

De la curva de Phillips a la NAIRU: un análisis empírico

(Recibido: abril/011–aprobado: julio/011)

*José Dimas Liquitaya Briceño**

Resumen

En este artículo se efectúa una reseña de la evolución histórica del concepto *Tasa de Desempleo No Aceleradora de la Inflación* (NAIRU, por su acrónimo en inglés) a partir del debate en torno a la curva de Phillips; se revisan algunos problemas metodológicos que enfrentan quienes se proponen estimar esta variable, y principalmente se demuestra que los cálculos de una virtual NAIRU a partir de la regresión muestral directa de la tasa de inflación en función de la tasa de desempleo siempre son sesgados debido a que el grado de asociación lineal entre ambas variables no es perfecto. Adicionalmente se demuestra que, aun soslayando los problemas examinados, la evidencia empírica cuestiona severamente la pertinencia de la NAIRU como guía para la política monetaria o como instrumento para el pronóstico de la tasa de inflación.

Palabras clave: NAIRU, Tasa natural de desempleo, inflación, curva de Phillips.

Clasificación JEL: E24, E31, E63.

* Profesor-Investigador y Jefe del Área de Teoría Económica y del C. A. “Modelos Macroeconómicos” del Departamento de Economía de la UAM-Iztapalapa (jdlb30@yahoo.com.mx).

Introducción

La importancia que tiene la hipótesis de la *Tasa de Desempleo No Aceleradora de la Inflación* en el análisis económico, puede ser mejor ponderada si consideramos que, hoy en día, es la noción más difundida de una tasa de desempleo de equilibrio o *natural* compatible con una tasa de inflación estable. De acuerdo con ella, un estímulo macroeconómico –política fiscal o monetaria expansiva para aumentar la demanda agregada– puede impulsar el desempleo hacia dicha tasa, pero un impulso adicional podría acelerar el crecimiento de los precios sin que el desempleo disminuya de modo permanente. Esta hipótesis, como la teoría de la curva de Phillips (CPh) en la que se basa, recibe gran atención en el mundo académico y en la administración pública. En su aplicación práctica, los estudios oficiales la vinculan con las políticas del Banco Central del país en cuestión, y la mayoría de los autores asumen que es, o debería ser, la principal guía para conducir la política monetaria, de modo tal que, si la tasa de desempleo es más baja que la NAIRU estimada, correspondería al Banco Central instrumentar una política monetaria restrictiva para evitar que aumente la tasa de inflación.

Resulta, sin embargo, sorprendente constatar que, hasta el presente, ninguna visión de la curva de Phillips y, por ende, de la NAIRU ha logrado establecerse como un enfoque teórico consistente, compatible con los postulados de racionalidad de los agentes (véase, por ejemplo, Frisch, 1977; Galbraith, 1997; Laidler y Parkin, 1975; Liquitaya, 1994; Niskanen, 2002; Reichel, 2004; Santomero y Seater, 1978, y Sawyer, 1997), y si aparenta concordar con sus fundamentos microeconómicos, genera resultados incongruentes con los hechos observados (como el modelo estándar de los Nuevos Keynesianos. Véase Chadha y Nolan, 2004; Galí y Gertler, 1999; Liquitaya, 2008; Mankiw, 2001).

En vista de que la literatura que exhibe las limitaciones teóricas de la curva de Phillips y de la NAIRU es vasta, remitimos al lector a la bibliografía consultada.¹ En el presente artículo nuestra contribución al debate se centra en la pertinencia empírica de la NAIRU derivada de la curva de Phillips. Como se habrá de constatar, concluimos que no lo es, ni como guía para la política monetaria ni como instrumento para el pronóstico de la inflación.

A nuestro juicio, este resultado debería reclamar la atención de académicos y de autoridades económicas, máxime si consideramos que su uso como instrumento para la política monetaria en México puede tener efectos contraproducentes sobre

¹ La variedad de los problemas teóricos que enfrentan los enfoques de la curva de Phillips es tal, que una reseña de los mismos requeriría ser tratada en un trabajo especial.

el empleo, la actividad económica y la inflación y, por ende, sobre las condiciones de vida de los habitantes de México, como parece haber sucedido en los EUA.²

El artículo se encuentra organizado de manera simple. En la primera sección nos referimos a la controversia keynesiana-monetarista respecto a la curva de Phillips, que dio origen a la hipótesis de la “tasa natural de desempleo” (TND o NRU por su acrónimo en inglés) formulada por Friedman (1968) y pábulo para ulteriores discusiones que condujeron a la hipótesis de la NAIRU, plasmando el esfuerzo de los keynesianos por contrarrestar la crítica monetarista a las prescripciones de política basadas en dicha curva. En la segunda, destacamos los problemas de identificación y cómputo de los errores estándar que enfrenta la virtual estimación de la NAIRU. A continuación demostramos formalmente que los cálculos de esta variable, que parten de la regresión muestral directa de la tasa de inflación en función de la tasa de desempleo, resultan siempre sesgados debido a que el grado de asociación lineal no es perfecto. En la cuarta sección, complementamos nuestro estudio efectuando un análisis empírico con información de la economía mexicana. Los resultados nos permiten corroborar el carácter palmariamente sesgado de las estimaciones a partir de la curva de Phillips (en el que incurrieron los economistas que se abocaron a esta labor) y, sobre todo, constatar que en la economía mexicana la hipótesis de la NAIRU no es pertinente ni como guía para la política monetaria ni como instrumento para el pronóstico de la tasa de inflación. Por último, presentamos nuestras conclusiones.

1. Aspectos históricos: de la curva de Phillips a la NAIRU

La hipótesis de la NAIRU surgió a raíz del debate keynesiano-monetarista respecto a la curva de Phillips (CPh). En la alborada de los años 60, los estudios de Phillips (1958),³ de Lipsey (1960) y de Samuelson y Solow (1960) habían fortalecido la convicción keynesiana de que existía una relación inversa, no lineal y estable entre la inflación de salarios o de precios y la tasa de desempleo –la curva de Phillips–, lo que entrañaba, por un lado, un cruel dilema entre los objetivos de pleno empleo y estabilidad de precios; pero, por otro, ofrecía a las autoridades económicas un menú de opciones a elegir para obtener la combinación óptima de tasas de inflación y de desempleo mediante una instrumentación adecuada de las políticas fiscal y monetaria.

² La Junta de la Reserva Federal, bajo la dirección de Alan Greenspan, usó la NAIRU como indicador fundamental para el control de las presiones inflacionarias. Según Dinan (1996), esta medida causó una severa contracción y elevó la tasa de desempleo sustantivamente.

³ En el que “constata”, para el caso del Reino Unido, la existencia de una relación no lineal e inversa entre la tasa de inflación de los salarios monetarios y la tasa de desempleo.

La visión original de la CPh fue desvirtuada empíricamente (Laidler y Parkin, 1975; Frisch, 1977 y Santomero y Seater, 1978); pero el ataque más denodado fue asestado en el nivel teórico: Friedman (1968) y Phelps (1970) descollaron en esa labor, inaugurando un debate con implicaciones para la política económica.

A pesar de que las conclusiones de estos autores son similares, su análisis es distinto; debido a ello, nos referiremos a cada uno por separado.

1.1 El análisis de Phelps

En el mercado laboral clásico, el equilibrio continuo se garantiza con base en los postulados de: 1) maximización de las funciones de utilidad y de beneficios de los trabajadores y las empresas, respectivamente; 2) flexibilidad infinita de precios y salarios; y 3) conocimiento perfecto de todos los agentes sobre los precios actuales y futuros.⁴ A fin de explicar los movimientos en el producto y el empleo (desempleo), Phelps eliminó la figura del “Subastador”, que coordina el ajuste de salarios y precios para despejar los mercados y sustituyó el postulado (3) con la hipótesis de información incompleta. En este marco que definió como *non walrasian* enunció su parábola de una economía formada por varias islas, separadas éstas de modo tal que: el traslado de una a otra dura un día; la competencia entre productores de distintas islas y dentro de ellas es perfecta; los trabajadores conocen los salarios reales que pueden obtener en la isla que habitan; pero, para enterarse de los que prevalecen en una isla vecina, deben dejar de trabajar un día y visitarla.

En el modelo, las sorpresas de demanda conducen a variaciones del nivel de empleo debido a que la carencia de información perfecta provoca que los trabajadores confundan los cambios en el nivel general de precios con alteraciones en los precios relativos y se genere un *trade off* entre la tasa de crecimiento de los salarios monetarios y la tasa de desempleo. Si, por ejemplo, el gobierno disminuye la demanda agregada, los salarios nominales y precios bajarán en la misma proporción en todas las islas. Empero, algunos trabajadores creerán que la reducción salarial se produjo sólo en la isla donde habitan y que los salarios en las demás son mayores. Por tanto, dejarán sus trabajos e irán en búsqueda de mejores opciones pecuniarias. Debido a que piensan que sus oportunidades de empleo no han disminuido en otras partes, su salario de aceptación bajará proporcionalmente menos que los precios de los bienes: los salarios reales aumentarán, pero las horas de trabajo

⁴ En este modelo, la CPh no existe; o, si queremos imaginarla gráficamente, es una línea paralela a la ordenada en el que se define la tasa de inflación, cuyo punto final que intercepta la abscisa corresponde a la tasa de desempleo voluntario.

(empleo) y el producto disminuirán en toda la economía, y esto persistirá hasta que los trabajadores ajusten sus expectativas a la magnitud efectiva de los nuevos (y más bajos) salarios.

Esta nueva visión de la curva de Phillips posee dos implicaciones importantes a tomar en cuenta para la política económica: 1) que existe un *trade off* de largo plazo entre la tasa de aceleración de la inflación y el desempleo si el gobierno se propone mantenerlo por debajo de su nivel de equilibrio; y 2) que una economía dejada a su libre albedrío tiende hacia el pleno empleo y que las políticas de administración de la demanda agregada la afectan sólo temporalmente, o que existe una tasa de desempleo de equilibrio y únicamente en el corto plazo el nivel observado puede ser mayor o menor a dicha tasa.

1.2 El análisis de Friedman

En su crítica a la visión tradicional de la curva de Phillips, Friedman (1968) introdujo la hipótesis de la *tasa 'natural' de desempleo* para distinguir los efectos en el corto y largo plazos de cambios no anticipados en la demanda agregada nominal, y la definió como el desempleo que:

[...] sería deducible a partir de las ecuaciones del sistema walrasiano de equilibrio general, siempre que en las mismas estén incorporadas las características estructurales actuales de los mercados de trabajo y de bienes, incluidas las imperfecciones del mercado, la variabilidad estocástica en las demandas y ofertas, el costo de recoger información sobre las vacantes de empleo y las disponibilidades de trabajo, los costos de movilidad, etc. (Friedman, 1968: 8).

Con esta caracterización trasuntó la idea de que la tasa 'natural' es un fenómeno real determinado por factores también reales y que las autoridades económicas no pueden alterarla mediante el influjo de variables nominales.

Como en el análisis clásico, en Friedman (1968) la tasa de desempleo se determina por el proceso de despeje continuo del mercado de trabajo y, si bien existen movimientos en el desempleo, estos son enteramente voluntarios. La política monetaria tiene una influencia directa e importante en el nivel y variación de los precios, y las vías por las que se mantiene dicha influencia atraviesan por los mercados de productos y de trabajo; pero como se ajustan y despejan rápidamente, los efectos de los cambios en la política son transitorios y decrecen rápidamente en el tiempo. Sólo los cambios inesperados en la tasa de inflación afectan al desempleo, por lo que la CPh es inclinada en el corto plazo; sin embargo, no se distancia

mucho de la tasa ‘natural’ y los esfuerzos continuos para mantenerla debajo de ésta pueden acelerar la inflación. En otros términos, el intercambio a largo plazo al que se enfrentan las autoridades es entre la tasa de aceleración de la inflación y la tasa de desempleo. Por esta razón, al enfoque referido también se le denomina “aceleracionista”.

Formalmente, la visión aceleracionista se manifiesta en la ecuación (1) donde π_t es la tasa de inflación; u_t la tasa de desempleo en el periodo ‘t’; u^* la tasa ‘natural’ de desempleo. Si asumimos que las expectativas son adaptables, por lo que la tasa de inflación esperada π_t^e se ‘aproxima’ con π_{t-1} :

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \Delta\pi_t = -\beta(u_t - u^*) \quad (1)$$

El *trade off* sí se suscita, pero entre el incremento de la tasa de inflación y la brecha de la tasa de desempleo observada respecto de su tasa “natural”.

El estudio de Friedman (1968) se convirtió, por antonomasia, en el fundamento del enfoque monetarista de la curva de Phillips. La legitimidad teórica de su análisis radicó en su mayor congruencia con el comportamiento racional de los agentes, particularmente con el postulado de que los trabajadores tratan de reivindicar el poder adquisitivo de sus salarios, no sólo sus salarios nominales; es decir, no sufren de ‘ilusión monetaria’ de modo persistente. Sin embargo, no logró desvirtuar del todo al análisis keynesiano ni al uso de la CPh como herramienta para el pronóstico y guía de política.

1.3 La respuesta de los keynesianos

La respuesta de los keynesianos al embate monetarista fue, en principio, cautelosa. Admitieron que la crítica era disuasiva e incorporaron en sus estudios la noción de expectativas de precios. Esto debilitó su postura teórica, porque presupuso reconocer que 1) su análisis se basaba en un supuesto de comportamiento irracional de los trabajadores (‘ilusión monetaria’); 2) que causalidad de la CPh no era tasa de desempleo \rightarrow inflación como lo habían postulado Phillips y Lipsey, sino inflación no anticipada \rightarrow desempleo; y 3) que en el corto plazo la relación es inestable.

Entre los artículos que apuntalan la visión keynesiana ulterior a la crítica monetarista destaca el de Tobin (1972). En él se aduce que la economía está siempre en un estado transitorio de desequilibrio, y una razón básica para que esto suceda es que los precios y salarios no se ajustan instantáneamente. Por tanto, el desempleo se presenta como un fenómeno derivado de la insuficiente rapidez de ambas variables para equilibrar los mercados de trabajo, de modo que en éstos el

exceso de oferta toma la forma de desempleo y el exceso de demanda se manifiesta en puestos vacantes.

La argumentación señalada involucra tres aspectos: 1) que una economía se compone de varias industrias y mercados y que cada mercado está expuesto a diversos choques de demanda a partir de las relaciones que mantiene con otros mercados. Cada variación de flujos entre mercados constituye un choque desequilibrante y que, en tanto unos pasan de una situación de exceso de oferta a exceso de demanda, otros van en sentido inverso; 2) que la relación entre el exceso de demanda en los mercados de trabajo y las variaciones en los salarios monetarios es no lineal; y 3) que en los mercados donde hay exceso de demanda, los salarios tienden a crecer en cierta proporción; pero, en los que hay desempleo, los salarios caen en una proporción menor. De este modo, aunque el número de puestos vacantes sea igual al número de desempleados en el agregado, hay una tendencia hacia la inflación de salarios y de precios. Para un mismo nivel de desempleo agregado, cuanto mayor es el grado de dispersión de los mercados y la rigidez de los salarios a la baja, mayor es la tendencia hacia la inflación.⁵

En otro artículo influyente, Modigliani y Papademos (1975) pretendieron conciliar las visiones keynesiana y monetarista introduciendo el concepto de Tasa No Inflacionaria de Desempleo (TNID o NIRU en inglés). Arguyeron que la inflación podría acelerarse (desacelerarse) al estar la tasa de desempleo por debajo (por encima) de un cierto intervalo de referencia, no un punto específico. En sus propios términos: “(...) la zona sombreada a ambos lados de la NIRU indica la incertidumbre respecto de la ubicación exacta de la NIRU y la implausibilidad de que cualquier simple tasa de desempleo separe a la aceleración de la desaceleración de la inflación” (traducción nuestra).⁶ Adujeron que tal característica es más importante para el análisis de la política que la cuestión de si la CPh de largo plazo tiene pendiente negativa o es vertical. Sin embargo, la incertidumbre acerca del punto en que se ubica la NIRU conlleva desafíos en la aplicación de este enfoque para el pronóstico y análisis de política.

A pesar de haber incorporado aspectos centrales del análisis de Friedman (1968), Modigliani y Papademos (1975) rechazaron su crítica a la pertinencia de una política monetaria activa por dos razones vinculadas: 1) la visión monetarista de la relación inflación-desempleo no respondía la cuestión de la fuerza o persistencia

⁵ Lord Beveridge diseñó una gráfica que bien puede ayudar a comprender el análisis de Tobin. Ésta se presenta y explica en Hadjimichalakis (1982: 10).

⁶ Modigliani y Papademos (1975) se refieren a una gráfica en la que, en el cuadrante “desempleo-cambio en la tasa de inflación”, existe un área sombreada vertical a ambos lados de la línea que define el valor de la NIRU.

de los efectos a corto plazo de la política monetaria; y 2) su misma teoría aceleracionista postulaba que este tipo de política era capaz de reducir temporalmente el desempleo, pero que posteriormente tal situación sólo podía sostenerse a costa de continuos aumentos en la inflación.

La NIRU resultó convincente para los keynesianos que seguían sosteniendo: a) que la economía puede operar en una situación de insuficiencia de demanda agregada, con desempleo involuntario; b) que el desempleo incide en la tasa de inflación por medio de los salarios nominales; y c) que las políticas fiscal y monetaria juegan un rol importante en la determinación del nivel de empleo. Para ellos, la economía pasaría la mayor parte del tiempo en un rango de tasas de desempleo hacia la derecha de la NIRU, donde la curva de Phillips es poco inclinada; no obstante, si un aumento en la demanda empujara a la tasa de desempleo a un punto suficientemente bajo, se produciría una agudización de la estrechez en el mercado de trabajo que presionaría a la tasa de inflación a aumentos cada vez más sustantivos, agudizando el problema.

La NIRU parecía coadyuvar al logro de un consenso respecto a la naturaleza de la relación inflación–desempleo. Tobin (1980) la redefinió posteriormente como NAIRU, aduciendo que las tasas de desempleo suficientemente bajas están asociadas con la aceleración de la inflación, no sólo con altas tasas fijas.⁷

Para Tobin (1980), el consenso se concreta en la visión estándar de la curva de Phillips aumentada, donde:

[...] las tasas de incremento de precios y salarios dependen parcialmente de sus tendencias recientes, parcialmente de las expectativas de sus movimientos futuros y parcialmente de la estrechez de los mercados de productos y trabajo. Las variaciones en la demanda agregada nominal, cualesquiera sean las consecuencias de las políticas u otros eventos, afecta el curso de los precios y producto, de los salarios y del empleo, alterando la estrechez de los mercados de trabajo y productos y no en otra forma [...] la inflación se acelera a altas tasas de empleo debido a que la estrechez del mercado genera, de modo sistemático y repetido, aumentos en los salarios y precios.

Según este autor, las políticas de administración de la demanda son plausibles; pero el aprovechamiento de la relación de Phillips tiene límites, porque el

⁷ Para nosotros la definición de Blanchard (2006): “Tasa de Desempleo no Incrementadora de la Inflación” (NIRU, en inglés) es más adecuada porque la tasa de desempleo referida no aumenta la inflación; sin embargo, el acrónimo NAIRU se encuentra tan extendido que no es posible modificarlo.

intento de usarla para mantener la tasa de desempleo debajo de cierto umbral podría acelerar la inflación.

Sin embargo, el consenso referido no atañe a la cuestión de si las autoridades económicas pueden o deben aprovecharla; Friedman (1968) postuló la tasa ‘natural’ como una hipótesis que, si bien puede expresarse numéricamente, no es fácil de estimar y depende de circunstancias particulares de tiempo y lugar; pero, de modo más importante, no sugirió la necesidad de una estimación precisa para una apropiada política monetaria. De hecho, postuló esta hipótesis en la sección intitulada: “Lo que la política monetaria no puede hacer”, para explicar porqué las autoridades no pueden adoptar un objetivo de empleo o de desempleo.

No obstante, en la literatura contemporánea, las descripciones de la CPh y de la NAIRU implican, operativamente, que la política monetaria puede ser guiada comparando las tasas de desempleo “observada” y “natural”; por cuanto la primera constituye una buena indicación de la dirección y fuerza de los cambios futuros en la inflación: si, por ejemplo, es baja y las autoridades persisten en mantenerla invariable, la inflación aumentará en el corto plazo y se acelerará en el largo plazo. En este sentido, la hipótesis de la NAIRU constituye una reformulación de la hipótesis de la tasa “natural” que no desvirtúa a la CPh como instrumento para orientar las políticas monetaria y fiscal.

2. La improcedencia lógica y formal de la NAIRU

Como vimos en la sección precedente y advertimos en los libros de Macroeconomía (Blanchard, 2006; De Long, 2003; Dornbusch *et al.*, 2004; Mankiw, 2006), la idea de que la NAIRU es una referencia clave para la conducción de la política económica se encuentra arraigada en la academia y en las autoridades económicas. No obstante, sus bases son frágiles: Chadha y Nolan (2004), Frisch (1977), Galbraith (1997), Galí y Gertler (1999), Laidler y Parkin (1975), Liquitaya (1994, 2008), Mankiw (2001), Niskanen (2002), Reichel (2004), Santomero y Seater (1978) y Sawyer (1997) pusieron de relieve que las distintas versiones de la curva de Phillips (incluyendo los enfoques de la escuela de las expectativas Racionales y de los Nuevos Keynesianos) o carecen de fundamentos teóricos o son precarios, incompatibles con los postulados de racionalidad de los agentes, o que, siendo aparentemente consistentes con sus fundamentos microeconómicos, generan resultados incongruentes con los hechos observados.⁸ Estos hallazgos desvirtúan la pertinencia de la NAIRU puesto que “(...)

⁸ Por ejemplo, en el caso del enfoque que actualmente prevalece, el de los Nuevos Keynesianos, Mankiw (2001) señala: “Although the New Keynesian Phillips Curve has many virtues, it also has one striking vice: It is comple-

si la relación de Phillips falla empíricamente –es decir, si los niveles de desempleo no predicen de hecho la tasa de inflación en el corto plazo– la construcción de la tasa natural de desempleo pierde significado” (Galbraith, 1997).

Aun soslayando lo anterior se presentan dos aspectos, ya referidos en la literatura, que tornan precarias las estimaciones; pero también existe un elemento crucial que exponemos por vez primera: el error en que incurrieron los economistas al estimar la curva de Phillips expresando como variable dependiente la tasa de inflación para después “despejar” la supuesta NAIRU como un promedio de la tasa de desempleo y sus valores rezagados.

A continuación nos referimos al problema de identificación y cómputo de los errores estándar y en la siguiente sección precisamos el aspecto central de este artículo: el problema de la regresión inversa.

2.1 Identificación y cómputo de los errores estándar

Normalmente se define y estima la curva de Phillips como una ecuación de la inflación del tipo:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{p=0}^{p=n} \beta_p u_{t-p} + \sum_{q=1}^{q=m} \gamma_q \pi_{t-q} + v_t \quad (2)$$

Donde:

p y q =indican el número de rezagos del desempleo (u) y de la inflación (π) respectivamente; y

v_t =es el término de error en el que puede hacerse presente la influencia que ejercen sobre la tasa de inflación otros factores no considerados en el modelo.

tely at odds with the facts”. Galí y Gertler (1999) notan que “it is often difficult to detect a statistically significant effect of real activity on inflation using the structural formulation implied by the theory, when the measure of real activity is an output gap [...]. Failure to find a significant short run link between real activity and inflation is unsettling for the basic story”. Por su parte, Chadra y Nolan (2004) indican que: “Attractive though the need to establish a direct inflation-output link may be, as empirical framework for explaining inflation over the business cycle, the New Keynesian Phillips Curve (NKPC) in inflation output space has not be particularly successful”. Si bien este enfoque relaciona la tasa de inflación con las expectativas inflacionarias *forward looking* y con la brecha del producto (o la desviación del costo marginal real respecto de su tendencia), suele utilizar como *proxy* la brecha de la tasa de desempleo, que implica la estimación de la NAIRU.

Luego se obtiene la NAIRU con base en la siguiente expresión:

$$NAIRU = -\frac{\alpha}{\sum_p \beta_p} \quad (3)$$

Suponiendo que la NAIRU es pertinente, el primer y más evidente problema que aflora es el de la identificación: puede asumirse que la NAIRU es constante sobre el intervalo estudiado y que v_t no está contemporáneamente correlacionado con u_t ; por tanto, se podría estimar la ecuación (2) de modo consistente con el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Pero en este escenario tal supuesto de identificación es cándido porque los choques de oferta representados en v_t deben estar correlacionados con la tasa de desempleo. En particular, la teoría indica que un aumento en el crecimiento de la productividad puede hacer bajar la inflación y el desempleo. Frente a esto, la solución consistiría en aplicar el Método de Variables Instrumentales (MVI); es decir, hallar variables correlacionadas en alto grado con el desempleo pero no con el choque de oferta. Empero, como la literatura nos advierte (por ejemplo Kennedy, 1997; Maddala, 1996), encontrar “instrumentos” altamente correlacionados con los regresores, pero no con el error, puede ser en la práctica una labor azarosa y frustrante, por lo que quizás resulte menos inconveniente emplear el método de MCO.

Otro aspecto poco tratado en el análisis empírico de la CPh es el cómputo de los errores estándar. Hasta donde sabemos, tal descuido fue corregido únicamente por Staiger, Stock y Watson (1997, 1997b). Ellos estimaron, además de la NAIRU norteamericana de 1990 en 6.2%, su intervalo confidencial (al 95% de probabilidad) de 5.1 a 7.7%. Posteriormente extendieron sus cálculos a puntos específicos (trimestres 1984:1; 1989:1; 1994:1), utilizando ocho indicadores opcionales de la inflación. Los resultados sugieren una tendencia a la baja de la NAIRU, aunque los respectivos intervalos parecen tornar su uso cuestionable como guía para algún fin práctico.

Los problemas señalados se extienden de modo lógico al caso de la NAIRU variable (TV-NAIRU; TV: *time varying*), con la dificultad adicional de tener que estimarla para cada periodo y pronosticar sus valores futuros, habida cuenta de que se presume que serán cambiantes. Normalmente, se “allana” esta dificultad suponiendo que la TV-NAIRU es exógena, por lo que es ‘construida’ con base en algún método conocido, como el de Ball y Mankiw (2002); Hodrick y Prescott (1997); Kalman (1960), y Staiger, Stock y Watson (1997).

En general, las estimaciones de la TV-NAIRU se mueven acorde con la tasa de desempleo observada. No puede ser de otro modo porque esta serie histórica es estimada –de modo parcial o total– con base en dicha tasa, como lo corroboramos examinando los métodos más populares (Ball y Mankiw; Hodrick y Prescott; Kalman, y Staiger, Stock y Watson que se presentan en el Anexo 2). Resulta, por tanto, curioso que después algunos autores colijan que las variaciones en la NAIRU conducen a cambios en la tasa de desempleo medida o que la primera ejerce una fuerte atracción sobre la segunda. Tal conjetura carece de sustento porque la estimación de la NAIRU en cada periodo es, a lo sumo, contemporánea de la tasa de desempleo observada y nunca la antecede.

3. El problema de la regresión inversa

Un tercer problema, hasta ahora no advertido en la literatura empírica es el siguiente: cuando se obtiene la NAIRU a partir de la curva de Phillips $\pi_t = f(u_{t-i}, \pi_{t-j})$, se genera un problema de sesgo en los estimadores de los parámetros, pero además da pábulo a resultados numéricos inadmisibles –como una NAIRU negativa si los datos “sugieren” la existencia de una relación positiva entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación, como sucede en la economía mexicana.

Precisemos la naturaleza del problema mencionado con base en (4), una relación simple que se puede extender fácilmente al caso de un modelo multivariante:

$$\pi_t = \alpha + \beta u_t + \varepsilon_t; \beta < 0 \quad (4)$$

Donde:

π_t = es la tasa de inflación;
 u_t = la tasa de desempleo;
 ε_t = el término de perturbación aleatoria; y
 $E[\varepsilon / u] = 0$ para todos los valores de u_t .

Entonces:

$$E[\pi_t / u_t] = \alpha + \beta u_t \quad (5)$$

Es la esperanza condicional de π dado u_t así como el mejor predictor lineal de π_t dado u_t . Llamemos a (4) la regresión directa y resolvamos para u_t en términos de π_t :

$$u_t = \pm (\alpha/\beta) + (1/\beta) \pi_t \pm (1/\beta) \varepsilon \quad (6)$$

Ahora, considerando el predictor lineal óptimo de u_t dado por π_t :

$$PLO [u_t / \pi_t] = \gamma + \theta \pi_t \quad (7)$$

Llamemos a (7) la regresión inversa y apliquemos la esperanza matemática de u_t respecto al valor de π_t :

$$E [u_t / \pi_t] = E [(\pm\alpha/\beta) + (1/\beta) \pi_t - (1/\beta) \varepsilon/\pi_t]$$

$$E [u_t / \pi_t] = \pm\alpha/\beta + (1/\beta) \pi_t - (1/\beta) E [\varepsilon/\pi_t] \quad (8)$$

Se postula que u_t se genera fijando π_t . Al aplicar una transformación lineal y asumiendo que el término de perturbación tiene media cero, la esperanza condicional de esa perturbación, dada la u_t observada, es igual a la esperanza no condicional:

$$E [\varepsilon/\pi_t] = E [\varepsilon] = 0 \quad (9)$$

Sin embargo, cuando se considera que π_t y u_t provienen de una distribución de probabilidad bivariada, el significado condicional $E [\varepsilon/\pi_t]$ será, en general, una función creciente de π_t . Dado que el predictor lineal óptimo $PLO [u/\pi_t]$ es, por definición, la mejor aproximación lineal de la función de esperanza condicional $E [u/\pi_t]$. La pendiente del PLO de u_t dado π_t no será igual al recíproco del parámetro que multiplica a u_t en la regresión directa. En otras palabras, el coeficiente θ de la regresión inversa de u_t en π_t captura no sólo el impacto directo de π en u_t , que es $1/\beta$, sino también la mejor aproximación lineal a la proporción en la que crece el valor esperado del término de error, ε , cuando π aumenta. Como resultado, $1/\beta > |\theta|$, a menos que los errores sean iguales a cero. De hecho, los cocientes $\theta/(1/\beta)$ y $\beta/(1/\theta)$ serían iguales a uno si los predictores óptimos directos e inversos fueran idénticos e iguales al cuadrado del coeficiente de correlación de u_t y π_t .

La regresión muestral directa de π_t en u_t genera una estimación insesgada de β ; sin embargo, a menos que la regresión estime perfectamente, el recíproco de ese parámetro estimado no será igual a la pendiente estimada del PLO de u_t dado

π_i (es decir, a menos que R^2 sea igual a uno, $1/\beta \neq \theta$). Además, el cociente de cada pendiente estimada al recíproco de la otra es igual a R^2 .

Lo señalado se puede demostrar de modo expedito utilizando las fórmulas para estimar los coeficientes. Como sabemos, los estimadores de β y θ se obtienen de la siguiente manera:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{i=n} (u_i - \bar{u})(\pi_i - \bar{\pi})}{\sum_{i=1}^{i=n} (u_i - \bar{u})^2}; \hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^{i=n} (\pi_i - \bar{\pi})(u_i - \bar{u})}{\sum_{i=1}^{i=n} (\pi_i - \bar{\pi})^2} \quad (10)$$

Donde:

“ $\hat{\cdot}$ ”=denota al estimador del parámetro poblacional respectivo; y
 “ $\bar{\cdot}$ ”=indica que es el promedio de la variable.

La recíproca del estimador de β es:

$$\frac{1}{\hat{\theta}} = \frac{\sum_{i=1}^{i=n} (\pi_i - \bar{\pi})^2}{\sum_{i=1}^{i=n} (\pi_i - \bar{\pi})(u_i - \bar{u})} \quad (11)$$

Por lo que el cociente $\frac{\hat{\beta}}{1/\hat{\theta}}$ es:

$$\frac{\hat{\beta}}{1/\hat{\theta}} = \frac{\sum_{i=1}^{i=n} [(\pi_i - \bar{\pi})(u_i - \bar{u})]^2}{\sum_{i=1}^{i=n} (\pi_i - \bar{\pi})^2 \sum_{i=1}^{i=n} (u_i - \bar{u})^2} = R^2 \quad (12)$$

En consecuencia, $\hat{\beta} = \hat{\theta}$ sí y solo sí la $cov(\pi, u)^2$ es igual al producto $var(\pi) var(u)$, lo cual entraña un $R^2=1$. Este mismo resultado nos lleva a establecer que, de manera general, el coeficiente de determinación es igual al producto de los coeficientes de regresión directa e inversa. En el caso que examinamos, $R^2 = \hat{\theta}\hat{\beta}$.

4. Análisis empírico

La demostración formal del error en que se incurre al estimar la NAIRU puede constatare con información de cualquier país. Aquí empleamos datos de la economía mexicana para dos periodos:

- 1) Periodo 1987:1-2004:4. Series de periodicidad trimestral del Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), base junio de 1994, y de la Tasa de Desempleo Abierta, u , obtenidos del sitio en internet del Banco de Información Económica, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (BIE-INEGI).⁹ La tasa de desempleo dimana de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU). Hasta hace pocos años, se levantaba en 48 áreas metropolitanas que abarcan al 97% de la población urbana de 100 mil habitantes o más.¹⁰
- 2) Periodo 2000:2-2010:4. Series de periodicidad trimestral del INPC, base junio de 2002, y de la Tasa de Desocupación procedentes del sitio mencionado. A diferencia de la tasa de desempleo, ésta se obtiene con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) y posee cobertura nacional (aunque también se procesa y publica la de cobertura urbana).

Cabe aclarar dos cuestiones acerca de los datos: 1) la sustitución del término “desempleo” por “desocupación” constituye uno de los cambios en el marco de la ENOE, que aquí mantenemos para ser consecuentes con la terminología de esta encuesta; y 2) además de la distinta cobertura de la tasa de desempleo (ENEU) y la tasa de desocupación (ENOE), existen diferencias en el método de captación de las tasas y en la edad mínima de la Población Económicamente Activa (12 años en la primera y 14 años en la segunda. Véase INEGI, 2010b y c).

Como se observa en el Cuadro 1, las tasas de desocupación de la ENOE son, en general, mayores que las tasas de desempleo de la ENEU (compárense las primeras cuatro filas) aunque, a juzgar por el coeficiente de variación, estas últimas tienen una dispersión ligeramente mayor. La correlación entre ambas variables (0.87) en el periodo considerado modera también nuestra expectativa de que los resultados de los periodos analizados (1987:1-2004:4 y 2000:2-2010:4) puedan compararse confiablemente; por tanto, nos abstendremos de hacerlo.

⁹ (<http://dgcnesyp.inegi.gob.mx>).

¹⁰ A partir del segundo bimestre de 2002 la ENEU dejó de aplicarse en lo que hasta entonces era el área metropolitana 48: Manzanillo, Colima. A partir de esa fecha, el número de ciudades contempladas en la encuesta fue reduciéndose hasta que en el año 2004 abarcó sólo 32 ciudades.

Cuadro 1
Estadística descriptiva de las tasas de desempleo
(ENEU) y desocupación (ENOE)
Periodo 2000:04-2003:06

<i>Medidas y estadísticos</i>	<i>U (ENEU)</i>	<i>U (ENOE)</i>
Media	2.536923	2.824103
Mediana	2.510000	2.840000
Máxima	3.170000	3.580000
Mínima	1.900000	2.170000
Desviación Estándar	0.326288	0.294910
Sesgo	-0.153880	-0.126626
Curtosis	2.152434	3.051010
Coefficiente de variación	0.128615	0.104426
Estadístico Jarque-Bera	1.321263	0.108450
Probabilidad	0.516525	0.947219
Coefficiente de correlación	0.871468	0.871468
Suma	98.94000	110.1400
Suma desviaciones al cuadrado	4.045631	3.304944
Observaciones	39	39

El Cuadro 2 presenta los estimadores de los coeficientes de regresión ($\hat{\beta}$, $\hat{\theta}$, $1/\hat{\theta}$), del coeficiente de determinación (R^2), el estadístico “F” y su probabilidad asociada. Además de corroborar numéricamente lo demostrado de modo formal (ecuación 12) advertimos un hecho aplicable en la generalidad de los casos: a partir del límite de correlación perfecta ($\hat{\beta}$, $\hat{\theta}$, $R^2 = R = 1$), sobreestimaré a $\hat{\beta}$ de manera creciente, y R^2 (o R) se acercará cada vez más a cero. Por ejemplo, en el periodo 1987:1-2004:4, $1/\hat{\theta}$ es 11.8 veces el valor de $\hat{\beta}$ ($R^2 = 0.085$) y entre 2000:2 y 2010:4 es 193.2 veces el valor de $\hat{\beta}$ ($R^2 = 0.005$). Esto nos revela que el procedimiento señalado para estimar la virtual NAIRU puede llevarnos a resultados palmariamente inadmisibles.¹¹

Cuadro 2
Coefficientes y estadísticos, según periodos

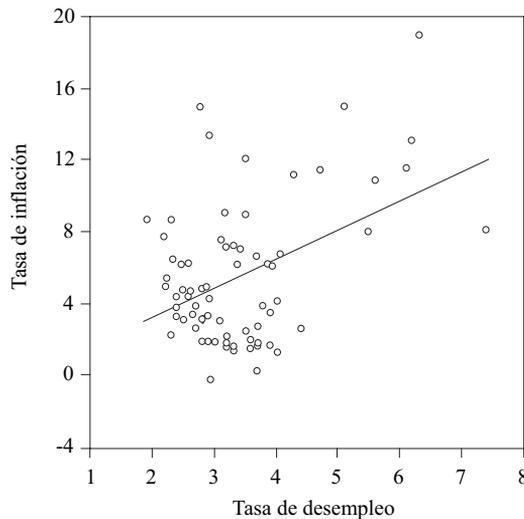
<i>Periodo</i>	<i>Coef. $\hat{\beta}$</i>	<i>Coef. $\hat{\theta}$</i>	<i>Coef. $1/\hat{\theta}$</i>	R^2	<i>“F”</i>	<i>Prob. (F)</i>
1987:1-2004:4	1.879060	0.045106	22.169999	0.084757	6.482388	0.013098
2000:2-2010:4	-0.056941	-0.090899	-11.001221	0.005176	0.213315	0.646623

¹¹ Debido a que las regresiones son simples, no consideramos necesario exponer los resultados en cuadros. Sin embargo, el lector puede corroborarlos, puesto que utilizamos los datos del INEGI.

Los valores notablemente bajos de R^2 (que miden la proporción de la variación total de la variable dependiente explicada por el modelo) cuestionan la relevancia del vínculo tasa de desempleo (desocupación)–inflación. Aún más, la prueba “F”, nos indica que en el lapso 2000:2-2010:4 no hubo relación entre ambas variables, por lo que la única fuente de variación de la tasa de inflación –o de desocupación, en el caso de la regresión inversa– provino de las fuerzas aleatorias representadas por el vector de perturbaciones (ε_t).

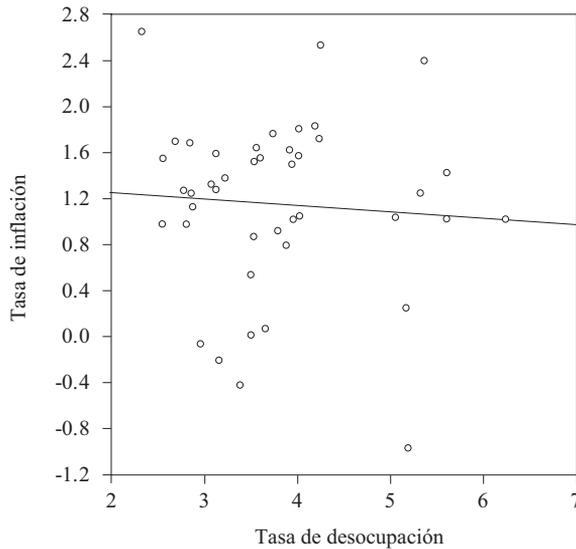
En el periodo 1987:1-2004:4 la tasa de desempleo explica sólo el 8% del comportamiento de la tasa de inflación (su coeficiente, de 1.879 es estadísticamente significativo), pero en un sentido directo; es decir, opuesto a lo estipulado por cualquier enfoque de la curva de Phillips. Esto se aprecia visualmente en la Gráfica 1, que muestra la dispersión de las observaciones y la recta mínimocuadrática de pendiente positiva. La Gráfica 2, por su parte, ilustra la ausencia de relación entre ambas variables durante los trimestres 2000:2 a 2010:4.

Gráfica 1
México: relación tasa de desempleo-tasa de inflación
(Periodo 1987:1 - 2004:4)



Fuente: Elaboración propia con base en la información del BIE-INEGI.

Gráfica 2
México: relación tasa de desocupación-tasa de inflación
(Periodo 2000:2 - 2010:4)



Fuente: Elaboración propia con base en la información del BIE-INEGI.

En vista de que la *raison d'être* de la curva de Phillips, atribuida por los distintos enfoques teóricos, es el nexo entre la inflación y la tasa de desempleo u otra medida de la actividad económica¹² y no las expectativas o sus valores pretéritos —que incorpora la versión ampliada desde Friedman (1968)—, los pésimos resultados aquí obtenidos cuestionan severamente la existencia de esta curva, de la NAIUR y, por ende, de su utilidad como instrumento-guía.

Sin embargo, para conjurar posibles objeciones respecto a la simplicidad de nuestro análisis, ampliamos el modelo añadiendo valores rezagados de la inflación y de la tasa de desempleo (desocupación), como se acostumbra en pos del cálculo de una virtual NAIUR (véase, por ejemplo, Estrada *et al.*, 2002). Después de todo, las variables económicas dependen casi siempre de sus propios valores rezagados y el incluirlos mejora (a veces mucho) la bondad de ajuste de los modelos.¹³

¹² Como la “brecha del producto” o el “costo marginal real” en el enfoque de los Nuevos Keynesianos.

¹³ Con frecuencia, en este tipo de análisis los valores rezagados de la tasa de inflación son considerados como estimadores de las mismas expectativas inflacionarias.

Los cuadros 3 y 4 muestran los resultados de las estimaciones mínimo cuadráticas de la ecuación 2 y de los estadísticos suplementarios para los periodos 1987:1-2004:4 y 2000:2-2010:4, respectivamente (las variables se expresan en porcentajes). En el Cuadro 3 se aprecia que, en el primer periodo, sólo los coeficientes de la misma tasa de inflación rezagada hasta tres trimestres son estadísticamente significativos; es decir, no se manifiesta influencia alguna de la tasa de desempleo en el comportamiento de la inflación. Por su lado, el Cuadro 4 muestra que en el periodo 2000:2-2010:4 sólo los coeficientes α , de la tasa de desocupación u_{t-3} y de la tasa de inflación π_{t-2} son estadísticamente significativos. La significancia estadística de algunos valores rezagados de la tasa de inflación sugiere el efecto de inercia en su dinámica, aunque para Gordon (2008) esto resulta no de la formación de expectativas, sino del cambio lento de los contratos de precios y salarios y largos rezagos en la transmisión de los cambios de precios en las materias primas e intermedias a los precios de los bienes finales. De cualquier modo, el grado de influencia es dispar: relevante en el primer periodo, extendiéndose a tres trimestres, y muy precario en el segundo, ya que se circunscribe sólo a π_{t-2} (obsérvense las probabilidades asociadas).

Cuadro 3

$$\text{Resultados de la regresión: } \pi_t = \alpha + \sum_{p=0}^4 \beta_p u_{t-p} + \sum_{q=1}^4 \gamma_q \pi_{t-q}$$

(Periodo 1987:-2004:4)

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
α	0.131815	1.583556	0.083240	0.9339
u_t	0.095315	1.143164	0.083378	0.9338
u_{t-1}	-1.077845	1.525852	-0.706389	0.4826
u_{t-2}	1.227906	1.265139	0.970570	0.3355
u_{t-3}	0.811302	1.393823	0.582069	0.5626
u_{t-4}	-0.848701	1.005734	-0.843863	0.4020
π_{t-1}	1.070042	0.126130	8.483626	0.0000
π_{t-2}	-0.562360	0.175780	-3.199230	0.0022
π_{t-3}	0.522442	0.184511	2.831491	0.0062
π_{t-4}	-0.223504	0.130158	-1.717174	0.0909
R cuadrado	0.769217	Media var. dep.	5.341452	
R cuadrado ajustado	0.735716	Desv.est. var. dep.	6.910544	
E.E. regresión	3.552609	Criterio de Akaike	5.501488	
Suma resid. al cuad.	782.5040	Criterio de Schwarz	5.817691	
Log máximover.	-188.0536	Estad. "F"	22.96119	
D-W	1.953326	Prob(Estad. "F")	0.000000	

Cuadro 4

$$\text{Resultados de la regresión: } \pi_t = \alpha + \sum_{p=0}^4 \beta_p u_{t-p} + \sum_{q=1}^4 \gamma_q \pi_{t-q}$$

(Periodo 2000:2-2010:4)

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error Est.</i>	<i>Estad. "t"</i>	<i>Prob.</i>
α	1.647784	0.752582	2.189507	0.0368
u_t	-0.257360	0.334142	-0.770212	0.4474
u_{t-1}	0.400023	0.409321	0.977283	0.3365
u_{t-2}	0.406722	0.362443	1.122171	0.2710
u_{t-3}	-1.095874	0.436147	-2.512622	0.0178
u_{t-4}	0.453171	0.362287	1.250863	0.2210
π_{t-1}	-0.049340	0.174250	-0.283156	0.7791
π_{t-2}	-0.373832	0.142062	-2.631474	0.0135
π_{t-3}	-0.018717	0.178309	-0.104972	0.9171
π_{t-4}	0.249054	0.167974	1.482695	0.1489
R cuadrado	0.580679	Media var. dep.		1.092823
R cuadrado ajustado	0.450545	Desv.est. var. dep.		0.745062
E.E. regresión	0.552278	Criterio de Akaike		1.867026
Suma resid. al cuad.	8.845330	Criterio de Schwarz		2.293580
Log máximover.	-26.40700	Estad. "F"		4.462167
D-W	1.922952	Prob (Estad. "F")		0.000975

A pesar de que los magros hallazgos desvirtúan *ipso facto* la relevancia de cualquier cálculo ulterior, estimamos la NAIRU del modo (erróneo) acostumbrado (ecuación 3). Los resultados son inverosímiles: -0.6338 para el lapso 1987:1-2004:4 y 17.6577 para los años 2000:2-2010:4. Como los coeficientes de todas las tasas de desempleo (desocupación), contemporáneas y rezagadas carecen de significancia estadística, es inútil tratar de interpretarlos; simplemente señalamos que, en el primer caso, el signo negativo de la tasa es consecuencia directa del carácter positivo de la suma algebraica de los estimadores ($\sum_p \beta_p > 0$), lo cual concuerda con la muy precaria relación positiva entre ambas variables (véase la Gráfica 1).

Conclusiones

En este artículo revisamos dos problemas metodológicos que dificultan el virtual cálculo y la pertinencia de la NAIRU como guía para algún fin práctico; pero sobre todo demostramos, desde los puntos de vista formal y empírico, que las estimaciones de la NAIRU a partir de la regresión muestral directa de π_t en función de u_t siempre

son sesgadas debido a que el grado de asociación lineal entre las variables no es perfecto. Este hecho se hace extensivo al caso de un modelo multivariante, ya que el cuadrado del coeficiente de correlación parcial, por ejemplo entre (y, x_1) es igual al coeficiente β_{y,x_1} estimado en la regresión directa, dividido entre $1/\theta_{x_1,y}$ (el recíproco del coeficiente parcial estimado en la regresión inversa).¹⁴

De modo concomitante, mostramos que el recíproco del coeficiente (parcial o único) de la regresión inversa sobreestima al coeficiente obtenido en la regresión directa de manera creciente en tanto R^2 o R (parcial o total) tiende cada vez más a cero. Por tanto, los valores numéricos de una virtual NAIRU serán más inverosímiles, a medida que el grado de asociación lineal entre la tasa de desempleo (desocupación) decrezca (o que la proporción en que el modelo explica la variación de la variable dependiente disminuya), como lo ejemplificamos numéricamente con información de la economía mexicana.

Al ampliar el modelo considerando valores rezagados de la inflación y de la tasa de desempleo (desocupación) en concordancia con el procedimiento habitual para estimar la NAIRU, comprobamos que ni los coeficientes de la tasa de desempleo (desocupación) ni los coeficientes de posición son estadísticamente significativos (con dos excepciones para el periodo 2000:2-2010:4) y sólo algunos valores rezagados de la tasa de inflación sugieren que existe inercia en su comportamiento. En suma, los resultados obtenidos ponen en tela de juicio la existencia de esta curva, de la NAIRU y, por tanto, de su utilidad como instrumento-guía para la conducción de la política económica en México.

Referencias bibliográficas

- Ball, L y G. Mankiw (2002). "The NAIRU in Theory and Practice", *Journal of Economic Perspectives*, 16(4), pp. 115-36.
- Blanchard, O. J. (2006). *Macroeconomía*, Madrid: Pearson Educación.
- Chadha, J. and C. Nolan (2004). "Output, Inflation and the New Keynesian Phillips Curve", *International Review of Applied Economics*, Vol. 18, issue 3, pp. 271-287.
- Dornbusch, R., S. Fischer y R. Startz (2004). *Macroeconomía*, España: McGraw-Hill/Interamericana de España, S.A.U.
- Friedman, M. (1968). "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, Vol. LVIII.

¹⁴ Véase Johnston y Dinardo (2001, cap. 3: ecuación 3.20). La deducción requiere algunas operaciones suplementarias.

- Frisch, H. (1977). "Inflation Theory: A 'Second Generation' Survey", *Journal of Economic Literature*, Vol. 15(4).
- Galbraith, J. (1997). "Time to Ditch the NAIRU", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, number 1, winter, pp. 93-108.
- Galí, J. and M. Gertler (1999). "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44, No. 2, pp. 195-222.
- Gordon, R. J. (2008). "The History of the Phillips Curve: An American Perspective", *Australasian Meetings of the Econometric Society*, Northwestern University, NBER and CEPR.
- Hodrick, R. J. y E. C. Prescott (1997). "Post-war US Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, No. 29, pp. 1-16.
- INEGI (2010). "Banco de Información Económica" (<http://dgcnesyp.inegi.gob.mx>).
- (2010b). "Documento Metodológico de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano" (<http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/espanol/metodologias/encuestas/hogares/metodoneu.pef>) (consultado el 6 de enero de 2010).
- (2010c). "Cómo se hace la ENOE: Métodos y procedimientos" (www.inegi.gob.mx).
- Kalman, R. E. (1960). "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems", *Transaction of the ASME-Journal of Basic Engineering*, pp. 35-45, March.
- Kennedy, P. (1997). *Introducción a la Econometría*, México: FCE.
- Laidler, D. and M. Parkin (1975). "Inflation-A Survey", *The Economic Journal*, No. 85(340), USA.
- Layard, R., S. Nickell y R. Jackman (1991). "Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market", Oxford U. Press.
- Lipsey, R. (1960). "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis", *Economica*, Londres, 27(105).
- Liquitaya, J. D. (2008). "Los Nuevos Keynesianos y la Curva de Phillips: un análisis teórico y empírico", *Metodología en las Ciencias Sociales. Revista Denarius*, núm. 17, UAM-Iztapalapa, México.
- (1994). "Producción e Inflación: Los Límites del análisis de Lucas", *Investigación Económica*, núm. 209, Facultad de Economía, UNAM, México.
- Lucas, R. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, pp. 19-46.
- (1973). "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, Vol. 63, June, pp. 326-334.
- Maddala, G. S. (1996). "Introducción a la Econometría", México: *Prentice-Hall Hispanoamericana*.

- Mankiw, N. G. (2006). *Macroeconomía*, España: Antoni Bosch.
- (2001). “The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment”, *Economic Journal*.
- Modigliani, F. and L. Papademos (1975). “Targets for Monetary Policy in the Coming Year”, *Brookings Papers of Economic Activity*, Washington D. C., pp. 141-65.
- Nicholson, W. (1997). *Teoría Microeconómica, principios básicos y aplicaciones*, España: Mc Graw Hill/Interamericana.
- Niskanen, W. (2002). “On the Death of the Phillips Curve”, *Cato Journal* 22(2), pp.193-98.
- Phelps, E. (1970). “Introduction” to *Microeconomic Foundations of Unemployment and Inflation Theory*, USA: W. W. Norton & Co.
- Phillips, A.W. (1958). “The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957”, *Economica*, No. 25(100), pp. 283–299. La versión en español está en Mueller, M. G. (comp.), *Lecturas de Macroeconomía*, México: CECSA, 1985.
- Reichel, R. (2004). “On the Death of the Phillips Curve: Further Evidence”, *Cato Journal*, Vol. 24, No. 3, (Fall, 2004), pp. 341-48.
- Samuelson, P. y R. Solow (1960). “Analytical aspects of anti-inflation policy”, *American Economic Review*, 50(2), pp. 177-194. Existe version en español en Mueller (comp.), *op. cit.*
- Santomero, A. and J. Seater (1978). “The Inflation - Unemployment Trade-off: A Critique of the Literature”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 16.
- Sawyer, M. (1997). “The NAIRU: A Critical Appraisal”, *Working Paper No. 203*, Jerome Levy Economics Institute, University of Leeds.
- Staiger, D., J. H. Stock and M. W. Watson (1997). “How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment”, en C.D. Romer y D. H. Romer (eds.) (1997), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Chicago: Chicago University Press, pp. 195-246.
- (1997b). “NAIRU, Unemployment and Monetary Policy”, *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), pp. 33-49.
- Tobin, J. (1980). “Asset Accumulation and Economic Activity”, *Yrjo Jahnsson Lectures*, USA: The University of Chicago Press.
- (1972). “Inflation and Unemployment”, *American Economic Review*, LXII(1).

Anexo

Métodos para estimar la NAIRU variable

A.1 El Filtro de Hodrick y Prescott

De acuerdo con el filtro de Hodrick y Prescott, la serie de tiempo tasa de desempleo, u_t , ajustada por factores estacionales, puede ser expresada mediante la suma de sus componentes de tendencia (g_t) y ciclo (c_t):

$$u_t = g_t + c_t; t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

De forma que el componente permanente o de tendencia está caracterizado por factores de oferta de la economía, en tanto que, al componente cíclico lo caracterizan factores de demanda agregada, por lo que pueden interpretarse como fluctuaciones o desequilibrios en torno al componente permanente.

Como medida de variabilidad del componente g_t se utiliza la suma de los cuadrados de su segunda diferencia. El componente c_t puede ser entendido como las desviaciones respecto a g_t , tal que en el largo plazo su promedio es cercano a cero. Bajo las consideraciones anteriores, para determinar el componente permanente o de tendencia se tiene el siguiente problema de minimización:

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

De este modo, se seleccionará la secuencia $\{g_t\}$ que minimice la suma de cuadrados; es decir, que minimice la variabilidad de la tasa de crecimiento del componente permanente. En este proceso de minimización, λ es una constante arbitraria que refleja el costo de la inclusión de fluctuaciones alrededor de la tendencia. Mientras mayor es el valor de este parámetro, más suave es la serie solución.

A.2 El Filtro de Kalman

Como se sabe, el modelo de *Filtro de Kalman* constituye una herramienta fundamental en el seminal análisis que Lucas (1973) realizó en el marco de la escuela de las Expectativas Racionales y su aplicación permite derivar reglas de decisión lineales óptimas con coeficientes que varían en el tiempo, en función de los cam-

bios de las variables relevantes, aspecto que supera las limitaciones de los modelos econométricos tradicionales que Lucas (1976) hizo patente en su crítica a la evaluación econométrica de la política económica. El algoritmo que empleamos para la estimación de los coeficientes cambiantes en cada uno de los periodos parte de la forma convencional de cálculo (mínimocuadrático):

$$\beta = (X_t'X_t)^{-1}X_t'u_t \quad (3)$$

Donde:

β =es el vector de coeficientes;

X =es una matriz de variables explicativas, de dimensión $t \times k$ (t =número de observaciones en la muestra);

k =número de variables explicativas, incluyendo la constante si tal es el caso);

u =es el vector de la variable explicada –la tasa de desempleo–; y

el apóstrofo (')=indica que la matriz es transpuesta.

Con base en (3) se calcula el vector β que mide la respuesta media de u a X sobre un lapso que termina en el periodo “ t ”. En el periodo “ $t+1$ ” se cuenta con observaciones adicionales de y y cada una de las k variables explicativas. Si el vector de coeficientes calculado en el periodo “ t ” es β_t , se estima β_{t+1} con base en el siguiente procedimiento:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + K_{t+1}(y_{t+1} - x_{t+1}\beta_t) \quad (4)$$

La parte que se encuentra entre paréntesis de (4) es el residual de la regresión proyectada para el periodo “ $t+1$ ”, calculado con base en el vector β_t que refleja la información disponible al periodo “ t ”. Este residual se multiplica por el vector K a efecto de estimar el ajuste necesario de los parámetros β_t y así obtener β_{t+1} . El cálculo de K (denominado “vector en progreso”) se efectúa del siguiente modo:

$$K_{t+1} = (X_t'X_t)^{-1} x_{t+1}[1 + x_{t+1}'(X_t'X_t)^{-1}x_{t+1}]^{-1} \quad (5)$$

La expresión entre corchetes, después de ser realizadas las operaciones, da lugar a un escalar que multiplica a $(X_t'X_t)^{-1} x_{t+1}$ de dimensión $k \times 1$. La combinación de (4) y (5) conforman el algoritmo empleado para calcular los coeficientes β en cada uno de los periodos hasta llegar a un trimestre más adelante del periodo considerado en el estudio.

Esta forma de estimar las expectativas de inflación contrae resultados compatibles con la hipótesis de comportamiento racional de los agentes y, por ende, más satisfactorios que la modelización de las expectativas adaptables, que invoca en su apoyo principalmente la transformación de Koyck.

A.3 El método de Ball y Mankiw

Ball y Mankiw (2002) parten de la relación convencional: $\Delta\pi_t = -\beta u_t + \beta u_t^* + \varepsilon_t$; $\beta > 0$. Al estimar esta regresión del cambio en la tasa de inflación respecto a la tasa de desempleo, el término de error incluye tanto la TDNAI (u^*) como el elemento que dimana de choques de oferta ($\zeta_t = \beta u_t^* + \varepsilon_t$). Por tanto, despejan u^* de la manera siguiente:

$$(u_t^* + \varepsilon_t / \beta) u_t + \Delta\pi_t / \beta \quad (6)$$

A fin de separar u_t^* de ε_t / β , aplican el filtro de Hodrick y Prescott a $u_t^* + \varepsilon_t / \beta$ asumiendo que u^* corresponde a una tendencia de largo plazo que varía suavemente en tanto que (ε_t / β) refleja los cambios de corto plazo.

A.4 El método de Staiger, Stock y Watson

Staiger, Stock y Watson (1997) proponen otro método que también deriva de una curva de Phillips con coeficientes variables:

$$\pi_t = \alpha_0 + \beta_p(L)u_{t-p} + \gamma_j(L)\pi_{t-j} + \delta_k(L)z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Donde:

(L) =es un operador de rezagos;

α_0 =es un coeficiente de posición variable; y

z_t =son otras variables explicativas.

El procedimiento consiste en tomar una muestra inicial con pocas observaciones y estimar los parámetros; añadir luego una observación y volver a estimarlos, y así sucesivamente hasta cubrir el número total de datos en las series. Para cada tamaño de muestra se habrá obtenido coeficientes α_0 y β 's específicos, distintos, y con ellos se estima la TDNAI de cada periodo aplicando la fórmula:

$$TDNAI = -\frac{\alpha_0}{\sum_p \beta_p} \quad (8)$$