

Peredo, F.; Ludlow Wiechers, J.. La relación inflación-desempleo en América Latina: un análisis empírico. En publicación: Reforma financiera en América Latina. Eugenia Corre y Alicia Girón. CLACSO, Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales, Buenos Aires, Argentina. 2006. ISBN: 987-1183-42-9

FELIPE DE JESÚS PEREDO Y RODRÍGUEZ*

JORGE LUDLOW WIECHERS**

PATRICIA RODRÍGUEZ LÓPEZ***

LA RELACIÓN INFLACIÓN-DESEMPLEO EN AMÉRICA LATINA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO

Disponible en la web: <http://bibliotecavirtual.clacso.org.ar/ar/libros/edicion/correa/peredo.pdf>

Fuente: Red de Bibliotecas Virtuales de Ciencias Sociales de América Latina y el Caribe de la red CLACSO

<http://www.clacso.org.ar/biblioteca>

INTRODUCCIÓN

El objetivo del presente trabajo es proponer una ecuación y una medición puntual del nivel de desempleo, utilizando el marco conceptual de la Curva de Phillips, tomando como muestra de la región económica de América Latina a sus cinco países económicamente más grandes (Argentina, Brasil, Colombia, Chile y México). La idea que prevalece a lo largo del trabajo es que debe considerarse la creación de políticas económicas de corto, mediano y largo plazo, no sólo a nivel de cada uno de los países, sino teniendo en cuenta el comportamiento de estas a nivel regional.

Partimos de que la instrumentación del modelo económico basado en la estabilización de precios, bajo el marco de liberalización comercial y financiera, ha generado un estancamiento económico de la

* Profesor investigador titular de tiempo completo de la Universidad Autónoma Metropolitana (UAM) Iztapalapa. Doctorado de Matemáticas en el CINVESTAV, México. Su especialidad es el estudio de la dinámica económica.

** Profesor investigador titular de tiempo completo del Depto. de Economía de la UAM Azcapotzalco. Su especialidad es la macroeconomía y los métodos cuantitativos. Doctorado de matemáticas en el CINVESTAV, México. Autor de cinco libros sobre matemáticas, econometría, series de tiempo y pronósticos en economía.

*** Académica del Instituto de Investigaciones Económicas y profesora de la Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM). Maestra en Economía por la UNAM. Su especialidad es la macroeconomía y la política monetaria.

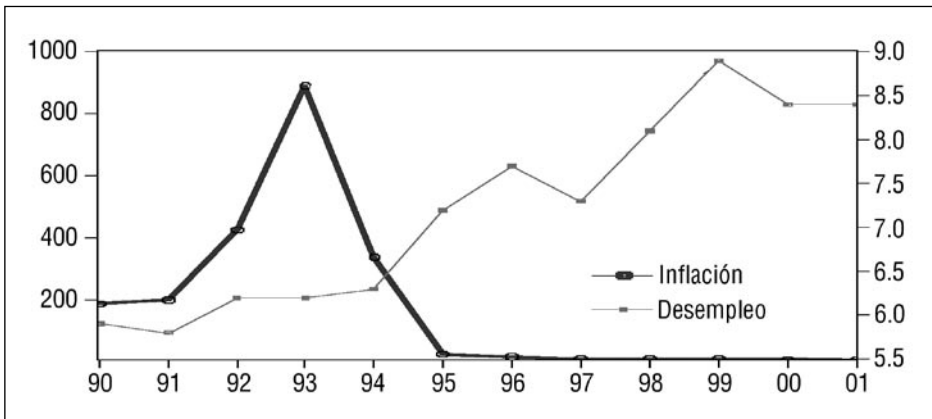
región, presentando como característica sobresaliente un proceso deflacionario acompañado de altas tasas de desempleo.

AMÉRICA LATINA COMO REGIÓN ECONÓMICA

América Latina, durante la década del noventa, definió claramente que su objetivo económico era disminuir las altas tasas de inflación que se presentaron de manera reiterada desde los años ochenta y principios de los noventa, determinando así la instrumentación de políticas monetarias restrictivas, de desregulación financiera y comercial, que lograron la tan ansiada estabilidad de precios, obteniendo paulatinamente inflaciones de un dígito en promedio para toda la región y generando un alto costo económico y social que conllevó al incremento del desempleo.

Así, al estudiar el comportamiento conjunto de las variables inflación y desempleo de 1990 a 2001, como promedio de toda América Latina –considerándola integrada por 19 países¹– claramente se observa una relación inversa. Es importante notar que de 1990 a 1995, la inflación se dispara alarmantemente en dos de los países más grandes de la región: Argentina (1.188,3 puntos en 1990) y Brasil (2.497,7 en 1993).

GRÁFICO 1
LA INFLACIÓN Y EL DESEMPLEO EN AMÉRICA LATINA*



Fuente: elaboración propia en base a informes de la CEPAL.

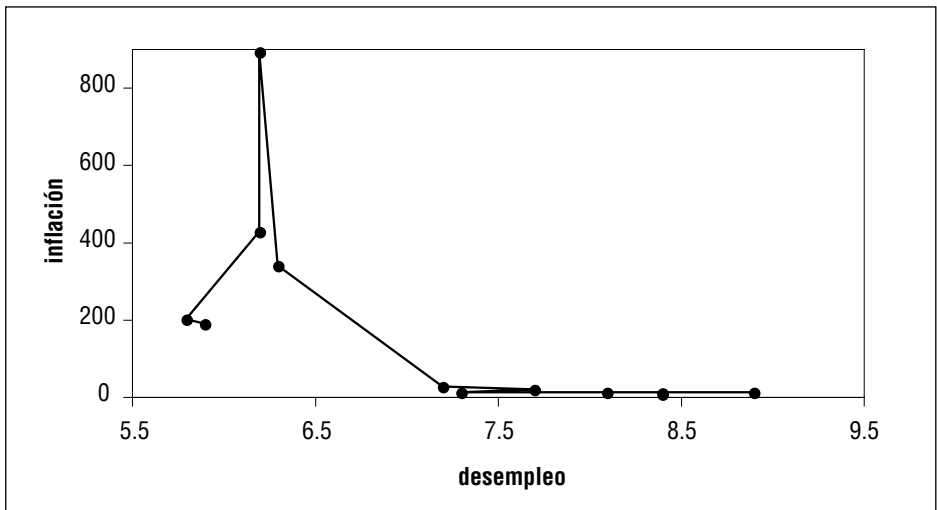
* Se considera el promedio de los 19 países latinoamericanos.

1 Los 19 países que se consideran para determinar la región de América Latina son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay y Venezuela.

La inflación a partir de 1993 presenta una caída severa, logrando un promedio, hasta la actualidad, por debajo del 5,0%. En tanto, la tasa de desempleo abierto tiene una tendencia hacia el alza, sin llegar a observarse niveles de inflaciones bajas que puedan generar una recuperación del nivel de empleo cercano al que existía a principios de la década del noventa (ver Gráfico 1).

Profundizando en este aspecto, al elaborar un diagrama de dispersión entre el promedio regional de las mismas variables inflación y desempleo de 1990 a 2001 (ver Gráfico 2), esta presenta la relación inversa que establece la Curva de Phillips.

GRÁFICO 2
DIAGRAMA DE DISPERSIÓN ENTRE EL PROMEDIO REGIONAL
DE INFLACIÓN Y DESEMPLEO, 1990 A 2001*



Fuente: elaboración propia en base a informes de la CEPAL.

* Se considera el promedio de los mismos 19 países latinoamericanos para los años 1990 a 2001.

Es por ello que nos parece relevante proponer un análisis y medición puntual de esta relación inversa que presentan dichas variables económicas a nivel regional. Sin embargo, dado que existen demasiadas diferencias económicas y sociales entre los 19 países que integran América Latina, para los fines de este trabajo se determina que son representativos e indicativos los resultados obtenidos con datos de sólo cinco países de características económicas más homogéneas, a través de un modelo panel.

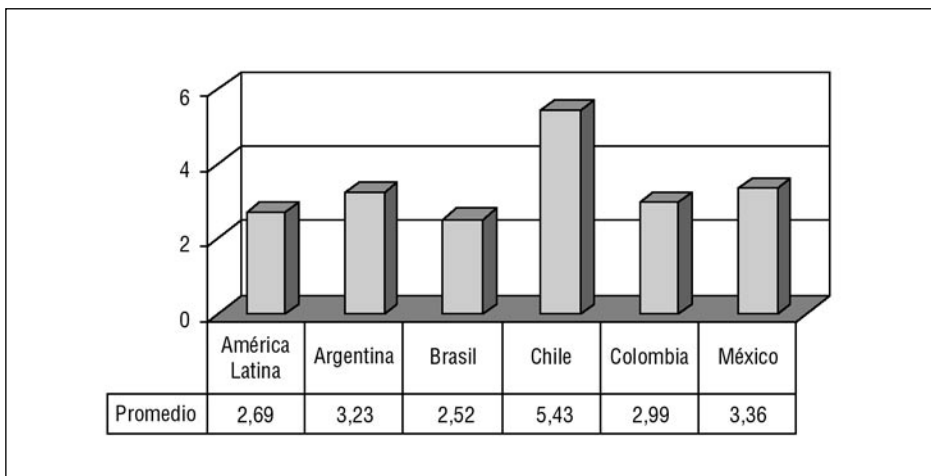
Con este propósito estudiamos aquí las economías más grandes de la región (Argentina, Brasil, Colombia, Chile y México) en las cuales

se han instrumentado políticas económicas de estabilidad de precios, como estrategia para alcanzar crecimiento económico sostenido. Dicha estrategia no considera previamente los niveles de empleo que serían necesarios para lograr ese crecimiento económico y de esta manera apoyar el tan ansiado desarrollo de la región.

EL ENTORNO MACROECONÓMICO REGIONAL

El crecimiento económico de toda la región durante los 12 años de estudio ha sido bajo, ya que el promedio de las tasas de crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB) –teniendo en cuenta los 19 países– fue del 2,7%. Comparándolo con el de los cinco países económicamente más grandes (ver Gráfico 3) sobresale Chile al alcanzar un crecimiento promedio del 5,4%, en tanto los otros cuatro restantes se mantuvieron alrededor del 3%. Este bajo crecimiento se explica en mucho por las reiteradas crisis financieras tanto mundiales (Tailandia, Japón, Rusia, etc.) como regionales (Chile, México, Brasil y Argentina) durante la década del noventa. Estas afectaron repetidamente la posibilidad de mantener una política económica que permitiera crecer de manera constante en el largo plazo, ya que las crisis internacionales se reflejaron en devaluaciones del tipo de cambio, que llevaron (entre otros resultados) a incrementar los precios, y profundizaron, por lo tanto, la aplicación de políticas restrictivas.

GRÁFICO 3
 CRECIMIENTO ECONÓMICO PROMEDIO DEL PERÍODO 1990-2001
 (VARIACIÓN PORCENTUAL DEL PIB)

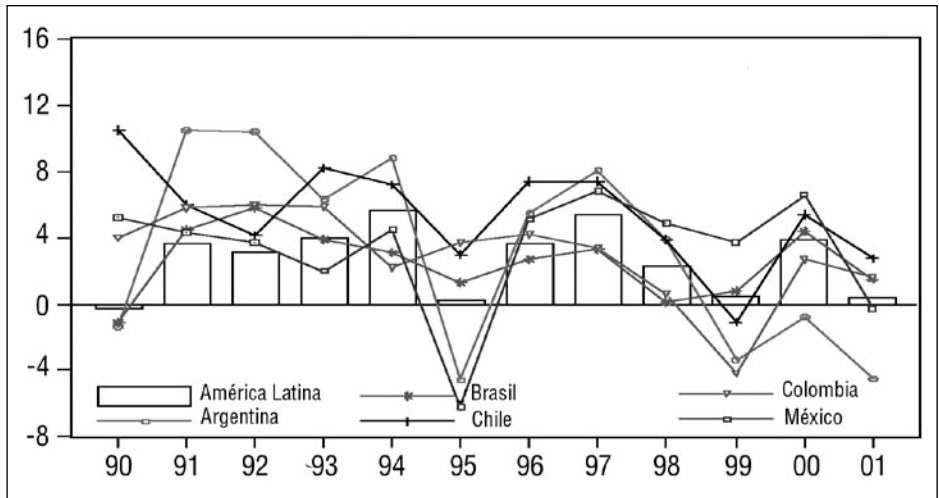


Fuente: elaboración propia en base a informes de la CEPAL.

El ritmo de crecimiento económico de los países latinoamericanos acusó una considerable inestabilidad en la segunda mitad de los años noventa. La intensidad y los mecanismos con los que cada país fue afectado por la desaceleración de la economía mundial no son los mismos. En algunos casos prevaleció el menor dinamismo del volumen de comercio (típicamente en México y Centroamérica), en otros incidió el deterioro de la relación de precios de intercambio (países exportadores de petróleo, minerales y productos tropicales) (CEPAL, 2003).

Observando las tasas de variación porcentual del producto, tanto de América Latina en conjunto como de los cinco países de la muestra, sobresalen las caídas del producto de los años 1990, 1995 y 1999 en todos y cada uno de los países seleccionados, lo que define las fuertes interacciones económicas que tienen entre ellos y en la región (ver Gráfico 4).

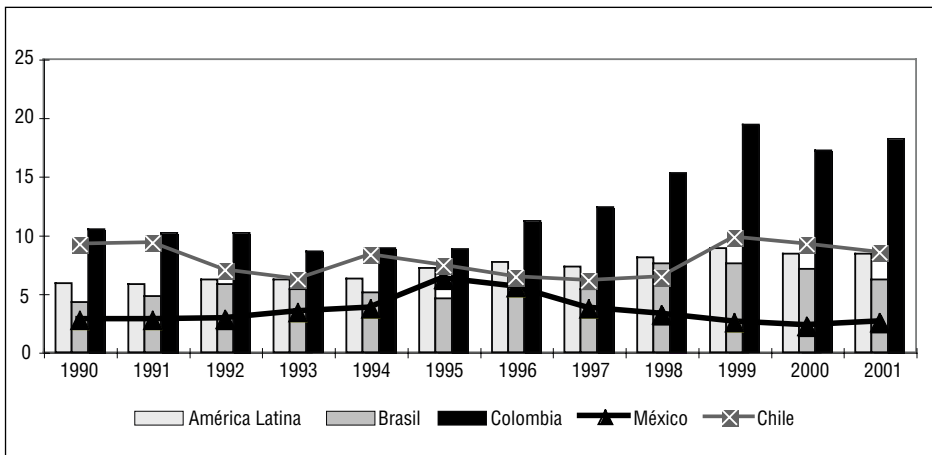
GRÁFICO 4
PIB DE AMÉRICA LATINA, ARGENTINA, BRASIL, CHILE, COLOMBIA Y MÉXICO
(VARIACIÓN PORCENTUAL)



Fuente: elaboración propia en base a informes de la CEPAL.

En cuanto al desempleo² de América Latina como promedio de la región, presenta una tendencia creciente durante los 12 años del período de estudio. En 1999, la región alcanzó una tasa record de 8,0% (ver Gráfico 5). Ello responde a la limitada generación de empleo, explicada por los profundos cambios producidos en las economías ante la apertura comercial. Esta determinó un importante rompimiento de las cadenas productivas existentes, con la consecuente desaparición de muchas pequeñas y medianas empresas que se desarrollaban con base en el mercado interno y que forman la estructura industrial de estas economías, ya que la competencia internacional (vía precios relativos) está basada en la utilización de alta tecnología (fundamentalmente la robotización por medio de sistemas de cómputo). Por otra parte, las condiciones restrictivas monetarias han impedido incrementar de manera suficiente los niveles de inversión –tanto del sector público por control de los déficits presupuestales como la inversión privada nacional por las altas tasas de interés internas– viéndose beneficiada, por otra parte, la inversión extranjera tanto directa como de cartera.

GRÁFICO 5
EL DESEMPLEO EN AMÉRICA LATINA, ARGENTINA, BRASIL, CHILE, COLOMBIA
Y MÉXICO (VARIACIÓN PORCENTUAL)



Fuente: elaboración propia en base a informes de la CEPAL.

2 Esta variable está medida para todos los países por la tasa de desempleo o desocupación abierta, que no presentan entre sí grandes diferencias en su metodología. Las definiciones de esta variable por cada uno de los países son: para Argentina, "personas desocupadas todas aquellas que sin tener trabajo, lo buscaron activamente en la semana de referencia o bien lo venían buscando y en la semana de referencia suspendieron la búsqueda, se incluyen personas dentro de la tasa de des-

Considerando los países de la muestra, las tasas de desempleo de Argentina (17,5 en 1995 y en 2001) y Colombia (19,4 en 1999) evidencian una tendencia creciente en este período, mientras que las tasas de Brasil, Chile y México fluctúan alrededor de una media constante.

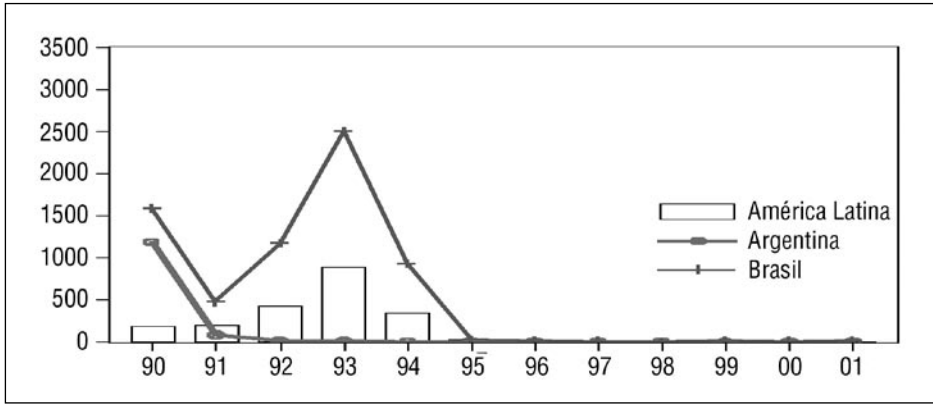
La política económica instrumentada en la región logró la desaceleración de los precios, obteniendo mucho mejores resultados en la reducción de la inflación que en las décadas anteriores. En general, la tendencia es claramente a la disminución. Aun cuando la dispersión de los valores obtenidos por cada uno de los países hace difícil su comparación, estos tienen la misma tendencia que la del promedio de la región. Los altos valores que predominan son los de Argentina y Brasil.

A partir de 1998, la inflación de la región se estabilizó. Países como Brasil y México cambiaron su política de utilizar el tipo de cambio como ancla y determinaron la flotación de su moneda. Mayoritariamente, se ha observado que esta medida mejoró el control de los precios internos por una mayor credibilidad en la política monetaria.

Por cuestiones de escala de valores se presentan dos gráficos sobre la inflación, ambos comparados con los datos promedio de la región de América Latina (19 países). El primero (ver Gráfico 6) con Brasil y Argentina y el segundo (ver Gráfico 7) con Chile, Colombia y México. En ambos es posible observar la tendencia hacia la baja de la inflación en todos los países de la región, logrando valores inflacionarios de un dígito generalizados en el año 2001. El promedio para ese mismo año para América Latina fue de 6,1.

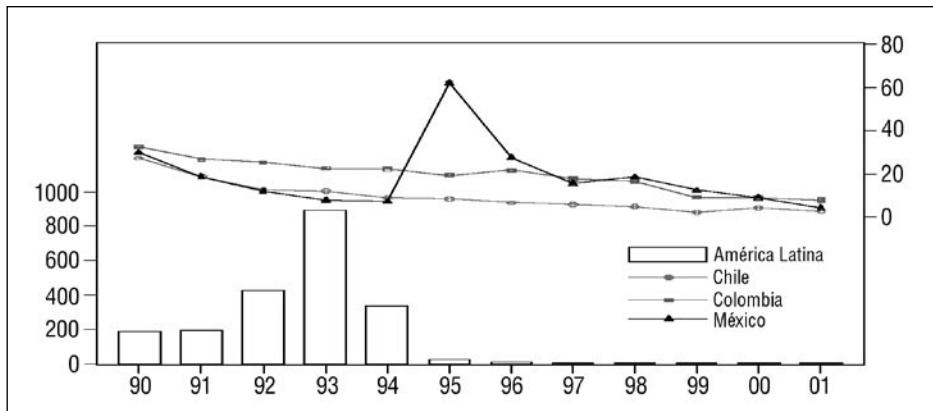
ocupación abierta y están dentro de la fuerza laboral o PEA, que incluye a personas de todas las edades" (Instituto de Estadísticas y Censos); para Brasil, desempleo abierto, "personas que procuraron trabajar de manera efectiva los 30 días anteriores a la entrevista o que accederán a un trabajo en los últimos 7 días" (Departamento Intersindical de Estadística e Estudos Sócio-Econômicos); para Chile, "tasa de desocupación: es el cociente entre los desocupados y la fuerza de trabajo, expresado en tanto por ciento. La fuerza de trabajo la constituyen las personas de 15 años y más que se encuentran en la situación de ocupado o desocupado" (Instituto Nacional de Estadística); para Colombia, "tasa de desempleo: es la relación porcentual entre el número de personas que están buscando trabajo y el número de personas que integran la fuerza laboral (PEA), la cual está definida a su vez como todas las personas en edad de trabajar que trabajan o están buscando trabajo" (Departamento de Administración Nacional y Estadística, DANE); para México, "tasa de desempleo abierto, muestra de personas desocupadas abiertas con respecto a la PEA, que incluye a las personas de 12 años y más que en el período de referencia de la encuesta no trabajaron ni una hora en la semana, pero realizaron acciones de búsqueda de un empleo o intentaron ejercer una actividad por su cuenta" (Instituto Nacional de Geografía e Informática, INEGI).

GRÁFICO 6
 INFLACIÓN EN AMÉRICA LATINA, ARGENTINA Y BRASIL
 (VARIACIONES PORCENTUALES)



Fuente: elaboración propia en base a informes de la CEPAL.

GRÁFICO 7
 INFLACIÓN EN AMÉRICA LATINA, CHILE, COLOMBIA Y MÉXICO
 (VARIACIONES PORCENTUALES)



Fuente: elaboración propia en base a informes de la CEPAL.

MARCO TEÓRICO DE LA CURVA DE PHILLIPS³

Phillips (1958) expuso las bases de su famosa Curva, especificando cuáles eran los factores que explicaban los cambios en la tasas de crecimiento de los salarios monetarios. Partió de la ley de la oferta y demanda en el mercado de trabajo, siendo la conclusión más general de su investigación que la tasa de cambio de los salarios monetarios puede ser explicada por el nivel de desempleo y la tasa de cambio del desempleo.

Richard Lipsey (1960) asumió que el cambio en los precios respondía al mismo patrón de comportamiento que los salarios, de manera que la Curva de Phillips se reformuló en términos de la relación inversa entre la inflación y la tasa de desempleo. En ese mismo año, Paul Samuelson y Robert Solow (1960) realizaron un estudio empírico similar para Estados Unidos desde 1900 a 1960 considerando la propuesta de Lipsey, y obtuvieron también una relación de signo negativo entre la inflación y el desempleo.

De acuerdo con Blanchard (1997: 291-293, 331), una forma de expresar la relación entre las variables mencionadas (bajo los supuestos de que la inflación esperada contribuye a la determinación de la inflación y de que los agentes tienen expectativas adaptativas) es: $\pi_t = \theta\pi_{t-1} - u_t + \mu + z$, donde π_t es la inflación, u es la tasa de desempleo, μ es el margen del precio sobre el costo (del trabajo) y z es una variable residual que incluye otros factores que influyen en la fijación del salario, tales como la cuantía del seguro de desempleo, modificaciones en la legislación sobre el salario mínimo y sobre restricciones a los despidos y contrataciones, etcétera.

Abarcaremos las propuestas previamente señaladas en una formulación amplia, en la que se consideren posibles relaciones entre la inflación, la tasa de desempleo y la variación de la tasa de desempleo del siguiente modo:

$$\pi_t = \delta - \beta_1 u_t - \beta_2 \Delta u_t + \theta \pi_{t-1} + \dots + \varepsilon_t$$

donde δ es un término constante (componente autónomo), $\Delta u_t = (u_t - u_{t-1})$ es la variación de la tasa de inflación con respecto al período anterior y ε_t es una perturbación estocástica (idealmente ruido blanco).

LA RELACIÓN REGIONAL EMPÍRICA DE LA INFLACIÓN Y EL DESEMPLEO

Intentar establecer una relación empírica regional entre las variables inflación y desempleo es riesgoso, dadas las importantes diferencias económicas y sociales que existen entre los países de la muestra, que

³ Tomado del artículo en prensa "La Curva de Phillips y la NAIRU en México" de los mismos autores del presente trabajo.

también se reflejan en la propia elaboración y presentación de sus estadísticas⁴. Partimos de que la globalización e integración internacional regional ha generado la posibilidad de estudiar empíricamente los fenómenos económicos de manera regional, a partir de utilizar la técnica econométrica de análisis de panel. De ser el caso, significa que coordinar la política económica será más sencillo, puesto que es posible hablar de una misma especificación que se puede aplicar a los diferentes países.

Para revisar la probable existencia de una Curva de Phillips regional se usará el método de cointegración de Granger-Engle aplicado a datos panel. Notemos que tenemos el mismo número de años para cada país, por lo que se trata de un panel balanceado (Wooldridge, 2002: 250).

Ello nos permite aprovechar las propiedades del producto de Kronecker y obtener un estimado eficiente relativo al que se obtiene con un panel no balanceado, donde el número de observaciones a lo largo del tiempo varía con cada unidad que conforma el panel.

Un panel balanceado se puede estimar por mínimos cuadrados generalizados. Y la literatura reciente sobre raíces unitarias en datos panel es relevante.

Trabajar vía un panel quiere decir que, para varios países, se busca estimar el modelo:

$$Y_{it} = \delta + X_{it}^t \beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

La idea básica de la estimación para este panel es que tanto δ como β es la misma para los diferentes países, como es un panel balanceado apilamos los datos (*stack data*) denotándolo por Y, X , usamos el producto de Kronecker para especificar al modelo:

$$Y = \delta I_{MT} + X\beta + (I_M \cdot I_T)\alpha + \varepsilon$$

Aquí δ mide el efecto fijo (la ordenada al origen) y α mide la variación de cada país respecto a delta. T es el número de observaciones $T = 12$, M es el número de países $M = 5$, I_T denota a la matriz identidad $T \cdot T$ ($12 \cdot 12$) y I_T (vector columna de unos de longitud T).

El producto de Kronecker se define como: $A \cdot B = (a_{ij} B)$.

La matriz de varianza covarianza de los errores es:

4 Aun cuando, de acuerdo con las definiciones presentadas en la Nota 2, se observa que son totalmente comparables.

$$\Omega = E(\varepsilon\varepsilon^t) = \left[E(\varepsilon_i\varepsilon_j^t) \right] = \begin{bmatrix} E(\varepsilon_1\varepsilon_1^t) & \dots & E(\varepsilon_1\varepsilon_5^t) \\ \dots & \dots & \dots \\ E(\varepsilon_5\varepsilon_1^t) & \dots & E(\varepsilon_5\varepsilon_5^t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Omega_{11} & \dots & \Omega_{15} \\ \dots & \dots & \dots \\ \Omega_{15} & \dots & \Omega_{55} \end{bmatrix}$$

Nótese que cada $\varepsilon_i = (\varepsilon_{it})$ es un vector columna de longitud $T = 12$ observaciones por cada uno de los $M = 5$ países. Por lo que cada expresión $E[\varepsilon_i\varepsilon_j^t]$ es una matriz $T \cdot T$ ($12 \cdot 12$). La forma de la matriz cuadrada Ω es por bloques $T^*M \cdot T^*M$ (60×60) expresando la correlación entre el país i -ésimo y el j -ésimo $i, j = 1, 2, \dots, 5$ para las diferentes fechas $t = 1, \dots, 12$. Los datos son anuales y abarcan de 1990 a 2001.

Cada relación puede presentar autocorrelación de manera individual, por lo que es posible especificar un modelo panel con $AR(p)$ por cada país, imponiendo que $\rho_{1i}, \rho_{2i}, \dots, \rho_{pi}$ dependen del país i -ésimo

$$\varepsilon_{it} = \sum_{r=1}^p \rho_{ir} \varepsilon_{it-r} + a_{it}$$

Decir que los errores presentan autocorrelación panel ($AR(p)$) significa que $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_p$ no dependen del país i -ésimo:

$$\varepsilon_{it} = \sum_{r=1}^p \rho_r \varepsilon_{it-r} + a_{it}$$

Se estimará por mínimos cuadrados generalizados, puesto que suponemos una heterocedasticidad por bloques (entre países no hay correlación y al interior de cada país sí puede darse):

$$\left[E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt} | X) \right] = \begin{bmatrix} \Omega_{11} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Omega_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Omega_{55} \end{bmatrix}$$

La estimación utilizada es: primero se toma una estimación individual por cada país, con esta se obtienen unos residuos preliminares que son usados para construir una matriz de covarianzas y se aplican mínimos cuadrados generalizados al modelo para estimar los parámetros. Estos permiten mejorar "los residuos preliminares" que hacen que se pueda actualizar (mejorar) la matriz de covarianzas. Nuevamente mínimos cuadrados generalizados habrán de apli-

carse para mejorar la estimación de los parámetros. Se itera hasta que la diferencia entre la estimación de parámetros sea menor al error = 0,0001.

Colocamos un posfijo a cada país, Argentina, Brasil, Chile, Colombia y México, para distinguir sus respectivas variables inflación y desempleo.

Aunque la idea de la Curva de Phillips se ha aplicado a muy diversas formulaciones entre inflación, inflación esperada, desempleo, tasa natural de desempleo, tasa no aceleradora de la inflación, etc., todas mantienen una relación inversa entre inflación y desempleo en el corto plazo. Este punto va a ser crítico para juzgar si se puede hablar de una Curva de Phillips regional, ya que si esta liga se manifiesta en los datos, es un primer indicio de la curva.

La notación $xinfla$ es la inflación del país x , mientras que $xD(des)$ es la variación en el desempleo en el país x ($D(xdes)(t) = [xdes(t) - xdes(t-1)]$).

Haremos dos estimaciones de esta relación Phillips.

PRIMERO

Estimamos el modelo panel $i = 1,2,3,4,5$ marcando en la especificación que δ y β sean invariantes a lo largo de todos los países. $\beta (<0)$ es el parámetro de interés.

$$x_iinfla = \delta + \beta \cdot x_iD(des) + \alpha_i + \eta_i$$

$$\eta_{it} = \phi\eta_{it-1} + a_{it}$$

La notación ($xinfla$, $xD(des)$) denota a los pares:
arginfla, *arg D(des)* por Argentina,
brasinfla, *bras D(des)* por Brasil,
chilinfla, *chil D(des)* por Chile,
colinfla, *col D(des)* por Colombia,
mexinfla, *mex D(des)* por México.

TABLA 1
 VARIABLE DEPENDIENTE: INFLACIÓN
 VARIABLE EXPLICATIVA: VARIACIÓN EN EL DESEMPLEO

Efectos fijos - α				
$\alpha = 96,530$	st = 3,080	t = 31,87	p = 0,00	Arg - α -95,84
$\beta = -1,940$	st = 0,550	t = -3,49	p = 0,00	Bras - α 344,92
$\phi = 0,340$	st = 0,080	t = 4,37	p = 0,00	Chile - α -90,75
R ² 0,528	R ² _a 0,461			Col - α -78,71
Suma de cuadrados Res 30,29	F-stat 8,008			Mex - α -79,62
Durbin-Watson 1,85	Prob(F) 0,000			

Se observa en el reporte de la regresión que, con esta especificación del modelo, el signo del coeficiente β es correcto y los coeficientes β, δ , y ϕ son significativos a un nivel de confiabilidad del 99%.

Las ecuaciones estimadas para cada país son:

$$\begin{aligned} \text{ARGINFLA} &= 96,53 - 95,84 - 1,94 * D(\text{ARGDES}) + \varepsilon_1 \\ \text{BRASINFLA} &= 96,53 + 344,92 - 1,94 * D(\text{BRASDES}) + \varepsilon_2 \\ \text{CHILINFLA} &= 96,53 - 90,75 - 1,94 * D(\text{CHILDES}) + \varepsilon_3 \\ \text{COLINFLA} &= 96,53 - 78,71 - 1,94 * D(\text{COLDES}) + \varepsilon_4 \\ \text{MEXINFLA} &= 96,53 - 79,62 - 1,94 * D(\text{MEXDES}) + \varepsilon_5 \end{aligned}$$

$$\varepsilon_i = 0,346 * \varepsilon_i(-1) + a \quad i = 1,2,3,4,5$$

El vector columna de 5 entradas son los efectos fijos por país, expresados como variaciones respecto de δ :

$$\alpha = \begin{pmatrix} -95,84 \\ 344,92 \\ -90,75 \\ -78,71 \\ -79,62 \end{pmatrix} \quad \delta = 96,53 \quad \beta = -1,940 \quad \phi_i = 0,346$$

En cada país, las variables explicativas son: la variación en el nivel del desempleo $D(xdes) = [xdes(t) - xdes(t-1)]$, la ordenada al origen δ que es positiva y cada efecto individual llamado alfa. Es importante notar que Brasil presenta un comportamiento muy distante a los demás. Esta puede ser una razón por la que el ajuste sale un poco débil. Sin embargo, no se eliminó porque es un país importante en Latinoamérica.

¿Qué resultado tenemos respecto de una relación tipo Phillips? La liga significativa [$-1.94 = \beta < 0$] está mostrando una asociación negativa y lineal entre la variación del desempleo y la inflación, en un modelo donde el estimador es consistente e insesgado y el análisis de residuos muestra ser ruido-blanco-panel. Individualmente podría hacerse un análisis por cada país, pero esto rompe la unidad de la especificación panel.

SEGUNDO

Estimamos el mismo modelo panel, sin embargo ahora el efecto $AR(1)$ autocorrelación va de manera autónoma, es decir, puede haber un coeficiente ϕ diferente para cada país:

$$x_i \text{infla} = \delta + \hat{a} \cdot x_i D(\text{des}) + \alpha_i + \hat{a}_i$$

$$\varepsilon_{it} = \phi_i \varepsilon_{it-1} + a_{it}$$

TABLA 2
VARIABLE DEPENDIENTE: INFLACIÓN
VARIABLE EXPLICATIVA: VARIACIÓN EN EL DESEMPLEO

Efectos fijos $-\alpha$				
$\delta = 98,180$	st = 7,970	t = 12,310	p = 0,00	
$\beta = -1,790$	st = 0,520	t = -3,430	p = 0,001	
ARG - $\phi = 0,270$	st = 0,080	t = 3,570	p = 0,001	Arg - α -96.53
BRA - $\phi = 0,540$	st = 0,240	t = 2,240	p = 0,031	Bras - α 311.70
CHIL - $\phi = 0,74$	st = 0,300	t = 2,478	p = 0,018	Chile - α -96.45
COL - $\phi = 0,076$	st = 0,298	t = 0,256	p = 0,799	Col - α -79.75
MEX - $\phi = 0,133$	st = 0,220	t = 0,606	p = 0,548	Mex - α -80.75
R^2 0,510	R^2_a 0,384			
Suma de cuadrados Res 27,470	F-stat 4,060			
Durbin-Watson 2,12	Prob(F) 0,000			

Se observa en el reporte de esta última regresión que, en la segunda especificación del modelo, el signo del coeficiente β es correcto, los coeficientes β y δ son significativos a un nivel de confiabilidad del 99% y no existe autocorrelación.

En cuanto a los coeficientes ϕ_i , resultan ser significativos para tres de los países: Argentina, Chile y Brasil, pero no son significativos para Colombia y México.

Las ecuaciones estimadas para cada país son:

$$\begin{aligned} \text{ARGINFLA} &= 98,18 - 96,53 - 1,79 * D(\text{ARGDES}) + \varepsilon_1 \\ \text{BRASINFLA} &= 98,18 + 311,70 - 1,79 * D(\text{BRASDES}) + \varepsilon_2 \\ \text{CHILINFLA} &= 98,18 - 96,45 - 1,79 * D(\text{CHILDES}) + \varepsilon_3 \\ \text{COLINFLA} &= 98,18 - 79,75 - 1,79 * D(\text{COLDES}) + \varepsilon_4 \\ \text{MEXINFLA} &= 98,18 - 80,75 - 1,79 * D(\text{MEXDES}) + \varepsilon_5 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \varepsilon_1 &= 0,27 * \varepsilon_1(-1) + a_1 \\ \varepsilon_2 &= 0,54 * \varepsilon_2(-1) + a_2 \\ \varepsilon_3 &= 0,74 * \varepsilon_3(-1) + a_3 \\ \varepsilon_4 &= 0,08 * \varepsilon_4(-1) + a_4 \\ \varepsilon_5 &= 0,13 * \varepsilon_5(-1) + a_5 \end{aligned}$$

El vector columna de los efectos fijos por país, expresados como variaciones respecto de δ :

$$\alpha = \begin{pmatrix} -96,53 \\ 311,70 \\ -96,45 \\ -79,75 \\ -80,75 \end{pmatrix} \quad \delta = 96,18 \quad \beta = -1,79$$

Los residuos se modifican poco, lo que sugiere que para asegurar un mejor ajuste tendríamos que ir a un $AR(2)$ o $AR(3)$, pero tomando en cuenta el tamaño de la muestra se prefirió no ir por esta ruta.

En ambos casos se obtiene el signo esperado en el parámetro de interés, pero al tratarse de una muestra corta no es posible realizar una descripción más detallada de la dinámica, como sería incluir la inflación retrasada o buscar una componente de corrección de errores.

Los resultados sugieren una relación que podría desembocar con el paso del tiempo en una especificación completa de una Curva de Phillips Latinoamericana, que incluya una NAIRU Latina.

CONCLUSIONES

El modelo económico instrumentado en América Latina desde la década del ochenta estableció que se asumiera como objetivo determinante la estabilidad de precios, y generó también altos niveles de desempleo debido al estancamiento económico de toda la región. Estas elevadas tasas de desempleo fueron el costo económico y social más alto al que los gobiernos de la región no han podido dar respuesta.

La Curva de Phillips es una relación empírica que explica la existencia de una relación inversa entre la inflación y el desempleo, la cual a través del tiempo se ha convertido en una referencia teórica y empírica importante para determinar los niveles de desempleo compatibles con los objetivos de estabilidad de precios, es decir que los países desarrollados la utilizan como referencia para definir la política económica de corto plazo.

Bajo las consideraciones anteriores se propone un análisis empírico de la relación inversa entre inflación y desempleo a nivel regional de América Latina, tomando como muestra sus cinco países económicamente más importantes (Argentina, Brasil, Chile, Colombia y México), escogiendo dos especificaciones de tipo panel donde el parámetro de interés medido por una β , es el que manifiesta la relación inversa entre inflación y variación del desempleo.

Entre distintas especificaciones estimadas del modelo panel, se observó que las dos que presentamos tienen la relación adecuada. Ello indica que se puede configurar una Curva de Phillips aun cuando debe reportarse que, al no obtenerse este resultado con otras especificaciones, el mismo no se presenta como robusto, pero sí define una clara tendencia de que la globalización está permitiendo que los resultados de estudios empíricos utilizando modelos panel sean correctos y generen propuestas para tomar en cuenta en la determinación de la política económica.

BIBLIOGRAFÍA

- Ball, Laurence and Mankiw, Gregory N. 2002 "The NAIRU in theory and Practice" in *Journal of Economic Perspectives* (FALI-Florida Association of Licensed Investigators) Vol. 16, N° 4.
- Blanchard, Olivier 1997 *Macroeconomía* (Prentice Hall).
- Burton, David and Fischer, Stanley 1997 "Ending moderate inflations" in Cottarelli, Carlo and Szapáry *Moderate inflation; the experience of transition economies* (International Monetary Fund and National Bank of Hungary).

- Carlin, Wendy and Soskice, David 1990 *Macroeconomics and the wage bargain, a modern approach to employment, inflation and the exchange rate* (Oxford University Press).
- CEPAL 2003 *Panorama Social de América Latina 2001-2002* (CEPAL).
- Lipsey, R. G. 1960 "The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957: A further analysis" in *Economica*, Vol. 27, February.
- Ludlow Wiechers, Jorge 1997 *Modelos, pronósticos y volatilidad de las series de tiempo generadas en la Bolsa mexicana de Valores* (México: UAM Azcapotzalco).
- Ludlow Wiechers, Jorge 1999 *Econometría, modelos y pronósticos* (México: UAM Azcapotzalco).
- Phillips, A. W. 1958 "The relation between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom, 1861-1957" in *Economica*, November.
- Rodríguez López, Patricia; Peredo Rodríguez, Felipe y Ludlow Wiechers, Jorge, 2004 "La Curva de Phillips y la NAIRU en México" En *Revista Economía, Teoría y Práctica* (UAM).
- Samuelson, Paul and Solow, Robert M. 1960, "Analytical Aspects of Anti-inflation Policy" in *American Review*, May.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2002 *Econometric analysis of cross section and panel data* (Cambridge, Mass.: MIT Press) Cap. 10.