



Revista Finanzas y Política Económica

ISSN: 2248-6046

ISSN: 2011-7663

Universidad Católica de Colombia

Cardona-Arenas, Carlos David; Sierra-Suárez, Lya Paola
Impacto de la política monetaria en el equilibrio del mercado de trabajo: países de la Alianza del Pacífico¹
Revista Finanzas y Política Económica, vol. 12, núm. 2, 2020, pp. 491-521
Universidad Católica de Colombia

DOI: <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.v12.n1.2020.3213>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=323568443007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

UAEH  redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Carlos David Cardona-Arenas*
Lya Paola Sierra-Suárez**

Recibido: 20 de febrero de 2020

Concepto de evaluación: 16 de junio de 2020

Aprobado: 13 de agosto de 2020

Artículo de investigación

© 2020 Universidad Católica de Colombia.


Facultad de Ciencias

Económicas y Administrativas.


Todos los derechos reservados

* Candidato a Ph.D. en Ciencias
Económicas. M.Sc. en Economía.

Profesor asistente del Departamento
de Administración y Economía de la
Universidad Autónoma de Manizales
(Colombia). Miembro del Grupo de
Investigación en Empresariado (Categoría
B de Colciencias). Correo electrónico:
ccardona@autonoma.edu.co.

 <https://orcid.org/0000-0003-0089-1109>

** Ph.D. en Economía. M.Sc. en Economía
Internacional. M.Sc. en Economía. Profesora
asociada del Departamento de Economía
de la Pontificia Universidad Javeriana
(Cali, Colombia). Coordinadora del grupo
de investigación ECGESA (Categoría A1
de Colciencias). Investigadora Senior de
Colciencias. Correo electrónico:
lyap@javerianacali.edu.co.

 <https://orcid.org/0000-0002-8909-8977>

Impacto de la política monetaria en el equilibrio del mercado de trabajo: países de la Alianza del Pacífico¹

Resumen

Este artículo analiza el impacto de la política monetaria en la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (NAIRU), o equilibrio de los mercados de trabajo para los países que pertenecen a la Alianza del Pacífico (Chile, Colombia, Perú y México). Los movimientos NAIRU se determinan para cada país. Además, se estiman modelos de vectores autorregresivos para evaluar el impacto de la política monetaria en el mercado laboral de cada uno de los países de la Alianza del Pacífico. Los resultados muestran que la política monetaria impacta la NAIRU de Chile, Colombia y Perú, mientras que los shocks de tal política no tienen repercusión significativa en la NAIRU de México.

Palabras clave: mercado laboral, desempleo, inflación, política monetaria, modelos VAR models.

JEL Classification: E24, E31, E52, J01.

¹ El presente estudio forma parte de la investigación que se desarrolla en el Doctorado en Ciencias Económicas de la Pontificia Universidad Javeriana (Cali, Colombia)

Monetary policy impact on the labor market equilibrium: Countries of the Pacific Alliance

Abstract

This paper analyzes the impact of monetary policy on the Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU), or equilibrium of the labor markets, for the countries that belongs to the Pacific Alliance (Chile, Colombia, Peru and Mexico). The NAIRU movements are estimated for each country. Furthermore, Auto-Regressive Vector Models are used to evaluate the impact of monetary policy on the labor market of each of the PA countries. Results show that monetary policy impacts the NAIRU of Chile, Colombia and Peru. However, monetary policy shocks have not significant impact on the NAIRU of Mexico.

Keywords: Labor market, Unemployment, Inflation, Monetary Policy, VAR models.

INTRODUCCIÓN

El presente artículo realiza un análisis macroeconómico del equilibrio del mercado de trabajo para el conjunto de países de la Alianza del Pacífico (AP). Para ello, se estima la tasa natural de desempleo (TND) a través de la NAIRU (*Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*), y se evalúa si la política monetaria de los países de la AP afecta el nivel de la tasa natural de desempleo, como lo sugiere Blanchard (2003). Este ejercicio de investigación aporta a la discusión acerca del impacto de la tasa de interés de la política monetaria en el mercado laboral. La postura de los bancos centrales en este sentido es indicar que el desempleo estructural depende de factores reales de la oferta, de políticas de bienestar, de la normatividad vigente y de la flexibilidad de los mercados de trabajo, mas no de variables nominales como la tasa de interés de intervención. Por consiguiente, la política monetaria no tendría por qué afectar el nivel de equilibrio del desempleo a mediano plazo, como lo plantean Stockhammer y Sturn (2012) y Benazić y Rami (2016). No obstante, estudios como los de Blanchard (2003) y de Stockhammer y Sturn (2012) han propuesto que la política monetaria sí puede impactar tanto a la tasa de desempleo efectiva como a la NAIRU a través de la inversión.

Este artículo aporta a la literatura actual y es novedoso al analizar dicho efecto a nivel de los países de la AP. Hasta el momento, según la pesquisa de los autores, ningún trabajo ha abordado dicha discusión para países de Latinoamérica. Si bien se ha probado que la política monetaria impacta la actividad económica y el desempleo a través de diferentes canales de transmisión (Quintero, 2015; Gertler y Karadi, 2015; Horvath y Zhong, 2019), ningún trabajo ha evaluado el impacto de la política monetaria en la trayectoria de la NAIRU en los países de la AP. Por lo tanto, este trabajo constituye un aporte novedoso al proporcionar evidencia del papel que desempeña la política monetaria en los mercados de trabajo para este grupo de países.

Los países de la AP son de interés como unidades de análisis por cuanto comparten un régimen cambiario flexible con autonomía administrativa del banco central y un esquema de inflación objetivo. Asimismo, como indican Sierra y Vidal (2019), existe correspondencia entre el comportamiento de los términos de intercambio y la variación de los precios de los bienes básicos primarios en estos países, destacando que el auge de tales precios ha coincidido con un mayor crecimiento de los ingresos en la AP. Cabe también subrayar que los principales bienes primarios exportados por Chile y Perú son los metales y los productos minerales, que representaron, respectivamente, el 53,12% y el 44,59% del total de sus exportaciones durante el 2018;

mientras que para Colombia y México son el petróleo y combustibles, que representaron, respectivamente, el 57,55% y el 6,6% en el total de sus exportaciones en el mismo año; lo anterior con base en datos de WTO Data (2020) para los países de la AP.¹

Por otro lado, estos países conviene ser estudiados ya que constituyen un área de libre comercio que entró en vigencia en el 2016; en consecuencia, resulta relevante proporcionar una lectura más completa de la incidencia de la política monetaria en el equilibrio del mercado de trabajo de estos países. El Acuerdo AP contempló la desgravación del 92% del comercio intrarregional desde su inicio, así como una desgravación del 8% restante a partir del 2016. Los países que integran el Acuerdo tienen una posición privilegiada sobre el océano Pacífico y una importante participación en el PIB latinoamericano: cerca del 38% del PIB de América Latina y el Caribe, que los sitúan como la octava economía del mundo en el 2018, de acuerdo con datos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) (Secretaría de Relaciones Exteriores de México, 2018).

En un sentido similar, resulta importante indicar que los países de la AP exhiben condiciones diferenciadas en términos de la flexibilidad de sus mercados de trabajo, que dependen de la capacidad de negociación salarial debido a las habilidades y experiencia de los trabajadores formales, en comparación con los trabajadores informales o los desempleados. Según Blanchard y Summers (1986), en países con persistentes tasas de desempleo y con rigideces en el mercado laboral, la variación de la tasa de desempleo tiene poca influencia en la variación de los salarios (idea ratificada por Blanchard, 2018). En pruebas alternas a este estudio se encuentra que, en términos comparativos, el mercado de trabajo de Chile y México es relativamente más flexible que el de Perú y Colombia.²

Así pues, las características enunciadas incentivan el planteamiento de la siguiente pregunta de investigación: *¿Cuál es el impacto de la política monetaria en el equilibrio macroeconómico de los mercados de trabajo para los países de la Alianza del Pacífico en el periodo 1995-2018?* La respuesta aporta a la comprensión de la flexibilidad de los mercados de trabajo y su resiliencia ante escenarios de variabilidad en

1 Para un análisis de la dependencia de los países de América Latina a las materias primas, véase el trabajo de Sierra (2016).

2 Para este análisis se realiza una regresión por MCO, que tiene en cuenta la variación logarítmica de los salarios ante cambios en la tasa de desempleo y de la tasa de ocupación para los países de la AP. Por motivos de espacio, los resultados no se presentan en este artículo, pero se encuentran disponibles si se solicitan al correo electrónico de los autores.

el ciclo económico; por consiguiente, exige la aplicación de instrumentos de política económica y, más específicamente, de política monetaria (Snower y Karanassou, 2000). En suma, la hipótesis de fondo indica que la política monetaria, operando a través de modificaciones de la tasa de interés y la intervención, puede traer consigo efectos permanentes en el equilibrio del mercado de trabajo evidenciados en la respuesta de la NAIRU ante dichos *shocks*.

Para el alcance del objetivo propuesto se realiza la estimación de la NAIRU variable para los países de AP, siguiendo la metodología propuesta por Ball y Mankiw (2002); posteriormente, se estima el efecto de la tasa de interés de política monetaria en la trayectoria de la NAIRU mediante la estimación de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para cada país. Además de esta introducción, la sección siguiente presenta la revisión de literatura con relación a la estimación de la NAIRU y estudios que analizan el impacto de la política monetaria en la NAIRU; en la sección tres se especifica la metodología de estimación y la descripción cuidadosa de los datos; en la sección cuatro se muestran los resultados de la estimación de la NAIRU variable en el tiempo y del modelo VAR para cada país; en la sección cinco se plantean las conclusiones del estudio; finalmente se consolidan las conclusiones pertinentes.

REFERENTES TEÓRICOS

La revisión de literatura inicia con la comprensión del concepto de NAIRU (*Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*), entendido como una medida proxy de la Tasa Natural de Desempleo (TND). De acuerdo con Karanassou y Snower (2000), el indicador en mención representa los movimientos en el desempleo alrededor de una tasa natural, consistente con una inflación estable que puede variar en respuesta a choques en el nivel estacionario de medio plazo; por ello, la NAIRU es considerada como una medida de medio plazo del desempleo. A su vez, se encuentra estrechamente relacionada con la conducción de la política monetaria, al constituir un instrumento utilizado por los bancos centrales para determinar los objetivos de inflación de medio plazo. Por tal motivo, la última sección de esta revisión de literatura se basa en identificar los trabajos que abordan la relación entre la política monetaria y la NAIRU.

Tasa natural de desempleo

El análisis de equilibrio a medio plazo del mercado de trabajo se ha centrado en la comprensión de sus rigideces subyacentes y desde la idea de que la tasa desempleo

gravita cerca de su posición de equilibrio. Tal posición de equilibrio se alcanza cuando la producción y la ocupación se encuentran en el nivel de pleno empleo de recursos.

Al considerarse la TND como una medida de equilibrio del desempleo a medio plazo, esta debe ser consistente con el cumplimiento de las expectativas inflacionarias, donde coinciden las decisiones de determinación de los precios y negociación de salarios; momento en el que la inflación efectiva equipara a la inflación esperada ($\pi_t = \pi_t^e$). Este es el nivel que corresponde al estado estacionario al que tiende la economía a largo plazo (Ball y Mankiw, 2002). Friedman (1968) definió la TND como un nivel de equilibrio general walrasiano, determinado por características estructurales de los mercados de trabajo, y que contiene el efecto de los fallos de mercado, la variabilidad estocástica en la oferta y el consumo, y el costo de la recopilación de información sobre las vacantes de trabajo. Estas características hacen de la TND una medida de equilibrio de difícil medición, por lo que todavía es concebida solo como una hipótesis.

Diversos estudios han procurado su estimación (Yamada y Yoon, 2016; Capehart, 2019). En general, existen dos formas alternativas de comprender la TND: a) como un nivel de equilibrio que no cambia en el tiempo y b) como un nivel de equilibrio variable en el tiempo (Karanassou y Snower, 1997). Ball y Mankiw (2002) argumentan que la variabilidad de la TND no solo se debe a factores estructurales, sino también a factores endógenos, por lo que existe un gran componente de discrecionalidad a la hora de construir los modelos de estimación de la TND.

En general, los modelos de estimación de la TND se basan en el planteamiento de una curva de Phillips aceleracionista que permite deducir matemáticamente la NAIRU (Zhao y Hogan, 2011). Ya que la curva de Phillips y la NAIRU se han usado como instrumentos para conducir la política monetaria, su estimación es importante para los hacedores de política que estudian los determinantes cíclicos y estructurales de la inflación y el desempleo (Heimberger, Kapeller y Schütz, 2017).

Estimación de la NAIRU a partir de la curva de Phillips

El *trade-off* entre inflación y desempleo fue propuesto inicialmente por Fisher (1926) y posteriormente por Phillips (1958). El estudio desarrollado por Phillips fue el primero en subrayar la existencia de la espiral de salarios-precios que tiene impacto en el coste de vida que opera a través del comportamiento de la demanda agregada. Si el *trade-off* se rompe, probablemente sean los *shocks* de oferta los que

activan la espiral de precios-salarios (p. e., la crisis energética del 70). La relación de Phillips se redefinió posteriormente introduciendo la variación de los precios, lo cual incentivó a las autoridades monetarias a utilizar la curva de Phillips como herramienta analítica para conducir la política monetaria. Para obtener la estimación de la NAIRU se requiere plantear una relación determinística entre inflación π_t , inflación esperada π_t^e , tasa de desempleo u_t y los factores determinantes de la variación de los salarios nominales $(\mu + z)$:

$$\pi_t = \pi_t^e (\mu + z) - \alpha u_t \quad [1]$$

Donde $(\mu + z) = c$ es el componente constante que comprende el nivel de competencia de la economía μ ; z es un residual que recoge aquellos factores institucionales que afectan los salarios nominales y no son observables en la ecuación (p. e., salario mínimo y prestaciones sociales); $-\alpha$ es la pendiente del modelo. La ecuación [1] muestra cómo la reducción del desempleo provoca una subida del nivel de precios y, con ello, un aumento de la inflación. Teniendo en cuenta que la TND es aquella que permite confirmar las expectativas inflacionarias a medio plazo, esta debe ser compatible con una inflación estable ($\pi_t = \pi_{t-1} = \pi_t^e$), de la siguiente manera:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = c - \alpha u_t \quad [2]$$

Teóricamente, en la ecuación [2], cuando es alcanzado el objetivo de estabilidad de precios ($\pi_t = \pi_{t-1}$) y en el nivel de la TND: u_n^* , se tiene la ecuación [3]:

$$0 = c - \alpha u_n^* \quad [3]$$

Ya que $c = \alpha u_n^*$, agregando el término estocástico de error y reemplazando en la ecuación [2], se obtiene la siguiente relación lineal estimable:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \alpha u_n^* - \alpha u_t + \varepsilon_t \quad [4]$$

Por lo tanto, se obtiene la ecuación:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = -\alpha(u_t - u_n^*) + \varepsilon_t \quad [5]$$

A partir de la ecuación [5], se concluye que u_n^* es la tasa natural de desempleo no aceleradora de la inflación (NAIRU). Su estimación ha girado en torno a dos posturas fundamentales: considerar la NAIRU como una magnitud constante, o bien, como una magnitud variable. Sin importar la postura, existe un acuerdo teórico común en el que se acepta que el nivel de desempleo solo puede permanecer por debajo de la NAIRU si el nivel de precios se acelera, o, en caso contrario, puede permanecer por encima de la NAIRU si el nivel de precios se desacelera (Karanassou *et al.*, 2003).

Se puede concluir que en el nivel de la NAIRU no se produce cambio alguno en la inflación. Por tal motivo, la estimación de la NAIRU ha sido un objetivo por parte de los bancos centrales para proyectar el comportamiento de la inflación, y recientemente se ha aceptado que el cálculo de la NAIRU variable es más eficaz en este propósito.

Efecto de la política monetaria en la NAIRU

En la sección anterior se ha destacado el rol de la NAIRU como uno de los indicadores que los bancos centrales utilizan para la conducción de la política monetaria. No obstante, surge la inquietud sobre los efectos que tal política puede inducir en los mercados de trabajo y, en específico, en la NAIRU. En este sentido, Stockhammer y Sturn (2012) afirman que la política monetaria antiinflacionaria afecta el desempleo, su persistencia y su comportamiento en el medio plazo. Esta aseveración es apoyada por otros estudios, tales como el de Spulbăr y Nițoi (2013) y Włodarczyk (2017) para el contexto de países de Europa Oriental.

Dado que la NAIRU es un concepto de equilibrio de medio plazo, responde inicialmente a la relación entre inflación y desempleo descrita por Phillips (1958), por lo que existe una fuerte relación entre subir tipos de interés para bajar o controlar la inflación, y ello puede explicar el aumento del desempleo en el canal de transmisión de la inversión. La idea subyacente es que, si el banco central eleva la tasa de interés nominal, puede afectar las tasas de interés reales a corto plazo y elevar la NAIRU. La inversión se ve afectada negativamente por las tasas de interés reales más altas y la demanda agregada disminuye (por el efecto multiplicativo de la inversión); finalmente se produce un aumento en el nivel de desempleo, elevando la NAIRU.

Los hallazgos de Ball, Mankiw y Nordhaus (1999) demuestran que la tasa de interés real afecta el indicador en mención a través de la acumulación de capital (en el contexto de los países del G7 y 17 países de la OCDE). Esta evidencia va en línea con los argumentos de Blanchard y Wolfers (2000), que enfatizan en el impacto de la tasa de interés real en la acumulación de capital, y los de Restrepo (2008), que explica el efecto de los *shocks* inducidos por la política macroeconómica.

Actualmente, la conducción de la política monetaria ha dejado de estar centrada en el control de agregados monetarios, para enfocarse en la determinación de la trayectoria del tipo de interés a partir de una regla de Taylor. De esta manera, cambios en la política monetaria tendrán efectos a medio plazo ya que los intereses tienden

a ser costosos en periodos de desinflación y deben ser cubiertos por el margen en los costos laborales unitarios (desde la perspectiva de la empresa). Así, la aplicación de la regla de Taylor puede estabilizar la inflación en el corto plazo, pero las tasas de interés más altas provocarán que las empresas se vean obligadas a reestructurar sus costos laborales unitarios para conservar el margen de beneficios, elevando así el desempleo y finalmente la NAIRU (Fontana y Setterfield, 2016).

A partir de lo anterior, es evidente el problema de endogeneidad en el comportamiento de la NAIRU ante la aplicación de política monetaria dirigida a través de la tasa de interés de intervención. Ball y Mankiw (2002) indican que la estimación empírica de la NAIRU enfrenta esta limitación de orden metodológico ya que el término de error estocástico del planteamiento de la curva de Phillips con expectativas contiene los *shocks* de oferta y demanda que pueden estar correlacionados con el desempleo. La solución a este problema puede darse a través de una variable instrumental que esté correlacionada con el desempleo, pero no con los *shocks* de oferta y demanda. No obstante, este camino es cuestionable, por lo que sería más adecuado plantear un sistema multiecuacional de variables endógenas, debido a la simultaneidad de determinantes tanto del desempleo como de la NAIRU (Stockhammer y Sturn, 2012).

METODOLOGÍA

Con el propósito de enfrentar el desafío metodológico expuesto por Ball y Mankiw (2002), esta investigación estima primero la NAIRU variable en el tiempo para cada uno de los países de la AP. En segundo lugar, analiza los efectos que tiene la política monetaria en la NAIRU y propone para ello un modelo multiecuacional de vectores autorregresivos (VAR, por sus siglas en inglés). En este apartado se analizan los métodos utilizados, variables, datos y fuentes de información.

Para la estimación de la NAIRU de cada país de la AP se emplea el enfoque de Ball y Mankiw (2002), ya que proporciona una imagen más completa de la trayectoria de la NAIRU a través del tiempo. En este método, la NAIRU es el componente estructural variable en el tiempo del desempleo, mientras que el componente cíclico está asociado a los *shocks* de oferta de corto plazo. Los autores parten de la curva de Phillips aceleracionista (ecuación [5]) para estimar la siguiente ecuación:

$$\Delta\pi_t = \alpha u_n^* - \alpha u_t + \varepsilon_t \quad [6]$$

En el ejercicio empírico se asume que au_n^* es una constante y u_t no está correlacionada con ε_t . Por lo tanto, se puede regresar la diferencia de la inflación con una constante y la tasa efectiva de desempleo. En este sentido, se estiman los parámetros au_n^* y $-\alpha$ (intercepto y pendiente la ecuación) por medio de MCO. La pendiente de la ecuación de *regresión* $-\alpha$ debe ser estimada de manera que el parámetro sea estadísticamente significativo y con el signo esperado.³ Ball y Mankiw (2002) dividen ambos lados de la ecuación [6] sobre $-\alpha$ estimado previamente. Reordenando términos, se obtiene la siguiente ecuación:

$$u_n^* + \frac{\varepsilon_t}{\alpha} = u_t + \frac{\Delta\pi_t}{\alpha} \quad [7]$$

El lado de derecho de la ecuación [7] es observable, mientras que el lado izquierdo no lo es. Para hallar la NAIRU variable en el tiempo, siguiendo a Ball y Mankiw (2002), se realizan los siguientes pasos, a partir del lado derecho de la ecuación [7]:

- a) Se utiliza el parámetro $-\alpha$ estimado previamente, para hallar $\left(\frac{\Delta\pi_t}{\alpha}\right)$, y se realiza la suma de los dos términos en el lado derecho de la ecuación [7].
- b) Se realiza la descomposición de la serie obtenida del lado derecho a través del filtro de Hodrick y Prescott (1997), para proceder a una estimación del componente cíclico de la serie, que corresponde a los *shocks* de oferta de corto plazo $\left(\frac{\varepsilon_t}{\alpha}\right)$, y el componente tendencial que corresponde a la NAIRU (u_n^*).

En este trabajo se utiliza el parámetro de suavizado para el filtro de Hodrick-Prescott recomendado por Tvrdon (2012, p. 303), para datos con frecuencia trimestral ($\lambda = 1600$). Otros estudios toman el mismo parámetro para calcular la NAIRU, como Restrepo (2008) y Trpeski y Tevdovski (2014).

Una vez se tiene la estimación de la NAIRU para cada país de la AP, se analiza el impacto de la política monetaria por medio de un modelo de vectores autorregresivos (VAR). El modelo es adecuado porque permite caracterizar las interacciones simultáneas entre el grupo de variables, de manera que cada una de estas en el

3 Inicialmente se han considerado las correlaciones entre tasa de desempleo, inflación y crecimiento de PIB como prueba diagnóstica para la estimación de la curva de Phillips (v. apéndice D al final del artículo). Debe tenerse en cuenta que el efecto de cambios en la tasa de desempleo sobre la variación de la inflación puede ser no contemporáneo, por lo que la estimación empírica puede implicar el uso de la variable independiente rezagada con la intención de elegir el rezago bajo criterios de significancia estadística y signo esperado negativo que da cuenta del *trade-off* entre inflación y desempleo, y que no es observable de manera contemporánea debido a la característica dinámica de los ciclos económicos de cada país.

sistema es función de sus valores rezagados y de todas las demás variables endógenas. Como se ha explicado, existe cierta endogeneidad en la NAIRU al ser un instrumento para guiar la política monetaria, pero a su vez puede ser impactada por esta. Por esta razón, el modelo VAR plantea una alternativa simple y flexible respecto a los modelos tradicionales multiecuacionales. Sea $y_t = (fbkf_t, i_t, nairu_t)$ un vector de (3×1) series de variables estacionarias, donde $fbkf$ corresponde al crecimiento de la formación bruta de capital fijo como medida de la inversión; i corresponde al crecimiento de la tasa de interés del emisor; y $nairu$ a la serie log-diferenciada de tal indicador. La forma reducida del modelo ρ -VAR (ρ)- se puede representar de la siguiente forma:

$$Y_t = C_0 + \pi_1 y_{t-1} + \pi_2 y_{t-2} + \dots + \pi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad [8]$$

Donde π_t es la matriz de coeficientes, C_0 es la matriz de constantes y ε_t se caracteriza por ser un vector de ruido blanco, con media cero, sin correlación serial y con matriz de covarianzas constante en el tiempo. Para este trabajo se estima un modelo VAR para cada país de la AP. El número de rezagos utilizados para cada uno de ellos fue determinado por dos criterios: el criterio de información de Akaike (AIC) y las pruebas de adecuada especificación con base en el test de autocorrelación serial Breusch-Godfrey-LM. Se comienza estimando el modelo bajo la sugerencia de rezagos de la prueba AIC y se ajustan de acuerdo con los resultados de la prueba de autocorrelación serial. Así pues, los rezagos elegidos para la estimación son: VAR (11) para el caso de Chile y Perú, VAR (10) para el de México y VAR (9) para el de Colombia (v. apéndices B y C).

Variables y datos

Para la estimación de la NAIRU se tuvieron en cuenta los datos trimestrales correspondientes a la tasa de desempleo de cada país, con periodicidad entre el primer trimestre de 1995 y el segundo trimestre del 2018, recuperados de la base de datos de la CEPAL.⁴ Las series de inflación fueron recopiladas de las respectivas oficinas de estadística: el Instituto Nacional de Estadística e Información de Perú (INEI), el Instituto Nacional de Estadística de Chile (INE), el Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia (DANE) y el Instituto Nacional de Estadística y Geografía de México (INEGI). Por otro lado, los datos para el componente de la inversión fueron recopilados de la plataforma Thomson Reuters-Eikon. Finalmente, los datos de la tasa de interés de intervención se obtuvieron directamente del Banco de

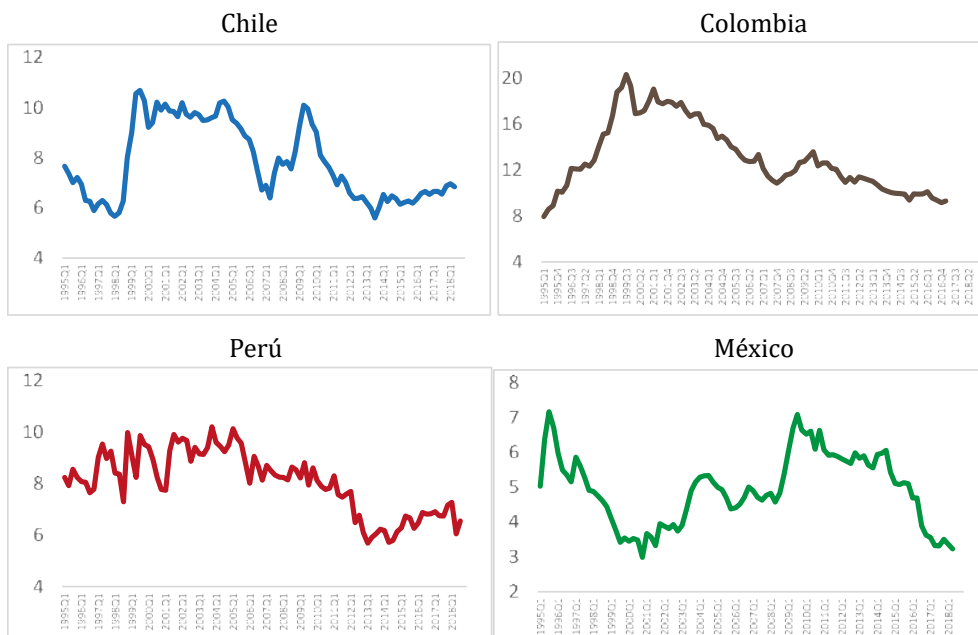
4 La tasa de desempleo trimestral de Perú presentó dos datos faltantes en la serie para el segundo trimestre del 2000 y el primer trimestre del 2001. Por esta razón, se procedió a realizar una imputación a la media mediante el método NNI (Nearest Neighbor Imputation).

la República de Colombia, el Banco Central de Chile, el Banco de Reserva del Perú y el Banco de México. En los casos en que hubo evidencia de estacionalidad, se procedió a desestacionalizar las series con base en el método X12-ARIMA.

La Figura 1 presenta las series de la tasa de desempleo de los países de la AP en el periodo comprendido entre 1995 y 2018. En particular, Colombia presentó la tasa más alta, manteniendo su nivel por encima de los dos dígitos durante para gran parte del periodo de análisis, mientras que México expone la tasa de desempleo más baja, en tanto Perú y Chile presentan un comportamiento similar en términos de sus fluctuaciones. El comportamiento para el conjunto de países se caracteriza por exhibir un patrón de cierta convergencia hacia niveles más bajos durante el periodo 2010-2015. Por otro lado, en la Figura 2 se presenta la inflación en los países de la AP.

Figura 1.

Tasas de desempleo en países de la Alianza del Pacífico, 1995Q1-2018Q2

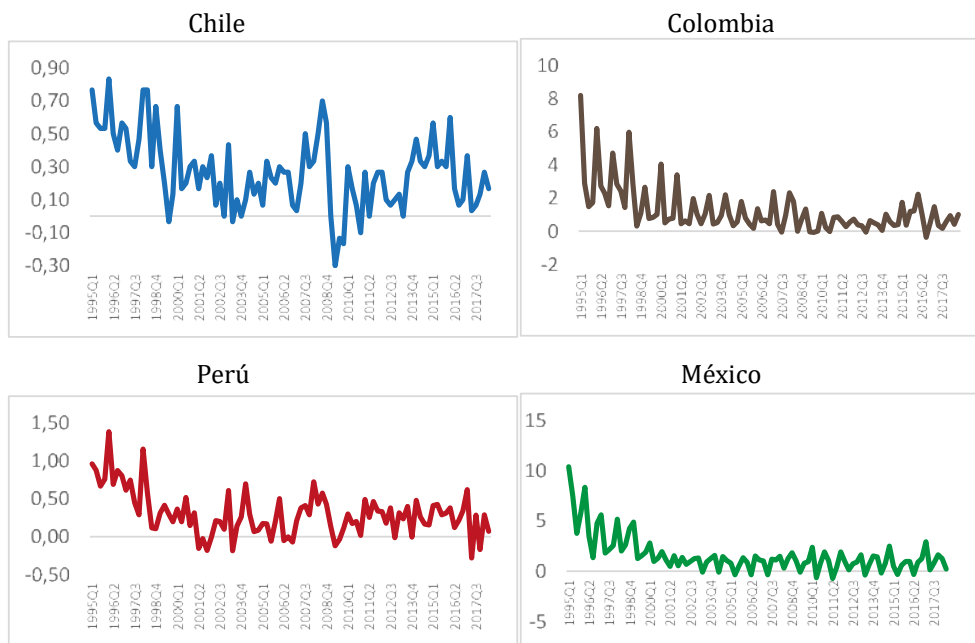


Nota: series desestacionalizadas mediante el método CensusX12.

Fuente: elaboración de los autores con base en datos de la CEPAL, recuperados del INEI, el INE, el DANE y el INGI.

Figura 2.

Inflación en los países de la Alianza del Pacífico, 1995Q1-2018Q2



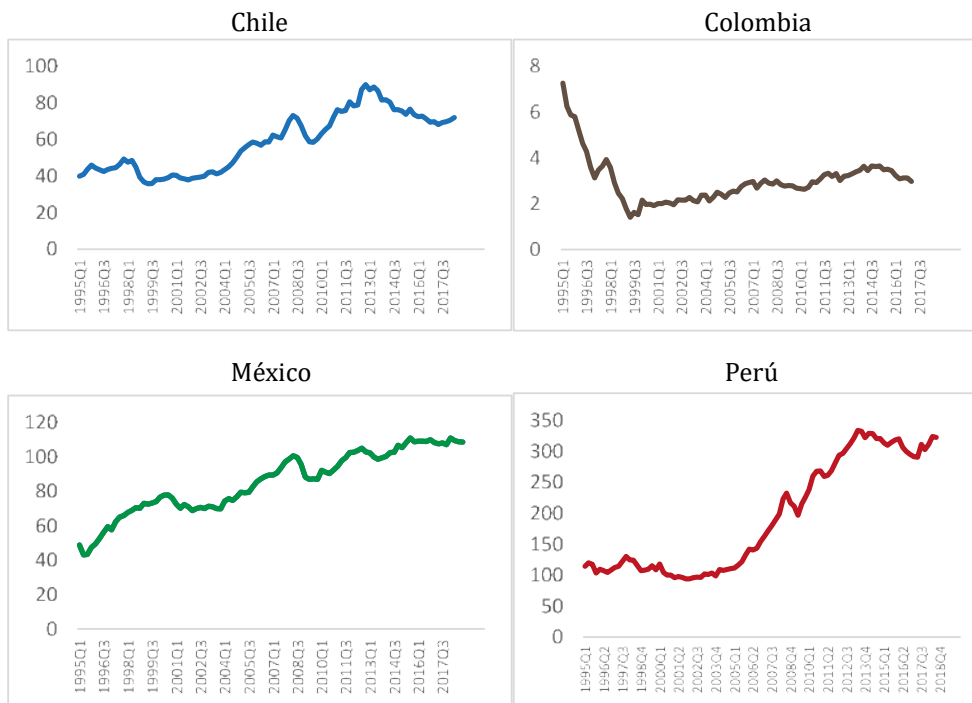
Fuente: elaboración de los autores con base en datos del IPC mensual del INEI (sin alimentos y energía 2009 = 100), el Banco Central de Chile, el INE (sin alimentos y energía 2013 = 100), el DANE (base 2008 = 100) y el INGI (Base 2010 = 100).

A partir de la Figura 2, se puede apreciar la alta volatilidad y el comportamiento persistentemente alto de la inflación para el conjunto de países en el periodo comprendido entre 1995 y el 2000. Posteriormente se acentúa la bajada en la variación de los precios, debido fundamentalmente al éxito de la adopción de un esquema de inflación objetivo por parte de los bancos centrales, que explica cómo Chile, Colombia, Perú y México lograron mantener tasas de inflación por debajo de dos dígitos.

Adicionalmente, para la estimación del VAR, se utilizaron datos del componente de inversión denominado formación bruta de capital fijo real y la tasa de interés del emisor para cada uno de los países de la AP. A partir de las series log-diferenciadas, se constató que las series son I(1) bajo el test Augmented Dickey-Fuller (ADF) y Phillip Perron (PP) (v. Apéndice A). En la Figura 3 se presentan las series de inversión real.

Figura 3.

Inversión real en los países de la Alianza del Pacífico, 1995Q1-2017Q4

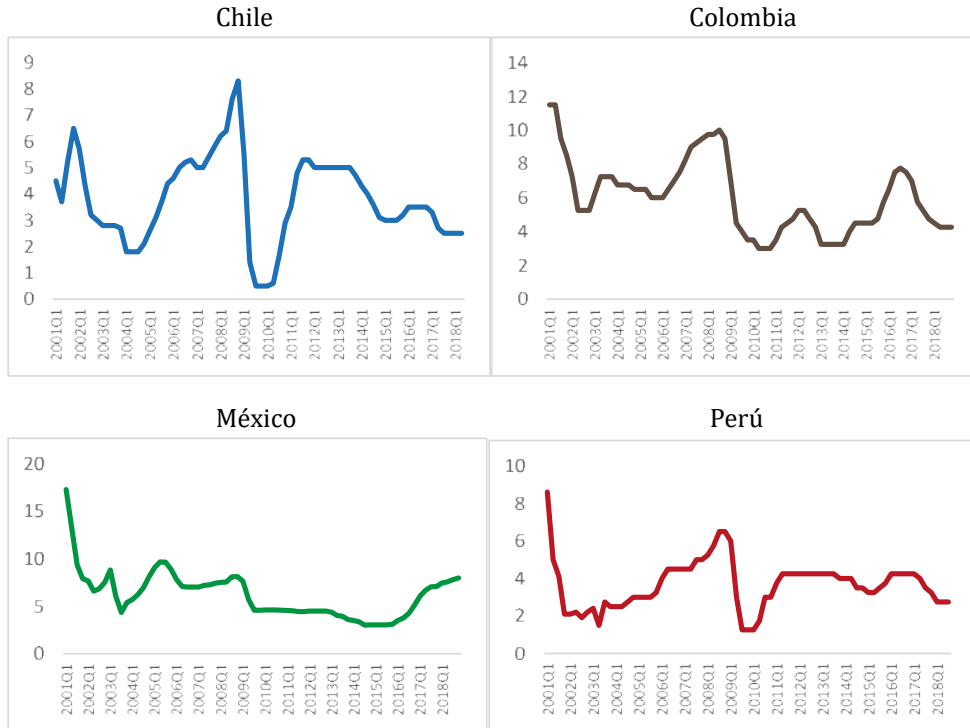


Fuente: elaboración de los autores con base en datos recuperados de la plataforma Thomson Reuters Eikon, que agrega los datos con origen en el INEI, el INE, el DANE y el INGI (series desestacionalizadas).

La variable de política monetaria utilizada en el modelo VAR es la tasa de interés de intervención para Chile, Colombia y Perú, en tanto en el caso de México se utilizaron los datos correspondientes a la tasa de fondeo (Figura 4). Cabe destacar que en el periodo posterior al 2008 la postura de los bancos centrales en los países de la AP fue reducir la tasa de interés de política para reactivar la demanda agregada, pero con un costo asociado al aumento en la volatilidad de la inflación en México y Chile. Luego de los ajustes de tasa de interés a la baja, sobrevino un periodo de lenta recuperación a partir del 2010, cuando se producen subidas en la tasa de interés de política en Colombia, Chile y Perú, mientras que México sostuvo niveles bajos en la tasa de interés de fondeo por más tiempo, al ser el país más afectado por la crisis global debido a su estrecha relación con los Estados Unidos.

Figura 4.

Tasas de interés de política monetaria en países de la Alianza del Pacífico, 2001Q1-2018Q2



Fuente: elaboración de los autores con base en los datos provenientes del Banco de la República de Colombia, el Banco Central de Chile, el Banco de Reserva del Perú y el Banco de México.

RESULTADOS

Estimación de la NAIRU para los países de la Alianza del Pacífico

A través del planteamiento de la curva de Phillips, se obtuvo la estimación de los parámetros relacionados con la pendiente de la ecuación {6} ($-\alpha$). Se ha tenido en cuenta que el efecto del desempleo sobre la diferencia de la inflación no es contemporáneo, como lo argumenta Blanchard (2018). Los resultados se presentan en la Tabla 1.

Tabla 1.

Estimaciones del parámetro $-\alpha$ en países de la Alianza del Pacífico

Var. dependiente	Chile	Colombia	Perú	México
	$\Delta\pi_t$	$\Delta\pi_t$	$\Delta\pi_t$	$\Delta\pi_t$
Muestra	(1995Q4-2018Q2)	(2000Q4-2017Q1)	(1995Q1-2018Q4)	(1996Q1-2018Q2)
u_t	0,0031 [0,0260]	--	--	--
u_{t-1}	-0,0871*** [0,0334]	0,4695* [0,5849]	--	-0,5888** [0,2428]
u_{t-2}	0,0640* [0,0334]	-0,8567** [0,3460]	-0,0872** [0,0365]	0,8518*** [0,2850]
u_{t-3}	-0,0293 [0,0261]	0,3894 [0,2516]	0,0855** [0,0371]	--
u_{t-4}	--	--	--	-0,2718** [0,1461]
const	0,6448*** [0,1119]	-0,0043 [0,5849]	0,0060 [0,1517]	0,0238 [0,4010]
Obs	91	66	93	90
R ²	0,1923	0,0901	0,0613	0,0952
F-test- (P-value)	0,000	0,116	0,057	0,034

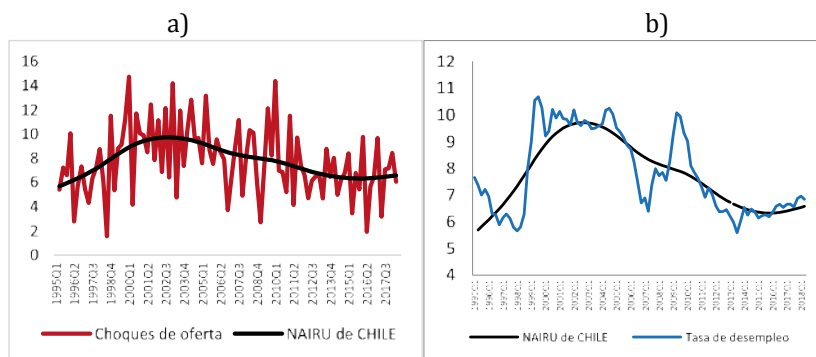
Nota: la tabla reporta las estimaciones del parámetro ($-\alpha$); los coeficientes en llaves corresponden a los errores estándar robustos; significancia individual al 99% (***), 95% (**) y 90% (*); datos para inflación del INEI (sin alimentos y energía 2009 = 100), el Banco Central de Chile, el INE (sin alimentos y energía 2013 = 100), el DANE (base 2008 = 100) y el INGI (base 2010 = 100).

Fuente: elaboración de los autores con base en las estimaciones de la curva de Philips por MCO con datos provenientes de la CEPAL; los datos de desempleo para Colombia provienen del DANE.

Se toma el parámetro ($-\alpha$) significativo y con el signo esperado para resolver el lado izquierdo de la ecuación [7]: $u_t + \frac{\Delta\pi_t}{\alpha}$. Se utiliza el filtro Hodrick-Prescott para extraer el componente tendencial y el componente cíclico, los cuales corresponden a la NAIRU y a los choques de oferta de corto plazo, respectivamente. Las Figuras 5, 6, 7 y 8 presentan las estimaciones de la NAIRU variable para Chile, Colombia, Perú y México; la línea sólida de la izquierda corresponde al valor de $u_n^* + \frac{\varepsilon_t}{\alpha}$, mientras que la línea sólida negra corresponde a la estimación de la NAIRU. La línea sólida de la derecha corresponde a la serie de la tasa de desempleo efectiva comparada con la serie de la NAIRU (línea punteada).

Figura 5.

NAIRU variable en el tiempo, Chile 1995Q1-2018Q2

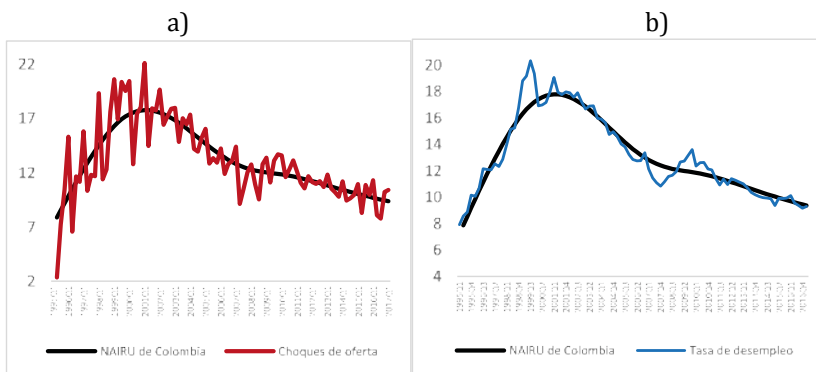


Nota: la Figura 5a presenta la serie estimada de la NAIRU variable para Chile: u_n^* y la serie correspondiente a los *shocks* de corto plazo asociada al componente cíclico del desempleo. La Figura 5b presenta la serie de la NAIRU variable para Chile: u_n^* y la serie de desempleo efectivo u_t .

Fuente: elaboración de los autores.

Figura 6.

NAIRU variable en el tiempo, Colombia 1995Q2-2017Q1

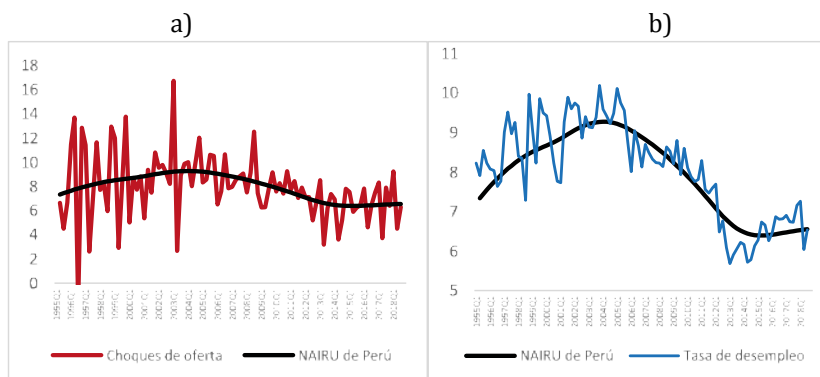


Nota: La Figura 6a presenta la serie estimada de la NAIRU variable para Colombia: u_n^* y la serie correspondiente a los *shocks* de corto plazo asociada al componente cíclico del desempleo. La Figura 6b presenta la serie de la NAIRU variable para Colombia u_n^* y la serie de desempleo efectivo u_t .

Fuente: elaboración de los autores.

Figura 7.

NAIRU variable en el tiempo, Perú 1995Q1-2018Q2

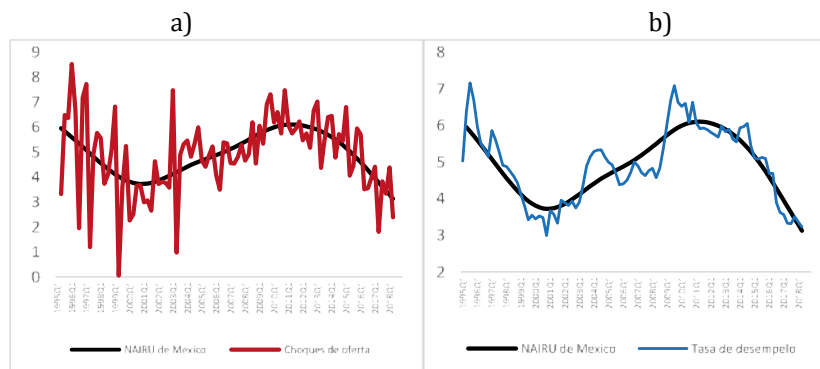


Nota: La Figura 7a presenta la serie estimada de la NAIRU variable para Perú: u_n^* y la serie correspondiente a los shocks de corto plazo asociada al componente cíclico del desempleo. La Figura 7b presenta la serie de la NAIRU variable para Perú: u_n^* y la serie de desempleo efectivo u_t .

Fuente: elaboración de los autores.

Figura 8.

NAIRU variable en el tiempo, México 1995Q1-2018Q2



Nota: La Figura 8a presenta la serie estimada de la NAIRU variable para México: u_n^* y la serie correspondiente a los shocks de corto plazo asociada al componente cíclico del desempleo. La Figura 8b presenta la serie de la NAIRU variable para México: u_n^* y la serie de desempleo efectivo u_t .

Fuente: elaboración de los autores.

Como se puede observar en las Figuras 5, 6, 7 y 8, entre 1998 y el 2002 la NAIRU fue persistentemente alta para Chile, Colombia y Perú, patrón explicado por el aumento significativo de la fuerza de trabajo en la región durante la década de 1980, que resultó ser incapaz de incorporarse de manera efectiva a las actividades productivas, trasladando sus efectos a la tasa de desempleo en la década de 1990 (CEPAL, 2004). México presentó el nivel más bajo de la NAIRU, mostrando un descenso entre 1995 y el 2000 a raíz de la aplicación de programas de capacitación de mano de obra desempleada con experiencia para reincorporarla al empleo formal. Diversos estudios demostraron que dichos programas fueron efectivos para reducir el nivel estructural de desempleo en México a comienzos de los noventa (Samaniego, 2002; Basilio, 2018).

Para finales de los noventa, Colombia, México y Perú emprenden una serie de medidas orientadas a corregir las profundas distorsiones macroeconómicas: alta inflación, volatilidad del tipo de cambio, deuda gubernamental, empeoramiento de los términos de intercambio y aumento del déficit comercial. El ajuste macroeconómico logró elevar la tasa media de crecimiento del PIB en la primera década del siglo XXI, y esta mejora en la dinámica económica de los países de la AP se tradujo a su vez en un descenso en la NAIRU, salvo en el 2008. En el caso de México, la NAIRU aumentó ostensiblemente debido a la caída en la demanda de mano de obra como resultado de la desaceleración económica en Estados Unidos. En la Tabla 2 se resumen los resultados de la estimación de la NAIRU, presentando la media histórica para cada país de la AP.

Tabla 2.

NAIRU variable en países de la Alianza del Pacífico

País	Periodo	Media (%)	Desviación estándar (%)	Valor mínimo (%)	Valor máximo (%)
Chile	1995Q2-2018Q2	7,75	1,23	5,68	9,70
Colombia	1995Q2-2017Q1	13,10	2,79	7,87	17,77
Perú	1995Q2-2018Q3	7,93	1,02	6,39	9,27
México	1995Q2-2018Q2	4,88	0,83	3,12	6,10

Fuente: elaboración de los autores con base en las estimaciones de la NAIRU variable.

Impacto de la política monetaria en la NAIRU

Con base en los resultados de la estimación del modelo VAR, es posible concluir que la política monetaria impacta a la NAIRU en Chile, Colombia y Perú por medio de la tasa de interés; mientras que en México la política monetaria no presenta efectos significativos y diferentes de cero en dicho indicador.⁵ La Figura 9 muestra las respuestas acumuladas de la NAIRU ante un choque (en una desviación estándar) de la tasa de interés de intervención.

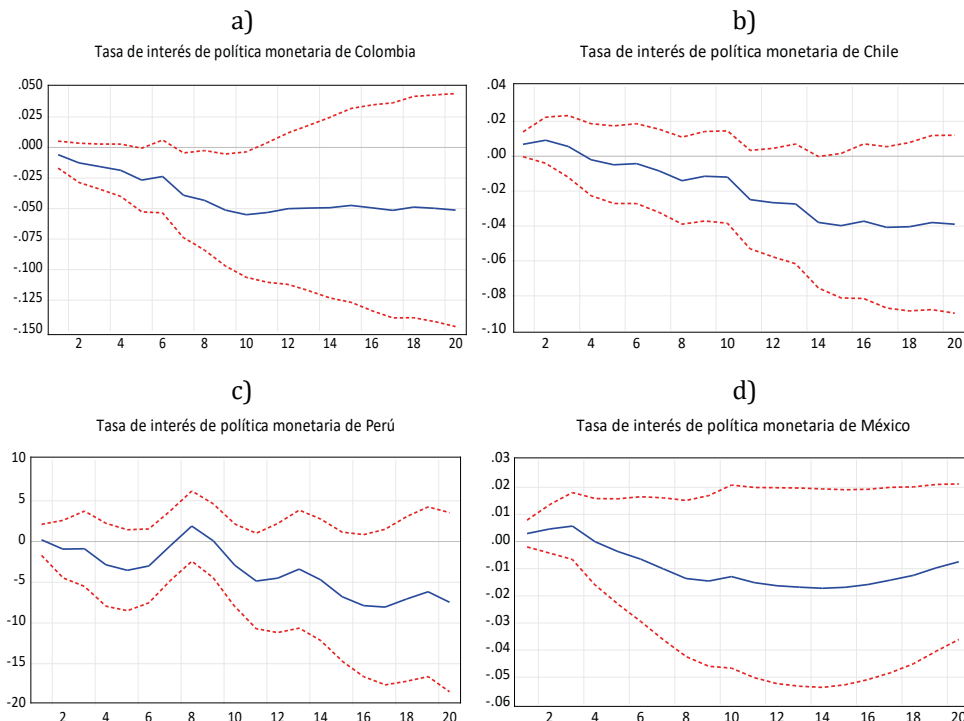
En Chile, un aumento en la tasa de interés hace que la NAIRU se eleve del cuarto trimestre hasta 23 trimestres posteriores al *shock*, evidenciando un efecto prolongado y persistente. Este efecto es similar en Perú, donde dicho indicador aumenta a partir del quinto trimestre y hasta 16 trimestres posteriores a la perturbación. En el caso de Colombia, un *shock* positivo en la tasa de interés del emisor hace que la NAIRU aumente a partir del segundo trimestre y hasta 6 trimestres después de la perturbación; en este caso el efecto es más rápido, pero menos prolongado respecto al grupo de países. Tal como lo prevé la teoría, cabe esperar que un *shock* positivo en la tasa de interés de política monetaria impacte negativamente la inversión. En este estudio se evidencia un efecto significativo, para el caso de Colombia, entre el séptimo y decimoprimeros trimestres, y en el caso de Chile entre el decimocuarto y decimoquinto trimestres posteriores al choque (Figura 10). Para México y Perú, se evidencia el signo esperado, pero el efecto no es estadísticamente significativo. Una posible explicación tiene que ver con la baja sensibilidad de la inversión ante cambios en la tasa de interés en países latinoamericanos, lo cual es consistente con los hallazgos de Quintero (2015).

El análisis de descomposición de la varianza permite conocer la proporción del efecto en los que movimientos en la NAIRU son explicados por sí mismos o por perturbaciones en las demás variables endógenas (Tabla 3). Con base en los resultados de la estimación, es posible indicar que la NAIRU para los países de la AP no

5 Es preciso destacar que medir el impacto de la tasa de interés de política monetaria en la NAIRU responde más al propósito de control de la regla de Taylor y el objetivo de inflación; no obstante, puede existir un efecto no observable directamente en el empleo formal, ya que es probable que en periodos de crisis la pérdida de trabajos informales supere la pérdida de trabajos formales ante una caída del PIB, por lo que la respuesta de los bancos centrales ante cambios en ciclo económico puede impactar el empleo formal. A manera de prueba se ha considerado este efecto en el Apéndice E al final del presente artículo; en general, se destaca que la variable de ocupados formales responde negativamente a un choque positivo en la tasa de interés de la política monetaria, exhibiendo el signo esperado para el conjunto de países, y de manera significativa en el caso de Chile, durante cuatro trimestres posteriores al choque inducido en la tasa de interés de intervención. Sin embargo, es necesario un análisis más detallado en este sentido para futuras investigaciones.

Figura 9.

Respuesta generalizada de la NAIRU a una desviación S.D.



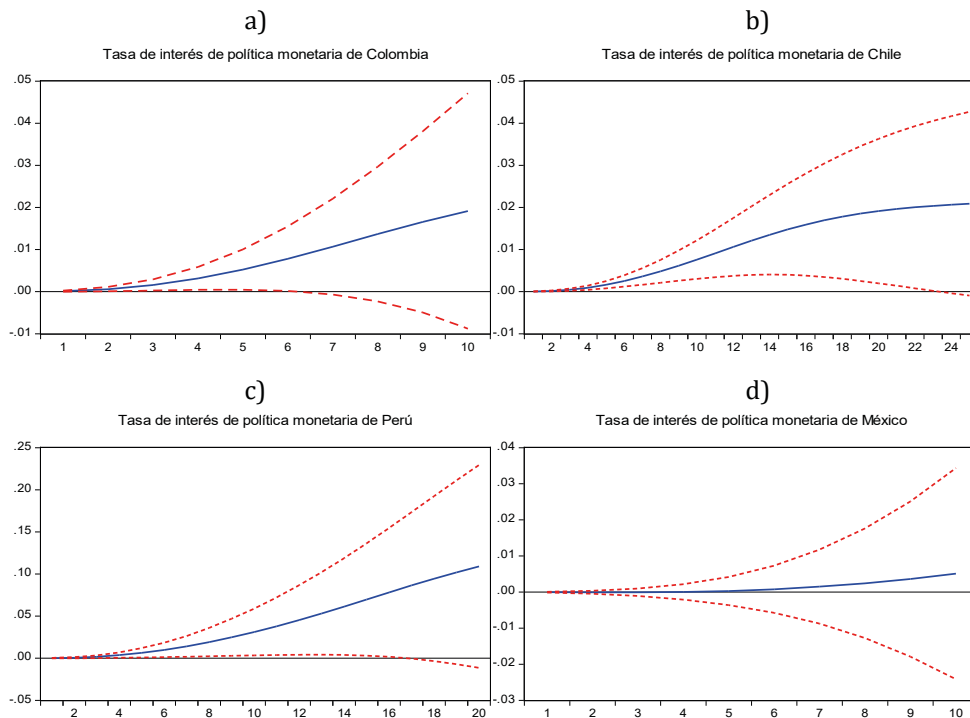
Nota: las Figuras 9a y 9c presentan la función impulso-respuesta para Colombia y Perú, en las que se establecen 10 y 20 periodos respectivamente, con el propósito de evidenciar el efecto estadísticamente significativo y diferente de cero. En el caso de las Figuras 9b y 9d, la función impulso-respuesta para Chile se grafica a 25 periodos, y para México, a 10 periodos. Periodos muestrales de estimación de las funciones impulso-respuesta con base en el modelo VAR, Colombia (2001Q2-2017Q1), Chile (2001Q1-2017Q4) y Perú (2004Q1-2017Q4).

Fuente: elaboración de los autores con base en los resultados de la estimación VAR.

explica la totalidad de la varianza de su error de predicción en el horizonte de tiempo considerado. Por lo tanto, responde de manera endógena a los *shocks* inducidos por el resto de variables del sistema; con excepción de México, donde el indicador es relativamente más exógeno frente al resto de países. Tal hallazgo es consistente con los resultados de Loría, Márquez y Ramírez (2008), donde se enfatiza que los determinantes institucionales del mercado laboral mexicano explican el comportamiento de la NAIRU.

Figura 10.

Respuesta generalizada de la inversión a una desviación S.D.



Nota: Las Figuras 10a y 10c presentan la función impulso respuesta para Colombia y Perú, en la que se establecen 20 periodos respectivamente, con el propósito de evidenciar el efecto estadísticamente significativo y diferente de cero. En el caso de las Figuras 10b y 10d, la función impulso respuesta para Chile se grafica a 25 periodos, y para México, a 10 periodos. Periodos muestrales de estimación de las funciones impulso respuesta con base en el modelo VAR, Colombia (2001Q2-2017Q1), Chile (2001Q1-2017Q4) y Perú (2004Q1-2017Q4).

Fuente: elaboración de los autores con base en la estimación de los modelos VAR.

Los resultados demuestran que innovaciones en la tasa de política monetaria explican aproximadamente el 40,66% de la variación en la NAIRU para Chile en $t = 38$; el 45,87% para Colombia en $t = 65$; el 39,29% para Perú en $t = 50$, y el 27,51% para México en $t = 55$. Momentos del tiempo en los que se alcanza la estabilidad en la varianza.

Cabe destacar que en México los resultados demuestran que la NAIRU no es impactada por la tasa de interés de fondeo, y probablemente sean los factores

Tabla 3.

Análisis de descomposición de varianza en países de la Alianza de Pacífico

NAIRU	Tasa de política monetaria (%)	Inversión real (%)	NAIRU (%)
Chile			
$t = 30$	40,66	3,55	55,78
$t = 38$	40,66	3,55	55,77
Colombia			
$t = 60$	45,30	11,40	43,29
$t = 65$	45,87	11,67	42,45
Perú			
$t = 41$	39,12	15,80	45,07
$t = 50$	39,29	15,64	45,06
México			
$t = 50$	27,26	0,33	72,41
$t = 55$	27,51	0,26	72,21

Nota: análisis de descomposición de varianza con base en el modelo VAR, Colombia (2001Q2-2017Q1), Chile (2001Q1-2017Q4) y Perú (2004Q1-2017Q4).

Fuente: elaboración de los autores con base en el proceso de descomposición de la varianza a partir de la estimación del modelo VAR.

institucionales (como los costos laborales y la seguridad social) los que determinan de manera predominante su comportamiento. Esto es consistente con el porcentaje de las variaciones de la NAIRU, que es explicado por las perturbaciones en sí misma, el 98,3% en el primer periodo, y desciende hasta estabilizarse hacia el periodo 50 con un porcentaje del 72,41%.

En segundo lugar, Chile también presenta una NAIRU relativamente menos endógena, ya que el porcentaje de variación de la NAIRU explicado por sí misma es del 55,77% en $t = 38$. En tercer lugar se ubica Perú, donde el porcentaje de variación de la NAIRU que es explicado por sí misma es del 45,06% en $t = 50$. Finalmente, en Colombia el 42,45% de la variación de la NAIRU es explicado por las perturbaciones en sí misma en $t = 65$, periodo en el que alcanza una relativa estabilidad. A manera de síntesis, el país que exhibe una NAIRU relativamente más endógena es Colombia, en contraste con México, donde esta es relativamente más exógena en el sistema de variables y respecto al grupo de países.

CONCLUSIONES

El presente estudio estima una medida de la NAIRU variable en el tiempo con el propósito de proveer una imagen más completa del equilibrio de medio plazo en los mercados de trabajo de Chile, Colombia, Perú y México, países miembro de la Alianza Pacífico. La NAIRU obtenida es utilizada para evaluar el efecto de la política monetaria en su trayectoria. Los países de la AP son interesantes unidades de análisis ya que comparten el mismo enfoque de política monetaria (esquema de inflación objetivo con autonomía del banco central) y conservan algunos rasgos en común, como la alta segmentación de sus mercados de trabajo hacia el sector servicios y los altos niveles de informalidad.

Los resultados del estudio demuestran que la NAIRU guarda relación con la trayectoria de la tasa efectiva de desempleo, como predice el enfoque metodológico abordado, lo que implica que la tasa efectiva de desempleo bajo este marco de análisis se puede comportar como un atractor de la NAIRU. No obstante, este resultado depende de la metodología de estimación, por lo que en el futuro debe ser evaluada en otros contextos. El promedio de la NAIRU variable estimada para Chile, Colombia, Perú y México en el periodo de análisis es del 7,75%, el 13,10%, el 7,93% y el 4,88%, respectivamente, mostrando diferencias marcadas entre Colombia y el resto de países, mientras que Perú y Chile no difieren significativamente en términos de su nivel de desempleo de largo plazo. Por su parte, México exhibe el nivel más bajo entre el grupo de países de la AP, lo que da cuenta de un menor nivel estructural de desempleo medio histórico.

En este estudio se han considerado los choques inducidos por la política monetaria a través de la tasa de interés de intervención, y a partir de ello se ha encontrado como principal hallazgo que un impulso positivo en la tasa de interés de intervención impacta la NAIRU, elevándola para el conjunto de países analizados, con excepción de México, donde el efecto es nulo y no significativo estadísticamente. A partir del análisis de descomposición de varianza se pudo constatar que la NAIRU es proporcionalmente más exógena en México con respecto al resto de países, ya que las variaciones de tal indicador en este país están explicadas en más del 72% por la NAIRU, indicando que es probable que las instituciones en el mercado de trabajo en México sean en mayor medida determinantes del comportamiento de la NAIRU. En cuanto a Chile, Colombia y Perú, se evidencia que las variaciones de la NAIRU están explicadas en más del 40% por las perturbaciones en la tasa de interés de intervención (efecto que no puede ser pasado por alto) y donde Colombia exhibe la NAIRU más endógena respecto al grupo de países. Con ello se demuestra que la

política monetaria, de hecho, impacta el equilibrio del mercado de trabajo con base en la medida de dicho indicador, desvirtuando así la hipótesis de exogeneidad absoluta de la NAIRU para este grupo de países.

REFERENCIAS

1. Ball, L., Mankiw, N. G. y Nordhaus, W. D. (1999). Aggregate demand and long-run unemployment. *Brookings. Papers on Economic Activity*, 2, 189-251. <https://www.jstor.org/stable/2534680>
2. Ball, L. y Mankiw, N. G. (2002). The NAIRU in theory and practice. *Journal of Economic Perspectives*, 16(4), 115-136. <https://doi.org/10.1257/089533002320951000>
3. Basilio, E. (2018). Política fiscal procíclica y estabilidad Monetaria en Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. *Problemas del Desarrollo*, 49(192), 139-167. <http://ru.iiec.unam.mx/id/eprint/4064>
4. Benazić, M. y Rami, J. (2016). Monetary policy and unemployment in Croatia. *Economic Research-Ekonomska Istrazivanja*, 29(1), 1038-1049. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2016.1211955>
5. Blanchard, O. (2003). A conference in honor of James Tobin. Monetary policy and unemployment. En *Monetary policy and the labor market* (pp. 1-10). Nueva York: New School University. <https://economics.mit.edu/files/731>
6. Blanchard, O. (2018). Should we reject the natural rate hypothesis? *Journal of Economic Perspectives*, 32(1), 97-120. <https://doi.org/10.1257/jep.32.1.97>
7. Blanchard, O. y Summers, L. H. (1986). Hysteresis in unemployment. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, 3(1), 288-295. <https://doi.org/10.3386/w2035>
8. Blanchard, O. y Wolfers, J. (2000). The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: The aggregate evidence. *The Economic Journal*, 110(462), 1-33. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00518>
9. Capehart, K. W. (2019). What's the natural rate of unemployment? Answers from forecasters. *International Review of Applied Economics*, 33(5) 712-732. <https://doi.org/10.1080/02692171.2019.1566446>
10. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) (2004). *Una década de desarrollo social en América Latina, 1990-1999*. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/2382-decada-desarrollo-social-america-latina-1990-1999>
11. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) (2018). *Coyuntura laboral en América Latina y el Caribe*. https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/44185/1/S1800886_es.pdf
12. Fisher, I. (1926). A statistical relation between unemployment and price changes. *International Labour Review*, 13(6), 785-792.

13. Fontana, G. y Setterfield, M. (2016). *Macroeconomic theory and macroeconomic pedagogy*. Londres: Palgrave Macmillan. https://doi.org/10.1007/978-0-230-29166-9_1
14. Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *The American Economic Review*, 58(March), 269-295. <https://doi.org/10.1126/science.151.3712.867-a>
15. Gertler, M. y Karadi, P. (2015). Monetary policy surprises, credit costs and economic activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7, 44-76. <http://www.econ.nyu.edu/user/gertlerm/GertlerKaradi2013Oct3draftd-3.pdf>
16. Heimberger, P., Kapeller, J. y Schütz, B. (2017). The NAIRU determinants: What's structural about unemployment in Europe? *Journal of Policy Modeling*, 39(5), 883-908. <https://doi.org/10.1016/J.JPOLMOD.2017.04.003>
17. Hodrick, R. J. y Prescott, E. C. (1997). Postwar U. S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1-16. <https://doi.org/10.2307/2953682>
18. Horvath, J. y Zhong, J. (2019). Unemployment dynamics in emerging countries: Monetary policy and external shocks. *Economic Modelling*, 76, 31-49. <https://doi.org/10.1016/J.ECONMOD.2018.07.017>
19. Karanassou, M., Sala, H. y Snower, D. J. (2003). The European Phillips Curve: Does the NAIRU exist? *IZA Discussion Papers*, 49(876), 1-30. <http://ftp.iza.org/dp876.pdf>
20. Karanassou, M. y Snower, D. J. (1997). Is the natural rate a reference point? *European Economic Review*, 41(3-5), 559-569. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(97\)00022-6](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(97)00022-6)
21. Loría, E., Márquez, J. C. y Ramírez, J. (2008). Cálculo de la NAIRU en México, 1980-2007. *Comercio Exterior*, 58(8), 630-639. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2766628>
22. MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618. <https://doi.org/10.2307/2285154>
23. Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283. <https://doi.org/10.2307/2550759>
24. Quintero Otero, J. D. (2015). Impactos de la política monetaria y canales de transmisión en países de América Latina con esquema de inflación objetivo. *Ensayos sobre Política Económica*, 33(76), 61-75. <https://doi.org/10.1016/J.ESPE.2015.02.001>
25. Restrepo, J. E. (2008). Estimaciones de NAIRU para Chile. En CEMLA, *Estimación y Uso de variables no observables en la región* (1.ª ed., vol. 1, pp. 492-516). Madrid: CEMLA. <https://ideas.repec.org/h/cml/incocp/1-16.html>
26. Samaniego, N. (2002). Las políticas de mercado de trabajo en México y su evaluación. *Series de la CEPAL*, 18, 60. <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/5381>
27. Secretaría de Relaciones Exteriores de México. (2018). *Alianza del Pacífico seminario: visión prospectiva de la integración latinoamericana y caribeña*. Ciudad de México. https://www.cepal.org/sites/default/files/presentations/5santiago_mateos.pdf

28. Sierra, L. P. (2016). ¿Qué tanto afecta Asia a Latinoamérica?: el canal de las materias primas. En *Las relaciones económicas entre América Latina y Asia* (pp. 1-310). Santiago de Cali: Pontificia Universidad Javeriana. <https://core.ac.uk/download/pdf/84851647.pdf#page=60>
29. Sierra, L. P. y Vidal Alejandro, P. (2019). The impact of emerging Asia's demand on the Pacific Alliance Countries. *Emerging Markets Finance and Trade*, 1-19. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2019.1693362>
30. Snower, D. y Karanassou, M. (2000). Characteristics of unemployment dynamics: The chain reaction approach. *IZA Discussion Paper*, 58(127). <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/2470/1/dp127.pdf>
31. Spulbăr, C. y Nițoi, M. (2013). Monetary policy transmission mechanism in Romania over the period 2001 to 2012: A BVAR analysis. *Analele Stiintifice Ale Universitatii Al I Cuza Din Iasi - Sectiunea Stiinte Economice*, 60(2), 387-398. <https://doi.org/10.2478/aicue-2013-0018>
32. Stockhammer, E. y Sturn, S. (2012). The impact of monetary policy on unemployment hysteresis. *Applied Economics*, 44(21), 2743-2756. <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.566199>
33. Trepeski, P. y Tevdovski, D. (2014). NAIRU estimates in transitional economy with extremely high unemployment rate: The case of the Republic of Macedonia. *Economic Annals*, 60(206), 167-186. <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/56374/>
34. Tvrdon, M. (2012). Estimating the regional natural rate of unemployment: The evidence from Slovakia. *Recent Researches in Applied Economics and Management*, 1, 302-307. <http://www.wseas.us/e-library/conferences/2013/Chania/AEBDa/AEBDa-52.pdf>
35. Włodarczyk, P. (2017). Monetary policy transmission and the labour market in the non-eurozone visegrad group countries in 2000-2014. Evidence from a SVAR analysis. *Comparative Economic Research*, 20(4), 23-43. <https://doi.org/10.1515/cer-2017-0026>
36. Yamada, H. y Yoon, G. (2016). Measuring the US NAIRU as a step function. *Empirical Economics*, 51(4), 1679-1688. <https://doi.org/10.1007/s00181-015-1048-2>
37. Zhao, H. y Hogan, V. (2011). Measuring the NAIRU - A structural VAR approach. *Frontiers of Economics in China*, 6(1), 76-91. <https://doi.org/10.1007/s11459-011-0123-7>

APÉNDICES

Apéndice A. Pruebas de raíz unitaria: Augmented Dickey-Fuller y Phillip-Perron

Variable	Augmented Dickey-Fuller test static				Phillip-Perron test statistic			
	ADF in levels		ADF in first differences		PP in levels		PP in first differences	
	T-Stat.	Prob.	T-Stat.	Prob.	T-Stat.	Prob.	T-Stat.	Prob.
	Trend and intercept							
NAIRU								
Chile	-4,153	0,007	-2,092	0,542	-6,188	0,000	0,205	0,997
Colombia	-3,674	0,029	-4,306	0,005	-4,883	0,007	-1,312	0,878
México	-3,093	0,114	-2,154	0,508	-0,766	0,964	-0,731	0,967
Perú	-2,723	0,230	-1,953	0,618	-0,415	0,007	-0,286	0,990
Tasa de desempleo								
Chile	-2,378	0,388	-4,897	0,000	-3,231	0,084	-9,535	0,000
Colombia	-3,224	0,086	-7,808	0,000	-3,308	0,071	-7,808	0,000
México	-1,166	0,911	-8,320	0,000	-1,525	0,813	-8,318	0,000
Perú	-3,707	0,026	-9,355	0,000	-3,418	0,551	-12,715	0,000
FBKF								
Chile	-1,694	0,745	-5,072	0,004	-1,801	0,696	-6,494	0,000
Colombia	-6,064	0,000	-7,818	0,000	-5,782	0,000	-7,818	0,000
México	-3,372	0,061	-6,483	0,000	-2,498	0,328	-8,200	0,000
Perú	-2,027	0,578	-7,555	0,000	-1,853	0,670	-7,555	0,000
INFLACIÓN								
Chile	-4,193	0,006	-6,935	0,000	-2,812	0,196	-5,495	0,000
Colombia	-2,445	0,353	-24,841	0,000	-10,117	0,000	-24,521	0,000
México	-4,817	0,000	-19,080	0,000	-7,324	0,000	-21,953	0,000
Perú	-6,801	0,000	-9,715	0,000	-6,800	0,000	-17,571	0,000
Inflación subyacente								
Chile	-6,040	0,000	-9,958	0,000	-6,040	0,000	-13,242	0,000
Colombia	-2,647	0,261	-5,073	0,000	-7,348	0,000	-18,415	0,000
México	-1,810	0,691	-11,852	0,000	-6,654	0,000	-20,539	0,000
Perú	-5,235	0,000	-10,171	0,000	-4,957	0,000	-17,798	0,000

Variable	Augmented Dickey-Fuller test static				Phillip-Perron test statistic			
	ADF in levels		ADF in first differences		PP in levels		PP in first differences	
	T-Stat.	Prob.	T-Stat.	Prob.	T-Stat.	Prob.	T-Stat.	Prob.
	Trend and intercept							
Tasa de interés de política monetaria								
Chile	-3,173	0,096	-6,251	0,000	-2,761	0,125	-5,603	0,000
Colombia	-2,969	0,147	-7,115	0,000	-5,583	0,000	-7,115	0,000
México	-5,020	0,000	-5,948	0,000	-5,596	0,000	-5,857	0,000
Perú	-3,084	0,118	-7,153	0,000	-4,726	0,001	-7,153	0,000

Nota: (P-value)-Prob con base en MacKinnon (1996), on-sided p values. Hipótesis nula: tiene una raíz unitaria, Lag Length: 7 (Automatic – base on SIC, maxlag = 11).

Fuente: elaboración de los autores.

Apéndice B. Prueba de inclusión de rezagos VAR - Lag Order Selection Criteria

Rezagos	Akaike information criterion			
	Chile	Colombia	Perú	México
0	-10,51551	3,075263	3,075263	4,385742
1	-15,25994	-1,459215	-1,459215	-1,406286
2	-18,71897	-4,846224	-4,846224	-5,235520
3	-18,73740	-5,223337	-5,223337	-5,914336
4	-18,82231	-5,201544	-5,201544	-5,833300
5	-18,68221	-5,229580	-5,229580	-5,813430
6	-18,77628	-5,253714	-5,253714	-5,788417
7	-18,79532	-5,460667	-5,460667	-6,038904
8	-18,90650	-5,593153	-5,593153	-6,187074
9	-18,79225	-5,561291	-5,561291	-6,178915
10	-18,86120	-5,663103	-5,663103	-6,127201
11	-18,75576	-5,700724	-5,700724	-6,284207*
12	-18,95121*	-5,731296*	-5,731296*	-6,276566

Nota: indica el orden de rezagos seleccionados por el criterio de información de Akaike.

Fuente: elaboración de los autores.

Apéndice C. Prueba de autocorrelación serial Breusch-Godfrey LM-Test

Rezagos	Breusch -Godfrey LM-Test for serial correlation							
	Chile		Colombia		Perú		México	
	2000Q1-2017Q4		2000Q4-2017Q4		2004Q1-2017Q4		2000Q4-2017Q4	
	LM-Stat	Prob.	LM-Stat	Prob.	LM-Stat	Prob.	LM-Stat	Prob.
1	12,18110	0,2033	12,84859	0,1696	6,823178	0,6555	13,87400	0,1269
2	8,265873	0,5076	7,036349	0,6333	6,534713	0,6854	7,364530	0,5992
3	7,502089	0,5850	10,01101	0,3496	11,20370	0,2620	8,612775	0,4738
4	10,51617	0,3103	12,42748	0,1903	4,441779	0,8800	14,18736	0,1158
5	9,708762	0,3746	13,73981	0,1319	8,810815	0,4549	12,36589	0,1935
6	5,822369	0,7576	11,08598	0,2699	8,897586	0,4468	13,88555	0,1265
7	7,081187	0,6287	3,987656	0,9122	8,780548	0,4578	10,14683	0,3387
8	10,74692	0,2935	11,69092	0,2313	10,92748	0,2807	6,962817	0,6410
9	11,26172	0,2582	9,691202	0,3761	7,262971	0,6098	12,29927	0,1970
10	5,769627	0,7627	6,579085	0,6808	9,565556	0,3868	7,986828	0,5355
11	10,49853	0,3117	2,106620	0,9897	12,87295	0,1684	6,244094	0,7153
12	8,959956	0,4410	11,30327	0,2555	5,727222	0,7669	2,587257	0,9784

Nota: (P-value)-Prob con base en la prueba Chi-cuadrado con 9 grados de libertad. Hipótesis nula: no autocorrelación seria.

Fuente: elaboración de los autores.

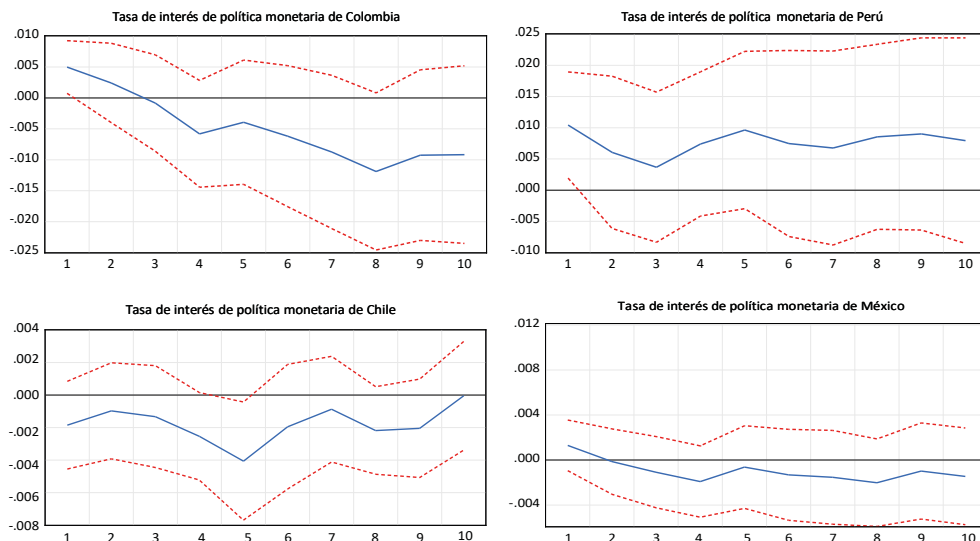
Apéndice D. Correlaciones contemporáneas entre inflación, crecimiento del PIB y tasa de desempleo

Variables		Chile	Colombia	México	Perú
Tasa de desempleo	Inflación	-0,218824	0,538588**	-0,300892	-0,303762
Tasa de desempleo	Crecimiento del PIB	0,179804	-0,110502	-0,006045	-0,166709
Crecimiento del PIB	Inflación	0,120962	-0,320162	0,094745	0,009059

Nota: la significancia individual al 99% (***), 95% (**), 90% (*).

Fuente: elaboración de los autores con base en datos provenientes de la CEPAL para PIB total anual a precios constantes en dólares, datos de desempleo e inflación provenientes del INEI (sin alimentos y energía 2009 = 100), el Banco Central de Chile, el INE (sin alimentos y energía 2013 = 100), el DANE (base 2008 = 100) y el INGI (base 2010 = 100).

Apéndice E. Respuesta generalizada de los ocupados formales a una desviación S.D.



Nota: estimación de funciones impulso-respuesta generalizadas acumuladas a partir de las especificación VAR (5) para Chile: 2011Q2-2018Q2; VAR (5) para Colombia: 2008Q2-2017Q; VAR (4) para México 2006Q2- 2018Q4; VAR (2) para Perú: 2014Q4-2018Q3. La muestra temporal ajustada en cada modelo está determinada por la amplitud de la serie de ocupados formales. Los modelos estacionarios sin autocorrelación serial están disponibles a solicitud al correo electrónico de los autores.

Fuente: elaboración de los autores con base en datos trimestrales para ocupados formales provenientes del INEI, el Instituto de Estadística de Chile, el DANE y el INGI. Datos para la tasa de interés de política monetaria provenientes del Banco de la República de Colombia, el Banco Central de Chile, el Banco de Reserva del Perú y el Banco de México.