

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL ECUADOR**  
**FACULTAD DE ECONOMÍA**

**Trabajo de Integración Curricular previo a la  
obtención del título de Economista**

**Artículo académico**

***Estimación de la curva de Philips para el Ecuador (2007 – 2019): Un  
enfoque neokeynesiano***

**Kevin Andrés Villacís Flores**  
**kavillacis@puce.edu.ec**

**Director: Jorge Salgado**  
**jasalgado@puce.edu.ec**

**Quito, 08 de junio de 2022**

## **Resumen**

La curva de Philips es una construcción teórica-empírica de grandes implicaciones en términos de objetivos a seguir por la política pública, su estado de arte remite hacia el canon neokeynesiano. En este sentido, la presente investigación tiene como objetivo calcular una curva de Philips neokeynesiana que contraste dos visiones teóricas sobre la fijación de precios de las firmas: Calvo (1983) y Rotemberg (1982), para Ecuador en el periodo 2007 - 2019. Esta discusión se resume en un análisis comparativo entre estimaciones puras (con miras solo al futuro) o híbridas (con miras hacia el pasado y futuro). Para ello, se han identificado dos posibilidades metodológicas relacionadas con la estimación de ecuaciones simultáneas. En particular, este documento presenta una aproximación por mínimos cuadrados en tres etapas y una modelación estructural mediante rutinas de iteración bayesianas. Las cuales difieren en considerar a la brecha de los costos marginales reales, término clave en la teoría neokeynesiana, como una variable proxy construida mediante la porción de renta que va hacia los trabajadores; o, por el contrario, considerarla como una variable latente, la cual puede ser observada a partir de las brechas del producto interno bruto ecuatoriano, del estadounidense, los términos de intercambio y la productividad conjunta de factores (residuo de Solow). Así, los resultados brindan evidencia de un mejor ajuste de los datos para una curva de Philips neokeynesiana pura, la cual refleja que, ante choques negativos al ingreso nacional, casi la totalidad de las firmas ecuatorianas prefiere efectuar ajustes vía cantidades, antes que en precios. Aquello se traduce en persistencia de rigideces nominales y demandas subóptimas de mano de obra.

**Palabras clave:** Curva de Philips, neokeynesianismo, costos de menú, rigideces nominales, expectativas racionales, ajustes subóptimos, modelos estructurales de ecuaciones simultáneas.

## **Abstract**

The Philips curve is a theoretical-empirical construct of great implications in terms of objectives to be followed by public policy, its state of the art refers to the New-Keynesian canon. In this sense, the present research aims at calculating a New-Keynesian Philips curve that contrasts two theoretical views on firm pricing: Calvo (1983) and Rotemberg (1982), for Ecuador in the period 2007 - 2019. This discussion is summarized in a comparative analysis between pure (forward-looking) and hybrid (backward and forward-looking) estimates. For this purpose, two methodological possibilities related to the estimation of simultaneous equations have been identified. This paper presents a three-stage least squares approximation and a structural modeling by Bayesian iteration routines. They differ in considering the real marginal cost gap, a key term in New-Keynesian theory, as a proxy variable constructed through the portion of income going to workers; or, on the contrary, considering it as a latent variable, which can be observed from the gaps in Ecuadorian gross domestic product, U.S. gross domestic product, terms of trade and joint factor productivity (Solow residual). Thus, the quantitative results provide evidence of a better fit to the data for a pure New-Keynesian Philips curve, which reflects that, in the face of negative shocks to national income, all Ecuadorian firms prefer to adjust via quantities rather than prices. This translates into persistent nominal rigidities and suboptimal labor demands.

**Key words:** Philips curve, New-Keynesianism, menu costs, nominal rigidities, rational expectations, suboptimal adjustments, simultaneous equation structural models.

# Introducción

La relación entre las variables reales y nominales ha sido una discusión fundamental al interior de la teoría económica. En tal sentido, uno de los relacionamientos más importantes y controversiales yace en la denominada curva de Philips; esto es la relación inversa entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación de una economía. Esta construcción teórica-empírica ha presentado una importante evolución a lo largo de los años; desde cambios en su planteamiento formal, añadiendo términos que capten la formación de expectativas en los agentes, hasta cambios significativos en la metodología dominante de estimación. Siendo el paradigma nekeynesiano el dominante en la actualidad, tanto para aportes desde la academia, como para el ejercicio econométrico común de los departamentos de investigación de los principales bancos centrales del mundo (Kim & Kim, 2008). En tal sentido, este trabajo se plantea como objetivo estimar una curva de Philips nekeynesiana para Ecuador, en el periodo 2007-2019.

Los modelos empíricos propuestos se encuentran dentro de la vanguardia de estimaciones nekeynesianas, puesto que incorpora métodos basados en iteraciones bayesianas, las cuales siguen los pasos establecidos por trabajos como el de Gali et al. (2005), Boug et al. (2010) y Herbst & Schorfheide (2015) en cuanto a construcción de variables proxy, test de significancia y resolución de ecuaciones estructurales-simultáneas. Desde la perspectiva teórica este trabajo confronta dos formas de concebir la fijación de precios en un contexto de competencia monopolística. La primera, basada en la existencia de un costo cuadrático en el cual las firmas incurren en el caso de que modifiquen sus precios (Rotemberg, 1982) y la segunda, relacionada con la existencia de una probabilidad estocástica de no poder ajustar los precios para un determinado trimestre de análisis (Calvo, 1983). Así, cada concepción distinta del comportamiento de las firmas da lugar a dos formas diferentes de plantear la curva de Philips nekeynesiana: Una forma funcional que posea únicamente expectativas hacia el futuro y otra que considere tanto al futuro como al pasado de la serie de la inflación.

Desde la perspectiva metodológica, se selecciona a los mínimos cuadrados en tres etapas, dada la ventaja de emplear métodos generalizados multinivel en este tipo de estimaciones (Gali et al., 2005). Además, se presenta un enfoque alternativo basado en rutinas iterativas bayesianas el cual aporta una comprensión intuitiva hacia aquellos términos que se fundamentan en la observación y corrección de series pasadas, como aquellos que capturan la formación de expectativas adaptativas y racionales. No obstante, dadas las limitaciones de este novedoso método, solo se presenta la estimación de una curva estilo Calvo (1983) mediante la metodología de ecuaciones simultáneas estructurales. Cuyo sistema presenta convergencia y estabilidad al describir la dinámica inflacionaria ecuatoriana.

Asimismo, los modelos pasan por pruebas estadísticas de validez de instrumentos, variables y significancia conjunta. Todo ello, con el fin de dilucidar cuál de las formas de plantear la curva de Philips nekeynesiana se ajusta de mejor manera al conjunto de datos ecuatorianos para el periodo seleccionado, de forma que se emplean dos criterios ampliamente usados en la selección de modelos multinivel o de más de dos etapas (Hamaker et al., 2011). A saber, el criterio de información de Akaike y el criterio de información bayesiano. Siendo el último útil para modelos basados en rutinas iterativas.

La investigación se organiza en cinco secciones. En primer lugar, se presenta un recorrido histórico acerca de la evolución teórica-empírica que ha sufrido la Curva de Philips al interior de la macroeconomía, caracterizándose su estudio por cierto comportamiento cíclico, en el que se ha convenido en una especie de vuelta al origen en relación con la causalidad entre magnitudes reales e inflación. Esto debido a que con el tiempo y la llegada de la nueva macroeconomía neoclásica, la importancia de la denominada sorpresa inflacionaria como la diferencia entre la inflación prevista y la inflación efectiva, volvió a tomar fuerza a partir de la década de los 70, luego de ser prácticamente olvidada desde el trabajo inicial de Fisher (1926), pasando por un dominio del punto de vista original de Phillips (1958), quien establecía que la relación va desde variaciones en la demanda agregada nominal, hacía los precios. Por último, esta sección termina describiendo la importancia de los aportes teóricos nekeynesianos, los cuales sirven como respuesta contemporánea a los

postulados de la nueva macroeconomía neoclásica acerca de la curva de Philips explicada únicamente por términos de expectativas futuras y pasadas, establecida por Friedman & Phelps (1968); pudiéndose encontrar dicha respuesta en la obra de Rotemberg (1996), Mankiw (1985), Galí & Gertler (1999) y Born & Pfeifer (2020); autores que rescatan la idea de costos de menú y otras rigideces nominales existentes, las cuales evitan que las firmas ajusten de forma óptima sus precios y los igualen a los costos marginales reales. Así, la inflación podría ser explicada por el comportamiento defensivo de los empresarios, los cuales son capaces de aumentar su *mark-up* sobre sus costos marginales reales, con el objetivo de preservar sus beneficios derivados de la existencia de poder de mercado y la competencia monopolística.

En un segundo momento, este documento se concentra en describir el ejercicio econométrico a realizar: sus alcances, supuestos y limitaciones en términos de información, proxys y resultados. En tal sentido, se establecen dos sistemas de ecuaciones simultáneas, los cuales pueden ser resueltos empleando las aproximaciones metodológicas descritas; donde la diferencia principal radica en la concepción de una variable netamente teórica: La brecha de los costos marginales reales, como obtenible mediante cálculos *a priori* o como una variable latente la cual pueda ser construida a partir de la propuesta de Galí & Gertler (1999) y Galí & Monacelli, (2005) para economías pequeñas, abiertas y altamente dependientes en términos comerciales de una economía desarrollada (como sería la estadounidense para el caso ecuatoriano). Teniendo como paso intermedio, el cálculo de la evolución de productividad conjunta de factores, también conocido como el residuo del modelo de crecimiento de Solow (Galvis, 2010).

Luego de efectuar las debidas aclaraciones teóricas y metodológicas, este estudio se concentra en el análisis de comportamiento de las principales variables obtenidas de forma indirecta o que han sido construidas a partir de cierto respaldo en la literatura especializada. De esta forma, la evolución del residuo de Solow para la economía ecuatoriana, la brecha del producto nacional y extranjero, además de los costos marginales reales; resultan en sí mismos objetos importantes de análisis; puesto a que describen gran parte del comportamiento que, en el nivel agregado, presentan firmas y consumidores.

Los resultados de las estimaciones se presentan en la tercera sección. La cual es, por lo tanto, clave para la caracterización de la dinámica inflacionaria nacional. De forma que no solo se testean diferentes aproximaciones estadísticas, sino también distintas formas de modelar el comportamiento de las firmas. Así, se presentan los resultados para dos modelos por mínimos cuadrados en tres etapas (una curva de Philips pura y otra híbrida) y uno estimado mediante las herramientas del análisis estructural de ecuaciones simultáneas (SEM); el cual responde únicamente a la formulación híbrida de la curva de Philips neokeynesiana (incluye términos de expectativas racionales y adaptativas).

En un cuarto momento se da interpretación a los resultados obtenidos, así como también se abre la discusión acerca de la predominancia de algunos efectos a lo largo del tiempo. De esta forma, se plantea la posibilidad de que, si se realizan cortes en la base de datos, los cuales permitan diferenciar los diferentes momentos en los que la dinámica inflacionaria ecuatoriana ha sido marcadamente creciente, se puedan obtener resultados distintos a los de los modelos iniciales. Así también, se discute la conveniencia metodológica de este tipo de cortes en esta sección. No obstante, gran parte del resto de este apartado se centra en responder a las principales preguntas alrededor de los resultados en términos de implicaciones para política pública, relevancia de los instrumentos econométricos empleados y concordancia de los hallazgos con estudios previos o similares. Esta sección culmina con un análisis comparativo entre modelos, el cual permite verificar, mediante ciertos criterios estadísticos, la optimalidad del uso de una curva de Philips pura o tipo Rotemberg (1996) para el caso ecuatoriano.

Finalmente, este trabajo culmina con una sección de conclusiones que recoge los principales hallazgos del ejercicio estadístico planteado, así como las implicaciones derivadas de ellos. Además, resalta la necesidad de más estudios que puedan matizar los resultados obtenidos por tipo de mercado. Dejando como principal aporte una respuesta con solidez estadística sobre la pregunta acerca la conveniencia metodológica de un tipo de formulación de la curva de Philips neokeynesiana para la economía ecuatoriana, en el periodo de análisis. Dicho

esto, los resultados obtenidos complementan estudios pasados, tal como el de Rivera (2021), al establecer que los empresarios, ante shocks en la demanda agregada nominal, prefieren ajustar vía cantidades, antes que en precios; con la finalidad de mantener cierto margen de ganancias por encima de los costos marginales reales. En tal sentido, ajustes en términos de precios relativos se posponen y se magnifica la afectación a variables reales como la producción y el empleo.

## ***Revisión de literatura***

### ***De revoluciones a contrarrevoluciones***

La relación entre las variables nominales y reales ha sido sujeto de múltiples estudios teóricos y empíricos. Trabajos que entrevén una alta carga de afirmaciones normativas que han cambiado el rumbo de la macroeconomía y la política económica. En tal sentido, como bien lo establece Friedman (1968), estudiar una relación tan importante como aquella que se observa entre la inflación y el desempleo, es un equivalente a estudiar la propia historia de la macroeconomía. De esta forma, es posible identificar ciertos momentos importantes dentro del ámbito de la relación entre desempleo e inflación. En primer lugar, Fisher (1926) planteó por primera vez una causalidad entre variaciones positivas del índice de precios al consumidor, causadas por un aumento no esperado en la masa monetaria, y la tasa de desempleo para Estados Unidos. A saber, Fisher determinó que es la diferencia entre la inflación prevista y la inflación efectiva, aquello que hace que los empresarios temporalmente aumenten o disminuyan su demanda de trabajo. Por lo tanto, es esta ilusión de corto plazo, causada por sorpresas inflacionarias, aquello que conecta al mundo de lo nominal con lo real. Esta innovadora idea fue rescatada años más tarde en la interpretación clásica de Milton Friedman (1975) y Robert Lucas (1983) acerca las recesiones como periodos de ajustes de expectativas y, consiguientemente, de la producción y el empleo.

No obstante, años más tarde, Philips (1958) fundamentó un cambio en la dirección de la causalidad entre la inflación y la tasa de cambio de los salarios nominales, mediante un análisis simple de estática comparativa en el mercado de trabajo. Sería el aumento de la demanda agregada debido a, por ejemplo, un incremento en el nivel de gasto del gobierno, aquello que produce que las empresas demanden más empleados; con lo que los salarios, siendo un componente importante de los precios, tenderían al alza, lo que finalmente devendría en un aumento en el IPC. Es en este punto de la ciencia económica en el que se expresa la idea de que es posible estimular el empleo en una economía, a coste de una mayor inflación. Dicho momento, debido a su importancia, es también descrito a menudo como la primera revolución dentro del estudio de las variables nominales y su efecto sobre las reales (Friedman, 2015).

Empero, con la llegada de la nueva macroeconomía neoclásica y un importante suceso histórico sin precedentes: la estanflación de la década de los setenta; la teoría volvió a ver al trabajo seminal de Fisher (1926). Nuevamente las expectativas y la “sorpresa inflacionaria” (Friedman, 1968) tomaron importancia. De esta forma, Friedman (1975) y Phelps (1978) reivindicaron la necesidad de estudiar relacionamientos únicamente entre variables reales y no nominales. Aquello, según los autores, era un error significativo dentro de la teoría de Philips (1958), puesto a que no existe ninguna relación que *a priori* pueda establecerse entre la tasa de variación de los salarios reales y el desempleo. En tal sentido, se concluyó que no existe una, sino varias posibles curvas de Philips para un determinado conjunto de tasas de desempleo y tasa de cambio de los salarios nominales. Sin embargo, en el largo plazo, cuando todos los individuos hayan ajustado sus expectativas, la curva tenderá a ser vertical; pues, no existiría ninguna ilusión monetaria fuera del corto plazo (Friedman, 2015). Como puede intuirse, este momento dentro del pensamiento económico marcó el inicio de lo que trabajos como el de Hall & Sargent (2018) denominan: la contrarrevolución monetarista. La cual plantea volver a poner como variable fundamental de análisis a la sorpresa inflacionaria, inicialmente descrita por Fisher (1926); con el fin de validar la relevancia de la teoría cuantitativa del dinero clásica en el largo plazo y con ella, sus implicaciones sobre la neutralidad de la moneda.

Sin embargo, el paradigma monetarista, fue desafiado en la última década del siglo pasado. Así, fue la escuela neokeynesiana que respondió al trabajo de Friedman-Phelps, argumentando que también en el largo plazo era posible que se rompa la dicotomía neoclásica entre ajustes nominales y reales<sup>1</sup>, dado que incluso en el caso de que los individuos actúen siguiendo los supuestos de racionalidad de Lucas (1983) y, por tanto, formen de manera óptima sus expectativas; su velocidad de reacción frente a cambios en la demanda agregada nominal siempre será ineficiente. Esto último debido a la existencia de costos asociados a re-optimizar precios por parte de las firmas que constituyen el agregado (Mankiw, 1985). En otras palabras, si se *microfundamentan* los modelos habituales de maximización dinámica, no con competencia perfecta, sino con competencia monopolística, como sucede en los modelos presentados por Calvo (1983) y Rotemberg (1982); es posible construir una nueva curva de Philips que capte el impacto que estos *costos de menú* y rigideces nominales (Mankiw, 1985) infringen sobre la economía real. De esta forma, el factor clave en la estimación de una curva de Philips neokeynesiana, es la forma en que se modelizaba el comportamiento dinámico de las firmas, su proceso de re-optimización de precios y cómo los defectos inherentes a dicho procedimiento devienen en la ruptura de la dicotomía neoclásica.

En cuanto a las modelizaciones del comportamiento de las firmas que dan lugar a diferentes formulaciones de la curva de Philips neokeynesiana, Rotemberg (1982) presenta uno de los primeros modelos teóricos, en el que, mediante ciertos ajustes a un problema clásico de maximización intertemporal de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE), a saber, incluyendo un costo cuadrático de re-optimización de precios en cada periodo (competencia monopolística), se puede derivar una curva de Philips neokeynesiana únicamente con miras al futuro, es decir, se llega a una formulación, donde solo se encuentran presentes la brecha de los costos marginales reales y un término de expectativas racionales, teniendo como variable dependiente a la inflación. Esta fue la única forma que la teoría neokeynesiana ofrecía para modelar la curva de Philips por un tiempo. No obstante Gali et al. (2005) demostraría la importancia de la persistencia inflacionaria en varias de las estimaciones modernas de la dinámica de precios a un nivel agregado, especialmente en el contexto europeo. Por lo que se tuvo que recurrir a un nuevo modelo teórico para incluir estos aspectos.

En tal sentido, Gali et al. (2005) regresaría a ver al modelo de competencia imperfecta de Calvo (1983), en el que cada empresario tiene conocimiento sobre una probabilidad positiva y estocástica de que surja un escenario en el que le sea imposible volver a fijar precios, sea por temas contractuales o por penalizaciones en términos de clientes. Esto resultó muy simple de integrar a un contexto dinámico, mediante un modelo DSGE en donde los empresarios minimizan pérdidas a lo largo del tiempo. De esta forma, si se resolvía con éxito el sistema de ecuaciones diferenciales planteado por Calvo (1983) era posible describir una nueva formulación de la curva de Philips, que hasta el día de hoy es considerada como la mejor representación de la misma, al explicar gran parte de la dinámica inflacionaria en un número considerable de países desarrollados y en vías de desarrollo (Gali et al, 2005). Siendo así, a esta nueva formulación que combina términos neokeynesianos, como los costos marginales reales y términos que captan la existencia de expectativas adaptativas y racionales (valor esperado de la inflación futura y rezagos inflacionarios, respectivamente) se denomina como curva de Philips neokeynesiana híbrida, la cual constituye en gran medida el estado de arte del cálculo de la relación entre variables reales y la dinámica inflacionaria (Kim & Kim, 2008).

De esta manera, la idea subyacente en el intento neokeynesiano por construir una curva de Philips es que los empresarios, al no estar sujetos a un contexto de competencia perfecta, poseen la posibilidad de generar un margen o *mark-up* sobre sus costos marginales reales, con el fin de obtener un beneficio neto adicional, el cual esperan que se mantenga fijo a lo largo del tiempo. Este retorno adicional es el que, según los autores como Gali & Gertler (1999) y Gordon (1990), impulsa la dinámica inflacionaria. Puesto a que, si los empresarios detrás de las firmas se ven afectados debido a cambios en el nivel de demanda agregada (junto a variaciones en el precio de los insumos productivos, ponderados por sus elasticidades), dichos agentes recalcularán su margen

---

<sup>1</sup> La "dicotomía neoclásica" es el término a menudo utilizado por macroeconomistas e historiadores para referirse a la idea de que el mundo de las variables reales y el mundo de lo nominal son independientes unos de otros y que cambios en el segundo no generarían cambios en el primero (Green, 2016). El paradigma keynesiano provee una fuerte crítica a este supuesto.

con cierta optimalidad. Así, una afectación negativa previsible sobre el margen hace que los empresarios vuelvan a recalcularlo al alza para el siguiente periodo, con el fin de no perder sus beneficios positivos. Razón por la que, en el agregado, se genera un mayor índice de precios al consumidor (Galí & Gertler, 1999). Lo contrario sucedería si se cumplen las expectativas bajistas de las firmas y se empieza a acumular inventarios, aquello generaría incentivos para disminuir el *mark-up*, ante posibles escalamientos de la crisis (Boug et al., 2010). De esta forma, la inflación no solo depende de variables nominales, como se había establecido en la síntesis Friedman-Phelps (1975 & 1978), sino también de las elasticidades de los mercados, variables cuya dinámica es determinada por condiciones reales de la economía (como el número de empleados, producción bruta, salarios reales, etcétera), en tal sentido, la discrecionalidad de la clase empresarial con respecto a ajustes de su *mark-up* es un aspecto central de la nueva curva de Philips dentro de la teoría neokeynesiana.

## Marco metodológico

Existen varias metodologías empleadas por distintos autores al momento de estimar los parámetros de una curva de Philips neokeynesiana, las cuales van desde el uso de modelos de vectores autorregresivos, ejemplificado en Jondeau & Le Bihan (2005), Kurozumi & Oishi (2022) para el caso japonés y Lansing (2009) en el contexto estadounidense. Por otra parte, la literatura también muestra el uso de modelos estructurales de ecuaciones simultáneas en los trabajos de Lahiri & Lee (1979), Galí & Gertler (1999) y Kim & Kim (2008); así como el empleo de métodos generalizados multinivel, presentes en las investigaciones de Galí et al. (2005) sobre la dinámica inflacionaria europea, en Ma (2002) para Asia y en Jean-Baptiste (2012) para América. Siendo la principal dificultad, obtener las ecuaciones de solución de los modelos dinámicos/simultáneos de los que se deriva cada curva. Para dar solución a estos problemas se han adaptado, dentro del canon teórico de la estadística paramétrica y no paramétrica, dos alternativas metodológicas: Una aproximación clásica de mínimos cuadrados en tres etapas para sistemas de ecuaciones simultáneas, o la construcción de modelos estructurales de estimación bayesiana, que se ejecutan mediante rutinas iterativas. Donde la principal diferencia que existe entre ambos métodos, radica en que el último evita realizar supuesto alguno sobre la distribución del término de error en las ecuaciones empleadas; así como tampoco utiliza ninguna proxy para variables teóricas que deban ser cuantificadas (Berndt et al., 1974) de forma previa a la obtención de los coeficientes. Así, este trabajo se integra dentro de los nuevos paradigmas de estimación macroeconómica, los cuales cada vez responden a enfoques menos paramétricos, como lo señala Herbst & Schorfheide (2015) en su reseña histórica.

De esta forma, se puede afirmar que, mediante la utilización de ambos métodos, es posible evaluar la conveniencia empírica de una curva de Philips neokeynesiana basada en la alternativa teórica de fijación de precios de Calvo (1983) y aquella que se deriva de un comportamiento de las firmas tipo Rotemberg (1982). Por lo que las dos ecuaciones de interés son:

$$(1) \quad \pi_t = \beta rmc_t + \phi E[\pi_{\{t+1\}}] + \theta \pi_{\{t-1\}}$$

$$(2) \quad \pi_t = \beta rmc_t + \phi E[\pi_{\{t+1\}}]$$

Donde la primera ecuación representa una curva de Philips híbrida, obtenida bajo el dilema de minimización de pérdidas de Calvo (1983). Mientras, que la segunda es una curva de Philips pura, derivada del modelo de costos de menú cuadráticos de Rotemberg (1983). Además, se tiene que el término  $rmc_t$  corresponde a la brecha de los costos marginales reales;  $E[\pi_{\{t+1\}}]$ , a las expectativas inflacionarias del siguiente periodo y  $\pi_{\{t-1\}}$ , el término que capta la persistencia inflacionaria, con el primer rezago de la serie de la inflación. Por otra parte, cabe aclarar que, siguiendo la tradición neokeynesiana, no se considera la existencia de expectativas adaptativas, sino que se utiliza una variable proxy: el promedio trimestral del índice de Confianza Empresarial global<sup>2</sup> (ICE), provisto por el Banco Central del Ecuador. Formalmente:

<sup>2</sup> El ICE global es un indicador macroeconómico que mide las expectativas del sector empresarial con respecto a la economía ecuatoriana. Es un índice compuesto por las previsiones de los empresarios que forman parte de cuatro áreas económicas del país: Industria, comercio, servicios y construcción, ponderadas por la participación de cada sector dentro del PIB real.

$$E[\pi_{\{t+1\}}] \neq \pi_{\{t-1\}}$$

Tampoco se asume, como sería el caso para una curva de Philips Friedman-Phelps que la brecha del producto real doméstico es una variable proxy óptima de la brecha de los costos marginales reales (RMC). Ante esta limitación, existen dos caminos metodológicos marcados por Galí & Gertler (1999) y Galí & Monacelli (2002). A saber, emplear el logaritmo natural del porcentaje del ingreso nacional nominal que va a los trabajadores sobre su valor calculado en términos reales (resultado obtenible mediante el supuesto de una tecnología tipo Cobb-Douglas, que cumpla las condiciones de Inada), como proxy de la brecha de los RMC o construir esta variable a partir de una modelización específica para una economía pequeña y abierta, como podría argumentarse que es el caso ecuatoriano, formalmente:

$$(3) \quad rmc = \ln(RMC_t) = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 y_t^* + \alpha_3 \Delta A_t + \alpha_4 s_t^*$$

En donde  $y_t$  es la brecha del producto real doméstico,  $y_t^*$  es la brecha del producto real del país con el que se registra mayor volumen de comercio,  $\Delta A_t$  es el cambio en la productividad total de factores de producción (obtenido mediante el cálculo del residuo del modelo de crecimiento de Solow) y  $s_t^*$  siendo la brecha de los términos de intercambio.

Por otra parte, es necesario hacer algunas precisiones metodológicas sobre la obtención de  $\Delta A_t$ , mediante el residuo de Solow. Para el cálculo de este se asume una función de producción agregada neoclásica con dos factores de producción: trabajo y capital, que siga una forma Cobb-Douglas con retornos constantes a escala, marginales decrecientes por factor y que cumpla las condiciones de Inada. A partir de esta función se puede emplear el cálculo infinitesimal para obtener que:

$$\frac{dA_t}{A_t} = \frac{dY_t}{Y_t} - \tau \frac{dK_t}{K_t} - (1 - \tau) \frac{dL_t}{L_t}$$

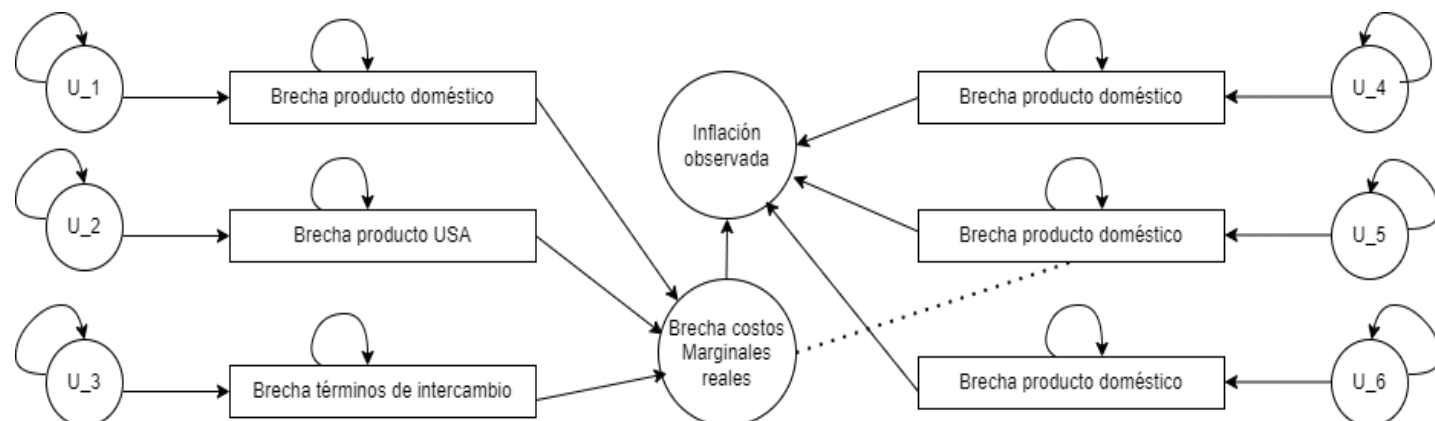
Ecuación que muestra cómo es posible obtener la tasa de variación de la productividad conjunta de factores de producción  $\frac{dA_t}{A_t}$ , descontando de la tasa de variación de la producción agregada a las tasas de variación del capital y el trabajo, ponderadas por la proporción de la renta que recibe cada factor. Así, una vez obtenida la tasa de variación de la tecnología, siguiendo a Rivera (2021), se puede asumir como valor inicial a la unidad y luego construir una serie sobre su evolución conforme dicta la tasa constante encontrada; para, finalmente, obtener su primera diferencia y determinar  $\Delta A$ .

De esta forma, como ya puede entreverse, el uso de una estimación previa de la brecha de los costos marginales reales, o su estimación como variable endógena latente, marca el punto de divergencia entre el enfoque de mínimos cuadrados en tres etapas y el de estimación estructural. Utilizándose para el primero variables instrumentales como el consumo del gobierno, la formación bruta de capital fijo y el promedio trimestral de la tasa de interés activa referencial. Todas ellas variables que, por la literatura revisada desde Fisher (1926) hasta Rivera (2021), podrían influir tanto sobre los costos marginales reales, así como también sobre la inflación trimestral, debido a su capacidad de actuar como limitantes del proceso de ajustes nominales, gracias a su influencia en la formación de las expectativas sobre las cuales las firmas ajustan sus precios (Mankiw, 1985). Finalmente, una vez computado el sistema de ecuaciones simultáneas es posible obtener los coeficientes de las curvas de Philips neokeynesianas propuestas.

Por otra parte, en cuanto a la aproximación estructural, al ser un enfoque relativamente nuevo que se deriva del análisis LISREL (Relaciones Estructurales Lineales) desarrollado por Jöreskog et al. (2016), plantea una ventaja importante, y es que permite la incorporación de variables netamente teóricas a un modelo empírico, mediante su modelización como variable latente no observable, pero explicada por otros factores cuantificables (modelo de medición dentro de LISREL).

Por último, se procede a crear dos variables latentes, siendo la primera aquella que capta la brecha de los costos marginales reales—construida tal y como se lo estableció en (3)— y la segunda, referente a la inflación observada, misma que está explicada por la variación porcentual del IPC de un trimestre a otro, su rezago y un término de expectativas racionales, como se observa en la Figura 1.

Figura 1. Gráfico SEM del modelo estructural y de medición



Elaboración propia

No obstante, si bien el enfoque de ecuaciones multinivel presenta varias ventajas metodológicas para este tipo de ejercicios, con respecto a las estimaciones *single ecuación*, en términos de sesgo (Gali et al., 2005); tanto el método de Mínimos Cuadrados en Tres Etapas (MCOE3) como el de ecuaciones estructurales simultáneas poseen algunas limitaciones. Con respecto al primero, como ya se ha podido entrever en esta sección, se tiene que el método requiere que todas las variables descritas sean observables de forma *a priori*. Por esta razón es que para este primer conjunto de modelos se considera a la brecha de los costos marginales reales como el cociente entre la porción de la renta que va dirigida hacia los trabajadores en términos nominales, sobre su equivalente en términos reales. Esto, evidentemente fuerza al ejercicio descrito a empezar partiendo de supuestos acerca de la distribución y comportamiento de la variable neokeynesiana.

Por otra parte, si bien el método LISREL soluciona el problema mencionado, al considerar como variable latente a la brecha, posee una limitación en términos de las herramientas que emplea el ejercicio estadístico, al ser producto de rutinas iterativas bayesianas, las cuales no presentan convergencia (y por tanto solución al sistema de ecuaciones simultáneas) si existen diferencias significativas en medias o varianzas entre regresores; razón por la cual es común realizar conversiones de unidades en algunas variables y omitir otras. Es por este motivo que solo se presenta un modelo robusto bajo esta aproximación: Una curva híbrida.

Una vez descrita tanto los alcances como limitaciones de las metodologías empleadas, se procede a realizar una síntesis de las variables requeridas para el cómputo de los modelos planteados, así como sus proxys o metodologías de construcción, fuentes y periodicidad. Aclarando que este ejercicio hace uso de datos trimestrales o, en caso de encontrarse la información de forma mensual, un promedio trimestral de la variable de interés (como sucede para la serie de la inflación, las expectativas sobre inflación futura y los tipos de interés activos referenciales). Dicha síntesis se encuentra en la Tabla (1).

## Variables e indicadores

Tabla 1. Variables obtenibles directamente, indicadores y fuentes

Tabla de variables obtenibles directamente, indicadores y fuentes			
Variable	Indicador	Fuente	Periodicidad
Expectativas de inflación futura: $E[\pi_{\{t+1\}}]$	Promedio trimestral del Índice de confianza empresarial	Banco Central del Ecuador (2020 – 2022)	Mensual
Inflación pasada $\pi_{\{t-1\}}$	Primer rezago de Inflación	Reporte mensual de inflación (2003 -2022) Banco Central del Ecuador	Mensual
Brecha del producto real doméstico $y_t$	Componente cíclico del PIB real ecuatoriano (Filtro Baxter-King)	Boletín de cuentas nacionales del Banco Central del Ecuador (2000 – 2021)	Trimestral
Brecha del producto real Estados Unidos $y_t^*$	Componente cíclico del PIB real estadounidense	Bureau of Economic Analysis (FRED St. Louis FED)	Trimestral
Brecha de los términos de intercambio $S_t^*$	Logaritmo natural del índice de términos de intercambio	Calculable con el reporte de Balanza Comercial del Banco Central del Ecuador, mediante la creación de índices de precios Paasche sobre las exportaciones e importaciones	Trimestral
Tasa de interés activa $r_t$	Promedio trimestral de la tasa de interés activa referencial	Boletín mensual de tasas de interés del Banco Central del Ecuador (2000 -2021)	Mensual
Gasto público $g_t$	Gasto de Consumo final Gobierno General	Boletín de cuentas nacionales del Banco Central del Ecuador (2000 – 2021)	Trimestral
Stock de capital $K_t$	Formación Bruta de Capital Fijo	Boletín de cuentas nacionales del Banco Central del Ecuador (2000 – 2021)	Trimestral
Stock de trabajo $L_t$	Población Económicamente Activa	Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) del INEC (2007 – 2017).	Trimestral
Participación de las remuneraciones sobre la renta $\alpha_L$	Valor total del ingreso laboral sobre la renta nacional	Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) del INEC (2007 – 2021).	Trimestral

## Consideraciones acerca de las variables

Dado que no se asume la existencia de expectativas adaptativas, la esperanza de la inflación futura (la inflación esperada) resulta una variable complicada de obtener, dado que el Ecuador no realiza encuestas cuantitativas de expectativas inflacionarias; como sí lo hace un conjunto considerable de países de la región. Ante ello, esta variable es la principal limitación existente para el cálculo formal de la curva de Philips nekeynesiana. Por ello se propone una variable proxy: El índice de confianza empresarial (que capta las expectativas de los empresarios sobre el desempeño económico futuro). Esto en base a como la teoría nekeynesiana considera

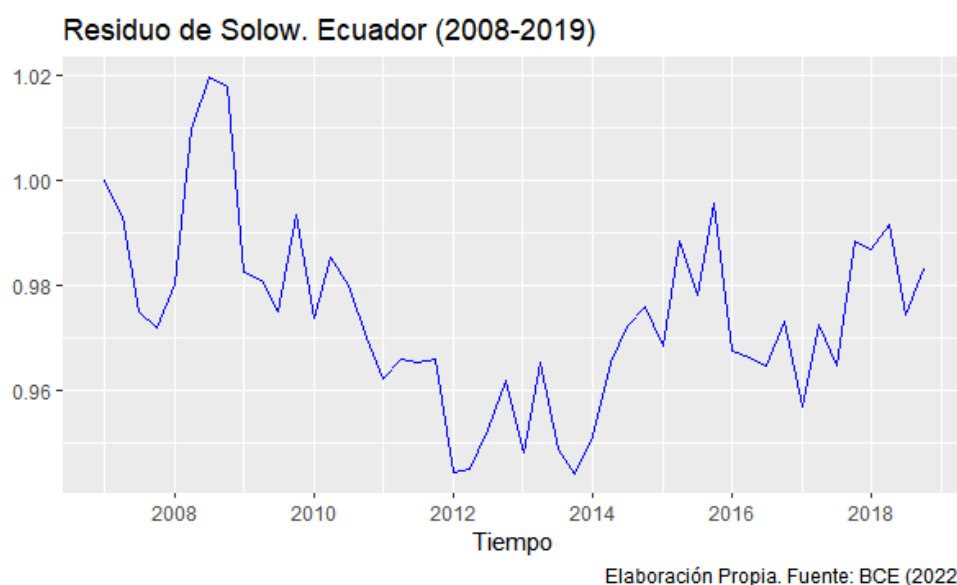
a la inflación como un fenómeno exclusivamente de oferta, en la que la discrecionalidad de los empresarios y sus expectativas tienen un papel importante (Gordon, 1990).

Por otra parte, en cuanto al cálculo del residuo de Solow, también conocido como la variación de la productividad conjunta de factores, se asume que la segunda diferencia relativa al stock de capital, es decir, la variación de la formación bruta de capital fijo es una proxy de la variable tipo stock del capital, esto debido a limitaciones en términos de la información provista por el Banco Central del Ecuador. Lo cual se encuentra justificado en la representatividad que la FBKF tendría sobre el stock de capital a partir de construcciones estadísticas de esta variable, como la de Córdova Montero (2005); apegándose también a la metodología, usada en otros estudios afectados por la misma limitación, como el de Galvis (2010) para el caso colombiano.

## ***Descripción estadística de variables***

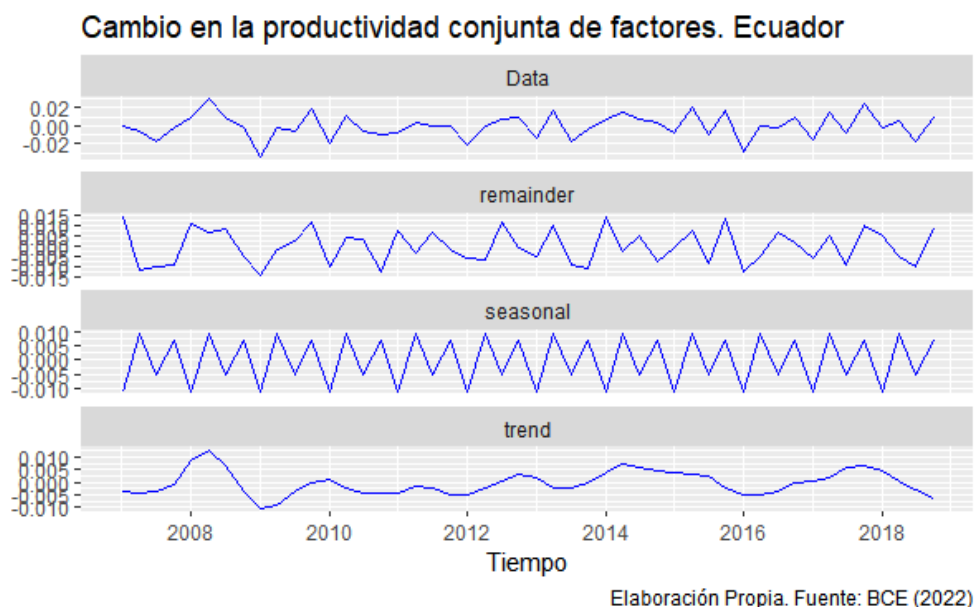
En primer lugar, tal y como se establece en la sección metodológica de este trabajo, se procede a calcular el residuo de Solow necesario como regresor en una de las ecuaciones simultáneas que se van a estimar. Para ello se construye una serie de tiempo sobre la tasa de crecimiento de la productividad conjunta de factores (comúnmente denominada como  $A$ ), a partir de su variación trimestral. En tal sentido, asumiendo que esta variable comienza con un valor de 1 al inicio del periodo de análisis, puede observarse como, por regla general, el país ha sufrido una tendencia decreciente en el valor de  $A$  desde el año 2008 hasta finalizado 2013, año en el que empieza una recuperación, la cual continúa hasta cerrar con un valor similar al inicial del periodo de análisis en 2019. Como se lo puede observar en la Figura (2)

*Figura 2. Evolución Residuo de Solow para la economía ecuatoriana*



Una vez culminado el cálculo de esta variable explicativa para la brecha de los costos marginales reales en la ecuación (3), se procede a obtener su primera diferencia, siguiendo el camino metodológico de Galí & Gertler (1999) y Galí & Monacelli (2002), para una economía abierta y con un alto peso de un país específico dentro de su balanza comercial. En cuando a esta variación, se puede observar cómo no posee una tendencia clara y su residuo parecería seguir un proceso de ruido blanco. Lo cual podría suponer algunas ventajas en el momento de la estimación final por mínimos cuadrados en tres etapas, como lo han explicado Bauer, Rudebusch & Wu (2012), pues implica una menor necesidad de realizar ajustes de sesgo por no estacionariedad en los estimadores finales. Empero, es menester también analizar el comportamiento de las otras variables explicativas, particularmente las brechas ad-hoc para el cálculo de los costos marginales reales.

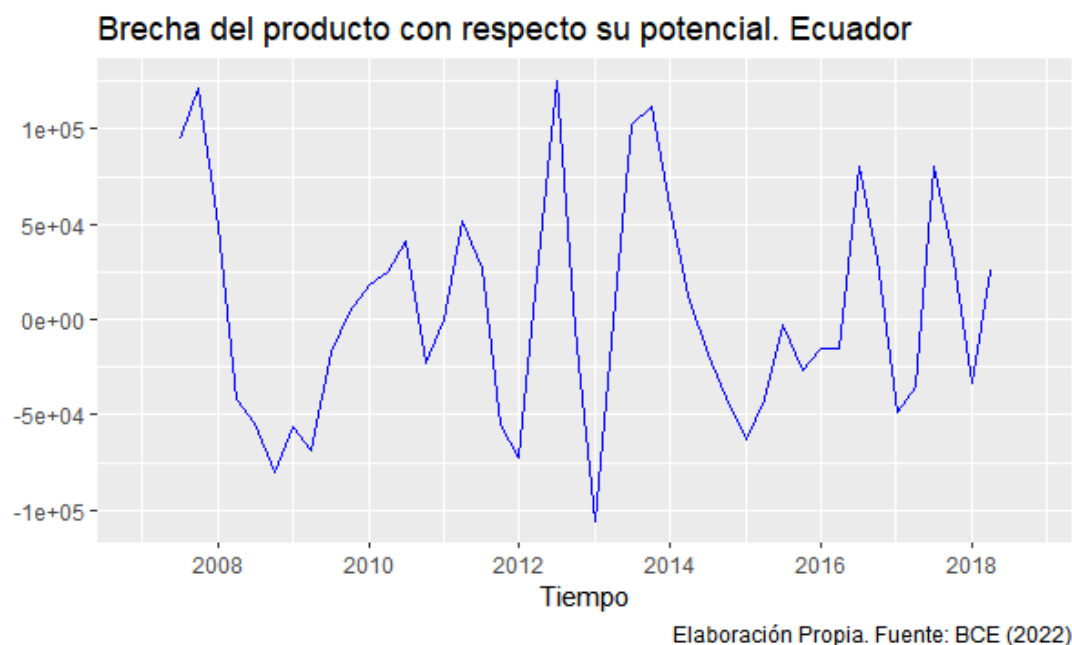
Figura 3. Descomposición de la serie del cambio en la productividad conjunta de factores para la economía ecuatoriana (2008-2019)



Por otra parte, si se analiza lo referente a la brecha del producto nacional, cabe recordar que no es más que el componente cíclico de la serie del PIB real a precios de 2007; dicho componente es obtenido mediante la aplicación del filtro Baxter-King, cuya superioridad en este tipo de estimaciones frente a, por ejemplo, el filtro Hodrick-Prescott, es estudiada a profundidad por Doménech & Gomez (2006), quienes encuentran que este último presenta una volatilidad significativa con respecto al número de periodos para los cuales es detectable un ciclo. De esta forma, la brecha del producto real para una economía ecuatoriana, como puede observarse en la Figura (4), tampoco parece tener una tendencia marcada, y parece seguir un proceso que varía alrededor de una media establecida, llama la atención que esta diferencia entre el producto observado y el potencial sufre una caída significativa en 2013, año en el que los precios internacionales de las materias primas, especialmente el del barril de crudo WTI, empezaron a disminuir significativamente, ello podría indicar una importante relación entre la dinámica de los mercados internacionales petroleros y el desempeño económico real del Ecuador, en términos agregados.

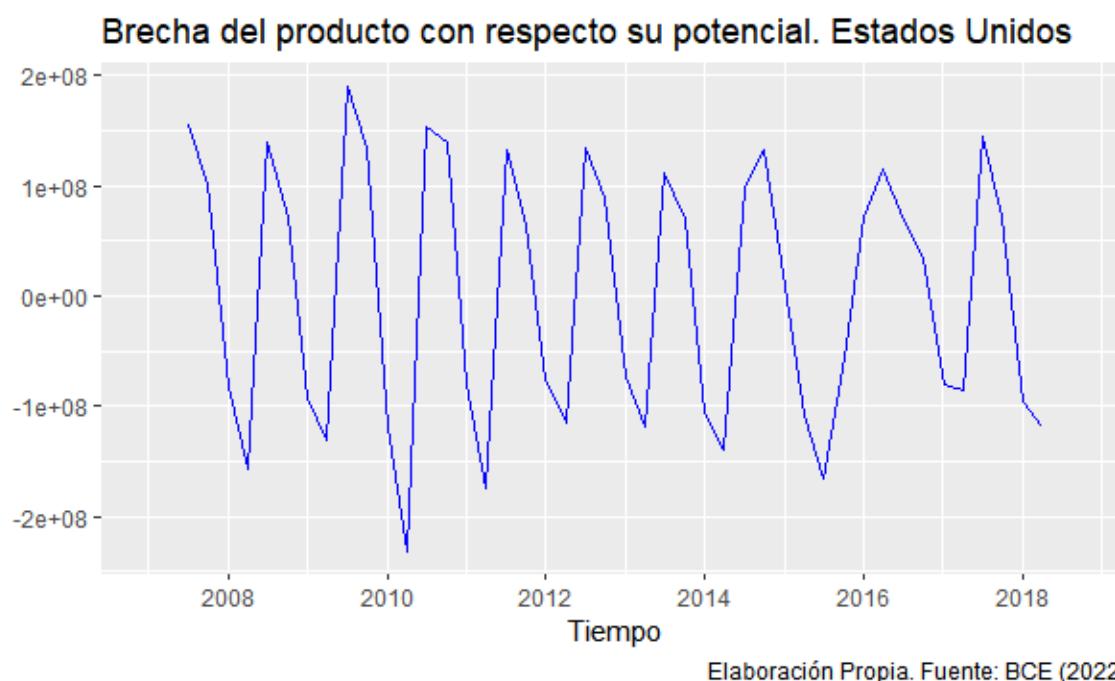
Por otra parte, cabe destacar la existencia de momentos en los que esta brecha se vuelve positiva, lo que quiere decir que, en diversos puntos del tiempo, la economía ecuatoriana sobrepasó su producto potencial. Aquello, no siempre es positivo en términos de consistencia macroeconómica, puesto que como lo ha estudiado Jahan & Mahmud (2013), puede ser un signo claro de sobrecalentamiento de las variables importantes del crecimiento económico. Lo cual podría devenir en un mayor desfase entre la inflación esperada y observada. El hecho de si los agentes económicos ajustan de forma temporal y cuantitativamente óptima sus precios frente a cambios en las expectativas, es una cuestión central de este trabajo, pues resume un punto de convergencia entre los estudios neokeynesianos y neoclásicos sobre la de curva de Philips.

Figura 4. Brecha del producto real para la economía ecuatoriana (2008-2019)



No obstante, esta brecha no es la única que debe emplearse como regresor para construir el sistema de ecuaciones simultáneas, sino que también es necesario analizar lo referente a la brecha real del producto estadounidense. Para lo cual puede observarse en la Figura (5) que esta variable presenta un comportamiento mucho más estable que la ecuatoriana, salvo por un valle pronunciado en el segundo trimestre de 2010.

Figura 5. Brecha del producto real para la economía estadounidense (2008-2019)

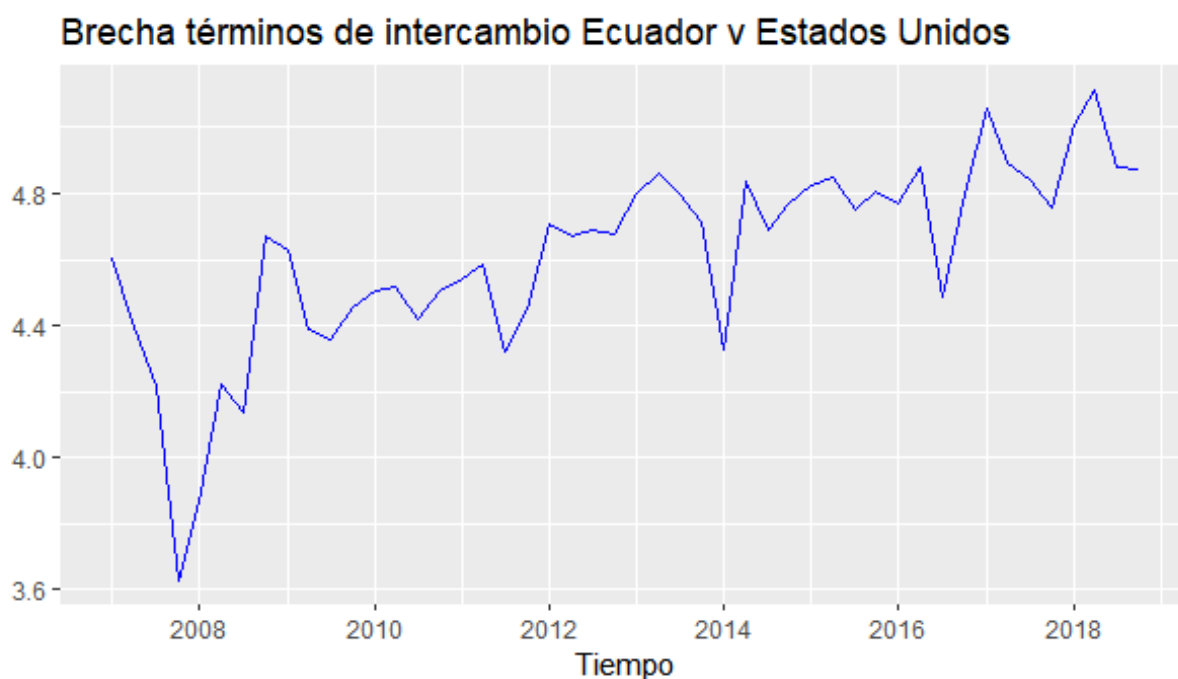


Comparar las relaciones entre ambas brechas resulta interesante, en términos de las teorías del desacoplamiento—las cuales establecen que con el tiempo las economías emergentes tenderán a independizarse del ciclo de negocios reales de las economías desarrolladas con las que mayores relaciones comerciales tienen—. Si bien no es el objetivo de este trabajo revisar la validez de esta afirmación con rigurosidad, sí que es parte de la argumentación que Galí & Monacelli (2002) brindan al incluir una ecuación

más a su modelo original para el cálculo de una curva de Philips neokeynesiana, a saber, la ecuación (3). Así, a partir de las Figuras (4) y (5), se puede observar que la coincidencia de picos y valles con ciertos retrasos aún se encuentra presente en el periodo de estudio, estos comportamientos son consistentes con el estudio clásico de Wälti (2010) sobre la interdependencia.

Finalmente, se puede analizar el comportamiento presentado por la brecha de los términos de intercambio. Ahora bien, resulta útil recordar que esta variable se calcula como el logaritmo del índice de los términos de intercambio (índice de precios de exportaciones vs índice de precios de importaciones) entre Ecuador y Estados Unidos, por lo que un valor positivo, implica que los precios de las exportaciones hacia territorio estadounidense, cada vez cubre más los precios de los productos importados desde aquel país. En otras palabras, los resultados indican una mejora en cuanto los términos de intercambio y no un deterioro. Este resultado es relevante en el marco de una visión crítica hacia las teorías estructuralistas. Sin embargo, un análisis exhaustivo de este comportamiento escapa a los objetivos de este trabajo, por lo que solo se deja señalado que dicha mejora es empíricamente comprobable y está en línea con los recientes estudios de Coello & Muñoz (2021) quienes han demostrado estabilidad de corto plazo en esta tendencia creciente, pero también cierto nivel de volatilidad si se analiza un periodo más largo.

Figura 6. Brecha de los términos de intercambio entre Ecuador y Estados Unidos (2008-2019)

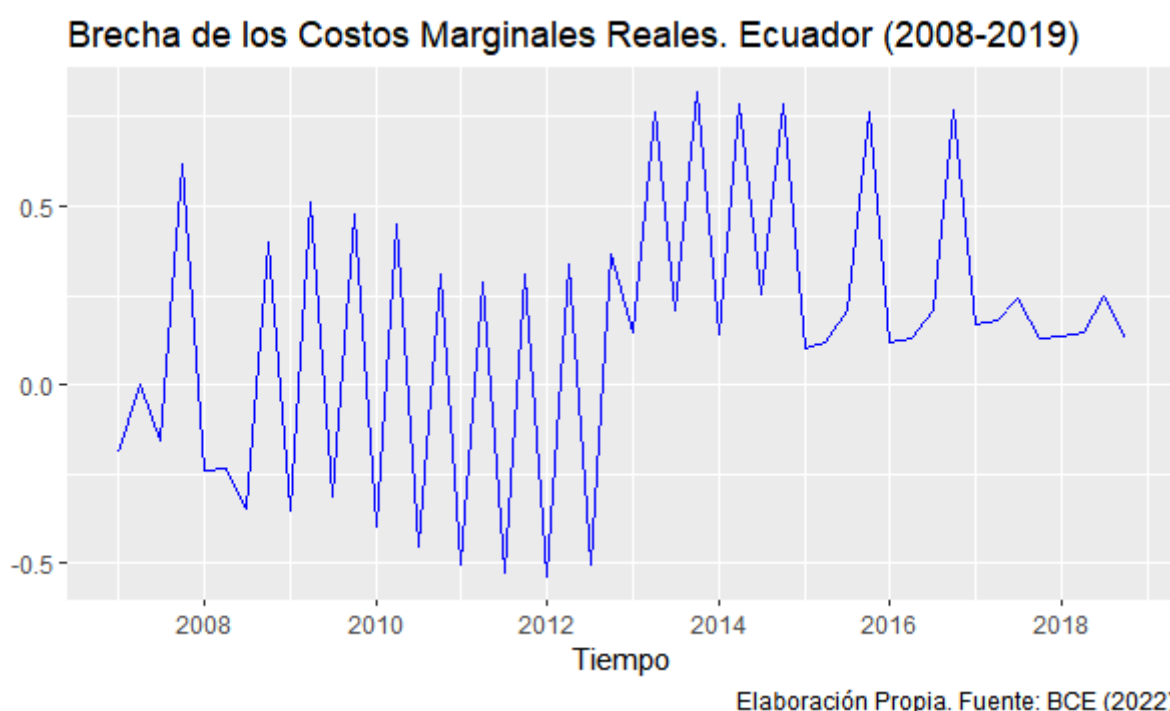


Elaboración Propia. Fuente: BCE (2022)

Siendo así, resta por analizar a la variable dependiente de la ecuación (3), la cual es fundamental dentro del canon neokeynesiano, a saber, la brecha de los costos marginales reales; calculada—siguiendo a Galí & Gertler (1999)— como la relación entre la proporción del nivel agregado de remuneraciones sobre el total de la renta nacional en términos nominales versus la misma proporción en términos reales, obtenida vía la metodología clásica de Solow como la parte restante de renta una vez que se descuenta la proporción del ingreso nacional correspondiente a la remuneración del capital. De esta forma, lo que esta formulación rescata es la intuición original de Philips (1958) acerca de cómo cambios exógenos en la demanda agregada nominal pueden generar impactos sobre variables reales debido a rigideces que impiden que los empresarios ajusten de forma óptima sus precios, quienes poseen cierto poder de mercado.

En tal sentido, la Figura (7) indica el comportamiento de la brecha que existe entre la fijación observada de precios y su valor óptimo como reacción a cambios en la demanda agregada nominal u cualquier otro elemento determinante de las elasticidades que componen el *mark-up* neokeynesiano. A primera vista, resulta importante que el comportamiento de este término sea compatible con el “movimiento tradicionalmente cíclico” que plantea el estudio de Mazumder (2010), como resultado propio de la construcción de la variable. Este gráfico será clave para la generación de la hipótesis con la que trabajará más adelante, y es que la volatilidad (tanto en magnitud como dirección) que presenta la brecha de los costos marginales reales para Ecuador es una primera señal sobre ineficiencias por parte de los empresarios para ajustar sus precios de forma óptima. No obstante, es el análisis econométrico aquel que comprobará si es que este comportamiento volátil se traduce en una mayor o menor inflación. Por último, es importante recordar que esta estimación se utiliza únicamente en el contexto del método de ecuaciones simultáneas por mínimos cuadrados en tres etapas. Mientras, que se la considera como latente para el enfoque estructural.

Figura 7. Brecha de los RMC para la economía ecuatoriana (2008-2019)



Una vez revisada la consistencia de esta variable con la literatura especializada, se procede a estimar los modelos planteados y determinar la conveniencia de adoptar la formulación de Calvo (1983) o la planteada por Rotemberg (1996) para explicar el comportamiento de las firmas.

## Resultados

### Modelo por mínimos cuadrados en tres etapas

Para empezar, se analizan los resultados obtenidos del primer modelo, que responde a una formulación híbrida de la curva de Philips nekeynesiana; la cual sería el resultado de una fijación de precios tipo Calvo (1983). En esta primera aproximación, el modelo planteado adopta un enfoque de ecuaciones simultáneas por mínimos cuadrados en tres etapas, mediante el uso de instrumentos y regresores previamente descritos. En tal sentido, si se observa la Tabla (2), se obtiene que la brecha de los costos marginales reales explica a la inflación observada, al 1% de nivel de significancia estadística, por lo que se aporta con evidencia empírica sobre la importancia de los costos de menú, rigideces nominales y su influencia sobre la inflación, así como también la existencia de mecanismos de fijación de precios imperfectos que jalonan el nivel general de precios hacia arriba o hacia abajo. No obstante, cabe mencionar que el signo bajo el cual se establece esta relación es negativo, por lo que implica que un punto porcentual más dentro de la brecha de costes marginales reales en el periodo de análisis genera un decrecimiento del 0.5% en la inflación del mismo periodo. Con lo cual, un punto porcentual adicional sobre el nivel de inflación del trimestre pasado afecta positivamente en 0.41 puntos porcentuales a la inflación en el periodo actual (en promedio). Cabe destacar que si bien el signo de las expectativas de inflación futura, captada por el índice de confianza empresarial, es negativo; carece de significación estadística, por lo que no explica el nivel de inflación observable para el periodo seleccionado.

Tabla 2. Resultados del primer modelo con MCO3E

	Primer Modelo: MCO3E
Inflation: (Intercept)	0.00330 <sup>*</sup> (0.00184)
Inflation: inf_ante	0.41416 <sup>*</sup> (0.23759)
Inflation: brecha_RMC	-0.00508 <sup>***</sup> (0.00143)
Inflation: confianza_trimes	-0.00000 (0.00000)
Realmg: (Intercept)	-1.01808 (1.35689)
Realmg: brecha_y_ecu	-0.00000 (0.00000)
Realmg: brecha_y_usa	0.00000 (0.00000)
Realmg: brecha_term	0.25941 (0.29422)
Realmg: dA	28.84893 <sup>***</sup> (7.33749)
Inflation: R <sup>2</sup>	0.21274
Realmg: R <sup>2</sup>	-0.34597
Inflation: Adj. R <sup>2</sup>	0.15906
Realmg: Adj. R <sup>2</sup>	-0.48402
Num. obs. (total)	92

\*\*\* $p < 0.001$ ; \*\* $p < 0.01$ ; \* $p < 0.05$ ;  $p < 0.1$

En cuanto al segundo modelo que utiliza la metodología de mínimos cuadrados en tres etapas, el cual responde a una aproximación teórica tipo Rotemberg (1982)— También denominada como curva de Philips nekeynesiana pura—, la cual solo difiere de la anterior al prescindir del término que captura la inflación pasada; se pueden observar los resultados descritos en la Tabla (3) de este trabajo.

Tabla 3. Resultados del segundo modelo con MCO3E

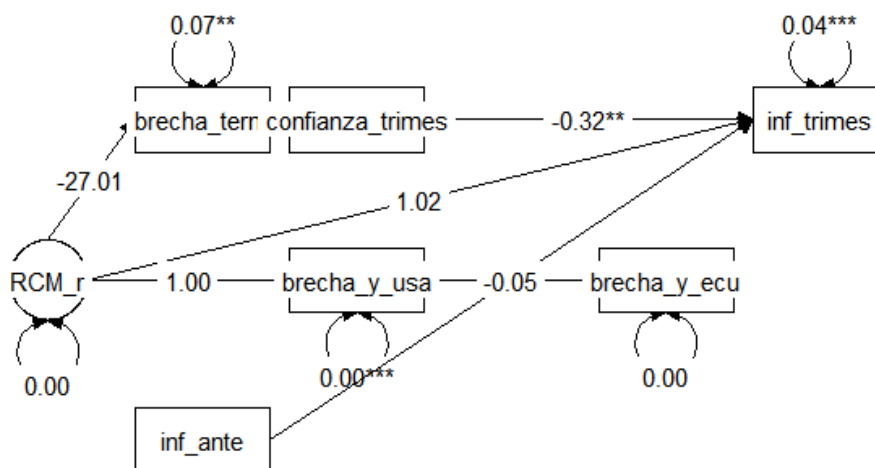
	Modelo Rotemberg
Inflation: (Intercept)	0.00611000*** (0.00083935)
Inflation: brecha_RMC	-0.00401893** (0.00121265)
Inflation: confianza_trimes	-0.00000327** (0.00000094)
Realmg: (Intercept)	-0.95566130 (1.35501533)
Realmg: brecha_y_ecu	-0.00000293 (0.00000250)
Realmg: brecha_y_usa	0.00000000 (0.00000000)
Realmg: brecha_term	0.24813282 (0.29379777)
Realmg: dA	28.33720973*** (7.30357770)
Inflation: R <sup>2</sup>	0.32193577
Realmg: R <sup>2</sup>	-0.49303899
Inflation: Adj. R <sup>2</sup>	0.29179958
Realmg: Adj. R <sup>2</sup>	-0.64617120
Num. obs. (total)	92

\*\*\* $p < 0.001$ ; \*\* $p < 0.01$ ; \* $p < 0.05$ ;  $\cdot p < 0.1$

En ella se muestra que, si se omite el primer rezago de la inflación, el término que capta la esperanza de la inflación futura, a saber, el índice de confianza empresarial sí posee significancia estadística, además de signo negativo. Con lo que puede afirmarse que un punto adicional en el índice genera una disminución de 0.00000327 puntos porcentuales en la inflación observada. Lo cual podría implicar que, para el periodo seleccionado, las expectativas racionales tuvieron un efecto, en promedio, a la baja sobre la serie de la inflación. Por otra parte, el término de la brecha de costos marginales reales sigue siendo relevante, aunque no difiere en gran magnitud con el obtenido en el primer modelo. No obstante, ahora un punto porcentual adicional en la brecha de los costos marginales reales genera un decrecimiento de 0.4% en la inflación observada. Ambos efectos descritos, estadísticamente significativos al 1%.

## Modelo de ecuaciones simultaneas, estructurales y lineales

Figura 8. Resultados del segundo modelo SEM



Elaboración propia.

La Figura (8) expone el resultado en forma de grafos obtenido mediante el único modelo estimado bajo la aproximación de ecuaciones simultáneas estructurales planteado en este trabajo. No obstante, cabe destacar que para cumplir con los requerimientos de varianzas no elevadas de Jöreskog et al. (2016), se procedió a retirar de la formulación una variable explicativa de la brecha de los costos marginales reales. Así, la variación del residuo de Solow (la variación de la productividad conjunta total) no permite converger al modelo<sup>3</sup>, esto debido a que su varianza es casi mil veces más grande que, al menos, otra variable. Una vez retirado este término, se computa el modelo. El cual posee como resultado que el único efecto relevante para explicar la inflación observada en el presente, con significancia estadística al 1%, es el término que capta las expectativas sobre la inflación futura, es decir, el índice de confianza empresarial. Este resultado es completamente distinto al observado en el primer modelo. Sin embargo, ejecutando pruebas de robustez<sup>4</sup> sobre el modelo estructural, se encuentra que este es adecuado y no está sobresaturado, pues conserva un número alto de grados de libertad (7 g.l). Así mismo, cabe destacar que, si bien las otras estimaciones carecen de la representatividad estadística que mostraba el anterior modelo, sí comparten el mismo signo para todos los regresores planteados.

De esta forma, con base en el método de iteraciones bayesianas de Minimización no Lineal sujeta a Restricciones (NLMINB), se obtiene que un punto porcentual adicional en el valor esperado de inflación futura, genera una disminución de 0.32 puntos porcentuales sobre la inflación observada trimestral (al 1% de nivel de significancia), lo cual refleja que, en promedio, el efecto de las expectativas de los empresarios es a la baja sobre el rumbo de la economía, lo cual puede suponer desde un primer momento la existencia de ineficiencias en la fijación de precios, las cuales jalona la serie inflacionaria hacía abajo, como se puede apreciar especialmente a partir de 2017, periodo en el cual la dinámica en términos de precios es consistentemente negativa. Por último, cabe destacar que un modelo tipo Rotemberg (1982). Es decir, el cálculo de una curva de Philips neokeynesiana *pura*, no pudo efectuarse bajo esta metodología, debido a que un modelo con esas características no pudo converger tras 4000 rutinas iterativas. Aquello no resta validez a dicha construcción teórica, sino que simplemente refleja restricciones metodológicas.

---

<sup>3</sup> Al menos no después de ejecutarse 2400 rutinas iterativas, el cual es el límite de la herramienta estadística empleada

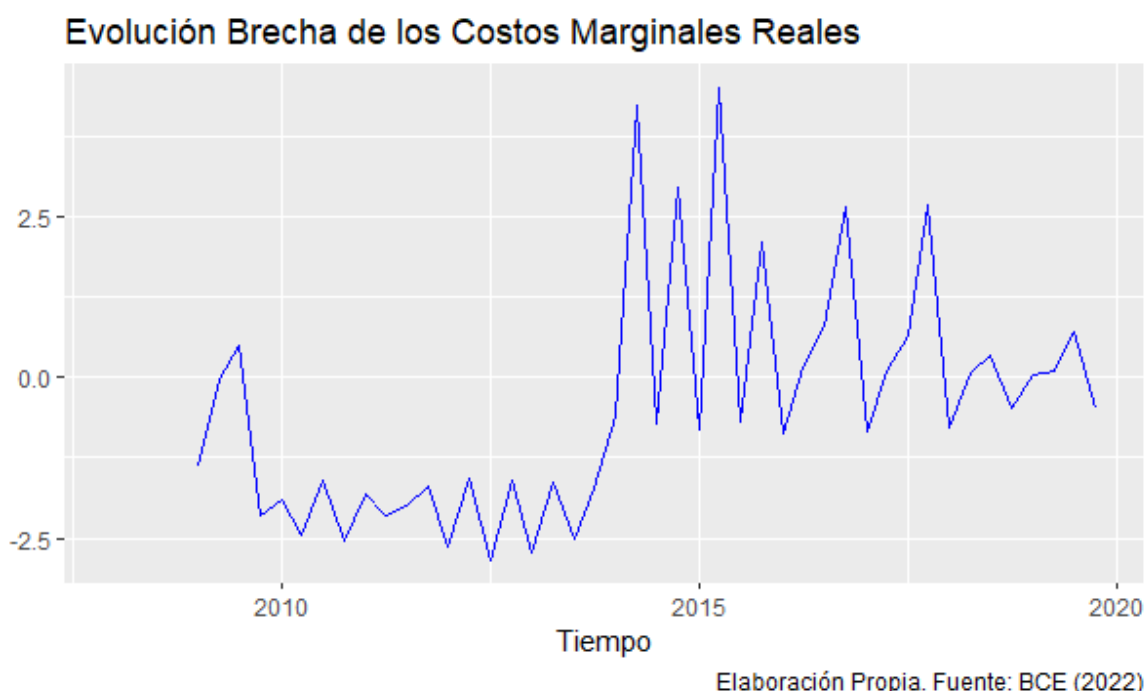
<sup>4</sup> Se ejecutaron tres pruebas de robustez, mediante una aproximación de modelo base basado en: Índice de ajuste comparativo (CFI), índice Tucker-Lewis, logaritmos de verosimilitud y criterios de información.

## Discusión

### Interpretación de los resultados

En primer lugar, para explicar la influencia de los costos marginales reales sobre la dinámica inflacionaria, es menester recordar la evolución que esta variable presenta para Ecuador. La Figura (7) muestra cómo la brecha de los costos marginales empieza a aumentar considerablemente a partir de finales de 2014 e inicios de 2015, momentos en los que el precio del crudo empezó a caer y el Ecuador experimentó un choque negativo a su nivel de ingreso, dada su alta dependencia al mercado internacional petrolero. De forma análoga, si se grafica su variación, como se puede observar en la Figura (9), se puede observar como la brecha tiene un comportamiento relativamente estable en antes del último trimestre de 2014. En contraste al comportamiento exhibido desde 2015, el cual empieza a mostrar cierta volatilidad, donde ciertas caídas pronunciadas parecen explicar el hecho de que la conducta de esta variable (y de los empresarios, por antonomasia) ha influido, en promedio, negativamente sobre el índice general de precios al consumidor.

Figura 9. Variación de la Brecha de los Costos Marginales Reales para el Ecuador



Siendo así, este trabajo aporta con evidencia sobre cómo la hipótesis establecida por Galí & Gertler (1999) en cuanto a la dinámica inflacionaria europea no se cumple por completo para Ecuador, y es que dichos autores plantean que cuando la economía posee un prospecto negativo de desarrollo, las firmas suelen ajustar hacia arriba su mark-up y jalonar el índice de precios de forma positiva, al menos hasta que sus expectativas se vean cumplidas y empiecen a acumular stocks, razón por la cual tendrán incentivos para reducir su mark-up.

En tal sentido, los resultados muestran como este comportamiento no ha sido estable para Ecuador, sino que ha reflejado cierta ineficiencia en la determinación del mark-up sobre los costos marginales reales; aquella afirmación es respaldada por el signo y la significancia estadística del coeficiente asociado a la brecha para el primer modelo presentado, el cual es negativo aun cuando el prospecto del ciclo económico era positivo en la mayor parte del periodo de estudio. Lo cual aporta evidencia sobre la existencia de costos de menú u otro tipo de rigideces nominales que han impedido que, especialmente en los últimos años (2014 a 2017), los agentes ajusten sus precios de forma óptima, tras el fin de un periodo de inflación relativamente alta para el Ecuador (2008 - 2013). Siendo así, resulta evidente que cualquier ajuste en términos nominales sería pospuesto o absorbido vía cantidades. Lo cual es consistente con la tendencia negativa que presentó el Producto Interno

Bruto a precios constantes desde el primer trimestre de 2014 hasta llegar a un valle en el primer trimestre de 2016, con una tasa de -3.4% según cifras del Banco Central del Ecuador (2022). Registrando después una breve recuperación hasta el tercer trimestre de 2017.

Por otra parte, se plantea la idea sobre hacer un corte en la información de 2008 hasta 2013 y desde 2017 hasta 2019, lo cual permita obtener una mejor visión evolutiva del efecto de la brecha de los costos marginales reales sobre los precios, al menos para la curva híbrida. Para ello, hay que aclarar que si bien se reduce el número de observaciones empleadas de forma considerable para estas regresiones, nunca se rebasa el límite usado por Galvis (2010) en su estimación para Colombia, la cual también utiliza métodos generalizados de tres etapas. Así, particularmente para la aproximación metodológica de mínimos cuadrados, los manuales acerca de econometría sugieren que se tengan al menos 20 observaciones por instrumento (Staiger & Stock, 1994), esto también se cumple para este ejercicio. Por lo que, si bien se deja establecido al tamaño de muestra de estos subconjuntos de datos como la principal limitación metodológica, puede afirmarse que existe cierta solidez en el ejercicio realizado. Los resultados pueden ser observados en la Tabla (3) y (4) de los anexos para los periodos 2008 - 2013 y 2014 - 2019, respectivamente.

Es relevante notar como los resultados de estos modelos muestran que el efecto negativo de la brecha de costos marginales reales se mantiene para ambos cortes de información, nuevamente mostrando señales de ineficiencia o miopía por parte de las firmas para la fijación de precios. Con la salvedad de que la significancia estadística disminuye para el segundo subconjunto de datos. Por otra parte, resalta también la forma en que el término que capta la esperanza de inflación futura— medido con el índice de confianza empresarial— es estadísticamente significativo para explicar la inflación observada en el periodo 2008 - 2013, mas no para el siguiente corte de 2014 - 2019. Aquello es importante tanto desde proceso de ajuste descrito en Galí & Gertler (1999), como para la hipótesis planteada en párrafos anteriores. Esto es así dado que dichos autores establecen que el cambio en las expectativas acerca del entorno económico se traducen, a modo de efecto indirecto, en una variación de la brecha de los costos marginales reales, al estar el mark-up relacionado con elasticidades vinculadas al desempeño de variables cíclicas en la economía. Sin embargo, si esta información pierde relevancia para la determinación de precios, constituye una señal de presencia de mecanismos de fijación de precios subóptimos (Boug et al., 2010).

Cabe mencionar también que, dado el proceso de ajuste planteado originalmente por Galí & Gertler (1999), puede generarse una crítica sobre la existencia de correlación entre los términos que capturan las expectativas de los agentes, y la brecha de los costos marginales reales. No obstante, es precisamente por la existencia de esta aparente correlación entre términos, que los autores sugieren el uso de métodos generalizados de tres etapas para este tipo de estimaciones, sugerencia que es adoptada para este documento.

De esta forma, volviendo al análisis previo, el hecho de que las expectativas pierdan capacidad explicativa de la inflación se plantea como una de las principales causas por las cuales se observa cierta volatilidad en la brecha de los costos marginales reales dentro del cohorte mencionado (2014 - 2019). En otras palabras, a partir de 2014 no solo que los agentes han fallado en interiorizar de forma óptima el cambio en la demanda agregada nominal, sino que también han sido ineficientes en generar expectativas sólidas sobre las cuales puedan plantear ajustes de precios respaldados en actividad económica futura.

## **Los costos de menú y rigideces nominales en Ecuador**

En este punto resulta importante volver a la discusión neokeynesiana acerca de lo que representa la brecha de los costos marginales reales para una economía. Y es que los autores de esta escuela de pensamiento, tales como Galí & Gertler (1999) y Mankiw (1985), consideran que la inflación es atribuible netamente hacia la oferta agregada, en su incapacidad por ajustar sus precios de forma óptima y sobre (o infra) reaccionar a los cambios que sufren las elasticidades que determinan su mark-up, cuando el entorno económico cambia. En cuanto al porqué las firmas ajustan de forma ineficiente sus precios, se tiene como principal explicación a los costos de menú y rigideces nominales tipo *sticky prices* o *sticky wages* (Ball et al., 1988). Con base a este breve recuento

teórico, Galí & Gertler (1999) desarrollan un indicador de dichas rigideces, el cual se deriva del modelo de curva de Philips neokeynesiana *pura* o al estilo Rotemberg (1982) obtenido mediante mínimos cuadrados en tres etapas:

$$\pi_t = -0.00401893 rmc_t - 0.00000327434 E[\pi_{\{t+1\}}]$$

Tal que:

$$(4) \quad \beta = \frac{(1-\phi\omega)(1-\omega)}{\omega}$$

Donde  $\omega$  es la proporción de firmas que dejan fijos sus precios debido a la presencia de costos de menú o *sticky wages*. Para el ejercicio realizado, es claro que  $\omega$  solamente podrá calcularse mediante el uso de la curva pura o al estilo Rotemberg, dado que es la única que posee ambos parámetros significativos. En tal sentido, manipulando un poco la ecuación (4), se obtiene que:

$$\phi\omega^2 + \omega(\beta + \phi + 1) - 1 = 0$$

Con lo cual,  $\omega$  puede ser obtenida como la raíz positiva de la última expresión:

$$(5) \quad \omega = \frac{-(\beta+\phi+1) \pm \sqrt{(\beta+\phi+1)^2 + 4\phi}}{2\phi}$$

Así, para el caso ecuatoriano al reemplazar los coeficientes, se tiene un resultado significativamente alto y similar al obtenido por Galvis (2010) para el caso colombiano. Así, según los resultados arrojados por el modelo, casi un 99% de las firmas ecuatorianas no ajusta sus precios de forma óptima. Esto podría explicar por qué no se ha visto un ajuste profundo una vez acabada la época de alta inflación de 2008-2014. Reflejando, según la óptica neokeynesiana, la existencia de altos costos de menú y otras rigideces nominales que impiden a las firmas ecuatorianas fijar sus precios con relación al costo marginal real, asumiendo cierto nivel de poder de mercado efectivo. Por otra parte Benedict et al. (2020) proveen de una rica examinación sobre el tipo de costos de menú que enfrentan una serie de industrias en Ecuador, así como el cálculo de coeficientes  $\omega$  de rigidez para diversas firmas representativas, llegando a conclusiones similares a las de este trabajo y argumentando que las dos principales rigideces son de tipo salariales y de información acerca del entorno económico, por lo menos para el periodo previo a la dolarización así como en los primeros años en que el cambio de régimen monetario entró en efecto. Un trabajo que matice estas rigideces en la actualidad y permita verificar los mercados en los que se concentran, posee implicaciones de política pública significativas.

## ***Implicaciones de política pública***

En primer lugar, es claro que los trabajos que han dedicado sus esfuerzos en estimar la curva de Philips siempre han tenido un importante componente normativo. Desde Fisher (1926) hasta Galí & Gertler (1999), los autores han intentado justificar determinados rumbos de la política pública de un país para el cual han empleado su conjunto de información, muchas veces incluso generalizando las implicaciones de sus resultados, hacía territorios fuera de los límites de los datos. Este trabajo no plantea brindar una agenda de política pública determinada, sino adaptar las conclusiones de trabajos neokeynesianos tradicionales como el de Mankiw (1985) y Gordon (1990), con base a los resultados obtenidos en las secciones anteriores.

En tal sentido, la principal consecuencia de que prácticamente la totalidad de las firmas no ajusta sus precios de forma óptima con relación a sus costos marginales reales, es que el Ecuador se encuentre, al menos hasta 2019, posponiendo parte del ajuste vía precios el cual bien podría haberse expresado en términos de cantidades, como se puede observar en la desaceleración que sufrió la economía a partir de finales de 2014 e inicios de 2015. En otras palabras, el hecho de que, por cualquier tipo de coste de menú, los empresarios se nieguen a mover precios de forma óptima, podría haber dado lugar a una reducción del producto y del empleo

subóptima; al realizarse ajustes únicamente por cantidades, pero no por precios. El porqué de este comportamiento brinda la posibilidad de construir una hipótesis relacionada con un intento por parte de las firmas por priorizar consecución de una brecha positiva de beneficios sobre el costo marginal real, así como también debido a la existencia de rigideces de información o salariales.

De esta forma, una implicación en términos de política pública es la conveniencia que presenta una posible disminución de los costos de menú. Lo cual implica medidas de indexación de contratos, que puedan ajustarse de forma automática a la dinámica inflacionaria que sufre Ecuador. Particularmente, Friedman (1975) planteó esta solución para Chile y Brasil durante los 70's y 80's, reconociendo que aquello podría debilitar la operación de mecanismos de política pública, basados en ilusión monetaria en el sentido de Kalecki (2020), quien establece que la fuerza de trabajo bien podría celebrar aumentos en el nivel de salarios nominales aun cuando existiera detrimentos de su capacidad real de compra.

De forma análoga, otra fuerza de resistencia viene por parte de la propia clase empresarial que, en presencia de brechas de información, no está dispuesta a dejar una parte de sus costos de producción a merced del libre movimiento de precios relativos. Por último, este trabajo no se ha dedica a profundizar sobre el nivel de ajuste necesario que el Ecuador debiese enfrentar, por lo que el shock inicial al cual se sometería a gran parte de la estructura de contratos representa una dificultad por sí misma. Sin embargo, soluciones *ad hoc* podrían venir en la forma de incentivos para que los empresarios ajusten vía precios y no exclusivamente en cantidades, ante cualquier variación de la demanda efectiva nominal; mientras que en un país con un gran peso del sector microempresario, como es el caso ecuatoriano, resulta positiva la disminución de brechas de información mediante capacitaciones para el reconocimiento de cambios en los costos marginales reales.

Por otra parte, cabe mencionar que, si bien esta solución podría tartar parte de los problemas de ajustes nominales ineficientes, también posee dos grandes problemas de implementación práctica relacionados a un detrimento en las condiciones de vida de los trabajadores. El primero deviene de la presencia de asimetrías de poder de negociación entre patrones y asalariados, puesto a que es poco probable que se estipulen contratos con ajustes inmediatos o con porcentajes correspondientes de forma total a la evolución de los niveles de precios. Así, el plazo de revisión de salarios y las bandas de porcentajes de ajuste tendrán más un enfoque discrecional por parte del empleador que del empleado, lo cual solo garantizaría la continuidad de ineficiencias en fijación de precios; la segunda dificultad se encuentra en una de las críticas que la escuela post-keynesiana realiza a la neokeynesiana; y es que esta solución ignora la predominancia de las variables nominales en la definición de la propensión marginal al consumo por parte de los trabajadores (Kalecki, 2020). Este punto es particularmente relevante para momento deflacionarios del ciclo económico, en las que las variaciones nominales son negativas. En estos escenarios, aun cuando exista un ajuste perfectamente correspondido con la disminución del nivel general de precios, los trabajadores percibirían como mermada su capacidad adquisitiva, dado el recorte de su salario nominal. Aquello puede profundizar el ciclo económico, pues disminuye los niveles de demanda agregada.

## ***El enfoque bayesiano***

Es relevante que uno de los resultados estadísticamente significativos para el único modelo estructural presente en este trabajo, sea aquel atribuible a las expectativas racionales. En tal sentido, el índice de confianza empresarial para el modelo SEM continúa teniendo importancia en la explicación de la inflación observada; aquello puede resultar tautológico por la naturaleza del propio análisis bayesiano. Recordando que el método de ecuaciones simultáneas estructurales se basa en la ejecución de un conjunto óptimo de rutinas iterativas bayesianas, el hecho de que las expectativas de los agentes influyan en la determinación de los niveles de precios, es otra forma de decir que las firmas emplean una racionalidad bayesiana, asumiendo que su esperanza se ha formado de forma óptima en relación al pasado, no solo de la propia inflación, sino de todo el conjunto de variables que el entorno económico presenta, al menos, hasta antes de 2017; año en que, como se pudo observar, las firmas poseen miopía con respecto a la situación económica vigente.

Por su puesto, esta afirmación sería más intuitiva si el efecto del primer rezago de la inflación tuviera también significancia estadística sobre la inflación observada; no obstante, esto puede ser debido a que no es la propia inflación la que se corrige sobre sus valores pasados, sino son los agentes quienes forman sus expectativas con base a información que consideran importante y son sus decisiones las que alteran los valores que tomaría naturalmente la serie (Feldman, 1987). Por otra parte, este resultado es consistente con los aportes de Odria & Rodríguez (2013), quienes proveen argumentos para establecer que cuando los términos de expectativas racionales, mas no los rezagos de la inflación, son estadísticamente significativos en modelos de ecuaciones estructurales, puede interpretarse que los agentes no encuentran importante al pasado de la serie inflacionaria al momento de formar sus predicciones acerca del nivel de precios futuro, lo cual también constituye en otra ineficiencia de ajuste.

Nuevamente, uno de los supuestos de este modelo es que el índice de confianza empresarial es una buena proxy de las expectativas inflacionarias. Esto, responde en parte a la consideración neokeynesiana de que la inflación es un fenómeno exclusivamente de la oferta, y es explicado mediante el comportamiento de las firmas en su afán de mantener cierto margen de beneficio superior al de competencia perfecta (Gordon, 1990). No obstante, nuevos estudios como el de Kurz et al. (2013) demuestran que la utilización de índices de confianza ponderados, algunos de los cuales incluyen términos relacionados a la demanda agregada, pueden mejorar las estimaciones de las expectativas racionales, especialmente en modelos neokeynesianos de equilibrio general— como lo son constituyen las formulaciones de Calvo (1983) & Rotemberg (1982)—. Estudios adicionales sobre la optimalidad de diversos proxys en la estimación de las expectativas racionales de inflación constituiría todo otro trabajo investigativo. A pesar de ello, las consideraciones acerca del razonamiento bayesiano detrás el enfoque de modelos SEM se mantienen, de forma independiente a las variables instrumentales empleadas.

Ahora bien, el hecho de que el índice de confianza empresarial tenga importancia estadística para explicar los cambios en los niveles generales de precios también presenta evidencia sobre un comportamiento de tipo profecías autocumplidas, tal como Lucas (1983) lo describe. Si los empresarios creen que la actividad económica futura será bajista, entonces ajustarán sus precios de forma tal que responda a dicho shock anticipado. No obstante, el hecho de que existan más momentos de inflación positiva dentro del periodo analizado, mientras que el efecto promedio del índice es negativo, refleja muy poca exactitud por parte de los agentes en la formación de expectativas. Para el caso ecuatoriano esta evidencia resulta relevante, dado a que permite argumentar cómo los ajustes de precios son más discrecionales que reaccionarios a choques efectivos de demanda; así como también la presencia significativa de poder de mercado. En tal sentido, la inflación deja de ser un fenómeno exclusivamente monetario, una conclusión neokeynesiana tradicional (Gordon, 1990).

## ***Calvo (1983) vs Rotemberg (1982)***

Uno de los objetivos planteados al inicio de este trabajo constituye en contrastar las dos visiones metodológicas con respecto a la conveniencia de usar un tipo de formulación u otra en el momento de construir modelos estadísticos para una curva de Philips neokeynesiana. Siendo así, los dos criterios que se utilizan para identificar la formulación teórica que mejor se ajusta a los datos ecuatorianos, en términos de simpleza y bondad de ajuste, son el criterio de información de Akaike (AIC) y el criterio de información bayesiano de Schwarz (BIC), siendo estos los más usados dentro de la literatura referente a la elección del mejor modelo, dentro de una cantidad finita de posibilidades teóricas (Staiger & Stock, 1994). Es importante considerar que al efectuar el cálculo de los dos criterios mencionados en modelos multinivel (tres etapas en este caso), es normal que los valores numéricos del AIC y BIC sean menores a cero. No obstante, mientras que, en modelos de datos de panel, regresiones logísticas o probabilísticas se escoge como mejor modelo a aquel que posee el criterio más cercano a cero, ahora el mejor modelo es determinado por aquel que posea un menor criterio y esté, en relación a una recta numérica, más a la izquierda del cero (Hamaker et al., 2011). Así, efectuando las pruebas mencionadas sobre los dos modelos resueltos por mínimos cuadrados en tres etapas se obtienen los resultados descritos en la Tabla (6):

Tabla 6. Comparativa de modelos por criterios de información

	Metodología	
	Modelo Calvo	Modelo Rotemberg
AIC	-359.5432	-364.9304
BIC	-329.2817	-337.1908

En ella se puede observar cómo bajo ambos criterios de información, una curva estilo Rotemberg (1982) es estrictamente preferida a una tipo Calvo (1983). En otras palabras, una curva pura o *forward looking* se ajusta mejor a los datos ecuatorianos, al menos, para el periodo 2008-2019. Aquello brinda mayor validez a las implicaciones descritas en las secciones anteriores, con respecto a la presencia de costos de menú y falta de optimalidad en los ajustes vía precios. No obstante, los criterios de información bayesianos y de Akaike también pueden ser aplicados sobre un modelo estructural de ecuaciones simultáneas, en el que el criterio de información bayesiano suele tener cierta relevancia en cuanto a la elección de una formulación u otra (Hamaker et al., 2011). En tal sentido, se obtuvo que el modelo estructural presentado en la sección de resultados posee un AIC de -579.9354 y un BIC de -562.0935, lo cual resalta la importancia de este enfoque dentro de la modelización de una curva de Philips neokeynesiana y justifica su existencia dentro de este trabajo investigativo. Por otra parte, el hecho de que no se encuentre convergencia en el sistema de ecuaciones simultáneas para una curva estilo Rotemberg (1982) tras un número considerable de iteraciones, impide la comparación de este último valor.

Por tanto, es posible afirmar una superioridad metodológica, al menos mediante el método de mínimos cuadrados en tres etapas, de una curva de Philips pura o estilo Rotemberg, la cual es descrita formalmente, según las estimaciones realizadas, de la siguiente forma:

$$\pi_t = -0.00401893 rmc_t - 0.00000327434 E[\pi_{\{t+1\}}]$$

Por último, también puede afirmarse que se cumplen las consideraciones establecidas por Ascari et al. (2011), al menos para Ecuador en el periodo analizado, sobre la conveniencia metodológica que una curva neokeynesiana con miras exclusivas hacia el futuro presenta para economías emergentes. Por otra parte, el hecho de que una curva estilo Rotemberg se ajuste de mejor manera a los datos ecuatorianos también refleja que la concepción de los costos de menú que mejor se adapta al contexto nacional es aquella que los modela como una función cuadrática y no como una probabilidad estocástica de no poder reajustar precios como lo establece Calvo (1983). Teniendo esta afirmación final una implicación importante, a saber, que las firmas, en promedio, tienen cierta idea sobre los costos que conlleva modificar precios, por lo que medidas internas de corrección de información de las propias empresas serán menos efectivas para reducir la dependencia de las firmas para ajustar vía cantidades antes que precios.

## **Validez del enfoque instrumental**

Una vez que se ha determinado la mejor descripción formal de una curva de Philips neokeynesiana para el caso ecuatoriano, siendo esta la formulación de tipo Rotemberg (1982) o *forward looking*, se puede además verificar la mejor forma de calcularla. Siendo así, se procede a comprobar la validez de haber seleccionado la metodología de mínimos cuadrados en tres etapas para este ejercicio. Para ello, se emplean los mismos criterios de Zellner & Theil (1992), autores de esta generalización de MCO para ecuaciones simultáneas; estos son: Una comparación del poder predictivo del modelo (en caso de ser aplicable) y una comparación mediante el estimador de Akaike entre el modelo que emplea variables instrumentales y uno en el que se prescindiera de ellas. Este es calculable mediante la metodología Zellner para la estimación de sistemas de ecuaciones aparentemente no relacionadas—Seemingly Unrelated Regression (SUR)— mediante el uso de Mínimos Cuadrados Conjuntos Generalizados (MCCG). Esta última comparación se basa en la idea de que el supuesto subyacente de un modelo SUR es que no existe correlación alguna entre el término de error de cada una de las ecuaciones simultáneas, con ninguno de sus regresores. En otras palabras, se asumen como exógenos a

todas las variables explicativas del modelo. Otro requisito de este tipo de modelos reside en la no coincidencia exacta de especificación entre ecuaciones, en términos del ejercicio planteado en este trabajo, se requiere que la ecuación correspondiente a la curva de Philips difiera en al menos un término con aquella que se emplea para el cálculo de la brecha de los costos marginales reales. En los modelos presentados, esta condición es cumplida dado que la ecuación (2) y (3) no comparten ningún regresor.

La Tabla (7) permite comparar los resultados que se obtienen al calcular los parámetros de una Curva de Philips al estilo Rotemberg, mediante el uso de un modelo SUR, por una parte, y MCO en tres etapas, por otra. En tal sentido, únicamente la primera parte de la formulación es comparable entre modelos. Esto debido a que la segunda ecuación, que explica la brecha de los costos marginales reales, posee un  $R^2$  negativo para el modelo con mínimos cuadrados en tres etapas; esto último *a priori* no permite comparabilidad alguna ya que, tal como es planteado por Liu et al. (2014), los modelos multinivel no imponen restricción alguna sobre los valores que debería tomar la suma total de cuadrados (SCT), con respecto a la suma total de cuadrados de la regresión (SCR). Es claro que para el modelo que emplea mínimos cuadrados en tres etapas sucede que  $\frac{SCT}{SCR}$  es mayor que la unidad, con lo que el  $R^2$  es menor a cero.

Tabla 7. Comparativa de modelos multinivel

	SUR	MCO3
Inflation: (Intercept)	0.006346*** (0.000785)	0.006110*** (0.000839)
Inflation: brecha_RMC	-0.001985* (0.000840)	-0.004019** (0.001213)
Inflation: confianza_trimes	-0.000004*** (0.000001)	-0.000003** (0.000001)
Realmg: (Intercept)	-1.637028 (0.878737)	-0.955661 (1.355015)
Realmg: brecha_y_ecu	0.000001 (0.000001)	-0.000003 (0.000003)
Realmg: brecha_y_usa	-0.000000 (0.000000)	0.000000 (0.000000)
Realmg: brecha_term	0.388542* (0.190066)	0.248133 (0.293798)
Realmg: dA	9.627553* (3.900476)	28.337210*** (7.303578)
Inflation: $R^2$	0.393722	0.321936
Realmg: $R^2$	0.193552	-0.493039
Inflation: Adj. $R^2$	0.366776	0.291800
Realmg: Adj. $R^2$	0.110840	-0.646171
Num. obs. (total)	92	92

\*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$ ;  $\cdot$   $p < 0.1$

No obstante, la primera ecuación del modelo, la curva de Philips neokeynesiana *per se*, sí puede ser comparada, de forma que el modelo SUR, que asume todos los regresores de esa ecuación particular, supera en capacidad explicativa al modelo que emplea mínimos cuadrados en tres etapas. Esto último es un primer indicador para probar que un modelo sin variables instrumentales es estrictamente preferido a uno que sí las emplee. En un segundo momento, es posible comparar el criterio de información de Akaike entre ambos modelos. Los resultados de este ejercicio se encuentran establecidos en la Tabla (8).

Tabla 8. Comparativa de modelos multinivel por criterio de información de Akaike

<i>Curva de Philips Estilo Rotemberg</i>		
	AIC	BIC
Modelo SUR	-390.9626	-363.2229
Modelo MCO3E	-364.9304	-337.1908

De esta forma, se puede observar cómo bajo el criterio de información de Akaike, tomando las mismas consideraciones establecidas al comparar la conveniencia metodológica entre una curva híbrida y una tipo Rotemberg (el mejor modelo es aquel con el valor de AIC menor), es claro que el modelo que asume como exógenos todos los regresores es estrictamente preferido al enfoque instrumental empleado en el ejercicio inicial. Lo mismo puede decirse si se utiliza el criterio de información bayesiano (BIC). Siendo así, puede concluirse que no existe justificación para el uso del enfoque instrumental, siendo una mejor forma de calcular la curva de Philips neokeynesiana para Ecuador, un modelo en el que se asuma exogeneidad por parte de todos los términos del sistema de ecuaciones simultáneas.

## Conclusiones

Una de las principales conclusiones que se extrae del ejercicio expuesto es que la brecha de los costos marginales reales, un concepto netamente neokeynesiano, es relevante para la explicación de la inflación observada, en tanto refleja un comportamiento de las firmas por ajustar vía cantidades y no por precios, con el fin de mantener cierto nivel de beneficios. Dicho comportamiento, habría prevenido la existencia de un ajuste de precios relativos, tras una época de inflación relativamente alta en el país (2008-2014). Entre las causas relevantes de este proceder, se encuentran de manera predominante a rigidices contractuales que crean un desfase entre los costos marginales reales y los costos marginales percibidos por la clase empresarial. Como posible solución a este problema persistente de falta de ajuste en precios relativos, se plantea la incorporación de cláusulas de indexación en los arreglos contractuales vigentes y futuros; sin desmerecer todas las dificultades de implementación que dicha solución presenta en cuanto a la magnitud del ajuste inicial y a las asimetrías de poder de negociación entre patrones y asalariados, dichas dificultades podrían configurar escenarios de shock similares a los sufridos por Brasil y Chile en la década los 70, puesto a que la evidencia apunta a que casi la totalidad de las firmas deja sus precios fijos por varios trimestres. De esta forma, los empresarios han fallado en reaccionar de forma óptima (dentro de los estándares de optimalidad para competencia monopolística) hacía cambios en variables clave del entorno económico, principalmente la demanda agregada nominal de bienes y servicios.

Por otra parte, en términos metodológicos y de ajuste de datos ecuatorianos, se concluye que una curva de Philips neokeynesiana que solo incluye un término que capte las expectativas racionales de las firmas, además de uno que modele la brecha de los costos marginales reales, es estrictamente preferida a una curva que incluya rezagos inflacionarios (híbrida), al menos, mediante la aproximación estadística de mínimos cuadrados en tres etapas y bajo los parámetros de simplicidad en número de términos y bondad de ajuste, sintetizados en los criterios de información bayesianos y de Akaike. Siendo así, el trabajo establece que la metodología de fijación de precios de Rotemberg (1982)— bajo la cual los empresarios tienen cierto grado de certeza con respecto a los costos inherentes al reajuste de precios— resulta mucho más aplicable para el caso ecuatoriano, con respecto a una estilo Calvo (1983), en la que se asume que la probabilidad con la que las empresas pueden ajustar sus costos es estocástica.

Adicionalmente, se reconoce la utilidad de un enfoque estructural de ecuaciones simultáneas para el modelamiento de variables latentes, las cuales tengan detrás de sí una lógica de razonamiento bayesiana. Tal como las expectativas racionales o adaptativas, siendo únicamente las primeras, estadísticamente significativas en el cálculo de una curva híbrida para Ecuador; lo cual refleja que los agentes económicos no consideran

series de inflación pasada en su determinación de precios para un periodo posterior. Sino que, al contrario, forman sus expectativas mediante ajustes sucesivos de otras variables del entorno económico.

En tal sentido, no solo que un enfoque tipo Rotemberg (1982) es metodológicamente más conveniente que uno tipo Calvo (1983), sino que también existe evidencia empírica, en términos de  $R^2$  y el criterio de información bayesiano y de Akaike, que comprueba que no es necesario asumir un enfoque instrumental de resolución para el sistema de ecuaciones simultáneas presentado. Siendo así, un modelo de Seemingly Unrelated Regression (SUR) con Mínimos Cuadrados Conjuntos Generalizados (MCCG), no solo que es suficiente para explicar la dinámica inflacionaria del Ecuador, sino que también es estrictamente preferido por sobre un enfoque instrumental de mínimos cuadrados en tres etapas. Bajo este enfoque, las conclusiones acerca de la optimalidad de los ajustes de precios, las reducciones ineficientes del producto y las implicaciones de política pública permanecen idénticas.

Finalmente, se abre la discusión hacía nuevos estudios que pueden identificar posibles nudos en términos de costos de menú y rigideces nominales. Lo cual podría optimizar los esfuerzos por parte de las autoridades de política pública para fomentar ajustes de precios relativos, los cuales se han venido posponiendo por varios periodos de tiempo. De la misma forma, nuevos trabajos que verifiquen los mecanismos de transmisión desde la brecha de costos marginales reales hacia otras variables reales clave podrían ayudar a diferenciar los trabajos recientes dentro del canon nekeynesiano sobre la curva de Philips de aquellos que se enfocan meramente en encontrar los determinantes de la inflación para el Ecuador.

## Anexos

Tabla 4. Resultados del modelo MCO3E: 2008-2013

	Modelo 2008-2013
Inflation: (Intercept)	0.00621** (0.00182)
Inflation: inf_ante	0.12034 (0.24077)
Inflation: brecha_RMC	-0.00380* (0.00146)
Inflation: confianza_trimes	-0.00000* (0.00000)
Realmg: (Intercept)	1.91579 (3.12909)
Realmg: brecha_y_ecu	0.00000 (0.00000)
Realmg: brecha_y_usa	-0.00000 (0.00000)
Realmg: brecha_term	-0.41866 (0.71317)
Realmg: dA	30.38583* (11.77099)
Inflation: $R^2$	0.26670
Realmg: $R^2$	-0.65781
Inflation: Adj. $R^2$	0.15671
Realmg: Adj. $R^2$	-1.09989
Num. obs. (total)	44

\*\*\* $p < 0.001$ ; \*\* $p < 0.01$ ; \* $p < 0.05$ ;  $\cdot p < 0.1$

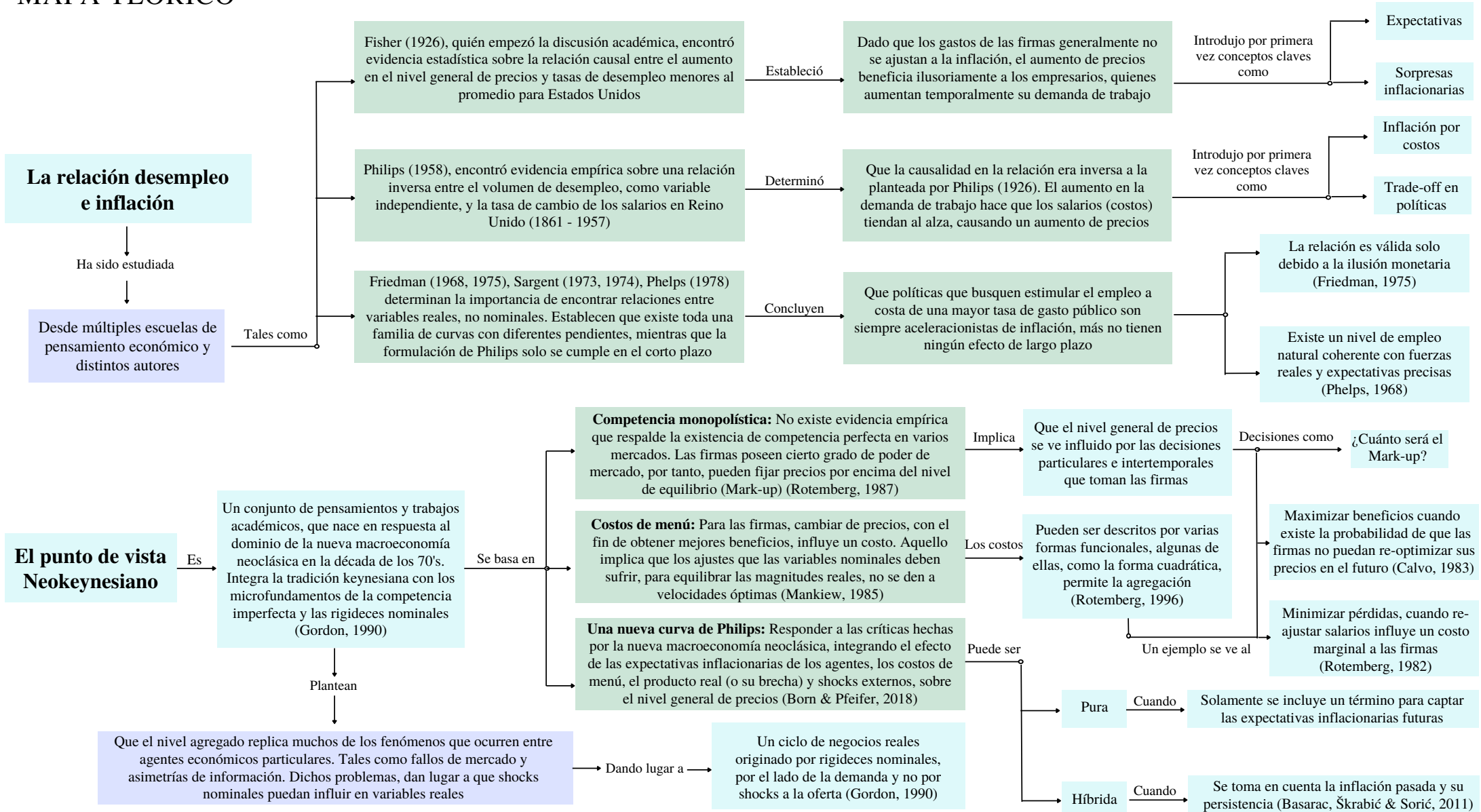
Tabla 5. Resultados del modelo MCO3E: 2014-2019

	Modelo 2014-2019
Inflation: (Intercept)	0.01232 (0.00690)
Inflation: inf_ante	0.57609 (0.33927)
Inflation: brecha_RMC	-0.00342 (0.00193)
Inflation: confianza_trimes	-0.00001 (0.00001)
Realmg: (Intercept)	9.37219 (9.51752)
Realmg: brecha_y_ecu	-0.00000 (0.00000)
Realmg: brecha_y_usa	-0.00000 (0.00000)
Realmg: brecha_term	-1.89154 (1.98739)
Realmg: dA	24.81455 (15.78565)
Inflation: R <sup>2</sup>	0.12834
Realmg: R <sup>2</sup>	-2.25735
Inflation: Adj. R <sup>2</sup>	-0.00241
Realmg: Adj. R <sup>2</sup>	-3.12597
Num. obs. (total)	44

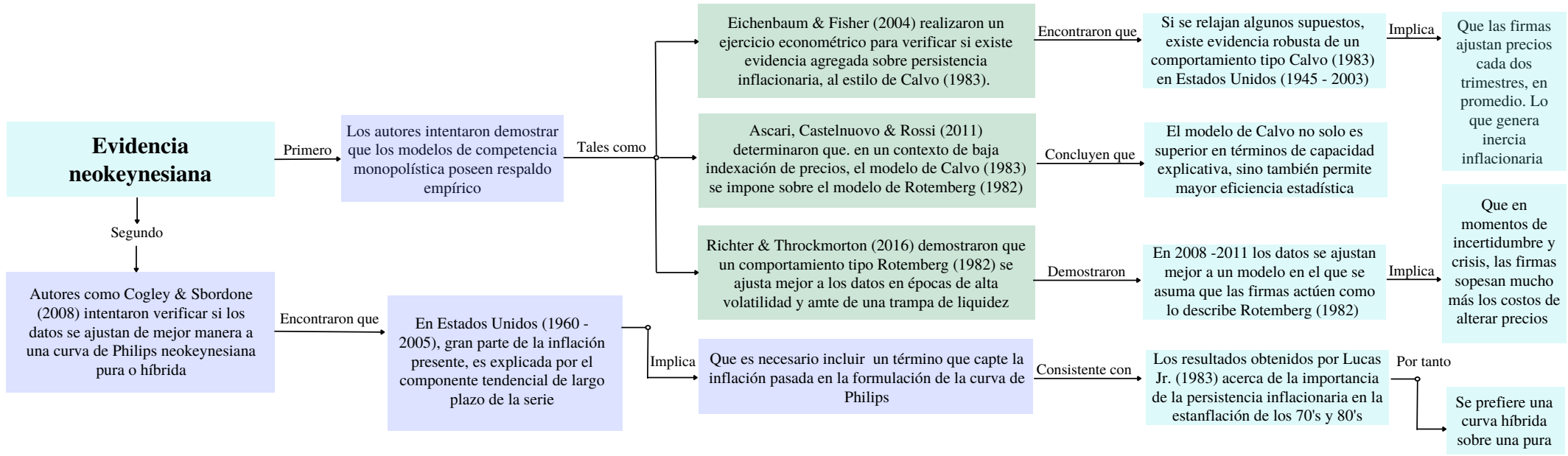
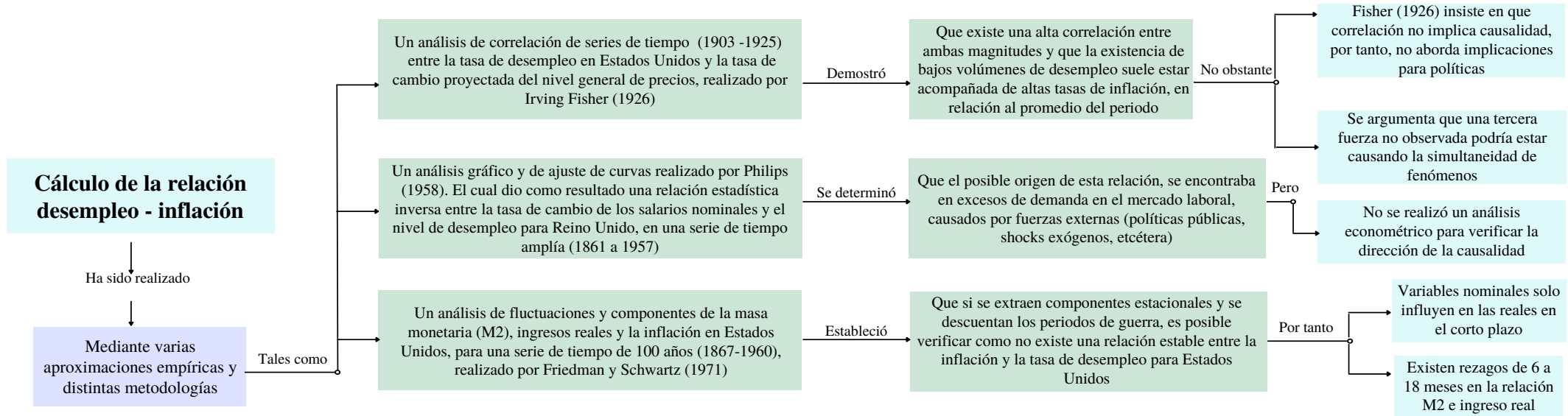
\*\*\* $p < 0.001$ ; \*\* $p < 0.01$ ; \* $p < 0.05$ ;  $p < 0.1$

# Identificación del marco referencial teórico, empírico y metodológico

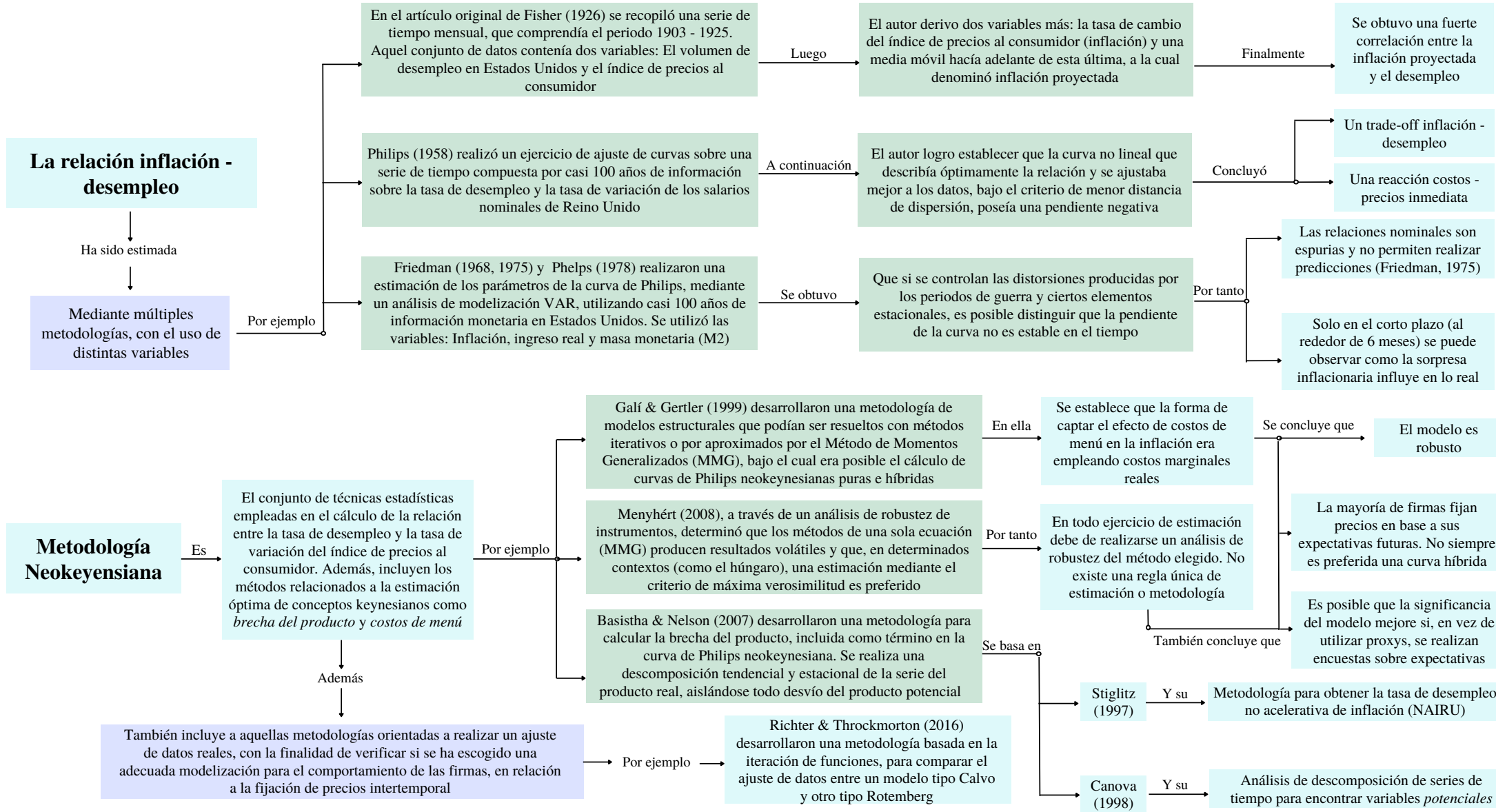
## MAPA TEÓRICO



# MAPA EMPÍRICO



# MAPA METODOLÓGICO



## Referencias

- Ascari, G., Castelnuovo, E., & Rossi, L. (2011). Calvo vs. Rotemberg in a trend inflation world: An empirical investigation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(11), 1852–1867.
- Ball, L., Mankiw, N. G., Romer, D., Akerlof, G. A., Rose, A., Yellen, J., & Sims, C. A. (1988). The new Keynesian economics and the output-inflation trade-off. *Brookings papers on economic activity*, 1988(1), 1-82.
- Banco Central del Ecuador (2022). Boletín de Cuentas Nacionales Reales (2007 – 2021IV). Micrositio de Estadísticas e Información Económica y Financiera. Obtenido de: <https://n9.cl/cuentasnacionales>
- Banco Central del Ecuador (2022). Boletín Mensual de Tasas de interés del Sector Monetario y Financiero (2001 – 2021). Micrositio de Estadísticas e Información Económica y Financiera. Obtenido de: <https://n9.cl/uhbrt>
- Banco Central del Ecuador (2022). Boletín Mensual de Indicadores de Coyuntura (2001 – 2021): Estudio Mensual de Confianza Empresarial. Micrositio de Estadísticas e Información Económica y Financiera. Obtenido de: [https://n9.cl/confianza\\_empresarial](https://n9.cl/confianza_empresarial)
- Banco Central del Ecuador (2022). Recopilatorio virtual de datos sobre comercio exterior por país y producto. Micrositio de Estadísticas e Información Económica y Financiera. Obtenido de: <https://n9.cl/r3p5o>
- Basarac, M., Škrabić, B., & Sorić, P. (2011). The Hybrid Phillips Curve: Empirical Evidence from Transition Economies. *Finance a Uver: Czech Journal of Economics & Finance*, 61(4).
- Basistha, A., & Nelson, C. R. (2007). New measures of the output gap based on the forward-looking new Keynesian Phillips curve. *Journal of Monetary Economics*, 54(2), 498–511.
- Berndt, E. R., Hall, B. H., Hall, R. E., & Hausman, J. A. (1974). Estimation and inference in nonlinear structural models. In *Annals of Economic and Social Measurement*, Volume 3, number 4 (pp. 653–665). NBER.
- Born, B., & Pfeifer, J. (2020). The new keynesian wage phillips curve: Calvo vs. rotemberg. *Macroeconomic Dynamics*, 24(5), 1017–1041.
- Brieva, F. J. M., & Peñaherrera-Patiño, D. (2018). Panorama de la Economía de Ecuador desde 1994 hasta 2014//Overview of the Economy of Ecuador from 1994 to 2014. *Ciencia Unemi*, 11(26), 38–50.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383–398.
- Canova, F. (1998). Detrending and business cycle facts. *Journal of Monetary Economics*, 41(3), 475–512.
- Cárdenas López, D. M., & Pozo Barrera, A. S. (2021). Neutralidad monetaria en dolarización: Caso Ecuador. Quito: UCE.
- Chiquito, D. M. M. (2014). Determinantes de la inflación en Ecuador Un análisis econométrico utilizando modelos VAR. *Economía y Sociedad*, 18(31), 53–70.
- Cogley, T., & Sbordone, A. M. (2008). Trend inflation, indexation, and inflation persistence in the New Keynesian Phillips curve. *American Economic Review*, 98(5), 2101–2126.

- Eichenbaum, M. S., & Fisher, J. (2004). *Evaluating the Calvo model of sticky prices*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Fisher, I. (1926). A statistical relation between unemployment and price changes. *International Labour Review*, 13(6), 785–792.
- Friedman, M. (1975). *Unemployment versus inflation?: an evaluation of the Phillips curve*. Transatlantic Arts.
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *Essential Readings in Economics*, 58(1), 215–231.
- Friedman, M., & Schwartz, A. (1971). *A Monetary History of the United States, 1867-196*. (National Bureau of Economic Research Publications, Ed.). Princeton University Press book.
- Gali, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195–222.
- Gali, J., Gertler, M., & Lopez-Salido, J. D. (2005). Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve. *Journal of Monetary Economics*, 52(6), 1107–1118.
- Gordon, R. J. (1990). What is new-Keynesian economics? *Journal of Economic Literature*, 28(3), 1115–1171.
- Green, R. (2016). *Classical theories of money, output and inflation: a study in historical economics*. Springer.
- Hall, R. E., & Sargent, T. J. (2018). Short-run and long-run effects of Milton Friedman's presidential address. *Journal of Economic Perspectives*, 32(1), 121–134.
- Hanke, S. H., Schuler, K., & Producción, S. C. C. A. (1995). *Juntas monetarias para países en desarrollo*. Panapo.
- Herbst, E. P., & Schorfheide, F. (2015). *Bayesian estimation of DSGE models*. Princeton University Press.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2022). Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU): Sección hogares 2007 – 2017. Obtenido de: <https://n9.cl/enemdu>
- Jöreskog, K. G., Olsson, U. H., & Wallentin, F. Y. (2016). *Multivariate analysis with LISREL*. Springer.
- King, M. (1998). *The inflation target five years on*. Financial Markets Group, London School of Economics.
- López, P. M. (2006). Ecuador: Reforma del Estado y Crisis Política 1992-2005. *Historia Actual Online*, (11), 101–110.
- Lucas Jr, R. E. (1983). *Econometric policy evaluation: a critique*. Reimpresso. *Studies in Business-Cycle Theory*. MIT Press.
- Mankiw, N. G. (1985). Small menu costs and large business cycles: A macroeconomic model of monopoly. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(2), 529–537.
- Menyhert, B. (2008). Estimating the Hungarian New-Keynesian Phillips Curve. *Acta Oeconomica*, 58(3), 295–318.

- Naranjo Chiriboga, M. P. (2018). Incidencia de la dolarización sobre la economía ecuatoriana, 2000-2015. *Semestre Económico*, 21(46), 95–122.
- Naranjo, M. (2020). El Patrón Oro en el Ecuador, 1898-1932. *Cuestiones Económicas*, 30(1), Marco-Naranjo.
- Phelps, E. S. (1968). Money-wage dynamics and labor-market equilibrium. *Journal of Political Economy*, 76(4, Part 2), 678–711.
- Phelps, E. S. (1978). Commodity-supply shock and full-employment monetary policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 10(2), 206–221.
- Phillips, A. W. (1958). The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–19571. *Economica*, 25(100), 283–299. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.1958.tb00003.x>
- Richter, A. W., & Throckmorton, N. A. (2016). Is Rotemberg pricing justified by macro data? *Economics Letters*, 149, 44–48.
- Rivera, D. C. (2021). La Curva de Phillips para la economía dolarizada de Ecuador. *Cuestiones Económicas*, 31(1), Daniel-Covri.
- Rotemberg, J. J. (1982). Sticky prices in the United States. *Journal of Political Economy*, 90(6), 1187–1211.
- Rotemberg, J. J. (1996). Prices, output, and hours: An empirical analysis based on a sticky price model. *Journal of Monetary Economics*, 37(3), 505–533.
- Rotemberg, J. J. (1987). The new Keynesian microfoundations. *NBER Macroeconomics Annual*, 2, 69–104.
- Ruiz, Z., & del Rocío, L. (2021). Caracterización de la economía del conocimiento en el sector productivo del Ecuador para el período 2015 a 2019.
- Salazar, M. A. G., & Salazar, J. L. L. (2022). Política económica: Política monetaria ecuatoriana en dolarización. *Revista Imaginario Social*, 5(1).
- Sargent, T. (1974). *Rational expectations and the theory of economic policy* (No. 29). Minneapolis.
- Sargent, T. J. (1973). What do regressions of interest on inflation show? In *Annals of Economic and Social Measurement*, Volume 2, number 3 (pp. 289–301). NBER.
- Stiglitz, J. (1997). Reflections on the natural rate hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), 3–10.