

# Midiendo la tasa natural de desempleo en Venezuela

León Fernández Bujanda\*

## 1. INTRODUCCIÓN

Existe una noción comúnmente aceptada en macroeconomía de que la tasa de desempleo está negativamente relacionada con la tasa de inflación en el corto plazo. Asimismo, se acepta la idea de que hay una tasa de desempleo de “equilibrio”, la cual sería aquella tasa a la cual la inflación esperada iguala a la inflación realizada (Phelps, 1967; Phelps, 1968). En términos más concretos, la tasa de desempleo de equilibrio es la tasa consistente con una tasa de inflación constante, de ahí su popularización con las siglas NAIRU (en inglés: *Nonaccelerating inflation rate of unemployment*). Cuando la tasa de desempleo es menor que la NAIRU, habrá presiones sobre los salarios reales que a su vez traerá presiones inflacionarias hasta que se ajusten las expectativas sobre esta última o aumente la tasa de desempleo.

Las implicaciones en términos de política monetaria son evidentes. La aplicación de una política monetaria contractiva tendrá como uno de sus costos un nivel más alto de desempleo; mientras que en el caso de una política expansiva el efecto no deseado sería un nivel más alto de la inflación. La severidad de estos efectos va a depender de que tan cerca se esté de la NAIRU, generando entonces la necesidad de estimar dicha tasa. Sorprendentemente esto no se ha hecho en Venezuela.

Este país ha pasado por una situación política difícil e inestable desde la

\* L. Fernández Bujanda, Vicepresidencia de Estudios, del Banco Central de Venezuela. El autor agradece los comentarios recibidos de Miguel Dorta, Luis Pedauga y Omar Mendoza, así como de los participantes en una reunión interna del BCV. Asimismo, quisiera resaltar la participación especial de Elizabeth Ochoa y Jessica Vargas quienes contribuyeron en el análisis de datos y colaboraron en las reflexiones iniciales que dieron origen a este estudio.

toma de posesión del actual presidente en 1999. El período que se va a estudiar en este documento incluye los momentos más conflictivos de ese período; lo cual se observa en el comportamiento de las variables en las cuales nos vamos a concentrar: la tasa de desempleo y la tasa de inflación. En la sección 2 se ve como la primera crece en el año 2002 después de haber permanecido relativamente estable en 2000 y 2001; y antes de empezar un período de caída casi continua que ha llegado hasta el presente. Es importante destacar que el año 2002 fue el año de mayor inestabilidad. Por otro lado, la tasa de inflación muestra dos brotes inflacionarios. El primero ocurre al mismo tiempo que el aumento de la tasa de desempleo, lo cual sugiere la presencia de un choque de oferta. El segundo brote inflacionario al parecer está asociado con un exceso de demanda, dado que ocurre cuando la tasa de desempleo se encuentra en su nivel más bajo.

El objetivo de este trabajo es el de estimar la NAIRU para el caso venezolano usando la metodología de la curva de Phillips aumentada, la cual es descrita en la sección 3. Esta metodología consiste en descomponer la variación de la inflación en tres elementos: inercia, choques de demanda y choques de oferta. Los segundos se miden con la brecha de desempleo; es decir, la diferencia entre la tasa de desempleo y la NAIRU, que no es observable pero que se estima dentro del modelo. Así, la NAIRU se calcula a través de una simple operación aritmética si asumimos que ella es constante o a través del uso del filtro de Hodrick-Prescott (Hodrick y Prescott, 1997) cuando ella varía en el tiempo. Existe una larga lista de referencias bibliográficas que han abordado el problema de la estimación de este importante parámetro usado en la toma de decisiones en torno a la política monetaria.<sup>1</sup> Se tomaron para este estudio los métodos más simples que permitan obtener un punto de referencia del cual partir al comparar nuevas estimaciones con métodos más sofisticados y generar un debate en torno a este tema.

En la sección 4 se presentan los resultados principales. El primer hallazgo de este estudio es que la NAIRU se encuentra alrededor del 14% para el período 2000-2007; pero esta tasa está estimada con un alto grado de imprecisión. Por ejemplo, el valor mínimo que esta tasa puede tomar, dentro de un intervalo de confianza de 90%, es 8.4% y el valor más alto es 20.1%. El segundo hallazgo es que la NAIRU viene cayendo desde mitad de 2002, siendo ésta igual a 10.7% en junio de 2007. Por otro lado, la NAIRU no cae tan rápidamente como la tasa de desempleo, lo que ocasiona que aparezca una presión de demanda sobre los precios que se estima empieza a finales de 2004.

<sup>1</sup> Véanse (Blanchard y Katz, 1997; Gordon, 1997; Laubach, 2001; Staiger, Stock, y Watson, 1997).

En la sección 5 se exploran las bondades de dos clases de modelos alternativos: el modelo de *spline* y el modelo de cambio estructural. El primero descompone a la tendencia cúbica en intervalos que dependen del número de nudos utilizados. El segundo asume que la NAIRU cambia de manera discreta a partir de un mes específico, el mes de quiebre estructural. Este mes se estima con el método propuesto en Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994). Los hallazgos en esta sección son similares a los obtenidos en la sección anterior, a saber: la NAIRU promedio está en alrededor de 14% y la misma ha caído. Sin embargo, la prueba de quiebre estructural no nos permite afirmar que dicho cambio existe en términos estadísticos; en otras palabras, la prueba de quiebre estructural nos dice que no se puede rechazar la hipótesis nula de que no hay dicho quiebre. Finalmente, en la sección 6 se presentan las conclusiones de este trabajo.

## 2. DESEMPLEO E INFLACIÓN EN VENEZUELA

En la presente sección se describe, mediante la utilización de datos de periodicidad mensual, lo que ha sido la evolución de la tasa de desempleo y de la inflación en Venezuela durante el período comprendido entre 2000 y 2007, ello con el fin de que esta caracterización contribuya a entender la naturaleza de las relaciones existentes entre ambas variables antes de realizar el análisis empírico. El tamaño del período fue escogido dado que una de las variables que será utilizada posteriormente, los precios relativos de alimentos, sólo está disponible a partir del año 2000.<sup>2</sup>

En diciembre de 1998, el actual Presidente de la República, Hugo Chávez, fue electo en una plataforma de cambio estructural profundo. Como consecuencia del ascenso al poder de Chávez, se decidió en referéndum la conformación de una Asamblea Nacional Constituyente que tuvo como principal misión la redacción de una nueva constitución, la cual fue ratificada en otro referéndum en diciembre de 1999. Según el marco institucional de esta nueva constitución, Chávez fue electo nuevamente a mitad de 2000 por un período presidencial de seis años. Un año después, a mitad de 2001, se comenzó a organizar un bloque político de oposición que se trazó como objetivo la salida del nuevo presidente del poder. Las acciones de este bloque se

<sup>2</sup> En el año 2000, el BCV cambió el año base del IPC a 1997, siendo el anterior el año 1984. Dentro de este cambio se incluyó la adopción de una nueva clasificación de los grupos de consumo. Anteriormente, el IPC se desglosaba en cuatro grupos, entre ellos el de alimentos, bebidas y tabaco. A partir de enero de 2000, el número de grupos se incrementa a 13, mientras que el grupo de alimentos y bebidas no alcohólicas se separa del de bebidas alcohólicas y tabaco.

condensaron en tres momentos específicos entre 2001 y 2003: una huelga general de trabajadores y empresarios por un corto período; las acciones que condujeron a un golpe de Estado en abril de 2002 y la huelga petrolera entre diciembre de 2002 y marzo de 2003. La salida política de esta crisis fue la convocatoria, a principios de 2004, a un referéndum revocatorio, el cual fue llevado a cabo en agosto de ese año con resultados favorables para el presidente. Finalmente, Chávez fue reelecto por una amplia mayoría en diciembre de 2006.

En primer lugar, como puede observarse en la gráfica I, el análisis de lo que ha sido el comportamiento de la tasa de desempleo revela que dicha variable ha mostrado durante el período en cuestión una tendencia cambiante. En esta gráfica se muestra tanto la tasa de desempleo publicada por el Instituto Nacional de Estadística como la tasa de desempleo desestacionalizada por el método Census X-12.<sup>3</sup> Es necesario mencionar que la primera no fue publicada en diciembre de 2002 ni en enero de 2003 debido a la huelga petrolera mencionada anteriormente. Para darle continuidad a la serie se decidió colocar como tasa de desempleo a diciembre de 2002 la misma que había a noviembre del mismo año. La tasa de desempleo de enero de 2003 corresponde a la tasa de desempleo del mes siguiente.

La caracterización de ambas tasas nos lleva a dividir el período de interés en tres subperíodos. En el primero, que va desde enero de 2000 hasta diciembre de 2001, la tasa de desempleo desestacionalizada se mantiene fluctuando

**GRÁFICA I.** TASA DE DESEMPLEO MENSUAL, 2000-2007



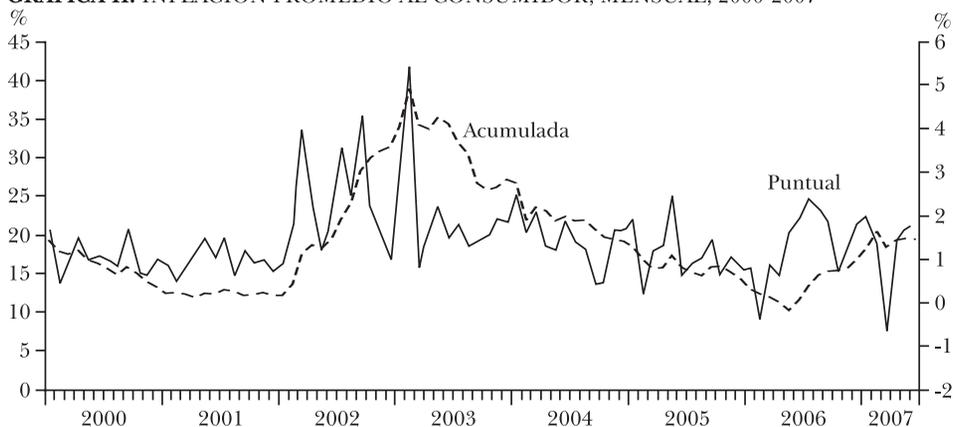
FUENTES: Instituto Nacional de Estadística y cálculos propios.

<sup>3</sup> El método Census X-12 es un programa de ajuste de estacionalidad creado por el *U.S. Census Bureau*. Este programa aplica un filtro basado en promedios móviles a la serie temporal.

alrededor del 13.6% sin mostrar grandes variaciones. A partir de enero de 2002, conjuntamente con el calentamiento del clima político, la tasa de desempleo desestacionalizada comienza a crecer hasta diciembre de ese mismo año cuando alcanza su máximo histórico de 19.7%. A partir de enero de 2002, la tasa de desempleo desestacionalizada cae de manera casi continua para llegar a ubicarse en 8.5% a junio de 2007.

En segundo lugar, la tasa de inflación ha mostrado también un comportamiento variable durante el período 2000 al 2007; tal como lo muestra la gráfica II. Esta tasa es calculada a partir del Índice de Precios al Consumidor del Área Metropolitana de Caracas publicado por el Banco Central de Venezuela. En esta gráfica se visualiza la serie temporal de la tasa de inflación medida como tasa de variación porcentual puntual (mes a mes) con la línea continua y con la línea quebrada se observa la tasa de variación porcentual acumulada (variación en relación con el índice del mismo mes del año anterior).

**GRÁFICA II. INFLACIÓN PROMEDIO AL CONSUMIDOR, MENSUAL, 2000-2007**



FUENTES: Banco Central de Venezuela y cálculos propios.

NOTA: El eje de la izquierda corresponde a la inflación acumulada y el eje de la derecha corresponde a la inflación puntual.

Tal como lo muestra la gráfica II, la historia reciente de la inflación en Venezuela puede dividirse en cuatro períodos. En el primero, que va desde enero de 2000 hasta enero de 2002, muestra una tendencia decreciente y una variación de precios bastante estable. La tasa de inflación acumulada en enero de 2000 es de 19.4% y cae hasta 12.3% al final del subperíodo (una caída de 7 puntos porcentuales). Asimismo, la tasa de inflación puntual fluctúa en un rango restringido siendo sus puntos extremos 0.5% en febrero de 2001 y 1.7% en septiembre de 2000.

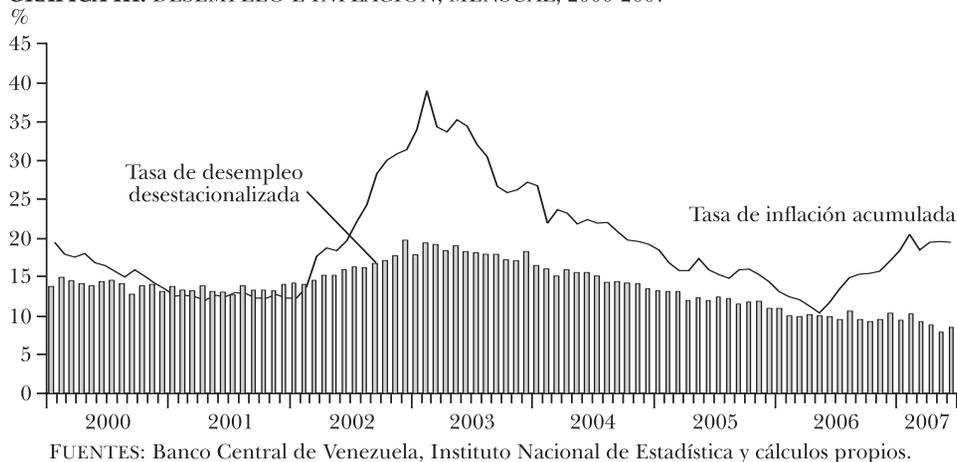
El segundo subperíodo va desde febrero de 2002 hasta febrero de 2003 y se caracteriza por una inflación creciente y bastante volátil. Nótese que la tasa de inflación acumulada alcanza el nivel máximo del período, el cual es 38.7%. Para dar algún tipo de información que permita contextualizar esta cifra, Venezuela no alcanzaba este nivel de inflación acumulada desde noviembre de 1997. Igual que en el caso de la tasa de inflación acumulada, la tasa de inflación puntual tiene un rango mucho más amplio siendo su valor mínimo 1.0% en diciembre de 2002 y su valor máximo de 5.3% en febrero de 2003, cuando finaliza la huelga petrolera.

A partir de marzo de 2003, Venezuela entra en un período de inflación decreciente auspiciado, inicialmente, por la caída de la demanda agregada producida por la huelga petrolera y que luego se ve complementada por una relativa estabilidad cambiaria originada en el régimen de administración de divisas (RAD) o control de cambios instaurado en ese mismo año. La caída en la inflación se observa hasta mayo de 2006 cuando la tasa de inflación acumulada se ubica en su mínimo del período: 10.4%. Finalmente, la inflación vuelve a tener una tendencia ascendente que lleva a la tasa de inflación acumulada a un nivel de 19.4% para junio de 2007 asociado a las políticas expansivas de demanda.

Ahora bien, al analizar conjuntamente la evolución de ambas variables, desempleo e inflación, destaca el hecho de que no puede inferirse la existencia de una relación estable entre las mismas, tal y como se desprende de la gráfica III. De hecho, si bien durante un primer período que podríamos ubicar entre 2000 y 2001 el desempleo se mantiene estable y la inflación cae lentamente. En el año siguiente, 2002, se observa tanto un alza en la inflación como en la tasa de desempleo desestacionalizada, en tanto que en el período comprendido entre 2003 y mitad de 2006 se advierte una caída en ambas variables. Por su parte, el período que estuvo caracterizado por otro incremento registrado en los precios, a saber el lapso que se extiende desde mitad de 2006 hasta mitad de 2007, estuvo asimismo marcado por la continuación en la caída del desempleo.

Esta gráfica sugiere que los brotes inflacionarios vividos durante los siete años de estudio son diferentes por naturaleza. El primer brote ocurre en el año 2002, el cual está caracterizado por una fuerte crisis política que llevó incluso a cambios drásticos de presidentes en abril de 2002 y al inicio de una huelga en el principal sector generador de divisas e ingresos fiscales como lo es el sector petrolero en diciembre de ese año, aunque ésta no estuviera únicamente circunscrita a ese sector. Por lo tanto, se puede argumentar que lo vivido en ese año fue un choque de oferta que trajo como consecuencia un aumento tanto de la inflación como del desempleo. Esto se nos presenta como un reto a la hora de estimar la NAIRU, tal como se verá en la sección siguiente.

GRÁFICA III. DESEMPLEO E INFLACIÓN, MENSUAL, 2000-2007



El segundo brote inflacionario comienza a mitad del año 2006, el cual es un año electoral marcado por una fuerte expansión fiscal. Por ejemplo, el gasto público acordado<sup>4</sup> creció 48.6% en términos nominales en ese año (Banco Central de Venezuela, 2007). Es esta fuerte expansión de demanda lo que caracteriza el repunte en la tasa de inflación, lo cual es consistente con los métodos de estimación que se explican en la sección siguiente.

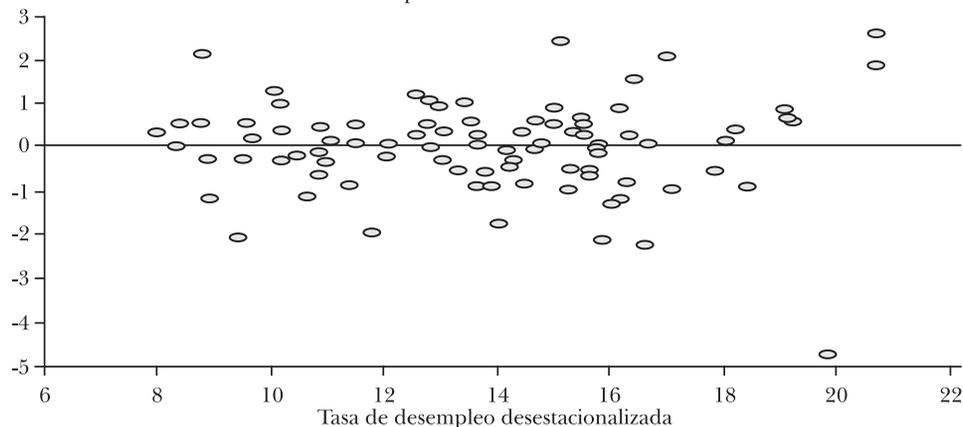
Para ver en términos descriptivos la relación que hay entre desempleo e inflación, la gráfica IV es un diagrama de dispersión donde se ubica en el eje de las abscisas, a la tasa de desempleo desestacionalizada de un mes rezagado, y en el eje de las ordenadas, a la variación mes a mes de la tasa de inflación puntual. Esta gráfica también presenta la línea recta que resulta de realizar la regresión de la variación de la tasa de inflación sobre la tasa de desempleo. Como se observa en esta gráfica, la distribución de las combinaciones de desempleo e inflación es bastante dispersa ocupando casi todos los cuadrantes y no pudiendo distinguirse ninguna forma específica. Esto se confirma con el hecho de que la recta de regresión es casi horizontal (por esta razón esta línea casi no puede ser visualizada), lo cual indica un coeficiente de correlación muy cercano a cero.

Como punto de partida, la información presentada en este cuadro nos presenta un reto. Los métodos de estimación de la NAIRU parten del hecho de que existe una relación negativa entre inflación y desempleo. Si ésta no se visualiza, existe entonces duda de que el método nos dará un resultado

<sup>4</sup> El gasto público acordado es el gasto presupuestado y aprobado por la Asamblea Nacional antes de iniciarse el período fiscal. La Asamblea Nacional es el cuerpo legislativo más alto del país.

correcto. La diferencia la hace en nuestro caso el hecho que hay un año en el cual ocurre un fuerte choque de oferta que hace aparecer una correlación positiva entre inflación y desempleo para ese año. Si este choque de oferta se controla correctamente, el método utilizado en este estudio debería permitirnos estimar a la NAIRU sin el problema de sesgo. Pero antes de comentar sobre los resultados debemos describir el método utilizado.

**GRÁFICA IV.** DIAGRAMA DE DISPERSIÓN, DESEMPLEO *VS.* INFLACIÓN, 2000-2007  
Cambios mes a mes en la tasa de inflación puntual



FUENTES: Banco Central de Venezuela, Instituto Nacional de Estadística y cálculos propios.

### 3. METODOLOGÍAS PARA EL CÁLCULO DE LA NAIRU

El primer paso en nuestra investigación, fue estimar la NAIRU usando el modelo triangular que también es conocido como curva de Phillips aumentada con choques de oferta (Gordon, 1997). Con esta metodología se calcula una NAIRU que es fija en el tiempo directamente con los parámetros estimados. Además, se obtiene un intervalo de confianza de la NAIRU estimada usando el método Gaussiano, el cual se basa en el uso de las técnicas de contraste de hipótesis (Staiger, Stock, y Watson, 1996). Finalmente, se calcula una serie temporal que contiene a la NAIRU conjuntamente con choques de oferta. Usando el filtro de Hodrick-Prescott separamos a la primera de la segunda, de lo cual resulta una NAIRU variante en el tiempo (Ball y Mankiw, 2002).

El modelo triangular de Gordon estima a la NAIRU partiendo de la definición de ésta como aquella tasa de desempleo que es consistente con una curva de Phillips aumentada por expectativas, las cuales son estables en el tiempo. Específicamente, se estima la ecuación que señalamos a continuación:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \beta(L)(u_{t-1} - \bar{u}) + \delta(L)(\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + \gamma(L)X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde  $\pi_t$  es la tasa de inflación,  $u_t$  es la tasa de desempleo y  $\varepsilon_t$  es el término de error; todos en el período  $t$ . El vector adicional  $X_t$  mide los choques de oferta que ocurren en el mes  $t$  que pudieran trasladar a la curva de Phillips hacia arriba o hacia abajo. Los factores  $\beta(L)$  y  $\delta(L)$  son polinomios de rezago, los cuales permiten controlar por dependencia lineal temporal entre las variables. Es importante mencionar que detrás de esta especificación se encuentra el supuesto de que la inflación actúa como una caminata aleatoria. De la especificación en la ecuación (1) proviene el nombre de triangular, ya que divide a los cambios en la inflación entre aquellos debido a la inercia, el término  $\delta(L)(\pi_{t-1} - \pi_{t-2})$ ; a la demanda, el término  $\beta(L)(u_{t-1} - \bar{u})$ ; y a la oferta,  $\gamma(L)X_t$ . La forma reducida que se estima por MCO es:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \beta_0 + \beta(L)u_{t-1} + \delta(L)(\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + \gamma(L)X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde  $\beta_0 = \beta(1)\bar{u}$ ,  $\beta(1) = \sum_{j=1}^k \beta_j$ ,  $\beta_j$  son los coeficientes de los rezagos de la tasa de desempleo y  $k$  es el número de rezagos asociados a esta tasa.

En este trabajo se utilizaron dos metodologías para estimar la NAIRU. La primera metodología parte de asumir que la NAIRU no varía en el tiempo. Por medio del método de estimación MCO se obtienen las estimaciones de todos los coeficientes betas, con los cuales se puede estimar la NAIRU a través de un simple despeje. En otras palabras, la NAIRU constante se puede estimar con la siguiente fórmula:

$$\bar{u} = \frac{\hat{\beta}_0}{\hat{\beta}(1)} \quad (3)$$

donde  $\hat{\beta}_j$  es la estimación del coeficiente beta asociado al rezago  $j$ .

Como en toda estimación, sería conveniente calcular el intervalo de confianza del estimador. Dicho intervalo se construye a partir del conocimiento que se tenga de su distribución probabilística. Por el teorema del límite central uno puede derivar que cada  $\beta_j$  se distribuye normalmente, por lo cual es muy sencillo calcular los límites del intervalo de confianza de las estimaciones de dichos coeficientes. La estimación del intervalo de confianza para la NAIRU se complica dado que esta tasa es una función no lineal de los coeficientes estimados, tal como es presentada en la ecuación (3). En este caso específico  $\bar{u}$  es un cociente de dos estimadores:  $\hat{\beta}_0$  y  $\hat{\beta}(1)$ ; por lo que, el teorema de límite central no puede ser utilizado y por tanto no podemos usar la distribución normal en este caso.

Una manera en que esto puede ser solventado es usando el método Gaussiano (Staiger *et al.*, 1996). Supongamos que queremos verificar si un valor potencial de la NAIRU, llamémosle  $\bar{u}_0$ , pertenece al intervalo de confianza de la NAIRU estimada. El método Gaussiano nos permite realizar esta verificación a través de un simple contraste de hipótesis donde la nula es  $H_0 : \bar{u} = \bar{u}_0$ . Si fallamos en rechazar  $H_0$ , entonces  $\bar{u}_0$  pertenece al intervalo de confianza.

Una manera simple para hacer este contraste es el de utilizar el método que hace la prueba sobre un conjunto de restricciones lineales. El primer paso sería el de calcular la suma residual de la ecuación (2) sin imponer restricciones, la cual se llamará suma residual sin restringir (SRS). El segundo paso es estimar la ecuación (1) reemplazando  $\bar{u}$  con  $\bar{u}_0$  y calcular la suma residual de esta regresión, que se denominará la suma residual restringida (SRR). A continuación se calcula el estadístico  $F$  con la formula:

$$F = \frac{(SRR - SRS)}{SRS / (T - k)}$$

donde  $k$  es el número de coeficientes estimados en el primer paso. El siguiente paso consiste en comprobar la significancia estadística usando la distribución  $F$  con grados de libertad 1 y los respectivos grados de libertad de la regresión sin restricciones. Podemos así obtener este intervalo variando  $u_0$  hasta encontrar aquellos valores para los cuales se rechaza la hipótesis nula. De esta manera, el intervalo con nivel de confianza  $\alpha$  es aquel conjunto de valores para el cual no se puede rechazar la hipótesis nula  $H_0 : \bar{u} = \bar{u}_0$  al respectivo nivel de confianza.

Existen otras formas de estimar el intervalo de confianza de un estimador no lineal. Uno de estos métodos es el método Delta, el cual consiste en aproximar la función del estimador a una función lineal a través de una serie de Taylor. Las propiedades asintóticas de esta función pueden ser entonces estudiadas usando los teoremas convencionales de límite central. Se decidió usar el método Gaussiano ya que éste es más preciso cuando se trabaja con muestras relativamente pequeñas (Staiger *et al.*, 1996).

El segundo método para estimar la NAIRU abandona el supuesto de que ésta es constante en el tiempo, lo cual permite estimar una serie temporal de la NAIRU (Ball y Mankiw, 2002). El primer paso de este método es el calcular una serie de tiempo que contenga a la NAIRU como uno de sus elementos. Esto se hace reexpresando la ecuación (1) de la siguiente manera:

$$\bar{u} - \frac{\hat{\gamma}(L)X_t - \varepsilon_t}{\hat{\beta}(1)} = \frac{\hat{\beta}(L)u_{t-1} - (\pi_t - \pi_{t-1}) + \hat{\delta}(L)(\pi_{t-1} - \pi_{t-2})}{\hat{\beta}(1)} \quad (4)$$

donde hemos reemplazado a los coeficientes por sus valores estimados indicado con la notación  $\hat{\cdot}$ .

Para obtener la NAIRU de la serie temporal calculada con (4) es necesario hacer un supuesto sobre el comportamiento de esta tasa. La NAIRU intenta reflejar las condiciones en el mercado de trabajo en relación con la facilidad con que los trabajadores logran conseguir un empleo deseado, lo cual depende de factores demográficos y las instituciones que gobiernan este mercado. Estos factores e instituciones se piensa cambian muy lentamente en el tiempo, por lo cual nos hace pensar que la NAIRU también varía paulatinamente o, en otras palabras,  $\bar{u}$  sería la tendencia de largo plazo de la serie temporal obtenida con (4).

Una manera sencilla de extraer la tendencia de una serie temporal es usar el filtro de Hodrick-Prescott, el cual es una generalización de una tendencia lineal cuya tasa de crecimiento varía lentamente en el tiempo. Lo que se busca con este método es que la tendencia estimada sea lo más cercano a la serie original aplicando un factor de corrección ( $\lambda$ ) que determina la curvatura de la tendencia. En fórmula, la tendencia se obtiene resolviendo el problema de programación:

$$\underset{\{g_t\}_{t=1}^T}{Min} \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\}$$

donde  $y_t$  es la serie donde se aplica el filtro y  $g_t$  es la tendencia. Si  $\lambda$  es igual a cero entonces la tendencia será igual a la serie original; si  $\lambda$  es infinitamente grande la tendencia será lineal. Para valores intermedios tendremos una tendencia que irá variando lentamente en el tiempo. Mientras  $\lambda$  sea más grande, la tendencia se moverá más suavemente.

Un asunto importante es la escogencia del valor que  $\lambda$  debe tomar, la cual es normalmente arbitraria. Para el caso de datos mensuales, el valor convencional es  $\lambda = 14,400$ ; aunque no existe consenso en la literatura. Por ejemplo, algunos autores asumen que  $\lambda$  trimestral igual a 1,600 es correcto y que los  $\lambda$  para otros períodos deben corregirse por la cuarta potencia del cambio de frecuencia de modo que la tendencia se comporte de manera similar (Ravn y Uhlig, 2002). Para el caso mensual,  $\lambda = 1,600 \times 34 = 129,600$ . Nótese que otros estudios parecen confirmar que un mayor  $\lambda$  en la frecuencia mensual aproxima de mejor manera lo que se conoce convencionalmente sobre los ciclos económicos (Zarnowitz y Ozyildirim, 2006). En este estudio se compara lo que ocurre con la NAIRU estimada cuando  $\lambda = 14,400$  y  $\lambda = 129,600$ . Se preferirá el valor de  $\lambda$  que muestre mayor suavidad en la serie de la NAIRU.

#### **4. ANÁLISIS EMPÍRICO**

En el cuadro 1 se muestran los resultados de las estimaciones por MCO de la ecuación (2) utilizando los datos mensuales descritos anteriormente y que tienen un total de 88 observaciones disponibles. El número de rezagos de la tasa de desempleo fue suficiente para cubrir un trimestre en todos los casos; mientras que el número de rezagos para la variación de la tasa de inflación fue de seis. Se intentaron otras especificaciones con un número mayor de rezagos pero los coeficientes estimados de los rezagos adicionales no fueron estadísticamente significativos.

El cuadro 1 presenta los resultados de tres regresiones en el mismo número de columnas. La columna (1) proporciona la información obtenida a partir de usar la variación porcentual en el tipo de cambio real para controlar por choques de oferta. Este tipo de cambio fue calculado multiplicando a la tasa de cambio oficial la razón del índice de precios al consumidor de los Estados Unidos, quien es el principal socio comercial de Venezuela, y el IPC de este último país. Seguidamente esta medida fue convertida en índice dividiéndola por el tipo de cambio real de junio de 1997, siendo este el mes base, el cual fue luego reexpresado como su recíproco. Esta última transformación permite describir depreciaciones (apreciaciones) reales con disminuciones (aumentos) del índice. En las regresiones donde se utilizó esta variable, el tipo de cambio real fue introducido con exactamente un mes de rezago.

Venezuela ha pasado por tres regímenes cambiarios, tal como puede verse en la gráfica V: bandas cambiarias con deslizamiento de la paridad central desde enero de 2000 hasta enero de 2002; flotación desde febrero de 2002 hasta diciembre de 2003, y régimen de administración de divisas (RAD) o control de cambios desde enero de 2003 hasta el presente. Cada cambio de régimen ha implicado una importante depreciación real y está normalmente asociado al cambiante clima político que se vivió en el período de análisis. Es decir, el tipo de cambio real se depreció en 13% en el mismo mes cuando se pasó del sistema de bandas a la flotación y en 18% cuando pasó de la flotación al RAD. Asimismo, se observa que también se han implementado dos importantes devaluaciones reales durante el tiempo en el cual el RAD ha estado vigente. Estas ocurrieron en enero de 2004 (8%) y marzo de 2005 (10%).

Para obtener la información presentada en la columna (2) se usa como variable de choque de oferta a la variación porcentual de la inflación de los precios relativos de alimentos y bebidas no alcohólicas. Estos precios relativos fueron calculados como la razón del índice de precios al consumidor del grupo de alimentos y bebidas no alcohólicas y del IPC general. La gráfica VI

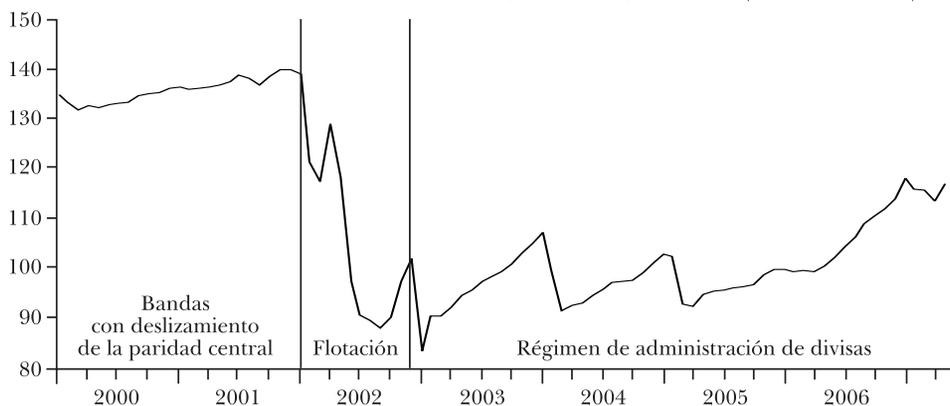
**CUADRO 1.** ESTIMACIONES DE LA NAIRU PARA VENEZUELA CON MODELO TRADICIONAL

	(1)	(2)	(3)
Constante	0.6882 <sup>a</sup> (0.4002)	0.4842 (0.4672)	0.7147 <sup>a</sup> (0.3950)
U <sub>t-1</sub>	-0.0636 (0.1184)	-0.1364 (0.1412)	-0.0362 (0.1200)
U <sub>t-2</sub>	0.4126 <sup>c</sup> (0.1448)	0.5756 <sup>c</sup> (0.1676)	0.3804 <sup>b</sup> (0.1450)
U <sub>t-3</sub>	-0.3983 <sup>c</sup> (0.1242)	-0.4730 <sup>c</sup> (0.1447)	-0.3952 <sup>c</sup> (0.1224)
β(1)	-0.0493 <sup>a</sup> (0.0282)	-0.0337 (0.0328)	-0.0510 <sup>a</sup> (0.0278)
Δπ <sub>t-1</sub>	-0.7120 <sup>c</sup> (0.0915)	-0.6640 <sup>c</sup> (0.1110)	-0.7737 <sup>c</sup> (0.0953)
Δπ <sub>t-2</sub>	-0.5924 <sup>c</sup> (0.1109)	-0.6305 <sup>c</sup> (0.1301)	-0.5845 <sup>c</sup> (0.1097)
Δπ <sub>t-3</sub>	-0.6147 <sup>c</sup> (0.1218)	-0.6309 <sup>c</sup> (0.1432)	-0.5956 <sup>c</sup> (0.1206)
Δπ <sub>t-4</sub>	-0.3512 <sup>c</sup> (0.1274)	-0.3045 <sup>b</sup> (0.1494)	-0.3724 <sup>c</sup> (0.1262)
Δπ <sub>t-5</sub>	-0.2898 <sup>b</sup> (0.1161)	-0.2082 (0.1353)	-0.3246 <sup>c</sup> (0.1156)
Δπ <sub>t-6</sub>	-0.0212 (0.0926)	-0.0133 (0.1087)	-0.0281 (0.0914)
Δtcr <sub>t-1</sub>	-0.0993 <sup>c</sup> (0.0187)		-0.1070 <sup>c</sup> (0.0188)
Δalim <sub>t-1</sub>		0.0432 (0.0515)	0.0908 <sup>b</sup> (0.0441)
NAIRU	13.97 [5.82;22.48]	14.38 [--]	14.01 [8.43; 20.06]
R <sup>2</sup>	0.5749	0.4218	0.5911
Breusch-Godfrey	0.1810	0.4470	0.3159
T	88	87	87

NOTA: Los resultados están basados en datos desde enero de 2000 hasta junio de 2007. Todos los resultados son obtenidos por estimación de MCO donde la variable dependiente es la variación de la inflación, Δπ. Las variables independientes son la tasa de desempleo, *u*, el tipo de cambio real bilateral, *tcr*, y la variación de la inflación de alimentos y bebidas no alcohólicas relativa a la inflación general. La variable *tcr* es calculada como índice donde el año base es 1997. Variaciones positivas de esta variable indican apreciaciones del tipo de cambio real.

<sup>a</sup> Significativo al 10%. <sup>b</sup> Significativo al 5%. <sup>c</sup> Significativo al 1%.

**GRÁFICA V.** ÍNDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL, MENSUAL, 2000-2007 (índice 1997=100)

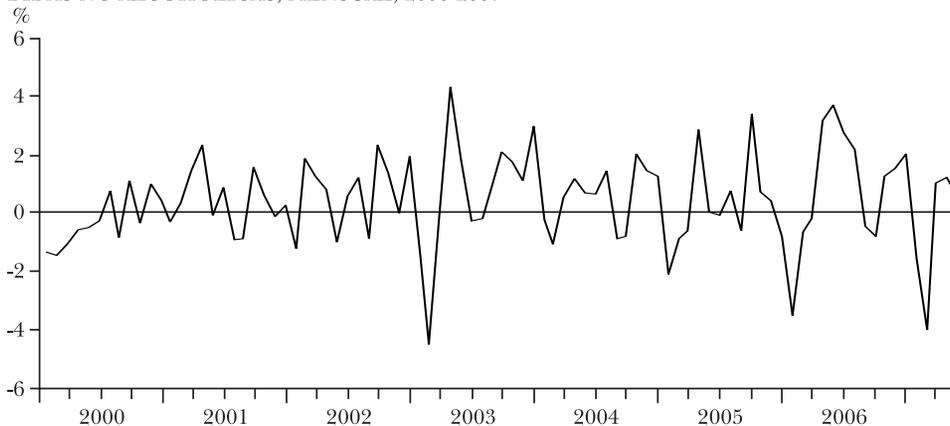


FUENTES: Banco Central de Venezuela y cálculos propios.

presenta como ha sido la variación porcentual mensual de los precios relativos de alimentos y bebidas no alcohólicas. Lo que se hace evidente a simple vista en esta gráfica es la alta volatilidad que se observa en estos precios, lo cual se resume en el hecho de que la desviación estándar de la inflación de estos precios relativos es de 1.5 puntos porcentuales que es mucho mayor que la desviación estándar de la tasa de inflación general (0.9 puntos porcentuales).

En la columna (3) se muestran los resultados que se obtienen al usar la variación en el tipo de cambio real y la variación en la inflación de los precios relativos de los alimentos como controles de los choques de oferta. Dadas

**GRÁFICA VI.** VARIACIÓN PORCENTUAL DEL PRECIO RELATIVO DE LOS ALIMENTOS Y BEBIDAS NO ALCOHÓLICAS, MENSUAL, 2000-2007



FUENTES: Banco Central de Venezuela y cálculos propios.

sus bondades desde el punto de vista estadístico nos concentraremos en describir los resultados de esta columna, haciendo mención de algunos detalles de los observados en las otras.

Además de presentar los estimados de los coeficientes asociados a la tasa de desempleo rezagada también se muestran la suma de dichos coeficientes y el error estándar de esta suma. Con esta suma se estima la NAIRU cuando ésta se considera constante en el tiempo, tal como fue descrito en la sección anterior. Asimismo, se ofrece el intervalo de confianza de esta NAIRU al 90% usando el método Gaussiano de Staiger *et al.* (1996).

Como podemos ver en la columna (3) del cuadro 1, el desempleo tiene un efecto negativo sobre la inflación en el corto plazo, tal como lo predice la curva de Phillips. La suma de los estimados de los coeficientes asociados a la tasa de desempleo rezagada es menor que cero; asimismo esta suma es estadísticamente significativa al 10%. Ante la pregunta de cuánto sería el sacrificio de tener una tasa de desempleo por debajo de la NAIRU, los resultados nos indican que si la primera está un punto porcentual por debajo de la segunda, la tasa de inflación subiría 0.5 puntos porcentuales durante el trimestre siguiente, manteniéndose todo lo demás constante.

La variación en la tasa de inflación exhibe algo de inercia, mas ésta vuelve a su promedio de largo plazo de una manera bastante rápida. Asimismo, esta variación muestra una dinámica compleja. Al fijarnos en los estimados de los coeficientes de la variación de inflación rezagada se puede observar que éstos son estadísticamente significativos, excepto por el coeficiente correspondiente al sexto rezago. Además, todos ellos tienen signos negativos, lo que indica que después de un choque en la variación de la tasa de inflación, la misma fluctúa cíclicamente alrededor de su valor promedio hasta que alcanza a éste.

Depreciaciones del tipo de cambio real tienen un efecto positivo sobre la variación de la inflación manteniendo constante los otros factores; es decir, depreciaciones reales trasladan la curva de Phillips hacia la derecha. Para interpretar los resultados relacionados con los choques de oferta hay que recordar cómo se construyó el índice de tipo de cambio real. Manteniendo esto en cuenta, una reducción del índice del tipo de cambio real (depreciación) en 1% trae como consecuencia un aumento en la tasa de inflación mensual de 0.1 puntos porcentuales manteniendo todo lo demás constante; resultado que es estadísticamente significativo. La relación entre tipo de cambio real y la variación en la inflación se debe más a las depreciaciones nominales observadas en Venezuela a partir de principios de los años ochenta que a las diferencias en variaciones de inflación doméstica e inflación externa. Este hallazgo es consistente con el hecho, encontrado en la literatura, de que a partir del abandono del tipo de cambio fijo en 1983 y las sucesivas

variaciones del tipo de cambio nominal ocurridas posteriormente, la inflación ha mostrado una alta persistencia (Dorta, Guerra, y Sánchez, 2002; Álvarez, Dorta, y Guerra, 2002).<sup>5</sup>

El efecto de los choques en los precios de los alimentos y bebidas no alcohólicas sobre la curva de Phillips aumentada parece ser oscurecido por choques en el tipo de cambio real oficial. Sin embargo, esta última aseveración no implica que ambas variables estén correlacionadas; para ilustrar esto, se estimó el coeficiente de correlación entre la variación de la inflación de los precios relativos de los alimentos y la variación del tipo de cambio real siendo su valor 0.02. En la columna (2) se observa que el coeficiente estimado de la tasa de inflación de los precios relativos de los alimentos y bebidas no alcohólicas es positivo pero estadísticamente no significativo. Cuando hacemos esta misma evaluación pero manteniendo constante el tipo de cambio real nos encontramos que la inflación relativa de alimentos y bebidas no alcohólicas ahora sí es estadísticamente significativa. Asimismo, observamos que un choque positivo en esta inflación de un punto porcentual aumenta la tasa de inflación total en 0.1 puntos porcentuales manteniendo todo lo demás constante.

La columna (3) del cuadro 1 nos indica que la NAIRU para Venezuela es 14.01% cuando asumimos que ésta es constante en el tiempo; aunque, esta estimación muestra un intervalo con un nivel de confianza del 90% bastante amplio. En otras palabras existe un 90% de probabilidad de que la NAIRU se encuentre entre 8.4% y 20.06%, siendo la amplitud de aproximadamente 12 puntos porcentuales. Este resultado no nos debe sorprender dada la variabilidad observada en la tasa de desempleo mensual durante el período de estudio. Hay que recordar que el mínimo y máximo de esta tasa es 7.9% (mayo de 2005) y 19.7% (diciembre de 2002) respectivamente; mostrando, así mismo, una desviación estándar de 2.8 puntos porcentuales. Dada esta variabilidad es difícil que métodos de estimación simple, tales como los que hemos utilizado en este artículo, nos den un estimado preciso de la NAIRU.<sup>6</sup> Si se quiere aumentar la precisión de esta estimación será necesario recopilar más información o explorar otras especificaciones, tal como se hace más adelante.

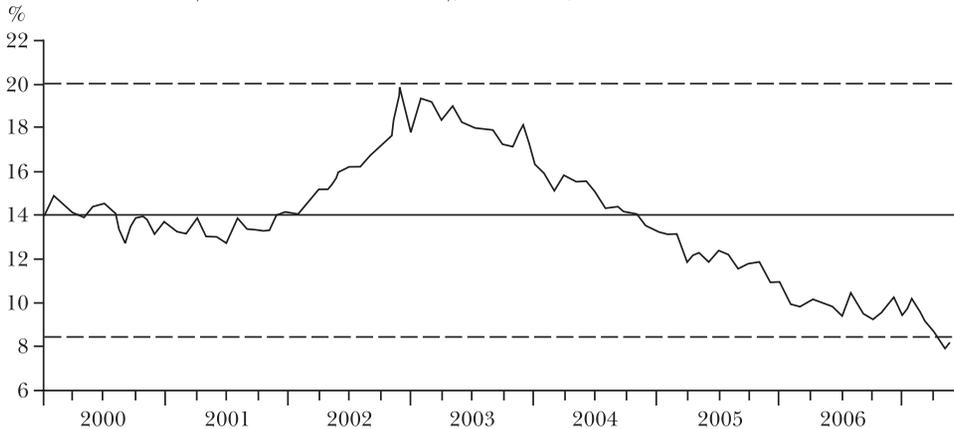
La gráfica VII ilustra de manera visual las consecuencias de la alta imprecisión del estimado de la NAIRU. La tasa de desempleo ajustada de efectos estacionales es la línea partida que no es constante en el tiempo; mientras que la NAIRU estimada es la línea continua en el centro de la gráfica. El

<sup>5</sup> El régimen cambiario en Venezuela antes de 1983 era un tipo de cambio fijo con libre convertibilidad.

<sup>6</sup> Ver (Staiger, Stock, y Watson, 1997) para una evaluación de la precisión de los estimados de la NAIRU para los Estados Unidos.

intervalo de confianza está representado por las líneas discontinuas horizontales. Si nos planteamos la pregunta: ¿está la tasa de desempleo a junio de 2007 por debajo de la NAIRU? tendríamos que responder que no hay evidencia estadística de que así sea, a pesar de que en términos numéricos exista una diferencia de -5.82 puntos porcentuales entre la NAIRU y la tasa de desempleo corriente.

**GRÁFICA VII.** ESTIMACIÓN DE LA NAIRU CONSTANTE CON SU INTERVALO DE CONFIANZA AL NIVEL DE 90% (LÍNEAS DISCONTINUAS), MENSUAL, 2000-2007



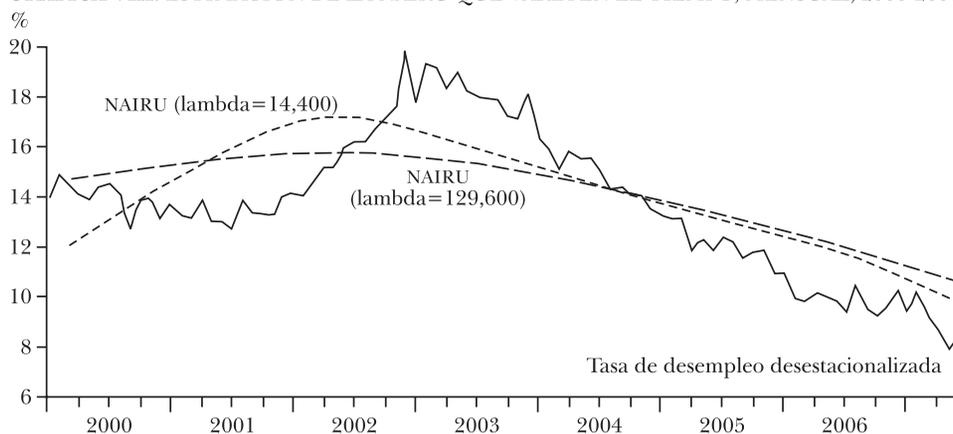
FUENTE: cálculos propios.

Un método alternativo para estimar esta tasa es levantando el supuesto de que la NAIRU es constante en el tiempo. La gráfica VIII presenta las estimaciones de esta NAIRU para los últimos ocho años, utilizando para su cálculo el filtro de Hodrick-Prescott sobre la serie temporal obtenida a través de la ecuación (4). La línea continua es la tasa de desempleo mensual ajustada por estacionalidad. Las dos líneas quebradas son estimados de la NAIRU calculadas con valores distintos del parámetro de suavizado del filtro mencionado anteriormente: una serie se estima usando  $\lambda = 14,400$  (valor que es recomendado para datos mensuales) y la otra serie se asocia a  $\lambda = 129,600$  (Ravn y Uhlig, 2002).

Ambas series suavizadas nos dicen la misma historia; es decir, la NAIRU crece hasta mitad de 2002 antes de empezar a caer continuamente. La diferencia entre ambas series viene dada por el máximo y mínimo alcanzados, entre otras menos importantes. Para el caso del menor valor del parámetro de suavizado, la NAIRU alcanza un valor máximo en junio de 2002, 17.2%; pero este valor es 15.8% en mayo de 2002 cuando el valor de  $\lambda$  es más alto. Igualmente, el estimado de la NAIRU es de 8.9% y 10.7% cuando usamos el

menor y el mayor del parámetro de suavizado, respectivamente. Esta diferencia se origina en el hecho de que el filtro de Hodrick-Prescott actúa como un promedio móvil cuyo ancho de ventana depende positivamente de  $\lambda$ . Mientras más datos son incluidos más suave se verá la tendencia; es decir, tendrá valores extremos menores.

**GRÁFICA VIII.** ESTIMACIÓN DE LA NAIRU QUE VARÍA EN EL TIEMPO, MENSUAL, 2000-2007



FUENTES: Instituto Nacional de Estadística y cálculos propios.

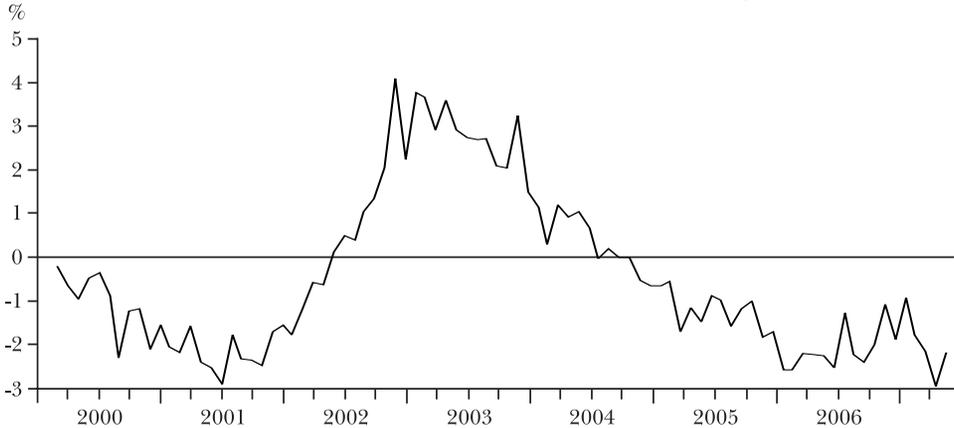
El aumento de la NAIRU se puede explicar por la fuerte situación de conflicto político que experimentó Venezuela durante el año 2002. En ese año, se presentó un fuerte enfrentamiento entre el Gobierno Nacional y los grupos políticos que se le oponían, lo cual afectó sensiblemente las expectativas de toda índole y produjo de hecho una fuerte depreciación nominal (85%), y debilidad en las finanzas públicas cubierta en buena medida por dicha depreciación.<sup>7</sup> A esto se le agrega el fuerte crecimiento de la población económicamente activa en los años 2001 (7.5% de crecimiento) y 2002 (5.1%), provenientes en su mayoría de los grupos de la población que tienden a mostrar una tasa de desempleo más alta: los jóvenes y las mujeres. A manera de ejemplo, la tasa de desempleo total fue en promedio 13.8% entre 2000 y 2007 según el Instituto Nacional de Estadística; mientras que la tasa de desempleo para mujeres y jóvenes (entre 15 y 24 años de edad) durante el mismo período fue 15.6 y 24.0%, respectivamente. Luego de iniciarse la solución de la crisis política y de la aplicación de importantes medidas de política económica y social, tales como la instauración de un control de cambio

<sup>7</sup> En el año 2002, cerca de la mitad de los ingresos del sector público consolidado correspondieron a ingreso petrolero. A pesar de que el petróleo es transado en dólares, su contribución al fisco se hace en bolívares.

en 2003 y la masificación de los programas sociales conocidos como misiones a partir de 2004, se observa un cambio hacia expectativas de inflación más estable en conjunto con la salida de la población económicamente activa de parte de los mismos grupos poblacionales que habían entrado en 2001 y 2002, relacionados con la caída de la NAIRU que se visualiza en la gráfica VIII.

La gráfica IX nos ilustra el comportamiento cíclico de la demanda a través de la brecha del desempleo, la cual se calcula como la diferencia entre la tasa de desempleo y la NAIRU. Si esta brecha es positiva se puede decir que la demanda está floja y que la inflación debería en consecuencia bajar. Por otro lado, si esta brecha es negativa se diría que hay presiones inflacionarias provenientes de la demanda. Como podemos ver en la gráfica, Venezuela ha pasado por cuatro períodos. Entre enero de 2000 y julio de 2001, la economía venezolana goza de un buen desenvolvimiento en el mercado petrolero mundial que le permitió mantener una fuerte expansión de demanda a través del gasto público y del consumo privado (BCV, 2001).

**GRÁFICA IX. ESTIMACIÓN DE LA BRECHA DE DESEMPLEO MENSUAL, 2000-2007**



FUENTE: cálculos propios.

A partir de agosto de 2001, se empiezan a sentir las consecuencias de la crisis política que estaba madurando para ese momento. En consecuencia, comienza una fuerte disminución en la demanda que se extiende hasta diciembre de 2002. A partir de entonces y durante todo el año 2003, la demanda se mantendrá estancada luego de soportar la paralización de la actividad petrolera ocurrida a principios de ese año y de las medidas económicas implementadas para superar la severa crisis económica que ocurrió posteriormente (Banco Central de Venezuela, 2003). El comienzo de la superación de

la crisis política, a través de la convocatoria a referéndum revocatorio a inicios de 2004, en conjunto con una política fiscal expansiva financiada principalmente por las exportaciones petroleras de ese año (USD 31,917 millones (BCV, 2005) permitió el inicio de un fuerte crecimiento en la demanda a partir de enero de 2004 y que se ha mantenido hasta el presente.

## 5. ALGUNOS MODELOS ALTERNATIVOS

Como describimos en la sección anterior, la NAIRU parece estar cayendo desde el año 2003 en el caso venezolano. Se nos plantea entonces la necesidad de evaluar si podemos estimar esta tasa a través de un método econométrico directamente y no a través del filtro de Hodrick-Prescott. Los resultados de llevar a cabo esta tarea será descrita en esta sección. Más específicamente se usarán dos tipos de especificaciones que levantan el supuesto de la invariabilidad temporal de la NAIRU, a saber: el modelo *spline* cúbico y el modelo de quiebre estructural.

En el modelo *spline* cúbico la tendencia de la variación de la inflación se divide en varios trozos de acuerdo con el número de nudos que se definan (Staiger *et al.*, 1996). Un *spline* es una función especial compuesta por polinomios, que en nuestro caso son de tercer grado, con valores específicos para sus parámetros en distintos intervalos del dominio. Los puntos que dividen los intervalos, incluyendo el valor inicial del dominio, se denominan nudos. En este estudio se usará un *spline* cúbico del tiempo con dos nudos, y otro con tres nudos.

Las ecuaciones a estimar son: *i*) con dos nudos (2000:1 y 2004:1):

$$\Delta\pi_t = \beta_0 + \phi_1 t + \phi_2 t^2 + \phi_3 t^3 + \phi_4 d_{1t} [t - t(2004:1)]^3 + \beta(L)u_{t-1} + \delta(L)\Delta\pi_{t-1} + \gamma(L)X_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde  $t$  es un término de tendencia lineal que se hace cero en el mes inicial de la muestra,  $t(2004:1)$  es el valor de esta tendencia en el mes de enero de 2004 y  $d_{1t}$  es una variable ficticia que toma el valor de uno a partir de ese mismo mes; y *ii*) con tres nudos (2000:1; 2002:7 y 2005:1):

$$\Delta\pi_t = \beta_0 + \phi_1 t + \phi_2 t^2 + \phi_3 t^3 + \phi_4 d_{1t} [t - t(2002:7)]^3 + \phi_5 d_{2t} [t - t(2005:1)]^3 \dots \quad (6)$$

donde  $d_{1t}$  es una variable ficticia que toma el valor de uno entre julio de 2007 y diciembre de 2004,  $d_{2t}$  es otra variable ficticia que toma el valor de uno a partir de enero de 2005 hasta el final del período muestral y los términos entre corchetes tienen la misma interpretación que para la ecuación

anterior. Los tres puntos suspensivos indican que no hay cambios en el resto de la especificación manteniendo los términos indicados en (5). Los coeficientes de las ecuaciones anteriores se estiman por MCO y la NAIRU se calcula con la fórmula  $\left(\hat{\beta}_0 + \hat{\phi}_1 t + \hat{\phi}_2 t^2 + \hat{\phi}_3 t^3 + \hat{\phi}_4 d_t [t - t(2004:1)]^3\right) / \hat{\beta}(1)$  en el caso del modelo con dos nudos y  $\left(\hat{\beta}_0 + \hat{\phi}_1 t + \hat{\phi}_2 t^2 + \hat{\phi}_3 t^3 + \hat{\phi}_4 d_{1t} [t - t(2002:7)]^3 + \hat{\phi}_5 d_{2t} [t - t(2005:1)]^3\right) / \hat{\beta}(1)$

en el caso del modelo con tres nudos.

En el modelo de quiebre estructural la NAIRU toma dos valores; uno antes del quiebre y el otro después. La ecuación a estimar mediante MCO es la siguiente:

$$\Delta \pi_t = \beta_0^1 + d_t \beta_0^2 + \beta(L) u_{t-1} + \delta(L) (\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + \gamma(L) X_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

donde  $\beta_0^1$  es el término constante durante todo el período y  $\beta_0^2$  es el cambio en la constante que origina el quiebre estructural;  $d_t$  es una variable ficticia que es igual a uno después del quiebre estructural. Con esta especificación es muy sencillo añadir nuevos quiebres simplemente agregando nuevos términos  $d_t^i \beta_0^i$ .

La estimación del mes cuando ocurre el quiebre se hace a través de un método secuencial (Andrews, 1993; Andrews y Ploberger, 1994). Este método parte de dividir el período muestral en dos intervalos y estimar el estadístico de Chow (Chow, 1960) para comprobar si los coeficientes estimados con un intervalo son distintos a los estimados con el otro intervalo. El período del quiebre se varía consecutivamente y se escoge el mayor valor del mencionado estadístico. La hipótesis nula es que no hay quiebre estructural y se verifica si el valor de dicho estadístico es mayor que el valor crítico proporcionado en Andrews (1993) para rechazarla. En este modelo la NAIRU se calcula con  $\hat{\beta}_0^1 / \hat{\beta}(1)$  para el período antes del quiebre y  $(\hat{\beta}_0^1 + d_t \hat{\beta}_0^2) / \hat{\beta}(1)$  para el período después del quiebre.

El cuadro 2 ofrece los resultados de estimar la NAIRU con los modelos antes descritos. Las primeras dos columnas tiene los resultados del modelo *spline* con dos y tres nudos, respectivamente, y la tercera columna muestra los resultados del modelo con quiebre estructural donde éste ocurre en abril de 2004. Los datos utilizados en la estimación corresponden al mismo período muestral que los resultados mostrados en el cuadro 1; así como las variables de control y sus respectivos rezagos. Excepto por la suma de coeficientes  $\beta(1)$  que no es estadísticamente significativa en los modelos de *spline*,

las características de estos resultados son similares a los comentados en la sección anterior.

**CUADRO 2.** ESTIMACIONES DE LA NAIRU PARA VENEZUELA CON MODELOS ALTERNATIVOS

	<i>Spline</i>		
	<i>2 nudos</i>	<i>3 nudos</i>	<i>Quiebre estructural</i>
$\beta(1)$	-0.1159 (0.1062)	-0.0825 (0.0838)	-0.0721 <sup>a</sup> (0.0358)
Prob(estadístico F):			
Desempleo	0.0215	0.0271	0.0040
Inflación	<0.001	<0.001	<0.001
Tipo de cambio real	<0.001	<0.001	<0.001
Inflación Alimentos	0.0159	0.0177	0.0456
NAIRU:			
2000:1-2004:3	14.39	14.03	15.11
2004:4-2006:6	12.21	13.52	12.48
R <sup>2</sup>	0.5871	0.5812	0.5904
Breusch-Godfrey	0.0846	0.0678	0.3188
Prueba de Quandt y Andrews			0.8766 [1.0000]
T	88	88	87

NOTA: Los resultados están basados en datos desde enero de 2000 hasta junio de 2007. Todos los resultados son obtenidos por estimación MCO donde la variable dependiente es la variación de la inflación,  $\Delta\pi$ . Las variables independientes son la tasa de desempleo,  $u$ , el tipo de cambio real bilateral,  $tcr$ , y la variación de la inflación de alimentos y bebidas no alcohólicas relativa a la inflación general. La variable  $tcr$  es calculada como índice donde el año base es 1997. Variaciones positivas de esta variable indican apreciaciones del tipo de cambio real. Los números en paréntesis son errores estándar; los números en corchetes son probabilidades.

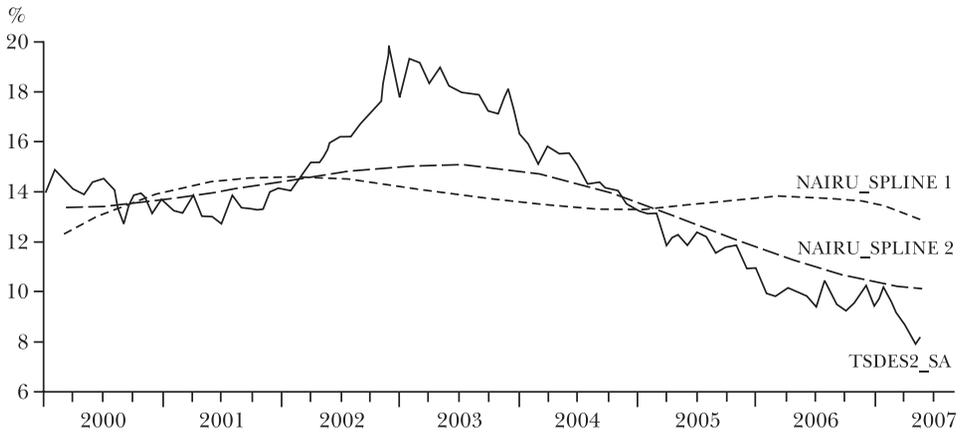
<sup>a</sup> Significancia al 5%.

Todos los modelos confirman la tendencia decreciente que ha tenido la NAIRU; aunque, no existe uniformidad en cuanto al valor de esta tasa para el período más reciente. Para evaluar esta proposición se muestra la NAIRU para dos períodos distintos: enero de 2000-marzo de 2004, y abril de 2004-junio de 2007; estos períodos corresponden con los dos intervalos estimados con las pruebas de quiebre estructural. La NAIRU del modelo *spline* fue calculada como el promedio durante cada período; mientras que, la NAIRU del modelo de quiebre estructural fue obtenida directamente de los coeficientes estimados. Como podemos ver en el cuadro 2, la NAIRU fue más alta para el período entre enero de 2001 y marzo de 2004 (entre 14.0% y 15.1%), lo que corresponde en términos cualitativos igual a lo estimado a través del filtro de

Hodrick-Prescott (véase gráfica VII). A continuación, la NAIRU estimada cae de manera importante (pasa a valores entre 12.2% y 13.5% según la especificación). Es importante mencionar que al aplicar la prueba de Quandt y Andrews no se pudo rechazar que no había quiebre estructural en los datos.

Los promedios de la NAIRU estimada a través del modelo *spline* esconden las variaciones que ésta ha tenido mes a mes, las cuales se pueden observar a través de la gráfica X. Esta gráfica presenta la tasa de desempleo mensual corregida por estacionalidad conjuntamente con la NAIRU estimadas con los dos modelos *spline*.

**GRÁFICA X.** ESTIMACIÓN DE LA NAIRU CON EL MODELO *SPLINE* MENSUAL, 2000-2007



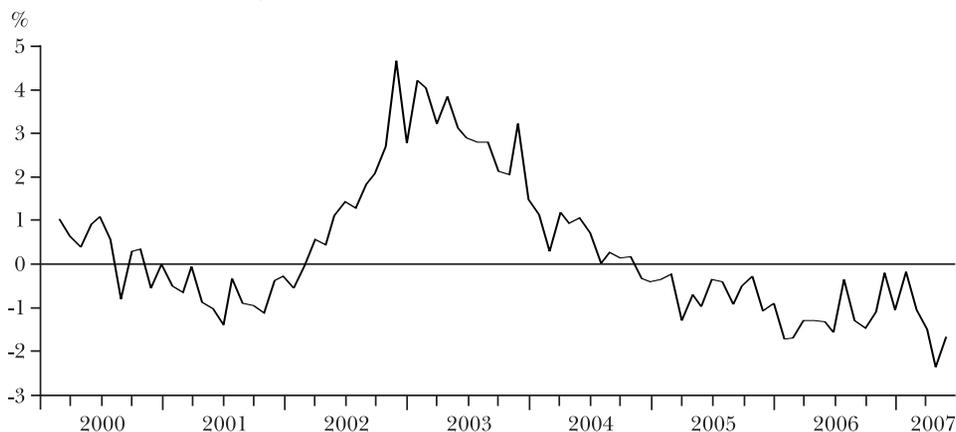
FUENTES: Instituto Nacional de Estadística y cálculos propios.

Las series temporales de la NAIRU estimada con el modelo *spline* muestran un comportamiento completamente disímil. Por ejemplo, la NAIRU calculada con tres nudos exhibe dos máximos. El primer máximo ocurre en febrero de 2002 justo antes de los confusos eventos de abril de ese mismo año; el segundo máximo se encuentra en junio de 2006 sin que pueda este asociarse a ningún evento especial excepto por las elecciones presidenciales que se llevaron a cabo en ese año.

La serie temporal estimada con sólo dos nudos es más consistente con el comportamiento que ha exhibido la tasa de desempleo mensual desestacionalizada. La NAIRU parece crecer hasta mayo de 2003 (dos meses después de haber culminado la huelga petrolera) cuando alcanza un valor de 15.1% antes de comenzar a caer continuamente siendo su valor para junio de 2007 de 10.1%, el menor de toda la serie. La gráfica X nos permite visualizar el comportamiento de la brecha de desempleo calculada con la NAIRU estimada

con el modelo *spline* de dos nudos. Esta brecha tiene un comportamiento similar al de la brecha estimada con el filtro de Hodrick-Prescott.

**GRÁFICA XI.** ESTIMACIÓN DE LA BRECHA DE DESEMPLEO CON EL MODELO *SPLINE* DE DOS NUDOS MENSUAL, 2000-2007



FUENTE: cálculos propios.

## 6. CONCLUSIONES Y EXTENSIONES

En este trabajo se estimó la NAIRU para Venezuela usando la metodología de la curva de Phillips aumentada con choques de oferta denominado como el modelo triangular de Gordon. Los choques de oferta son controlados con los cambios en el logaritmo del tipo de cambio real efectivo de un período con el del período anterior, así como la variación en la inflación de los precios relativos de los alimentos. Esta estimación se realiza con datos mensuales y se obtiene una NAIRU directamente de los coeficientes estimados bajo el supuesto de que esta tasa no varía en el tiempo. Nuestro primer hallazgo es que la NAIRU se encuentra alrededor del 14%. En la misma forma, se estimó el intervalo de confianza (de 90%) de este estimado usando el método Gaussiano. Este intervalo revela que la NAIRU estimada es bastante imprecisa, siendo el ancho de dicho intervalo de aproximadamente 11.7 puntos porcentuales (entre 8.4 y 20.1%).

Por otro lado, se estimó una NAIRU variable en el tiempo usando el filtro de Hodrick-Prescott. Este método deja ver que esta tasa sube desde principios de 2000 hasta la mitad de 2002 cuando alcanza un máximo de más de 16% antes de empezar a caer continuamente. Este aumento pudo haber estado asociado con la situación de crisis política que atravesaba Venezuela durante el período, la cual afectó las expectativas de inflación y atrajo a la

fuerza de trabajo a grupos de la población que tienden a tener una tasa de desempleo más alta: mujeres y jóvenes. El mínimo de la NAIRU estimada ocurre en junio de 2007 con un valor cercano al 10%.

También, se estimó la NAIRU usando modelos alternativos más sofisticados que le dan más flexibilidad al cálculo de esta tasa haciéndola variable en el tiempo. Estos modelos son el de *spline* y el de quiebre estructural. En este sentido, se encontró que el análisis inicial no se ve alterado; pero que tampoco hay evidencia estadística de que haya ocurrido un quiebre estructural en el modelo. Esto último sugiere que el modelo más simple sigue siendo preferible a los modelos más complejos.

El hecho de que las estimaciones tienen un alto grado de incertidumbre, así como la imposibilidad de encontrar un quiebre estructural, nos hace concluir que la NAIRU estimada en este estudio debe tomarse con precaución. A pesar de que su cálculo se debe continuar llevando a cabo conjuntamente con la estimación de la brecha de desempleo, estas cifras deben combinarse con otros indicadores a la hora de ser utilizados para diseñar las medidas de política económica. Igualmente, debe tenerse en cuenta que todavía hay mucho que estudiar acerca de los choques de oferta que Venezuela parece haber confrontado de manera periódica, los cuales pueden complicar la estimación de una NAIRU sin sesgos.

Un próximo paso es continuar el uso de modelos más sofisticados para estimar la NAIRU en el caso venezolano de modo que se aumenten las opciones a la hora de hacer la evaluación de donde nos encontramos en el ciclo económico. Una opción sería utilizar el modelo que estima esta tasa como una variable no observable usando el filtro de Kalman. Una razón para usar este modelo es que permite recuperar la serie temporal de la NAIRU estimada sin incurrir en los problemas conocidos con el parámetro de ajuste  $\lambda$  del filtro de Hodrick-Prescott o, en el caso de este filtro, con la falta de datos en los extremos. Al mismo tiempo permitiría incorporar otra fuente de incertidumbre como lo es la naturaleza estocástica de la NAIRU. Este paso quedará para la continuación de este proyecto de investigación.

Existen también otras técnicas que aún no se han probado o, en caso contrario, todavía no completamente. Por ejemplo, las técnicas de series de tiempo no lineales podrían ser una buena alternativa. Actualmente nos encontramos estimado modelos de transición suave sobre la serie de tasa de desempleo que permiten ver los cambios de la NAIRU como cambios entre regímenes. Otra aproximación que debe ser estudiada es la de vectores autorregresivos.

Otra estrategia que se podría utilizar es la de generar indicadores de flujo del mercado de trabajo que nos permita determinar si hay importantes restricciones que pueden estar afectando la fijación de salarios y por ende a

la inflación. Para esto se puede explotar el cuasi-panel de individuos que surge del diseño muestral de la Encuesta de Hogares por Muestreo. Esta encuesta mantiene en la muestra a las viviendas originalmente entrevistadas por un tiempo hasta que la muestra es refrescada (se sustituyen viejas viviendas por nuevas en la muestra). Con estos cuasi-paneles se puede calcular cuántas personas cambian de estado de empleo (inactivo, desocupado y ocupado), lo cual permite caracterizar las condiciones en las cuales se encuentra el mercado de trabajo.

## REFERENCIAS

- Álvarez, F., M. Dorta y J. Guerra (2002), “Persistencia inflacionaria en Venezuela: Evolución, causas e implicaciones”, en J. Guerra (ed.), *Estudios sobre la inflación en Venezuela*, Banco Central de Venezuela, Caracas, pp. 71-96.
- Andrews, D. W. K. (1993), “Tests for parameter instability and structural change with unknown change point”, *Econometrica*, vol. 61, n° 4, pp. 821-856.
- Andrews, D. W. K., y W. Ploberger (1994), “Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative”, *Econometrica*, vol. 62, n° 6, pp. 1383-414.
- Ball, L., y N. G. Mankiw (2002), “The NAIRU in theory and practice”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 16, n° 4, pp. 115-36.
- Banco Central de Venezuela (2001), *Informe económico 2000*, Banco Central de Venezuela, Caracas.
- Banco Central de Venezuela (2003), *Informe económico 2002*, Banco Central de Venezuela, Caracas.
- Banco Central de Venezuela (2005), *Informe económico 2004*, Banco Central de Venezuela, Caracas.
- Banco Central de Venezuela (2007), *Informe económico, 2006*, Banco Central de Venezuela, Caracas.
- Blanchard, O., y L. F. Katz (1997), “What we know and do not know about the natural rate of unemployment”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 1, pp. 51-72.
- Chow, G. C. (1960), “Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions”, *Econometrica*, vol. 28, pp. 591-603.
- Dorta, M., J. Guerra y G. Sánchez (2002), “Credibilidad y persistencia de la inflación en Venezuela”, J. Guerra (ed.), *Estudios sobre la inflación en Venezuela*, Banco Central de Venezuela, Caracas, pp. 53-70.

- Gordon, R. J. (1997), "The time-varying NAIRU and its implications for economic policy", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, nº 1, pp. 11-32.
- Hodrick, R. J., y E. C. Prescott (1997), "Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation", *Journal of Money, Credit & Banking*, vol. 29, nº 1, pp. 1-16.
- Laubach, T. (2001), "Measuring the NAIRU: Evidence from seven economies", *Review of Economics and Statistics*, vol. 83, nº 2, pp. 218-31.
- Phelps, E. S. (1967), "Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time", *Economica*, vol. 34, nº 135, pp. 254-81.
- Phelps, E. S. (1968), "Money-wage dynamics and labor-market equilibrium", *Journal of Political Economy*, vol. 76, nº 4, pp. 678-711.
- Ravn, M. O., y H. Uhlig (2002), "On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations", *Review of Economics and Statistics*, vol. 84, nº 2, pp. 371-76.
- Staiger, D., J. H. Stock y M. W. Watson (1996), *How precise are estimates of the natural rate of unemployment?*, National Bureau of Economic Research, Inc. (NBER Working Papers, nº 5477).
- Staiger, D., J. H. Stock y M. W. Watson (1997), "The NAIRU, unemployment and monetary policy", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, nº 1, pp. 33-49.
- Zarnowitz, V., y A. Ozyildirim (2006), "Time series decomposition and measurement of business cycles, trends and growth cycles", *Journal of Monetary Economics*, vol. 53, nº 7, pp. 1717-39.