



Investigación económica

ISSN: 0185-1667

UNAM, Facultad de Economía

Loría, Eduardo; Valdez, Javier; Tirado, Raúl
Estimación de la NAIRU para México, 2002Q1-2018Q2
Investigación económica, vol. LXXVIII, núm. 308, 2019, Abril-Junio, pp. 39-62
UNAM, Facultad de Economía

DOI: <https://doi.org/10.22201/fe.01851667p.2019.308.69621>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=60171799003>

- ▶ [Cómo citar el artículo](#)
- ▶ [Número completo](#)
- ▶ [Más información del artículo](#)
- ▶ [Página de la revista en 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

ESTIMACIÓN DE LA NAIRU PARA MÉXICO, 2002Q1-2018Q2¹

*Eduardo Loría**

Javier Valdez

Raúl Tirado

Centro de Modelística y Pronósticos Económicos (CEMPE)
de la Facultad de Economía de la UNAM (México)

* Autor para correspondencia: eduardol@unam.mx

Recibido el 23 de octubre de 2018. Aceptado el 10 de enero de 2019.

RESUMEN

Estimamos la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (NAIRU) para México (2002Q1-2018Q2) con la metodología de Ball y Mankiw (2002) utilizando el método generalizado de momentos. Probamos que el cálculo de la NAIRU con esta metodología es más eficiente que el puramente estadístico (filtro HP). Mostramos que: *a*) la crisis Punto Com y la Gran Recesión generaron efectos reales y duraderos en el mercado laboral; *b*) probamos que la política monetaria en México ha sido estabilizadora, y *c*) que la relación entre el desempleo y la inflación se ha fortalecido en los últimos años.

Palabras clave: NAIRU, brecha de desempleo, política monetaria, GMM, cambio estructural.

Clasificación JEL: C26, E12, E24, E52, E58.

¹ Este artículo forma parte del proyecto de investigación IN300218 "Política monetaria y precarización del mercado laboral en México, una explicación alternativa al lento crecimiento, 2000-2020", financiado por la Dirección General de Asuntos del Personal Académico (DGAPA) de la UNAM.

<http://dx.doi.org/10.22201/fe.01851667p.2019.308.69621>

ABSTRACT

We estimate the Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU) for Mexico (2002Q1-2018Q2) with Ball and Mankiw's (2002) methodology using the Generalized Method of Moments. We prove that, with this methodology, the calculation of NAIRU is more efficient than the one calculated with the HP filter. We show that: *a*) the Dot Com and the Great Recession crises have had real and lasting effects on the labor market; *b*) Mexico's monetary policy has been stabilizing, and *c*) the relationship between unemployment and inflation has strengthened over the last years.

Key words: NAIRU, unemployment gap, monetary policy, GMM, structural change.

JEL Classification: C26, E12, E24, E52, E58.

1. INTRODUCCIÓN

En 1967, durante su discurso como presidente de la American Economic Association, Milton Friedman presentó el concepto de la tasa natural de desempleo que hacía analogía al concepto wickselliano de la tasa de interés natural.

El concepto se atribuye a Friedman (1968 y 1977) y a Phelps (1968), quienes desde distintas partes del mundo y trabajando por separado, encontraron lo mismo: en el largo plazo, la tasa de desempleo siempre converge a un mismo nivel, el natural. Posteriormente, durante las décadas de 1970 y 1980, el concepto fue retomado y estudiado por otros autores y su nombre fue evolucionando al de tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (NAIRU, *Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*),² que ha adquirido gran relevancia en la macroeconomía moderna y en la formulación de la política monetaria.

² Entre ellos, Modigliani y Papademos (1975) la denominaron tasa de desempleo no inflacionaria (NIRU, *Non-Inflationary Rate of Unemployment*) y Tobin (1980) la llamó tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (NAIRU, *Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*).

Friedman (1968) definía la tasa natural de desempleo como aquella compatible con el equilibrio en el proceso de fijación del salario real. De acuerdo con el autor, si la tasa de desempleo observada se ubicaba al nivel natural, los salarios reales crecerían a una velocidad estable y moderada siempre que la acumulación de capital, el proceso de innovación tecnológica y otros factores determinantes se mantuvieran en su nivel tendencial de largo plazo. Un desempleo por debajo de la tasa natural implicaba un exceso de demanda en el mercado laboral que haría aumentar los salarios nominales y la inflación; por el contrario, un desempleo mayor al natural implicaría un exceso de oferta laboral que presionaría los salarios y la inflación a la baja.

La tasa natural de desempleo surgió como una crítica a la compensación (*trade-off*) keynesiana —que prevaleció hasta principios de la década de 1970— entre desempleo e inflación; fue utilizada en la aplicación de la política económica como recomendaban los modelos macroeconómicos de esa orientación teórica.³

Desde Friedman (1968 y 1977) y Phelps (1968), la corriente principal (*mainstream*) ha criticado que el enfoque keynesiano no tomaba en cuenta las expectativas de los agentes. Al hacerlo, ante una política expansiva, la tasa de desempleo tarde o temprano regresaría a su posición original, mientras que la inflación sería la variable de ajuste. En cualquier caso, el desempleo de mercado tendría que regresar a su equilibrio de largo plazo, con lo cual la política podría tener efectos transitorios, pero no permanentes.

Durante la parte final de la década de 1990, la hipótesis NAIRU fue duramente criticada por varios autores como Galbraith (1997), que defendía que el marco teórico que la sustentaba no era convincente y que, como también creían Staiger, Stock y Watson (1997), las estimaciones de esta

³ Phillips (1958) encontró, para Inglaterra (1861-1957), a través de un diagrama de dispersión, una relación empírica negativa entre la tasa de desempleo y la tasa de crecimiento de los salarios nominales. Posteriormente, Samuelson y Solow (1960) la generalizaron estableciendo una relación estable y negativa entre la inflación y la tasa de desempleo que incorporaron al cuerpo teórico de la escuela keynesiana. De acuerdo con este enfoque, si la autoridad económica deseaba aumentar el nivel de ocupación podía aplicar alguna política expansiva de demanda agregada, pero tenía que asumir el consecuente costo inflacionario. Por el contrario, si deseaba reducir la inflación, sólo tenía que aplicar alguna medida contractiva con el costo implícito de una mayor tasa de desempleo.

variable eran poco precisas,⁴ pero con el cambio de siglo el concepto fue nuevamente aceptado e incorporado al análisis macroeconómico de la Nueva Escuela Keynesiana.⁵ Desde entonces, los banqueros centrales aceptan su utilidad como una forma de aproximarse a la fase del ciclo económico y al producto potencial, por lo que también la utilizan para la elaboración de la política monetaria, específicamente para la fijación de la tasa de interés de referencia. Para este enfoque, conocer el valor de la NAIRU es fundamental porque corresponde a la tasa de desempleo de equilibrio de mediano plazo e indica el nivel de desempleo compatible con el producto potencial (de equilibrio) que debe perseguir la autoridad económica. Además, es un insumo esencial para calcular la brecha de desempleo que se requiere para la estimación de la versión aceleracionista de la curva de Phillips.

La NAIRU, y la brecha de desempleo que permite construir, funcionan como una herramienta de pronóstico sobre el valor futuro de la inflación y, por tanto, de las decisiones de política monetaria. De esta manera, permiten reducir la incertidumbre del modelo con que opera la economía. Stock y Watson (1999, pp. 293-294) apuntan a la curva de Phillips como “una herramienta considerada fuertemente estable, confiable y adecuada para predecir la inflación”.

En México no existe una publicación oficial del valor de la NAIRU y, como se verá en la revisión de literatura, los estudios de su estimación son muy pocos y no son recientes. Por lo tanto, resulta imprescindible hacer un cálculo eficiente y teóricamente consistente de esta variable esencial para la elaboración y la aplicación de la política monetaria. Por ello, en este trabajo estimamos una NAIRU variante en el tiempo de acuerdo con la metodología de Ball y Mankiw (2002) utilizando el método generalizado de momentos (GMM, *Generalized Method of Moments*) para el periodo 2002Q1-2018Q2. La razón para elegir ese periodo responde a que sólo a partir del 2002 encontramos que existe una relación significativa y teóricamente consistente entre la tasa de desempleo y la variación de la

⁴ Durante ese tiempo también hubo autores que defendían la hipótesis NAIRU. Véanse Stiglitz (1997) y Gordon (1997).

⁵ La versión moderna estándar de esta escuela, que prevalece en la visión de los bancos centrales actuales, puede verse en Blanchard (2008), Blanchard, Dell’Ariccia y Mauro (2010) y Carlin y Soskice (2015).

inflación y a que se asocia con la estabilización de la inflación y con el inicio de la aplicación de la política de objetivos de inflación del Banco de México (Banco de México, 2001).

La utilización del GMM permite estimaciones eficientes en presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad (Hansen, 1982 y Hansen y Singleton, 1982). Nuestros resultados son teóricamente consistentes y coherentes con lo observado en la economía mexicana en el periodo de estudio. Con esto probamos la existencia de la NAIRU y, en particular, descubrimos que creció sistemáticamente desde el 2002 y hasta el final regresó a los niveles previos a la Gran Recesión. Esto sugiere que la crisis Punto Com (*Dot Com*) y la Gran Recesión generaron efectos reales y duraderos en los mercados laborales, cuya resiliencia es lenta porque ante choques recesivos de demanda tardan en retomar su trayectoria de equilibrio. Encontramos también que la NAIRU disminuyó sistemáticamente a partir del 2012 debido a la Reforma Laboral que entró en vigor a finales de ese año.⁶

Por otro lado, demostramos que la NAIRU calculada con esta metodología es estadísticamente más precisa que la obtenida con la típicamente utilizada, que resulta de la aplicación del filtro Hodrick-Prescott (filtro HP) [Hodrick y Prescott, 1980] a la tasa de desempleo. Este resultado implica que utilizar una metodología equivocada para el cálculo de esta variable podría resultar en la implementación de política económica desestabilizadora, que es la preocupación principal de la autoridad económica desde los trabajos de Kydland y Prescott (1977).

Concluimos que la NAIRU corresponde al nivel de desempleo de equilibrio de mediano plazo de la economía, que la versión de la curva de Phillips aceleracionista que aquí presentamos se ha fortalecido en los últimos años y que la política monetaria en México ha sido eficiente porque ha ubicado a la economía en su equilibrio.

Además de la introducción, en la segunda sección hacemos una revisión de literatura. En la tercera explicamos la metodología de cálculo de la NAIRU. En la cuarta presentamos los aspectos econométricos, hacemos la estimación econométrica y analizamos los resultados. Por último, exponemos las conclusiones que dan respuesta a los objetivos del trabajo.

⁶ Para los efectos múltiples de esta reforma, véase Loría y Salas (2019).

2. REVISIÓN DE LITERATURA

La bibliografía sobre la NAIRU es basta para Estados Unidos y Europa, pero muy reducida para México. De acuerdo con el nuevo consenso nekeynesiano posterior a la Gran Recesión, conocer el valor de la NAIRU en el tiempo es fundamental para la correcta elaboración de la política monetaria, es decir, estabilizadora. Además, es un insumo elemental para construir las funciones de reacción y de pérdida del Banco Central.

Gianella *et al.* (2008) mencionan que existen tres métodos para estimar la NAIRU: 1) estructural, que se realiza por medio de la estimación de una curva de precios y salarios que refleja su comportamiento en el tiempo; 2) puramente estadístico, que se calcula obteniendo el componente de largo plazo de la serie de desempleo observado mediante la aplicación del filtro HP, y 3) semi-estructural, que resulta de la combinación de las dos anteriores.⁷

Arnold (2008) defiende que la tasa natural de desempleo es distinta a la NAIRU toda vez que la primera corresponde al equilibrio del mercado laboral, mientras que la segunda se refiere a lo que ocurre con la economía cuando se encuentra en desequilibrio, por lo que funciona como una medida de utilización de factores productivos. Estima la NAIRU y una curva de Phillips para Estados Unidos y plantea que la tasa natural de desempleo puede ser calculada de distintas formas: 1) como un promedio de largo plazo de la tasa de desempleo; 2) interpolando (conectando) los puntos medios de los picos de los ciclos económicos, o 3) mediante la aplicación de un filtro estadístico (HP o media móvil). Sin embargo, advierte que estos métodos tienen desventajas porque asumen que el desempleo de equilibrio no es variable, en el primer caso; o que carecen de soporte económico, en el caso de los métodos iterativo y estadístico, de modo que imposibilitan la predicción de cambios en la tasa; para corregirlo utiliza una metodología teóricamente consistente que parte de la curva de Phillips. Obtiene una NAIRU constante para varios subperiodos y muestra que el desempleo de equilibrio varía en el tiempo. Además, encuentra que en Estados Unidos la curva de Phillips fue perdiendo

⁷ De acuerdo con esta clasificación, la metodología que empleamos en este trabajo es de este último tipo.

poder explicativo del comportamiento de la inflación desde la década de 1980, por lo que concluye que ha perdido poder como herramienta de pronóstico de la inflación. Calcula una NAIRU constante para el 2017 de 5.32%.

Ball y Mankiw (2002) critican este enfoque porque afirman que la NAIRU varía en el tiempo; Cusbert (2017) menciona que los modelos que permiten la variación temporal de esta variable tienen mayor poder predictivo sobre la evolución de la inflación y el producto. Friedman (1968, p. 9) planteó que la tasa natural de desempleo era variante debido a que “muchas de las características de los mercados que determinan su valor son modificables por el hombre y por la política” y agregaba que el salario mínimo y la fortaleza de los sindicatos podían incrementarla, mientras que mejoras en las bolsas de trabajo y en la información disponible sobre vacantes laborales y oferentes de trabajo podían reducirla.

Once años después, al recibir el Premio Nobel, Friedman (1977, p. 458) agregó la eficiencia del mercado laboral, el grado de concentración de la economía y la limitación para que una persona tenga más de un trabajo como aspectos determinantes de la NAIRU. En cualquier caso, aseguraba que “no es una constante numérica, sino que depende de aspectos reales y no monetarios”.

Ball y Mankiw (2002) argumentan que la NAIRU varía por cambios demográficos, políticas gubernamentales, fluctuaciones de productividad, aspectos institucionales del mercado de trabajo, el capital humano, el régimen monetario y la composición de la fuerza laboral. Su metodología, que utilizamos en este trabajo, permite la estimación de la NAIRU variante en el tiempo partiendo de una versión aceleracionista de la curva de Phillips. Encuentran, para Estados Unidos (1960-2000), que la NAIRU variante fue creciente desde el inicio del periodo hasta la década de 1980, cuando se volvió decreciente.⁸

Gordon (1997) calcula la NAIRU, también para Estados Unidos, utilizando el modelo triangular de la inflación, en el que la inflación es determinada por tres componentes: 1) inercial, medido con la tasa de

⁸ El cambio en la tendencia responde a un cambio estructural en la fuerza laboral debido a que: 1) la generación del auge (*baby boomers*) creció y engrosó la fuerza de trabajo; 2) existe mejor sistema de vinculación entre los oferentes y los demandantes de trabajo; 3) hay mayor apertura económica, y 4) hubo incrementos en la productividad laboral.

inflación rezagada varios periodos; 2) de demanda, medido con las brechas de producto o desempleo, y 3) de oferta, en donde utiliza un vector de choques de oferta. Para estimar la NAIRU variante asume que se comporta como caminata aleatoria, generando así un modelo estocástico de regresión paramétrica de series de tiempo que estima mediante el filtro de Kalman. La estimación la realiza para el periodo 1955Q2-1996Q4 y encuentra varias series de NAIRU variante (una por cada desviación estándar elegida para el filtro de Kalman).

Staiger, Stock y Watson (1997) critican que las estimaciones de la NAIRU elaboradas hasta la fecha de su artículo son poco precisas, toda vez que, considerando un intervalo de confianza de 95%, el valor de la NAIRU podría estar entre 4.3 y 7.3%. Además, muestran que el desempleo es un buen indicador para pronosticar la inflación del año siguiente, pero que otros modelos resultan más eficientes porque permiten realizar pronósticos de mayor horizonte. Estiman la NAIRU para Estados Unidos, para el periodo 1961-1995, mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) empleando una curva de Phillips similar a la que utiliza Gordon (1997), pero usan como regresor la brecha de desempleo rezagada uno y dos periodos y un vector de choques de oferta.

En trabajos más recientes, para Estados Unidos (1982-2017), Cusbert (2017) explica que el Reserve Bank of Australia estima la NAIRU para construir la brecha de desempleo que usa como indicador de capacidad excedente de oferta laboral. De acuerdo con su estimación, que hace con el filtro de Kalman, la NAIRU ha crecido desde mediados de 1990 y en la actualidad es cercana al 5%.

Por otro lado, Mohebi y Komijani (2018) estiman la NAIRU para Estados Unidos, China y Japón (1982-2012) utilizando modelos de vectores autorregresivos (VAR, vector autoregression) y encuentran que choques positivos de productividad la reducen y que, en sentido inverso, las variaciones de la NAIRU generan efectos negativos en la productividad porque provocan incertidumbre y disminuyen la oferta laboral. Concluyen que la autoridad económica debe regular el mercado laboral para evitar que la NAIRU varíe y así controlar el efecto de los choques.

Asimismo, para la Unión Europea, Gechert, Rietzler y Tober (2015) explican que en el 2014 la Comisión Europea cambió la metodología con la que calculan la tasa de desempleo no aceleradora de los salarios (NAWRU, *Non-Accelerating Wage Rate of Unemployment*), optando por

recurrir a la curva de Phillips moderna en lugar de la tradicional, lo que la hizo disminuir de 26.6% a 20.7% en 2015. Prueban que, para España, Alemania y Francia, la nueva estimación de $NAWRU$ depende mayormente de la tasa de desempleo observada que de factores como el costo laboral unitario real.

Por otro lado, Bell y Blanchflower (2018) defienden que la $NAIRU$ en Inglaterra ha caído mucho desde la Gran Recesión y por ello los salarios no han subido a pesar de la importante caída que ha tenido la tasa de desempleo. Consideran que esto se explica por el incremento del subempleo en ese país.

Para México, la literatura sobre el tema es muy escasa. Liquitaya (2011) niega la efectividad de las metodologías con que se estima la $NAIRU$ debido a que: 1) utilizar MCO es ineficiente debido a que el término de error de la curva de Phillips debe estar correlacionado con la tasa de desempleo, por lo que podría utilizarse el método de variables instrumentales, pero asegura que es complicado encontrar instrumentos pertinentes; 2) casi nadie ha computado los errores estándar de la serie estimada, por lo que la medición es poco precisa; 3) el uso de filtros genera que la $NAIRU$ siempre siga a la tasa de desempleo observada; 4) la $NAIRU$ podría ser negativa si la curva de Phillips es positiva, como, según el autor, ocurre en la economía mexicana, y 5) utilizando dos subperiodos (1987-2004 y 2000-2010) obtiene coeficientes de desempleo como regresor de la inflación no significativos y valores de R^2 demasiado bajos.

Rodríguez, Ludlow y Peredo (2004) calculan la $NAIRU$ para México (1987-2003) empleando una curva de Phillips tradicional con expectativas adaptativas y modelando la tasa de desempleo como una función escalonada expresada como una combinación lineal de variables dicotómicas. Encuentran $NAIRUS$ constantes por periodos de 12.50% en 1987M1-1988M4; 4.01% entre 1988M5 y 1994M12; 8.28% de 1995M1 a 1996M12; 4.58% entre 1997M1 y 1999M3, y 2.97% de 1999M4 a 2003M6.

Loría, Márquez y Ramírez (2008) utilizan la misma metodología empleada en este trabajo para estimar la $NAIRU$ anual para México (1980-2007) con MCO. Encuentran una $NAIRU$ constante de 3.25% y una $NAIRU$ variante decreciente desde el inicio del periodo hasta el final de la década de 1980 y creciente de esa fecha hasta 1995. A partir de entonces se comporta de forma constante hasta 2003 y después vuelve a ser ligeramente creciente.

Varela y Torres (2009) hacen tres estimaciones de la NAIRU: la primera es constante y utilizan la metodología propuesta por Staiger, Stock y Watson (1997); la segunda es variante y emplean la propuesta de Ball y Mankiw (2002), y la última es también variante y la estiman con un modelo VAR estructural (SVAR, structural vector autoregressive). Con estas estimaciones, los autores encuentran una NAIRU constante cercana al 4% y una variable que fluctúa entre el 2 y el 13%.

El Banco de México (2016) estima la NAIRU para México (2003-2017) empleando cuatro metodologías: 1) de forma recursiva utilizando la curva de Phillips aceleracionista con brecha de desempleo; 2) asumiendo que la NAIRU se comporta como caminata aleatoria; 3) modelando la brecha de desempleo como un proceso AR(1), y 4) empleando la ley de Okun. Posteriormente, promedia los resultados obtenidos y obtiene una NAIRU con tendencia creciente desde el inicio del periodo hasta el final, con un pico pronunciado en 2009 que se disipa tras un trimestre y regresa a su trayectoria tendencial.

3. METODOLOGÍA

Ball y Mankiw (2002) estiman una NAIRU variante en el tiempo para Estados Unidos, para el periodo 1960-2000, usando datos trimestrales del desempleo y del índice de precios al consumidor. Parten de la curva de Phillips aceleracionista con brecha de desempleo:

$$\pi_t = \pi_t^e - \alpha(U_t - U_t^N) + \mathbf{v}_t \quad [1]$$

π_t representa a la inflación; π_t^e a la inflación esperada; $(U_t - U_t^N)$ a la brecha de desempleo; U_t a la tasa de desempleo observada; U_t^N a la tasa natural de desempleo o NAIRU, que es una variable no observada, y \mathbf{v}_t es un vector de variables que captura choques inflacionarios y tiene distribución gaussiana. Como se asumen expectativas adaptativas:

$$\pi_t^e = \pi_{t-1} \quad [2]$$

De modo que la ecuación [1] se especifica como:

$$\pi_t = \pi_{t-1} - \alpha(U_t - U_t^N) + \mathbf{v}_t \quad [3]$$

Dado que $\Delta\pi_t = \pi_t - \pi_{t-1}$, entonces:

$$\Delta\pi_t = -\alpha(U_t - U_t^N) + \mathbf{v}_t \quad [4]$$

Que puede reordenarse y reescribirse de la siguiente forma:

$$\Delta\pi_t = \alpha U_t^N - \alpha U_t + \mathbf{v}_t \quad [5]$$

Que es una especificación de la curva de Phillips aceleracionista, pero no es la versión estándar utilizada por Carlin y Soskice (2015), ya que la aceleración inflacionaria está en función de la tasa de desempleo y no de su brecha.

Para obtener el coeficiente α que se utilizará más adelante, se estima la ecuación [5],⁹ con una regresión auxiliar en donde la variable dependiente es la aceleración inflacionaria y las independientes son una constante de regresión, que corresponde a αU_t^N , y la tasa de desempleo con la que se estima el parámetro α .

De acuerdo con Ball y Mankiw (2002), la NAIRU constante (U^N) resulta de la siguiente ecuación:

$$U^N = \frac{\alpha U_t^N}{\alpha} \quad [6]$$

Sin embargo, como explicamos en la sección anterior, considerar que la NAIRU es constante en el tiempo se ha criticado mucho,¹⁰ por lo que para obtener un cálculo de la NAIRU variable se reordena la ecuación [5]:

$$-\alpha U_t^N - \mathbf{v}_t = -\alpha U_t - \Delta\pi_t \quad [7]$$

Y, por último, dividiendo entre $-\alpha$, obtenemos:

$$U_t^N + \frac{\mathbf{v}_t}{\alpha} = U_t + \frac{\Delta\pi_t}{\alpha} \quad [8]$$

⁹ Que se hace en la sección siguiente.

¹⁰ Aquí lo hacemos con propósitos analíticos y como una referencia.

Dado que la ecuación [8] es una igualdad, podemos conocer el componente izquierdo mediante el cálculo aritmético del derecho. Para obtenerlo, utilizamos la tasa de desempleo y la aceleración de la inflación, que son datos observados, y el coeficiente α que estimamos en la ecuación [5].

Finalmente, aplicamos el filtro HP al lado izquierdo de la ecuación [8] para separar sus componentes tendencial y cíclico, que corresponden a la NAIRU variante en el tiempo y a los choques inflacionarios de corto plazo respectivamente. En la ecuación [8], U_t^N corresponde al componente tendencial y v_t/α se refiere a los choques inflacionarios de corto plazo que por teoría deben ser gaussianos.¹¹

4. ASPECTOS ECONÓMICOS

Con el fin de obtener estimadores eficientes libres de autocorrelación y heteroscedasticidad, utilizamos GMM¹² como lo hacen Cermeño, Villagómez y Orellana (2012), Galí, Gertler y López-Salido (2001) y Bejarano (2005) con base en Hansen (1982), Hansen y Singleton (1982) y Wooldridge (2001).

La estimación de la ecuación [5] para el periodo 2002Q1-2018Q2 se muestra en el cuadro 1.¹³

El coeficiente α (-0.191) representa la pendiente de esta versión de la curva de Phillips e indica que por cada punto porcentual de disminución (aumento) en la tasa de desempleo la inflación se acelera (desacelera) en 0.191 puntos porcentuales. La variable dicotómica ($D1$) captura episodios inflacionarios (2010Q1 y 2017Q1) y desinflacionarios (2003Q2 y 2018Q1) puntuales que se explican por factores distintos al comportamiento del desempleo. Esta variable se utilizó como regresor y como instrumento, lo que permitió un mejor ajuste del modelo.

¹¹ En efecto, por definición, los choques inflacionarios de corto plazo son eventos estocásticos que generan presiones inflacionarias, pero, al ser de corto plazo, no hacen que varíe la NAIRU.

¹² Además de utilizar el método Newey-West que consiste en la matriz de ponderación consistente con heteroscedasticidad y autocorrelación (*HAC, heteroskedasticity and autocorrelation consistent*) [IHS Global Inc., 2017].

¹³ La inflación se define como la tasa de crecimiento anualizada del Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) [INEGI, 2018]. La tasa de desempleo y las variables instrumentales las obtuvimos de la Federal Reserve Bank of St. Louis (2018). Todas las variables fueron empleadas sin ajuste estacional.

Cuadro 1. Estimación de [5]

Constante ^{1/}	0.800 (2.322)*
α ^{1/}	-0.191 (-2.267)*
D1 ^{1/}	1.774 (22.356)*
R ²	0.394
Estadístico J ^{2/}	2.896 (0.894)

Notas: ^{1/} Entre paréntesis se muestra el t estadístico. * Indica significancia estadística al 5%. ^{2/} H₀: los instrumentos tienen validez conjunta. Entre paréntesis se muestra el valor p del estadístico J.

Instrumentos: tipo de cambio real general efectivo de México (q); tasa de desempleo de Estados Unidos en nivel y rezagada un periodo ($U_{EE,UU}$, $U_{EE,UU,t-1}$); tasa de crecimiento real del PIB real de Estados Unidos ($TC(PIB)$); tasa de inflación de Estados Unidos ($\pi_{EE,UU}$); índice de producción industrial de Estados Unidos ($IPI_{EE,UU}$); tasa de desempleo de México rezagada uno y dos periodos (U_{t-1} , U_{t-2}), y la variable dicotómica (D1) que captura episodios inflacionarios y desinflacionarios.

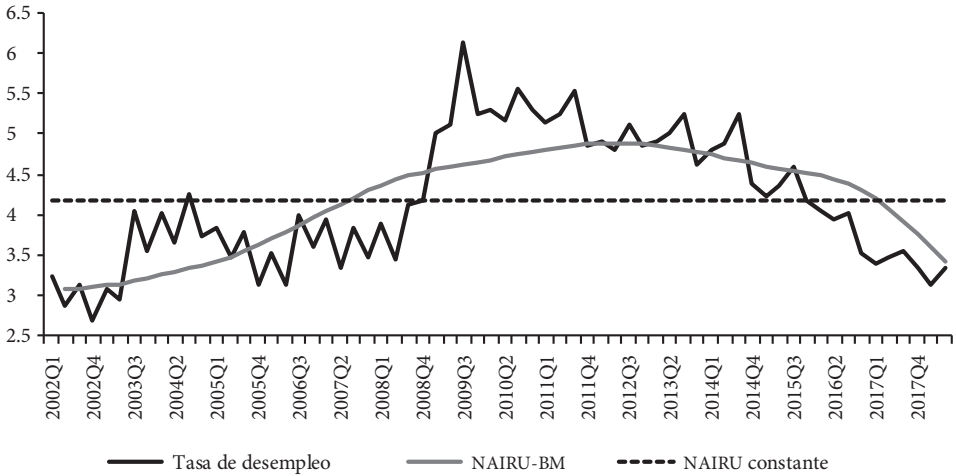
En el cuadro 1A del anexo estadístico se presentan las pruebas de correcta especificación de los instrumentos. En todos los casos se obtienen instrumentos ortogonales pertinentes y no débiles, por lo que las estimaciones son robustas.

Con los resultados de la estimación de la ecuación [5] calculamos la NAIRU constante y variante de acuerdo con la metodología presentada en la sección anterior. A esta última la llamaremos NAIRU-BM (véase la gráfica 1).¹⁴ Es importante notar que si el análisis de la estimación de la ecuación [5] se realiza sin tomar en cuenta D1, la NAIRU constante es de 4.188, y al considerar D1 asciende a 13.476. Ello implica que, hipotéticamente, si los choques inflacionarios fueran permanentes, la tasa de desempleo debería incrementar de forma importante.

La evolución de la NAIRU-BM puede dividirse principalmente en dos etapas: en la primera (2002Q1-2012Q1) es creciente, pasó de 3.07% a 4.89%, y en la segunda (2012Q3-2018Q2) es esencialmente decreciente, pasó de 4.88% a 3.42%. El crecimiento en la primera etapa podría explicarse por los efectos reales que la crisis Punto Com y la Gran Recesión generaron en el mercado laboral que si bien no fueron permanentes sí fueron duraderos. La tendencia decreciente de la segunda etapa podría

¹⁴ La NAIRU constante la calculamos como se explica en la ecuación [6] de la sección de "Metodología".

Gráfica 1. NAIRU constante y variante y desempleo observado, 2002Q1-2018Q2



Fuente: la NAIRU constante y la NAIRU-BM las calculamos de acuerdo con Ball y Mankiw (2002). Véase la sección 3 de este documento. La tasa de desempleo la obtuvimos del Federal Reserve Bank of St. Louis (2018).

explicarse por la Reforma Laboral que entró en vigor en 2012 (STPS, 2012) y que aumentó sensiblemente la ocupación a partir de la flexibilización de los mercados laborales y del aumento en la precarización laboral (Loría y Salas, 2019), tal como apuntan Bell y Blanchflower (2018) para Inglaterra.¹⁵

A pesar de la reducción de la NAIRU en la segunda etapa, no regresó a los niveles registrados previos a la Gran Recesión hasta 2016Q1, y para 2018Q2 no había regresado a los niveles previos a la crisis Punto Com. Este es un hallazgo importante porque significa que los mercados laborales en México tienen poca resiliencia ante choques de demanda agregada.

¹⁵ De acuerdo con Loría y Salas (2019), es altamente probable que la Reforma Laboral que entró en vigor a finales de 2012 haya rendido frutos en los años subsecuentes en virtud de que el promedio anual de creación de empleos en el periodo 2013-2017 fue de 669 494.2 contra 620 669.8 para el periodo 2010-2012. Por otra parte, de 2012Q3 a 2018Q2, la tasa de condiciones críticas de ocupación pasó de 12.04% a 15.58% (INEGI, 2018). A pesar de su gran importancia, el análisis específico de esta hipótesis rebasa por completo el objetivo de este trabajo.

Hasta el último dato del periodo de estudio (2018Q2), la NAIRU-BM se mantenía en un nivel de 3.42% y desde 2015 se ha ubicado por encima de U_t , lo que estaría explicando las recientes presiones inflacionarias. Sin embargo, muy probablemente debido a la política monetaria contractiva aplicada desde 2017, para 2018Q2 U_t ha comenzado a aumentar aproximándose a la NAIRU, lo cual sugeriría que las presiones inflacionarias deberían disminuir.

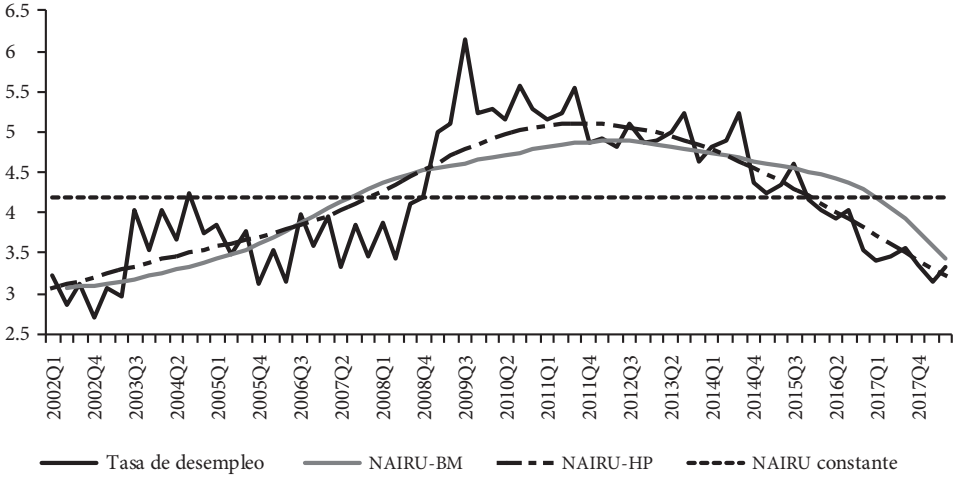
Probamos recursivamente que hay cambio estructural a partir de 2010Q2, ya que desde entonces comenzaron a reflejarse los efectos de la Gran Recesión en el mercado laboral mexicano (véase el cuadro 2A). No obstante, elegimos 2014Q3 como la observación crítica debido a que fue cuando más se evidenció el inicio de la reducción de la NAIRU y quizá cuando la Reforma Laboral comenzó a dar frutos.

En consecuencia, hicimos la estimación de la ecuación [5] para los subperiodos 2002Q1-2014Q2 y 2014Q3-2018Q2. Los resultados (véase el cuadro 3A) indican que si bien para todo el periodo de análisis la estimación es robusta, en el primer subperiodo tanto la constante de estimación como la tasa de desempleo no son estadísticamente significativas, mientras que después de esa fecha sí lo son y crecen notablemente los valores de los parámetros y la bondad de ajuste. Este es un resultado crucial porque indica que durante el último cuarto del periodo de estudio la relación desempleo-aceleración inflacionaria se fortaleció considerablemente.

Interesa ahora contrastar el cálculo de la NAIRU-BM con el que resulta del método puramente estadístico, que consiste en aplicar el filtro Hodrick-Prescott a la serie de la tasa de desempleo para obtener su componente cíclico.

En la gráfica 2 se observa que la NAIRU-BM y la NAIRU-HP en general siguen la misma tendencia, pero la primera es más suave y marcadamente distinta a partir de 2014Q3. También se aprecia que a partir de 2012 la NAIRU-HP y la tasa de desempleo, aunque con notables desviaciones, tienden a converger, con lo que la brecha de desempleo tiende a ser cero si se considera esta estimación de la NAIRU. Por otro lado, la NAIRU-BM es notablemente distinta a la tasa de desempleo en varios periodos, incluyendo el antes descrito. Si esto es así, podemos decir que la brecha de desempleo calculada con la NAIRU-HP podría estar subestimada desde 2014.

Gráfica 2. NAIRU estimada por dos métodos y tasa de desempleo, 2002Q1-2018Q2



Fuente: calculamos la NAIRU constante y la NAIRU-BM como se explica en la gráfica 1 y en la sección 3 de este trabajo. La NAIRU-HP se calculó con el filtro HP como explicamos previamente. La tasa de desempleo la obtuvimos del Federal Reserve Bank of St. Louis (2018).

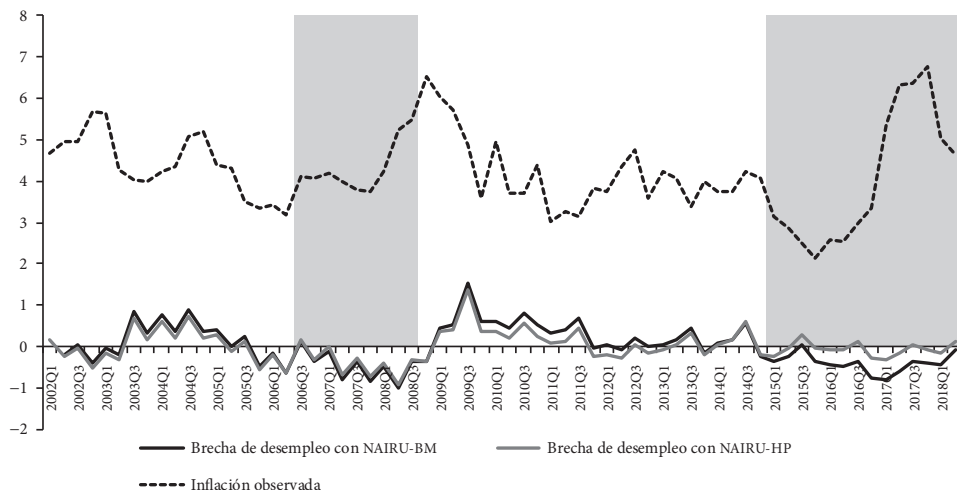
A continuación construimos sendas brechas de desempleo: una con la NAIRU-BM (ecuación [9]) y otra con la NAIRU-HP (ecuación [10]) para analizar su comportamiento frente a la aceleración inflacionaria:

$$U_{BM}^B = U_t - NAIRU-BM_t \tag{9}$$

$$U_{HP}^B = U_t - NAIRU-HP_t \tag{10}$$

En la gráfica 3 se observa que ambas brechas de desempleo presentan el mismo comportamiento hasta 2014Q4, cuando se separan de forma notable. Se observan dos episodios inflacionarios importantes: 2006Q3-2008Q4 y 2014Q4-2018Q2. U_{BM}^B fue sostenidamente negativa en ambos casos, a diferencia de U_{HP}^B , que lo fue sólo en el primero. Esto prueba la mayor precisión de la NAIRU-BM y de U_{BM}^B , toda vez que explican mejor la aceleración inflacionaria observada desde 2016. En consecuencia, la estimación de la NAIRU mediante un método estrictamente estadístico puede generar errores de detección, diagnóstico y pronóstico de la inflación que pueden conducir a la aplicación de política desestabilizadora.

Gráfica 3. Brechas de desempleo con NAIRU-BM y NAIRU-HP e inflación observada (INPC), 2002Q1-2018Q2



Fuente: las brechas de desempleo las calculamos con NAIRU-BM y NAIRU-HP que, a su vez, se estimaron como se explica en las gráficas 1 y 2 y en la sección 3 de este documento.

5. CONCLUSIONES

Calculamos la NAIRU variante para México (2002Q1-2018Q2) de acuerdo con la metodología de Ball y Mankiw (2002), que es consistente con el enfoque del nuevo consenso nekeynesiano pos Gran Recesión planteado por Blanchard (2008), Blanchard, Dell’Ariccia y Mauro (2010) y Carlin y Soskice (2015), y comprobamos que es un método eficiente, válido y teóricamente consistente.

Encontramos dos resultados fundamentales: 1) la NAIRU existe en la economía mexicana y corresponde al nivel de desempleo de equilibrio de mediano plazo; 2) la NAIRU estimada con esta metodología teóricamente consistente (NAIRU-BM) es más precisa y eficiente que la calculada con el filtro HP, particularmente para explicar la fase inflacionaria que inició en 2016, por lo que esta última puede subestimar la brecha de desempleo y dar lugar a la aplicación de política económica desestabilizadora.

Encontramos que la NAIRU-BM incrementó de forma importante con la Gran Recesión y, aun cuando volvió a mostrar una tendencia decreciente, no ha regresado a los niveles observados antes de la crisis

Punto Com, tardando siete años en regresar a los registrados previo a la Gran Recesión. Esto implica que los mercados laborales en México son poco resilientes ante choques negativos de demanda que generan efectos reales de larga duración y lenta recuperación. Asimismo, sugerimos que la NAIRU-BM disminuyó a partir de 2012 por los efectos que generó la Reforma Laboral de ese año en México.

Respecto a los resultados obtenidos en otros estudios, destacamos las siguientes observaciones: 1) nuestros resultados son contrarios a los que obtuvo Arnold (2008) para la economía de Estados Unidos, toda vez que en México la relación entre la tasa de desempleo y la variación de la inflación se ha ido fortaleciendo conforme ha pasado el tiempo; 2) rechazamos que la NAIRU no sea válida para la economía mexicana, así como la dificultad de estimarla como indica Liquitaya (2011); 3) la NAIRU constante que calculamos es 0.94 puntos porcentuales mayor a la que calcularon Loría, Márquez y Ramírez (2008),¹⁶ por lo que observamos que incrementó de forma importante justo después de la Gran Recesión, y 4) nuestra estimación de la NAIRU variante difiere radicalmente de la del Banco de México (2016), toda vez que la suya es creciente durante todo el periodo, mientras que la nuestra es creciente al inicio y decreciente desde 2012. ◀

REFERENCIAS

- Andrews, D. y Fair, R. (1988). Inference in nonlinear econometric models with structural change. *Review of Economic Studies*, 55(4), pp. 615-639.
- Arnold, R. (2008). *Reestimating the Phillips Curve and the NAIRU*. Washington, DC: Congressional Budget Office. [en línea] Disponible en: <<https://www.cbo.gov/publication/20009>>.
- Ball, L. y Mankiw, G. (2002). The NAIRU in theory and practice. *Journal of Economic Perspectives*, 16(4), pp. 115-136.
- Banco de México (2001). *Informe sobre la inflación octubre-diciembre 2000 y Programa monetario para 2001*. Ciudad de México: Banco de México. [en línea] Disponible en: <<http://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/>>

¹⁶ Su cálculo es de 3.25 y la que presentamos en este trabajo es de 4.18.

- programas-de-politica-monetaria/%7B50BC34CC-49DD-D753-0786-7ECACE6F60D1%7D.pdf>.
- Banco de México (2016). *Informe trimestral octubre-diciembre 2016*. Ciudad de México: Banco de México. [en línea] Disponible en: <<http://www.anterior.banxico.org.mx/publicaciones-y-discursos/publicaciones/informes-periodicos/trimestral-inflacion/%7B4EEBE3F2-2164-95EC-D455-15F4868E246B%7D.pdf>>.
- Bell, D.N. y Blanchflower, D.G. (2018). The lack of wage growth and the falling NAIRU. *National Institute Economic Review*, 245(1), pp. R40-R55.
- Bejarano, J.A. (2005). Estimación estructural y análisis de la curva de Phillips neokeynesiana para Colombia. *Revista ESPE*, 23(48), pp. 64-117.
- Blanchard, O. (2008). *The state of macro* [NBER Working Papers no. 14259]. Disponible a través de: National Bureau of Economic Research, <<https://www.nber.org/papers/w14259>>.
- Blanchard, O., Dell'Ariccia, G. y Mauro, P. (2010). Repensar la política macroeconómica. *Revista de Economía Institucional*, 12(22), pp. 61-82.
- Carlin, W. y Soskice, D. (2015). *Macroeconomics: Institutions, Instability, and the Financial System*. Oxford: Oxford University Press.
- Cermeño, R., Villagómez, A. y Orellana, J. (2012). Monetary policy in a small open economy: An application to Mexico. *Journal of Applied Economics*, 15(2), pp. 259-286.
- Cusbert, T. (2017). Estimating the NAIRU and the unemployment gap. *Bulletin. Reserve Bank of Australia*, June Quarter, pp. 13-22. [en línea] Disponible en: <<https://rba.gov.au/publications/bulletin/2017/jun/pdf/bu-0617-reserve-bank-bulletin.pdf#page=16>>.
- Federal Reserve Bank of St. Louis (2018). *FRED Economic Data*. [en línea] Disponible a través de: Federal Reserve Bank of St. Louis, <<https://fred.stlouisfed.org>>.
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *The American Economic Review*, 58(1), pp. 1-17.
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: Inflation and unemployment. *The Journal of Political Economy*, 85(3), pp. 451-472.
- Galbraith, J.K. (1997). Time to ditch the NAIRU. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), pp. 93-108.
- Galí, J., Gertler, M. y López-Salido, J.D. (2001). *European inflation dynamics* [NBER Working Papers no. 8218]. Disponible a través de: National Bureau of Economic Research, <<https://www.nber.org/papers/w8218>>.

- Gechert, S., Rietzler, K. y Tober, S. (2015). The European Commission's new NAIRU: Does it Deliver? *Applied Economics Letters*, 23(1), pp. 6-10. [en línea] Disponible a través de: <<https://doi.org/10.1080/13504851.2015.1044641>>.
- Gianella, C., Koske, I., Rusticelli, E. y Chatal, O. (2008). *What drives the NAIRU? Evidence from a panel of OECD countries* [OECD Economics Department Working Papers no. 649]. [en línea] Disponible a través de: OECD iLibrary, <<https://doi.org/10.1787/231764364351>>.
- Gordon, R. (1997). The time-varying NAIRU and its implications for monetary policy. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), pp. 11-32.
- Hall, A. y Sen, A. (1999). Structural stability testing in models estimated by generalized method of moments. *Journal of Business & Economic Statistics*, 17(3), pp. 335-348.
- Hansen, L.P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4), pp. 1029-1054.
- Hansen, L.P. y Singleton, K.J. (1982). Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Econometrica*, 50(5), pp. 1269-1286.
- Hodrick, R. y Prescott, E. (1980). *Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation* [Discussion Paper no. 451]. [en línea] Disponible a través de: Kellogg School of Management, Northwestern University, <<http://www.kellogg.northwestern.edu/research/math/papers/451.pdf>>.
- IHS Global Inc. (2017). *EViews User's Guide*. [en línea] Disponible a través de: EViews Web Site, <http://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content%2Fgmmiv-IV_Diagnostics_and_Tests.html%23ww179082>.
- INEGI (2018) [Instituto Nacional de Estadística y Geografía]. *Banco de Información Económica*. [en línea] Disponible a través de: Instituto Nacional de Estadística y Geografía, <<http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>>.
- Kydland, F. y Prescott, E. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85(3), pp. 473-490.
- Liquitaya, J. (2011). De la curva de Phillips a la NAIRU: un análisis empírico. *Análisis Económico*, 26(62), pp. 6-30.
- Loría, E. y Salas, E. (2019). México: Reforma Laboral (2012): una formalización empobrecedora. *Revista Chilena de Economía y Sociedad*, en edición.
- Loría, E., Márquez, J. y Ramírez, J. (2008). Cálculo de la NAIRU en México, 1980-2007. *Comercio Exterior*, 58(8-9), pp. 630-639.
- Modigliani, F. y Papademos, L. (1975). Targets for monetary policy in the coming year *Brookings Papers on Economic Activity*, 1975(1), pp. 141-165.

- Mohebi, M. y Komijani, A. (2018). NAIRU and productivity shocks: Evidence from three gigantic economies. *Applied Economics Letters*, 25(12), pp. 847-852.
- Phelps, E.S. (1968). Money-wage dynamics and labor-market equilibrium. *Journal of Political Economy*, 76(4, Part 2), pp. 678-711.
- Phillips, A.W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica. New Series*, 25(100), pp. 283-299.
- Rodríguez, P., Ludlow, J. y Peredo, F. (2004). La curva de Phillips y la NAIRU en México. *Economía. Teoría y Práctica*, 20, pp. 83-102.
- Samuelson, P. y Solow, R. (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. *The American Economic Review*, 50(2), pp. 177-194.
- Staiger, D., Stock, J. y Watson, M. (1997). The NAIRU, Unemployment and monetary policy. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), pp. 33-49.
- Stiglitz, J. (1997). Reflections on the natural rate hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), pp. 3-10.
- Stock, J.H. y Watson, M. W. (1999). Forecasting inflation. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), pp. 293-335.
- STPS (2012) [Secretaría del Trabajo y Previsión Social]. Decreto por el que se reforman, adicionan y derogan diversas disposiciones de la Ley Federal del Trabajo. *Diario Oficial de la Federación*, tomo DCCX, no. 23, viernes 30 de noviembre de 2012, edición matutina, primera sección, pp. 38-91. [en línea] Disponible en: <<https://www.dof.gob.mx/index.php?year=2012&month=11&day=30&edicion=MAT>>.
- Tobin, J. (1980). Stabilization policy ten years after. *Brooking Papers in Economic Activity*, 1980(1), pp. 19-85.
- Varela, R. y Torres, V. (2009). Estimación de la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación en México. *Análisis Económico*, 24(57), pp. 277-295.
- Wooldridge, J.M. (2001). Applications of generalized method of moments estimation. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), pp. 87-100.

ANEXO ESTADÍSTICO

Cuadro 1A. Pruebas de correcta especificación de la ecuación [5]

Prueba de ortogonalidad de los instrumentos		
Instrumento	Diferencia en estadístico J	Probabilidad
Q	0.122	0.726
$U_{EE.UU.}$	0.001	0.967
$U_{EE.UU.,t-1}$	0.141	0.707
TC(GDP)	0.402	0.525
$\pi_{EE.UU.}$	0.103	0.748
$IPI_{EE.UU.}$	1.183	0.276
U_{t-1}	0.142	0.705
U_{t-2}	0.019	0.887
D1	0.027	0.869
H ₀ : X_i es ortogonal.		
Prueba de debilidad de los instrumentos		
Cragg-Donald estadístico F	Valor crítico al 10% de significancia	
47.276	33.84	
H ₀ : los instrumentos son débiles.		

Cuadro 2A. Pruebas de cambio estructural de la ecuación [5]

	2010Q2	2011Q2	2012Q2	2013Q2	2014Q2
Andrews-Fair Wald ^{1/} (Andrews y Fair, 1988)	16.441 (0.000)*	27.436 (0.000)*	14.710 (0.002)*	10.636 (0.013)*	45.144 (0.000)*
Andrews-Fair LR-type D ^{1/} (Andrews y Fair, 1988)	36.138 (0.000)*	96.518 (0.000)*	132.846 (0.000)*	1 252.942 (0.000)*	2 021.226 (0.000)*
Hall-Sen O ^{2/} (Hall y Sen, 1999)	6.496 (0.952)	9.012 (0.830)	7.873 (0.895)	7.481 (0.914)	8.228 (0.877)

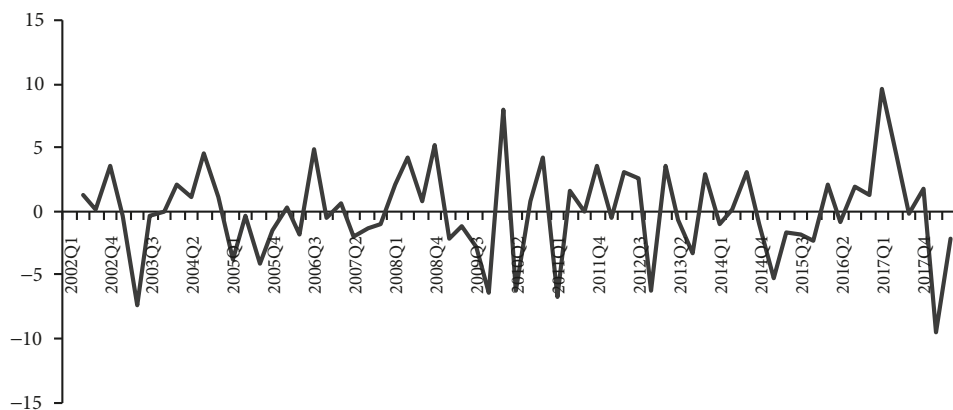
Notas: ^{1/} H₀: no existe cambio estructural (IHS Global Inc., 2017). Entre paréntesis se muestra la probabilidad de aprobación de H₀ asociada a la distribución χ^2 . ^{2/} H₀: las restricciones de sobreidentificación son estables en la muestra (IHS Global Inc., 2017). Entre paréntesis se muestra la probabilidad de aprobación de H₀ asociada a la distribución χ^2 . * Indica rechazo de H₀ al 95% de confianza. Se omitieron las observaciones en que la prueba arroja matriz singular.

Cuadro 3A. Estimación de la ecuación [5] para dos subperiodos

Variable	2002Q1-2018Q2	2002Q1-2014Q2	2014Q3-2018Q2
C (t)	0.800 (2.322)	0.533 (1.462)*	0.691 (3.228)
U (t)	-0.191 (-2.267)	-0.126 (-1.446)*	-0.157 (-2.448)
D1 (t)	1.774 (22.356)	1.527 (14.862)	1.901 (76.414)
R ²	0.394	0.237	0.694
Estadístico J ^{1/}	2.896 (0.894)	3.568 (0.827)	4.669 (0.700)

Notas: ^{1/} H₀: los instrumentos tienen validez conjunta. Entre paréntesis se muestra la probabilidad de aprobación. * Indica que no se puede rechazar que la variable no sea estadísticamente significativa.

Gráfica 1A. Choques inflacionarios de corto plazo, 2002Q1-2018Q2



Fuente: elaboración propia.

En la gráfica 1A se muestra el componente puramente estocástico de la ecuación [7], el cual refleja los choques inflacionarios de corto plazo, es decir, las perturbaciones en la aceleración inflacionaria que se explican por factores ajenos al mercado laboral. Por su naturaleza, y de acuerdo con el modelo teórico utilizado, son ruido blanco, lo que corrobora la correcta estimación econométrica de la NAIRU-BM. En efecto, los choques inflacionarios tienen distribución normal (Jarque Bera = 1.573 (0.455)) con media cero (1.82×10^{-13}).