

**UNIVERSIDAD AUTÓNOMA METROPOLITANA – IZTAPALAPA
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA**

PARA LA REVISTA DENARIUS

**EL ENFOQUE MONETARISTA DE LA RELACIÓN DESEMPLEO-
INFLACIÓN: ANÁLISIS TEÓRICO Y EMPÍRICO**

José D. Liquitaya Briceño

*Profesor-investigador del Área de Teoría Económica,
Departamento de Economía, UAM-I.*

RESUMEN

En este artículo se examina teórica y empíricamente el enfoque monetarista de la relación de Phillips. Se demuestra que, a nivel teórico, existen limitaciones e inconsistencias fundamentales; que en su aplicación econométrica casi todos los economistas han incurrido en un grave error metodológico debido al problema de la regresión inversa y que la evidencia empírica para México nos indica que: a) no existe una “relación” perceptible entre la tasa de desempleo-tasa de inflación de precios o de salarios; pero si existiera esta no sería negativa, sino positiva; b) los argumentos que explican mejor el comportamiento de la tasa de desempleo son sus mismos valores rezagados y, si bien la inflación contemporánea y pasada coadyuvan a explicarla, su efecto conjunto es tan pequeño que puede ser soslayado por entero, y c) no solo se refuta la hipótesis aceleracionista, sino que sucede justamente lo contrario, ya que se evidencia un amplio abanico de tasas de desempleo en torno a una nula aceleración de salarios, y en el caso de la relación tasa de desempleo-incremento de la inflación parece delinarse como una antítesis la existencia de una relación positiva entre ambas variables.

Palabras clave: Monetarismo; Curva de Phillips; NAIRU; Cointegración

México, D.F., mayo 15 de 2009

Introducción

Desde la publicación del artículo de A. W. Phillips (1958), en el que "constata", para el caso del Reino Unido, la existencia de una relación inversa entre la tasa de cambio de los salarios monetarios y el desempleo, se ha venido desarrollando una de las más profusas investigaciones tanto a nivel teórico (particularmente en la búsqueda de sus microfundamentos) como en el terreno de la verificación empírica (respecto a su validez en diversos períodos y países y/o su estabilidad a corto y largo plazos). Esta proliferación de estudios obedeció y simultáneamente se justificó porque dicha relación llegó a constituirse en el núcleo de la macroeconomía moderna, apuntalada por tres aspectos vinculados: en primer lugar, llenó un vacío en el sistema keynesiano al hacer que se tornen endógenos los salarios y precios monetarios; en segundo, ligó una variable monetaria con otra real, siendo ambas objetivos clave en la política económica; en tercer lugar, originó un debate entre los diversos enfoques teóricos con implicaciones profundas para la política económica.

En el presente trabajo nos proponemos examinar el enfoque monetarista de la relación de Phillips por ser no solo uno de los más influyentes, sino, sobre todo, porque la evidencia empírica refrenda de modo recurrente que es más admisible (o menos inadmisible) que el resto de los enfoques, incluyendo el de la escuela de las Expectativas Racionales y el de los Nuevos Keynesianos;^{1,2} Sin embargo, también demostraremos, de modo incontrovertible, que en este modelo subyacen limitaciones teóricas fundamentales; que en su aplicación empírica, hasta los más eximios economistas³ han incurrido en un grave error metodológico debido al problema de la regresión inversa y que en el caso de la economía mexicana: a) no existe una "relación" perceptible entre la tasa de desempleo-tasa de inflación de precios o de salarios; pero si existiera esta no sería negativa, sino positiva; b) los argumentos que

¹ Para el caso de la economía mexicana, en el que se examina empíricamente el modelo de Lucas - considerado el arquetipo de la escuela de las Expectativas Racionales- véase Licitaya y Ramírez (2009). Para un análisis teórico y empírico de los modelos Nuevo Keynesianos, véase Licitaya (2008).

² Básicamente debido a que la tasa de desempleo y la tasa de inflación parecen depender siempre, y en todas partes, de sus propios valores rezagados, de modo concordante con la hipótesis de las expectativas adaptables, presentes en la visión monetarista.

³ Con excepción de Niskanen y Reichel

explican mejor el comportamiento de la tasa de desempleo son sus mismos valores rezagados y, si bien la inflación contemporánea y pasada coadyuvan a explicarla, su efecto conjunto es tan pequeño que puede ser soslayado por entero, y c) no solo se refuta la hipótesis aceleracionista, sino que sucede justamente lo contrario, ya que se evidencia un amplio abanico de tasas de desempleo en torno a una nula aceleración de salarios, y en el caso de la relación tasa de desempleo-incremento de la inflación parece delinearse como una antítesis la existencia de una relación positiva entre ambas variables.

El artículo a continuación desarrollado está organizado en tres secciones. En la primera reseñamos el análisis de Friedman que es, por antonomasia, el del enfoque monetarista. En la segunda, nos referimos a la respuesta de los keynesianos y al surgimiento de la hipótesis de la NAIRU, hecho que significó un viraje en la misma visión keynesiana de la curva de Phillips. En la tercera, mostramos el error econométrico fundamental en el que han incurrido los economistas y analizamos empíricamente la relación tasa de desempleo o brecha de la tasa de desempleo - tasa de inflación o aceleración de la inflación. Por último, exponemos nuestras conclusiones.

1 El análisis monetarista

En su famoso discurso presidencial en la *American Economic Association* (diciembre 29 de 1967, publicado en marzo de 1968 en la *American Economic Review*) Friedman asestó la crítica más severa a la visión original de la curva de Phillips -la relación inversa entre la tasa de cambio de los salarios monetarios y la tasa de desempleo- al afirmar que esta se encontraba mal especificada: "El análisis de Phillips de la relación entre el desempleo y el cambio en los salarios es merecidamente celebrada como una importante y original contribución. Pero, desafortunadamente, contiene un básico defecto -el no distinguir entre los salarios nominales y los salarios reales." (p. 8)

El punto de partida de su análisis consistió en dilucidar cuál sería el efecto de un aumento inesperado de la oferta monetaria. Arguyó que existen dos efectos expansionistas sobre la demanda agregada: en primer lugar, se reduce la tasa de interés, hecho que incentiva la

inversión; en segundo, los agentes se sienten más ricos, por la mayor cantidad de dinero en su cartera de activos y gastan más. Por su lado las empresas, al percibir el aumento de la demanda y de los precios, aumentan su oferta de productos, demandando más trabajo, y los trabajadores aceptan trabajar más horas, y otros voluntariamente desempleados se sienten estimulados a trabajar al nuevo salario monetario. Sin embargo, el salario real disminuye, ya que sólo en este caso las empresas demandan más mano de obra.

Como se deduce, la hipótesis que da pábulo a los cambios en el nivel de empleo es que los trabajadores responden a variaciones en el salario real, pero subestiman (sobrestiman) los incrementos (decrementos) reales en el nivel de precios, cuando aumenta (disminuye) la oferta monetaria de modo inesperado. Esto lleva a Friedman a plantear la distinción entre la inflación anticipada y la no anticipada, lo que le permite cuestionar la estabilidad de la relación entre la tasa de inflación-desempleo y postular implícitamente la existencia de infinito número de CPh ampliadas con expectativas.

Un ingrediente fundamental en este análisis es la hipótesis de la tasa 'natural' de desempleo (TND) que define como el nivel de 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). Esta tasa 'natural' expresaría un fenómeno real, determinado por otros fenómenos también reales y no puede ser alterada por el influjo de fuerzas puramente nominales.

Formalmente, la consecuencia del análisis para la CPh es que, si bien existe un *trade off* a corto plazo, éste se da entre la inflación no anticipada y la tasa de desempleo, invirtiéndose además la causalidad; no obstante, a medida que las expectativas se ajustan, el desempleo vuelve gradualmente a su tasa 'natural'.

De lo señalado en el párrafo precedente deriva la hipótesis aceleracionista: si el incremento de la inflación conlleva sólo una reducción temporal de la tasa de desempleo por debajo de su tasa 'natural', la única forma de mantener permanentemente esta situación sería provocando una inflación constantemente creciente. Por tanto, el *trade off* a largo plazo que podrían enfrentar las autoridades económicas sería entre la tasa de aceleración de la inflación y la tasa de desempleo. De no suceder esto, la CPh se torna en una línea vertical en el largo plazo.

Formalmente, la visión aceleracionista de Friedman se aprecia 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'; 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} :

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

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 nivel 'natural'.

El estudio de Friedman se convirtió, por antonomasia, en el fundamento del enfoque monetarista donde la tasa de desempleo se determina por el proceso de despeje continuo del mercado de trabajo y los movimientos en el nivel de desempleo son enteramente voluntarios (como en el análisis clásico). La política monetaria tiene una influencia directa e importante en el nivel de precios y en su variación, y las vías por las que se mantiene dicha influencia atraviesan por los mercados de productos y de trabajo. Pero, como éstos se ajustan y despejan rápidamente, los cambios en la política tienen un pequeño efecto sobre ellos. La política monetaria puede afectar al desempleo solo a través de sorpresas en la inflación, pero tal impacto decrece rápidamente en el tiempo. Dado que los cambios inesperados en la tasa de inflación pueden producir pequeñas variaciones en el desempleo, la CPh es inclinada en el corto plazo. 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.

La legitimidad teórica del análisis monetarista respecto del keynesiano radica en su mayor congruencia con el comportamiento racional de los agentes; específicamente con el postulado de que los trabajadores tratan de reivindicar el poder adquisitivo de sus salarios, no solo sus salarios nominales (lo cual significaría crónica “ilusión monetaria”). Sin embargo, no desvirtúa del todo al análisis keynesiano ni al uso de la CPh como base para el pronóstico y guía de política.

2 La respuesta de los keynesianos y la hipótesis de la NAIRU

La respuesta de los keynesianos al embate monetarista fue, en principio, cautelosa. Connotados economistas como Modigliani, Papademos y Tobin 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 basaba en un supuesto de comportamiento irracional de los trabajadores (‘ilusión monetaria’); ii) que la CPh no aprehendía la causalidad tasa de desempleo → inflación como lo habían postulado Phillips y Lipsey, sino inflación no anticipada → desempleo, y iii) que la relación es inestable.

Entre los artículos que apuntalan la visión keynesiana de la CPh 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 aquellas 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 inflación⁴.

Otro artículo influyente fue el de Modigliani y Papademos (1975). En él, pretendieron conciliar las visiones Keynesiana y Monetarista introduciendo el concepto de Tasa no Inflacionaria de Desempleo (TNID o NIRU en inglés) que implicaba verticalidad (en el 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 solo podía sostenerse a costa de continuos aumentos en la inflación.

La hipótesis de la TNID (NIRU) resultó convincente para los keynesianos tradicionales que seguían creyendo: i) que 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 fundamental en la

⁴ Al parecer Lord Beveridge diseñó una gráfica que bien puede ayudar a comprender el análisis de Tobin. Esta se explica en Hadjimichalakis (1982), cap. 10.

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. Años después Tobin (1980) renombró la NIRU como NAIRU o 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 solo con altas tasas fijas de inflación.⁵

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

⁵ En virtud de que la TDNAI es más bien una tasa de desempleo que no aumenta la tasa de inflación, debería denominarse, como Blanchard (2000) lo sugiere, ‘Tasa de Desempleo no Incrementadora de la Inflación’ (TDNII o NIIRU, en inglés); mas, el acrónimo NAIRU se ha extendido tanto que ya no es posible modificarlo.

acostumbradas y esperadas, tanto si el proceso es estable o existe cualquier tasa de inflación”. 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.

Como se corrobora en la literatura contemporánea, las descripciones actuales 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, la inflación aumentará en el corto plazo y se acelerará en el largo plazo.

En realidad, el consenso referido no se extendió a la cuestión de si las autoridades económicas podrían o deberían aprovecharla. El mismo Friedman (1968) postuló la tasa ‘natural’ como una hipótesis que, si bien tiene una contraparte numérica, 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 correcta 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.

En síntesis, la hipótesis de la NAIRU dimana de un esfuerzo por desvirtuar la crítica monetarista a las prescripciones keynesianas de política basadas en la CPh. De hecho, constituye una reformulación de la hipótesis de la tasa ‘natural’ que no resta utilidad a la CPh como guía para las políticas monetaria y fiscal. No obstante, desde la óptica monetarista, es solo otro nombre para la tasa ‘natural’, con el agravante de que evidencia la confusión keynesiana respecto a su significado total: la ineficacia de la política de administración de la demanda.

A nuestro juicio, los keynesianos desestimaron la aserción monetarista de que la política monetaria es inherentemente neutral porque estos (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 NAIRU se constituiría en una guía adecuada para dar consejos de política.

3 Análisis empírico de la relación Tasa de desempleo o brecha de la tasa de desempleo - tasa de inflación o aceleración de la inflación.

3.1 Precisiones sobre la muestra y los datos utilizados

A fin de evaluar si el comportamiento histórico de los datos registrados en la economía mexicana concuerda con el enfoque monetarista de la curva de Phillips, utilizamos información de periodicidad anual para el lapso 1980–2005⁶, elaborada originalmente por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) y el Banco de México (Banxico). Sin embargo, debemos señalar que, en ocasiones, accedimos a fuentes secundarias que transcribieron los datos de las instituciones citadas: a) Para el período 1970-1985, las Remuneraciones medias (RM) y el Deflactor Implícito del Producto (DIP) -indicador del nivel de precios- fueron tomadas de “La Economía Mexicana en Cifras” (1986), Nacional Financiera, S.N.C. b); para los años 1985-1991 se obtuvieron las mencionadas variables del “Quinto Informe de Gobierno” de Carlos Salinas de Gortari, Presidencia de la República, 1993, y c) para el período 1987–2005 los datos fueron ‘bajados’ (vía Internet) del Banco de Información Económica (BIE-INEGI).⁷ El contar con información traslapada de las diversas fuentes nos permitió eslabonar sin dificultad las series DIP y PIBR con una misma base: el año 1993.

⁶ A la conclusión de este artículo, la información relativa a las remuneraciones a los asalariados y las remuneraciones medias no se encontraba aún disponible para 2006 y 2007.

⁷ <http://dgcnesyp.inegi.gob.mx/>

El Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC, año base: 1993 = 100)⁸ se obtuvo directamente de BIE INEGI; las remuneraciones medias también proceden del INEGI, como el “Sistema de Cuentas Nacionales de México” (INEGI, 2007); pero, para años anteriores a 1990 extrajimos los datos de “La economía Mexicana en Cifras” (1990), Nacional Financiera, S.N.C.

Por su parte, la tasa de desempleo procede, para los años anteriores a 1985, de la Encuesta Continua Sobre Ocupación (ECSO) y, a partir de ese año, de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU). Cabe señalar que la cobertura de la ECSO es muy limitada: comprende solo las áreas metropolitanas de México, Guadalajara y Monterrey. La ENEU, por su parte, inició en 1985 generando información mensual y trimestral para 12 áreas metropolitanas y 4 ciudades de la frontera norte. Esta cobertura se mantuvo hasta 1991, pero entre 1992 y 1994 aumentó el número de ciudades investigadas a 39. A partir de 1996 se incorporaron La Paz y Cancún; a finales del mismo año se anexaron Cd. del Carmen y Pachuca; en enero de 1998 se incorporó Mexicali, al siguiente año se incluyó Salamanca; desde Julio del 2000 se sumaron Cd. Victoria y Reynosa y en Octubre del mismo año se adicionó Tuxpan, con lo que se llegó a cubrir más del 90% de la población en áreas de cien mil o más habitantes, o alrededor del 60% de la población en áreas urbanas que exceden los 2,500 habitantes. Sin embargo, a partir del segundo bimestre del año 2002 se empezó a reducir el número de ciudades en las que se aplica esta encuesta con la exclusión de Manzanillo, Colima, y para el año 2004 el número de ciudades encuestadas fue de sólo 32.

Como se advierte, la cobertura de la información sobre la tasa de desempleo ha variado de manera sustantiva, hecho que induciría a catalogarlo como un indicador precario, poco confiable. Sin embargo, Martin (2000) y Fleck y Sorrentino (1994) arguyen que es, de los indicadores opcionales, el que mejor refleja la variabilidad de las condiciones económicas, amén de ser una medida que sigue de cerca las recomendaciones metodológicas de la Organización Internacional del Trabajo (OIT). Además, es la única que podemos adoptar

⁸ El año base de este índice elaborado en el INEGI es 1994, pero lo convertimos a 1993 para hacerlo coincidir con el DIPIB.

por abarcar un período amplio y haber sido obtenida con base en un mismo sistema; al menos entre los años 1985 y 2005. Las otras dos fuentes importantes –la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) y la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE)- contienen un número de observaciones muy reducido para nuestro análisis. La primera, se realizó solo en los años 1988, 1991, 1993, 1995 y de 1996 al 2000 con periodicidad anual (aunque desde el segundo trimestre de 2000 hasta el cuarto trimestre del 2004 se levantó trimestralmente). La segunda, provee información (mensual) solo a partir del año 2000. Cabe señalar por último que el grado de asociación lineal entre las tasas de desempleo de periodicidad mensual obtenidas con base en la ENEU y la ENOE entre el año 2000 y 2005 es de 0.91; esto nos hace conjeturar que los resultados no serían muy distintos si contáramos con datos de la ENOE para el período 1980-2005 y los empleáramos en los análisis formales y gráficos que realizamos.

3.2 Orden de integración de las series.

En el cuadro 1 se presentan los resultados de las pruebas de Dickey-Fuller aumentadas (ADF), con un número de rezagos seleccionado automáticamente por el programa E-Views atendiendo al criterio de información de Akaike (CIA)⁹. Estos indican que el Deflactor Implícito del Producto Interno Bruto, el Índice Nacional de Precios al Consumidor (p_t^d, p_t) y las remuneraciones medias (w) son series no estacionarias de orden I (2)¹⁰; que la tasa de desempleo (u) es integrada de orden I (1). Por su parte, la desviación de la tasa de desempleo respecto de su “tasa no aceleradora de la inflación” (TDNAI) es una serie estacionaria I (0).

⁹ Sea $CIA(q) = \ln(e'e/T) + 2q/T$, donde $e'e$ es la suma de los errores al cuadrado; T el número de observaciones y q es el número de rezagos. Si algún valor máximo Q es conocido, $q \leq Q$, puede elegirse para minimizar $CIA(q)$. Este criterio tiene un espíritu similar al R^2 ajustado por los grados de libertad ya que recompensa buenos ajustes pero penaliza la pérdida de grados de libertad.

¹⁰ Se dice que una variable es integrada de orden d , escrita $I(d)$, si debe ser diferenciada d veces para volverse estacionaria. Por lo tanto, una variable estacionaria es integrada de orden cero, escrita $I(0)$. Se dice que una variable que debe ser diferenciada una vez para volverse estacionaria es $I(1)$, integrada de orden uno, etc. Las variables económicas son raras veces integradas de orden mayor que dos; y si no son estacionarias suelen ser $I(1)$. Para facilitar la exposición, en lo sucesivo señalaremos simplemente $I(0)$, $I(1)$, etc.

Al respecto de p_t Galindo (1997) y Galindo y Perrotini (1996) obtuvieron resultados análogos utilizando datos trimestrales para el período 1980.1 - 1994.4, hecho que avala el aspecto técnico de nuestros resultados. Sin embargo, desde un punto de vista lógico no parece plausible que las primeras diferencias de los Índices se muestren integradas de orden I (1), porque no tienden a crecer ni decrecer de modo sostenido en el largo plazo. Al parecer, este resultado técnico de las pruebas ADF obedece a que, en el período considerado, el país atravesó por etapas de elevada volatilidad de los precios (1982-1989; 1995-1996).

Más allá de esta observación, los resultados sugieren que es necesario establecer si las variables bajo estudio cointegran –requisito básico para obtener la “verdadera” relación de largo plazo entre las mismas, obtener estimadores insesgados, y conjurar el peligro de que nuestro análisis se realice con base en regresiones espurias si estas son requeridas.

TABLA 1: RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE NO ESTACIONARIEDAD

VARIABLES	ADF ¹	VARIABLES	ADF ¹
p_t^d	-0.49556	u_t	-0.57875
$\pi_t^d (= p_t^d - p_{t-1}^d)$	-1.24942	Δu_t	-4.01619**
$\Delta \pi_t$	-5.81165**	$(u_t - u^*)$	-4.847008**
p_t	-0.47187	w	1.09726
$\pi_t (= p_t - p_{t-1})$	-1.34323	\hat{w}	-0.99204
$\Delta \pi_t$	-5.91133**	$\Delta \hat{w}$	-8.62985**

¹ Prueba de Dickey-Fuller Aumentada con un número de rezagos seleccionado automáticamente con base en el criterio de información de Akaike.

** Denota rechazo de la hipótesis de no integración al nivel de significancia del 5% (1%).

SIGNIFICADO DE LOS SÍMBOLOS

(Todas las variables se expresan en logaritmos naturales)

p_t^d : Deflactor Implícito del Producto Interno Bruto (DIPIB, 1993 = 100)

π_t^d : Tasa de inflación con base en el DIPIB

p_i :	Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC, 1994 = 100)
π_i :	Tasa de inflación con base en el INPC
u_i :	Tasa de desempleo (con base en ECSO y ENEU)
w :	Remuneraciones medias (RM)
\hat{w} :	Inflación de salarios con base en RM
$(u_i - u^*)$:	Desviación de la tasa de desempleo respecto de su nivel 'natural' (u^* , estimada con base en el Filtro de Hodrick y Prescott)

3.3 Análisis de cointegración: tasa de desempleo-inflación (de salarios o de precios)

A continuación exponemos los resultados del análisis de cointegración, con base en el procedimiento de Johansen (1988), de la tasa de desempleo y los estimadores de la tasa de inflación de precios y de salarios. Los resultados deben validar o rechazar la hipótesis de que existe una relación entre los pares de series consideradas. Presentamos también las gráficas respectivas que, de modo visual, permiten apreciar el grado de vinculación existente entre las variables:

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

Núm. de E.C.	Valor propio	Max-Eigen Estadístico	5% Valor Crítico	1% Valor Crítico
Ninguna	0.158109	4.130516	11.44	15.69
A lo más 1	0.013752	0.332327	3.84	6.51

*(**) denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

La prueba del valor propio máx. indica que no existe cointegración a niveles del 5 y 1%

CUADRO 1.B: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN DE SALARIOS (CON INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Max-Eigen Estadístico	5% Valor Crítico	1% Valor Crítico
Ninguna	0.353160	10.45575	15.67	20.20
A lo más 1	0.125077	3.206873	9.24	12.97

*(**) denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

La prueba del valor propio máx. indica que no existe cointegración a niveles del 5 y 1%

CUADRO 2.A: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN CON BASE EN EL INPC (SIN INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Max-Eigen Estadístico	5% Valor Crítico	1% Valor Crítico
Ninguna	0.201324	5.844809	11.44	15.69
A lo más 1	0.008552	0.223311	3.84	6.51

*(**) denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

La prueba valor propio máx. indica que no existe cointegración a los niveles del 5 y 1%

CUADRO 2.B: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN CON BASE EN EL INPC (CON INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Max-Eigen Estadístico	5% Valor Crítico	1% Valor Crítico
Ninguna	0.373652	12.16408	15.67	20.20
A lo más 1	0.196147	5.676818	9.24	12.97

*(**) denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

La prueba del valor propio máx. indica que no existe cointegración a niveles del 5 y 1%

CUADRO 3.A: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN CON BASE EN EL DIPIB (SIN INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Max-Eigen Estadístico	5% Valor Crítico	1% Valor Crítico
Ninguna	0.220740	5.985865	11.44	15.69
A lo más 1	0.014763	0.356945	3.84	6.51

*(**) denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

La prueba del valor propio máx. indica que no existe cointegración a niveles del 5 y 1%

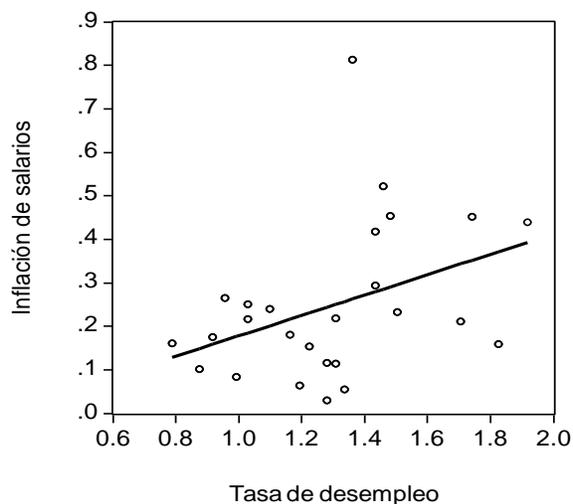
CUADRO 3.B: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN CON BASE EN EL DIPIB (CON INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Max-Eigen Estadístico	5% Valor Crítico	1% Valor Crítico
Ninguna	0.429458	13.46804	15.67	20.20
A lo más 1	0.153674	4.004416	9.24	12.97

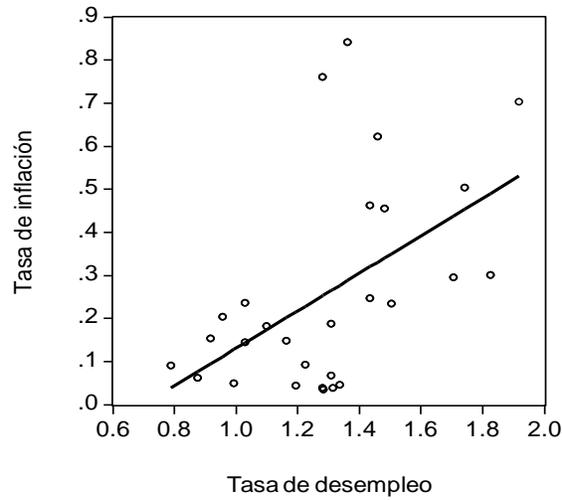
*(**) denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

La prueba del valor propio máx. indica que no existe cointegración a niveles del 5 y 1%

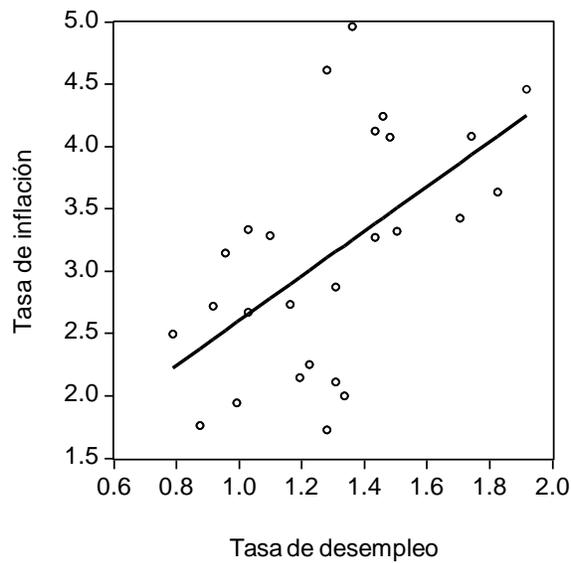
GRÁFICA 1: TASA DE DESEMPLEO-TASA DE INFLACIÓN DE SALARIOS (EN LOGARITMOS NATURALES)



**GRÁFICA 2: TASA DE DESEMPLEO-TASA DE INFLACIÓN DE PRECIOS
CON BASE EN EL INPC (EN LOGARITMOS NATURALES)**



**GRÁFICA 3: TASA DE DESEMPLEO-TASA DE INFLACIÓN DE PRECIOS
CON BASE EN EL DIPIB (EN LOGARITMOS NATURALES)**



Las pruebas de cointegración para las variables tasa de desempleo-tasa de inflación de precios (calculada a partir del INPC y DIPIB) y tasa de inflación de salarios -con o sin intercepto- indican al unísono que no existe una “relación de equilibrio de largo plazo”

entre los tres pares de indicadores. Tal hecho no es sorprendente; al contrario, es un fenómeno observado en muchas economías del mundo; además, si existiera algún tipo de relación, no sería negativa, sino positiva, como se puede apreciar en las gráficas 1 a 3 que incluyen una recta de regresión mínimocuadrática.¹¹

Si aceptamos que los indicadores son adecuados,¹² los resultados sancionan el carácter espurio de las relaciones examinadas y eliminan *ipso facto* la pertinencia o conveniencia de efectuar estimaciones suplementarias de los coeficientes o realizar prueba estadística alguna.

3.4 Análisis de cointegración de la brecha de la tasa de desempleo-inflación

Siguiendo a Furukoa (2007) presentamos también los resultados del análisis de cointegración para la virtual relación entre la brecha de la tasa de desempleo y la inflación (de salarios o de precios). Tiene sentido si consideramos que en el análisis monetarista se suscita el *trade off* entre estas dos variables, en tanto que las expectativas de inflación desplazan a la CPh:

CUADRO 4.A: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA BRECHA DE LA TASA DE DESEMPLEO Y LA INFLACIÓN DE SALARIOS (SIN INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Max-Eigen Estadístico	5 % Valor crítico	1 % Valor crítico
Ninguna	0.354452	10.50375	11.44	15.69
A lo más 1	0.051431	1.267208	3.84	6.51

*(**) denota rechazo de la hipótesis al nivel de 5 (1) por ciento.

La prueba del valor propio máx. indica que no existe cointegración a niveles del 5 y 1%

¹¹ Inclusive en ciertos períodos de los Estados Unidos, país cuya economía ha evolucionado de manera estable. Véase, por ejemplo, Wooldridge (2001), p. 323.

¹² Si bien no analizamos la cuestión de la fiabilidad de los datos, consideramos que estos no entrañan mayores problemas de medición. Para un análisis más amplio acerca de las tasas de desempleo medidas en México, véase Licitaya (2005).

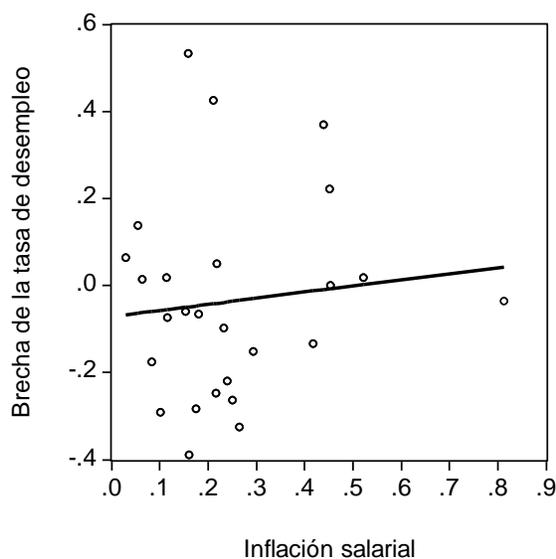
CUADRO 4.B: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA BRECHA DE LA TASA DE DESEMPLEO Y LA INFLACIÓN DE SALARIOS (CON INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Max-Eigen Estadístico	5% Valor Crítico	1% Valor Crítico
Ninguna	0.356350	10.57441	15.67	20.20
A lo más 1	0.102115	2.585119	9.24	12.97

*(**) denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

La prueba del valor propio máx. indica que no existe cointegración a niveles del 5 y 1%

GRÁFICA 4: INFLACIÓN DE SALARIOS-BRECHA DE LA TASA DE DESEMPLEO (EN LOGARITMOS NATURALES)



CUADRO 5.A: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA BRECHA DE LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN CON BASE EN EL INPC (SIN INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Max-Eigen Estadístico	5 % Valor crítico	1 % Valor crítico
Ninguna *	0.387696	12.75367	11.44	15.69
A lo más 1	0.067774	1.824692	3.84	6.51

*(**) denota rechazo de la hipótesis al nivel de 5 (1) por ciento.

La prueba del valor propio máximo indica 1 ec. de cointegración al nivel del 5%

La prueba del valor propio máximo indica que no existe cointegración al nivel del 1%

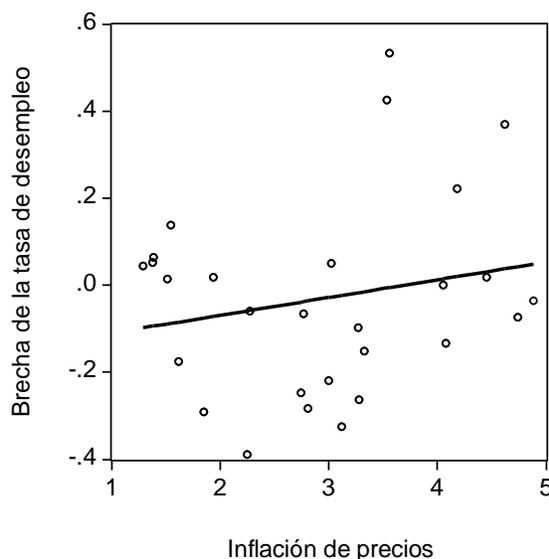
CUADRO 5.B: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA BRECHA DE LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN CON BASE EN EL INPC (CON INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Max-Eigen Estadístico	5% Valor Crítico	1% Valor Crítico
Ninguna	0.388551	12.79001	15.67	20.20
A lo más 1	0.135300	3.779687	9.24	12.97

*(**) denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

La prueba del valor propio máx. indica que no existe cointegración a niveles del 5 y 1%

GRÁFICA 5: INFLACIÓN DE PRECIOS (INPC)-BRECHA DE LA TASA DE DESEMPLEO (EN LOGARITMOS NATURALES)



CUADRO 6.A: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA BRECHA DE LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN CON BASE EN EL DIPIB (SIN INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Max-Eigen Estadístico	5 % Valor crítico	1 % Valor crítico
Ninguna *	0.461758	14.86674	11.44	15.69
A lo más 1	0.029793	0.725888	3.84	6.51

*(**) denota rechazo de la hipótesis al nivel de 5 (1) por ciento.

La prueba del valor propio máximo indica 1 ec. de cointegración al nivel del 5%

La prueba del valor propio máximo indica que no existe cointegración al nivel del 1%

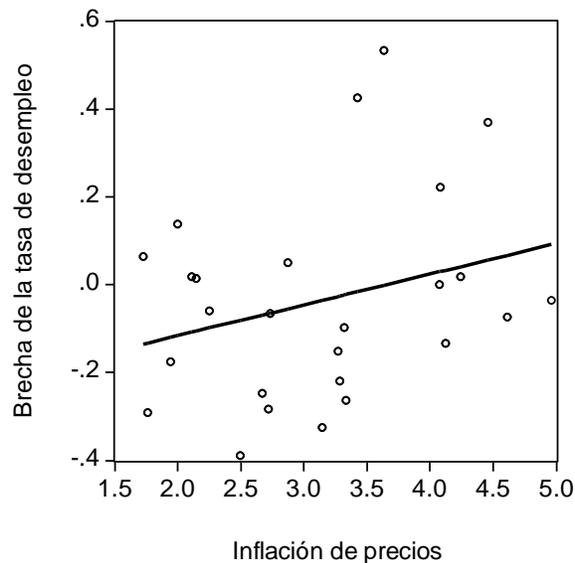
CUADRO 6.B: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA BRECHA DE LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN CON BASE EN EL DIPIB (CON INTERCEPTO)

Núm. de E.C.	Valor propio	Max-Eigen Estadístico	5% Valor Crítico	1% Valor Crítico
Ninguna	0.469718	15.22432	15.67	20.20
A lo más 1	0.081872	2.050038	9.24	12.97

(**) denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

La prueba del valor propio máx. indica que no existe cointegración a niveles del 5 y 1%

GRÁFICA 6: INFLACIÓN DE PRECIOS (DIPIB)-BRECHA DE LA TASA DE DESEMPLEO (EN LOGARITMOS NATURALES)



Las gráficas 4 A 6 ilustran la enorme dispersión de puntos; pero además muestran que, si existe una relación, es positiva, lo cual contrasta con lo estipulado por la idea de una curva de Phillips inversa.

Los resultados del análisis de cointegración indican, por su lado, que no existe ninguna relación de largo plazo entre la brecha de la tasa de desempleo y la inflación salarial; en cambio sugieren que sí se manifiesta –al nivel de significancia del 5%- cuando, sin considerar el intercepto, la relacionamos con las medidas opcionales de la tasa de inflación. En vista de esta señal que nos hace percibir la posibilidad de la existencia de una relación

de largo plazo, aplicamos regresiones MCO a las variables cointegradas, con las que suplementamos información estadística. Sin embargo, antes debemos demostrar la razón por la que prácticamente casi todos los modelos monetaristas y keynesianos¹³ que examinaron empíricamente la CPh incurrieron en un error econométrico que invalidó sus resultados. La desarrollamos enseguida.

3.5 Un error econométrico fundamental.

Como observamos en la segunda sección, el análisis de Friedman (1968) y Phelps (1970) hizo que se invirtiera la causalidad de la relación de Phillips: ahora la tasa observada de desempleo debía ser explicada por la inflación no prevista (o no anticipada); no como en la visión de Phillips (1958) y Lipsey (1960), donde la tasa de desempleo explica el comportamiento de la inflación. Este hecho dio pábulo, implícitamente, a un problema no considerado ni en la literatura teórica ni en la indagación empírica: la expresión formal y el análisis econométrico de la relación de Phillips expresan a la tasa de inflación como variable dependiente, en función de la tasa de desempleo y la tasa de inflación esperada¹⁴. Si la curva de Phillips fuera pertinente, tal procedimiento arrojaría, de modo ineluctable, estimaciones sesgadas de los parámetros y, por ende, predicciones erróneas, debido a que la asociación lineal entre las variables no es perfecta (y, como veremos adelante, en la economía mexicana parece no existir).

Para demostrar el error econométrico en que incurrió la enorme mayoría de los economistas al definir la tasa de inflación como variable dependiente, examinemos el caso más simple que se extiende fácilmente al caso de un modelo multivariante:

A tono con el razonamiento teórico de los monetaristas (soslayando las expectativas de inflación), postulemos que el siguiente modelo describe la relación entre π y u :

¹³ Pero no los modelos de los Nuevos Keynesianos. En estos, los fundamentos y derivación de la CPh es distinta. Véase, por ejemplo, Kulish (2003) y Licitaya (2008)

¹⁴ Este error es equivalente a postular que el gasto en consumo de los hogares se encuentra en función del ingreso personal disponible, y luego aplicar la regresión expresando dicho ingreso en función del consumo.

$$u_t = \alpha + \beta\pi_t + \varepsilon_t; \beta < 0 \quad (2)$$

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

$$E[u_t/\pi_t] = \alpha + \beta\pi_t \quad (3)$$

Es la esperanza condicional de u_t dado π_t así como el mejor predictor lineal de u_t dado π_t . Llamemos a (1) la regresión directa y resolvamos para π_t en términos de u_t :

$$\pi_t = \pm(\alpha/\beta) + (1/\beta)u_t \pm (1/\beta)\varepsilon_t \quad (4)$$

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

$$PLO[\pi_t/u_t] = \gamma + \theta u_t \quad (5)$$

Llamemos a (4) la regresión inversa y apliquemos la esperanza matemática de π_t respecto al valor de u_t :

$$\begin{aligned} E[\pi_t/u_t] &= E[(\pm\alpha/\beta) + (1/\beta)u_t - (1/\beta)\varepsilon/u_t] \\ E[\pi_t/u_t] &= \pm\alpha/\beta + (1/\beta)u_t - (1/\beta)E[\varepsilon/u_t] \end{aligned} \quad (6)$$

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

$$E[\varepsilon/u_t] = E[\varepsilon] = 0 \quad (7)$$

Sin embargo, cuando se considera que π_t y u_t provienen de una distribución de probabilidad bivariada, el significado condicional $E[\varepsilon/u_t]$ será, en general, una función creciente de u_t .

Dado que el predictor lineal óptimo, $PLO [\pi/u_i]$ es por definición la mejor aproximación lineal de la función de esperanza condicional $E[\pi/u_i]$. La pendiente del PLO de π_t dado u_t no será igual al recíproco del parámetro que multiplica a π_t en la regresión directa. En otras palabras, el coeficiente θ de la regresión inversa de π_t en u_t captura no solo el impacto directo de u_t en π_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 u_t 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 u_t en π_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 π_t dado u_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 con base en las siguientes fórmulas:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{i=n} (\pi_i - \bar{\pi})(u_i - \bar{u})}{\sum_{i=1}^{i=n} (\pi_i - \bar{\pi})^2}; \hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^{i=n} (u_i - \bar{u})(\pi_i - \bar{\pi})}{\sum_{i=1}^{i=n} (u_i - \bar{u})^2} \quad (8)$$

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 θ es:

$$\frac{1}{\hat{\theta}} = \frac{\sum_{i=1}^{i=n} (u_i - \bar{u})^2}{\sum_{i=1}^{i=n} (\pi_i - \bar{\pi})(u_i - \bar{u})} \quad (9)$$

Por lo que el cociente $\frac{\hat{\beta}}{1/\hat{\theta}}$ es: $\frac{\hat{\beta}}{1/\hat{\theta}} = \frac{\sum_{i=1}^{i=n} [(\pi_i - \bar{\pi})(u_i - \bar{u})]^2}{\sum_{i=1}^{i=n} (\pi_i - \bar{\pi})^2 \sum_{i=1}^{i=n} (u_i - \bar{u})^2} = R^2$ (10)

En consecuencia, $\hat{\beta} = 1/\hat{\theta}$ 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, $R^2 = \hat{\theta}\hat{\beta}$

3.6 Análisis de regresión: inflación-tasa de desempleo

Los resultados de las regresiones que dimanaban estrictamente del análisis de cointegración de la sección 3.4 -entre la brecha de la tasa de desempleo y las medidas opcionales de inflación- carecen de significancia estadística (de acuerdo con las pruebas “F” y “t” de Student) y tienen muy pobre bondad de ajuste (constatado por el valor del coeficiente de determinación).¹⁵ Debido a ello, los soslayamos por entero y en su lugar adoptamos una variante: el modelo propuesto por Niskanen (2002) y Reichel (2004), que aprehende la noción de causalidad en concordancia con el enfoque monetarista, como lo hicimos evidente en la sección anterior. Se expresa del siguiente modo:

¹⁵ Esto es evidente si consideramos que, formalmente, existe una muy estrecha relación entre el coeficiente de determinación, R^2 , y el estadístico “F”. Véase la expresión formal de dicha relación en Johnston (1984), p. 187, fórmula (5-72), y en Gujarati (1997), pp. 244 – 245.

$$u_t = \alpha + \beta u_{t-1} + \delta_1 \pi_t + \delta_2 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Este es un modelo autorregresivo de retardos distribuidos. Vincula la tasa de desempleo con la tasa de inflación contemporánea y la de un período previo, más la tasa de desempleo rezagada.¹⁶ A pesar de no haber sido validado por la prueba de cointegración, incluimos un término constante por ser estadísticamente significativo en la regresión y por mejorar, así sea marginalmente, la bondad de ajuste del modelo. Los resultados, con las medidas opcionales de inflación, se presentan en los cuadros 7.A y 7.B:

CUADRO 7.A: RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE REGRESIÓN PARA LA TASA DE DESEMPLEO (INFLACIÓN ESTIMADA CON BASE EN EL INPC)

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
c	0.414716	0.143120	2.897683	0.0081
u_{t-1}	0.717005	0.130629	5.488843	0.0000
π_t	0.199449	0.057466	3.470755	0.0021
π_{t-1}	-0.213328	0.057262	-3.725445	0.0011
R-cuadrado	0.733862	Media var. dep.		1.286544
R-cuadrado ajustado	0.699149	Desv. est. var. dep.		0.286494
E.E de la regresión	0.157142	Criterio de Akaike		-0.727384
Suma res. al cuadr.	0.567951	Criterio de Schwarz		-0.535408
Log Máximo ver.	13.81969	Estad. F		21.14046
Durbin-Watson	1.544799	Prob (Estad. F)		0.000001

CUADRO 7.B: RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE REGRESIÓN PARA LA TASA DE DESEMPLEO (INFLACIÓN ESTIMADA CON BASE EN EL DIPIB)

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
c	0.388908	0.159934	2.431682	0.0241
u_{t-1}	0.726758	0.150118	4.841237	0.0001
π_t	0.201343	0.068285	2.948575	0.0077
π_{t-1}	-0.211168	0.069687	-3.030253	0.0064
R-cuadrado	0.709979	Media var. dep.		1.285571

¹⁶ Siguiendo a Niskanen y Reichel, incluimos la tasa de desempleo rezagada; no la estimación de la TDNAI. Con aquella el resultado es más satisfactorio en términos de bondad de ajuste

R-cuadrado ajustado	0.668547	Desv. est. var. dep.	0.298138
E.E de la regresión	0.171644	Criterio de Akaike	-0.541142
Suma res. al cuadr.	0.618695	Criterio de Schwarz	-0.346122
Log Máximo ver.	10.76427	Estad. F	17.13619
Durbin-Watson	1.681256	Prob (Estad. F)	0.000007

Los coeficientes estimados son estadísticamente significativos y la bondad de ajuste es aceptable, ya que se encuentra entre 0.71 y 0.73; pero el indicador que explica cerca de la mitad de los cambios en la tasa de desempleo es ella misma, del período anterior.¹⁷

En vista de la significancia estadística de los coeficientes de la inflación contemporánea y pretérita, deberíamos afirmar que estas ejercen influencia sobre el comportamiento de la variable dependiente; pero como su efecto conjunto sobre la tasa de desempleo es mínimo: alrededor de -0.01, no podemos aseverar que existe un *trade off* que las autoridades económicas pueden explotar, hecho que desvirtúa su relevancia como instrumento-guía.

3.7 Tasa de desempleo-aceleración de la inflación

Tanto la hipótesis de la TND (NRU) postuladas por Friedman y Phelps, como de la TDNAI (NAIRU) formulados por Modigliani y Tobin sugieren también que el intercambio (*trade off*) en la CPh se presenta entre la aceleración de la inflación y la tasa de desempleo.¹⁸ A continuación exhibimos las gráficas 7 a 9 donde relacionamos la tasa de desempleo con la aceleración en la tasa de inflación (de salarios y precios). Si los datos reflejaran un comportamiento compatible con dichas hipótesis, se apreciaría repetidamente una tasa similar de desempleo para una aceleración nula de la inflación. Por tanto, para obtener una primera estimación de la TDNAI en un determinado período bastaría con ajustar una recta de regresión y el punto de corte con el eje de la tasa de desempleo (que corresponde a una nula aceleración de la inflación) constituiría la TDNAI. Como podemos observar, en la

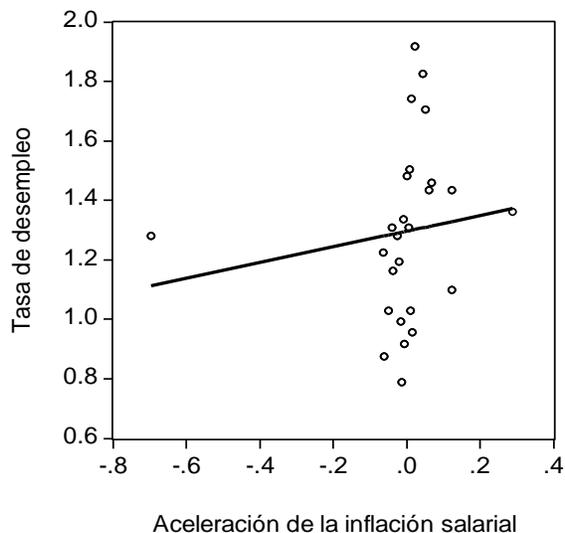
¹⁷ Esto lo constatamos eliminando u_{t-1} de las regresiones. El coeficiente de determinación se reduce casi a la mitad. Pero además, el coeficiente de la inflación rezagada pierde significancia estadística.

¹⁸ En efecto, de acuerdo con la ecuación (1):

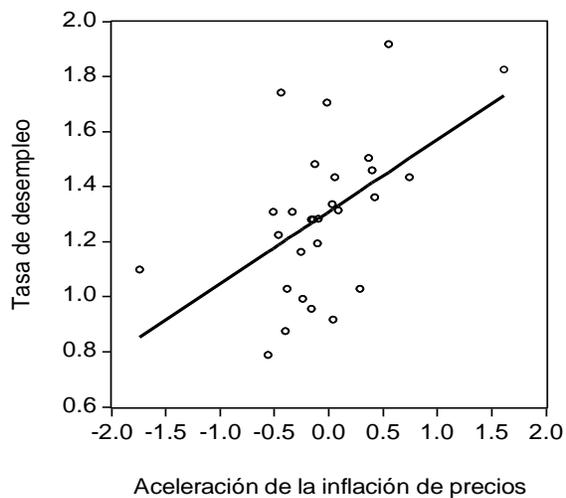
$$\pi_t - \pi_{t-1} = -\tau(u_t - u^*) \Rightarrow \pi_t - \pi_{t-1} = -\tau u_t + \tau u^*; \tau u^* = c \text{ (constante)}$$

economía mexicana sucede justamente lo contrario, ya que existe un amplio abanico de tasas de desempleo para las que se aprecia ausencia de aceleración de precios.

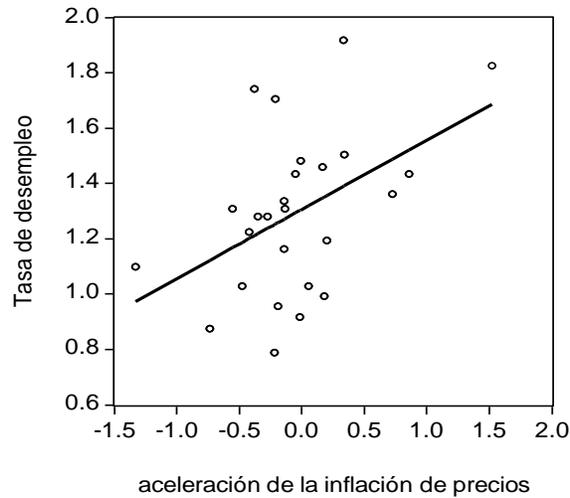
GRÁFICA 7: ACELERACIÓN DE LA INFLACIÓN DE SALARIOS-TASA DE DESEMPLEO (EN LOGARITMOS NATURALES)



GRÁFICA 8: ACELERACIÓN DE LA INFLACIÓN DE PRECIOS (INPC)- TASA DE DESEMPLEO (EN LOGARITMOS NATURALES)



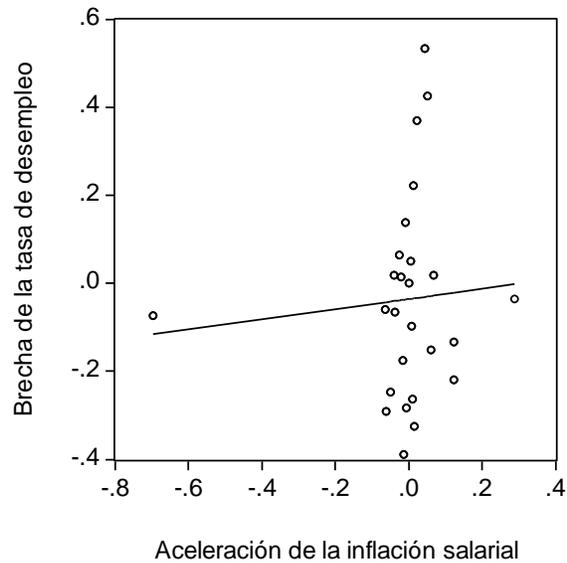
GRÁFICA 9: ACELERACIÓN DE LA INFLACIÓN DE PRECIOS (DIPIB)-TASA DE DESEMPLEO (EN LOGARITMOS NATURALES)



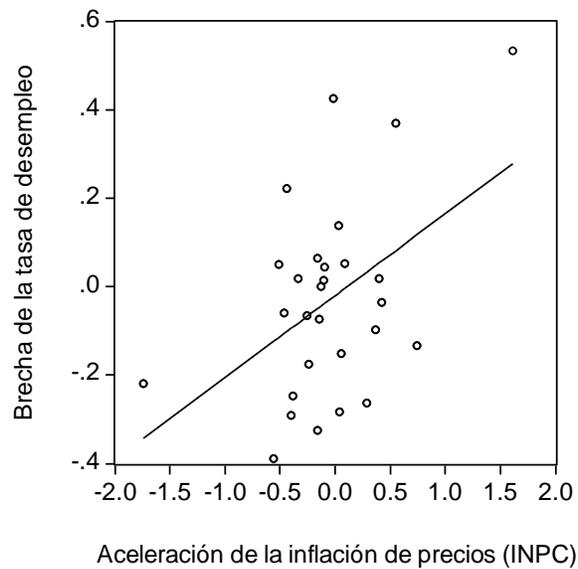
3.8 Aceleración de la inflación-brecha de la tasa de desempleo

A fin de abarcar todas las opciones examinamos también la relación entre la aceleración de la tasa de inflación y la brecha de la tasa de desempleo, admitiendo que la NAIRU es variable en el tiempo (véase la ecuación 1). Las gráficas 10 a 12 nos muestran los pares ordenados respectivos. Como se advierte, el panorama es muy similar al conjunto de gráficas 7 a 9 (naturalmente, la escala de valores entre la brecha de la tasa de desempleo y la tasa de desempleo es distinta) por lo que no abundamos más acerca de las mismas; simplemente observamos que este hecho parece sugerir que se suscitan otros aspectos (equilibrios múltiples, asimetrías y no linealidades, histéresis, etc.), que no corresponden a la intuición apoyada por la hipótesis aceleracionista.

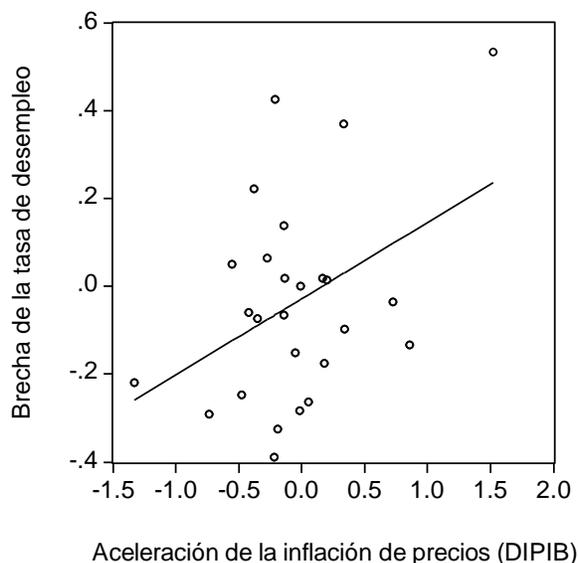
GRÁFICA 10: ACELERACIÓN DE LA INFLACIÓN DE SALARIOS-BRECHA DE LA TASA DE DESEMPLEO (EN LOGARITMOS NATURALES)



GRÁFICA 11: ACELERACIÓN DE LA INFLACIÓN DE PRECIOS (INPC)-BRECHA DE LA TASA DE DESEMPLEO (EN LOGARITMOS NATURALES)



GRÁFICA 12: ACELERACIÓN DE LA INFLACIÓN DE PRECIOS (DIPIB)- BRECHA DE LA TASA DE DESEMPLEO (EN LOGARITMOS NATURALES)



Conclusiones

Como vimos en la primera sección, la teoría monetarista invoca en apoyo de su análisis la teoría del equilibrio general walrasiano (TEGW); sin embargo, en los hechos esto no es cierto o, dicho de modo más preciso, es pertinente en un caso muy particular: el que, justamente vuelve irrelevante que en la estructura lógica-formal de su modelo se examine un individuo ó el conjunto de individuos en una economía (que tienen la misma función de utilidad y cuya fuerza de trabajo es homogénea), una empresa ó el conjunto de empresas (que tienen la misma función de producción y producen un único tipo de bien), etc.

Empero, se debe reconocer que esta limitación no es exclusiva del monetarismo, sino de la macroeconomía misma. El punto a observar es que, con este marco de análisis no se puede hacer referencia a una economía compuesta por n mercados de bienes heterogéneos e inferir resultados tales como la neutralidad del dinero.

En el modelo neoclásico del mercado de trabajo –sobre el que se asienta el enfoque monetarista-, el salario real es la variable de ajuste que equilibra la oferta y demanda de trabajo y, al determinarse el nivel de empleo, también se determina el nivel de producto. No existe en este modelo desempleo involuntario, lo cual se garantiza por las hipótesis de i) maximización de la utilidad y los beneficios de las unidades familiares y empresas, respectivamente, ii) flexibilidad perfecta de precios y salarios y iii) información perfecta. De acuerdo con lo señalado, la CPh no existe o, si se quiere imaginarla gráficamente, es una línea paralela a la ordenada en que se define la tasa de inflación. El punto en que intercepta a la abscisa corresponde al nivel de desempleo voluntario. En otros términos, en el modelo clásico la inflación no tiene ninguna importancia porque no afecta a variable real alguna (y el desempleo involuntario no existe).

Para que en el análisis monetarista la CPh exista en el corto plazo, se sustituye la hipótesis de información perfecta con el supuesto de que los trabajadores confunden temporalmente salarios reales y nominales (los trabajadores responden a variaciones en el salario real 'esperado') de modo tal que, ante aumentos no anticipados en la oferta monetaria, se suscitan movimientos en el empleo y producto a corto plazo, y se genera una correlación positiva entre los precios, salarios monetarios y producción real. Sin embargo, no explica por qué deben los trabajadores requerir más tiempo que los productores para percatarse del incremento real en el nivel de precios ya que, en tanto consumidores, pueden darse cuenta inmediatamente de dichos cambios al efectuar sus compras en los mercados de bienes.

Como se puede ver, esta postura implica un comportamiento asimétrico de los agentes (las empresas no confunden las variables reales con las nominales en el corto plazo pero los trabajadores sí), lo cual no condice con uno de los postulados de racionalidad. Más, sin la hipótesis señalada, el análisis monetarista no se sostiene.

La premisa de que la CPh vincula esencialmente la inflación (de salarios o de precios) con alguna medida de la actividad económica en el corto plazo, es desvirtuada por la evidencia empírica. En particular, nuestros hallazgos nos llevan a establecer que:

- No existe una “relación” perceptible entre la tasa de desempleo-tasa de inflación de precios y tasa de inflación de salarios (aspecto refrendado por el análisis de cointegración); y si existiera no sería negativa, sino positiva.
- En forma análoga a la tasa de inflación, los argumentos que en la economía mexicana explican mejor el comportamiento de la tasa de desempleo son sus mismos valores rezagados y, si bien la inflación contemporánea y pretérita coadyuvan a explicarla, su efecto conjunto es tan pequeño que puede ser soslayado por entero.
- La hipótesis que sostiene la existencia de un *trade off* entre los aumentos en la inflación salarial y la tasa de desempleo (o brecha de la tasa de desempleo) no solo se refuta para el caso de México, sino que sucede justamente lo contrario: el ‘abanico’ de tasas (o brechas) de desempleo ante una escasa o nula aceleración de salarios es amplio. En el caso del virtual *trade off* entre la tasa de desempleo (o brecha de la tasa de desempleo)-incremento de la tasa de inflación se percibe una ausencia de relación; pero si hubiera alguna sería positiva, discordando con cualquier enfoque teórico de la curva de Phillips.

REFERENCIAS

- Blanchard, O. (2000): "Macroeconomics", 2nd edition, Upper Saddle River, N. J.: *Prentice Hall*. U.S.A.
- Fleck, S. y Sorrentino, C. (1994): "Employment and Unemployment in Mexico's Labor Force", *Montly Labor Review*, pp. 3-31.
- Friedman, M. (1968): "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. 58.
- Furukoa, F. (2007): "Does the 'Phillips Curve' Really Exists? New Empirical Evidence from Malaysia. *Economics Bulletin*, vol 5, No. 16, pp. 1-14
- Gujarati, D. (1997): "Econometría", ed. *McGraw-Hill Interamericana, S.A.* (3ra. edición), Bogotá, Colombia.
- Hadjimichalakis, M. (1982): "Modern Macroeconomics", *Prentice Hall*, U.S.A., cap. 10.
- INEGI, Banco de Información Económica (2008): <http://dgcnesyp.inegi.gob.mx/>
- INEGI (2007): "Sistema de Cuentas Nacionales de México", México, DF.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231 – 254.
- Johnston, J. (1985): "Econometric Methods" (3ra. edición) *McGraw-Hill, Singapur*
- Kulish, M. (2003): "The New Phillips Curve: A Survey", W.P. 11, *Boston College, Massachusetts*, New England.
- 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. y Ramírez, M. A. (2009): "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", *Metodologías en las Ciencias Sociales*, revista *Denarius* núm. 17, UAM-I.

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. (1992): "La Curva de Phillips y la Eficacia de las Políticas de Administración de la Demanda", *Ensayos sobre Teoría Económica, Serie de Investigación* núm. 5, UAM-I., México.

Martin G. (2000): "Employment and Unemployment in Mexico in the 1990s", *Montly Labor Review*, pp. 3-18.

Modigliani, F. (1977): "The Monetarist Controversy or shall we Forsake the Stabilization Policies?" *American Economic Review*, vol. LXVII, pp. 1-19

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.

NAFINSA (1986, 1990): "La Economía Mexicana en Cifras" Lit. Delta, S.A. México, DF.

Niskanen, W. (2002): "On the Death of the Phillips Curve" *Cato Journal* 22 (2), pp.193-98.

Phelps, E. (1970): "Introduction: The New Microeconomics in Employment and Inflation Theory", in Phelps (Ed.): *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*. W.W. Norton & Co., New York.

Phillips, A.W. (1958): "La Relación entre el Paro y la Tasa de Variación de los Salarios Monetarios en el Reino Unido: 1861-1957" en Mueller, M. G. (comp.), *Lecturas de Macroeconomía*, ed. CECSA, México, 1985.

Reichel, R. (2004): "On the Death of the Phillips Curve: Further Evidence" *Cato Journal*, vol. 24, n° 3 (Fall 2004), pp. 341-48.

Samuelson, P. y Solow, R. (1960): "Aspectos Analíticos de la Política Anti-inflacionista", en Mueller, M. G. (comp.), *Lecturas de Macroeconomía*, ed. CECSA, México, 1985.

Tobin, J. (1980): "Asset Accumulation and Economic Activity", Yrjo Jahnsson Lectures, *the University of Chicago Press.*, U. S. A.

Tobin, J. (1972): "Inflation and Unemployment", *American Economic Review*, LXII (1).

Wooldridge, J. (2001): "Econometría: Un Enfoque Moderno", *Cengage Learning Editores*.