
LA TASA DE DESEMPLEO NO ACELERADORA DE LA INFLACIÓN: UN ANÁLISIS CRÍTICO

José D. Liquitaya Briceño¹
Gerardo Gutiérrez Jiménez²

Resumen

En este artículo se efectúa una revisión crítica de la TDNAI en tres aspectos: 1) las nociones que buscan cimentar su existencia; 2) algunos problemas comunes y errores econométricos en que incurrieron quienes la estimaron a partir de la curva de Phillips, y 3) las estimaciones empíricas para el caso de la economía mexicana. En general, se demuestra que los fundamentos teóricos son endebles; que las estimaciones de la TDNAI a partir de la curva de Phillips han sido tradicionalmente sesgadas e inservibles por problemas metodológicos y que, aún subsanando dichos problemas, los resultados cuestionan severamente la utilidad de estimar la TDNAI como guía para la política monetaria o como instrumento para la predicción de la tasa de inflación.

Introducción

La hipótesis de la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (TDNAI), conocida también como NAIRU³, es hoy en día, la plataforma más difundida en los ámbitos teórico y empírico para arribar a la noción de una tasa de desempleo de equilibrio o "natural" que produce una tasa

¹ Profesor-Investigador del Área de Teoría Económica del Departamento de Economía de la Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Iztapalapa.

² Profesor-Investigador del Departamento de Economía de la Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Iztapalapa.

³ De aquí en adelante, emplearemos los acrónimos NAIRU y TDNAI, de manera indistinta, porque ambos tienen el mismo significado.

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 empuje adicional podría acelerar la inflación sin que el desempleo disminuya de modo permanente. Tanto la NAIRU como la teoría de la curva de Phillips (CPh), sobre la que se basa, recibe gran atención en el mundo académico y en el de política económica. En su aplicación práctica, los estudios oficiales vinculan las políticas del Banco Central del país en cuestión con este indicador, 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 una NAIRU estimada, correspondería al Banco Central el instrumentar una política monetaria restrictiva para evitar que aumente la tasa de inflación.

Esta hipótesis dimana del esfuerzo de los keynesianos por contrarrestar la crítica monetarista a las prescripciones de política basadas en la curva de Phillips y constituye, para los economistas que comulgan con este enfoque, una reformulación exitosa de la hipótesis de la tasa natural de desempleo (TND, conocida como NRU)⁴ de Friedman (1968) y Phelps (1970).

En el presente trabajo nos proponemos efectuar una revisión crítica de la TDNAI en tres aspectos: 1) las nociones que buscan cimentar su existencia en una economía de mercado; 2) los problemas de identificación, de cómputo de los errores estándar y el error en que incurren los economistas al estimar la TDNAI a partir de la curva de Phillips que expresa como variable dependiente la tasa de inflación, y 3) la inutilidad de las estimaciones empíricas “puntuales” y “variables” de la TDNAI.

1. Aspectos históricos del concepto

La hipótesis de la TDNAI surgió como un elemento clave en el debate keynesiano-monetarista respecto a la curva de Phillips (CPh). En la alborada de los años 60, los estudios de Phillips (1958)⁵, Lipsey (1960)

⁴ También de aquí en adelante emplearemos los acrónimos NRU y TND de manera indiferenciada.

⁵ En el que “constata”, para el caso del Reino Unido, la existencia de una relación inversa entre la tasa de inflación de los salarios monetarios y el desempleo.

y 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. Esto entrañaba, por un lado, la existencia de 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 la instrumentación de las políticas fiscal y monetaria.

Al asumir que la inclinación de la CPh disminuye con mayores tasas de desempleo, los keynesianos pensaban que dicha tasa podía ser reducida a través de una expansión de la demanda con bajos costos en términos de inflación. Tal idea insufló la confianza en la eficacia de las políticas mencionadas y aminoró el interés en las teorías de los ciclos económicos porque se creía que, administrando adecuadamente las políticas de demanda, las autoridades económicas podían conjurar o moderar sensiblemente dichos ciclos.

Según lo documentan Laidler y Parkin (1975), Frisch (1977) y Santomero y Seater (1978), la visión original de la curva de Phillips fue desvirtuada empíricamente; 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.

En líneas generales, el marco analítico de Friedman y Phelps se emparenta con el modelo clásico del mercado laboral, donde se garantiza el equilibrio continuo 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 futuros⁶. Sin embargo, para poder explicar los movimientos en el producto y el empleo (desempleo) los autores mencionados sustituyeron el postulado 3) con la hipótesis de información imperfecta. Con este marco "non walrasiano" (Phelps, 1970), cuestionaron la estabilidad de la CPh y la

⁶ 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*.

existencia de un intercambio o *trade off* entre las tasas de desempleo e inflación en el largo plazo debido a que los agentes poseen expectativas y modifican su conducta de acuerdo a los cambios en la tasa de inflación.

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." (p. 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 nominales⁷.

En su famosa "parábola de las islas" Phelps (1970) intentó cimentar la noción de "tasa de desempleo de equilibrio" en el largo plazo y admitir que en el corto plazo la tasa observada puede ser mayor o menor a la de equilibrio debido a cambios no anticipados en la demanda agregada nominal. Argumentó que una economía dejada a su libre albedrío tiende hacia el equilibrio de pleno empleo y que las políticas de demanda lo afectan sólo temporalmente⁸.

El estudio de Friedman (1968) se convirtió, por antonomasia, en el fundamento del enfoque monetarista. Como en el análisis *clásico*, 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. En este

⁷ En Liquitaya (1992) se presenta un examen más extenso sobre este punto.

⁸ Para un análisis más pormenorizado, véase Liquitaya (1995).

contexto el desempleo es afectado sólo por las sorpresas en la inflación; no obstante, su impacto decrece rápidamente en el tiempo. Dado que los cambios inesperados en la tasa de inflación producen cambios en el desempleo, la CPh es inclinada en el corto plazo. No obstante, la tasa de desempleo no se distancia mucho de la tasa “natural” y los esfuerzos continuos para mantenerlo debajo de ésta pueden acelerar la inflación. En otros términos, el intercambio a largo plazo al que deben enfrentarse las autoridades es entre la tasa de aceleración de la inflación y la tasa de desempleo. Por esta razón, el enfoque referido también es conocido como “aceleracionista”.

Formalmente, la visión aceleracionista se manifiesta en el grupo de ecuaciones (1) donde π_t es la tasa de inflación; π_t^e la tasa de inflación esperada; u_t la tasa de desempleo en el período “t” y u^* la tasa “natural” de desempleo. Si tomamos en cuenta que las expectativas son adaptables y π_t^e se “aproxima” con π_{t-1} :

$$\begin{aligned}\pi_t &= \pi_t^e - \beta(u_t - u^*) \\ \pi_t - \pi_t^e &= -\beta(u_t - u^*) \\ \pi_t - \pi_{t-1} &= -\beta(u_t - u^*)\end{aligned}\quad (1)$$

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

Desde un principio, la legitimidad teórica del análisis monetarista 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 únicamente sus salarios nominales, porque no sufren de “ilusión monetaria”; al menos no de manera 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.

La respuesta de los keynesianos al embate monetarista fue, en principio, cautelosa. Aceptaron que la crítica fue disuasiva e incorporaron en sus estudios la noción de expectativas de precios. Esto debilitó su postura teórica, porque presupuso reconocer que: i) su análisis se basa-

ba en un supuesto de comportamiento irracional de los trabajadores (“ilusión monetaria”); ii) que la causalidad de la CPh no era tasa de desempleo → inflación como lo habían postulado Phillips (1958) y Lipsey (1960), sino inflación no anticipada → desempleo, y iii) que en el corto plazo su 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: i) 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; ii) que la relación entre el exceso de demanda en los mercados de trabajo y las variaciones en los salarios monetarios es no lineal; iii) 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 inflación⁹.

Otro artículo influyente fue el de Modigliani y Papademos (1975). En él, pretendieron conciliar las visiones keynesiana y monetarista in-

⁹ Lord Beveridge diseñó una gráfica que bien puede ayudar a comprender el análisis de Tobin; ésta se presenta y explica en Hadjimichalakis (1982), cap. 10.

introduciendo el concepto de Tasa no Inflacionaria de Desempleo (TNID o NIRU en inglés) que implicaba verticalidad, a largo plazo, y no verticalidad, en el corto plazo, de la CPh. A pesar de que estos autores incorporaron varios aspectos del análisis de Friedman a la teoría keynesiana, rechazaron su crítica a la pertinencia de una política monetaria activa por dos razones vinculadas: i) la visión monetarista de la relación inflación-desempleo no respondía la cuestión de la fuerza o persistencia de los efectos a corto plazo de la política monetaria, y ii) 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 TNID (NIRU) resultó disuasiva para los keynesianos tradicionales que seguían creyendo que: i) la economía puede operar en una situación de insuficiencia de demanda agregada, con exceso de oferta de trabajo y desempleo involuntario; ii) que el desempleo determina la tasa de inflación por medio de la tasa de crecimiento de los salarios nominales, y iii) 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 TNID, 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, la estrechez en el mercado de trabajo podría presionar al alza a la tasa de inflación en un rango en que pequeñas disminuciones de la tasa de desempleo estarían asociadas a aumentos cada vez más sustantivos de la tasa de inflación, agudizando el problema.

A pesar de las diferencias entre monetaristas y keynesianos, la NIRU parecía coadyuvar al logro de un consenso respecto a la naturaleza de la relación inflación-desempleo; pero no fue éste el acrónimo que se impuso en la literatura económica, sino el que Tobin (1980) denominó NAIRU o, en español, "Tasa de Desempleo No Aceleradora de la Inflación" (TDNAI) aduciendo que las tasas de desempleo suficientemente bajas están asociadas con la aceleración de la inflación, no sólo con altas tasas fijas¹⁰.

¹⁰ A nuestro juicio, la definición de Blanchard (2000) –Tasa de Desempleo no Incrementadora de la Inflación (TDNII o NIIRU, en inglés)– es más adecuada, ya que la tasa de desempleo referida es la que no aumenta la inflación; pero el acrónimo NAIRU se ha extendido tanto que es mejor no modificarlo.

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 monetaria, 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 la estrechez del mercado que genera, de modo sistemático y repetido, aumentos en los salarios y precios. En la tasa natural de desempleo los grados de utilización de los recursos y la estrechez del mercado generan presión en los salarios y precios hacia arriba o hacia abajo, consistentes con las trayectorias acostumbradas y esperadas, tanto si el proceso es estable o existe cualquier tasa de inflación” (traducción nuestra). Para este autor, las políticas de administración de la demanda son plausibles; pero también existen límites al aprovechamiento de la relación de Phillips, porque los intentos de usarla para mantener la tasa de desempleo debajo de cierto umbral podrían acelerar la inflación.

A decir verdad, el consenso referido no se extendió a la cuestión de si las autoridades económicas pueden o deben aprovecharla. El mismo 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, introdujo la mencionada hipótesis en una 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.

Sin embargo, en la literatura contemporánea, las descripciones actuales de la CPh y de la TDNAI 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, la inflación aumentará en el corto plazo y se acelerará en el

largo plazo si las autoridades persisten en mantenerla invariable. En este sentido, la hipótesis de la TDNAI constituye una reformulación de la hipótesis de la tasa "natural" que no resta utilidad a la CPh para orientar las políticas monetaria y fiscal. No obstante, desde la óptica monetarista sigue siendo sólo otro nombre para la tasa "natural", con el agravante de que evidencia la confusión keynesiana respecto a su significado total: la ineficacia de las políticas de administración de la demanda.

A nuestro juicio, los keynesianos desestimaron la aserción monetarista de que la política monetaria es inherentemente neutral porque los monetaristas también afirmaban que la política monetaria activista era la fuente principal de las fluctuaciones económicas en el corto plazo. Pero además confirieron a los keynesianos la distinción entre el corto y el largo plazo permitiéndoles sostener que, en el corto plazo, la "ilusión monetaria" otorga a los hacedores de la política la facultad de manipular el intercambio entre la inflación y el desempleo; ergo, la TDNAI puede establecerse como una guía adecuada para dar consejos de política.

2. La improcedencia lógica y formal

Como vimos en los párrafos precedentes, y advertimos en los textos de Macroeconomía, prevalece la idea que la TDNAI es una referencia clave para la conducción de la política económica. Infelizmente, sus bases son frágiles: en trabajos anteriores (Liquitaya, 1992; 1994; 1995; 2008; 2009a; 2009b) el examen de las condiciones de validez, el alcance de las proposiciones teóricas y el análisis empírico nos llevó a concluir que todas las versiones de la curva de Phillips 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 observados¹¹. En suma, el andamiaje que busca legitimar la existencia de la TDNAI es endeble y las estimaciones no reflejan, ni parcialmente, lo estipulado por enfoque teórico alguno.

¹¹ Una reseña de los problemas teóricos que enfrentan los diversos enfoques de la curva de Phillips requeriría, por su amplitud, ser tratada en un artículo especial. Debido a ello, nos limitamos a remitir al lector a los artículos citados.

Aún soslayando lo anterior se presentan dos aspectos, ya referidos en la literatura, que tornan precarias las estimaciones empíricas, más un elemento adicional 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 TDNAI como un promedio de la tasa de desempleo y sus valores rezagados.

En esta sección precisamos los tres aspectos mencionados y en la siguiente mostramos, con datos de la economía mexicana, la inutilidad de las estimaciones empíricas de la TDNAI (“constante” y “variable”).

2.1 De la TDNAI constante

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 de la tasa de 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. Luego se despeja la TDNAI con base en (3):

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

Suponiendo que la TDNAI es pertinente, el primer y más evidente problema que aflora es el de la identificación: puede asumirse que la TDNAI 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, se cree que un aumento en el crecimiento de la productividad podría hacer bajar la inflación y el desempleo. La solución puede consistir en aplicar el método de variables instrumentales (MVI); es decir, hallar variables altamente correlacionadas con el desempleo pero no con el choque de oferta. Empero, como la literatura nos advierte (por ej. 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 MCO¹².

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 *et al.* (1997a, 1997b). Ellos estimaron, además de la TDNAI 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 (1984:1; 1989:1; 1994:1), utilizando ocho indicadores opcionales de la inflación. Los resultados sugieren una tendencia a la baja de la TDNAI, aunque los respectivos intervalos parecen tornar su uso cuestionable como guía para algún fin práctico.

Un tercer problema que hasta ahora no parece haber sido advertido es el siguiente: la TDNAI se obtiene a partir de la curva de Phillips $\pi_t = f(u_{t,i}, \pi_{t,j})$ erróneamente formulada si consideramos que, de acuerdo con la teoría, es la inflación no anticipada la que explica el comportamiento de la tasa de desempleo. Esto genera un problema de sesgo en los estimadores de los parámetros¹³, pero además da pábulo a resultados numéricos inadmisibles –como una TDNAI negativa– cuando los

¹² Por ejemplo, Liquitaya (2008) probó con algunas variables que podrían fungir como instrumentales para las estimaciones de la curva de Phillips Nueva Keynesiana (incluyendo los rezagos de las variables explicativas), pero los resultados del MVI fueron menos satisfactorios que los obtenidos mediante MCO: los coeficientes se tornaron estadísticamente no significativos; su valor numérico subió; la bondad de ajuste bajó, a veces sensiblemente, y los errores estándar crecieron.

¹³ Un examen más extenso sobre este punto puede verse en Liquitaya (2009a). Véase también el Anexo 3.

datos sugieren la existencia de una relación positiva entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación. Si se pretende hallar una estimación “a toda costa”, el siguiente procedimiento resulta, a nuestro juicio, menos inadecuado: aplicar la regresión $u_t = g(u_{t-i}, \pi_{t-j})$; $i = 1, \dots, n$; $j = 0, \dots, m$ y luego despejar la virtual TDNAI con base en:

$$TDNAI = \frac{\alpha}{1 - \sum_{i=1}^n \gamma_{t-i}} \quad (4)$$

Siendo α la constante y γ_{t-i} el coeficiente de u_{t-i} ($i = 1, \dots, n$).

2.2 De la TDNAI variable

Los problemas de identificación, cómputo de los errores estándar y sesgo del recíproco del estimador –al invertir los resultados de la relación de Phillips– también se extienden de modo lógico al caso de la TDNAI variable; pero además se presenta la dificultad de tener que estimarla para cada periodo y pronosticar sus valores futuros, habida cuenta de que se presume que serán cambiantes.

En los estudios que asumen la existencia de una TDNAI variable¹⁴, las estimaciones hasta el periodo “t” se mueven acorde con la tasa de desempleo observada. No puede ser de otro modo porque la serie histórica de la TDNAI se construye –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 TDNAI 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 TDNAI en cada periodo es, a lo sumo, contemporánea de la tasa de desempleo observada y nunca la antecede; pero también

¹⁴ Sobre todo, en los enfoques que postulan la existencia de histéresis en el desempleo, como en el trabajo seminal de Blanchard y Summers (1986).

resulta que los factores que teóricamente determinan la TDNAI no son consistentes con los movimientos de ésta.

3. La no pertinencia empírica

3.1 Precisiones sobre los datos utilizados

Para el análisis empírico utilizamos series de periodicidad trimestral del Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), base 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)¹⁵. La tasa de desempleo dimana de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU) que, hasta hace pocos años, se levantaba en 48 áreas metropolitanas¹⁶, el 97 por ciento de la población urbana de 100 mil habitantes o más. Ambas variables abarcan el periodo 1987:1 y la última fecha en que el INEGI dejó de publicar los resultados: 2004:4.

Cabe señalar que, si bien ya no se realiza la ENEU, la tasa de desempleo abierto que recabó es la más adecuada para nuestro objetivo ya que abarca un periodo amplio y fue obtenida con base en una misma metodología e "hilera" de preguntas. Las otras dos fuentes opcionales –Encuesta Nacional de Empleo (ENE) y Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE)– contienen un número muy reducido de observaciones: la primera, se realizó sólo en los años 1988, 1991, 1993, 1995 y de 1996 al 2000 con periodicidad anual (aunque de 2000:2 a 2004:4 se levantó trimestralmente). La segunda provee información sólo a partir del año 2000.

3.2 La inverosímil TDNAI constante

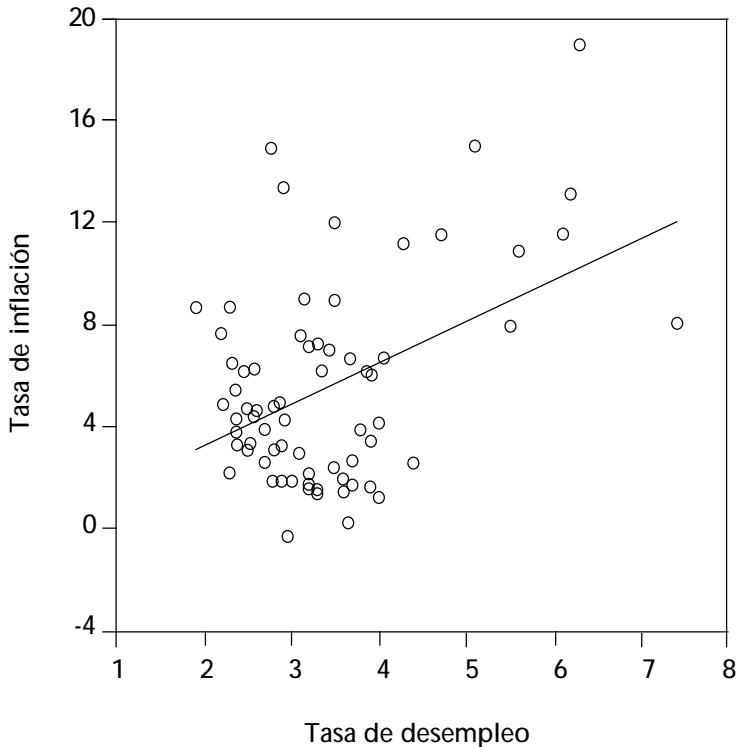
La estimación de la TDNAI se basa en la noción de que existe una relación entre las tasas de inflación y de desempleo, aspecto crucial para

¹⁵ <http://dgcnesyp.inegi.gob.mx>

¹⁶ A partir del segundo bimestre de 2003 la ENEU ya no se aplicó en la que hasta entonces era el área metropolitana 48: Manzanillo, Colima; pero además desde 2003:3 la información que publica el INEGI tiene una cobertura de sólo 32 ciudades.

validar la pertinencia de la hipótesis. Por tanto, “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– entonces la construcción de la tasa natural de desempleo también pierde significado” (Galbraith, 1997). Al respecto, la gráfica 1 (puntos) y, sobre todo, el anexo A.1 (líneas que enlazan puntos sucesivos en el tiempo) nos revelan que no existe nexo alguno entre las tasas de inflación y de desempleo en la economía mexicana.

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.

A diferencia de la teoría, que no nos ofrece una definición plausible de los lapsos que abarcan el corto y el largo plazo¹⁷, en las series de tiempo económicas, que expresan valores de flujos o acervos acaecidos en tiempo real, el largo plazo siempre es una sucesión de cortos plazos. Por ello sostener que entre dos o más variables puede existir una relación de corto plazo, pero no de largo plazo, es una *contradictio in adjecto*. Esta afirmación atañe a la constatación empírica de la CPh porque su existencia, atribuida por los distintos enfoques teóricos, no invoca el nexo entre la inflación y sus valores pretéritos o las expectativas inflacionarias, sino la inflación (de salarios o de precios) y alguna medida de la actividad económica. Si soslayamos dichas expectativas, las variables que conforman la CPh directa (inversa) deberían exhibir, así sea débilmente por su adscrita inestabilidad, una relación inversa (directa) en el periodo que examinamos (1987:1-2004:4).

Los resultados del análisis de cointegración, con y sin intercepto (según el método de Johansen, 1988), recusan justamente la existencia de una relación entre las tasas de desempleo e inflación, tanto con el “estadístico de la traza” (Cuadros 1 y 2) como con el de “máximo valor propio” (Cuadros A.2 y A.3 del Anexo). Por tanto la línea de la Gráfica 1, que es una recta de regresión mínimocuadrática construida por default, simplemente nos indica que, si existiera una relación, ésta sería positiva, no negativa como afirman los diversos enfoques. El mismo fenómeno se constata por el bajo valor, y positivo, del coeficiente de correlación (Tabla 1).

¹⁷ La forma más socorrida ha consistido en suponer que, a corto plazo, el factor de producción capital se mantiene constante y las empresas sólo tienen libertad de variar su cantidad de trabajo. De este modo se espera diferenciar entre un periodo breve en el que los agentes económicos tienen una reducida flexibilidad y un periodo más largo en el que tienen mayor libertad (Nicholson, 1997). Esta acepción doméstica dimana, sin embargo, de una noción más abstracta, pero inconsistente con el tiempo real: el *corto plazo* es un instante de tiempo cronológico, digamos, el momento t ; el *largo plazo* no es más que un cálculo realizado en ese mismo momento t como una simulación de lo que ocurriría si se permitiera a determinadas variables variar libremente hasta una posición en la que ya no tengan incentivo para seguir moviéndose. Hay muchas simulaciones posibles en t . La utilidad de este ejercicio mental depende de que las variables que participan en la simulación tiendan realmente a moverse en esa dirección, ejerciendo en t una fuerza sobre el sistema. El cálculo sirve sólo intentar medir la magnitud y dirección de esas tensiones. La debilidad del argumento radica en la exclusión del tiempo cronológico o real: en nuestro cálculo mental activamos el tiempo para algunas variables, pero lo desactivamos para otras. Dicho cálculo recoge así sólo algunas de estas fuerzas o tensiones, excluyendo la consideración de otras, algo que no tiene sentido en tiempo real.

CUADRO 1. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN (SIN INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Estadístico Traza	Valor crítico 5 Por ciento	Valor crítico 1 Por ciento
Ninguna	0.111738	8.576776	12.53	16.31
A lo más 1	0.000633	0.045610	3.84	6.51

*(**) Denota rechazo de la hipótesis a los niveles del 5% (1%).

La prueba de la traza indica que no existe cointegración a los niveles del 5 y 1%.

CUADRO 2. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN (CON INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Estadístico Traza	Valor crítico 5 Por ciento	Valor crítico 1 Por ciento
Ninguna	0.111742	15.68911	19.96	24.60
A lo más 1	0.094630	7.157646	9.24	12.97

*(**) Denota rechazo de la hipótesis a los niveles del 5% (1%).

La prueba de la traza indica que no existe cointegración a los niveles del 5 y 1%.

TABLA 1. COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ENTRE LAS TASAS DE INFLACIÓN Y DE DESEMPLEO

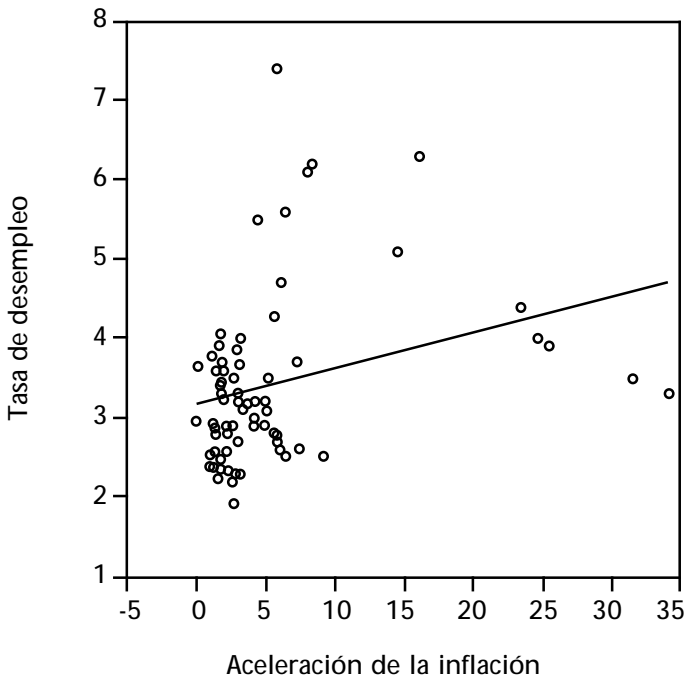
	ρ	π
ρ	1.000000	0.323069
π	0.323069	1.000000

El análisis precedente puede ser objetado si se vindica que la CPh resulta únicamente de cambios no anticipados de la tasa de inflación; en otros términos, que el *trade off* se suscita entre la aceleración de la inflación y la tasa de desempleo. Al respecto, la Gráfica 2 muestra los pares ordenados "aceleración" de la inflación-tasa de desempleo¹⁸. Si los da-

¹⁸ Los ejes están "bautizados" al revés de la Gráfica 1. Esta representación es más concordante con los enfoques teóricos de la NAIRU.

tos reflejaran un comportamiento compatible con dicha hipótesis, se apreciaría repetidamente una tasa similar de desempleo para una aceleración nula de la inflación. Por tanto, para estimar la TDNAI en un determinado periodo se podría ajustar una recta de regresión y el punto de corte con el eje de la tasa de desempleo, donde la aceleración de la inflación es cero, nos "indicaría" el valor de la TDNAI. Pero en la economía mexicana sucede justamente lo contrario, porque existe un amplio abanico de tasas de desempleo para una aceleración nula o cercana a cero de la inflación. Tal hecho sugiere que se suscitan otros fenómenos que no corresponden a la intuición apoyada por la hipótesis aceleracionista.

GRÁFICA 2. MÉXICO: ACELERACIÓN DE LA INFLACIÓN-TASA DE DESEMPLEO (PERIODO 1987:1 - 2004:4)



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

Adicionalmente, los cálculos de la TDNAI se basan en modelos econométricos específicos, de los que se obtienen estimadores puntuales de los parámetros. Sus resultados dan pábulo a interpretaciones y prescripciones particulares de política económica. Pero sucede que, aun aceptando que la TDNAI tiene una contrapartida numérica en la realidad, las estimaciones realizadas –que derivaron de una CPh mal formulada– carecen de legitimidad por ser sesgadas, con valores distintos a los que debieron resultar al aplicar una regresión cuya variable dependiente es la tasa de desempleo. Ilustramos este hecho con datos de la economía mexicana, atendiendo a la forma en que se deriva la TDNAI estructural constante de la curva de Phillips:

$$\pi_t = \alpha + \sum_p \beta_p u_{t-p} + \sum_q \gamma_q \pi_{t-q} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Como en (2) p y q indican el número de rezagos del desempleo (u) y de la inflación (π) respectivamente y ε_t es el término de error. Para obtener la relación entre la inflación y el desempleo (β_p) también se puede estimar la curva de Phillips ampliada con perturbaciones de oferta (x):

$$\pi_t = \alpha + \sum_p \beta_p u_{t-p} + \sum_q \gamma_q \pi_{t-q} + \sum_q \lambda_q x_{t-q} + \varepsilon_t \quad (17)$$

En ambos casos la TDNAI se obtiene con base en la siguiente expresión:

$$TDNAI = - \frac{\alpha}{\sum_p \beta_p} \quad (18)$$

El Cuadro 3 muestra los resultados de las estimaciones mínimo cuadráticas de (16), con cuatro rezagos, y de los estadísticos suplementarios (los datos se expresan en porcentajes)¹⁹.

¹⁹ En Licitaya (2002) se presentan otros resultados numéricos cuestionables de la TDNAI a partir de modelos de la curva de Phillips.

CUADRO 3. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{p=0}^4 \beta_p u_{t-p} + \sum_{q=1}^4 \gamma_q \pi_{t-q}$$

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

Ningún coeficiente de la tasa de desempleo es estadísticamente significativo; tampoco lo es la constante α . A pesar de ello, estimamos (18) para obtener la posible TDNAI: el resultado es inaceptable a la luz de la serie "Tasa de Desempleo Abierta" de la economía mexicana y del sentido común: -0.6338. Sin embargo, el signo negativo no es sorprendente por lo señalado en la sección anterior: la tendencia positiva de la recta mínimo cuadrática en la Gráfica 1 y del valor de la sumatoria ($\sum_p \beta_p > 0$). Cabe señalar que la fórmula (4) propuesta por nosotros es menos desatinada porque su aplicación arroja un valor positivo y plausible (3.1%) de la supuesta TDNAI.

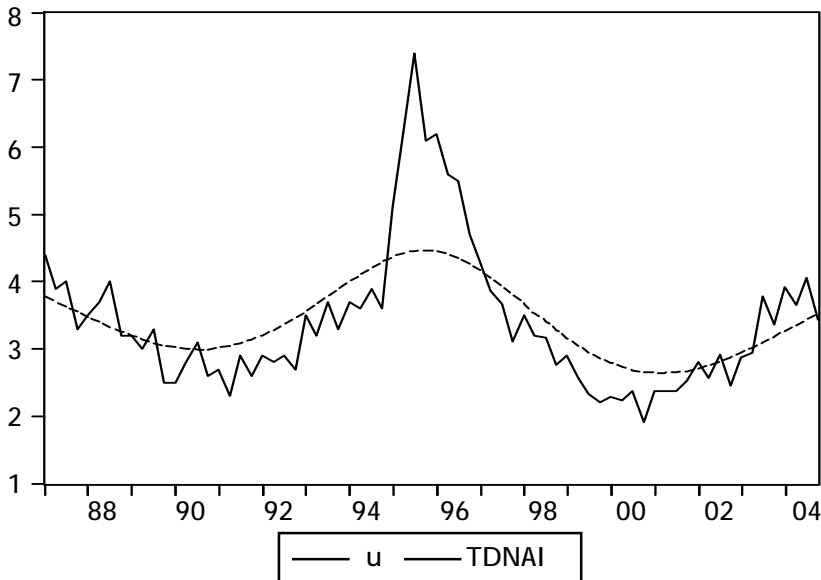
Por su parte, la significancia estadística de los estimadores de las tasas de inflación pretéritas (excepto π_{t-4}) refrenda una vez más el hecho de que ésta –al igual que otras series económicas– depende siempre de sus propios valores rezagados.

3.3 La inverosímil TDNAI variable

En esta sección exponemos únicamente las estimaciones de la TDNAI con base en el método de Hodrick y Prescott (Gráfica 3) debido a que sus valores numéricos parecen más admisibles que los derivados de otros métodos. En efecto, algunos de los valores que resultan de aplicar el método de Ball y Mankiw (2002) exceden el doble de la tasa de desempleo observada en lapsos en que la tasa de inflación no decrece e incluso aumenta, y los que dimanen de los métodos de Kalman y Staiger, Stock y Watson se ajustan periodo a periodo a dicha tasa justamente porque emplean coeficientes recursivos.

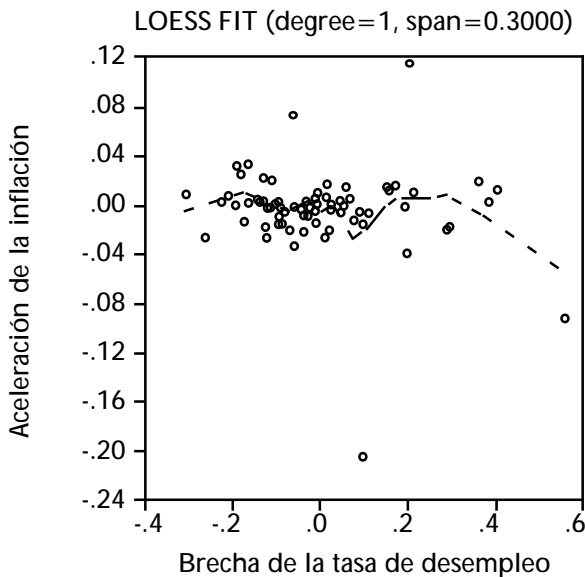
Atendiendo a la metodología econométrica moderna, estacionarizamos los datos en variancia transformándolos a logaritmos. Posteriormente calculamos (π_t, π_{t-1}) y $(u_t - u_t^*; u_t^* = TDNAI_t)$ en concordancia con la ecuación (1) para aplicar la formulación convencional de la CPh. De ese modo también estacionarizamos las series en media, habida cuenta de que tanto π como u son series de orden de integración I (1).

GRÁFICA 3. TASA DE DESEMPLEO OBSERVADA (u) Y TDNAI ESTIMADA CON BASE EN EL FILTRO DE HODRICK Y PRESCOTT (PERIODO 1987:1 - 2004:4)



Las Gráficas 4 y 5 muestran la dispersión, en logaritmos, de los pares ordenados “brecha de la tasa de desempleo” ($u_t - u_t^*$)-“variación de la tasa de inflación” ($\pi_t - \pi_{t-1}$). Las líneas resultan del ajuste de regresiones locales polinomiales (*rlp*) aplicando funciones kernel. Estas son usadas para ponderar las observaciones en cada regresión local. La Gráfica 4 muestra las *rlp* de $(\pi_t - \pi_{t-1})$, sobre $(u_t - u_t^*)$, con ancho de banda basado en la vecindad más cercana según la técnica *Loess*. Para cada observación en una muestra se ajusta una regresión polinomial localmente ponderada. Es una regresión local dado que se usa sólo un subconjunto de observaciones que descansa en una vecindad del punto a ajustar en el modelo de regresión. La Gráfica 5 también muestra ajustes en la vecindad más cercana con regresiones no paramétricas *kernel* de polinomios locales, pero el ancho de banda es fijo y las observaciones locales se ponderan con base en la función *Epanechnikov*²⁰.

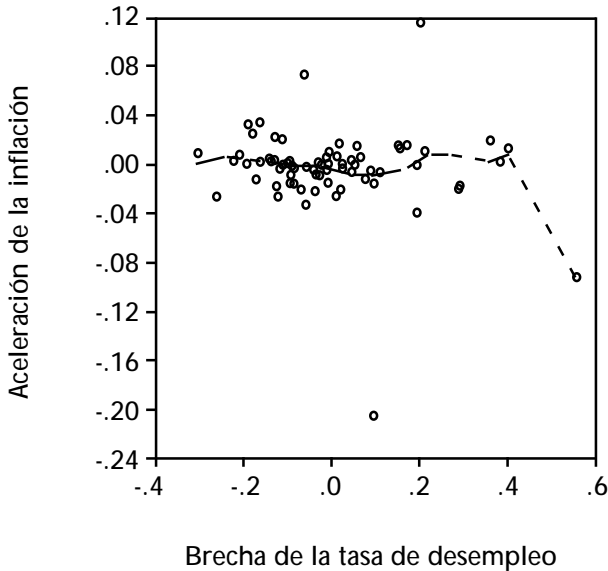
GRÁFICA 4. DISPERSIÓN DE LA BRECHA TASA DE DESEMPLEO - ACCELERACIÓN DE LA INFLACIÓN CON AJUSTE DE LA VECINDAD MÁS CERCANA (PERÍODO 1987:1 - 2004:4)



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

²⁰ E-Views resuelve, además de ésta (*Epanechnikov*), otras seis funciones *kernel*. Véase Quantitative Micro Software (2002), pp. 235-42.

GRÁFICA 5. DISPERSIÓN DE LA BRECHA TASA DE DESEMPLEO - ACCELERACIÓN DE LA INFLACIÓN CON AJUSTE EPANECHNIKOV (PERIODO 1987:1 - 2004:4)



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

Si la hipótesis aceleracionista fuera pertinente, en las gráficas se vería una dispersión de puntos en torno de una línea (o curva) imaginaria de pendiente negativa, con cierta concentración en la vecindad del par ordenado $(u - u^* = 0), (\pi_t - \pi_{t-1} = 0)$. Al contrario se aprecia un notable rango de valores $(u_t - u_t^*)$ y una concentración de puntos $(\pi_t - \pi_{t-1})$ en el intervalo $(-0.04, 0.04)$, hecho que refrenda lo observado en la Gráfica 2.

Respecto a la estimación econométrica de $\pi_t - \pi_{t-1} = \beta (u_t - u_t^*)$, los resultados son palmariamente precarios: la "bondad" de ajuste del modelo es de 0.059 y el coeficiente de regresión (0.09), aunque significativo, tiene el signo contrario a lo estipulado por la teoría. Adolece también de un elevado grado de correlación serial de primer orden; inestabilidad estructural (de acuerdo con las pruebas CUSUM), ausencia de distribución normal de las series, etc. Todos estos indicadores desvirtúan la perti-

nencia de la relación citada y ponen en tela de juicio su utilidad para cualquier fin práctico²¹.

4. Conclusiones

En este trabajo revisamos algunos problemas metodológicos básicos que en cualquier país dificultan el virtual cálculo de una TDNAI constante o variable; pero, principalmente, mostramos que en la economía mexicana no existe relación alguna entre las tasas de desempleo y la inflación, por lo que la estimación de una TDNAI pierde su razón de ser. Esta constatación morigeró nuestro interés por desplegar esfuerzos suplementarios en la revisión y empleo de metodologías opcionales perseverando en la búsqueda de una TDNAI²²; a nuestro juicio, ello hubiera significado obsecarse en una labor basada en una especulación, con “grandes costos y beneficios despreciables” (Galbraith, 1997). Como Emmanuel Kant diría: “En la especulación, el destino ordinario de la razón humana es levantar su edificio lo más pronto posible y sin examinar si los cimientos han sido bien puestos”²³. En suma, el concepto TDNAI no es útil como referencia para orientar la discusión y el análisis de la política macroeconómica; al menos no en la economía mexicana²⁴.

²¹ El lector puede verificar los resultados que obtuvimos ya que empleamos la información disponible en Internet del BIE INEGI.

²² Algunos autores podrían afirmar que los modelos estructurales de vectores autorregresivos (SVAR)– basados en restricciones que modelos estilizados del mercado de trabajo imponen en la dinámica conjunta del desempleo y de otras variables– constituyen una forma de allanar el problema; sin embargo, éstos también invocan en su apoyo la existencia de una curva de Phillips.

²³ Citado por Ikram Antaki (1999): *Celebrar el Pensamiento*, ed. Joaquín Mortiz S.A. de C.V. y ed. Planeta, S.A. de C.V., México.

²⁴ No nos referimos a la cuestión de la fiabilidad de los datos, pero consideramos que éstos no entrañan mayores problemas de medición. Para un análisis más amplio acerca de las tasas de desempleo medidas en México, véase Liquitaya (2005).

Bibliografía

- Antaki, I. (1999). *Celebrar el Pensamiento*, ed. Joaquín Mortiz S.A. de C.V. y ed. Planeta, S.A. de C.V., México.
- Ball, L y G. Mankiw (2002). "The NAIRU in Theory and Practice", *Journal of Economic Perspectives* 16(4), pp. 115-36.
- Blanchard, O. J. (2000). *Macroeconomics*, 2nd edition, ed. Prentice Hall. Upper Saddle River, N. J.
- Blanchard, O. J. and Summers, L. H. (1986). "Hysteresis and the European Unemployment Problem", *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, Mass.
- Bomhoff, E. (1994). *Financial forecasting for business and economics*, Academic Press, Londres.
- Friedman, M. (1968). "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. LVIII.
- 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, issue 1, pages 93-108
- Hadjimichalakis, M. (1982). *Modern Macroeconomics*, Prentice Hall, cap. 10.
- Hodrick, R.J. y Prescott, E.C. (1997). "Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, pp. 1-16.
- INEGI (2009). "Banco de Información Económica" <http://dgcnesyp.inegi.gob.mx>

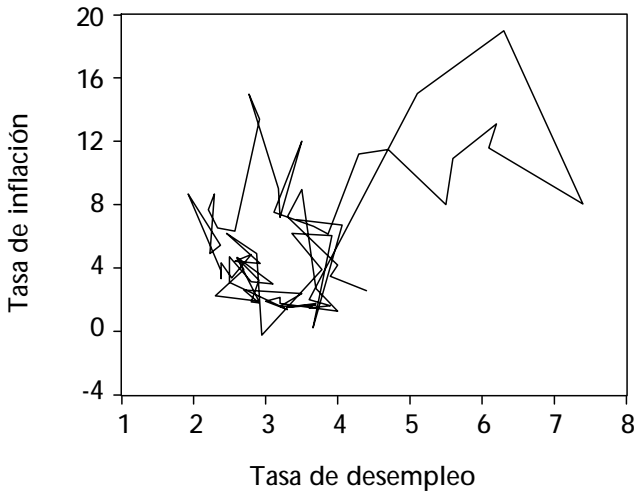
-
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231 - 254.
- Kennedy, P. (1997). *Introducción a la Econometría*, ed. Fondo de Cultura Económica, México, D.F.
- Laidler, D. and Parkin, M. (1975). "Inflation - A Survey", *The Economic Journal*, 85 (340). USA.
- 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. (2009a). "El Enfoque Monetarista de la Relación Desempleo-Inflación: Análisis Teórico y Empírico", <http://www.geoci ties.com/Athens/Parthenon/4400/index.html> (Página del profesor Alcides José Lasa Crespo).
- Liquitaya, J. D. (2009b). "Análisis del Intercambio entre el Producto y la Inflación en la Economía Mexicana", *Revista Nicolaita de Estudios Económicos*, Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, vol. IV, núm. 1, enero-junio, Morelia, Michoacán, México.
- 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-I, México, D.F.
- Liquitaya, J. D. (2005). "El Desempleo Urbano y los Ciclos de la Producción en México", *Desarrollo Local y Regional: Dimensión Económica y de Gestión*, *Revista Denarius* núm. 11, UAM-I., México, D.F.
- Liquitaya, J. D. (2002). "La TDNAI: Un Análisis Aplicado", *Reporte de Investigación* núm. 24, Área de Teoría Económica, Depto. de Economía, UAM-I.

- Liquitaya, J. D. (1995). "Los Modelos de Búsqueda de Empleo y la Relación de Phillips", en *Política Económica, Finanzas y Sociedad: Hechos e Interpretaciones Serie de Investigación 16*, Departamento de Economía, UAM-I, México.
- Liquitaya, J. D. (1994). "Producción e Inflación: Los Límites del Análisis de Lucas", *Investigación Económica núm. 209*, Facultad de Economía, UNAM, México, D.F.
- Liquitaya, J. D. (1992). "La Curva de Phillips y la Eficacia de las Políticas de Administración de la Demanda", *Ensayos sobre Teoría Económica, Serie de Investigación 5*, Departamento de Economía, UAM-I, México.
- Lucas, R. (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*, Prentice-Hall Hispanoamericana, S.A., México.
- Modigliani, F. and Papademos, L. (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* (6ta. edición), Mc Graw Hill/Interamericana de España S.A.U.
- Phelps, E. (1970). "Introduction to Microeconomic Foundations of Unemployment and Inflation Theory", W. W., Norton & Co., USA.
- Phillips, A.W. (1958). "La Relación entre el Paro y la Tasa de Variación de los Salarios Monetarios en el Reino Unido: 1861 - 1957". La versión en español está en Mueller, M. G. (comp.), *Lecturas de Macroeconomía*, ed. CECSA, México, 1985.
- Quantitative Micro Software, LLC (2002). *EViews User's Guide*, USA.

-
- Samuelson, P. y Solow, R. (1960). "Aspectos Analíticos de la Política Anti-inflacionista", en Mueller (comp.), *op. cit.*
- Santomero, A. and Seater, J. (1978). "The Inflation - Unemployment Trade-off: A Critique of the Literature", *Journal of Economic Literature*, vol. 16.
- Sargent, Th. (1979). *Macroeconomic Theory*, Academic Press. Inc.
- Setterfield, M.A., Gordon, D.V. and Osberg, L. (1992). "Searching for a Will o' the Wisp. An Empirical Study of the NAIRU in Canada", *European Economic Review*, 36(1), pp. 119-136.
- Staiger, D., Stock, J.H. and Watson, M.W. (1997a). "How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment", en Romer, C.D. y Romer, D.H. (Eds.) (1997): *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Chicago University Press, Chicago, pp. 195-246.
- Staiger, D., Stock, J.H. and Watson, M.W. (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*, The University of Chicago Press, USA.
- Tobin, J. (1972). "Inflation and Unemployment", *American Economic Review*, LXII (1).

ANEXO 1

GRÁFICA A.1. MÉXICO: RELACIÓN TASA DE DESEMPLEO TASA DE INFLACIÓN (PERÍODO 1987:1 - 2004:4)



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

CUADRO A.1. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN

$$\pi_t = \sum_{q=1}^3 \pi_{t-q}$$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
π_{t-1}	1.049721	0.111016	9.455589	0.0000
π_{t-2}	-0.515529	0.156709	-3.289728	0.0016
π_{t-3}	0.351948	0.107533	3.272934	0.0017
R cuadrado	0.749798	Media var. dep.		5.341452
R cuadrado ajustado	0.742546	Desv.est. var. dep.		6.910544
E.E. regresión	3.506408	Criterio de Akaike		5.387835
Suma resid. al cuad.	848.3478	Criterio de Schwarz		5.482696
Log máximover.	-190.9621	D-W		1.892319

CUADRO A.2: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN (SIN INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Estadístico Valor P máx	5 % Valor crítico	1 % Valor crítico
Ninguna	0.111738	8.531166	11.44	15.69
A lo más 1	0.000633	0.045610	3.84	6.51

* (**) Denota rechazo de la hipótesis a los niveles del 5% (1%).

La prueba de la traza indica que no existe cointegración a los niveles del 5 y 1%.

CUADRO A.3: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN (CON INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Estadístico Valor P máx	5 % Valor crítico	1 % Valor crítico
Ninguna	0.111742	8.531467	15.67	20.20
A lo más 1	0.094630	7.157646	9.24	12.97

* (**) Denota rechazo de la hipótesis a los niveles del 5% (1%).

La prueba de la traza indica que no existe cointegración a los niveles del 5 y 1%.

ANEXO 2. MÉTODOS PARA ESTIMAR LA TDNAI VARIABLE

A2.1 El Filtro de Hodrick y Prescott

De acuerdo con el filtro de Hodrick y Prescott²⁵, la serie de tiempo tasa de desempleo, u_t , ajustada por factores estacionales, puede ser expresada a través de la suma de sus componentes de tendencia (g_t) y ciclo (ct):

$$u_t = g_t + c_t; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.1)$$

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.

²⁵ Véase Hodrick y Prescott (1997).

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:

$$\text{Min}_{\{g_t\}} \left\{ \sum_{t=1}^T (u_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \right\} \quad (2.2)$$

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 arbitraria²⁶ 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.

A2.2 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 cambios 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 económica²⁷. El algoritmo que empleamos

²⁶ El valor sugerido por el programa econométrico E Views para las series de periodicidad anual es 100 y para las que tienen periodicidad trimestral es de 1400.

²⁷ La crítica de Lucas consiste esencialmente en el argumento lógico de que los parámetros estimados no se mantienen inalterados (como lo establecen los modelos econométricos tradicionales) frente a variaciones en la política económica. Cualquier modificación en dicha política hará que cambie la estructura de los modelos econométricos. El cambio de la regla de política afectará no sólo los parámetros de la ecuación que describen la política misma, sino también los parámetros de otras ecuaciones. Por tanto, las estimaciones derivadas de políticas anteriores serán inadecuadas en la simulación de políticas nuevas.

para la estimación de los coeficientes cambiantes en cada uno de los periodos parte de la forma convencional de cálculo (mínimocuadrático):

$$\beta = (X_t'X_t)^{-1}X_t'u_t \quad (2.3)$$

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 apóstrofo²⁸ (') indica que la matriz es transpuesta.

Con base en (2.3) 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:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + K_{t+1}(y_{t+1} - x_{t+1}'\beta_t) \quad (2.4)$$

La parte que se encuentra entre paréntesis de (2.4) 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:

$$K_{t+1} = (X_t'X_t)^{-1}x_{t+1}[1 + x_{t+1}'(X_t'X_t)^{-1}x_{t+1}]^{-1} \quad (2.5)$$

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 (2.4) y (2.5) 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 estudio²⁹.

²⁸ Este es el término correcto. No apóstrofe, que es una figura literaria de diálogo.

²⁹ Información más detallada sobre el procedimiento aquí empleado se encuentra en Bomhoff (1994). Un desarrollo formalizado puede verse en Sargent (1979).

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.

A2.3 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:

$$(u_t^* + \varepsilon_t / \beta) = u_t + \Delta\pi_t / \beta \quad (2.6)$$

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.

A2. 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

$$\pi_t = \alpha_0 + \beta_p(L)u_{t-p} + \gamma_j(L)\pi_{t-j} + \delta_k(L)z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

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 observaciones³⁰ 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:

³⁰ El tamaño de muestra inicial deberá ser al menos igual al número de parámetros a estimar.

$$TDNAI = - \frac{\alpha_0}{\sum_p \beta_p} \quad (2.8)$$

ANEXO 3. EL PROBLEMA DE LA REGRESIÓN INVERSA

Precisemos la naturaleza del problema mencionado con base en (3.1), una relación simple que se puede extender fácilmente al caso de un modelo multivariante:

$$\pi_t = \alpha + \beta u_t + \varepsilon_t; \beta < 0 \quad (3.1)$$

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

$$E[\pi_t / u_t] = \alpha + \beta u_t \quad (3.2)$$

Es la esperanza condicional de π dado u_t así como el mejor predictor lineal de π_t dado u_t . Llamemos a (3.1) la regresión directa y resolvamos para u_t en términos de π_t :

$$u_t = \pm (\alpha / \beta) + (1/\beta) \pi_t \pm (1/\beta) \varepsilon \quad (3.3)$$

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

$$PLO[u_t / \pi_t] = \gamma + \theta \pi_t \quad (3.4)$$

Llamemos a (3.3) la regresión inversa y apliquemos la esperanza matemática de u_t respecto al valor de π_t :

$$\begin{aligned} E[u_t / \pi_t] &= E[(\pm \alpha / \beta) + (1/\beta) \pi_t - (1/\beta) \varepsilon / \pi_t] \\ E[u_t / \pi_t] &= \pm \alpha / \beta + (1/\beta) \pi_t - (1/\beta) E[\varepsilon / \pi_t] \end{aligned} \quad (3.5)$$

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:

$$E[\varepsilon / \pi_t] = E[\varepsilon] = 0 \quad (3.6)$$

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 poblacional de u_t y π_t .

La regresión muestral directa de π_t en u_t genera una estimación insesgada del parámetro 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_t (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 . En el caso multivariante, el cuadrado del coeficiente de correlación parcial es igual al cociente de la pendiente estimada en la regresión directa al recíproco de la pendiente estimada en la regresión inversa. Estos hechos acerca del cuadrado de los coeficientes de correlación resultan útiles para la interpretación de las estimaciones de los coeficientes de la relación de Phillips.

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 las siguientes fórmulas:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{i=n} (u_i \bar{u}) (\pi_i \bar{\pi})}{\sum_{i=1}^{i=n} (u_i \bar{u})^2} \quad \therefore \hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^{i=n} (\pi_i \bar{\pi}) (u_i \bar{u})}{\sum_{i=1}^{i=n} (\pi_i \bar{\pi})^2} \quad (3.7)$$

donde "ˆ" denota al estimador del parámetro poblacional respectivo y "¯" indica que es el promedio de la variable. La recíproca del estimador de β es:

$$\frac{1}{\hat{\theta}} = \frac{\sum_{i=1}^{i=n} (\pi_i \bar{\pi})^2}{\sum_{i=1}^{i=n} (\pi_i \bar{\pi}) (u_i \bar{u})} \quad (3.8)$$

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

$$\frac{\hat{\beta}}{1/\hat{\theta}} = \frac{\sum_{i=1}^{i=n} [(\pi_i \bar{\pi}) (u_i \bar{u})]^2}{\sum_{i=1}^{i=n} (\pi_i \bar{\pi})^2 \sum_{i=1}^{i=n} (u_i \bar{u})^2} = R^2 \quad (3.9)$$

En consecuencia, $\hat{\beta} = 1/\hat{\theta}$ sí y sólo sí la cov $(\pi, u)^2$ es igual al producto $\text{var}(\pi) \text{var}(u)$, 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, $R^2 = \hat{\theta} \hat{\beta}$.

