

En la primera sección se plantean el marco teórico de referencia e hipótesis consideradas, la segunda sección trata cuestiones metodológicas y en la tercera se verifican las hipótesis. Por último, en la cuarta sección se señalan algunas conclusiones en base a los resultados obtenidos.

I. ASPECTOS TEORICOS

El primer punto que surge en un trabajo de esta naturaleza es definir el bien objeto de análisis. La definición de dinero que se adoptó en esta oportunidad es:

$$M_2 \equiv C + DAV + DAP, \text{ donde}$$

C: circulante en poder de particulares

DAV: depósitos a la vista de particulares

DAP: depósitos a plazo de particulares

Cada uno de estos componentes se trató funcionalmente por separado por dos razones: i) considerándolos como activos sustitutos entre sí² y ii) por ser M_2 una definición, su estimación funcional agregada es menos eficiente que la estimación funcional de cada uno de sus componentes, al ser los parámetros del agregado una combinación lineal de los correspondientes a los componentes.

En general, el stock deseado de un activo financiero A_i puede expresarse como³:

$$\left(\frac{A_i}{P}\right)_t^* = f_i(r_i, \bar{r}_j, y, e, \dots), \text{ donde:}$$

P : nivel general de precios

r_i : rendimiento real del activo A_i

\bar{r}_j : vector de rendimientos reales de activos alternativos

y : nivel de ingreso real esperado

e : expectativas generales y riesgo

A nivel regional, pueden surgir variables relevantes que merezcan ser incluidas en la función, como por ejemplo, el nivel de exportaciones, que si

² BAEZ, J. C., *Estimación de componentes de la demanda de dinero*. Ensayos Económicos N° 12. B.C.R.A., Bs. As., diciembre de 1979.

³ BALIÑO, T. T., *Algunos resultados sobre la demanda de dinero en la Argentina*. Ensayos Económicos N° 1. B.C.R.A., Bs. As., marzo de 1977. págs. 7-34.

bien es un componente del PBI, sus fluctuaciones pueden, por sí mismas, afectar la demanda de activos financieros⁴; esto podría ocurrir cuando la ciudad tiene un puerto de gran importancia y canaliza la producción de una amplia zona.

Recordando que la tasa discreta de rendimiento real para un activo es $r_t = \frac{\text{rendimiento nominal} - \pi^e}{1 + \pi^e}$, donde π^e es la tasa de inflación esperada para el período, es necesario, por lo tanto, hacer hipótesis sobre el proceso de formación de expectativas inflacionarias. En el presente trabajo se adoptaron tres hipótesis sobre dicho proceso:

H_a) Predicción perfecta: $\pi_t^e = \pi_t$

H_b) "Repetición del pasado": $\pi_t^e = \pi_{t-1}$

H_c) Proceso adaptativo: $\pi_t^e = f(\pi_{t-1}, \pi_{t-2}, \dots, \pi_{t-n})$

El vector \vec{r}_t contiene los rendimientos reales de activos alternativos y su dimensión depende de la estructura de activos disponibles para la comunidad bajo estudio, suelen incluirse: rendimientos de bonos, acciones, divisas y bienes durables. En el caso de Bahía Blanca el espectro es reducido dado el escaso desarrollo de tales mercados, de allí que posiblemente sean los activos reales como bienes de capital, inmuebles, automóviles, etc., los que deberían ser considerados. La falta de series estadísticas sobre los mismos imposibilitó su inclusión en este trabajo.

La variable y (nivel de ingreso esperado) por falta de datos confiables no fue considerada. Sin embargo se han incluido las exportaciones por el puerto de Ing. White, bajo dos alternativas:

a) exportaciones del período: X_t

b) consideración de rezago de un período: X_{t-1} , para contemplar los plazos de comercialización.

Con respecto a la variable e se supuso que fue constante o que su variación se vio reflejada en la tasa de interés.

En definitiva, la demanda stock real de componentes monetarios a estimar fue:

$$(1) \left(\frac{A_i}{P} \right)_t^* = f_i (r_t, \vec{r}_t, X_t), \text{ con las correspondientes alternativas.}$$

⁴ Se agradece al Cr. O. Biondini esta sugerencia, basada en su experiencia bancaria. En la estimación hay que tener en cuenta el problema de multicolinealidad si se incluyen exportaciones e ingreso simultáneamente.

Suponiendo que el ajuste del stock actual del activo A_t al deseado A_t^* no es instantáneo, sino que por el contrario, sigue un proceso de ajuste parcial, se tiene:

$$(2) \frac{A_t}{P_t} - \frac{A_{t-1}}{P_{t-1}} = \lambda \left[\frac{A_t^*}{P_t} - \frac{A_{t-1}}{P_{t-1}} \right]$$

con $0 < \lambda < 1$, donde λ es la velocidad de ajuste.

De (1) y (2) se obtiene:

$$(3) \frac{A_t}{P_t} = \lambda f_i(r_i, \bar{r}_j, X_t) + (1 - \lambda) \frac{A_{t-1}}{P_{t-1}} \quad \text{que es la ecuación con que}$$

se trabajó econométricamente.

Dada la imposibilidad de contar con datos sobre C (circulante en poder de particulares), la ecuación (1) sólo fue aplicada los depósitos a la vista y los depósitos a plazo, constituyendo la presente, una estimación incompleta de la demanda de dinero para el partido de Bahía Blanca.

II. DATOS Y METODOS

El período muestral abarcó desde junio de 1977 hasta diciembre de 1980, durante el cual la reforma financiera del 77 alcanzó su mayor vigencia, caracterizándose por una mayor liberalización de los mercados financieros con respecto a épocas anteriores. Haber considerado una muestra mayor implicaba correr el riesgo de inestabilidad de los parámetros a estimar por cuanto podría cuestionarse fuertemente la vigencia del modelo supuesto, lo cual sumaría mayores escollos a los que resultan de las observaciones de por sí endeables.

Los datos sobre componentes monetarios para el partido de Bahía Blanca fueron obtenidos del Boletín Estadístico del B.C.R.A.⁵; dado que la frecuencia trimestral de aquellos era distinta de la fijada para el trabajo, fueron mensualizados a través de una interpolación lineal, usando los datos mensuales nacionales de los componentes monetarios como variable instrumental. Matricialmente, el método se resume en:

⁵ Sección no permanente, Depósitos bancarios por división política y localidad. Las instituciones financieras no bancarias quedan fuera de la muestra porque no figuran en esta serie.

$$[A_i]_{nx1} = [Z]_{nxn} \times [A_i^N]_{nx1} \text{ donde:}$$

$[A_i^N]_{nx1}$: matriz de datos nacionales, y

$$[Z]_{nxn} = \begin{bmatrix} z_{11} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & z_{22} & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & z_{nn} \end{bmatrix}, \text{ matriz diagonal particionada}$$

$$[Z_{ij}] = \begin{bmatrix} z_{11} & 0 & 0 \\ 0 & z_{22} & 0 \\ 0 & 0 & z_{33} \end{bmatrix}, \text{ submatriz diagonal con elementos:}$$

$$Z_{11} = \frac{A_{i,T}^r}{A_{i,T}^n}, \quad A_{i,T}^r, T: \text{ dato regional a fin del trimestre}$$

$$A_{i,T}^n, T: \text{ dato nacional a fin del trimestre}$$

$$Z_{22} = Z_{11} + 1/3 (Z_{jj} - Z_{11})$$

$$Z_{33} = Z_{11} + 2/3 (Z_{jj} - Z_{11})$$

$$Z_{jj} = \frac{A_{i,T}^r + 1}{A_{i,T}^n + 1}$$

Esta forma de interpolación se adoptó para evitar cierto “espejismo” que la misma técnica crea en cuanto al número de observaciones y su significación estadística.

La serie de tasas de interés utilizada fue obtenida de recopilaciones personales del autor, sobre depósitos a treinta días en instituciones financieras locales⁶. Según el activo que se considere, esta serie da origen a los rendimientos reales r_i y r_j .

Con respecto a la tasa de inflación esperada (π^e), especialmente la hipótesis c) formulada, es necesario realizar por separado la estimación de este argumento; aquí se adoptó el método de series temporales (procesos lineales ARIMA) sobre la base de precios mayoristas⁷.

⁶ Ver anexo.

⁷ Ver apéndice A. Se agradece a la Lic. Rosa Elías de la Universidad Nac. de Tucumán haber facilitado su estimación de π^e por este método para ser incorporada en el presente trabajo.

Referente al valor de las exportaciones por el puerto de Ing. White, se tomó como bien representativo al trigo, por ser el cereal por excelencia de la zona de influencia⁸; las exportaciones de fruta no fueron consideradas, porque, si bien su significación exportadora es notoria, su efecto multiplicador cae fuera de la zona bajo estudio.

Todas las variables monetarias fueron deflactadas por el índice de precios mayoristas —nivel general— del INDEC, a miles de pesos de 1960.

En cuanto a los métodos de estimación, se utilizaron dos técnicas: 1) mínimos cuadrados ordinarios, y 2) regresión robusta⁹, de aquí en adelante método I y método II, respectivamente.

La ecuación (1) tomó, en este trabajo, la siguiente forma matemática:

$$(1') \frac{A_i}{P}_t^* = K_i \cdot e^{a r_i} \cdot e^{b r_j} \cdot X^c, \text{ con } K_i, a, b, \text{ y } c \text{ parámetros.}$$

El proceso de ajuste parcial (2), puede expresarse como:

$$(2') \frac{A_i}{P}_t / \frac{A_i}{P}_{t-1} = \left[\frac{A_i}{P}_t^* / \frac{A_i}{P}_{t-1} \right]^\lambda, \text{ aplicando logaritmo natural a}$$

(1') y (2'), y reemplazando se llega a:

$$(3') \text{Ln} \frac{A_i}{P}_t = \lambda \text{Ln} K_i + \lambda a \cdot r_i + \lambda b \cdot r_j + \lambda c \cdot \text{Ln} X + (1-\lambda) \cdot \text{Ln} \frac{A_i}{P}_{t-1}$$

ecuación directamente estimable por los métodos I y II.

Los parámetros de la ecuación (3') tienen el siguiente significado económico:

λa : semielasticidad de corto plazo del activo i con respecto a su propio rendimiento;

λb : semielasticidad de corto plazo cruzada del activo i con respecto al rendimiento del activo j ;

λc : elasticidad de corto plazo del activo i con respecto al nivel de exportaciones.

⁸ Ver anexo B.

⁹ YOHAI, V., *Regresión robusta*, Doc. de Trabajo N° 9., C.E.M.A., Buenos Aires, diciembre de 1979. Ver apéndice A.

La división de los anteriores parámetros por λ convierte a éstos en los exponentes de (1'), es decir, las semielasticidades y elasticidades de largo plazo, entendiéndose por éste, al período de ajuste total del stock actual al deseado.

III. RESULTADOS OBTENIDOS

Las estimaciones por el método I de la ecuación (3') para los dos activos bajo análisis, depósitos a la vista de particulares (DAV) y depósitos a plazo de particulares (DAP) aparecen en los cuadros I, II y III.

En las últimas tres columnas de cada cuadro figura el valor de los estadísticos: R^2 corregido, desviación estandar de la regresión ($\sigma_{\hat{u}}$) y el test H de Durbin, cuyo valor indica la presencia o no de autocorrelación en los residuos ¹⁰. Los valores entre paréntesis, debajo de cada coeficiente estimado, corresponden al estadístico T-Student que verifica la significación de los mismos.

Para los depósitos a la vista y con un nivel de confianza de $\alpha = 0,05$, las ecuaciones 4 y 7 son las que mejor ajustaron (ver cuadro I). Las exportaciones del período (X_t) y las del período anterior (X_{t-1}), no tuvieron significación y su inclusión alcanzó el mejor ajuste en la regresión 5 bajo la hipótesis b) de inflación esperada.

En el cuadro II se resumen los resultados para los depósitos a plazo. A pesar de un R^2 mayor para todas las alternativas que los correspondientes a los depósitos a la vista, sólo la constante y la variable rezagada tienen significado econométrico; la semielasticidad cruzada entre los depósitos a plazo y rendimiento real de los depósitos a la vista, tiene escasa importancia y su valor no difiere de cero, ésto induciría a pensar que dicho parámetro refleja no sólo el efecto sustitución puro, sino también el efecto ingreso que el cambio r_j provoca en los DAP ¹¹.

Por esta razón se eliminó la variable rendimiento alternativo de la función (3') para los DAP, obteniéndose los resultados del cuadro III. La ecuación 1 bajo la hipótesis de predicción perfecta en la inflación esperada alcanza un mejor resultado que el resto; nuevamente el nivel de exportación no tiene significación.

Las estimaciones por el método II tuvieron por finalidad eliminar errores groseros en las observaciones que pudieran haberse cometido y/u observaciones atípicas. La corrección se realiza a través de ponderaciones menores para residuos grandes obtenidos de una estimación inicial mínimo-cuadrática y sucesivas iteraciones. Para el presente trabajo se utilizó la función de pesos de Huber ¹².

¹⁰ JOHNSTON J., *Métodos de Econometría*, Ed. Vicens, Barcelona, 1977, págs. 331-333. Este test reemplaza al test Durbin-Watson puesto que la variable dependiente aparece rezagada en la regresión.

¹¹ BAEZ, op. cit., encuentra resultados similares pero en la semielasticidad cruzada de M_1 con respecto al rendimiento de los depósitos a plazo.

¹² Ver apéndice A.

Cuadro I

Reg.	Const. Bo	Hipótesis para r_i			Hipótesis para r_j			Ln X_t	Ln X_{t-1}	Ln DAV _{t-1}	R^2_C	σ_u	Test H
		a) $\pi^e = \pi_t$	b) $\pi^e = \pi_{t-1}$	c) $\pi^e = \pi^*$	a) $\pi^e = \pi_t$	b) $\pi^e = \pi_{t-1}$	c) $\pi^e = \pi^*$						
1	0,81608 (2,71)	0,02979 (3,16)			-0,0188 (1,94)					0,85005 (12,14)	0,79	0,0783	0,30
2	0,88073 (2,84)	0,02872 (3,023)			-0,0181 (1,86)			0,0077 (0,91)		0,82836 (11,18)	0,789	0,0785	0,23
3	0,85898 (2,68)	0,02955 (3,10)			-0,0185 (1,89)				0,00371 (0,43)	0,8372 (10,9)	0,785	0,0792	0,30
4	0,8879 (2,82)		0,0285 (2,92)		-0,0231 (2,21)					0,83183 (11,33)	0,770	0,082	-0,07
5	0,96116 (2,97)		0,0274 (2,78)		-0,0220 (2,10)			0,00902 (1,02)		0,80714 (10,45)	0,77	0,0819	-0,11
6	0,92809 (2,76)		0,0283 (2,86)		-0,0229 (2,16)				0,0034 (0,38)	0,81981 (10,17)	0,764	0,0829	-0,09
7	0,91444 (2,80)			0,03013 (2,98)			-0,0232 (2,09)			0,82818 (11,02)	0,769	0,0821	0,00
8	0,99172 (2,96)			0,0290 (2,85)			-0,0219 (1,96)	0,0092 (1,04)		0,80248 (10,15)	0,769	0,082	-0,05
9	0,96179 (2,76)			0,02996 (2,92)			-0,0227 (2,02)		0,0038 (0,42)	0,81430 (9,84)	0,764	0,083	-0,02

Cuadro II

Reg.	Const. Bo	Hipótesis para r_i			Hipótesis para r_i			Ln X_i	Ln X_{i-1}	Ln DAP _{t-1}	R^2_c	$\sigma_{\hat{u}}$	Test H
		a) $\pi^e = \pi_t$	b) $\pi^e = \pi_{t-1}$	c) $\pi^e = \pi^*$	a) $\pi^e = \pi_t$	b) $\pi^e = \pi_{t-1}$	c) $\pi^e = \pi$						
1	0.5222 (3.0)	0.0067 (1.03)			0.00388 (0.53)					0.9131 (36.4)	0.989	0.037	-1.07
2	0.4722 (2.58)	0.0080 (1.21)			0.00215 (0.28)			0.00353 (0.89)		0.9186 (35.4)	0.989	0.0375	-1.09
3	0.4491 (2.5)	0.0086 (1.32)			0.00166 (0.22)				0.0052 (1.38)	0.9215 (36.1)	0.989	0.0369	-1.49
4	0.31617 (1.52)		0.0062 (0.78)			-0.0036 (0.42)				0.9429 (31.4)	0.983	0.046	-0.29
5	0.2494 (1.15)		0.0080 (0.92)			-0.0058 (0.66)		0.00513 (1.06)		0.9502 (30.9)	0.983	0.046	-0.27
6	0.24064 (1.10)		0.0080 (0.99)			-0.0058 (0.66)			0.0052 (1.11)	0.9517 (30.82)	0.983	0.0459	-0.59
7	0.2945 (1.40)			0.0064 (0.77)			-0.0037 (0.41)			0.9469 (31.67)	0.983	0.0464	-0.00
8	0.2257 (1.03)			0.0081 (0.97)			-0.0061 (0.66)	0.00531 (1.09)		0.9543 (31.23)	0.983	0.0463	-0.00
9	0.2174 (0.99)			0.0082 (0.98)			-0.0061 (0.66)		0.0055 (1.15)	0.9557 (31.12)	0.983	0.9462	-0.33

Cuadro III

Reg.	Const.	Hipótesis para r_t			Ln X_t	Ln X_{t-1}	Ln DAP _{t-1}	R^2_c	σ_u	Test H
		a) $\pi^e = \pi_t$	b) $\pi^e = \pi_{t-1}$	c) $\pi^e = \pi^*$						
1	0,4405 (5,28)	0,0099 (4,68)					0,92369 (59,7)	0,989	0,037	-0,98
2	0,4258 (5,03)	0,0098 (4,64)			0,0038 (1,01)		0,92461 (59,7)	0,989	0,037	-1,03
3	0,4132 (4,91)	0,0100 (4,81)				0,0054 (1,48)	0,92613 (60,51)	0,989	0,036	-1,462
4	0,3915 (3,82)		0,00315 (1,10)				0,93327 (49,18)	0,983	0,045	-0,27
5	0,3747 (3,59)		0,0030 (1,05)		0,0043 (0,94)		0,93432 (49,0)	0,983	0,0450	-0,26
6	0,3672 (3,48)		0,0029 (1,04)			0,0045 (0,99)	0,93561 (44,91)	0,983	0,0456	-0,53
7	0,3701 (3,63)		(0,79)	0,0035			0,93739 (49,66)	0,983	0,0459	-0,022
8	0,3536 (3,41)			0,0034 (0,77)	0,0045 (0,97)		0,9383 (49,61)	0,983	0,046	-0,02
9	0,3455 (3,30)			0,0035 (0,78)		0,0048 (1,04)	0,93965 (49,51)	0,983	0,0459	-0,314

Cuadro IV

Reg.	Const. Bo	Hipótesis para r_i			Hipótesis para r_j			$\ln X_t$	$\ln X_{t-1}$	\ln DAV _{t-1}	R_c^2	$\sigma_{\hat{u}}$	Test χ^2
		a) $\pi^e = \pi_t$	b) $\pi^e = \pi_{t-1}$	c) $\pi^e = \pi^*$	a) $\pi^e = \pi_t$	b) $\pi^e = \pi_{t-1}$	c) $\pi^e = \pi^*$						
1	0,99962 (3,47)	0,0296 (3,29)			-0,0175 (1,90)			0,00777 (0,99)		0,80529 (12,0)	0,796	0,0783	0,0432 (0,28)
2	1,06354 (3,70)	0,0286 (3,24)			-0,0171 (1,90)					0,78417 (11,4)	0,785	0,0792	0,0324 (0,21)
3	1,03812 (3,43)	0,0294 (3,26)			-0,0173 (1,87)				0,0036 (0,44)	0,79376 (10,9)	0,79	0,0783	0,0441 (0,28)
4	1,14012 (3,70)		0,02697 (3,10)			-0,02233 (2,18)				0,77280 (10,7)	0,772	0,0827	-0,0296 (0,19)
5	1,25741 (4,36)		0,02842 (3,23)			-0,0211 (2,26)		0,0101 (1,29)		0,73699 (10,7)	0,776	0,0809	-0,017 (0,11)
6	1,19257 (3,79)		0,02958 (3,18)			-0,0223 (2,25)			0,0046 (0,52)	0,7577 (10,0)	0,761	0,0835	-0,0254 (0,16)
7	1,16093 (3,57)			0,03184 (3,16)			-0,0219 (1,99)			0,77160 (10,3)	0,761	0,0846	-0,0224 (0,14)
8	1,29469 (4,30)			0,03077 (3,36)			-0,0206 (2,05)	0,0103 (1,30)		0,7319 (10,2)	0,771	0,0818	-0,0107 (0,07)
9	1,23951 (3,76)			0,03183 (3,29)			-0,0218 (2,05)		0,0497 (0,58)	0,7499 (9,59)	0,757	0,0843	-0,0151 (0,09)

Cuadro V

Reg.	Const.	Hipótesis para r_i			Ln X_t	Ln X_{t-1}	Ln DAP_{t-1}	R^2_c	σ_u	Test Q
		a) $\pi^e = \pi_t$	b) $\pi^e = \pi_{t-1}$	c) $\pi^e = \pi^*$						
1	0,4227 (5,73)	0,00953 (5,06)					0,992	0,0322	-0,1634 (1,05)	
2	0,4036 (5,59)	0,00945 (5,19)			0,00422 (1,31)		0,991	0,0330	-0,1639 (1,05)	
3	0,3752 (5,52)	0,00950 (5,60)				0,00763 (2,57)	0,992	0,0305	-0,2279 (1,47)	
4	0,3705 (3,58)		0,0033 (1,17)				0,986	0,0421	-0,0661 (0,42)	
5	0,3580 (3,57)		0,0035 (1,28)		0,00543 (1,21)		0,99	0,0346	0,0616 (0,39)	
6	0,3226 (3,51)		0,0035 (1,41)			0,00815 (2,03)	0,990	0,0358	-0,1088 (0,69)	
7	0,3460 (3,47)			0,0043 (0,98)			0,986	0,0421	-0,042 (0,27)	
8	0,3308 (3,37)			0,0045 (1,06)	0,00555 (1,25)		0,989	0,0368	-0,0412 (0,26)	
9	0,2984 (3,29)			0,0050 (1,28)		0,00852 (2,12)	0,989	0,0368	-0,0852 (0,54)	

Dado que el programa de cómputo disponible no calcula el test H de Durbin ya mencionado, se improvisó un test ρ que aparece en la última columna de los cuadros IV y V como sustituto imperfecto de aquel¹³; el valor entre paréntesis corresponde al test T-Student del parámetro.

Para los DAV, según el cuadro IV, el mejor resultado se alcanzó en la regresión 4 con $\pi^e = \pi_{t-1}$; de nuevo X_t no tuvo relevancia aunque su inclusión en 5 mejoró muy levemente la regresión total si se comparan R_c^2 y $\sigma_{\hat{u}}$

El cuadro V reseña las regresiones de los DAP logrando la ecuación 3 el mejor ajuste bajo la hipótesis $\pi^e = \pi_t$. Como se puede apreciar, las exportaciones rezagadas un período, logran significado para $\alpha = 0,05$. Por las mismas razones expuestas al analizar el cuadro II, se eliminó el rendimiento alternativo para los depósitos a plazo.

De los cuadros I, III, IV, y V, y dado que el parámetro de la variable dependiente rezagada es igual a $1-\lambda$, se obtuvieron las semielasticidades de largo plazo. Eligiendo las ecuaciones 4, 1, 4 y 3 de los mencionados cuadros, respectivamente, se llegan a las siguientes semielasticidades de corto y largo plazo:

		Método I				Método II			
semi-elast.	A_t	semi-elast. propia		semi-elast. cruzada		semi-elast. propia		semi-elast. cruzada	
		corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo
	DAV	0,0285	0,1695	-0,0231	-0,1376	0,0297	0,1306	-0,0223	-0,0983
	DAP	0,0099	0,1308	—	—	0,0094	0,1384	—	—

IV. CONCLUSIONES

Desde el punto de vista econométrico, los resultados obtenidos por los métodos I y II son similares y muestran cierta fragilidad al analizar los parámetros estimados. Una explicación radicaría en la confiabilidad de los datos; debe recordarse que la mensualización resultó de una interpolación de datos trimestrales lo cual crea cierto "espejismo" en las observaciones. Otra razón estribaría en errores de especificación atribuibles a la falta de variables explicativas, la carencia de series adecuadas imposibilitó la inclusión de alguna de ellas (rendimiento de bienes durables, ingreso regional, etc.).

Con las reservas señaladas anteriormente, se pueden enumerar algunas conclusiones de carácter económico:

¹³ Se supuso la hipótesis de autocorrelación de primer orden en los residuos: $u_t = \rho u_{t-1} + \xi_t$, con $E(\xi_t) = 0$; los valores estimados por M.C.O. de ρ aparecen en la mencionada columna.

1°) Una manifiesta inelasticidad en los componentes monetarios tanto en la propia como en la cruzada (ver cuadro VI). La nula semielasticidad cruzada de los DAP obedecería a un efecto ingreso compensatorio.

2°) La variable nivel de exportaciones no tiene evidencias de significatividad pese a las presunciones en contrario.

3°) Las velocidades de ajuste, resultantes de las regresiones 4 y 1 de los cuadros I y III, son: $\lambda_{DAV} = 0,168$ y $\lambda_{DAP} = 0,076$, lo cual corrobora la proposición teórica de que los activos más líquidos se ajustan a mayor velocidad.

4°) En cuanto a la inflación esperada, no hay unicidad en la hipótesis por cuanto para los DAV es $\pi^e = \pi_{t-1}$ ("repetición del pasado") y para los DAP es $\pi^e = \pi_t$ (predicción perfecta), las que mejor ajustaron a los datos: esto llevaría a plantear otra hipótesis de expectativas inflacionarias que comprenda a estas dos¹⁴.

Como posible extensión del presente análisis cabe indicar: i) trabajar con frecuencia trimestral y un período más largo, aún a costa de presunta inestabilidad de los parámetros a estimar, ii) incorporar restricciones "a priori" sobre los parámetros fundamentadas en criterios microeconómicos¹⁵.

Apéndice A Regresión robusta *

En los modelos generales de regresión de la forma:

$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \dots + \beta_k X_{kt} + u_t$ con $t = 1, \dots, n$, se formulan las siguientes hipótesis sobre los u_t :

- a) $E(u_t) = 0$;
- b) los u_t tienen la misma distribución de probabilidad;
- c) los u_t son independientes;
- d) $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ (distribución normal).

De lo anterior se puede demostrar que los estimadores de $\bar{\beta}$ (vector de elementos $\beta_i, i = 1, \dots, k$) obtenidos por el método de mínimos cuadrados son insesgados, de máxima verosimilitud y eficientes.

Cuando en las series económicas se encuentran observaciones atípicas o con errores grandes de medición, que hacen dudar de la validez de la hipótesis d), los estimadores minimocuadráticos pierden eficiencia. Por tal motivo, el concepto de estimador robusto adquiere relevancia, entendiéndose por tales a aquellos que son eficientes para una distribución F como

¹⁴ SALAMA, E., *Demanda de dinero y formación de expectativas*. Serie Estudios Técnicos N° 32, B.C.R.A., Bs. As., mayo 1978. Considera el esquema de formación de expectativas de J. Frenkel con resultados similares a los obtenidos con un esquema adaptativo del tipo Cagan.

¹⁵ BAEZ, J. C., op. cit.

* Se recomienda al lector interesado, consultar Yohai, V: op. cit.

para distribuciones cercanas a ésta (con algún grado de contaminación en los errores). en particular si F es normal.

Si F es conocida. la función de verosimilitud es:

$$(1) L(u_1, \dots, u_n, \vec{\theta}) = \prod_{t=1}^n f(u_t), \text{ donde } f \text{ es la función densidad}$$

de F y $u_t = y_t - \vec{X}'_t \vec{\theta}$. reemplazando:

$$(2) L(u_1, \dots, u_n, \vec{\theta}) = \prod_{t=1}^n f(y_t - \vec{X}'_t \vec{\theta}), \text{ tomando logaritmos naturales en}$$

ambos miembros: se obtiene:

$$(3) \ln L(u_1, \dots, u_n, \vec{\theta}) = \sum_{t=1}^n \ln f(y_t - \vec{X}'_t \vec{\theta})$$

Si se define $j_f = -\ln f(u_t)$, el estimador máximo verosímil será aquel que minimiza:

$$(4) \sum_{t=1}^n j_f(y_t - \vec{X}'_t \vec{\theta}). \text{ en particular, si } f \text{ es densidad de una } N(0, \sigma^2), \text{ re-$$

sultará $\hat{\theta}^*$ minimocuadrático.

Derivando (4) con respecto a θ_i se obtienen:

$$(5) \sum_{t=1}^n j'_f(y_t - \vec{X}'_t \vec{\theta}) \vec{X}_t = \vec{0}$$

Pero F es desconocida. por lo tanto (5) no es de utilidad directa. salvo que se halle una j_f que satisfaga las condiciones de robustez: i) $E[j'(u_t)] = 0$ y ii) la matriz de covarianzas de los estimadores sea estable en cercanías de F.

Huber¹ propone una función $j^* = \sigma^2 j_m(u/\sigma)$. con

$$(6) j_m(u) = \begin{cases} \frac{u^2}{2} & \text{si } |u| \leq m \\ -\frac{m^2}{2} - mu & \text{si } u < -m \\ -\frac{m^2}{2} + mu & \text{si } u > m \end{cases}; \text{ implica } j'(u) = \begin{cases} u & \text{si } |u| < m \\ -m & \text{si } u < -m \\ m & \text{si } u > m \end{cases}$$

donde m depende del grado de contaminación de los errores.

Reemplazando en (5) se tiene:

$$(7) \sum_{t=1}^n j'_f \left(\frac{y_t - \vec{X}'_t \vec{\theta}}{\sigma} \right) \vec{X}_t = \vec{0}. \text{ este sistema es invariante de unidades de}$$

medida por estar dividido por σ .

¹ HUBER. P.. Robust estimation of a location paramater. Annals of mathematical statistic. vol. 35. 1964. pág. 73-101.

A efectos de realizar los cálculos se sustituye (7) por:

$$(8) \sum_{t=1}^n (y_t - \bar{X}'_t \bar{\Theta}) \bar{X}'_t w_t = \bar{O}, \text{ donde}$$

$$(9) w_t = \frac{w(y_t - \bar{X}'_t \bar{\Theta})}{\hat{\sigma}} \quad \text{y} \quad w(u_t) = \frac{j'(u_t)}{u}$$

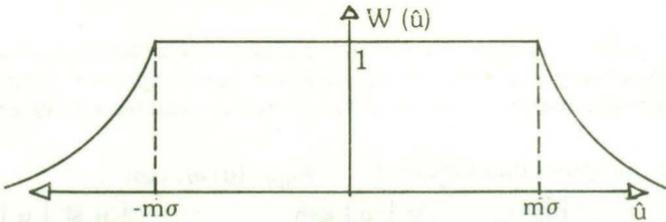
La ecuación (8) permite calcular los $\hat{\Theta}$ estimadores minimocuadráticos ponderados con pesos w_t , es decir, el valor que minimiza

$$(y_t - \bar{X}'_t \bar{\Theta})^2 w_t$$

De (9) y (6) se llega a:

$$W_t = \begin{cases} 1 & \text{si } |\hat{u}| \leq m \hat{\sigma} \\ \frac{m}{u} & \text{si } |\hat{u}| > m \hat{\sigma} \end{cases}$$

Este factor de ponderación le da menor peso a los \hat{u} groseros como puede verse en el siguiente gráfico:



Los algoritmos de cálculo comienzan con una estimación inicial por el método de mínimos cuadrados ordinarios obteniendo los $\sigma^{(0)}$, $\hat{\Theta}^{(0)}$ para calcular los $w_t^{(0)}$, con estos pesos en una segunda iteración se calculan $\sigma^{(1)}$, $\hat{\Theta}^{(1)}$ y de aquí a $w_t^{(1)}$; y así hasta llegar a una diferencia despreciable entre dos iteraciones sucesivas.

Apéndice B

Procesos lineales ARIMA *

Dada una serie temporal X_1, X_2, \dots, X_T , con $t = 1, 2, \dots, T$ períodos regulares, el objetivo es encontrar modelos de predicción para series de este tipo.

Suponiendo: 1) X_i es una variable aleatoria continua normal, 2) $E(X_i) = \mu_i$ con $i = 1, 2, \dots, T$, 3) $\text{Var}(X_i) = \sigma_{ii}$, y 4) $\text{Cov}(X_i, X_j) = \text{Cov}(X_j, X_i) = \sigma_{ij}$, implica que Σ_{ij} : matriz de covarianzas de orden $T \times T$ es simétrica, el número de parámetros a estimar es: $t + \frac{T(T+1)}{2}$;

dado que la cantidad es alta es necesario realizar un supuesto adicional: series estacionarias.

Series estacionarias

Se dice que una serie es estacionaria si pertenece a un proceso aleatorio que no cambia en el tiempo, es decir, i) X_1, \dots, X_T y X_{k+1}, \dots, X_{k+T} tienen la misma distribución conjunta, y ii) cualquier subconjunto de X_1, \dots, X_T cumple con i).

Esto lleva a que el número de parámetros anterior se reduzca notablemente dado que: $E(X_i) = \mu_0$, $\text{Var}(X_i) = \sigma_0^2$ y $\text{Cov}(X_i, X_{i+j}) = \text{Cov}(X_i, X_{i-j}) = \sigma_{ij}^2$, por lo tanto, el número de parámetros a estimar es $T + 1$.

$$\text{Definiendo } \varphi(X_i, X_{i+j}) = \frac{\text{Cov}(X_i, X_{i+j})}{\text{Var}(X_i)^{1/2} \cdot \text{Var}(X_j)^{1/2}} = \frac{\sigma_{ij}^2}{\sigma_0^2} = \varphi_j,$$

se complementa el conjunto de parámetros anterior y permite utilizar el correlograma resultante (los valores de φ en función de j), en la identificación de las series bajo estudio. Los estimadores de estos parámetros se obtienen por los métodos estadísticos convencionales.

Se considera a una serie de tiempo u_t como "ruido blanco" si reúne las siguientes características:

- a) $E(u_i) = 0$, $i = 1, \dots, T$
- b) $\text{Cov}(u_i, u_j) = 0$ con $i \neq j$
- c) u_i tienen igual distribución
- d) $\text{Var}(u_i) = \sigma_u^2$

* Para un tratamiento amplio puede consultarse BOX, G. y JENKINS, G., *Times series analysis forecasting and control*, Holden-Day, San Francisco, 1970.

Esto permite expresar la serie X_t de la siguiente forma:

$$\Psi(B) = \delta + 1 + \sum_{i=1}^{\infty} \Psi_i B^i \text{ con } B^i \text{ operador de rezago y } \delta = \text{constante}$$

$$X_t = \Psi(B) u_t = \delta + \mu + \sum_{i=1}^{\infty} \Psi_i B^i u_t = \delta + \mu_1 + \sum_{i=1}^{\infty} \Psi_i u_{t-i}$$

El tipo de proceso es lineal y descompone el valor observado de X_t en dos partes: i) $\delta + u_t$ "innovación" y ii) $\sum \Psi_i u_{t-i}$, información del pasado.

Si $\sum_{i=1}^{\infty} \Psi_i u_{t-i} = \sum_{i=1}^n \pi_i X_{t-i}$, se dice que el polinomio $\Psi(B)$ tiene un operador polinomial inverso $\pi(B)$, por cuanto:

$$X_t = u_t + \sum_{i=1}^n \pi_i X_{t-i} \text{ con } \delta = 0$$

$$u_t = X_t - \sum_{i=1}^n \pi_i X_{t-i}$$

$$\pi(B) = 1 - \sum_{i=1}^n \pi_i B^i \text{ es un operador, por lo tanto}$$

$u_t = \pi(B) X_t$, implica $\pi(B) = [\Psi(B)]^{-1}$ condición de invertibilidad. La condición de estacionariedad es que $\Psi(B)$ sea convergente para todo B y el valor absoluto de sus raíces sea menor que 1.

De lo anterior se deducen casos particulares de procesos lineales:

a) AR(p): proceso autorregresivo de orden p.

$$X_t = \delta + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + u_t \text{ con } u_t \text{ "ruido blanco"}$$

$$\text{ó } \tilde{X}_t = \phi_1 \tilde{X}_{t-1} + \dots + \phi_p \tilde{X}_{t-p} + u_t \text{ si } X_t \text{ es centrada en } \mu_0.$$

Se puede escribir $\tilde{X}_t = [\phi(B)]^{-1} u_t$ donde $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$, si cumple con las condiciones de estacionariedad que para este proceso implican que las raíces de $\phi(B)$ sean de módulo mayor que 1.

b) MA (q): promedios móviles de orden q.

$$X_t = \delta + u_t - \theta_1 u_{t-1} - \dots - \theta_q u_{t-q} \text{ con } u_t \text{ "ruido blanco"}$$

$$\text{ó } \tilde{X}_t = \Theta(B) u_t \text{ dado que } E(X_t) = \delta$$

Se puede escribir $[\Theta(B)]^{-1} \tilde{X}_t = u_t$ si $[\Theta(B)]^{-1}$ cumple con las condiciones de invertibilidad, es decir, las raíces de $\Theta(B)$ deben tener módulo mayor que 1.

c) ARMA (p,q): procesos mixtos.

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + u_t - \Theta_1 u_{t-1} - \dots - \Theta_q u_{t-q} + \delta$$

$$\text{ó } \phi(B) X_t = \Theta(B) u_t + \delta$$

Donde las condiciones de invertibilidad y estacionariedad se deben satisfacer en los polinomios $\Theta(B)$ y $\phi(B)$ respectivamente.

Series no estacionarias

Cuando la serie X_t no fluctúa alrededor de su media sino que incorpora tendencia o que sin tenerla su comportamiento es errático, se dice que la misma es no estacionaria.

La tarea es transformar la serie X_t en una estacionaria a través de diferenciaciones sucesivas de la siguiente forma:

$$W_t = (1-B)^d X_t, \text{ con } d: \text{ orden de diferenciación.}$$

La variable W_t , ahora estacionaria, puede seguir cualquiera de los procesos señalados anteriormente, con las denominaciones ARI (p,d), IMA (d,q) y ARIMA (p,d,q). Los procesos estacionarios y no estacionarios pueden tener, a su vez, estacionalidad, en el sentido usual del término; dado que el proceso identificado y estimado para este trabajo no tiene tal atributo, tales modelos no son considerados en este apéndice.

Identificación

Por intermedio de la forma que adopte el correlograma y el correlograma parcial, entendiéndose por tal al que resulta de correlacionar X_t y X_{t-k} cuando las demás X_i permanecen constantes, se pueden identificar los procesos lineales anteriores.

Para un proceso AR (p), la función de autocorrelación parcial se anula para $k > p$ y el correlograma decrece exponencialmente. En un MA (q), el correlograma se anula para $k > q$ y el correlograma parcial decrece exponencialmente. En un ARMA (p,q), ambos correlogramas decrecen exponencialmente, a partir de $k > q-p$ en el correlograma y $k > p-q$ en el correlograma parcial.

En caso de que el correlograma de X_t presenta un decrecimiento aproximadamente lineal, esto identifica la presencia de una serie no estacionaria, lo cual exige diferenciar d veces hasta que desaparezca dicha linealidad.

Para el presente trabajo, se utilizó la diferencia relativa del nivel general de precios mayoristas como serie original para la estimación de π^e . Se identificó y estimó un proceso ARIMA (p = 1, d = 1, q = 1), habiéndose tomado el período enero de 1970 a febrero de 1981.

La estimación del proceso identificado dió por resultado:

$$W_t = 0,45156 W_{t-1} + u_t - 0,88436 u_{t-1}, \quad \sigma_{\hat{u}} = 0,029131,$$

(4.06) (14,9)

donde: $W_t = (1-B) X_t$, y X_t : diferencia relativa de precios mayoristas. Los números entre paréntesis, debajo de los coeficientes, indican el valor del T-test correspondiente.

Rodolfo Romanelli
Universidad Nacional del Sur, Bahía Blanca

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

APARCIO, H. *Los depósitos bancarios en Argentina. Distribución regional y tasa de interés*, Serie de Estudios Técnicos N° 16, B.C.R.A., Buenos Aires, abril de 1976.

ARNAUDO, A., *Economía monetaria empírica. Una revisión de los estudios para Argentina*. Revista Argentina de Finanzas, año I, N° 1, I.A.R.I., Buenos Aires, diciembre de 1976.

BAEZ, J. C., *Estimación de componentes de la demanda de dinero*. Ensayos Económicos, N° 12, B.C.R.A., Buenos Aires, diciembre de 1979, págs. 35-68.

BALIÑO, T., *Algunos resultados sobre la demanda de dinero en Argentina*. Ensayos Económicos, N° 1, B.C.R.A., Buenos Aires, marzo de 1977, págs. 7-34.

BOX, G. y JENKINS, G., *Times Series analysis forecasting and control*. Holden-Day, San Francisco, 1970.

CRAMER, J. S., *Econometría empírica*, F.C.E., México, 1973.

JOHNSTON, J., *Métodos de econometría*. Ed. Vicens, Barcelona, 1977.

LAIDLER, D., *La demanda de dinero: teoría y evidencias*. Ed. Bosh, Barcelona, 1972.

SALAMA, E., *Demanda de dinero y formación de expectativas*. Serie de Estudios Técnicos N° 32, B.C.R.A., Buenos Aires, mayo de 1978.

YOHAI, V., *Regresión robusta*. Doc. de Trabajo N° 9, C.E.M.A., Buenos Aires, diciembre de 1979.

ANEXO A
TASA DE INTERES NOMINAL MENSUAL EN % (s/dep. 30 días)

Año	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Setiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre
1977						6,22	6,48	7,36	8,07	9,74	10,46	10,84
1978	10,8	8,8	7,4	7,06	7,18	7,4	7,24	7,08	6,66	6,72	6,92	7,02
1979	7,03	6,6	6,51	6,52	6,56	6,66	7,05	7,35	7,5	7,35	6,71	6,40
1980	6,12	5,52	5,0	4,9	4,92	5,63	6,17	5,74	4,78	4,73	5,01	5,56

Fuente: Diario "Ambito Financiero"

ANEXO B
EXPORTACIONES DE TRIGO POR EL PUERTO DE ING. WHITE (mill.de \$)

Año	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Setiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre
1977						8590,4	4646,2	7084,4	3238,8	3378,1	3492,6	1349,1
1978	761,6	2995,1	7941,7	1804,8	--	1228,0	--	--	--	--	--	3963,2
1979	12044,2	30640,2	28277,8	21779,7	22524,7	11867,3	24194,3	15621,1	15403,1	16132,9	31233,7	63646,5
1980	74167,6	103998,3	100167,6	43815,3	4954,3	1482,3	--	--	17829,6	29745,3	69085,6	42450,4

Fuente: Diario "La Nueva Provincia" y Cámara Arbitral de Cereales de Bahía Blanca