

## UN ANALISIS ECONOMETRICO DE LA RELACION ENTRE LA TASA DE INTERES REAL Y EXPECTATIVAS DE INFLACION

HUGO BALACCO\* Y GISELA WAISMAN\*\*

### I. Introducción

El objetivo central de este estudio es el de realizar una investigación empírica de la relación existente entre la tasa de interés real ex-ante y las expectativas de inflación. Este análisis debe ser considerado como una continuación del trabajo de Balacco (1992), "Una aproximación econométrica a los determinantes de la tasa de interés nominal en la Argentina", presentado por el autor en la XXVII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Universidad de San Andrés, Buenos Aires, Noviembre de 1992<sup>1</sup>.

La investigación econométrica se basa en dos metodologías. En primer lugar, se utiliza el programa VAR (Vectores Autorregresivos) en un análisis de precedencia temporal multivariado. Posteriormente, se intenta la obtención de una forma general dinámica utilizando el método "de general a particular" del Profesor David F. Hendry.

El sistema está integrado por las siguientes variables: la tasa de interés real ex-ante, la tasa de inflación, un indicador del nivel de actividad económica, el agregado monetario M1 en términos reales y la tasa de cambio nominal de este agregado monetario.

Los resultados se presentan para un subperíodo que cubre un espacio muestral que va desde junio de 1985 hasta abril de 1991, y para otro subperíodo que se extiende desde junio de 1985 hasta mayo de 1994. Los datos utilizados son de frecuencia mensual y las variables han sido seleccionadas sobre la

\* Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Cuyo.

\*\* Instituto Torcuato Di Tella.

<sup>1</sup> El autor reconoce que los comentarios de Navarro, A. y Ahumada, H., en particular cuestionando el supuesto de "tasa de interés real constante", motivaron la realización de este trabajo.

base de los antecedentes y bibliografía consultada.

La relación entre la tasa de interés real y las expectativas de inflación ha recibido gran atención por parte de los economistas, no sólo en el plano teórico sino también en el empírico.

El tema central desde el cuál ha surgido la discusión ha sido, sin lugar a dudas, el supuesto de tasa de interés real constante a partir de la relación de Fisher (1930) :

$$R_t = r_t + \pi_t^* \quad (1)$$

donde:

$R_t$  : es la tasa de interés nominal

$r_t$  : es la tasa de interés real ex-ante

$\pi_t^*$  : es la variable que mide las expectativas de inflación

Mundell (1963) analiza desde un punto de vista teórico la relación entre la tasa de interés real ex-ante y las expectativas de inflación, utilizando un diagrama convencional de IS-LM. El autor concluye que la tasa de interés nominal crece en menor proporción que la tasa de inflación debido a la declinación que se produce en los balances reales y, por lo tanto, en la riqueza<sup>2</sup>.

Fama (1975) realiza un análisis preponderantemente empírico sobre la base de la tasa de interés nominal de corto plazo (U.S. Treasury Bills rate) como predictor de la tasa de inflación. La principal conclusión del autor es la aceptación de la hipótesis conjunta de mercado eficiente (Treasury Bills market) y constancia de la tasa de interés real ex-ante para el período 1953-1971.

Carlson, Joines and Nelson and Schwert, en una serie de artículos publicados en The American Economic Review (vol. 67, number 3, June

<sup>2</sup> "...the conclusion is based on the fact that inflation reduces real money balances and that the resulting decline in wealth stimulates increased saving"..., Mundell, R., "Inflation and Real Interest", the Journal of Political Economy, vol LXXI, June 1963, N°3, pages 280-283.

1977) discuten la validez empírica de la hipótesis conjunta de Fama (1975). Dentro de este contexto, Nelson and Schwert destacan la existencia de una covarianza negativa entre la tasa de interés real ex-ante y las expectativas de inflación. Sin embargo, Fama, en un trabajo posterior realizado en 1977 vuelve a ratificar y confirmar su tesis sostenida en 1975<sup>3</sup>.

Tanzi (1980) analiza el comportamiento de la tasa de interés nominal para los Estados Unidos en el período 1952-1975, bajo varias hipótesis de formación de expectativas para la tasa de inflación. La principal conclusión del trabajo está relacionada con la no constancia de la tasa de interés real, especialmente cuando la hipótesis de Fisher se completa con una medida del nivel de actividad económica.

Litterman and Weiss (1984) reexaminan la relación entre dinero, tasa de interés real y producto sobre la base de datos de post-guerra. Uno de los resultados empíricos obtenidos por los autores es que no se puede rechazar la hipótesis conjunta de que el proceso de formación de expectativas es racional y que la tasa de interés ex-ante es exógena. No obstante ello, los autores destacan una fuerte correlación existente entre la tasa de interés real ex-ante y las expectativas de inflación<sup>4</sup>.

Saracoglu (1986), utilizando la metodología de Vectores Autorregresivos analiza la relación existente entre la tasa de interés real ex-ante y las expectativas de inflación en cinco países, Estados Unidos, Inglaterra, Japón, Alemania y Francia, utilizando información disponible desde fines de los años sesenta hasta comienzos de los ochenta. Las variables utilizadas por el autor son: la tasa de interés nominal de corto plazo, la tasa de inflación, la base monetaria, la tasa de cambio de la base monetaria y un índice de producción

<sup>3</sup> "...the interest rate remains the best single predictor of the inflation rate; and nobody has uncovered variables that make substantial contributions to the prediction of inflation beyond that provided by the interest rate alone"..., Fama, E., "Interest Rates and Inflation: the Message in the Entrails", the American Economic Review, vol 67, June 1977, N° 3, pages 487-496.

<sup>4</sup> "...Another aspect of Table III is the strong negative correlation between expected real rates and expected inflation"..., Litterman, R. and Weiss, L., "Money, Real Interest Rates and Output: a Reinterpretation of Postwar U.S. Data". Federal Reserve Bank of Minneapolis, Staff Report 89, May 1984.

industrial. En los cinco países analizados la relación negativa entre la tasa de interés real ex-ante y las expectativas de inflación resultó significativa.

García (1988), en un estudio teórico-empírico sobre la teoría de Fisher y la hipótesis de expectativas racionales supone constante la tasa de interés real, aunque el autor reconoce que dicho supuesto se basa más en la necesidad de simplificación que en aspectos de tipo realísticos.

Por último Balacco (1992) al analizar los determinantes de la tasa de interés nominal en la Argentina, también supone constante la tasa de interés real.

## II. Análisis Econométrico

Tal como se indicó en la introducción, la investigación empírica se basa en la metodología de Vectores Autorregresivos (VAR), que analiza la precedencia temporal multivariada, y en el método "de general a particular" del Profesor David Hendry.

Las variables seleccionadas para el análisis, en concordancia con los antecedentes consultados son las siguientes:

$\pi_t$  = tasa actual de inflación medida por el Índice de Precios al Consumidor. Fuente: FIEL.

$R_t$  = tasa de interés nominal pasiva a 30 días, no regulada por el BCRA. Fuente: BCRA.

$MI$  = tasa nominal de cambio de la cantidad de dinero, medida por el agregado monetario M1. Fuente: BCRA.

$mI_t$  = Agregado monetario M1 en términos reales (deflactado por el Índice de Precios al Consumidor).

$Y_t$  = Índice de actividad industrial no desestacionalizado. Fuente: Carta Económica

Los datos utilizados tienen frecuencia mensual y cubren un período comprendido entre junio de 1985 y mayo de 1994. En todos los casos las series son no desestacionalizadas.

### 1. Proceso de Formación de Expectativas

Dado que el concepto de tasa de interés real ex-ante implica expectati-

vas sobre la tasa futura de inflación, en todo análisis sobre la tasa de interés real ex-ante resulta necesario explicitar supuestos sobre el esquema de formación de expectativas. Por lo tanto, las hipótesis derivadas y, en cierta medida, las conclusiones arribadas acerca de la tasa de interés real, dependen de la validez de los supuestos sobre el mecanismo de formación de expectativas.

En este trabajo, se postula para el proceso de formación de expectativas respecto de la tasa de inflación un predictor en el contexto de las expectativas racionales. Es decir, se utiliza toda la información disponible en relación al grupo de variables utilizadas en la investigación empírica para pronosticar la tasa de inflación:

$$\pi_t^* = E[\pi_t / Y_{t-s}, M1_{t-s}, R_{t-s}, m1_{t-s}, \pi_{t-s}] \quad s = 1, 2, 3, 4 \quad (2)$$

La resolución empírica de la relación (2) se llevó a cabo a través de una estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) irrestricta (VAR) con cuatro rezagos para cada una de las variables.

De esta manera, la tasa esperada de inflación ( $\pi_t^*$ ) resulta igual a la diferencia entre la tasa de inflación actual y el error de pronóstico. En términos convencionales de proximidad, este ajuste resultó bastante bueno con un  $R^2 = 0.90$  y un Durbin-Watson = 1.953. Además, el resto de los indicadores no mostró signos evidentes de ningún otro tipo de problemas en los residuos, especialmente autocorrelación de orden superior al primer orden.

## 2. Resultados Obtenidos

En esta sección se expondrán los resultados obtenidos de la investigación empírica, centrandó la atención básicamente en la relación entre la tasa de interés real ( $r_t$ ) y las expectativas de inflación ( $\pi_t^*$ ). La tasa de interés real se define como:

$$r_t = R_t - \pi_t^* \quad (3)$$

El primer paso de la investigación está relacionado con la aplicación del programa VAR para efectuar un análisis de precedencia temporal multivariado. Posteriormente, se intentará reafirmar la búsqueda de una relación diná-

mica general para la tasa de interés real, utilizando la metodología “de general a particular”.

### a) Causalidad Multivariada

Los resultados que se expondrán a continuación cubren dos subperíodos muestrales. El primero se extiende desde junio de 1985 hasta abril de 1991, es decir, hasta el comienzo de la Convertibilidad, mientras que el segundo comienza también en junio de 1985 y se extiende hasta mayo de 1994. Se podrá observar que no se encontraron diferencias significativas entre ambos subperíodos.

Exponemos en la **Tabla N° 1** el test convencional “F” de exogeneidad del block de regresores (los cuatro rezagos de cada variable), siendo la tasa de interés real ( $r_t$ ) la variable endógena.

Test F de Significatividad del block de rezagos. La tasa de interés real ( $r$ ) es la variable endógena					
Subperíodo Mayo 85 - Marzo 91			Subperíodo Mayo 85 - Abril 94		
Variable	Test "F"	Nivel de Significación	Variable	Test "F"	Nivel de Significación
$r$	14.79067	0.76 E-07	$r$	32.00266	0.81 E-12
$\pi^*$	8.71019	0.25 E-04	$\pi^*$	17.52665	0.18 E-09
$MI$	5.23632	0.14 E-02	$MI$	10.70697	0.47 E-06
$ml$	0.39053	0.8143266	$ml$	0.27911	0.8907243
$Y$	1.10650	0.3649281	$Y$	1.86177	0.1248790

Los resultados, bastante similares en ambos subperíodos, indican la significatividad del block de rezagos correspondientes a la variable que mide las expectativas de inflación ( $\pi^*$ ), la tasa de cambio en la cantidad nominal

de dinero ( $M1$ ), y los rezagos de la propia variable endógena, la tasa de interés real ( $r$ ).

Sin embargo, para un mejor análisis de la naturaleza de la relación entre estas variables y la tasa de interés real, resulta necesaria la presentación del ajuste MCO correspondiente al test "F" precedente. Presentamos dicho ajuste en la **Tabla N° 2**.

Regresión MCO para la tasa de interés real ( $r$ ) considerada como variable endógena							
Subperíodo Mayo 85-Marzo 91				Subperíodo Mayo 85-Abril 94			
Var.	Re-zago	Coficiente	estadística "t"	Var.	Re-zago	Coficiente	estadística "t"
$r$	1	-1.170600	-6.589	$r$	1	-0.98890	-7.746
	2	-1.841763	-2.775		2	-1.38300	-2.797
	3	0.622864	1.070		3	1.10739	3.024
	4	1.051762	2.077		4	1.17021	3.377
$\pi^*$	1	-0.389511	-1.103	$\pi^*$	1	-0.36938	-1.365
	2	-1.724211	-2.397		2	1.40179	-2.571
	3	0.687560	1.125		3	1.12880	2.661
	4	1.105816	2.074		4	1.17613	3.099
$Ml$	1	-0.132235	-0.588	$Ml$	1	-0.30002	-1.872
	2	-0.815863	-3.438		2	-0.83968	-4.801
	3	-0.634748	-1.766		3	-0.55019	-2.101
	4	0.192436	0.880		4	0.30541	2.171
$ml$	1	0.21 E-05	0.032	$ml$	1	0.14 E-04	0.294
	2	-0.13 E-04	-0.165		2	0.96 E-05	0.153
	3	-0.21 E-05	-0.226		3	0.29 E-04	0.435
	4	-0.39 E-05	-0.046		4	-0.56 E-04	-1.000
$Y$	1	-0.535250	-1.999	$Y$	1	-0.36077	-2.672
	2	0.144068	0.584		2	0.08987	0.610
	3	0.044619	0.200		3	0.11980	0.869
	4	-0.040153	-0.212		4	-0.02097	-0.171
K		63.13936	2.402	K		24.71260	1.678
R <sup>2</sup> = 0.821      D.W. = 2.116				R <sup>2</sup> = 0.800      D.W. = 2.164			

donde K = constante.

En la Tabla N° 2 se pone de manifiesto la ambigüedad en relación al signo de los coeficientes de los argumentos significativos, especialmente en relación al signo de la variable que mide las expectativas de inflación, ya que se alternan signos positivos y negativos.

En el subperíodo que finaliza en marzo de 1991, sólo dos rezagos de la variable que mide las expectativas de inflación resultan significativos, el segundo y el cuarto. El coeficiente del rezago de segundo orden tiene signo negativo, mientras que el coeficiente correspondiente al rezago de cuarto orden posee signo positivo.

En el subperíodo que finaliza en abril de 1994, sólo el primer rezago de la variable que mide las expectativas de inflación resulta no significativo. El coeficiente del rezago de segundo orden sigue siendo negativo, mientras que los coeficientes correspondientes a los rezagos de tercer y cuarto orden poseen signo positivo.

#### **b) Una Ecuación de la Forma Reducida para la tasa de interés real**

Los resultados precedentes han puesto de manifiesto la necesidad de profundizar el análisis a los efectos de intentar superar esta ambigüedad en relación al signo de la correlación entre la tasa de interés real y las expectativas de inflación. Tal como se indicó, la tarea empírica que se realiza en adelante se basa en la metodología “de general a particular”, pero aplicada con el único objetivo de obtener una ecuación dinámica irrestricta en la que sólo aparezcan argumentos significativos. Es decir, se parte de una formulación bastante general y por etapas, sucesivos ajustes MCO, se van eliminando los rezagos que resultan no significativos.

La ecuación de partida, cuyos resultados no se exponen en este trabajo por razones de espacio, se planteó con doce rezagos para la tasa de interés real, cuatro rezagos para la variable que mide el nivel de actividad económica, y seis rezagos para las demás variables.

A partir de este primer ajuste, comenzó el proceso de eliminación de argumentos no significativos, lo que implicó la estimación de seis ecuaciones para cada uno de los subperíodos. La sexta ecuación estimada se presenta en la **Tabla N° 3**.

Regresión MCO para la tasa de interés real ( $r$ ) considerada como variable endógena (Ecuación 6)				
Subperíodo Mayo 85 - Marzo 91				
Variable	Rezago	Coefficiente	"t" estadística	$r^2$ parcial
$r$	1	1.77846	3.337	0.2096
	2	-2.41419	-4.029	0.2788
	4	0.43456	2.515	0.1309
	5	1.67755	3.048	0.1812
$Y$	0	-0.35807	-2.317	0.1134
$MI$	0	0.44436	2.463	.02138
	3	-0.77497	-3.325	0.2084
$\pi^*$	0	-1.70708	-8.071	0.6080
	1	2.73510	3.554	0.2312
	2	-2.41094	-4.056	0.2815
	5	1.74971	3.060	0.1823
	8	0.299163	3.601	0.2358
	9	-0.303817	-2.763	0.1539
$ml$	10	0.267562	2.809	0.1582
	3	0.115255	2.213	0.1045
K		8.06755	0.456	0.0051
		$R^2 = 0.901$	$D.W. = 1.709$	

Subperíodo Mayo 85 - Abril 94					
Variable	Rezago	Coefficiente	"t" estadística	r <sup>2</sup> parcial	
<i>r</i>	1	2.169700	8.609	0.4718	
	2	-2.810368	-6.939	0.3672	
	3	-0.499906	-5.251	0.2494	
	5	1.766133	5.778	0.2868	
	8	-0.206009	-4.856	0.2212	
	9	0.242151	4.580	0.2017	
	10	-0.253390	-4.484	0.1950	
	11	0.098871	2.139	0.0523	
	<i>ml</i>	3	113.8178	3.901	0.1550
		6	-118.1227	-3.975	0.1599
	<i>MI</i>	3	-1.123450	-5.808	0.2890
4		-0.455566	-3.470	0.1267	
$\pi^*$	0	-1.600935	-13.154	0.6758	
	1	3.432094	8.686	0.4762	
	2	-2.511834	-6.749	0.3543	
	4	-0.228352	-2.262	0.0581	
	5	2.093607	6.264	0.3210	
<i>K</i>		3.868598	1.085	0.0140	
R <sup>2</sup> = 0.894      D.W. = 1.941					

Como se puede apreciar, persiste la ambigüedad en relación al signo de la correlación entre la tasa de interés real y las expectativas de inflación. En el análisis correspondiente al subperíodo que se extiende desde mayo de 1985 hasta marzo de 1991, el coeficiente contemporáneo de la variable que mide las expectativas de inflación y los correspondientes al segundo y noveno rezago tienen signo negativo, mientras que los coeficientes del primero, quinto, octavo y décimo rezago son positivos.

En el análisis correspondiente al subperíodo que va desde mayo de 1985 hasta abril de 1994, el coeficiente contemporáneo de la variable que mide las expectativas de inflación y los correspondientes al segundo y cuarto rezago tienen signo negativo, mientras que los coeficientes del primero y quinto rezago son positivos.

El paso siguiente en el análisis empírico consistió en la investigación del problema de multicolinealidad que detectaban los tests. Es bien sabido que, cuando se especifican formas dinámicas muy generales para ser ajustadas con datos que corresponden a intervalos pequeños, por ejemplo mensuales, la falta de ortogonalidad entre los regresores constituye un problema casi ineludible.

En relación a este tema, resulta interesante destacar información adicional básica. Primero, la correlación cruzada entre la tasa de interés real y la variable que mide las expectativas de inflación ; posteriormente, la correlación simple entre rezagos de la tasa de interés real y la tasa de inflación esperada.

La **Tabla N° 4** expone las primeras quince correlaciones entre la tasa de interés real ( $r$ ) y las expectativas de inflación ( $\pi^*$ ), para el período que va desde junio de 1985 hasta mayo de 1994. La tasa de interés real constituye la variable "pivot", mientras que la variable que mide las expectativas de inflación es la variable que se rezaga

Correlación cruzada entre la tasa de interés real (variable "pivot") y las expectativas de inflación (variable que se rezaga).					
Rezagos	0	1	2	3	4
Correl. cruzadas	-0.869759	-0.628989	-0.267576	-0.067321	-0.016537
Rezagos	5	6	7	8	9
Correl. cruzadas	-0.034235	-0.114908	-0.204723	-0.161968	-0.136582
Rezagos	10	11	12	13	14
Correl. cruzadas	-0.078486	-0.037145	-0.021135	-0.093680	-0.030043

Por otra parte, la **Tabla N° 5** reproduce la correlación de orden cero (correlaciones simples) entre rezagos de la tasa de interés real y rezagos de la tasa esperada de inflación correspondientes al período que va desde mayo de 1985 hasta abril de 1994.

Correlaciones de orden cero entre rezagos de $r$ y rezagos de $\pi^*$						
reza- gos de $\pi^*$	rezagos de $r$					
	1	2	3	4	5	6
1	-0.8705					
2	-0.6248	-0.8705				
3		-0.6248	-0.8712			
4			-0.6220	-0.8714		
5				-0.6221	-0.8716	
6					-0.6228	-0.8717

De la observación de las Tablas N°4 y N°5 surge el problema de la multicolinealidad que, como es sabido, afecta la precisión de las estimaciones econométricas, sobre todo cuando tiene un grado de severidad considerable.

Por este motivo, se llevó a cabo nuevamente el análisis "de general a particular", partiendo esta vez de las mismas variables expresadas en primeras diferencias. En esta oportunidad, la eliminación de los regresores no significativos implicó la estimación de siete ecuaciones para cada uno de los subperíodos. En la **Tabla N° 6** se expone el ajuste MCO correspondiente a la séptima ecuación de regresión estimada.

Regresión MCO en primeras diferencias para la tasa de interés real ( $r$ ) considerada como variable endógena (Ecuación 7)				
Subperíodo Mayo 85 - Marzo 91				
Variable	Rezago	Coefficiente	"t" estadíst.	$r^2$ parcial
$r$	1	0.305967	4.545	0.2843
	3	-0.763235	-3.976	0.2332
	4	-0.805355	-3.340	0.1767
$\gamma$	1	-0.511067	-3.030	0.1500
$MI$	0	0.392210	20733	0.1256
	2	0.419789	2.635	0.1178
	4	-0.388558	-3.600	0.1995
$\pi^*$	0	-1.47587	-13.602	0.7806
	3	-0.691384	-3.160	0.1611
	4	-0.746340	-2.991	0.1472
$ml$	1	-0.0001462	-2.839	0.1342
	2	-0.0001390	-2.470	0.1050
	3	-0.0001461	2.941	0.1427
K		-0.74403		
$R^2 = 0.907$ , D.W. = 1.853				

Subperíodo Mayo 85 - Abril 94				
Variable	Rezago	Coefficiente	"t" estadíst.	r <sup>2</sup> parcial
<i>r</i>	1	0.294554	5.568	0.2628
	3	-0.679446	-4.599	0.1956
	4	-0.823971	-4.112	0.1627
<i>Y</i>	1	-0.265969	-2.933	0.0900
<i>MI</i>	0	0.308884	2.939	0.0903
	2	0.373364	3.080	0.0983
	4	-0.388847	-4.667	0.2002
$\pi^*$	0	-1.429516	-17.332	0.7754
	3	-0.580659	-3.494	0.1231
	4	-0.781648	-3.806	0.1428
	1	-0.000130	-3.370	0.1155
	2	-0.000093	-2.332	0.0588
	3	0.000109	3.055	0.0969
K		-0.061043		
R <sup>2</sup> = 0.899 , D.W. = 1.918				

Como puede apreciarse, los tres coeficientes significativos, correspondientes al valor contemporáneo, al tercer y al cuarto rezago de la variable que mide las expectativas de inflación ( $\pi^*$ ) poseen signo negativo en las regresiones correspondientes a ambos subperíodos. Este resultado concuerda con la mayor parte de la evidencia empírica internacional consultada en este trabajo.

### III. Consideraciones de tipo econométrico

Todo el marco de referencia de la investigación empírica se ha basado en formas reducidas dinámicas generales. Generalmente, cuando se ajusta este tipo de modelos, se obtienen estadísticas convencionales bastante satisfactorias: coeficiente de correlación múltiple alto, como así también ausencia de autocorrelación en los residuos.

Sin embargo, cuando el análisis econométrico se centró en el método "de general a particular" se rechazó la hipótesis nula de residuos homoscedásticos, tanto en los ajustes en valores absolutos de las variables, como en sus primeras diferencias. Este hecho plantea la necesidad de la utilización de un método de estimación más eficiente que el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Por otra parte, concentrando la atención en el hallazgo empírico de la correlación negativa entre la tasa de interés real y las expectativas de inflación, resulta interesante plantear las siguientes consideraciones.

En los modelos econométricos en que corresponda la inclusión de la tasa de interés real y de las expectativas de inflación, el supuesto de tasa de interés real constante implicaría sesgo e inconsistencia en las estimaciones MCO<sup>5</sup>. Además, la inclusión de la tasa de interés real como variable explicativa, en forma conjunta con otra variable que mide las expectativas de inflación, podría derivar en un serio problema de multicolinealidad.

El modelo teórico de demanda de saldos monetarios reales de Fernández (1990), al considerar como variable explicada un agregado monetario bastante amplio, incluye entre sus argumentos a la tasa de interés real y a las expectativas de inflación. Seguramente, la estimación econométrica de un modelo de este tipo podría, en primera instancia, plantear un problema de multicolinealidad por los motivos previamente señalados.

### IV. Conclusiones

El trabajo empírico desarrollado ha puesto de manifiesto la correlación

<sup>5</sup> Este sería un caso típico de "error de especificación" por omisión de una variable relevante.

negativa existente entre la tasa de interés real y las expectativas de inflación. Esto equivale a descalificar el supuesto de "tasa de interés real constante", ya que si la tasa de interés real hubiera permanecido más o menos constante en el período analizado, la correlación con las expectativas de inflación sería cero.

Además, es necesario destacar que, dado que el objetivo del trabajo se circunscribió a investigar la correlación entre la tasa de interés real y las expectativas de inflación, no se analizan los resultados que involucran a los otros regresores.

Un análisis más ambicioso, del tipo de los "determinantes de la tasa de interés real", implicaría la necesidad de una observación detenida de los resultados empíricos que involucran a la cantidad real de dinero, la tasa nominal de cambio en la oferta monetaria y el nivel de actividad económica. Además, la inclusión de otras variables tales como salarios reales, tipo de cambio y, si fuera posible, una medida del déficit fiscal, podría completar la lista de posibles argumentos. De todas maneras, en este contexto se hace imprescindible enfocar el trabajo econométrico en concordancia con un marco de referencia teórico lo más riguroso posible.

## REFERENCIAS

BALACCO, H., (1992), Una Aproximación Econométrica a los Determinantes de la Tasa de Interés Nominal en la Argentina, Anales de la Asociación Argentina de Economía Política, XXVII Reunión Anual, Tomo I, pág. 175. Universidad de San Andrés, Buenos Aires, Noviembre de 1992.

BALIÑO, T., (1980), Determinantes de la Tasa de Interés: Argentina, 1977-1979, Monetaria, Vol. III, N° 2, Mexico.

BOUGHTON, J. M., (1988), Exchange Rates and the Term Structure of Interest Rates, Staff Papers, International Monetary Fund.

CERRO, A. M., (1984), El Efecto de los "Shocks" Monetarios sobre la Tasa de Interés Real y Nominal en la Argentina, Ensayos Económicos, Banco Central de la República Argentina, N° 32.

CARLSON, J. A., (1977), Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: Comment, American Economic Review, Vol. 67, Number 3, June 1977, pages 469-475.

COOLEY, T. and LEROY, S., (1985), A Theoretical Macroeconomic. A Critique, Journal of Monetary Economics, 16, 1985, pages 283-308.

DARNELL, A. and EVANS, L., (1990), The Limits of Econometrics, Aldershot, E. Elgar Publishing.

EDWARDS, S. and KHAN, M. S., (1985), Interest Rate Determination in Developing Countries, A Conceptual Framework, Staff Papers, International Monetary Fund.

FAMA, E. F., (1975), Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation, American Economic Review, vol. 65, June 1975, pages 269-282.

FAMA, E. F., (1977), Interest Rate and Inflation: the Message in the Entrails, American Economic Review, vol. 67, N° 3, June 1977, pages 487-496.

GARCIA, R., (1988) Combined Tests of the Fisher and Expectation Hypothesis, *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, XXIII Reunión Anual, Vol. II. Universidad Nacional de La Plata, Buenos Aires, Noviembre de 1988.

JOINES, D., Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: Comment, *American Economic Review*, Vol. 67, Number 3, June 1977, pages 476-477.

LITTERMAN, R. B. and WEISS, L. M., (1984), Money, Real Interest Rates and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data, Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department, Staff Report 89, May 1984.

MUNDELL, R., (1963), Inflation and Real Interest, *The Journal of Political Economy*, Vol. LXXI, Number 3, June 1963, pages 280-283.

NELSON, C. R. and SCHWERT, G. W., (1977), Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant, *American Economic Review*, Vol. 67, Number 3, June 1977, pages 478-486.

SARACOGLU, RÜŞDÜ, Expectations of Inflation and Interest Rate Determination, *Journal of Political Economy*, 1987.

TANZI, V., (1980), Inflationary Expectations, Economic Activity, Taxes and Interest Rates, *American Economic Review*, Vol. 70, Number 1, March 1980, pages 12-21.

WEI, W., (1990), *Time Series Analysis*, Addison-Wesley Publishing Company.

## UN ANALISIS ECONOMETRICO DE LA RELACION ENTRE LA TASA DE INTERES REAL Y EXPECTATIVAS DE INFLACION

### RESUMEN

El presente trabajo busca analizar la validez del comúnmente usado supuesto de tasa de interés real constante. Se realiza una investigación empírica de la relación entre la tasa de interés real ex-ante y las expectativas de inflación, para el período entre junio de 1985 y mayo de 1994.

Como las expectativas de inflación no son observables, se postula para su proceso de formación un predictor en el contexto de las expectativas racionales. La investigación se basa en dos metodologías: el programa VAR para efectuar un análisis de precedencia temporal multivariado y la metodología "de general a particular" para determinar una relación dinámica general para la tasa de interés real.

Nuestra principal conclusión es la correlación negativa existente entre la tasa de interés real y las expectativas de inflación. Esto equivale a descalificar el supuesto de "tasa de interés real constante", ya que si la tasa de interés real hubiera permanecido más o menos constante en el período analizado, la correlación con las expectativas de inflación sería cero.

## AN ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN REAL INTEREST RATES AND EXPECTATIONS OF INFLATION

### SUMMARY

The purpose of this work is to analyze the pertinence of the usually adopted assumption of constant real interest rates. We address an empirical question regarding the statistical relationship between ex-ante real interest rates and expectations of inflation for the following period: June 1985 to May 1994.

As there exist no observed time series on market participants' subjective expectations of inflation, for the determination of such expectations we assume a predictor in the context of rational expectations. The statistical work in this paper is based on two methodologies: a vector auto-regressive specification is used to analyze multivariate temporal precedence and the "general to particular" methodology is employed to determine a dynamic general relationship for the real interest rate.

Our main conclusion is the negative correlation between ex ante real interest rates and expectations of inflation. This result implies that real interest rates are not constant over time. If ex ante real interest rates had been constant, the correlation would have been zero.