



LA CURVA DE PHILLIPS PARA LA ECONOMÍA DOLARIZADA DE ECUADOR¹

*Daniele Covri Rivera**

Información

Recibido:

31 de marzo de 2021

Aceptado:

3 de junio de 2021

Palabras clave:

Curva de Phillips
Filtro de Hodrick y Prescott
Variables instrumentales
DSGE

Clasificación JEL:

C22, C26, E24, E31

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/31.1.4>

Resumen

Una cuestión importante para los responsables de la política macroeconómica es la existencia y la magnitud de la disyuntiva entre inflación y actividad económica. La curva de Phillips es el fenómeno que captura esta compensación y su estimación es pertinente para comprender los costos macroeconómicos de la implementación de políticas económicas. Este trabajo de análisis consiste en aplicar la curva de Phillips para Ecuador en el periodo de la dolarización. Los datos fueron ajustados por un quiebre estructural presente al principio de la muestra y abarcan un horizonte temporal que va desde el primer trimestre 2003 hasta el cuarto trimestre 2015. Se contextualizaron las variables a la realidad ecuatoriana, pero el núcleo central está constituido por la estimación econométrica. La primera parte prevé regresiones MCO con expectativas adaptativas, y las brechas del desempleo y del producto se obtuvieron mediante un filtro de Hodrick y Prescott. Después, se repitió el proceso mediante variables instrumentales con expectativas racionales y al final se estimaron también tres modelos DSGE neokeynesianos. Se encontró que la curva de Phillips se valida únicamente con la brecha del desempleo, mientras que las expectativas de inflación resultan significativas únicamente en los modelos multiecuacionales que involucran la brecha del producto. En conclusión, políticas que quieran estimular el empleo tienen un efecto de alza en los precios, por lo que la situación puede justificarse en periodos recesivos para evitar una eventual deflación.

¹ Este artículo representa uno de los tres que conformaron la disertación doctoral. Se agradece al tutor Dr. Javier García-Cicco y a las aportaciones de los miembros del jurado, compuesto por el Dr. Danilo Trupkin, la Dra. María Lorena Garegnani y el Dr. Pedro Elosegui.

*Universidad Católica de Cuenca. Correo electrónico: daniele.covri@ucacue.edu.ec.

Copyright © 2021 Covri. El autor conserva los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License.



THE PHILLIPS CURVE FOR THE DOLLARIZED ECONOMY OF ECUADOR¹

*Daniele Covri Rivera**

Article Info

Received:

31st March 2021

Accepted:

3th June 2021

Keywords:

Phillips Curve
Hodrick and Prescott
filter
Instrumental Variables
DSGE

JEL:

C22, C26, E24, E31

DOI:

[https://doi.org/10.47550/
RCE/31.1.4](https://doi.org/10.47550/RCE/31.1.4)

Abstract

An important question for macroeconomic policy makers is the existence and magnitude of the tradeoff between inflation and economic activity. The Phillips Curve is the phenomenon that captures this tradeoff, and its estimation is pertinent to understanding macroeconomic costs of economic policy implementation. This paper consists of applying the Phillips curve for Ecuador in the period of dollarization. The data were adjusted for a structural break present at the beginning of the sample and cover a time horizon that goes from the first quarter of 2003 to the fourth quarter of 2015. The variables were selected to represent the Ecuadorian reality, and the core focus of the paper is based on the econometric interpretation of the estimation in this context. The first part analyzes OLS regressions with adaptive expectations, and the unemployment and output gaps were obtained using a Hodrick and Prescott filter. The process was then repeated using instrumental variables with rational expectations and finally three New Keynesian DSGE models were also estimated. It was found that the Phillips curve is valid only with respect to the unemployment gap, while inflation expectations are significant only in the multi-equation models that involve the output gap. In conclusion, policies that aim to stimulate employment result in inflation, so this policy is best justified in recessive periods to avoid a possible deflation.

¹ This article represents one of the three that conform the doctoral dissertation. Thanks are due to the tutor Dr. Javier García-Cicco and to the contributions of the members of the jury, composed by Dr. Danilo Trupkin, Dr. María Lorena Garegnani and Dr. Pedro Elosegui.

*Catholic University of Cuenca. E-mail: daniele.covri@ucacue.edu.ec.

Copyright © 2021 Covri. Author retains the copyright of this article. This article is published under the terms of the Creative Commons Attribution Licence 4.0.

1. INTRODUCCIÓN

Una cuestión importante para los responsables de la política macroeconómica es la existencia y la magnitud de la disyuntiva entre inflación y actividad económica. Entender la dinámica de corto plazo entre dos variables tan importantes para la macroeconomía como la inflación y la actividad económica representa un desafío para la mayoría de estudios empíricos tanto a nivel académico como también de bancos centrales e instituciones dedicadas al análisis económico. Para este fin, la curva de Phillips sigue siendo la mejor manera de poder estimar esta relación. La pregunta que deriva es si las políticas e intervenciones gubernamentales expansivas tienen efectos sobre el alza de los precios en una economía dolarizada como la ecuatoriana.

Hasta ahora, la mayoría de estudios al respecto pertenecen a casos aplicados a Norteamérica y Europa (Blanchard, 2016; Hossain y Mitra, 2017; Mustafa y Rahman, 2017; Roberts, 2017; Rusticelli, Turner y Cavalleri, 2015). Granger y Jeon (2011), por ejemplo, dan cuenta de las distintas metodologías de aplicación de la curva de Phillips para EE. UU. y Reino Unido a lo largo del tiempo. Gordon (2011) se enfocó en la diversidad de resultados entre los estudios inerciales que miran al pasado y sus rivales racionales que se basan en expectativas futuras. La publicación de Qin (2011) provee un buen resumen de los estudios que se han sucedido a lo largo del tiempo. Por lo que se refiere al área latinoamericana, se destaca la aportación de D'Amato y Garegnani (2009) y también de Chelala (2014) sobre el caso argentino; el estudio de Pincheira Brown y Rubio Hurtado (2015), que analiza el caso chileno; el trabajo de Portal Boza, Feitó Madrigal y Valdés Paserón (2015), que propone un estudio empírico para el caso cubano; y Machado y Humberto (2015) que investigan el caso colombiano.

Por lo que se refiere a las investigaciones aplicadas al caso ecuatoriano, se puede afirmar que algunos estudios pudieron actualizarse mediante la incorporación de nuevos datos (Criollo Nole, 2013; Flores y Stephany, 2014; Gualotuña y Alberto, 2015). Otros más recientes, como por ejemplo el de Alexander y Montalvo (2017), se pueden complementar ampliando el análisis del tema con técnicas econométricas alternativas respecto a la de vectores autorregresivos (VAR). Finalmente, otros estudios como el de Campoverde, Ortiz y Sánchez (2016) se han manejado con muestras pequeñas, lo cual puede sustituirse por un mayor número de observaciones con la finalidad de obtener mejores propiedades para los estimadores y en general contar con inferencias estadísticas un poco más robustas. En el estudio actual, se emplean datos más actualizados y una muestra más amplia (de 50 valores) que resulta en estimadores más robustos.

Los resultados indican que el componente cíclico del desempleo, al contrario de la brecha del producto, resulta estadísticamente significativo para explicar la inflación en la regresión MCO, en donde su respectivo coeficiente resulta cercano a -1.37. En lo que se refiere a las regresiones con variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas, estas evidencian que los resultados con respecto a la magnitud del componente cíclico del desempleo son notablemente mayores con respecto a la regresión estimada con mínimos cuadrados ordinarios. Las expectativas de

inflación merecen una nota aparte, puesto que adquieren importancia únicamente en las regresiones que involucran la brecha del producto en los modelos DSGE, cuando se registran coeficientes poco superiores a la unidad. Por otro lado, las materias primas que se insertan como variable de control resultan estadísticamente significativas en muchos casos, aunque por lo general con coeficientes relativamente pequeños. Al aplicar específicamente los modelos multiecuacionales, no se encuentra una curva de Phillips mediante la brecha del producto.

En la segunda sección de este artículo se realizará una revisión del estado de la literatura con respecto a las estimaciones de la curva de Phillips. En la tercera, se contextualizarán las variables claves de este estudio como la inflación, el desempleo y el producto. En la cuarta, se detallarán los datos empleados y los modelos utilizados en la investigación del fenómeno para Ecuador. En la quinta, se realizarán las estimaciones y los análisis respectivos. Finalmente, en la sexta, se presentarán las conclusiones del estudio.

2. ESTADO DE LA CUESTIÓN

De acuerdo a Chacón (2012), en los estudios iniciales sobre el tema se consideraban únicamente la inflación y el desempleo como variables de interés. Después, en los años 70, se empezó a afirmar el modelo neoclásico o modelo de Friedman y Phelps aumentado por expectativas, aplicado esencialmente a los EE. UU. Todo empezó por la ecuación resultante de la interacción de las dos curvas pertenecientes a los precios de las firmas y de los salarios de los trabajadores:

$$\pi_t = \pi_t^e + (m + z) - \alpha u_t \quad (1)$$

En donde π_t es la inflación actual; π_t^e son las expectativas de inflación; m es el margen de precios que aplican las empresas; z son los demás factores que afectan la fijación de los salarios; α el parámetro que refleja la fuerza del efecto que produce el desempleo en los salarios, y u_t es la tasa de desempleo. Explicando con un poco más de detalle estas variables, la inflación por lo general es calculada a partir del índice de precios al consumidor (IPC), aplicando a este una diferencia logarítmica, mientras que las expectativas de inflación representan lo que los agentes económicos prevén sobre el futuro de los precios. En este caso, entre otras, existen dos teorías dominantes. Primero, la teoría de las expectativas adaptativas, en donde los agentes miran al nivel de la inflación en el pasado más reciente y lo toman como indicador de inflación para el próximo periodo. Segundo, las expectativas racionales, en donde el agente no asume como racional tomar únicamente información del pasado para estimar la inflación futura, sino que toma en cuenta toda la información disponible hasta el presente y basa su estimación de inflación en esa información. Por otra parte, el margen de precios representa la brecha que existe entre precios y costos marginales de los productos de las empresas (Syverson, 2019). La variable z considera factores

como el seguro de desempleo y, de manera más amplia, la protección del empleo que puede resultar en costos de contratación de empleados más altos (Blanchard, 2017). Así, a medida que z aumenta, *ceteris paribus*, también lo hace la tasa de desempleo. Esta representa el cociente entre número de desempleados y población económicamente activa (empleados más desempleados).

Después de algunos ajustes algebraicos, Blanchard (2017) muestra que, cuando la tasa de inflación efectiva es igual a la esperada, se obtiene la tasa natural de desempleo, u_n , que se expresa de la siguiente forma:

$$u_n = \frac{m + z}{\alpha} \quad (2)$$

Recordando además que la expresión original puede arreglarse como se muestra a continuación:

$$\pi_t - \pi_t^e = -\alpha \left(u_t - \frac{m + z}{\alpha} \right) \quad (3)$$

Entonces, por sustitución se obtuvo la ecuación final de la curva de Phillips que actualmente manejamos:

$$\pi_t - \pi_t^e = -\alpha(u_t - u_n) \quad (4)$$

Después, la literatura señala cómo, de manera aproximada, en un periodo anterior, se puede predecir correctamente las expectativas de inflación, por lo que la fórmula resulta:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = -\alpha(u_t - u_n) \quad (5)$$

Resumiendo, la curva está ahora caracterizada por las variables de la variación de la inflación (parte izquierda) y la brecha del desempleo (parte derecha), debido a que los agentes económicos, en particular los trabajadores y empresarios, toman en cuenta las expectativas futuras de inflación para la determinación de los salarios, pues están interesados en mantener intacto su poder adquisitivo en términos reales.

Por esa estrecha relación que existe entre el desempleo y el producto (a tal propósito se puede recordar la ley de Okun), muchos economistas deciden estimar usando el diferencial entre PIB potencial y real en lugar de la tasa de desempleo. En este caso, la ecuación es la siguiente:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \beta(PIBp_t - PIBr_t) \quad (6)$$

3. CONTEXTO

En esta sección se presentan los datos clave de este estudio: inflación, desempleo y la producción total en Ecuador.

3.1. Inflación

La tabla 1 muestra cómo fue medida la inflación. Básicamente, se efectuó una comparación entre los años base 2004 y 2014. Para la muestra considerada (trimestres 2000 hasta el 2015) el IPC presenta 3 años base: 1995, 2004 y 2014. No se registraron problemas operativos, ya que el empalme o ajuste ha sido efectuado por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), y, por lo tanto, la serie del IPC con la cual se ha realizado la investigación revisa únicamente como año base el 2014, donde el índice toma valor igual a 100. Cada artículo de la canasta es clasificado según un orden jerárquico que empieza por el grupo y después se divide en clase, subclase y producto. Se puede observar que, en los dos períodos de la muestra, han surgido cambios fundamentales: 1) aumentaron los artículos considerados: pasaron de 299 a 359; 2) el grupo de mayor cambio fue el de bienes y servicios diversos, que pasó de 1 a 6, y 3) la división de bebidas alcohólicas y las comunicaciones han permanecido igual o han variado muy poco, aunque no se excluyen cambios cualitativos en sus componentes.

La tabla 2 muestra el peso relativo de cada división dentro del IPC. Lo que se aprecia al respecto es que el mayor porcentaje de ponderación está constituido por los alimentos y bebidas no alcohólicas, segmento que ha visto reducir su peso en la canasta, pero en el 2014 su valor sigue siendo más del 22 %. La segunda categoría por importancia dentro del IPC está constituida por el transporte, que alcanza casi un 15 %, y, si sumamos estas dos divisiones, obtenemos un valor superior a un tercio de la canasta. De nuevo, la categoría bienes y servicios diversos ha pasado de la décima a la tercera posición.

Tabla 1.

Inventario de las estructuras de las canastas del IPC(04) (Base: 2004=100) e IPC(14) (Base: 2014=100)

| División | IPC | IPC | IPC | IPC | IPC | IPC | IPC | IPC |
|---|-------|------|-------|------|----------|------|------|------|
| | (04) | (14) | (04) | (14) | (04) | (14) | (04) | (14) |
| | Grupo | | Clase | | Subclase | | Prod | Art |
| Alimentos y bebidas no alcohólicas | 2 | 2 | 11 | 11 | 29 | 34 | 90 | 115 |
| Bebidas alcohólicas, tabaco y estupefacientes | 2 | 2 | 3 | 3 | 3 | 3 | 4 | 4 |

| División | IPC | IPC | IPC | IPC | IPC | IPC | IPC | IPC |
|---|-------|------|-------|------|----------|------|------|------|
| | (04) | (14) | (04) | (14) | (04) | (14) | (04) | (14) |
| | Grupo | | Clase | | Subclase | | Prod | Art |
| Prendas de vestir y calzado | 2 | 2 | 6 | 6 | 9 | 12 | 47 | 44 |
| Alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles | 4 | 4 | 5 | 7 | 5 | 7 | 7 | 11 |
| Muebles, artículos para el hogar y para la conservación ordinaria del hogar | 6 | 6 | 7 | 12 | 13 | 14 | 37 | 40 |
| Salud | 3 | 3 | 7 | 7 | 7 | 7 | 28 | 26 |
| Transporte | 3 | 3 | 8 | 9 | 9 | 9 | 17 | 23 |
| Comunicaciones | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 4 | 6 | 6 |
| Recreación y cultura | 4 | 6 | 11 | 18 | 12 | 18 | 30 | 34 |
| Educación | 3 | 4 | 3 | 4 | 3 | 4 | 10 | 9 |
| Restaurantes y hoteles | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 6 | 11 |
| Bienes y servicios diversos | 1 | 6 | 2 | 11 | 3 | 11 | 17 | 36 |
| TOTAL | 35 | 43 | 68 | 93 | 98 | 125 | 299 | 359 |

Fuente: elaborado por el autor a partir de los datos INEC

Nota: el número de productos de la canasta del IPC (Base: 2003-2014) es comparable con el número de artículos de la canasta del IPC (Base: 2004 = 100), por tener los niveles más bajos con ponderación fija en ambas canastas, siendo reconocido al *artículo* como el nivel más bajo de la estructura de la canasta, que se refiere al conjunto de bienes y servicios con los que el IPC realiza la observación de los precios. Pertenecen al componente flexible de la canasta, debido a que los artículos solo poseen ponderaciones implícitas que dependen de la representatividad de los mismos en el mercado interno; es decir, están autoponderados y, por tanto, no tienen ponderación fija. Se denomina *producto* a un conjunto de líneas de gastos (artículos) con finalidades de consumo similares y características homogéneas en cuanto a sus atributos y a sus comportamientos en los precios. Los niveles subsiguientes de la canasta son la *subclase*, *clase*, *grupo* y *división*, los cuales fueron establecidos en el marco de la Clasificación del Consumo Individual por Finalidades (CCIF) (INEC, 2017).

Tabla 2.
Ponderaciones por divisiones de gasto de las canastas del IPC

| DIVISIÓN | Ponderación % | | Posición | |
|---|---------------|---------|----------|---------|
| | IPC(04) | IPC(14) | IPC(04) | IPC(14) |
| Alimentos y bebidas no alcohólicas | 25.1 | 22.45 | 1 | 1 |
| Bebidas alcohólicas, tabaco y estupefacientes | 0.89 | 0.66 | 12 | 12 |
| Prendas de vestir y calzado | 8.97 | 7.69 | 4 | 6 |

| DIVISIÓN | Ponderación % | | Posición | |
|---|---------------|---------|----------|---------|
| | IPC(04) | IPC(14) | IPC(04) | IPC(14) |
| Alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles | 10.17 | 8.3 | 3 | 4 |
| Muebles, artículos para el hogar y para la conservación ordinaria del hogar | 6.08 | 5.86 | 7 | 8 |
| Salud | 6.03 | 7.34 | 8 | 7 |
| Transporte | 13.6 | 14.74 | 2 | 2 |
| Comunicaciones | 4.37 | 4.74 | 11 | 11 |
| Recreación y cultura | 5.91 | 5.3 | 9 | 9 |
| Educación | 6.78 | 5.09 | 6 | 10 |
| Restaurantes y hoteles | 6.84 | 7.96 | 5 | 5 |
| Bienes y servicios diversos | 5.25 | 9.86 | 10 | 3 |

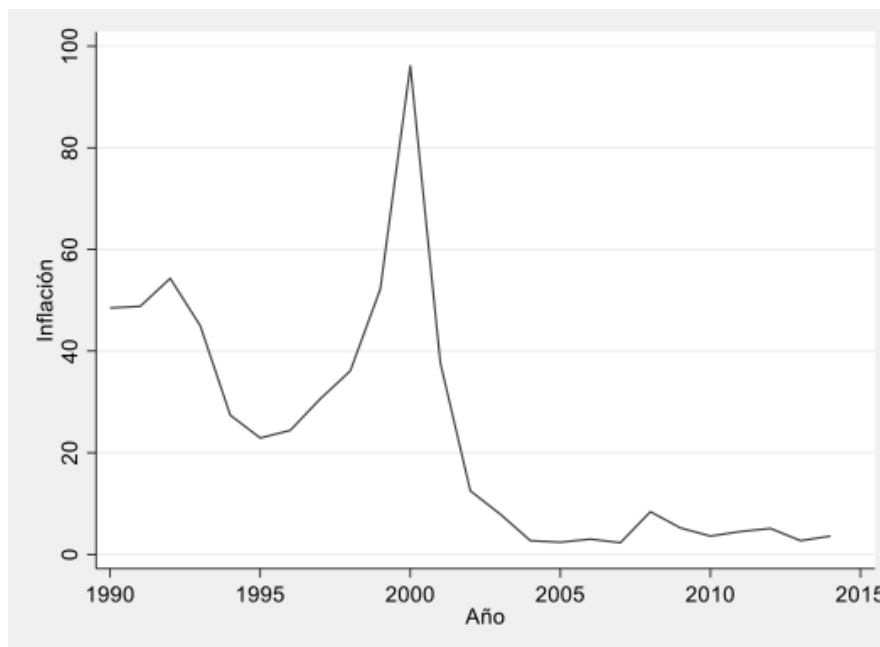
Fuente: elaborado por el autor a partir de los datos INEC

Nota: la posición corresponde al orden de la división, según valor de ponderación.

Antes de la dolarización, la inflación en Ecuador era particularmente alta y persistente, lo que penalizaba toda la economía del país, principalmente por la elevada inestabilidad que comportaba debido a los siguientes factores (Larrea Maldonado, 2004): la guerra que el país mantuvo con el Perú en 1995 y que generó un costo muy grande; el fenómeno del Niño en 1998, que causó severos daños a los cultivos y penalizó un sector considerado estratégico para todo el país; la desregulación financiera que provocó una especulación del crédito sin las necesarias medidas de control (Páez Pérez, 2004); la eliminación de la autonomía financiera de Petroecuador en 1992, que dificultó su capacidad de inversión a lo largo del tiempo y debilitó una de las fuentes principales de recursos fiscales, y, finalmente, la inestabilidad política, caracterizada por una fuerte alternancia de partidos y presidentes al mando del gobierno estatal.

Como se puede observar en el gráfico 1, la inflación permanece de dos dígitos en los años noventa, siempre por encima del 20% anual. El problema se agudizó a partir de 1995 y se agravó en el año 2000 (todo ello está graficado por una pendiente cada vez más positiva) cuando se obtiene un valor para la inflación cercano al 100%. Para salir de la crisis, se pensó recurrir a la dolarización, medida que fue oficializada el 9 de enero del 2000 bajo el mandato del presidente de ese entonces, Jamil Mahuad. La medida, según nos deja ver la figura, parece haber dado buenos resultados en el mediano plazo porque frenó el crecimiento incontrolado de los precios. Además, se observa cómo existió un rezago en los precios y salarios hasta adaptarse al nuevo sistema dolarizado; de hecho, la estabilidad en el valor de la inflación se alcanza solo a partir del año 2003, cuando su valor muestra por primera vez un solo dígito y permanece así en los siguientes años hasta el final de la serie representada.

Gráfico 1.
Inflación histórica (IPC anual en porcentaje)

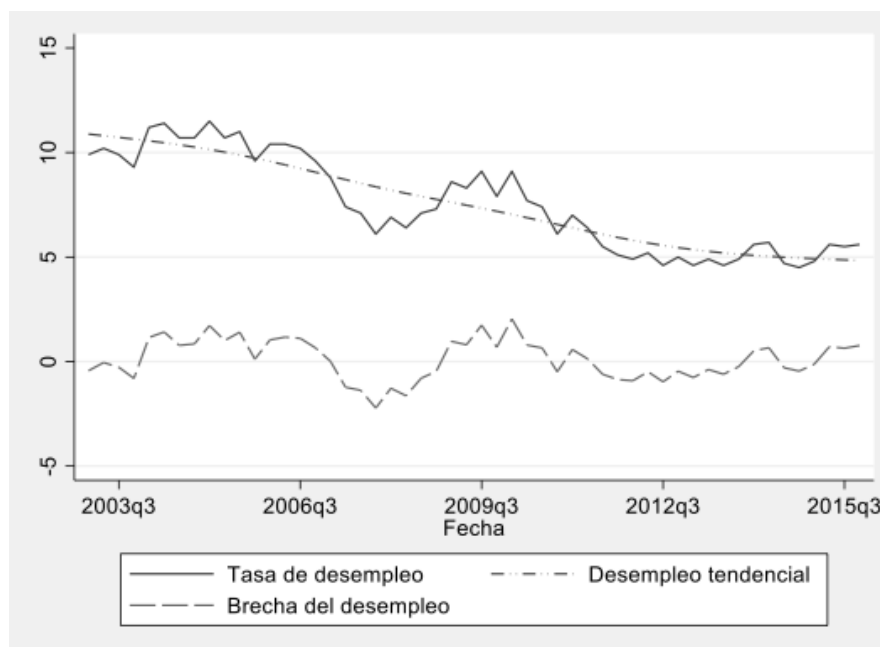


Fuente: elaborado por el autor con base en datos del Banco Mundial

3.2. Desempleo

A lo largo del periodo considerado, el de la dolarización, Ecuador ha experimentado variaciones consistentes en su tasa de desempleo. A tal propósito, puede resultar útil mirar el gráfico 2, el cual descompone mediante un filtro de Hodrick y Prescott la parte tendencial respecto al componente cíclico. La línea entrecortada representa el componente tendencial y que corresponde en este análisis a una tasa de desempleo natural. Se puede observar que el desempleo va cambiando leve y gradualmente en el tiempo: registra valores superiores al 12 % a principios del año 2000 y, después, cantidades progresivamente más contenidas, que en los últimos trimestres oscilan entre un 4 y 6 %.

Gráfico 2.
Aplicación del filtro HP al desempleo



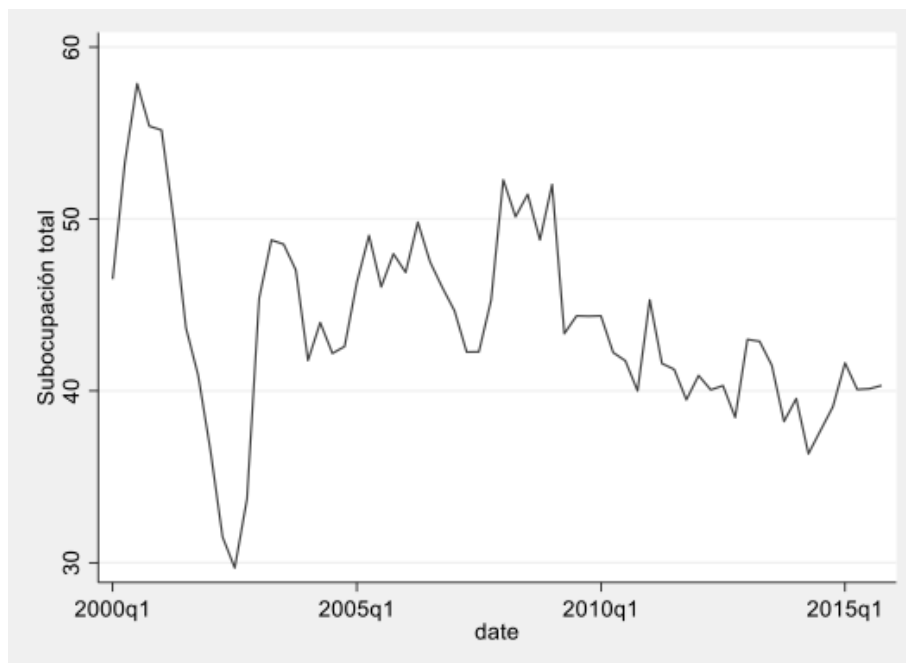
Fuente: elaborado por el autor

La línea de abajo se refiere al componente cíclico (que está derivada como la brecha entre el desempleo tendencial y el desempleo real) que entra en la regresión con el nombre de filtro. El componente cíclico del desempleo está determinado por variaciones temporáneas en la economía, debido a distintos factores como, por ejemplo, recesiones, choques externos, fenómenos climáticos adversos, catástrofes, etc. En particular, se puede observar en una primera instancia una disminución de este componente a partir del año 2000 a consecuencia, sobre todo, de las fuertes migraciones de ecuatorianos hacia EE. UU. y Europa. Después, a partir del año 2003, el Sistema Integrado de Indicadores Sociales del Ecuador (SIISE) (2006) explica que:

La estructura del mercado laboral en el país ha cambiado como consecuencia de las transformaciones institucionales y legales que han buscado flexibilizar el mercado de trabajo y reducir el tamaño del Estado, en el marco de un modelo de mayor apertura y liberalización económica. Parte de estos cambios se reflejan en un aumento del subempleo y en general en una mayor precariedad del empleo (p. 3).

Entre 2006 y 2007 el desempleo cíclico baja para después subir en los años 2008 y 2009 (crisis financiera global) y luego el valor de filtro permanece cercano a cero.

Gráfico 3.
Tasa de subocupación total en la zona urbana



Fuente: elaborado por el autor, datos BCE

Nota: datos mensuales para el periodo 2000-2007 compactados trimestralmente mediante promedio, después datos trimestrales.

Para una mayor comprensión del mercado laboral, se puede observar el gráfico 3, el cual muestra cómo se ha comportado la tasa de subocupación total en relación con la población económicamente activa (PEA). Fundamentalmente, esta variable representa la suma de la subocupación informal, visible e invisible, que es una medida del número de la proporción de personas no conectado formalmente al mercado laboral y que se encuentran en condiciones laborales vulnerables. Se puede observar entonces cómo, hasta el año 2003, el análisis es muy parecido al que se realizó para el componente cíclico del desempleo. Después, la subocupación total parece mantenerse casi siempre dentro de una banda comprendida entre el 40 y 50 %, con excepción del periodo de crisis financiera global, en donde el porcentaje se incrementó. Todo esto parece indicar que, al principio, en los primeros años, el ciclo domina la tendencia y luego ocurre lo contrario: prevalecen los fenómenos estructurales del mercado laboral.

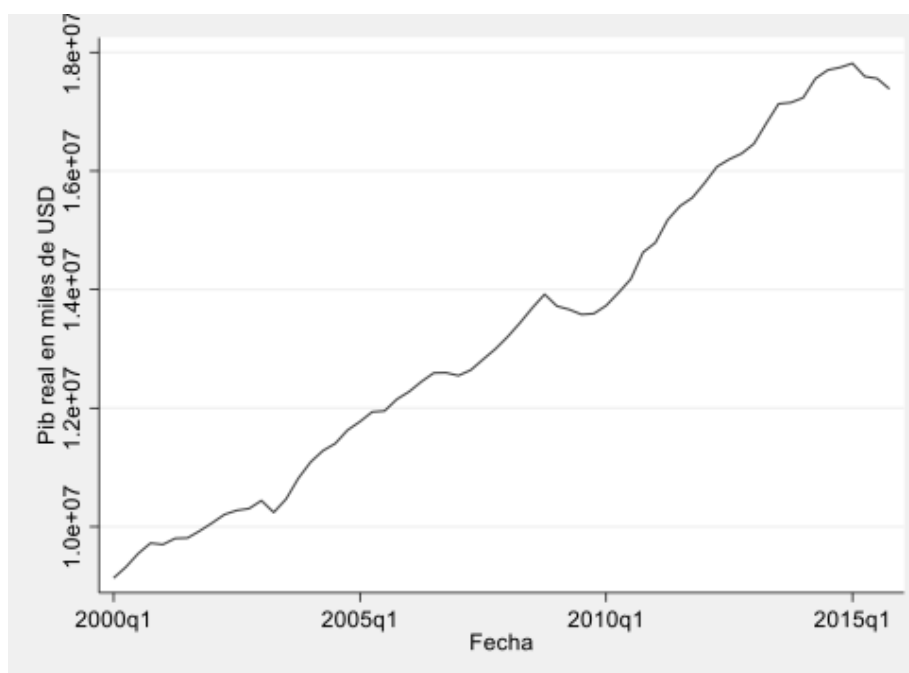
El desempleo femenino en diciembre de 2013 se ubicó en 5 %, un punto más que el nacional y 2 puntos más que el desempleo masculino (Larrea, 2014). En lo que respecta a los jóvenes desempleados, los de la zona urbana alcanzan mayor valor absoluto. De acuerdo con las cifras de Quiroz y Vásquez (2016), en la temporada 2007-2015, el porcentaje de jóvenes desempleados (abierto y oculto) sufrió una tendencia a la baja, registró el 18.03 % en el año 2008 y terminó con un 14.75 % en el año 2015.

3.3. Producto

Otra variable explicativa está constituida por el producto, el que está representado por el PIB real y que puede verse en el gráfico 4. Lo que se observa es que, a lo largo de los 16 años considerados, esta variable duplica prácticamente su valor. Pasa de poco más de 9000 millones de dólares para el primer trimestre del año 2000 a casi 18,000 millones para el cuarto trimestre del año 2015. En segundo lugar, se aprecia una clara tendencia ascendente interrumpida únicamente por los años 2008 y 2009, correspondientes a la crisis financiera global. Para el año 2015, se afronta una nueva crisis, puesto que el PIB real ostenta una baja, consecuencia de la deuda acumulada en los años anteriores y de la reducción del precio de las materias primas.

Es necesario ahora visualizar el PIB potencial, el cual no representa una variable directamente observable, sino que viene dada por el efecto suavizante del filtro HP. A tal propósito y mirando el gráfico 5, se puede observar la línea recta entrecortada en la parte de arriba que representa el producto potencial, la cual se sitúa muy cerca de la otra línea que representa el logaritmo del PIB real. En la parte de abajo, se muestra el componente cíclico del PIB per cápita.

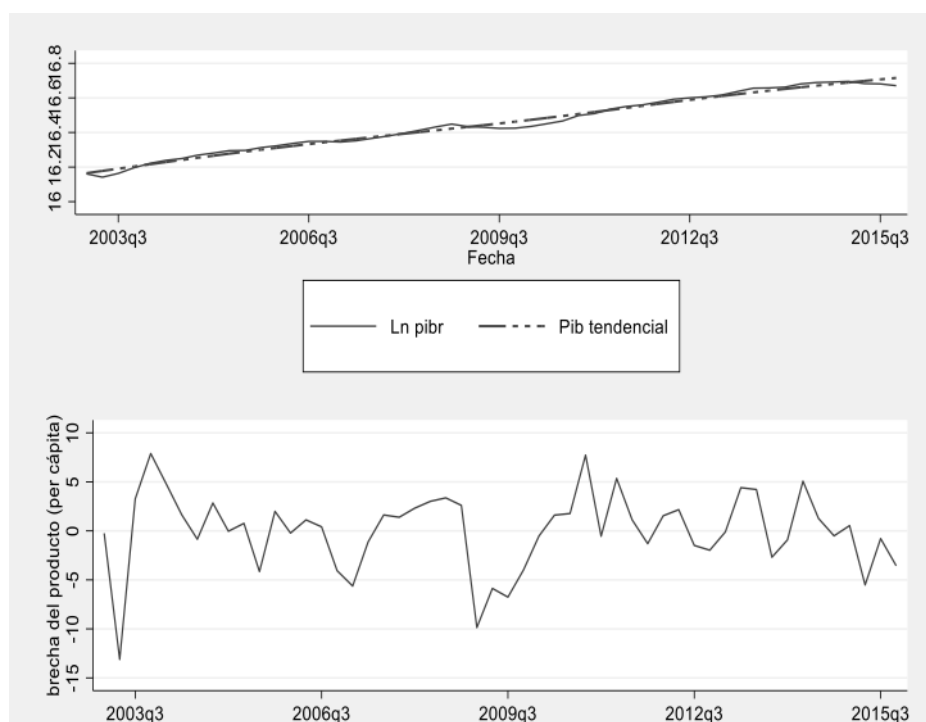
Gráfico 4.
Evolución del PIB real ecuatoriano (2000-2015)



Fuente: elaborado por el autor, datos BCE

Nota: miles de USD del año 2007.

Gráfico 5.
Filtro HP aplicado al producto



Nota: la imagen de arriba hace referencia al logaritmo del producto total, la de abajo al componente cíclico en términos per cápita.

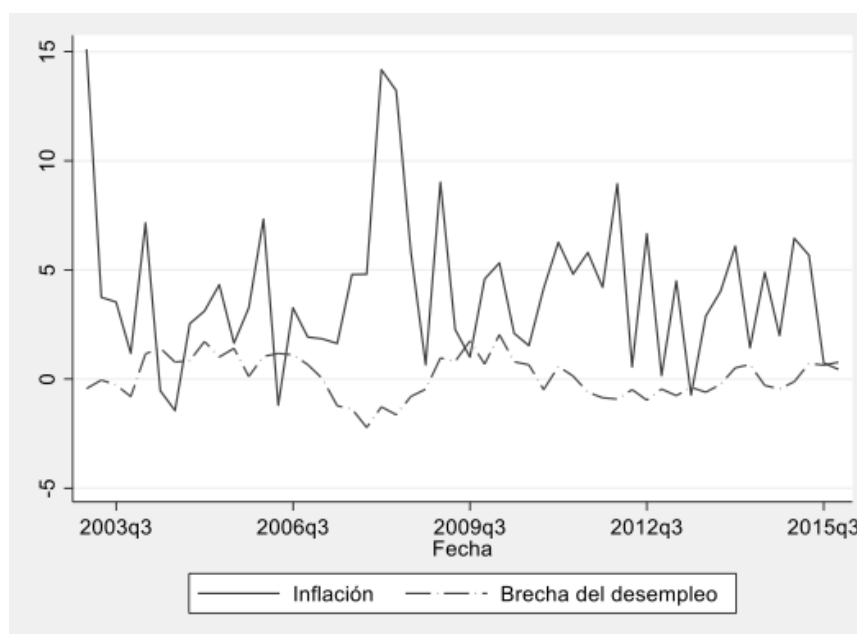
4. DATOS

Los datos del estudio son tomados con cadencia trimestral para los meses correspondientes a marzo, junio, septiembre y diciembre a partir del año 2000 hasta el 2015. Puesto que en 1999 el país enfrentó una de las peores crisis económicas de su historia reciente, se decidió introducir el dólar en el año 2000, pero la estabilidad de las principales variables macroeconómicas se obtuvo con un cierto efecto rezagado. Para comprenderlo, se puede volver atrás y mirar nuevamente el gráfico 1 inherente la inflación. No es posible entonces realizar una estimación econométrica tomando toda la muestra, debido al quiebre estructural que presenta esta variable al comienzo del nuevo milenio. Por lo tanto, se optó por un corte que delimita el tiempo únicamente el período 2003Q1 hasta el 2015Q4.

La primera serie histórica recolectada es la del índice de precios al consumidor (IPC), otorgada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). A partir de ella, la inflación se encontró multiplicada por 400 la diferencia logarítmica del índice de precios al consumidor, y esto porque existe la voluntad de contar con valores anualizados expresados en términos de porcentaje. De acuerdo a Stock y Watson (2012), «el factor 400 surge de convertir la variación fraccional a términos

porcentuales (multiplicando por 100) y convirtiendo la variación porcentual trimestral a una tasa anual equivalente (multiplicando por 4)» (p. 377).

Gráfico 6.
Inflación vs. componente cíclico del desempleo



Fuente: elaborado por el autor, datos BCE

Los datos para el desempleo fueron proporcionados por la CEPAL mediante su banco de datos Cepalstat. Esto se debe a que dispone de una serie histórica trimestral, cosa que no ocurre con el Banco Central del Ecuador, que proporciona datos de distinta cadencia, primero, mensuales hasta el año 2007 y, después, trimestrales. Como se explicó anteriormente, el componente cíclico del desempleo que entra directamente en la estimación fue obtenido usando un filtro de Hodrick y Prescott con λ igual a 1600. Puede resultar interesante mirar el gráfico 6: evidencia cómo la inflación y el componente cíclico del desempleo dan una idea de ser inversamente proporcionales, pues, cuando uno sube, otro baja. Ello resulta particularmente evidente si se observa el periodo comprendido entre el 2005 y el 2009.

Los datos para el producto, es decir la serie histórica del PIB real, fueron encontrados en las publicaciones económicas del Banco Central del Ecuador, donde los valores están expresados en miles de dólares en el año 2007. El PIB per cápita fue encontrado dividiendo el PIB real por la población. Esta ha sido elaborada con base a los valores anuales para los años 2000 y 2015 e interpolando todos los valores trimestrales de manera lineal. Luego se aplicó al PIB per cápita una diferenciación logarítmica con la finalidad de considerar el crecimiento del producto y también porque la variable no es estacionaria en niveles, la cual a su vez fue multiplicada por 400, con la finalidad de tener valores expresados en porcentaje anualizado. Aquí

también, como ocurrió para el caso del desempleo, el componente cíclico fue obtenido mediante el filtro HP (una resta entre producto real y potencial).

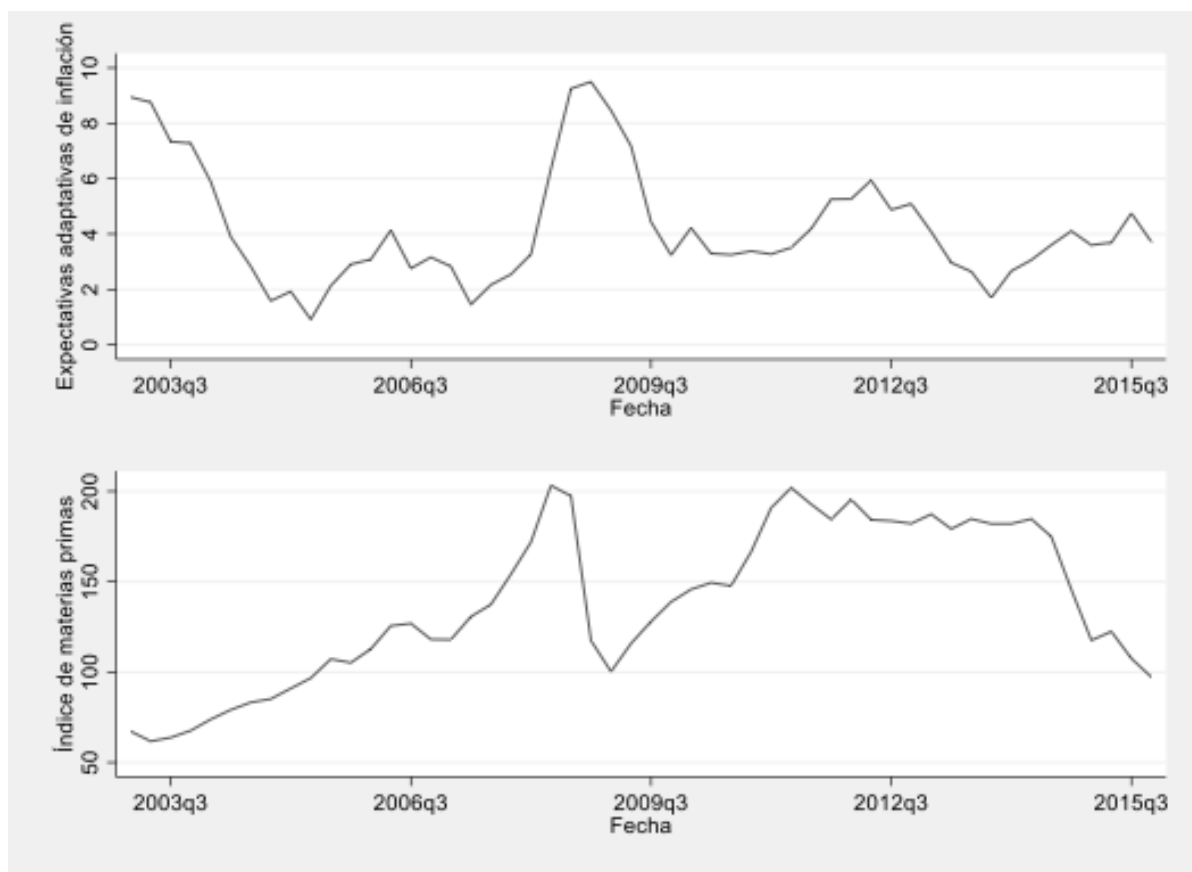
Otra variable insertada en el modelo son las expectativas de inflación determinadas al principio de manera adaptativa, y calculadas encontrando el promedio de los cuatro periodos anteriores de la inflación (v. gráfico 7). Se ha obrado de ese modo porque, aparte de algunas críticas recientes que han recibido las expectativas racionales, no se disponen de encuestas sobre la inflación futura esperada para el caso de Ecuador.

La serie histórica de las materias primas fue otorgada por el Fondo Monetario Internacional (FMI)¹, y entre las varias opciones disponibles se tomó la primera columna, que es la más agregada; entonces, más allá de materiales, minerales y *commodities* de valor, se incluyó también el sector energético *fuel*, puesto que Ecuador exporta petróleo bruto, pero al mismo tiempo importa el refinado de petróleo. Como los datos tienen una cadencia mensual, para determinar el valor trimestral se promedió los tres valores que lo definen (para encontrar el valor correspondiente al 2003Q1 se promedió los 3 valores mensuales del índice que corresponden a enero, febrero y marzo) y se decidió usar el precio de las materias primas como *proxy* de la inflación importada, ya que los principales productos importados están formados por estas (Andes, 2013). En el gráfico 7, se puede observar que su valor ha aumentado hasta el 2008, en la crisis económica global; después de una caída abrupta, recuperan más o menos el valor preciso en el año 2011 para después descender nuevamente a partir del año 2014.

Habiendo llegado hasta este punto, se debe acotar que, en el momento de efectuar las regresiones uniecuacionales, la variable diferenciada de las materias primas comporta un dato completamente atípico correspondiente al cuarto trimestre de 2008, su valor fue cercano a -80, a casi 7 desviaciones estándares por debajo de la media cuando se lo excluye. Como existen muchos métodos para tratar los *outliers*, aquí se decidió promediar los dos valores contiguos: el que antecede (2008Q3) y el que sigue (2009Q1), corrigiendo así la muestra. Este cambio determinó un aumento en la media de casi tres veces y una reducción de la desviación estándar de cerca del 28 %. Otra técnica que se hubiese podido implementar es la sustitución del valor problemático por la mediana de los valores, excluido el atípico, pero en este caso específico parecía poco conveniente, puesto que no se captaría el ciclo económico negativo para esa fecha. Al final del documento, en el anexo, se muestran las dos series: la original y la corregida.

¹ Los datos pueden encontrarse en <https://www.imf.org/en/Research/commodity-prices>, en la sección Primary Commodity Prices, Excel Database.

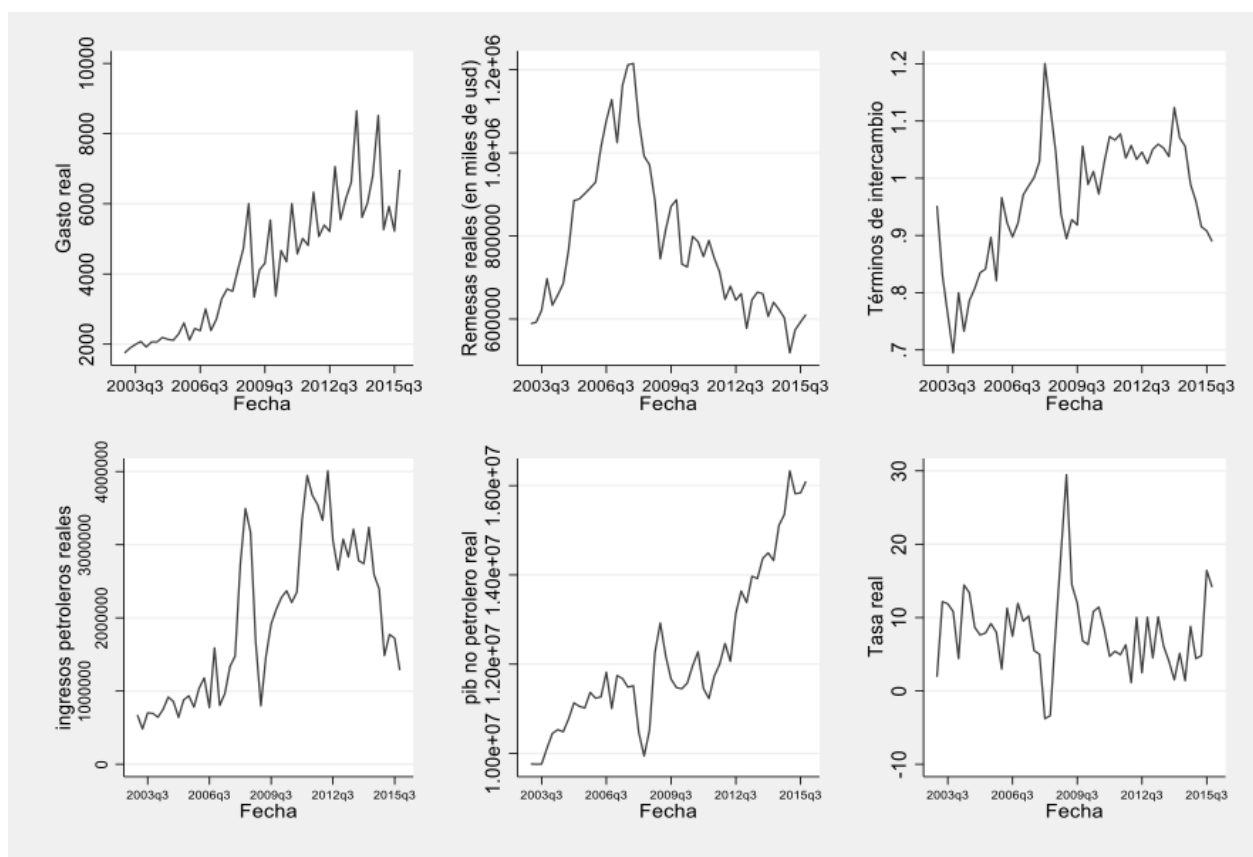
Gráfico 7.
Expectativas adaptativas de inflación e índice de materias primas



Fuente: elaborado por el autor, datos del FMI para la variable *materias primas*

Por lo que se refiere de manera específica a los modelos de equilibrio general, una variable importante que se añade es el gasto público (v. gráfico 8), el cual engloba la suma de gastos corrientes y gastos de capital. Los valores mensuales expresados en millones de dólares se sumaron para encontrar los respectivos trimestrales. Después, el gasto real se encontró ajustando el gasto nominal por el IPC. La imagen que sigue a la derecha muestra las remesas reales, mismas que han tenido una fase ascendente hasta el año 2007 y, después de esa fecha, experimentaron una trayectoria descendente. Arriba, a la derecha, se muestra la variable «términos de intercambio», que fue encontrada realizando el cociente entre el deflactor implícito de las exportaciones sobre el de las importaciones.

Gráfico 8.
Variables añadidas en los modelos DSGE



Nota: series brutas reales no ajustadas por estacionalidad.

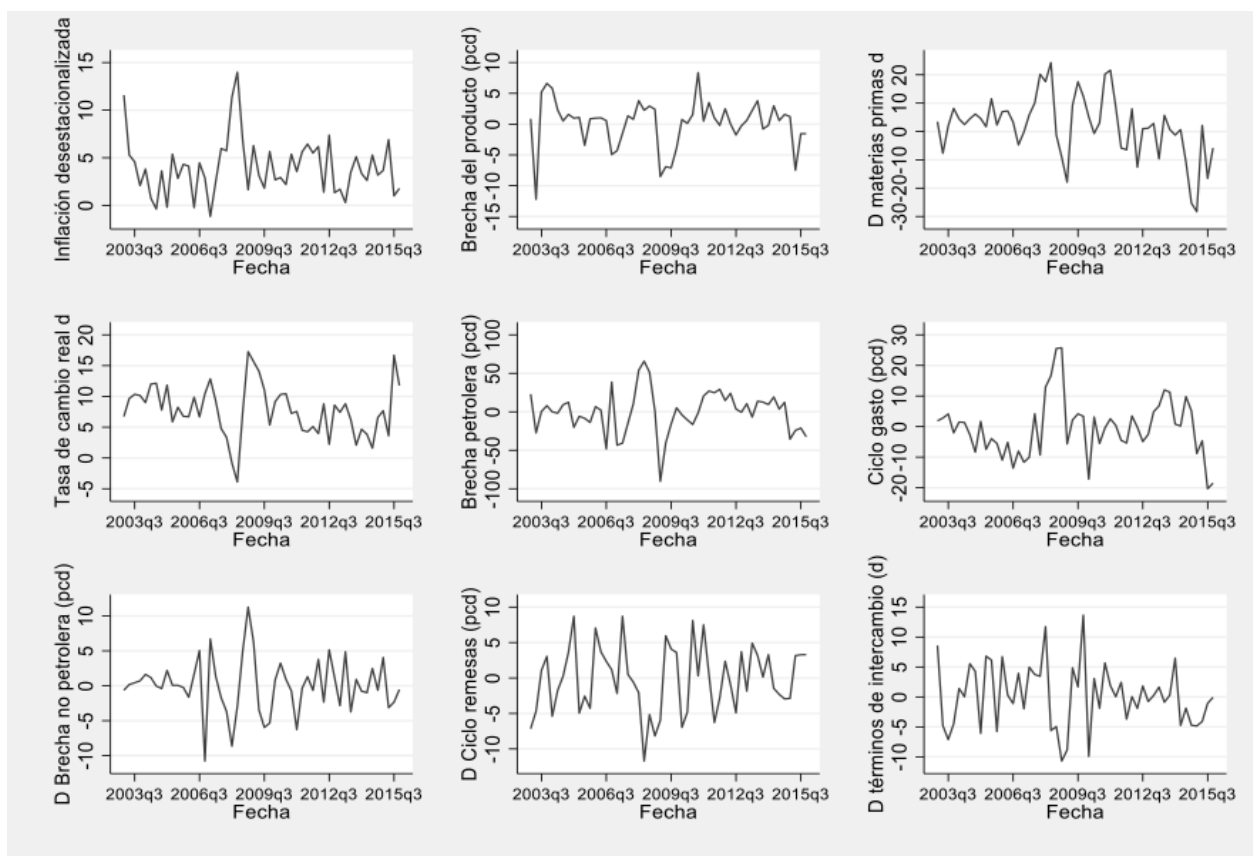
En la imagen de abajo, a la izquierda, se observan los ingresos petroleros reales; después, abajo, en la parte central, se encuentra el PIB no petrolero real; finalmente, abajo, a la derecha, se encuentra la tasa de interés real. Esta se conforma con la suma de la tasa de los bonos del Tesoro norteamericano² con vencimiento a 10 años, al cual se le añade el riesgo país EMBI, pero para tener valores reales se resta el valor de la inflación. Son necesarias aquí un par de aclaraciones. En lo que se refiere a la tasa exógena, esta serie estaba disponible directamente de manera trimestral en el banco de datos de la Reserva Federal de San Luis, y, en lo que concierne al riesgo país, los valores proporcionados por el BCE son diarios, por lo que se consideraron como útiles aquellos que aludían al primer día después de cada trimestre, así, por ejemplo, el valor registrado para el primer trimestre de 2003 corresponde al valor encontrado el primero de abril de ese mismo año. La razón, que puede parecer arbitraria, se debe al software Gretl, que pide ese dato en el momento de compactar las

² Long Term Government Bond Yields: 10-year: Main (Including Benchmark) for the United States (percent, quarterly, not seasonally adjusted).

cifras. Cabe señalar cómo también la variable «remesas» que entra en la estimación (d_{re}) ha sido corregida por un valor atípico³ positivo presente en 2005Q1 por lo que se lo cambió por el máximo de la serie, entonces el valor pasó de 18.76 a 8.71.

Gráfico 9.

Variables estacionarias ajustadas estacionalmente estimadas por los modelos DSGE



Elaboración: el autor

Las variables del gráfico 8 no son estacionarias, por lo que en el gráfico 9 se presentan las variables que sí lo son y se estiman en los tres modelos DSGE. Entonces, la inflación, la tasa de cambio real, la primera diferencia de las materias primas y de los términos de intercambio subieron únicamente un ajuste estacional⁴. Al contrario, las tres brechas del producto, el gasto y las remesas primero fueron expresadas en términos per cápita, luego se transformaron en logaritmos, se les aplicó el filtro HP y al final el ajuste estacional, siendo expresadas en porcentaje anualizado. A más de

³ Se considera atípico todo valor que se encuentra alejado a más de 3.3 desviaciones estándares de la media.

⁴ El ajuste estacional aplicado a todas las variables fue realizado mediante técnica ARIMAX13.

ello, la brecha no petrolera y las remesas tuvieron también una primera diferenciación, puesto que no resultaban estacionarias mediante la prueba de Phillips-Perron.

En la primera parte, las estimaciones son realizadas por mínimos cuadrados ordinarios e involucran expectativas adaptativas. En la misma tabla, constan también los resultados de las regresiones calculadas mediante variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas con expectativas racionales; la finalidad es tratar de manera adecuada un eventual problema de endogeneidad. De hecho, el supuesto sobre la formación de expectativas es diferente y, bajo esta alternativa, se tiene que $\pi_{t+1} = E_t(\pi_{t+1}) + \varepsilon_{t+1}$, en donde π_{t+1} es la inflación en $t + 1$; $E_t(\pi_{t+1})$ denota la expectativa de inflación futura con la información disponible en t (anteriormente definida como π_t^e), y ε_{t+1} es el error de pronóstico. Bajo MCO no se puede incluir π_{t+1} porque no es consistente: está correlacionada con el error de la regresión de la curva de Phillips, es decir, correlacionada con los determinantes no observados de la inflación en t . Otro problema radica en las brechas del desempleo y del producto por ser calificadas como variables supuestamente endógenas. Al contrario, al realizar la regresión por variables instrumentales, los instrumentos son válidos bajo el supuesto de que los determinantes no observables de la inflación en t no eran predecibles con la información en $t - 1$ o $t - 2$. Luego, estos valores rezagados de las variables endógenas no están correlacionados con los errores de la ecuación y, por tanto, son instrumentos válidos. En cuanto a los modelos de equilibrio general, los coeficientes se han estimado mediante log máxima verosimilitud y aplicativo Stata 16, siguiendo el algoritmo de optimización de Broyden, Fletcher, Goldfarb y Shanno (BFGS).

5. METODOLOGÍA

El presente trabajo vincula con el modelo elaborado en sección 2, emulando la versión específica presentado en el siguiente modelo (Blanchard, Cerutti, y Summers, 2015):

$$\pi_t = \theta(u_t - u_t^*) + \lambda\pi_t^e + \mu\pi_{mt} + \varepsilon_t \quad (7)$$

En donde π_t es la inflación actual; θ es el parámetro que mide la inclinación de la curva de Phillips; u_t es el desempleo en el momento t ; u_t^* es la tasa de desempleo natural o NAIRU; π_t^e son las expectativas de inflación calculadas tomando un promedio de los 4 períodos anteriores; π_{mt} es la inflación de importación; λ y μ son parámetros, y ε_t es el error.

En segundo lugar, se puede decir que la regresión implementada aquí por MCO posee la siguiente estructura básica de fondo:

$$\pi_t = \alpha + \theta(u_t - u_t^*) + \lambda\pi_t^e + \gamma mp_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

En donde, respecto al modelo anterior, α es la constante, mp_t es el precio de las materias primas y γ es el coeficiente asociado con las mismas. Para mayor

claridad, se vuelve a escribir el modelo estimado mediante MCO con el nombre de las variables que aparecen en la regresión:

$$Inf_t = c + Filtro_t + Infexp_t + Dmp_t + Dq + \varepsilon_t \quad (9)$$

En donde Dq son variables dicotómicas estacionales menos una para evitar perfecta colinealidad.

La segunda regresión MCO se parece a la primera, pero, en lugar de considerar el componente cíclico del desempleo, se lo sustituye por el componente cíclico del crecimiento del producto (brecha):

$$Inf_t = c + Brecha_t + Infexp_t + Dmp_t + Dq + \varepsilon_t \quad (10)$$

Después, se repite el mismo análisis mediante variables instrumentales, implementando la técnica de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E). En este caso, las variables independientes exógenas están representadas por las materias primas (en primera diferencia) y por las variables dicotómicas estacionales. Las variables endógenas están constituidas respectivamente por las brechas del producto y del desempleo y las expectativas de inflación futura; los instrumentos escogidos, como ya se mencionó anteriormente, fueron los primeros dos rezagos de estas variables endógenas.

La última parte involucra tres modelos DSGE neokeynesianos, en donde el primero de estos lleva las siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \beta E_t \pi_{t+1} + (1 - \beta) \pi_{t-1} + k y_t + \lambda m p_t + \varepsilon_t \\ y_t &= \alpha E_t y_{t+1} + (1 - \alpha) y_{t-1} - \gamma r_{t-1} + \chi g_t + \eta_t \end{aligned} \quad (11)$$

Entonces π_t representa como siempre la inflación; y_t es la brecha del producto; $m p_t$ son las materias primas; ε_t es un proceso estocástico que capta todos los otros factores que afectan la inflación. Por lo que se refiere a la segunda ecuación, r_t es la tasa de interés real; g_t representa el gasto público, y η_t es la innovación constituida por los demás determinantes del producto no observados de manera explícita entre los regresores.

Se debe explicar que la tasa de interés, el gasto público y los *shocks* representan procesos AR(1) y que la variable materias primas es exógena. La primera ecuación representa la curva de Phillips, mientras que la segunda es una expresión de Euler modificada y merece un poco más de atención, puesto que es presentada aquí por primera vez. Entonces esta última ecuación refleja la curva IS inherente al equilibrio que se obtiene en el mercado de bienes y considera principalmente el *output gap*, el cual tiene un factor de inercia representado por su propio rezago y también un factor de expectativas racionales determinado por $E_t y_{t+1}$. A su vez, el signo negativo asociado con la tasa de interés indica que es inversamente proporcional con respecto a la variable dependiente, puesto que un aumento del costo del capital

afecta contractivamente la economía. Al contrario, g_t es positivo, dado que el gasto público tiene un efecto multiplicador.

El segundo modelo DSGE es igual al primero, en donde se sustituye la variable brecha del producto por la brecha no petrolera; ello es debido a que Elosegui y Grosman (2016) afirman que la relación neokeynesiana para Ecuador se cumple considerando únicamente esta última variable, puesto que los *shocks* macroeconómicos son absorbidos de manera directa por la demanda agregada no petrolera, modelando así una curva IS que solo considera dicha brecha. En fin, el tercer modelo añade respecto al segundo como regresores adicionales exógenos las remesas, los términos de intercambio y la brecha petrolera en la segunda ecuación.

6. ESTIMACIONES

6.1. Modelos uniecuacionales

Para poder emprender cualquier tipo de análisis, se debe efectuar una prueba de raíz unitaria. En este caso, se aplicó la prueba de Dickey-Fuller aumentada ADF. Considerando los resultados de la tabla 3, se procedió a diferenciar la variable «materias primas», pues resultó no estacionaria en nivel, aunque sí en su primera diferencia, y esta registró un p-valor aproximado a 0 y no presentó una tendencia determinística significativa.

Tabla 3.
Prueba de raíz unitaria

| Variable | Niveles | | Primeras diferencias | |
|---------------------|---------------|---------|----------------------|---------|
| | Estadístico t | Valor p | Estadístico t | Valor p |
| INF | -4.90 | 0.00 | | |
| FILTRO | -3.43 | 0.01 | | |
| BRECHA | -5.10 | 0.00 | | |
| INFEXP ^a | -3.66 | 0.00 | | |
| MP ^b | -1.88 | 0.66 | -4.80 | 0.00 |

Nota: prueba ADF con constante y variables estacionales para todas las variables menos $Infexp_t$ y mp_t . Se ha implementado el criterio bayesiano para la selección del número óptimo de rezagos.

^a Prueba ADF realizada con constante sin variables estacionales, puesto que se promedian los 4 valores trimestrales dentro de un año.

^b Prueba realizada con constante, tendencia lineal y variables estacionales.

Parece importante ahora mostrar la tabla de correlaciones entre variables para tener un indicio que confirme la teoría económica; debería existir una relación lineal positiva entre la inflación y brecha, mientras que la inflación y el desempleo supuestamente son inversamente proporcionales; por tanto, es lógico esperar una relación

negativa entre desempleo y producto. Al mismo tiempo se espera *a priori* una relación positiva entre inflación, crecimiento de la producción y materias primas. Se observa una correlación negativa entre la variable *Inf* y *FILTRO* (-0.32) y también entre brecha y filtro (-0.30). Cabe señalar, además, la casi ausencia de correlación entre *Inf* y *BRECHA*.

Tabla 4.
Matriz de correlaciones

| | INF | FILTRO | BRECHA | DMP | INFEXP |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| INF | 1.000 | | | | |
| FILTRO | -0.319 | 1.000 | | | |
| BRECHA | 0.014 | -0.295 | 1.000 | | |
| DMP | 0.268 | 0.027 | 0.176 | 1.000 | |
| INFEXP | 0.241 | -0.184 | -0.122 | -0.183 | 1.000 |

Elaboración: autor

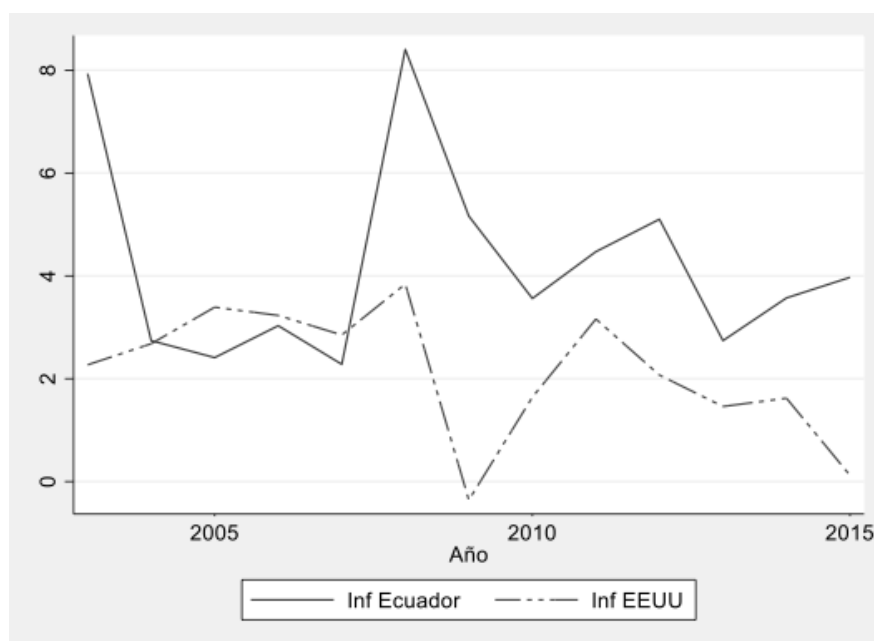
Se procedió a realizar las estimaciones. La tabla 5 entrega los resultados de los cuatro modelos, primero de los dos MCO y después de los otros dos estimados mediante variables instrumentales, alternando respectivamente el componente cíclico del desempleo y del producto. Conforme el primer modelo, se observa que el componente cíclico del desempleo (*FILTRO*) tiene un coeficiente negativo y significativo al 99%, lo que quiere decir que en promedio la baja de un punto de esta variable determinaría una subida en la inflación superior a 1.35 %. Este resultado tan importante explicaría por qué, por ejemplo, durante el periodo de expansión del gasto que se dio bajo el mandato del presidente Correa a partir del año 2007, en donde se registró un aumento de empleo particularmente relevante en el sector público, la inflación en Ecuador ha sido superior respecto a la inflación de EE. UU. El gráfico 10 muestra que casi siempre la línea correspondiente a la inflación ecuatoriana está por arriba de la inflación estadounidense y que la mayor distinción entre las dos líneas ocurre en plena crisis financiera (años 2008 y 2009), cuando el país sudamericano no experimentaba deflación y sufría repercusiones negativas mucho menores, ello a pesar de que la política monetaria estadounidense se centró en la baja de tasas de interés para evitar una contracción excesiva de su producto, lo que seguramente provocó cambios en la inflación norteamericana Otro factor responsable de este fenómeno está representado por las distintas instituciones laborales existentes en los dos países, así por ejemplo se puede afirmar que las leyes estadounidenses garantizan una mayor flexibilidad laboral (Peneva y Rudd, 2017).

Tabla 5.
Regresiones MCO y MCO2E

| | MCO (1) | MCO (2) | 2SLS (3) | 2SLS (4) |
|------------|----------------------|------------------|--------------------|-----------------|
| FILTRO | -1.37 *** (-3.08) | | -2.68 * (-1.95) | |
| BRECHA | | 0.04 (0.41) | | 0.01 (0.03) |
| INFEXP | 0.32 (1.37) | 0.46 * (1.74) | -0.44 (-0.73) | 1.08* (1.67) |
| DMP | 0.08 * (1.95) | 0.09 * (1.72) | 0.08 ** (2.59) | 0.02 (0.59) |
| R cuadrado | 0.55 | 0.43 | | |

Nota: las regresiones 1 y 2 se estimaron usando errores robustos a heterocedasticidad y se consideran los estadísticos t entre paréntesis. Las regresiones 3 y 4 llevan errores estándares HAC y consideran los estadísticos z entre paréntesis. No se presentaron los resultados de las variables estacionales ni de la constante por razones de claridad, pero resultan en casi todos los casos significativos con un nivel de confianza del 99 %. Valores p *, **, *** significativos respectivamente con un nivel de confianza del 90, 95 y 99 %.

Gráfico 10.
Inflación de Ecuador vs. EE. UU.



Fuente: elaborado por el autor, datos Banco Federal de San Louis (FRED)

Nota: datos expresados en porcentaje anuales no ajustados por estacionalidad tomados con base en los precios al consumidor.

Al mismo tiempo, el modelo 2 MCO, en el que la variable de análisis es el componente cíclico del crecimiento del producto, carece de coeficientes significativos, con lo cual no se cumple en este caso la teoría de la curva de Phillips. Una posible

explicación de ello es que los salarios y el desempleo se relacionan con la dinámica de los precios no transables y tienen al mismo tiempo una relación más fuerte y significativa con la inflación respecto al producto. Este a su vez puede que esté más bien relacionado con los precios mayoristas o con los precios de los bienes transables.

Si se toma en cuenta la tercera columna de la tabla 5, se observa que, al estimar con mínimos cuadrados en dos etapas, el coeficiente asociado al desempleo se vuelve mucho más grande en términos absolutos, pero el nivel de confianza se redujo al 90 % y ya no al 95 %, como antes. Para este caso específico, la variable de control «materias primas» (en primera diferencia) resulta importante estadísticamente. En fin, al revisar la última columna el modelo 4 no añade nada al análisis.

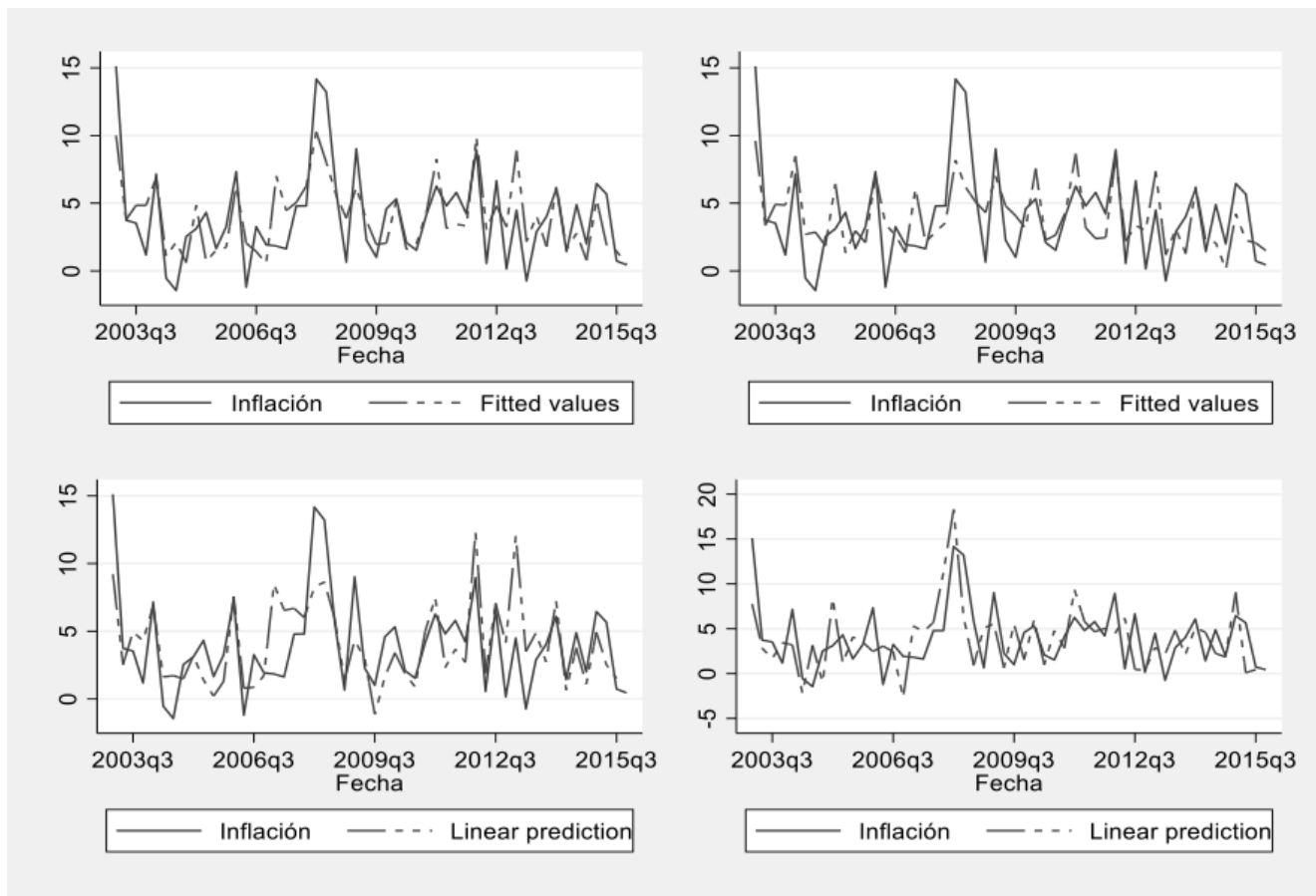
Puede resultar interesante comparar el nivel predictivo dentro de la muestra de cada uno de los cuatro modelos estimados (v. gráfico 11): se observa cómo el primero de ellos (imagen arriba a la izquierda), que utiliza la brecha del desempleo y se estima mediante MCO tiene mayor poder predictivo. Sin embargo, si se considera únicamente el periodo a partir del año 2007, entonces el cuarto modelo (imagen de abajo a la derecha) que hace referencia al uso de variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas para la brecha del producto probablemente tiene los mejores resultados.

Con base a lo analizado en el párrafo anterior, parece oportuno aplicar algunas pruebas de robustez para el caso del modelo 1, potencialmente el único en confirmar una curva de Phillips estimada mediante la brecha del desempleo. Se puede empezar verificando el supuesto de linealidad de los parámetros; la prueba informal consiste en mirar los gráficos de la variable dependiente contra cada una de las variables explicativas. El análisis no indica una no linealidad de los parámetros, es decir, no se requeriría la incorporación de términos al cuadrado y al cubo. Para mayor seguridad, se aplicó el método *formal reset* de Ramsey, en el que la hipótesis nula consiste en que no hay variables omitidas y el estadístico $F(3,42)$ lleva un valor p igual a 0.08, por lo que el modelo no se rechaza al nivel de confianza establecido, es decir al 95 %.

El segundo supuesto se vincula con la ausencia de una perfecta colinealidad entre regresores. Para comprenderlo, se puede volver a mirar los resultados de la tabla 4 y ratificar la carencia de altas correlaciones entre variables, es decir que, en ningún caso, se supera el valor de 0.7 en términos absolutos. Además, al considerar los factores inflacionarios de la varianza, el valor más alto resulta de 1.65, muy lejano al umbral de 10, por lo que hasta el momento la estimación resulta robusta.

El tercer supuesto prevé una media condicional igual a cero, por lo que fundamentalmente se busca que los predictores sean exógenos; en este caso particular, se quiere verificar que la variable cumpla este importante requisito. Entonces, se considera la prueba de Durbin y Wu-Hausman ponderada por errores estándares HAC, aplicada a la tercera regresión estimada con variables instrumentales. Se obtiene en este caso un p -valor de 0.12, por lo que no hay suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula, lo que indica que la variable es probablemente exógena.

Gráfico 11.
Predicción dentro de la muestra

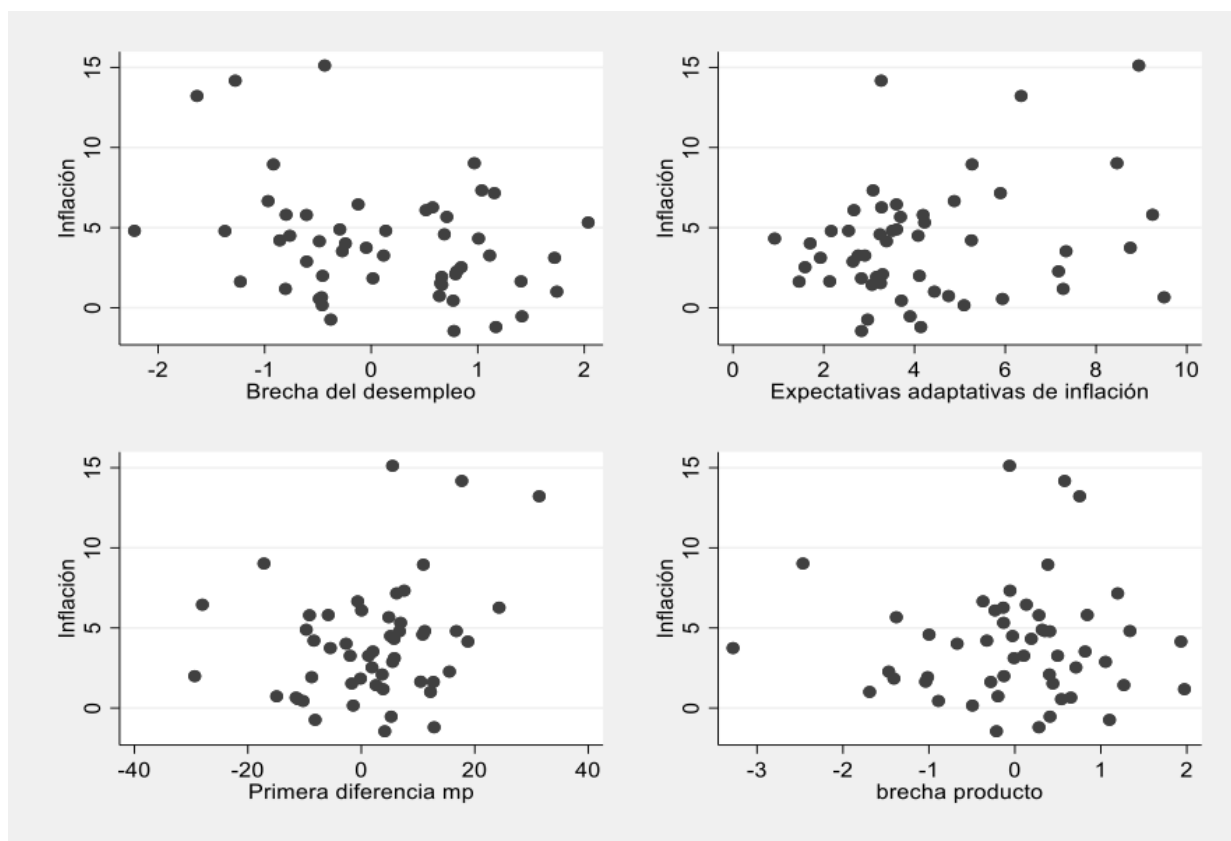


Nota: imagen arriba a la izquierda, modelo MCO1; imagen arriba a la derecha, modelo mco2; imagen abajo a la izquierda, 2SLS(3); imagen abajo a la derecha, 2SLS(4).

El cuarto supuesto para la validación de la estimación con el método MCO es el de homocedasticidad. Lamentablemente, como se pudo leer en la nota de la tabla 5, las primeras dos regresiones no satisfacen este supuesto. De hecho, la prueba de Breusch-Pagan, al aplicar el estadístico Chi-cuadrado, le otorga a la primera de estas un p-valor de 0.01, por lo que existen pocas dudas sobre la presencia de heterocedasticidad en los residuos. Para resolver este problema, los modelos 1 y 2 han sido estimados con errores robustos, por lo que las inferencias asociadas deberían ser confiables.

El quinto supuesto, que resulta particularmente importante en el momento de implementar datos de series de tiempo, es la ausencia de autocorrelación. Para ello, la prueba de Breusch-Godfrey aplicada a 4 rezagos conforme el estadístico Chi-cuadrado lleva un p-valor de 0.55, así que no hay suficiente evidencia como para rechazar la hipótesis nula.

Gráfico 12.
Variable dependiente contra predictores



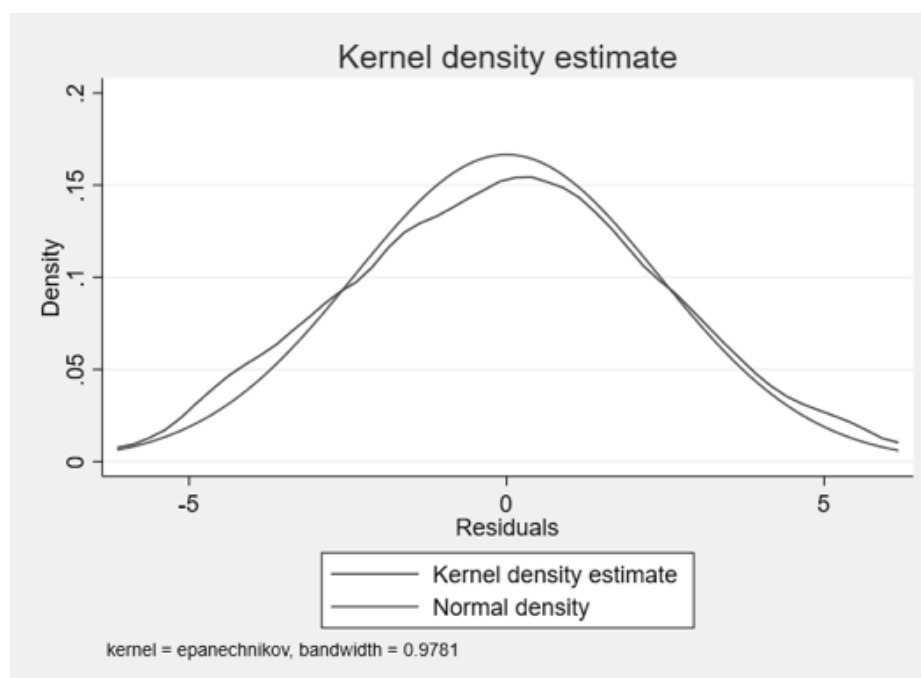
Nota: imagen arriba a la izquierda muestra la inflación vs. filtro. Arriba a la derecha se visualiza la inflación vs. las expectativas de inflación. Abajo a la derecha se contrasta la inflación y brecha. Abajo a la izquierda se compara la inflación y la primera diferencia de las materias primas.

Debido a que la muestra es finita y no asintótica, se debe verificar que los residuos se distribuyan normalmente, con la finalidad de ser consistentes con los estimadores y que puedan resultar confiables las pruebas t y F. La prueba de Jarque-Bera arrojó un valor p de 0.97; y para mayor robustez de los resultados, se ha decidido aplicar también el test de Shapiro-Wilk, que arrojó un valor p de 0.92, o sea existe probabilidad suficiente como para aceptar la hipótesis nula de normalidad. El gráfico 13 exhibe la densidad de Kernel estimada en comparación con la normal estándar; se puede en este caso notar una buena aproximación y cercanía entre las dos líneas trazadas.

Si bien el análisis desarrollado hasta el momento parece demostrar una solidez en los resultados encontrados, se puede obtener aún más robustez, para ello se verifica la estabilidad de los parámetros estimados. En primer lugar, se conoce que las variables insertadas son estacionarias, pero, como pueden existir quiebres estructurales, primero se muestra una gráfica de ventanas rodantes, luego se ejecuta la prueba para

puntos de quiebre desconocido, dejando como de costumbre un margen de recorte del 15 % al principio y al final de la muestra.

Gráfico 13.
Distribución de los residuos

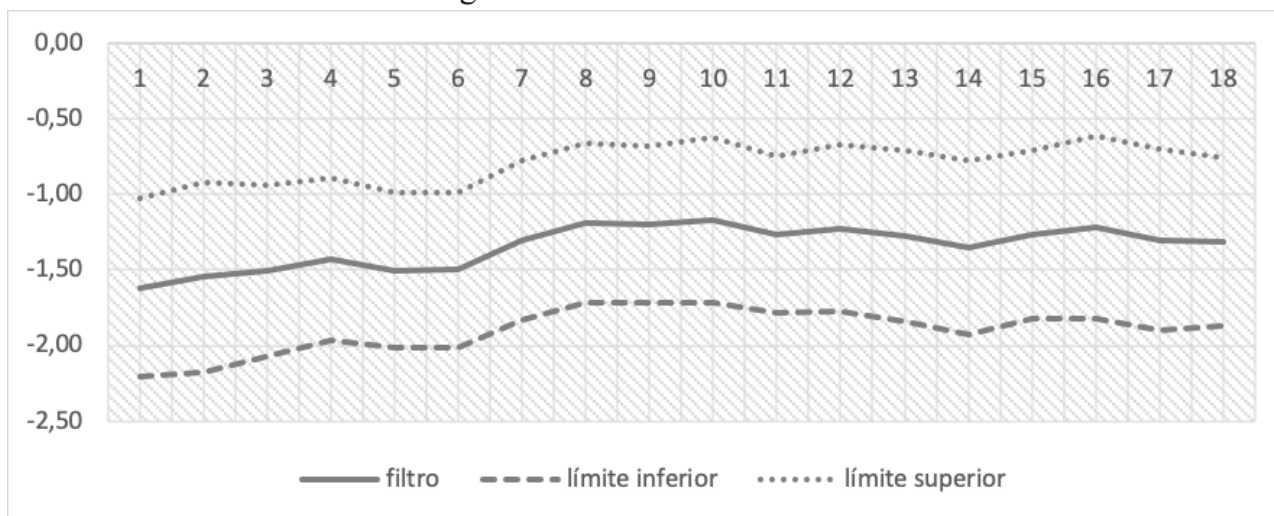


Elaboración: autor

En el gráfico 14, se manifiesta una estabilidad bastante marcada y una muy pequeña tendencia al alza si se aprecia todo el periodo, y el test Swald arroja un valor p de 0.96, por lo que es muy razonable pensar que no existe quiebres estructurales en el periodo analizado. En general, se observa en el gráfico 15 una completa estabilidad de los residuos recursivos, la línea permanece todo el tiempo dentro de las bandas de significancia del 5 %.

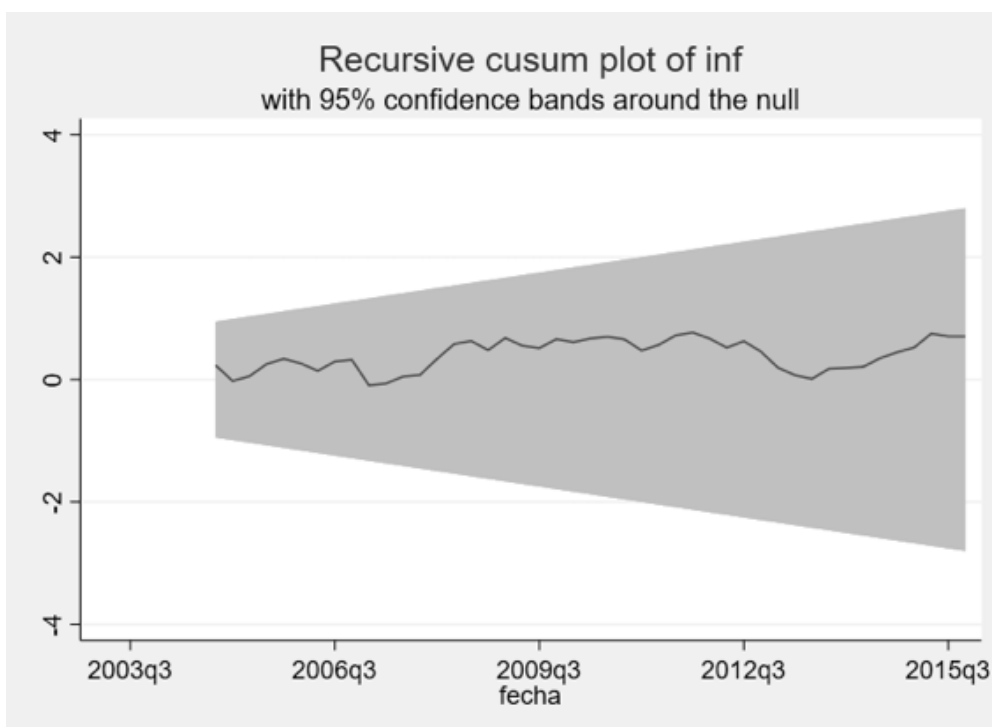
Resumiendo los hallazgos encontrados hasta el momento, se puede confirmar la validez de la primera regresión, en la que figuraba el componente cíclico del desempleo, que a su vez detenta una curva de Phillips bastante pronunciada.

Gráfico 14.
Regresión de ventanas rodantes



Nota: los valores que aparecen en la parte superior representan las ventanas rodantes, cada una de estas tiene 35 observaciones.

Gráfico 15.
Función Cusum



Elaboración: autor

6.2. Modelos multiecuacionales DSGE neokeynesianos

Observando los resultados de la tabla 6 se observa cómo las expectativas de inflación con un adelanto presentan un coeficiente grande y positivo; al contrario, su primer rezago resulta negativo. Los resultados son un poco distintos respecto a los encontrados por Elosegui y Grosman (2016), quienes evidenciaron expectativas racionales de inflación positiva, pero inferiores a la unidad, mientras que las expectativas adaptativas llevaban un signo distinto. Los estudios de Kappa, en cambio, ostentan un valor nunca estadísticamente distinto de 0, indicando la ausencia de una curva de Phillips implementando la brecha del producto; aquí los autores argentinos encontraron un coeficiente levemente mayor aplicado a la variable del *output gap* rezagada un periodo, un valor cercano a 0.09. Por lo que se refiere a las materias primas, las remesas y la brecha petrolera, estas variables presentan coeficientes inesperados *a priori*, es decir que tienen valores negativos estadísticamente significativos al nivel de confianza del 95 %. Por otro lado, la tasa de interés presenta resultados prácticamente iguales a 0, tal vez ello no sea de sorprender en una economía dolarizada priva de política monetaria, y también los términos de intercambio no son importantes en el presente estudio. Al contrario, en el modelo 3, el gasto público de acuerdo a la teoría neokeynesiana parece tener un efecto positivo sobre la brecha no petrolera. Para terminar, se desea evidenciar también los amplios valores de los coeficientes de expectativa futura de las brechas.

Tabla 6.
Estimaciones DSGE

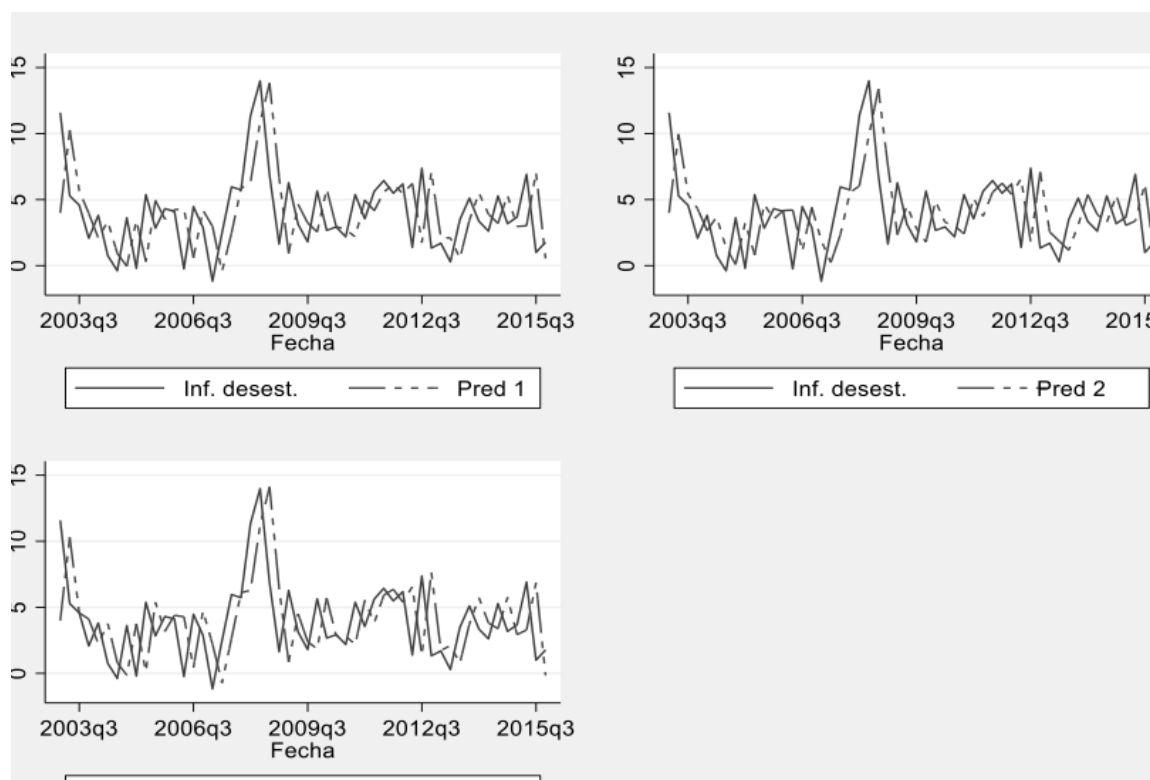
| VARIABLE | ECUACIÓN | DSGE 1 | DSGE 2 | DSGE 3 |
|--------------------------|-------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| Inflación (+1) | Curva de Phillips | 1.09 *** (11.60) | 1.17 *** (11.07) | 1 |
| Inflación (-1) | Curva de Phillips | -0.09 *** (11.60) | -0.17 *** (11.07) | 0 |
| Brecha del producto | Curva de Phillips | 0.07 (1.55) | -0.12 * (-1.89) | -0.04 (-1.25) |
| Materias primas | Curva de Phillips | -0.03 ** (-2.04) | -0.04 ** (-2.09) | -0.03 ** (-2.06) |
| Brecha del producto (+1) | Curva IS | 0.78 *** (5.47) | 1.03 *** (5.29) | 1.44 *** (6.23) |
| Brecha del producto (-1) | Curva IS | 0.22 *** (5.47) | -0.03 *** (5.29) | -0.44 *** (6.23) |
| Tasa de interés (-1) | Curva IS | 0.00 (-0.77) | 0.02 (1.12) | 0.00 (0.61) |
| Gasto público | Curva IS | 0.01 (0.48) | 0.05 (1.52) | 0.09 ** (1.97) |

| VARIABLE | ECUACIÓN | DSGE 1 | DSGE 2 | DSGE 3 |
|-------------------------|----------|--------|--------|---------------------|
| Remesas | Curva IS | | | -0.23 ** (-2.07) |
| Brecha petrolera | Curva IS | | | 0.09 *** (-2.71) |
| Términos de intercambio | Curva IS | | | -0.10 |

Nota: variable dependiente inflación para la curva de Phillips, brecha del producto total (modelo 1) y brecha del producto no petrolero (modelos 2 y 3) para la curva IS. Valores z entre paréntesis. En el modelo DSGE 3, se ha restringido el parámetro beta para que sea igual a 1. Entonces, bajo esta especificación, se cuenta únicamente con expectativas racionales para la inflación. La restricción queda justificada, puesto que en los dos modelos anteriores el valor de 1 está dentro del intervalo de confianza del 95 %. Valores p *, **, *** significativos respectivamente con un nivel de confianza del 90, 95 y 99 %.

Ahora, antes de pasar a la siguiente sección, se desea mostrar también la capacidad predictiva dentro de la muestra de los tres modelos analizados (v. gráfico 16). Aquí la técnica implementada es la de predicción un paso adelante (*one step ahead*), en donde se implementa un filtro de Kalman. Entonces, respecto a las regresiones uniecuacionales, aquí las predicciones parecen estar más cercanas a los valores observados.

Gráfico 16.
Predicción dentro de la muestra de los modelos DSGE



Elaboración: autor

7. CONCLUSIONES

Una cuestión importante para los responsables de la política macroeconómica es la existencia y la magnitud de la disyuntiva entre inflación y actividad económica. La Curva de Phillips es el fenómeno que captura esta compensación y su estimación es pertinente para comprender los costos macroeconómicos de la implementación de políticas económicas. Este trabajo intentó demostrar la existencia y entender la naturaleza de una curva de Phillips para Ecuador en el período de la dolarización. La muestra fue corregida debido a un claro quiebre estructural manifiesto en los primeros años de ajuste económico después de la crisis ocurrida en 1999. Por lo tanto, el análisis se centró en un horizonte temporal que va desde el primer trimestre del 2003 hasta el cuarto trimestre de 2015. Los principales resultados encontrados validan esta teoría cuando se usa el desempleo como variable explicativa de interés, pero ello no acontece al utilizar la variable del producto.

De acuerdo con el modelo más robusto, si el desempleo se reduce en un punto porcentual, se espera que en promedio la inflación aumente en más de 1.35 %. Entonces, las políticas fiscales expansivas que quieran estimular el empleo en periodos recesivos pueden ser útiles para evitar un problema asociado con la deflación, un fenómeno visto en Ecuador en años recientes. Por lo que se refiere a los resultados de las regresiones implementadas usando variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas, las variables de análisis no resultan significativas. Sin embargo, el componente cíclico del desempleo sigue siendo importante al nivel de confianza del 90 %. En este caso, la curva de Phillips se vuelve mucho más pendiente, puesto que el coeficiente asociado se vuelve mayor en términos absolutos, es decir, más negativo. Otros hallazgos están relacionados con los principales resultados de los tres distintos modelos DSGE: aquí los coeficientes asociados a la brecha del producto una vez más no exhiben una significancia estadística, indicando la ausencia de una curva de Phillips; sin embargo, en este punto, las expectativas racionales resultan importantes para explicar la inflación.

Como recomendación, en posteriores estudios, podría ser conveniente efectuar un modelo de equilibrio general para Ecuador que se derive del ciclo económico real y que tome en cuenta el mercado laboral, en particular las funciones de demanda y oferta.

BIBLIOGRAFÍA

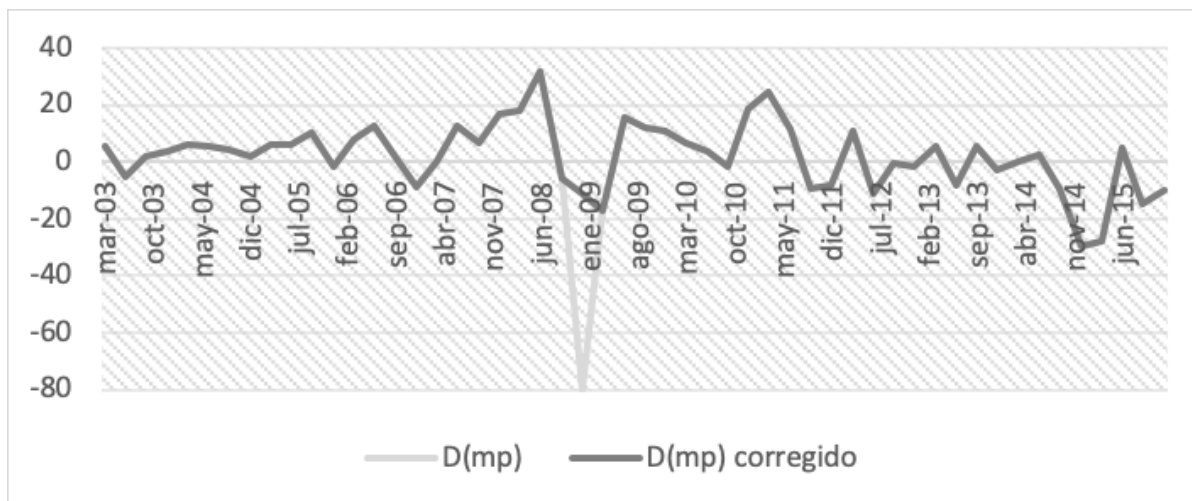
- Alexander, Y., & Montalvo, J. (16 de mayo de 2017). Inflación en dolarización en Ecuador: un análisis empírico. *Tesis de licenciatura*. Quito, Ecuador.
- Andes. (2013). *La mayor parte de importaciones del Ecuador son materias primas y maquinarias*. Quito: Agencia Pública de Noticias del Ecuador y Suramérica.
- Banco Central del Ecuador. (2017). *Metodología de la información estadística* (cuarta ed.). Quito: Editogran-Medios Públicos.
- Barnett, A., & Ellison, M. (2005). *Practical DSGE Modelling*. Bank of England.
- Blanchard, O. (2016). The Phillips Curve: Back to the '60? *American Economic Review*, 106(5), 31-34.
- Blanchard, O. (2017). *Macroeconomía*. Madrid: Pearson.
- Blanchard, O., Cerutti, E., & Summers, L. (2015). Inflation and activity—two explorations and their monetary policy implications. *IMF Working Paper*, 1-27.
- Campoverde, A., Ortiz, C., & Sánchez, V. (2016). Relación entre la inflación y el desempleo: una aplicación de la curva de Phillips para Ecuador, Latinoamérica y el Mundo. *Revista Económica*, 20-32.
- Chacón, J. L. (2012). El ayer y hoy de la curva de Phillips. *eXtoikos*, 55-63.
- Chelala, S. (2014). Una curva de Phillips con doble pass through. Estimación para el caso argentino. *Ensayos de economía*, 23(44), 101-116.
- Chow, G. C. (2011). *Usefulness of adaptive and rational expectations in economics*. Princeton University: Center for Economic Policy Studies.
- Criollo Nole, W. M. (Julio de 2013). Determinantes de la inflación en la economía ecuatoriana un enfoque neokeynesiano: 1970-2011. *Tesis de licenciatura en economía*. Loja, Ecuador.
- D'Amato, L., & Garegnani, M. L. (2009). La dinámica de corto plazo de la inflación: estimando una curva de Phillips híbrida neokeynesiana para Argentina (1993-2007). *Ensayos Económicos*, 55, 33-56.
- Elosegui, P., & Grosman, N. (2016). Structural economic model for Ecuador: a dollar-ized and oil-ized economy. *Económica*, 23-53.
- Flores, L., & Stephany, K. (28 de agosto de 2014). Curva de Phillips: variaciones en tasas de inflación y desempleo en el Ecuador, periodo 2008-2013. *Tesis de licenciatura en economía*. Guayaquil, Ecuador.
- Gordon, R. (2011). The History of the Phillips Curve: Consensus and Bifurcation. *Economica*, 10-50.
- Granger, C., & Jeon, Y. (2011). The Evolution of the Phillips Curve: A Modern Time Series Viewpoint. *Economica*, 51-66.
- Gualotuña, G., & Alberto, S. (2015). La curva de Phillips para el caso ecuatoriano, período 2000-2011. *Tesis de licenciatura*. Quito, Ecuador.
- Hossain, S., & Mitra, R. (2017). The determinants of price inflation in the United States: a multivariate dynamic cointegration and causal analysis. *The Journal of Developing Areas*, 51(1), 153-175.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2017). *Nueva metodología del índice de precios al consumidor (IPC) del Ecuador (base anual: 2014=100) Hacia un IPC macroeconómico*. Cepal.
- Larrea Maldonado, C. (2004). *Pobreza, Dolarización y crisis en el Ecuador*. Quito: Abya-Yala.
- Larrea, A. M. (5 de mayo de 2014). La mujer ecuatoriana mejora sus condiciones laborales. *El Telégrafo*.

- Machado, T., & Humberto, J. (2015). La tasa natural de desempleo en Colombia 2003-2010. *Revista Entramado*, 11(1), 12-30.
- Mavroeidis, S., Plagborg-Moller, M., & Stock, J. H. (2014). Empirical evidence on inflation expectations in the new keynesian Phillips curve. *Journal of Economic Literature*, 52(1), 88-124.
- Mustafa, M., & Rahman, M. (2017). Empirics of the traditional U.S. Phillips Curve: evidence from 1930-2016. *Journal of Business Strategies*, 34(2), 97-110.
- Páez Pérez, P. (2004). Liberalización financiera, crisis y destrucción de la moneda nacional en Ecuador. *Cuestiones Económicas*, 5-71.
- Peneva, E., & Rudd, J. (2017). The Passthrough of Labor Costs to Price Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(8), 1777-1802
- Pincheira Brown, P., & Rubio Hurtado, H. (2015). El escaso poder predictivo de simples curvas de Phillips en Chile. *Revista de la CEPAL*(116), 177-202.
- Portal Boza, M., Feitó Madrigal, D., & Valdés Paserón, S. (2015). La curva de Phillips para la economía cubana. Un análisis empírico. *Estudios Regionales en Economía, Población y Desarrollo*. (27), 3-18.
- Qin, D. (2011). The Phillips Curve from the perspective of the history of econometrics. *History of Political Economy*, 43, 283-308.
- Quiroz, G., & Vásquez, L. (12 de abril de 2016). Para jóvenes de 15 a 24 años es más difícil encontrar un empleo en Ecuador. *El Comercio*.
- Roberts, P. C. (2017). Phillips Curve, R.I.P. *International Economy*, 31(4), 36-64.
- Rusticelli, E., Turner, D., & Cavalleri, M. C. (2015). Incorporating anchored inflation expectations in the Phillips curve and in the derivation of OECD measures of the unemployment gap. *OECD Journal: Economic Studies*, 2015(1), 299-331.
- Sistema Integrado de Indicadores Sociales del Ecuador-SIISE. (2006). *Desempleo en el Ecuador*. Quito: Unidad de información y análisis.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1999). Forecasting inflation. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 293-335.
- Stock, J. H., & Watson, M. M. (2012). *Introducción a la econometría* (tercera ed.). Madrid: Pearson.
- Syverson, C. (2019). Macroeconomics and Market Power: Context, Implications, and Open Questions. *Journal of Economic Perspectives*, 33(3), 23-43
- Varela, M. (2017). El principio de demanda efectiva y el mercado de trabajo: enfoque teórico del modelo Kaleckiano de dos bienes para el Ecuador. *Cuestiones Económica*, 27(1), 115-154.

ANEXOS

Gráfico 17.

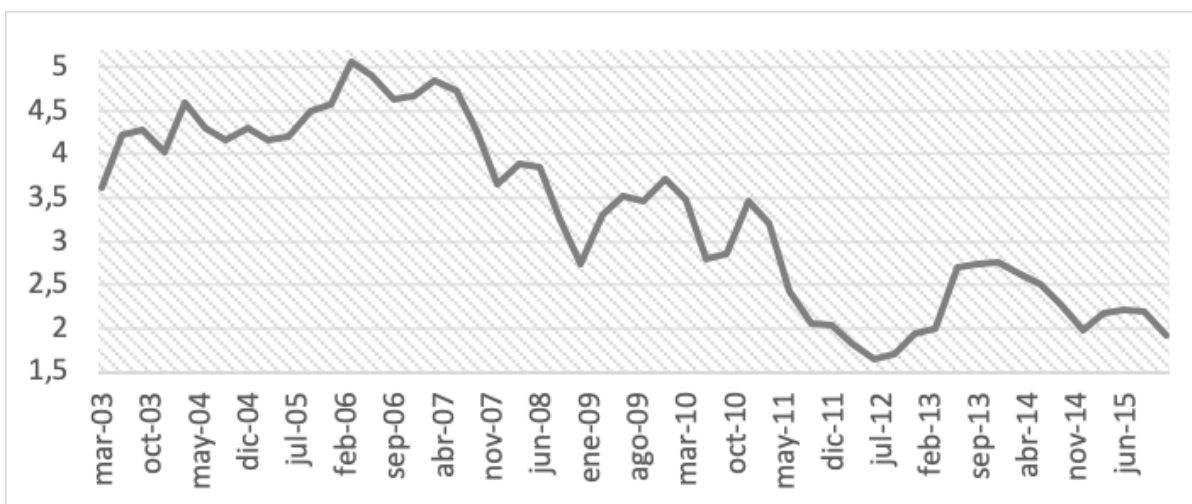
Comparación antes y después del ajuste al valor atípico para la variable D(mp)



Elaboración: autor

Gráfico 18.

Tasa de rendimiento de los bonos estadounidenses con vencimiento a 10 años



Elaboración: autor

