LA DEMANDA POR DINERO DURANTE LA HIPERINFLACION EN UN MODELO DE EXPECTATIVAS RACIONALES: EL CASO DE ARGENTINA

Augusto López Claros*

EXTRACTO

Se modela la relación entre dinero y precios, siguiendo el esquema desarrollado por Salemi y Sargent, y estimamos una función de demanda por dinero bajo expectativas racionales. Como en otros estudios para países en desarrollo, encontramos que el nivel de precios en Argentina ha crecido a una tasa muy por encima de aquella que maximizara el ingreso del Estado. Este resultado es analizado a la luz de argumentos presentados por Nichols (1974). Técnicas máximo verosímiles son utilizadas para estimar los parámetros relevantes.

ABSTRACT

We model money and prices for Argentina following the framework developed by Salemi and Sargent (1979), and estimate a portfolio balance schedule under rational expectations. As in other studies for developing countries we find that Argentinian prices have grown at a rate for in excess of the revenue maximizing rate. This result is analyzed in light of the arguments put forward by Nichols (1974). Maximum likelihood techniques are used to estimate the relevant parameters.

*Duke University y Universidad de Chile.
Deseo agradecer los comentarios de George Tauchen, Edward Tower, Kent Kimbrough y en especial de Michael Salemi. Este trabajo forma parte del tercer capítulo de mi tesis doctoral.

LA DEMANDA POR DINERO DURANTE LA HIPERINFLACION EN UN MODELO DE EXPECTATIVAS RACIONALES: EL CASO DE ARGENTINA

Augusto López Claros

En este artículo modelamos la relación entre el nivel de precios y el *stock* de dinero para una economía hiperinflacionaria bajo la suposición de que las expectativas del público sobre la inflación son racionales. La metodología seguida es esencialmente la desarrollada por Salemi y Sargent (1979), y el modelo es estimado, utilizando datos correspondientes a Argentina en el período 1975–1979, ya que en tiempos recientes este es el país que mejor se aproxima a la definición dada por Cagan para una economía hiperinflacionaria. El modelo es estimado utilizando el método de "full–information–maximum–likelihood".

1. UNA NOTA SOBRE LA HIPERINFACION

Durante períodos de hiperinflación, el gobierno recurre a la creación de dinero como el principal medio para financiar sus gastos. Así argumentan, Sargent y Wallace (1973): "Para poder mantener el gasto real al nivel que desea, el gobierno probablemente responderá a una caída en el poder adquisitivo del dinero, aumentando la tasa de emisión con la que incrementa el *stock* de dinero. Tal comportamiento hace que la tasa de crecimiento de la oferta de dinero dependa parcialmente del nivel de precios, desencadenando así retroalimentación de la tasa esperada de inflación del público, que ayuda a determinar el nivel de precios, hacia la tasa de creación de dinero".[1] Ellos además argumentan que el utilizar una relación autorregresiva para modelar la formación de expectativas "equivale a suponer que el público realmente nunca llega a darse cuanta de que el gobierno está financiando sus gastos, principalmente, a través de la creación de dinero".

Investiguemos un poco más detenidamente la posibilidad de que la tasa esperada de inflación del público, afecta la tasa de creación del dinero. Su-

[1] Sargent, T.J. y N., Wallace, "Rational expectations and the dynamics of hyperinflation", en *International economic review*, vol. 14 (2), junio 1973, p. 328–350.

pongamos, como en Friedman (1971), que el gobierno es el único que emite dinero y, sin pérdida de generalidad, que todo dinero no rinde intereses. Sea G (t) el gasto real del gobierno en el tiempo t y piénsese que éste se va mantener constante a través del tiempo. Supóngase, además, que la demanda por dinero es una función de las expectativas del público de la tasa de inflación futura y que estas expectativas son racionales. Entonces:

$$M/P = g\,(\dot{P}/P),\ g' < 0 \quad y \quad \dot{p} = \frac{dp}{dt} \tag{1}$$

Debido a que el gobierno financia sus gastos a través de la creación de dinero, podemos escribir:

$$\dot{M}/P = G\,. \tag{2}$$

Las ecuaciones (1) y (2) pueden ser combinadas para dar

$$\dot{M}/M = G/[g\,(\dot{P}/P)] \tag{3}$$

una expresión que muestra la dependencia de la tasa de creación del dinero de la tasa esperada de inflación.

Se puede además derivar, de manera bastante fácil, la tasa de crecimiento monetario que maximice los ingresos del Estado. En equilibrio tenemos que $\dot{M}/M = \dot{P}/P = \Theta$.

Esto implica que $\dot{M}/P = (M/P)\,(\dot{P}/P)$ o

$$G = g\,(\Theta) \cdot \Theta \tag{4}$$

Maximizando con respecto a Θ, obtenemos

$$\hat{\Theta} = -g\,(\Theta)/g'\,(\Theta), \tag{5}$$

una expresión que indica que la tasa óptima de crecimiento monetario depende de la pendiente de la función de demanda por dinero escrita en forma logarítmica. Las tasas de crecimiento monetario en exceso de $\hat{\Theta}$ implicarán ingresos para el Estado, inferiores al máximo posible.

En la subsiguiente sección, estimaremos esta pendiente. Al interpretar el valor estimado obtenido, consideraremos algunos de los argumentos presentados por Nichols (1974), quien afirma que los gobiernos, por medio de una variedad de restricciones de tipo legal pueden influir la demanda por dinero —afectando, por ejemplo, la demanda de sustitutos cercanos— y pueden, por lo tanto, influenciar el valor de la tasa de inflación que maximice su ingreso. Pero antes, deseamos hacer un breve comentario sobre las series de tiempo a nuestra disposición.

2. PRECIOS, DINERO Y CAUSALIDAD

Sean $\{p_t\}$ y $\{m_t\}$ dos series de tiempo de covarianza estacionaria.[2] Considérese el par de ecuaciones.

$$p_t = \sum_{j=1}^{n} a_j p_{t-j} + \sum_{j=1}^{n} b_j m_{t-j} + n_{1t} \tag{a}$$

$$m_t = \sum_{j=1}^{n} c_j p_{t-j} + \sum_{j=1}^{n} d_j m_{t-j} + n_{2t} \tag{b}$$

donde las a's, b's, c's y d's son constantes, n_{1t}, n_{2t}, términos estocásticos con media igual a cero y varianza constante. Decimos que m causa p –en el sentido de Granger– si p_t es mejor predicho al incluir valores pasados de m_t al lado derecho de la ecuación (a) que al no hacerlo y, similarmente, que p causa m, si m_t es mejor predicho al incluir valores pasados de p_t al lado derecho de la ecuación (b) que al no hacerlo. Así, si no podemos rechazar la hipótesis que $c_j = 0$ todo j, pero rechazamos la hipótesis que $b_j = 0$ para todo j decimos que m_t es causal con respecto a p_t. Si las c's y b's no son simultáneamente igual a cero, decimos que hay retroalimentación entre p_t y m_t. La introducción de una tercera, o más variables al lado derecho de las ecuaciones (a) y (b), no cambia la esencia de la definición de causalidad entre p y m. Entonces, simplemente hablamos de causalidad condicional a la presencia de una variable (s) Z.

Si estimamos ecuaciones (a) y (b) y se utilizan datos argentinos mensuales para el período 1975–1979, descubrimos que la hipótesis que el proceso inflacionario no tiene efecto sobre la tasa de creación de dinero ($c_j = 0$ para todo j) es fuertemente rechazada; el nivel marginal de significación es 0,0042.[3] Este resultado es particularmente interesante a la luz de ejercicios similares reportados en la literatura sobre hiperinflación, los cuales indican que la inflación es causal con respecto a la creación de dinero. Es decir, la autoridad monetaria, al decidir la tasa de crecimiento monetario *tendrá en mente* la tasa de inflación. Tanto Sargent y Wallace (1973) como Salemi (1976) y Frenkel (1977) han observado este fenómeno al estudiar la hiperinflación alemana de principios de 1920.

Es este resultado el que es incorporado explícitamente por Sargent y Salemi (1979), al estimar la ecuación de demanda por dinero para períodos hiperinflacionarios.

[2] Para inducir estacionalidad en las series, se pueden llevar a cabo regresiones de p_t y m_t sobre una constante, una tendencia y 11 variables cualitativas estacionales y utilizar los residuos de estas regresiones como los nuevos datos. Alternativamente se pueden incluir estas 13 variables directamente en ecuaciones (a) y (b).

[3] Por otra parte, la hipótesis que $b_j = 0$ para todo j no puede ser rechazada; el estadigrado F es apenas 0,1613.

3. EL ESQUEMA DE SARGENT Y SALEMI

La ecuación que se estimará es de la forma

$$m_t - p_t = \beta + \alpha \pi_t + \epsilon_t, \quad \alpha < 0 \tag{1}$$

donde

m_t = el logaritmo del *stock* de dinero

p_t = el logaritmo del nivel de precios

π_t = la tasa esperada de inflación

y ϵ_t es un término estocástico que será discutido enseguida.

Bajo la suposición de que las expectativas de precios son racionales, (1) puede ser expresada de la siguiente forma:

$$m_t - p_t = \beta + \alpha (\hat{p}_{t,t+1} - p_t) + \epsilon_t \tag{2}$$

donde

$\hat{p}_{t,t+1}$ es el valor esperado de p_{t+1} condicional a información disponible en tiempo t.

Dejando que $\chi_t = p_t - p_{t-1}$, $\mu_t = m_t - m_{t-1}$ y $\eta_t = \epsilon_t - \epsilon_{t-1}$, (2) puede ser expresada como:

$$\mu_t - \chi_t = \alpha [(\hat{p}_{t,t+1} - p_t) - (\hat{p}_{t-1,t} - p_{t-1})] + \eta_t$$

$$= \alpha [E_t(\chi_{t+1}) - E_{t-1}(\chi_t)] + \eta_t \text{ [4]} \tag{3}$$

Se supone que η_t carece de correlación serial, que tiene media igual a cero y que,

[4] Este modelo puede ser ampliado para permitir un proceso autorregresivo de primer orden para el término estocástico η_t:

(i) $\eta_t = \sigma_1 \eta_{t-1} + Z_t$,

donde Z_t es ruido blanco. Nótese que como $\eta_t = \epsilon_t - \epsilon_{t-1}$, (i) implica (*ii*) $\epsilon_t = (1 + \sigma_1)\epsilon_{t-1} - \sigma_1 \epsilon_{t-2} + Z_t$. Trabajo previo hecho, por el autor con datos sobre precios y dinero para otros países latinoamericanos; invariablemente sugiere que $1 + \sigma_1$, es aproximadamente igual a 1, y $-\sigma_1$ es aproximadamente igual a cero. Esto indica que suponer que η_t es ruido blanco es razonable.

$$E_{t-1}(\eta_t) = E_{t-1}(\eta_t \mid \chi_{t-1}, \chi_{t-2}, \ldots, \mu_{t-1}, \mu_{t-2}, \ldots) = 0 \qquad (4)$$

Tomando esperanzas de ambos lados de (3) en el momento t−1 implica

$$E_{t-1}(\mu_t) = \alpha E_{t-1}(\chi_{t+1}) + (1-\alpha) E_{t-1}(\chi_t) \qquad (5)$$

Supongamos que la autoridad monetaria sigue una regla mediante la cual relaciona el crecimiento actual del dinero y el crecimiento pasado del dinero y los precios:

$$\mu_t = \sum_{i=1}^{n} a_i \mu_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} b_i \chi_{t-i} + v_t \qquad (6\,a)$$

Ahora, utilizaremos el método de coeficientes indeterminados para estimar el parámetro estructural α. Es decir, suponemos una solución para χ de la forma:

$$\chi_t = \sum_{i=1}^{n} c_i \mu_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_i \chi_{t-i} + w_t \qquad (6\,b)$$

donde v_t y w_t satisfacen las condiciones de ortogonalidad:

$$E(v_t \mu_{t-j}) = E(v_t \chi_{t-j}) = E(w_t \mu_{t-j}) = E(w_t \chi_{t-j}) = 0,$$

$j = 1, 2, \ldots n$ y sustituimos (6 a) y (6 b) en (5) —una ecuación que es equivalente a (1)— para derivar las restricciones implicadas por el modelo entre los parámetros a_i, b_i, c_i, d_i y α de las diversas ecuaciones.

Los detalles de esta derivación sencilla estan dadas en el artículo de Sargent y Salemi. Las restricciones que el modelo implica son:

$$a_i = \begin{cases} \dfrac{(1+\alpha d_1) c_i + \alpha (c_{i+1} - c_i)}{1 - \alpha c_1}, & i = 1, 2, \ldots n-1 \\[2ex] \dfrac{(1+\alpha d_1) c_i - \alpha c_i}{1 - \alpha c_1}, & i = n \end{cases}$$

$$b_i = \begin{cases} \dfrac{[(1+\alpha d_1) d_i + \alpha (d_{i+1} - d_i)]}{(1 - \alpha c_1)}, & i = 1, 2, \ldots n-1 \\[2ex] \dfrac{[(1+\alpha d_1) d_i - \alpha d_i]}{1 - \alpha c_1}, & i = n \end{cases} \qquad (7)$$

Si dejamos que $\Omega \equiv \{a_1, \ldots, a_n, b_1, \ldots, b_n, c_1, \ldots, c_n, d_1, \ldots, d_n, \alpha\}$ y asumimos que (v_t, w_t) es un proceso estocástico con una distribución normal bivariable, entonces, podemos obtener un estimador de máxima verosimilitud para Ω sujeto a las restricciones dadas en (7). Véase el Apéndice.

4. LA EVIDENCIA EMPRICA

Existen dos maneras básicas de utilizar los datos para estimar α. Por una parte, podemos tomar (μ, χ_t) como desviaciones de una constante, una tendencia y, dado nuestro uso de datos mensuales, 11 variables cualitativas estacionales. Por otra parte, alternativamente podemos utilizar los datos originales tomando en cuenta las restricciones que el modelo impone a través de la constante y las tendencias. Hemos estimado α bajo tres diferentes *parametrizaciones*. El método I usa los datos en forma de desviaciones, mientras que los métodos II y III utilizan los datos en forma *cruda*. El esquema para el método II es:

$$\mu_t = \sum_{i=1}^{n} a_i \mu_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} b_i \chi_{t-i} + C_\mu + K_\mu \cdot t + v_t$$

$$\chi_t = \sum_{i=1}^{n} c_i \mu_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_i \chi_{t-i} + C_\chi + K_\chi \cdot t + w_t$$

y se puede demostrar que el modelo implica las siguientes restricciones adicionales entre estas constantes:

$$C_\mu = [(1 + \alpha d_1) C_\chi + \alpha K_\chi] / (1 - \alpha C_1)$$

$$K_\mu = [(1 + \alpha d_1) K_\chi] / (1 - \alpha C_1)$$

El método III impone la restricción que $K_\mu = K_\chi = 0$. Como indican Salemi y Sargent, cualquier elemento de tendencia está forzado a manifestarse a través de las a's, b's, c's y d's.

Una estimación irrestringida de la ecuación (6) y correspondientes pruebas F sugieren que al utilizar los datos en forma de desviaciones bastan dos rezagos por variable para capturar la mayor parte de los rasgos dinámicos de cada serie de tiempo. Se estimó α con el método II, utilizando dos y cuatro rezagos, respectivamente. El cuadro 1 muestra que, mientras todos los métodos entregan valores estimados para α del signo correcto, los métodos II y III proporcionan valores estimados más precisos; ellos son más grandes en valor absoluto relativo a los errores estándares estimados. La superioridad de los métodos II y III sobre I parece indicar que los componentes de tendencia del proceso (μ_t, χ_t) poseen información sobre α que no debe ser ignorada. En el método I se descubrió que la función de verosimilitud a lo largo del eje α era extremadamente plana. Un máximo local fue hallado en $\alpha = -0{,}037$ con un error estándar de 0,139 y un valor para la función de verosimilitud de 6.8124, tan solo 0,14 por ciento más pequeño que el valor de la función asociado con $\hat{\alpha} = -3{,}744$. Este no fue el caso con los métodos II y III, donde la segunda derivada parcial de la función de verosimilitud –con respecto a α evaluada en $\hat{\alpha}$– fue bastante grande en valor absoluto.

CUADRO I

VALORES ESTIMADOS DE α

METODO			
I	II		III
2 rezagos	2 rezagos	4 rezagos	2 rezagos
3.744	–5.341	20.914	5.248
(6.678)	(3.236)	(11.309)	(3.179)

Nota: Los errores estándares estimados están en paréntesis.

5. INTERPRETACION DE α

En una sección previa de este artículo, se ha argumentado que, cuando el gobierno recurre a la creación de dinero para financiar sus gastos, la tasa de inflación que maximiza el ingreso está dado por $-1/\hat{\alpha}$. Así, si el valor estimado de α fuese -20, dicha tasa sería alrededor de 5 por ciento. Es innecesario añadir que, durante el período en cuestión, el IPC en Argentina creció a una tasa muy superior a la tasa que hubiera supuestamente maximizado los ingresos del gobierno. Para la primavera de 1976, la tasa de inflación había llegado a 50 por ciento por mes y a casi 350 por ciento durante el curso de ese año. Esta observación también ha sido hecha para otros países en vías de desarrollo, y varios argumentos han sido presentados por diversos autores para explicar este fenómeno. Friedman, por ejemplo, cree que la explicación principal es una "perspectiva de corto alcance". Los precios no van a reaccionar inmediatamente a un aumento en la tasa de expansión monetaria y los saldos reales no se ajustarán instantáneamente a la más elevada tasa de inflación. "Por un tiempo, por lo tanto, el ingreso del gobierno que proviene de la creación de dinero será más alto por ambas partidas. Aquella que es un impuesto sobre los saldos reales existentes será más alta y también lo será la cantidad que la gente agrega a sus saldos reales. Pero esto es temporario".[5]

[5] Friedman, M., "Government revenue from inflation", en *Journal of Political Economy* 79, julio de 1971: 846–56.

Eventualmente, la gente se ajustará a la nueva tasa de inflación y esto inevitablemente tendrá efectos negativos sobre el ingreso del Estado. Friedman se refiere a la situación anteriormente descrita como un "equilibrio político inestable".

Por otra parte, Nichols (1974) afirma que,como la cantidad de financiamiento inflacionario posible depende de la demanda por dinero, se debe prestar atención al hecho de que los gobiernos a través de una variedad de controles y regulaciones pueden cambiar la posición o la elasticidad de esta curva de demanda y pueden, por lo tanto, variar la tasa óptima de inflación asociada con la maximización del ingreso.

Un gobierno puede, por ejemplo, restringir o prohibir la posesión de moneda extranjera, no para disminuir las importaciones sino más bien para evitar una caída de la demanda por dinero doméstico y, por consiguiente, de la recaudación de impuestos inflacionarios; o podría establecer también un techo sobre las tasas de interés legalmente pagables, sobre los activos privados, reduciendo así su atracción relativa frente a los activos públicos. Por otra parte si emite un pasivo que brinda intereses, podría hacerlo de modo que se constituya en sustituto pobre del dinero. En todos estos casos, el gobierno ha de haber reducido la tasa de inflación de un déficit fiscal dado. Nichols entonces afirma que uno debería pensar de $-1/\hat{\alpha}$ como "un límite inferior aproximado del valor verdadero, ya que éste es aplicable solo cuando restricciones legales del tipo anteriormente mencionado, no están disponibles. Las tasas verdaderas que maximicen las recaudaciones del gobierno no pueden ser calculadas en la ausencia de conocimiento del grado de sustituibilidad de otros activos por el dinero.[6]

Existen ciertas dudas en nuestras mentes, sin embargo, en cuanto a la veracidad de esta observación de Nichols. El parámetro α es estimado, utilizando datos sobre precios y dinero. ¿No es acaso razonable suponer que el público, al formar expectativas de precios, en efecto tomará en cuenta estos controles y regulaciones establecidas por el gobierno, de la misma manera que éste al decidir la tasa de crecimiento monetario no podrá evitar estar consciente de las barreras que ha eregido para protegerse a sí mismo?

Es evidente que no hay razón para suponer que el conjunto de información disponible para quienes poseen activos excluye, de alguna manera, el conocimiento del grado de sustituibilidad de otros activos por el dinero.

[6] Nichols, D.A., "Some principles of inflationary finance", en *Journal of Political Economy*, 82, abril de 1974: p. 423–30.

Todo esto, desde luego, todavía no deja faltos de una explicación satisfactoria para la existencia de tasas de inflación que no correspondan a aquellas que maximizarían las recaudaciones del gobierno, a no ser que uno halle el argumento de Friedman, sobre la "perspectiva de corto alcance", adecuado.

En el contexto turbulento de la reciente historia económica de Argentina, éste podría muy bien ser el mejor argumento.

APENDICE

El sistema que será estimado por el método "full–information–maximum–likelihood" consiste de las siguientes dos ecuaciones:

$$\mu_t = \sum_{i=1}^{n} a_i \mu_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} b_i \chi_{t-i} + v_t \qquad \text{(i)}$$

$$\chi_t = \sum_{i=1}^{n} c_i \mu_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_i \chi_{t-i} + w_t \qquad \text{(ii)}$$

Esto implica la maximización de una función objetiva no–lineal sujeta a las restricciones implicadas por el modelo teórico.

Defínase el vector

$$\Omega = \{a_1, a_2, \ldots, a_n, b_1, b_2, \ldots, b_n, c_1, c_2, \ldots, c_n, d_1, d_2, \ldots, d_n, \alpha\} \qquad \text{(iii)}$$

y supóngase que $U_t = \begin{pmatrix} v_t \\ w_t \end{pmatrix}$ es un proceso estocástico normal conjunto con matriz varianza–covarianza V. Los estimadores de máxima–verosimilitud de Ω bajo las restricciones implicadas por el modelo y dadas en la ecuación (7) son obtenidas maximizando,

$$L(\Omega, V) = \frac{1}{(2\pi)^{T} \; |V|^{T/2}} \exp\left\{ -\frac{1}{2} \sum_{1}^{T} w_t' V^{-1} w_t \right\} \qquad \text{(iv)}$$

Tomando la derivada parcial de ln $L(\Omega, V)$ con respecto a V e igualándola a cero obtenemos:

$$-(^{T}/_{2}) V^{-1} - \frac{1}{2} V^{-1} ww' V^{-1} = 0 \qquad \text{(v)}$$

que implica que,

$$\hat{V} = \frac{1}{T} \sum_{1}^{T} \hat{w}_t \hat{w}_t'$$

El "log–likelihood" concentrado $L(\Omega, \hat{V})$ es igual a $-\ln|\hat{V}|$ más una constante no esencial. El problema consiste entonces en maximizar, con respecto a Ω, la función objetiva $-\ln|\hat{V}|$.

REFERENCIAS

Cagan, Phillip, "The monetary dynamics of hyperinflation", en *Studies in the Quantity Theory of Money,* Milton Friedman (ed.), Chicago, University of Chicago Press, 1956.

Chu, K. y A. Feltenstein, "Extraordinary inflation: The Argentine experience", *Finance and Development*, junio 1979, 16 (2): 32–35.

Frenkel, J.A., "The forward exchange rate, expectations, and the demand for money: the German hiperinflation", *Amercian Economic Review*, vol. 67, septiembre 1977: 653–670.

Friedman, M., "Government revenue from inflation", *Journal of Political Economy*, 79, julio 1971: 846–56.

López Claros, A. "Inflation, exchange rates and monetary growth: A rational expectations study of four Latin American countries". unpublished Ph. dissertation, Duke University, 1981.

Nichols, D.A., "Some principles of inflationary finance", *Journal of Political Economy*, 82, abril 1974: 423–30.

Salemi, M.K., "Hyperinflation, exchange depreciation, and the demand for money in post world war I Germany", unpublished Ph. D. dissertation, University of Minnesota, 1976.

Sargent, T.j. y N. Wallace, "Rational expectations and the dynamics of hyperinflation", *International Economic Review*, 14, junio 1973: 328–50.

Sargent, T.J. y M.K. Salemi, "The demand for money during hiperinflation under rational expectations: II", *International Economic Review*, vol. 20, Nº 3, octubre 1979: 741–58.

Wachter, S.M., "*Latin American inflation*", Lexington books, 1976.