
INFLACIÓN SALARIAL, INFLACIÓN DE PRECIOS Y TASA DE DESEMPLEO: ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN Y DE VARIABLES INSTRUMENTALES

José D. Liquitaya Briceño¹
Miguel Ángel Ramírez Muñoz²

Resumen

En este artículo se examina formalmente la presumible conexión entre la tasa de desempleo y la inflación (salarial o de precios) en la economía mexicana. Para tal efecto se aplica el análisis de cointegración (AC), regresiones minimocuadráticas (MCO) y de variables instrumentales (MVI). Con el primer procedimiento se establece la ausencia de una "relación de equilibrio de largo plazo" entre las variables involucradas; las regresiones MCO muestran que la variable teóricamente esencial; esto es, la desviación de la tasa de desempleo respecto de su 'tasa no aceleradora', prácticamente no guarda relación alguna con las tasas opcionales de inflación y el MVI, más que infructuoso, resulta inconveniente en el estudio, porque el precio para evitar el sesgo asintótico se torna muy elevado.

En conclusión se arguye que los modelos que vindican la existencia de una relación entre la tasa de desempleo –o su brecha– y la inflación, no deberían ser tomados en cuenta por las autoridades económicas al momento de buscar un instrumento-guía para la política económica y/o un modelo plausible para pronosticar la inflación.

¹ Profesor-investigador y Jefe del Área de Teoría Económica y del Cuerpo Académico "Modelos Macroeconómicos", Departamento de Economía, Universidad Autónoma Metropolitana. Unidad Iztapalapa.

² Profesor-investigador y Coordinador de la Licenciatura en Economía, Departamento de Economía, Universidad Autónoma Metropolitana. Unidad Iztapalapa.

Introducción

La literatura económica da cuenta de una profusa investigación empírica respecto a la curva de Phillips (CPh) con diversos propósitos, entre los que cabe destacar: i) si es pertinente en distintos países y períodos; ii) examinar directamente las modalidades de la relación de intercambio que supone (por ejemplo, si es no lineal o mantiene una relación asimétrica); iii) conducir la política monetaria o ponderar los efectos de la misma sobre la actividad económica, y iv) emplearla como herramienta para pronosticar la inflación. En ese empeño, se ha venido utilizando una amplia gama de estimadores de expectativas de la inflación, distintos números de rezagos de las variables exógenas y de la endógena, así como variables suplementarias que supuestamente ‘aprehenden’ los choques de oferta. Sin embargo, los estudios que legitiman a la CPh alcanzan tal resultado debido principalmente –o exclusivamente– a la incorporación en su modelo de las expectativas inflacionarias y/ o un cierto número de rezagos de la misma inflación que, a veces, se adoptan como estimadores de las expectativas³. Respecto a estas últimas, no existen registros administrativos ni encuestas que las suministren⁴, por lo que deben ser estimadas a partir de las tasas de inflación observadas y, quizás, alguna(s) variable(s) nominal(es) (dinero, salarios, etc.). Este hecho garantiza que, independientemente del método que se adopte—filtro de Kalman, filtro de Hodrick-Prescott, función de producción o transformación de Koyck—las expectativas calculadas se muevan de modo acorde con la inflación observada, mantengan con ésta un alto grado de asociación lineal y resulten buenos regresores.

Ahora bien, la razón de la existencia de la CPh atribuida por los distintos enfoques teóricos no es el nexo entre la inflación y las expectativas o sus valores pretéritos, sino entre la inflación (de salarios o de precios) y alguna medida de la actividad económica. Si tal relación no se manifiesta en la experiencia mexicana o su expresión resulta discordante con dichos enfoques, la CPh sería inviable como instrumento empíri-

³ Lo que acentúa la suspicacia de que la inflación depende, siempre y en todas partes, de sus propios valores rezagados.

⁴ Con pocas excepciones, como los Estados Unidos de América, Francia e Inglaterra y quizás algunos otros países europeos.

co; y este hecho, aunado a la precariedad de sus fundamentos teóricos, sancionaría su confinamiento al limbo de las herramientas inútiles.

En este artículo circunscribiremos nuestra atención al análisis formal del presumible nexo entre el desempleo y la inflación con base en el análisis de cointegración (AC), regresiones minimocuadráticas (MCO) y de Variables Instrumentales (MVI) –caso especial del Método Generalizado de Momentos (MGM)⁵. El primero permitirá establecer si existe o no una “relación de equilibrio de largo plazo” entre las variables involucradas; las regresiones MCO suministrarán información acerca de la bondad de ajuste, significancia estadística de los estimadores y otros relativos a la especificación, forma funcional y características de las perturbaciones; a su vez el MVI proveerá estimaciones consistentes de los parámetros habida cuenta de que en este tipo de modelos las variables explicativas se encuentran contemporáneamente correlacionadas con los términos de error. De modo suplementario, presentaremos gráficas con rectas de regresión MCO ajustadas para que la dispersión y tendencia (fuerte o débil) de las observaciones sea visualmente apreciada.

En vista de que, sin considerar las expectativas, las variables que conforman la CPh deberían exhibir una relación inversa, los métodos señalados son apropiados para nuestro objetivo, máxime si consideramos que en las series económicas, que atañen al tiempo real, el largo plazo es una sucesión de cortos plazos, por lo que sería una *contradictio in adjeto* sostener que, entre dos o más variables puede existir una relación de corto plazo, pero no de largo plazo⁶.

⁵ En el Anexo 1 se presenta una explicación formal del método generalizado de momentos y el de las variables instrumentales.

⁶ En el análisis teórico, las nociones de corto y largo plazo son abstractas e inconsistentes con el tiempo real que aprehendemos en los estudios empíricos: 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, tensándolo. El cálculo sirve sólo para 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.

1. Precisiones sobre la muestra y los datos utilizados

A fin de evaluar si alguna(s) de las versiones de la relación desempleo-inflación reproduce el comportamiento histórico de los datos, utilizamos información de periodicidad anual para el lapso 1970-2005⁷. Estos fueron elaborados originalmente por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) y el Banco de México (Banxico); pero en ocasiones debimos consultar fuentes secundarias que transcribieron los datos de las instituciones citadas: a) Para el período 1970-1985, las Remuneraciones a los asalariados (RA), el Producto Interno Bruto a precios constantes (PIBR) y el Producto Interno Bruto a precios corrientes (PIBN) y, en consecuencia, el Deflactor Implícito del Producto (DIPIB)—indicador del nivel de precios— fueron tomadas de *La Economía Mexicana en Cifras* (1986), Nacional Financiera, SNC 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)⁸. 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.

El Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC, año base: 1994 = 100) 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, SNC.

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 sólo las áreas metropolitanas de México, Guadalajara y Monterrey. La ENEU, por su parte, inició en 1985 generando información mensual y trimes-

⁷ La información relativa a las remuneraciones a los asalariados y las remuneraciones medias no se encuentra aún disponible para 2006 y 2007. Por esta razón no pudimos extender el análisis.

⁸ <http://dgcnesyp.inegi.gob.mx/>

tral 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 añadió 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 solamente 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 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 demasiado reducido de observaciones para nuestro análisis. La primera, se realizó sólo 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 del 2004 tuvo periodicidad trimestral). La segunda, provee información (mensual) sólo a partir del año 2000.

Respecto a las variables no directamente observables y que debimos construir, adoptamos procedimientos estándar, concordantes con los que se han efectuado en la mayoría de las investigaciones sobre el tema. Los describimos enseguida:

- La desviación de la tasa observada de desempleo respecto de su tasa 'natural' ($u_t - u_t^*$) se calculó a partir de la estimación de esta última con base el filtro de Hodrick y Prescott.
- Los salarios reales resultaron de la división de las remuneraciones medias entre el INPC cuya base es el año 1993.
- Para las expectativas de inflación *forward looking*, $E\pi_{t+1}$ (que denotamos π_{t+1}^e en las regresiones) seguimos la especificación propuesta por Galí y Gertler (1999) y Rudd y Whelan (2001); es decir tomamos la inflación observada (realizada) en 't+1' más un error de expectativas ε_{t+1} que, se asume, es proporcional a $(E\pi_{t+1} - \pi_{t+1})$.

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 tanto el Deflactor Implícito del Producto Interno Bruto como el Índice Nacional de Precios al Consumidor (p_t^d, p_t) son series no estacionarias de orden I (2)¹⁰; que la tasa de desempleo (u) y las remuneraciones medias (w) son integradas 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).

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 es plausible que las primeras diferencias de los Índices, como del acervo monetario, se con-

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.

sideren integradas de orden I (1), porque no tienden a crecer ni decrecer en el tiempo. Al parecer, este resultado 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 2. 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**	$(u_t - u_t^*)$	-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**	Δw	-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_t : Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC, 1994 = 100).

π_t : Tasa de inflación con base en el INPC.

u_t : Tasa de desempleo (con base en ECSO y ENEU).

w : Remuneraciones medias (RM).

\hat{w} : Inflación de salarios con base en RM.

$(u_t - u_t^*)$: Desviación de la tasa de desempleo respecto de su 'tasa no aceleradora de la inflación' (u_t^* estimada con base en el Filtro de Hodrick y Prescott)

3. Análisis de cointegración

En los siguientes cuadros se exponen los resultados del análisis de cointegración¹¹ aplicando el procedimiento de Johansen (1988). Reiteramos que las variables relacionadas con la tasa de desempleo (o su brecha) son las tasas de inflación de salarios y de precios, porque los diversos enfoques teóricos de la CPh¹² la postulan justamente así *ab initio*¹³.

3.1 Tasa de desempleo-inflación de salarios o de precios

En los siguientes seis cuadros (1.A a 3.B) se presentan los resultados del análisis de cointegración de la tasa de desempleo con los estimadores de la tasa de inflación de precios y de salarios. Los resultados deben validar o rechazar la visión de Phillips (1958), Lipsey (1960), Samuelson y Solow (1960) (por mencionar a los más destacados econo-

¹¹ Se dice que dos o más variables están cointegradas: aunque individualmente son de distinto orden de integración, cuando una combinación lineal particular de ellas es I(0). Se interpreta la combinación de cointegración como una relación de equilibrio, porque puede demostrarse que las variables del término de corrección de error en un modelo de corrección de errores (MCE) deben estar cointegradas y, por contrapartida, que las variables cointegradas deben tener una representación MCE. Es por ello que el concepto de la cointegración adquiere relevancia, ya que provee un marco formal para la verificación y la estimación de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables económicas.

¹² Excepto la escuela de las Expectativas Racionales, que sostiene la no existencia de una relación ni en el corto plazo, cuando no hay 'choques' imprevistos.

¹³ Consideramos necesaria esta aclaración por si se piensa que el análisis de cointegración es pertinente sólo para las variables expresadas en niveles. Juselius (2007), Ericsson *et al.* (2000) y Golinelli (1998), por ejemplo, aplicaron el mismo tipo de análisis a la relación de Phillips directa y/o inversa.

mistas que la postularon). Exponemos también las gráficas respectivas que permiten apreciar el grado de vinculación existente entre las variables:

CUADRO 1.A. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA TASA DE DES-EMPLEO 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 DES-EMPLEO 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)

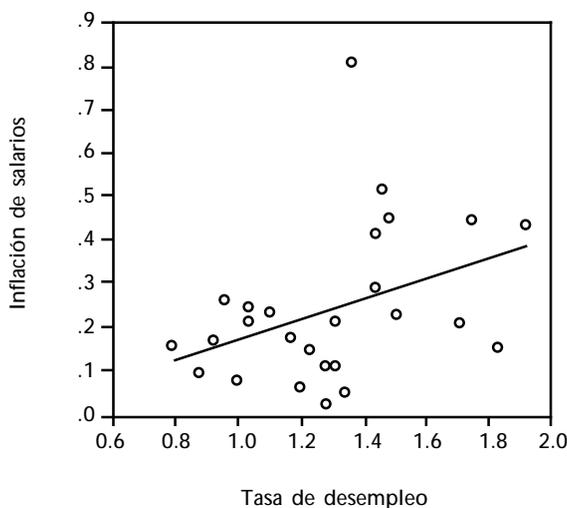
Núm. de E.C.	Valor propio	Max-Eigen Estadístico	5% Valor crítico	1% Valor crítico
Ninguna	0.429458	13.46804	15.67	20.20
A lo más 1	0.153674	4.004416	9.24	12.97

*(**) 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%.

Las pruebas de cointegración para las variables tasa de desempleo-tasa de inflación de precios (dos estimadores calculados a partir del INPC y DIPIB) y tasa de inflación de salarios –con o sin intercepto– indican en

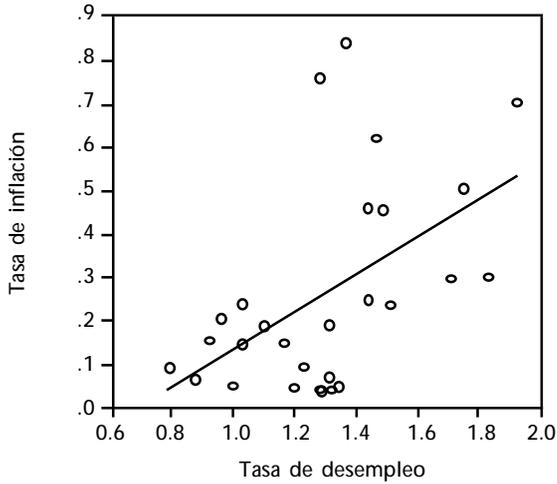
todos los casos que no existe una “relación de equilibrio de largo plazo” entre los tres pares de indicadores. Tal hecho no sorprende por ser un fenómeno observado en el mundo, pero causa suspicacia que la tendencia de las rectas mínimo-cuadráticas (Gráficas 1 a 3) sugieran que si existe una relación, no es negativa, sino positiva. Siendo éste el caso, tampoco sería endémico: en los Estados Unidos de América, cuya economía ha evolucionado de modo más estable que México, se ha observado una fuerte correlación positiva entre ambas variables, especialmente en los años 70 (Gordon, 2008; Wooldridge, 2001)¹⁴.

GRÁFICA 1. TASA DE DESEMPLEO-TASA DE INFLACIÓN DE SALARIOS
En logaritmos naturales

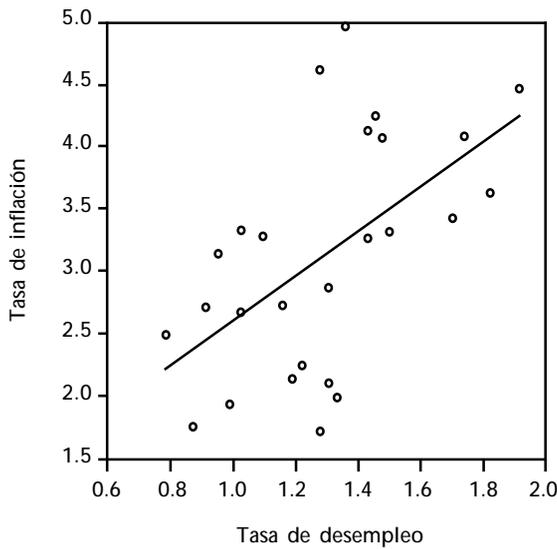


¹⁴ Al respecto, Gordon señala: “For the 1970’s as a whole, the inflation-unemployment correlation is strongly positive, no negative (...) sharp changes in the inflation rate appear to lead by about one year sharp changes in the same direction of the unemployment rate”. (pág. 14).

GRÁFICA 2. TASA DE DESEMPLEO-TASA DE INFLACIÓN (CON BASE EN EL INPC)
En logaritmos naturales



GRÁFICA 3. TASA DE DESEMPLEO-TASA DE INFLACIÓN (CON BASE EN EL DIPIB)
En logaritmos naturales



3.2 Brecha de la tasa de desempleo-inflación de salarios o de precios

El análisis de Friedman (1968) y Phelps (1970), así como el de algunos teóricos de los modelos *search unemployment*¹⁵ postulan que el intercambio de corto plazo¹⁶ se suscita entre la brecha de la tasa de desempleo –la desviación de la tasa observada respecto de la ‘natural’– en función de la inflación (de salarios o de precios).

En los cuadros 4.A a a 6.B presentamos los resultados del análisis de cointegración para la relación indicada:

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%.

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

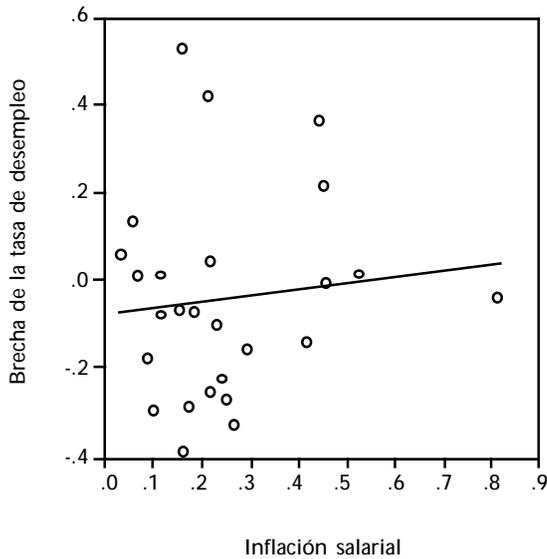
*(**) Denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%).

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

¹⁵ Véase Licitaya (2009).

¹⁶ Recordemos que, sin embargo, en las series de tiempo, el largo plazo siempre es una sucesión de cortos plazos, lo que resulta discordante con la teoría (véase nota de pie 7).

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%.

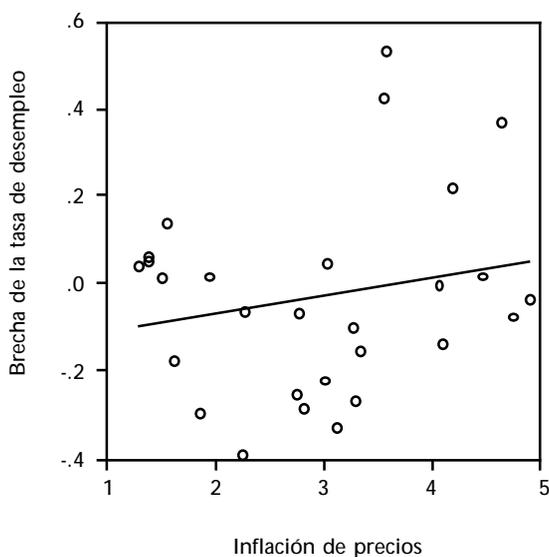
CUADRO 5.B. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA BRECHA DE LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN CON BASE EN EL INPC (CON INTERCEPTO)

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%.

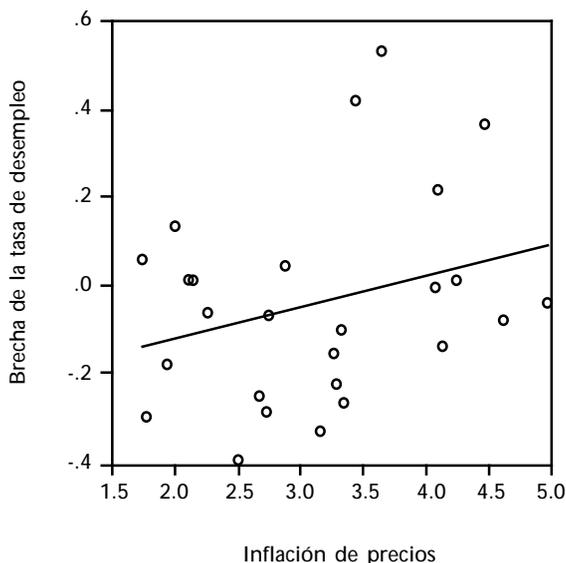
CUADRO 6.B. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA BRECHA DE LA TASA DE DESEMPLEO Y LA TASA DE INFLACIÓN CON BASE EN EL DIPIB (CON INTERCEPTO)

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 precaria relación que parecen tener los pares de variables examinadas; pero además muestran una vez más que, si ésta existe, es positiva, lo cual contrasta con lo estipulado por la idea de una curva de Phillips inversa.

Los resultados del análisis de cointegración rechazan, por su lado, la existencia de alguna relación de largo plazo entre la brecha de la tasa de desempleo y la inflación salarial; en cambio sugieren que dicha relación se manifiesta al nivel de significancia del 5% cuando la vinculamos con las medidas opcionales de la tasa de inflación (y no incluimos el intercepto). En vista de esta señal, aplicamos regresiones a las variables cointegradas con las que suplementamos información estadística.

4. Análisis de regresión

Como lo indicamos, en el análisis de regresión utilizamos los métodos de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y de *variables instrumentales*

(MVI), que es un caso especial del Método Generalizado de Momentos (MGM)¹⁷, y provee estimaciones consistentes de los parámetros cuando las variables explicativas se encuentran contemporáneamente correlacionadas con los términos de error. Sin embargo, la literatura técnica nos advierte (véase, por ejemplo Kennedy, 1997) que, encontrar “instrumentos” altamente correlacionados con los regresores, pero no correlacionados con el error es una labor bastante azarosa y frustrante. Ante tal panorama decidimos emplear, en concordancia con Mavroeidis (2007) y Kennedy (1997), los datos rezagados de las variables independientes, que están altamente correlacionados con sus respectivos valores de un período adelante pero no asociados contemporáneamente con el vector de perturbación. Adicionalmente empleamos, como variables proxy de la inflación esperada, los valores pretéritos y contemporáneos de la tasa de crecimiento de los salarios monetarios.

4.1 Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios

Los cuadros 7 y 8 muestran resultados del análisis de regresión MCO. Tienen como variable dependiente la tasa de inflación calculada con base en el INPC. Las variables explicativas son, además de la ‘brecha’ de la tasa de desempleo, la inflación rezagada y las anticipaciones de inflación un período adelante. Con ellas se intenta refrendar la visión de Friedman y Phelps y de los nuevos keynesianos, respectivamente. Los cuadros 9 y 10 replican lo señalado respecto a los dos anteriores, pero esta vez con la tasa de inflación estimada a partir del DIPIB.

El coeficiente de determinación (R^2) de los modelos varía de 0.7 a 0.8. Estos valores se deben casi exclusivamente a la presencia de la inflación rezagada o prevista; si las soslayamos, R^2 se acerca a cero en todos los casos. El mismo coeficiente indica que la bondad de ajuste de los modelos es mayor cuando se toma como variable explicativa la inflación rezagada (Cuadros 7 y 9); con ella, la brecha de la tasa de desempleo parecería legitimarse en el análisis (véase la probabilidad asociada: “Prob.”), pero en sentido opuesto (positivo) a lo preconizado por los enfoques que sustentan la presencia de un *trade off* entre las variables. Por su parte, los coeficientes de la brecha de la tasa de desempleo en los modelos *forward looking* (Cuadros 8 y 10), si bien tienen el signo co-

¹⁷ En el anexo se presenta una explicación formal de este método y de las variables instrumentales.

recto, carecen de significancia estadística, lo que desvirtúa la posibilidad de existencia de una relación con la tasa de inflación.

CUADRO 7. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN MCO^a

$$[\pi_t = f(\pi_{t-1}, ut-ut^*)]$$

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad. "t"	Prob.
π_{t-1}	0.984533	0.030423	32.36109	0.0000
$(u_t u_t^*)$	1.156798	0.435991	2.653262	0.0134
R cuadrado	0.802638	Media var. dep.		2.946329
R cuadrado ajust.	0.795047	Desv. est. var. dep		1.120129
E.E. Regresión	0.507102	Crit. de Akaike		1.548540
Suma res. al cuad.	6.685966	Crit. de Schwarz		1.643698
Log máximover.	-19.67957	Estad. D-W		2.084870

^a Tasa de inflación calculada con base en el INPC.

CUADRO 8. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN MCO^a

$$[\pi_t = f(\pi_{t-1}^e, u_t - u_t^*)]$$

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad. "t"	Prob.
π_{t-1}	0.998432	0.035130	28.42124	0.0000
$(u_t u_t^*)$	-0.126833	0.490347	-0.258659	0.7979
R cuadrado	0.745951	Media var. dep.		2.946329
R cuadrado ajust.	0.736180	Desv. est. var. dep		1.120129
E.E. Regresión	0.575336	Crit. de Akaike		1.801024
Suma res. al cuad.	8.606300	Crit. de Schwarz		1.896182
Log máximover.	-23.21434	Estad. D-W		1.965067

^a Tasa de inflación calculada con base en el INPC.

CUADRO 9. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN MCO^a

$$[\pi_t^d = f(\pi_{t-1}^d, u_t - u_t^*)]$$

Variable	Coeficiente	Error Estd.	Estad. "t"	Prob.
π_{t-1}	0.983643	0.029231	33.65019	0.0000
$(u_t - u_t^*)$	0.922192	0.423493	2.177586	0.0387
R cuadrado	0.754574	Media var. dep.		3.031506
R cuadrado ajust.	0.745134	Desv. est. var. dep		0.977244
E.E. Regresión	0.493354	Crit. de Akaike		1.493570
Suma res. al cuad.	6.328355	Crit. de Schwarz		1.588727
Log máximover.	-18.90998	Estad. D-W		2.057909

^a Tasa de inflación calculada con base en el DIPIB.

CUADRO 10: RESULTADOS DE LA REGRESIÓN MCO^a

$$[\pi_{t+1}^e = f(\pi_{t+1}^e, u_t - u_t^*)]$$

Variable	Coeficiente	Error Estd.	Estad. "t"	Prob.
π_{t+1}^e	0.999432	0.032815	30.45629	0.0000
$(u_t - u_t^*)$	-0.023814	0.463766	-0.051350	0.9594
R cuadrado	0.701877	Media var. dep.		3.031506
R cuadrado ajust.	0.690410	Desv. est. var. dep		0.977244
E.E. Regresión	0.543746	Crit. de Akaike		1.688080
Suma res. al cuad.	7.687153	Crit. de Schwarz		1.783238
Log máximover.	-21.63312	Estad. D-W		1.945898

^a Tasa de inflación calculada con base en el DIPIB.

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_t : Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC, 1994 = 100).

π_t : Tasa de inflación con base en el INPC.

u_t : Tasa de desempleo (con base en ECSO y ENEU).

w : Remuneraciones medias (RM).

\hat{w} : Inflación de salarios con base en RM.

$(u_t - u_t^*)$: Desviación de la tasa de desempleo respecto de su 'tasa no aceleradora de la inflación' (u^* estimada con base en el Filtro de Hodrick y Prescott).

4.2 Método de Variables Instrumentales

Los Cuadros 11-15 presentan los resultados del análisis de regresión aplicando el método de las variables instrumentales (MVI) y tienen como variable dependiente la tasa de inflación calculada con base en el INPC. Las variables explicativas originales son las mismas que cuando aplicamos MCO; sin embargo, esta vez funcionan como instrumentos:

1. Cuando una variable explicativa es la inflación pasada. i) La tasa de crecimiento de los salarios monetarios con un rezago y la brecha de la tasa de desempleo rezagada (Cuadro 11), y ii) la tasa de crecimiento contemporánea de los salarios y la brecha de la tasa de desempleo del período anterior (Cuadro 12).
2. Cuando una variable explicativa es la expectativa de inflación futura. i) Las anticipaciones de crecimiento de los salarios monetarios y la brecha de la tasa de desempleo rezagada (Cuadro 13); ii) la tasa de crecimiento contemporánea de los salarios y la brecha de la tasa de desempleo rezagada (Cuadro 14), y iii) la tasa de crecimiento de los salarios del período anterior y la brecha de la tasa de desempleo rezagada (Cuadro 15).

Los Cuadros 16 a 20 exhiben, respectivamente, la misma combinación de variables e instrumentos, sólo que esta vez la tasa de inflación es calculada con base en el DIPIB.

CUADRO 11. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN MVI^a

$$[\pi_t = f(\pi_{t-1}, u_t - u_t^*)]$$

Instrumentos: $\hat{w}_{t-1}, (u_{t-1} - u_{t-1}^*)$

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad. "t"	Prob.
π_{t-1}	1.004641	0.020688	48.56158	0.0000
$(u_t - u_t^*)$	-0.028748	0.639153	-0.044978	0.9645
R cuadrado	0.720312	Media var. dep.		2.994143
R cuadrado ajust.	0.708658	Desv. est. var. dep		1.118063
E.E. Regresión	0.603487	Suma res. al cuad.		8.740723
Estad. D-W	1.905363	Estad. "J"		0.049315

^a Tasa de inflación calculada con base en el INPC.

CUADRO 12. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN MVI^a

$$[\pi_t = f(\pi_{t-1}, u_t - u_t^*)]$$

Instrumentos: $\hat{w}_t, (u_{t-1} - u_{t-1}^*)$

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad. "t"	Prob.
π_{t-1}	0.976695	0.028311	34.49934	0.0000
$(u_t - u_t^*)$	0.215468	0.509881	0.422586	0.6765
R cuadrado	0.728726	Media var. dep.		3.062345
R cuadrado ajust.	0.716932	Desv. est. var. dep		1.084515
E.E. Regresión	0.577007	Suma res. al cuad.		7.657546
Estad. D-W	2.018926	Estad. "J"		0.098967

^a Tasa de inflación calculada con base en el INPC.

CUADRO 13. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN MVI^a

$$[\pi_t = f(\pi_{t+1}^e, u_t - u_t^*)]$$

Instrumentos: $\hat{w}_{t+1}, (u_{t-1} - u_{t-1}^*)$

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad. "t"	Prob.
π_{t+1}^e	1.000021	0.031051	32.20583	0.0000
$(u_t - u_t^*)$	-0.602359	0.619183	-0.972827	0.3412
R cuadrado	0.650673	Media var. dep.		3.132305
R cuadrado ajust.	0.634795	Desv. est. var. dep		1.048632
E.E. Regresión	0.633712	Suma res. al cuad.		8.834992
Estad. D-W	2.047591	Estad. "J"		0.120110

^a Tasa de inflación calculada con base en el INPC.CUADRO 14. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN MVI^a

$$[\pi_t = f(\pi_{t+1}^e, u_t - u_t^*)]$$

Instrumentos: $\hat{w}_t, (u_{t-1} - u_{t-1}^*)$

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad. "t"	Prob.
π_{t+1}^e	0.994336	0.020250	49.10218	0.0000
$(u_t - u_t^*)$	-0.158746	0.630671	-0.251709	0.8035
R cuadrado	0.697232	Media var. dep.		3.062345
R cuadrado ajust.	0.684068	Desv. est. var. dep		1.084515
E.E. Regresión	0.609582	Suma res. al cuad.		8.546574
Estad. D-W	1.919737	Estad. "J"		0.052790

^a Tasa de inflación calculada con base en el INPC.

CUADRO 15. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN MVI^a

$$[\pi_t = f(\pi_{t-1} + 1, u_t - u_t^*)]$$

Instrumentos: $\hat{w}_{t-1}, (u_{t-1} - u_{t-1}^*)$

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad. "t"	Prob.
π_{t+1}^e	1.012527	0.029535	34.28208	0.0000
$(u_t - u_t^*)$	-0.100833	0.563252	-0.179020	0.8594
R cuadrado	0.725638	Media var. dep.		2.994143
R cuadrado ajust.	0.714206	Desv. est. var. dep		1.118063
E.E. Regresión	0.597713	Suma res. al cuad.		8.574257
Estad. D-W	1.929272	Estad. "J"		0.032116

^a Tasa de inflación calculada con base en el INPC.

CUADRO 16. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN MVI^a

$$[\pi_t^d = f(\pi_{t-1}^d, u_t - u_t^*)]$$

Instrumentos: $\hat{w}_{t-1}, (u_{t-1} - u_{t-1}^*)$

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad. "t"	Prob.
π_{t-1}^d	0.992102	0.023969	41.39166	0.0000
$(u_t - u_t^*)$	-0.048060	0.606012	-0.079305	0.9374
R cuadrado	0.683556	Media var. dep.		3.079020
R cuadrado ajust.	0.670370	Desv. est. var. dep		0.965928
E.E. Regresión	0.554572	Suma res. al cuad.		7.381199
Estad. D-W	1.870991	Estad. "J"		0.012921

^a Tasa de inflación calculada con base en el INPC.

CUADRO 17. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN MVI^a

$$[\pi_t = f(\pi_{t-1}, u_t - u_t^*)]$$

Instrumentos: $\hat{w}_t (u_{t-1} - u_{t-1}^*)$

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad. "t"	Prob.
π_{t-1}^d	0.976472	0.028434	34.34160	0.0000
$(u_t - u_t^*)$	-0.021457	0.541703	-0.039610	0.9687
R cuadrado	0.674700	Media var. dep.		3.124147
R cuadrado ajust.	0.660556	Desv. est. var. dep		0.957464
E.E. Regresión	0.557836	Suma res. al cuad.		7.157160
Estad. D-W	1.865738	Estad. "J"		0.074437

^a Tasa de inflación calculada con base en el INPC.

CUADRO 18. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN MVI^a

$$[\pi_t = f(\pi_{t+1}^e, u_t - u_t^*)]$$

Instrumentos: $\hat{w}_{t+1} (u_{t-1} - u_{t-1}^*)$

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad. "t"	Prob.
π_{t+1}^e	1.020379	0.031628	32.26238	0.0000
$(u_t - u_t^*)$	0.121303	0.502388	0.241452	0.8114
R cuadrado	0.629807	Media var. dep.		3.181179
R cuadrado ajust.	0.612980	Desv. est. var. dep		0.933673
E.E. Regresión	0.580847	Suma res. al cuad.		7.422429
Estad. D-W	1.719902	Estad. "J"		0.088027

^a Tasa de inflación calculada con base en el DIPIB.

CUADRO 19. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN MVI^a

$$[\pi_t = f(\pi_{t+1}^e, u_t - u_t^*)]$$

Instrumentos: $\hat{w}_t (u_{t-1} - u_{t-1}^*)$

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad. "t"	Prob.
π_{t+1}^e	1.006675	0.024798	40.59431	0.0000
$(u_t - u_t^*)$	0.016666	0.545214	0.030568	0.9759
R cuadrado	0.665532	Media var. dep.		3.124147
R cuadrado ajust.	0.650990	Desv. est. var. dep		0.957464
E.E. Regresión	0.565642	Suma res. al cuad.		7.358863
Estad. D-W	1.771762	Estad. "J"		0.014412

^a Tasa de inflación calculada con base en el DIPIB.

CUADRO 20. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN MVI^a

$$[\pi_t = f(\pi_{t+1}^e, u_t - u_t^*)]$$

Instrumentos: $\hat{w}_{t-1} (u_{t-1} - u_{t-1}^*)$

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad. "t"	Prob.
π_{t+1}^e	1.015145	0.028408	35.73501	0.0000
$(u_t - u_t^*)$	0.060827	0.516125	0.117853	0.9072
R cuadrado	0.674633	Media var. dep.		3.079020
R cuadrado ajust.	0.661076	Desv. est. var. dep		0.965928
E.E. Regresión	0.562336	Suma res. al cuad.		7.589325
Estad. D-W	1.772223	Estad. "J"		0.024139

^a Tasa de inflación calculada con base en el DIPIB.

Los resultados que dimanan del método de las variables instrumentales son aún menos satisfactorios que los obtenidos mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO): si bien los estimadores de la inflación (pasada y anticipada) y sus respectivos instrumentos son estadísticamente significativos y tienen, como era de esperar, el signo y valor adecuados, los coeficientes de la variable esencial –la desviación de la tasa de desempleo respecto de su tasa ‘no aceleradora’– carecen

de significancia en todos los casos y su magnitud numérica se eleva. Además, la bondad de ajuste (R^2) baja y los errores estándar aumentan respecto a los resultados MCO.

Conclusiones

La verificación empírica, que parte de la premisa de que la CPh debe vincular esencialmente la inflación (de salarios o de precios) ora¹⁸ con la tasa de desempleo, ora con la desviación de ésta respecto a la tasa no aceleradora de la inflación, desvirtúa la pertinencia de todos los modelos examinados, así como su utilidad práctica como instrumento o guía para la conducción de la política económica. En particular, nuestros hallazgos nos llevan a establecer que: i) no existe una “relación” perceptible entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación de precios (o tasa de inflación de salarios), ni entre la brecha de la tasa de desempleo y la tasa de inflación de precios (o la tasa de inflación de salarios), y si existiera ésta no sería negativa, sino positiva, lo cual contraviene todos los enfoques teóricos que apuntalan esta relación, y ii) los argumentos que en la economía mexicana explican mejor el comportamiento de la tasa de inflación son sus mismos valores rezagados o las expectativas *forward looking* (construidas con base en la tasa de inflación).

Al comparar resultados de los métodos de regresión aplicados (MCO y MVI) advertimos que el intento de evitar el sesgo asintótico por medio de MVI fue infructuoso e inconveniente. De acuerdo con el criterio del *error cuadrático medio* (ECM, Kennedy, 1997), a veces puede ser preferible, concentrar la atención en los estimadores de MCO, sobre todo cuando no se pretende utilizar el modelo para fines de pronóstico y el interés se centra, más bien, en el examen de los estadísticos esenciales: la bondad de ajuste; la magnitud de los coeficientes estimados; sus signos; su significancia estadística y otros relativos a su especificación, forma funcional y características de las perturbaciones.

¹⁸ En español castizo, ora implica relación de alternancia entre los elementos que enlaza, y se usa repetida, como en este caso.

Bibliografía

- Ericsson, N. R., *et al.* (2000). "Output and Inflation in the Long Run" *Discussion Papers*, No. 687, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance.
- Fleck, S. and 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. LVIII.
- Galindo, L. M. (1997): "El Modelo P* como Indicador de la Política Monetaria en una Economía con Alta Inflación", *El Trimestre Económico*, FCE, S.A. de C.V., vol. LXIV, (253), pp. 221-239.
- Galindo P, L. M. y Perrotini, I (1996). "La Demanda de Dinero en México, 1980-1994", *Monetaria*, CEMLA, vol. XIX, pp.347-361.
- Galí, J. and Gertler, M. (1999). "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44, no. 2, 195-222.
- Golinelli, R. (1998). "Stilizzati e Metodi Econometrici 'Moderni': Una Rivisitazione della Curva di Phillips per l'Italia (1951-1996)", *WP*, Dipartimento di Scienze Economiche, Università degli Studi di Bologna.
- Gordon, R. (2008). "The History of the Phillips Curve: An American Perspective" *Australasian Meetings of the Econometric Society*, Keynote Address.
- Hamilton, J.D. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press., USA.
- Hansen, L.P. (1982). "Large Sample Properties of the Generalized Method of Moments", *Econometrica*, vol. 50, pp. 1029-1054.

-
- INEGI (2008). Banco de Información Económica: <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.
- Juselius, M. (2007). "A Cointegration Approach to Topics in Empirical Macroeconomics" *Ekonomi Och Samhälle*, Swedish School of Economics and Business Administration, No. 171. Sweden.
- 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. (2009). "Los Modelos de Desempleo de Búsqueda y la Inflación: Una Revisión Crítica" a publicarse en la revista *Denarius*, Departamento de Economía, UAM-I.
- Martin G. (2000). "Employment and Unemployment in Mexico in the 1990s", *Montly Labor Review*, pp. 3-18.
- Mavroeidis, S. (2007). *Testing the New Keynesian Phillips Curve without Assuming Identification*, Department of Economics, Brown University, W. P. 546.
- NAFINSA (1986 y 1990). *La Economía Mexicana en Cifras*, Lit. Delta, S.A., México, DF.
- Phelps, E. (1970). "Introduction", *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" en Mueller, M. G. (comp.), *Lecturas de Macro-economía*, ed. CECSA, México, 1985.

Presidencia de la República (1993). *Quinto Informe de Gobierno*, Poder Ejecutivo Federal

Rudd, J. and Whelan, K. (2001). "New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve", *Working Paper*, 121, Federal Reserve Board, Washington D.C., USA.

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

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

ANEXO: EL MÉTODO GENERALIZADO DE LOS MOMENTOS

El Método generalizado de los Momentos (MGM), desarrollado por L. P. Hansen (1982), es una de las principales herramientas del análisis econométrico, particularmente en modelos como el que aquí nos ocupa. Constituye un instrumento robusto de estimación de parámetros estadísticos. Actualmente, se conocen las propiedades asintóticas de los estimadores obtenidos por este método, mismos que, bajo supuestos no muy restrictivos, son consistentes y con funciones de distribución fácilmente calculables. Muchas de las herramientas utilizadas en econometría -mínimos cuadrados ordinarios, mínimos cuadrados generalizados, estimación en dos etapas e incluso (bajo algunos supuestos adicionales) máxima verosimilitud- se consideran casos particulares de MGM.

Una ventaja adicional del método es que no requiere la especificación de una forma particular de distribución de las variables aleatorias involucradas en el modelo que se estudia. Sin embargo, esta generalidad también puede dar pábulo a un uso no eficiente de la información disponible en la muestra (Hamilton, 1994, p. 409). Además, en muestras pequeñas los estimadores podrían quedar distantes de los valores reales de los parámetros, por lo que no es aconsejable su uso cuando se dispone de un reducido número de observaciones.

En esta sección efectuaremos una breve descripción del método generalizado de los momentos, luego examinaremos el método de las variables instrumentales (VI) -caso particular de MGM- que aplicaremos en la indagación empírica.

El Método Generalizado de los Momentos

El punto de partida de la estimación por MGM es una relación teórica que los parámetros deben satisfacer. La idea consiste en elegir las estimaciones de parámetros de manera tal que la relación teórica se satisfaga lo más cercanamente posible. Luego se reemplaza por su muestra y se eligen las estimaciones que minimicen la distancia ponderada entre los valores teóricos y los valores reales. Este método arroja estimaciones robustas y, a diferencia de la estimación máximo-verosímil, no requiere información exacta acerca de la distribución de las perturbaciones. De he-

cho, muchas estimaciones econométricas comunes pueden ser consideradas como casos especiales del MGM (por ejemplo, las estimaciones por MCO pueden ser consideradas como un caso de este método, cuando cumple la condición de que cada una de las variables del lado derecho de la ecuación tienen correlación nula con el residual).

Desde un punto de vista formal, el problema de la estimación se expresa del siguiente modo:

Sea ω_t un vector $(h \times 1)$ estrictamente estacionario de variables observadas en el período 't'; sea θ un vector $(a \times 1)$ de coeficientes desconocidos y que $h(\theta, \omega_t)$ es un vector $(r \times 1)$. Hagamos que θ_0 denote el valor verdadero de θ y supongamos que este valor verdadero está caracterizado por la siguiente propiedad:

$$E\{h(\theta, \omega_t)\} = 0 \quad (1)$$

Las filas de este vector ecuación cumplen la condición de ortogonalidad. Sea $y_T \equiv (\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_T)$ un vector $(Th \times 1)$ conteniendo todas las observaciones en una muestra de tamaño T y sea la $(r \times 1)$ función vector-valuada $g(\theta; y_T)$ denota el promedio de la muestra de $h(\theta, \omega_t)$:

$$g(\theta; y_T) \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h(\theta, \omega_t) \quad (2)$$

La idea detrás de MGM es elegir θ de modo que haga el momento muestral $g(\theta; y_T)$ lo más cercanamente posible al momento poblacional de cero; es decir, el estimador $\hat{\theta}$ es el valor de θ que minimiza el escalar:

$$\Psi(\theta; y_T) = [g(\theta; y_T)]' W_T [g(\theta; y_T)] \quad (3)$$

Donde $\{W_T\}$ es una matriz ponderada definida positiva $(r \times r)$ que puede ser función de la información y_T . A menudo, se arriba a su minimización numéricamente. Sin embargo, se puede mostrar que una condición necesaria (pero no suficiente) para obtener una estimación (asintóticamente) eficiente de θ es establecer W_T igual a la inversa de de la matriz de covariancias de los momentos muestrales $g(\theta; y_T)$.

Si el número a de parámetros a ser estimados es igual al número de condiciones de ortogonalidad r , la función objetivo (e.3) se minimizará haciendo:

$$g(\hat{\theta}; y_T) = 0 \quad (4)$$

Por tanto, el estimador MGM es el valor $\hat{\theta}$ que satisface las ecuaciones. Si hay más condiciones de ortogonalidad que parámetros a estimar ($r > a$), la ecuación (e.3) no se mantendrá exactamente. Cuán cercano a cero será el i -ésimo elemento de $g(\hat{\theta}; y_T)$ depende de la ponderación de ortogonalidad dada por la matriz ponderadora W_i a la i -ésima condición de ortogonalidad.

La estimación por variables instrumentales

Para una mejor comprensión del análisis a realizar expresamos de manera más intuitiva la derivación de las variables instrumentales de acuerdo con el MGM.

Consideremos un modelo lineal:

$$y_t = x_t' \beta + u_t \quad (5)$$

Donde x es un vector ($k \times 1$) de variables explicativas. Supongamos que algunas de estas variables son endógenas, de modo tal que $E(x_t u_t) \neq 0$. Sea z_t un vector ($r \times 1$) de variables instrumentales explicativas predeterminadas que están correlacionadas con x_t pero no con u_t ; $E(z_t u_t) = 0$, en otros términos, que el verdadero valor de β_0 satisface la condición de ortogonalidad:

$$E[z_t (y_t - x_t' \beta_0)] = 0 \quad (6)$$

Esto se conoce como un caso especial del MGM en el cual $w_t = (y_t \ x_t' \ z_t)$, $\theta = \beta$, $a = k$, y :

$$h(\theta, \omega_t) = z_t (y_t - x_t' \beta) \quad (7)$$

Supongamos que el número de parámetros a ser estimado es igual al número de condiciones de ortogonalidad ($a = k = r$). En este caso, el modelo se encuentra exactamente identificado y el estimador MGM satisface:

$$0 = g(\theta, y_T) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_t (y_t - x_t \beta_T) \quad (8)$$

o

$$\beta_T = \left\{ \sum_{t=1}^T z_t x_t \right\} \left\{ \sum_{t=1}^T z_t y_t \right\} \quad (9)$$

Respecto a la selección óptima de los instrumentos, se debe tener en cuenta que, mientras más condiciones de ortogonalidad se usen, mejores deberían ser las estimaciones resultantes. Pero un buen instrumento no sólo debe tener correlación nula con u_t , sino también estar fuertemente correlacionado con x_t .