evidence. *International Finance Discussion Papers*, 833.
- MCLEAY, M., & TENREYRO, S. (2020). Optimal inflation and the identification of the Phillips curve. *NBER Macroeconomics Annual*, 34(1), 199-255.
- MCLEOD, R. C., & HAUGHTON, A. Y. (2018). The value of the US dollar and its impact on oil prices: Evidence from a non-linear asymmetric cointegration approach. *Energy Economics*, 70, 61-69.
- MOLLICK, A. V., & SAKAKI, H. (2019). Exchange rates, oil prices and world stock returns. *Resources Policy*, 61, 585-602.
- MORK, K. A. (1994). Business Cycles and the Oil Market. *The Energy Journal*, 15(Special Issue).
- MYERS, R. J., JOHNSON, S. R., HELMAR, M., & BAUMES, H. (2018). Long-run and short-run relationships between oil prices, producer prices, and consumer prices: What can we learn from a permanent-transitory decomposition? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 67, 175-190.
- NOVOTNÝ, F. (2012). The link between the Brent crude oil price and the US dollar exchange rate. *Prague Economic Papers*, 21(2), 220-232.
- OBSTFELD, M., & ROGOFF, K. (1995). Exchange rate dynamics redux. *Journal of political economy*, 103(3), 624-660.
- PEERSMAN, G., & VAN ROBAYS, I. (2009). Oil and the Euro area economy. *Economic Policy*, 24(60), 603-651.
- PEERSMAN, G., & VAN ROBAYS, I. (2012). Cross-country differences in the effects of oil shocks. *Energy Economics*, 34(5), 1532-1547.
- REBOREDO, J. C. (2012). Modelling oil price and exchange rate co-movements. *Journal of Policy Modeling*, 34(3), 419-440.
- REBOREDO, J. C., RIVERA-CASTRO, M. A., & ZEBENDE, G. F. (2014). Oil and US dollar exchange rate dependence: A detrended cross-correlation approach. *Energy Economics*, 42, 132-139.
- SEK, S. K. (2018). Effect of oil price pass-through on domestic price inflation: Evidence from nonlinear ARDL models. *Panoeconomicus*, 66(1), 69-91.
- SU, X., ZHU, H., YOU, W., & REN, Y. (2016). Heterogeneous effects of oil shocks on exchange rates: evidence from a quantile regression approach. *SpringerPlus*, 5(1), 1187.
- TAYLOR, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, 44(7), 1389-1408.
- THALASSINOS, E. J., & POLITIS, E. D. (2012). The Evaluation of the USD Currency and the Oil Prices: A Var Analysis. *European Research Studies*, 14(2), 137-146.
- TURHAN, M. I., SENSOY, A., & HACIHASANOGLU, E. (2014). A comparative analysis of the dynamic relationship between oil prices and exchange rates. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 32, 397-414.
- VAN DEN NOORD, P., & ANDRÉ, C. (2007). Why has core inflation remained so muted in the face of the oil shock? *OECD Economic Department Working Papers*, (551), 1.
- YANG, L., CAI, X. J., & HAMORI, S. (2018). What determines the long-term correlation between oil prices and exchange rates? *The North American Journal of Economics and Finance*, 44, 140-152.
- ZHANG, Y. J., FAN, Y., TSAI, H. T., & WEI, Y. M. (2008). Spillover effect of US dollar exchange rate on oil prices. *Journal of Policy Modeling*, 30(6), 973-991.