

DETERMINANTES DE LA TASA DE INTERES: LA PARADOJA DE GIBSON Y LA TEORIA DE FISHER*

ANA MARIA CERRO**

I. INTRODUCCION

Este trabajo se propone verificar diversas hipótesis sobre los determinantes de la tasa de interés real en Argentina, Brasil y Estados Unidos, para el período 1970-1982 en forma mensual y trimestral, y para Argentina en el período 1950-1980 en forma anual.

En una primera búsqueda para establecer la relevancia de los modelos tradicionales que se especificaron sobre los determinantes de la tasa real de interés, concentrándonos en este trabajo en la verificación de la Paradoja de Gibson y el Efecto Fisher.

Se entiende por Paradoja de Gibson la relación positiva entre tasa de interés nominal y el nivel de precios, mientras que por Efecto Fisher la relación entre tasa de interés nominal (i), con la tasa de interés real (r^e) y las expectativas inflacionarias (p^e):

$$(1) \quad i = r^e + p^e$$

donde se supone que r^e es constante, estando las fluctuaciones de i explicadas totalmente por las fluctuaciones de p^e en el largo plazo. Esta ecuación fue muy utilizada en los últimos tiempos sin verificarse totalmente su validez.

* Este estudio forma parte del trabajo de investigación que me encuentro realizando con la Beca CONICET bajo la dirección del Dr. Víctor J. Elías.
Una primera versión de este trabajo fue presentado en la XVIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política. Agradezco los comentarios que en esa oportunidad recibí de los Dres. Aldo Arnaudo y Alfonso Martínez.

La identificación de los principales determinantes de la conducta de la tasa de interés real tiene suma importancia para el diseño de las políticas monetarias y fiscales. Ello está demostrado por la gran preocupación de diversos países por estabilizar la conducta de la tasa de interés. No obstante la importancia del tema, es muy poco lo que pudo avanzarse en la especificación de los principales determinantes de las fluctuaciones experimentadas por la tasa de interés real, fluctuaciones que se agudizan en los países latinoamericanos debido a las altas tasas de inflación.

II. LA PARADOJA DE GIBSON

Desde fines del siglo pasado ha llamado la atención a investigadores la importante correlación positiva entre tasa de interés nominal y precios y es precisamente a esa relación a la que se conoce como "paradoja de Gibson".

Irving Fisher en su libro "Appreciation and Interest" de 1896¹ ya consideró la relación existente entre tasa de interés y nivel de precios. Este expresó que precios altos y bajos están directamente correlacionados con tasas de interés altas y bajas; precios y salarios crecientes y decrecientes con tasas de interés crecientes y decrecientes y que el ajuste del interés al movimiento de los precios no es adecuado, y este ajuste es más adecuado para períodos largos que para períodos cortos.

A. H. Gibson en 1923², publicó la relación empírica observada entre tasa de interés y el logaritmo del nivel de precios. Esta fuerte correlación positiva fue observada para Inglaterra, Canadá, Holanda y Estados Unidos y es lo que Keynes años más tarde, llamó "la paradoja de Gibson". La similitud entre éstas dos series es sorprendente, especialmente cuando se consideran los importantes cambios en la estructura social, política y económica que tuvieron lugar en los distintos períodos.

(1) FISHER, I., (**Appreciation and Interest**); New York, 1966

(2) GIBSON, A.H., "The Future Course of High Class Investment Values", **Bankers Magazine**, 115, 1923.

Se han propuesto una serie de teorías para explicar este fenómeno tan notable. La más conocida corresponde a la teoría de Irving Fisher. Este autor en su clásico libro "La Teoría del Interés"³ estableció que la tasa de interés nominal de mercado de largo plazo, es la suma de una tasa real de interés más o menos constante, más una tasa esperada de inflación. Afirma que la paradoja surge debido a que el nivel de precios está positivamente correlacionado con las expectativas inflacionarias.

Entre las explicaciones alternativas a la de Fisher de la paradoja de Gibson encontramos la de Keynes, Wicksell y Sargent. Estos autores, a pesar de diferir en detalles, confiaron en la sensibilidad de la oferta del dinero al interés (los dos primeros autores), mientras que Sargent confió en la elasticidad de la demanda del dinero al interés. Partiendo de la descomposición de la cantidad de dinero (M^S) entre multiplicador (h) y base monetaria (B) y de la teoría cuantitativa ($MV = Py$) llegaron a establecer la siguiente relación

$$(2) \quad \log P = \log h + \log B/y + \log V$$

Sargent afirma que $\log h$ y $\log (B/y)$ son relativamente constantes y la paradoja surge pues $\log V$ se mueve con la tasa de interés de largo plazo y de ahí el movimiento de los precios.

Wicksell y Keynes, por el contrario, sostienen que $\log V$ y $\log B/y$ son relativamente constantes y la paradoja surge pues $\log h$ se mueve con la tasa de interés lo que implica un cambio en los precios

2.1. Algunas Verificaciones Modernas

Shiller y Siegel⁴ analizaron la experiencia británica para el período 1914–1974, llegando a confirmar una fuerte correlación positiva entre tasa de interés y precios, tanto en el corto como en el largo plazo.

Tratando de explicar estos resultados, concluyeron que es poco razonable suponer que los cambios históricos en la tasa de interés nomi-

(3) FISHER, I. (*The Theory of Interest*), New York, 1961.

(4) SHILLER, R. y SIEGEL, S. "The Gibson Paradox and Historical Movements in Real Rates"; *Journal of Political Economy*, Vol. 85, Nº 4, 1977, pág. 891.

nal de largo plazo puedan ser atribuidas principalmente a cambios en las expectativas inflacionarias; pudiendo estar quizás explicadas por fluctuaciones en la tasa de interés real esperada de largo plazo.

"Tampoco es razonable atribuir los movimientos en el nivel de precios a cambios en la velocidad del dinero. Los movimientos de largo plazo en el nivel de precios surgen principalmente de cambios en la oferta de dinero de alto poder, por lo tanto tampoco puede ser sostenida la teoría que los cambios en los precios son inducidos por un cambio en el multiplicador monetario. Sin embargo es posible que los bancos centrales al tratar de atenuar los movimientos de la tasa de interés, originen una correlación positiva entre el dinero de alto poder y la tasa de interés, dando lugar a la Paradoja de Gibson"⁵.

Friedman y Schwartz⁶ demuestran que la paradoja de Gibson no ocurre cuando existen cortes estructurales importantes en las series del nivel de precios, y para ver ello utilizan las experiencias de Estados Unidos y Gran Bretaña. Esta relación entre tasa de interés y nivel de precios desapareció alrededor de 1960 para ser reemplazada por una relación entre nivel de la tasa de interés nominal y tasa de cambio en los precios. "Esta relación es fácilmente explicada en términos del análisis de Fisher (1896) del efecto de la inflación anticipada sobre la tasa de interés nominal".

"Friedman y Schwartz realizan dos tareas; ver si el análisis de Fisher del efecto de la inflación anticipada sobre la tasa de interés explica los períodos anteriores a 1960 y; dado que lo hacen, explicar porque el mismo mecanismo lleva a lo que parece ser un comportamiento cualitativamente diferente en los años recientes. Fisher explicó el fenómeno de Gibson postulando que las expectativas inflacionarias se forman con un desfase promedio largo, sobre las bases de la inflación actual previamente experimentada. Entonces cuando la inflación actual ha influido sobre las expectativas, y por lo tanto, sobre la tasa de interés, los

(5) SHILLER, R. y SIEGEL, S. *op. cit.*, traducción del autor, pág. 905.

(6) FRIEDMAN, M. y SCHWARTZ, A.J., (*Monetary Trends in the United States and the United Kingdom*), Chicago, 1982.

precios ya son altos. Esta es la explicación a la que llegan Friedman y Schwartz, para períodos anteriores a 1960, aunque con un desfase promedio más corto que al que llega Fisher⁷.

2.2. Verificación empírica de la Paradoja de Gibson

2.2.1 Caso Argentino

Para la verificación de la paradoja de Gibson en Argentina se propuso el siguiente modelo,

$$(3) \quad i_t = a + b \ln P_t$$

y se consideró el período 1970—1982 en forma mensual y trimestral, dividiendo dicho período en dos subperíodos (1970—jun 1976 y Jul 1976—1982) caracterizados por el distinto marco económico-institucional que rigió en nuestro país; el primero con economía cerrada y tasas de interés controladas y el segundo con economía abierta y tasa de interés libres. También se consideró 1950—1982 en forma anual. Los resultados se detallan en los cuadros 1 y 2.

La correspondiente regresión anual para el período 1950—1982 se expone a continuación,

$$(4) \quad i_t = -0.2392 + 0.0664 \ln P_t$$

$$\quad \quad \quad (-6.36) \quad (12.39)$$

$$R^2 = 0.8411$$

$$DW = 0.573$$

En los gráficos 1 y 2 se observa el comportamiento de dichas series.

(7) LAIDLER, D. "Friedman and Schwartz on Monetary Trends: a Review Article", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 1 N° 3, 1982, pág. 293.

La serie de tasa de interés con que se trabajó es la tasa de interés nominal pasiva (i_t) a 30 y 180 días para las regresiones mensuales y trimestrales, y anuales respectivamente. Se trabajó también con tasas de aceptaciones en el período enero de 1970 a junio de 1977, que representaron un mercado libre en un mercado controlado. La serie de precios corresponde al nivel general de precios mayoristas (P_t).

En todas las regresiones se observa una alta correlación entre tasa de interés y logaritmo del nivel de precios para el período completo y para el primer superperíodo, perdiendo toda significación en el segundo. Esta alta correlación se mantiene cuando se consideran series anuales. El resultado de las regresiones con tasas de interés a plazo fijo no varía significativamente cuando se trabaja con tasas de aceptaciones. Cabe recalcar que en esta primera etapa, verificación de la Paradoja de Gibson, solo importa el valor del R^2 . Son autores posteriores los que tratarán de dar un significado económico a los coeficientes de la regresión.

CUADRO 1

LA PARADOJA DE GIBSON EN ARGENTINA 1970 - 1982

Tasa de interés nominal pasiva a plazo fijo

	Ene. 1970 - Dic. 1982			
	a_0	a_1	R^2	DW
(1) $i_t = a_0 + a_1 \ln P_t$ (Mensual)	- 0.003 (-1.5)	0.0072 (20.7)	0.7819	0.1719
(2) $i_t = a_0 + a_1 \ln P_2$ (Mensual*)	- 0.0036 (- 2.01)	0.0078 (18.7)	0.8646	0.0088
(3) $i_t = a_0 + a_1 \ln P_2$ (Trimestral)	- 0.0006 (- 0.16)	0.0072 (13.3)	0.78	0.4918

(*) Las series utilizadas corresponden a tasas mensuales a las que se le aplicó promedio móvil, de 25 términos.

CUADRO 1
LA PARADOJA DE GIBSON EN ARGENTINA 1970 - 1982

Tasa de interés nominal pasiva a plazo fijo

(Continuación)

	En 1970 - Jun. 1976				Jul. 1976 - Dic. 1982			
	a_0	a_1	R^2	DW	a_0	a_1	R^2	DW
(1) $i_t = a_0 + a_1 \ln P_t$ (Mensual)	-0.0041 (-2.32)	0.0075 (13,5)	0.7072	0.2514	0.0619 (6,67)	0.0004 (0,44)	0.0025	0.007
(2) $i_t = a_0 + a_1 \ln P_2$ (Mensual*)	0.083 (-5.308)	0.0085 (21.58)	0.8709	0.023	0.0641 (13.99)	0.0000 (0.0153)	0.000	0.0041
(3) $i_t = a_0 + a_1 \ln P_2$ (Trimestral)	-0.0041 (-1.446)	0.0075 (8.49)	0.7503	0.3437	0.0604 (4.12)	0.0006 (0.37)	0.0056	0.005

(*) Las series utilizadas corresponden a series mensuales a las que se le aplicó promedio móvil, de 25 términos.

CUADRO 2
LA PARADOJA DE GIBSON EN ARGENTINA 1970 - 1982

Tasa de Interés de aceptaciones

	Enero 1970 - Diciembre 1982*				Enero 1970 - Junio 1977			
	a_0	a_1	R^2	DW	a_0	a_1	R^2	DW
(1) $i_t = a_0 + a_1 \ln P_t$ (Mensual)	0.0055 (2.44)	0.0066 (19.81)	0.7228	0.1758	-0.008 (-3.63)	0.0104 (15.33)	0.756	0.14
(2) $i_t = a_0 + a_1 \ln P_t$ (Trimestral)	0.0052 (1.37)	0.0065 (11.74)	0.7379	0.549	-0.0089 (-2.32)	0.0105 (9.07)	0.783	0.197

(*) Para el período Enero 1970-Diciembre 1982 la tasa de interés corresponde hasta junio de 1977 a la tasa de aceptaciones y desde Julio 1977 a la tasa de interés pasiva a plazo fijo.

Gráfico N° 1
Argentina 1970-1982. Mensual

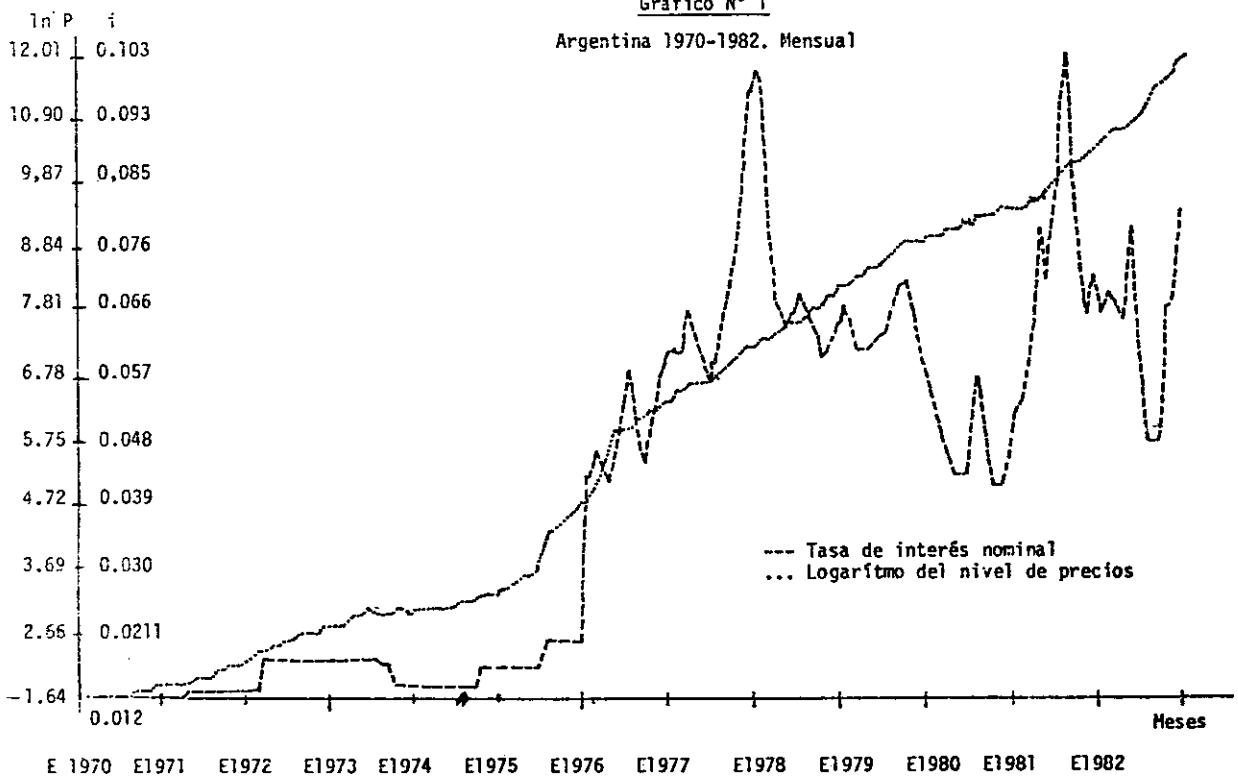
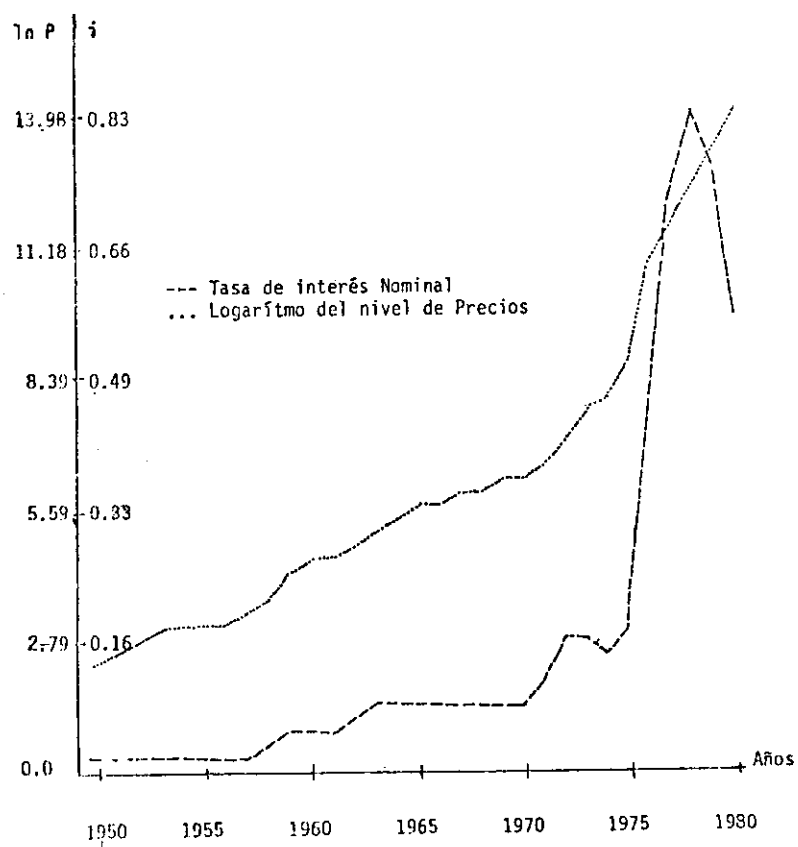


Gráfico N°2

Argentina 1950-1980 - Anual



2.2.2. Caso de Estados Unidos

Se consideró el período 1970-1982 en forma mensual. La tasa de interés considerada es la tasa de letras de tesorería y los precios corresponden al nivel general de precios mayoristas. El resultado logrado es el siguiente:

$$(5) \quad i_t^U = 2.1329 - 0.0085 \ln P_t^U \quad R^2 = 0.1074 \\ (7.49) \quad (-0.137) \quad DW = 1.35$$

Como vemos, no existe para el caso de Estados Unidos, correlación alguna entre ambas series.

2.2.3. Caso de Brasil

Los resultados obtenidos para Brasil para el período 1970-1981 (con datos mensuales) son similares a los argentinos. Estos se exponen a continuación:

$$(6) \quad i_t^B = 1.658 + 0.3044 \ln P_t^B \quad R^2 = 0.6704 \\ (16.62) \quad (15.63) \quad DW = 0.079$$

La tasa de interés considerada es la tasa de letras de tesorería y los precios el nivel general de precios mayoristas. La correlación entre las series es alta, sin embargo el estadístico de Durbin Watson es muy bajo

3. TEORIA DE IRVING FISHER

Como se mencionó anteriormente se han propuesto una serie de teorías para explicar la "Paradoja de Gibson". La más conocida corresponde a la teoría de Irving Fischer, quien estableció que la tasa de interés nominal de mercado de largo plazo en el período t , i_t , es la suma de una tasa real de interés más o menos constante, r_t^e , más una tasa esperada de inflación, p_t^e . O sea:

$$(7) \quad i_t = r_t^e + p_t^e$$

Fischer afirma que la paradoja surge debido a que el logaritmo del nivel de precios está positivamente correlacionado con las expectativas inflacionarias. Esto es así debido a que cuando la inflación observa influye sobre las expectativas inflacionarias y de allí sobre la tasa de interés, los precios ya han aumentado. Esta correlación positiva entre precios y expectativas inflacionarias es alta para bajas tasas de inflación pero no para tasas altas.

A continuación se pasa a verificar la teoría de Fisher, para explicar la tasa de interés nominal y de allí explicar la tasa real de interés.

El modelo que se propone testar es la siguiente:

$$(8) \quad i_t = \alpha + \beta p_t^e$$

donde se espera que:

$$\alpha = r$$

$$\beta = 1$$

El modelo de Fisher tiene las siguientes implicancias:

- la tasa real de interés es constante.
- Existe independencia entre la tasa real de interés y las expectativas inflacionarias.
- existe correspondencia uno a uno entre la tasa nominal de interés y las expectativas inflacionarias.

Este modelo explica la tasa de interés nominal y la tasa real ex-ante ya que

$$(9) \quad i_t = \alpha + \beta p_t^e$$

es equivalente a

$$(10) \quad (i_t - p_t^e) = \alpha + (\beta - 1) p_t^e$$

pero no es equivalente a explicar la tasa real ex-post definida por $i_t - p_t$ que equivale a un modelo

$$(11) \quad i_t - p_t = \alpha + \beta p_t^e - p_t$$

3.1. Verificación del modelo de Fisher

Los modelos que se han propuesto para verificar dicha teoría son:

-- **Para economía cerrada:** Empíricamente la ecuación (9) puede verificarse con la relación estocástica

$$(12) \quad i_t = a + b p_t^e + u_t$$

En éstas estimaciones ha existido para el corto plazo, como lo señaló Summers, (8) problemas de simultaneidad, lo que puede tener serios problemas de interpretación. Una forma alternativa fue propuesta por el Profesor Fama es:

$$(9) \quad p_{t-1} = a + b i_t + u_t$$

donde se espera que **a** sea constante e igual a(-r) y **b** igual a 1. Ello podría resolver el problema de simultaneidad.

-- **Modelo para una economía abierta:** La existencia de movilidad de capitales entre diversos países lleva a especificar la siguiente relación:

$$(10) \quad i_t = i_t^w + \hat{\pi}_t^e + u_t$$

donde $\hat{\pi}_t^e$ es la tasa de devaluación esperada que está jugando el rol de p_t^e de una economía cerrada. Se incluye en u_t el riesgo cambiario, impuestos, diferencias entre el tipo de cambio vendedor y comprador, etc.

3.2. Verificación de la teoría de Fisher en el caso argentino

Previo a la verificación de la teoría de Fisher detallaremos la conducta observada por la tasa de interés.

3.2.1. Conducta de la tasa de interés real ex-ante y ex-post

Considerando las series de tasas de interés real pasivas ex-ante y ex-post, se pueden extraer conclusiones de relativa importancia. En el

Cuadro 2⁹ se observan los valores de la media aritmética, desvío estándar y coeficiente de variación, para dichas series mensuales y anuales. En los gráficos 3 y 4 se observa mejor el comportamiento de dichas series.

Cuadro N° 2
Medidas de Promedio y Variabilidad para Argentina

	Serie	Media Aritmética	Desvío Estandar	Coef. de Variación
Mensual 1970 - 1982	$r = i - p$	- 0.0244	0.0603	- 2.4753
	* $r^e = 1 - p^e$	- 0.0177	0.0259	- 1.4650
Anual 1950 - 1980	$r = i - p$	- 0.2057	0.2897	- 1.4022
	* $r^e = i - p^e$	- 0.125	0.0635	- 0.5071

* La serie p^e mensual fue calculada por el método de expectativas adaptativas para un valor de $\phi = 0.05$, mientras que el anual para un valor de $\phi = 0.15$.

- (8) SUMMERS, Lawrence, "The Non-Adjustment of Nominal Interest Rates: A Study of the Fisher Effect", Working Papers N° 836, National Bureau of Economic Research, 1982, Cambridge.
- (9) Las medidas de promedio y variabilidad por subperíodos se encuentran detalladas en el Apéndice. Cabe destacar que la gran diferencia en la variabilidad de las series en los subperíodos no nos permite comparar el R^2 entre los subperíodos.

Gráfico N°3

Argentina Enero1970-Junio1976 . Mensual

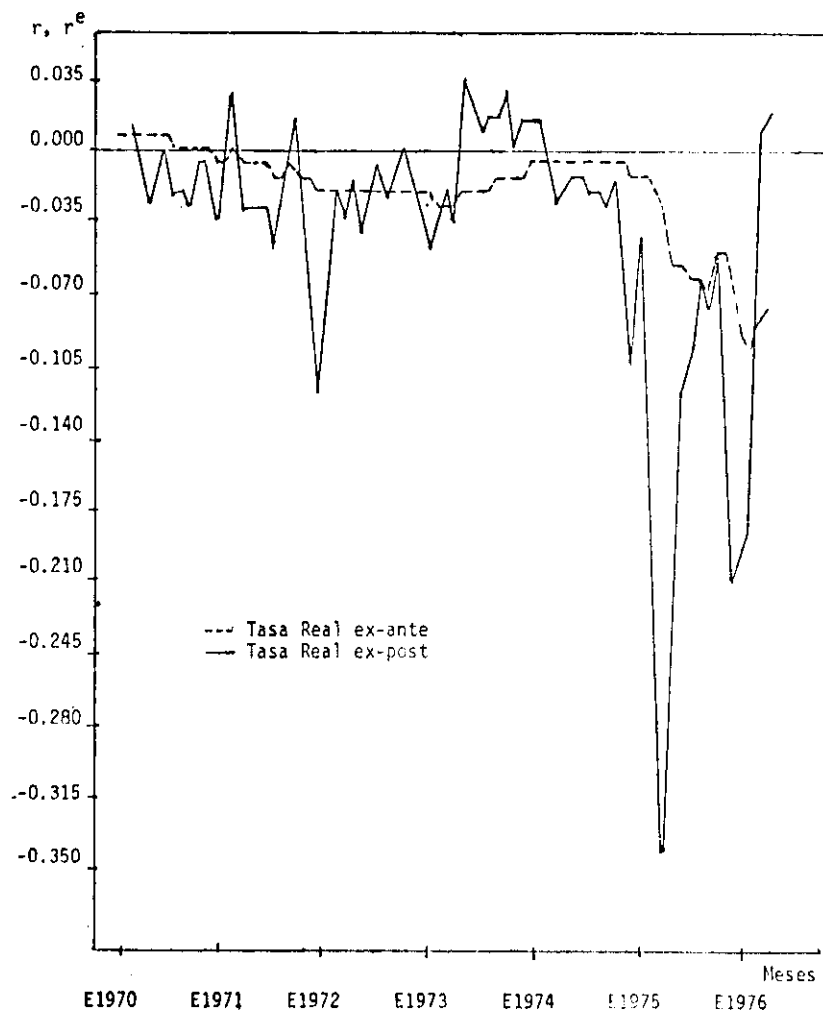


Grafico N° 3. (Continuación)

Argentina Julio 1976-Diciembre 1982. Mensual

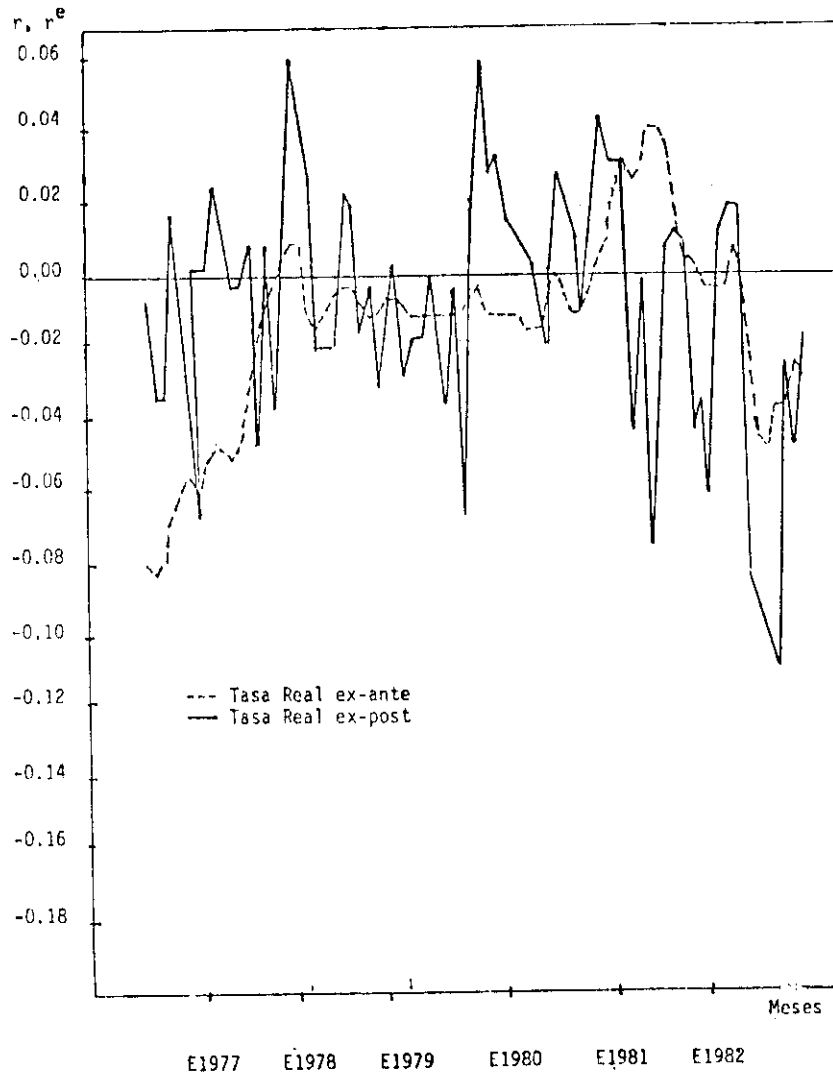
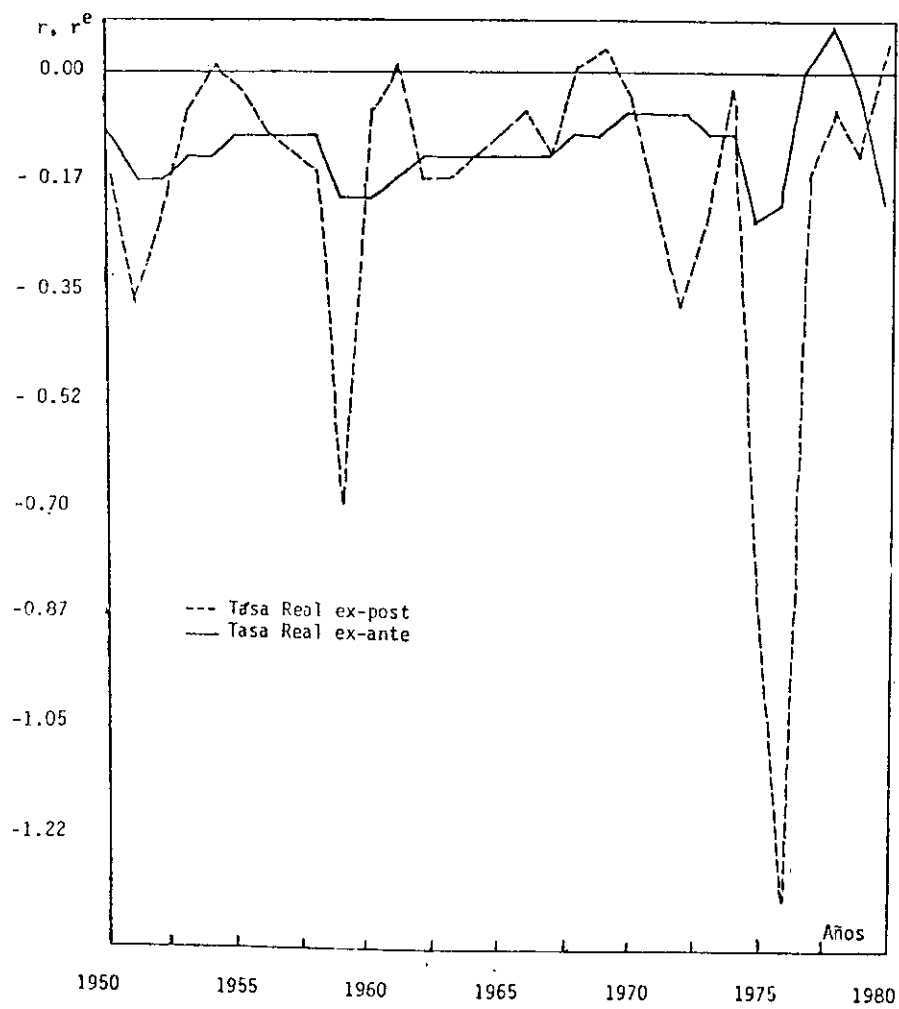


Gráfico N°4
Argentina 1950-1980. Anual



3.2.2. Conducta de la tasa de interés nominal y de la tasa de inflación.

Se expone en el Cuadro N° 3¹⁰ las medidas de promedio y variabilidad, así como el coeficiente de variación para la tasa de interés nominal pasiva, las tasas de inflación observada y esperada, anual y mensualmente.

Cuadro N° 3
Medidas de Promedio y Variabilidad para Argentina

	Serie	Media Aritmética	Desvío Estandar	Coef. de Variación
Mensual 1970 - 1982	i	0.0421	0.0265	0.634
	p	0.0665	0.0626	0.9416
	p ^e	0.0597	0.0344	0.5760
Anual 1950 - 1980	i	0.2301	0.3570	1.550
	p	0.3170	0.3590	1.310
	p ^e	0.301	0.2111	0.701

3.3 Resultados obtenidos para Argentina

3.3.1 Datos mensuales y trimestrales

Los resultados obtenidos para Argentina con datos mensuales y trimestrales se encuentran expuestos en los Cuadros N° 4 y 5. El perío-

(10) Las correspondientes medidas por subperíodos se encuentran en el Apéndice.

do considerado fue Enero de 1970 a Diciembre de 1982; realizando también las regresiones para dos subperíodos (En. 1970 - Jun. 1976 y Jul. 1976 - Dic. 1982), caracterizados, como ya se expuso anteriormente, por un distinto marco económico-institucional.

En las ecuaciones (1), (2) y (3) del Cuadro N° 4 se regresó la tasa de interés nominal pasiva a plazo fijo con las expectativas inflacionarias (calculadas por el método de expectativas adaptativas para un valor de $\phi = 0.05$). En las ecuaciones (1) y (2) se trabajó con datos mensuales; suavizándose las series en la segunda ecuación por medio del promedio móvil de 25 términos. En la ecuación (3) se trabajó con datos trimestrales.

Se observa en éstas regresiones un valor relativamente alto para R^2 . Los valores del coeficiente de p_t^e oscilan alrededor de 0.55; siendo muy significativos, los que nos llevarían a rechazar que en el corto plazo dicho coeficiente sea 1. El valor de la constante tampoco puede interpretarse como la tasa real de interés esperado. En el primer subperíodo considerado el R^2 aumenta mucho. Los valores de los coeficientes de p_t^e son significativos pero menores que 1. En el segundo subperíodo el R^2 es muy bajo, perdiendo significación el coeficiente de p_t^e .

Las ecuaciones (4), (5) y (6) son las correspondientes a las (1), (2) y (3) donde se agregó la variable independiente desfasada. Esta variable intenta captar los efectos que, en el corto plazo, no pueden ser captados por las expectativas inflacionarias. El R^2 es muy alto en todos los casos (cercano a 1). Se observa en las ecuaciones para el período completo, la disminución en el valor del coeficiente de p_t^e y el alto valor del coeficiente de i_{t-1} (cercano a 1). En el caso trimestral la disminución en el coeficiente de p_t^e es menor que en el caso mensual, como también lo es el valor del coeficiente de i_{t-1} .

En los dos subperíodos, los resultados de la ecuación (5) son similares a los del período completo, mientras que en las ecuaciones (4) y (6), a pesar de seguir muy alto el R^2 , el coeficiente de p_t^e se vuelve negativo y no significativo, disminuyendo el valor del coeficiente de i_{t-1} (de 0.9 a 0.02).

Las ecuaciones (7) y (8) corresponden al modelo de Fischer para

economía abierta. La tasa i^w representa la tasa internacional de interés (en este caso se utilizó la tasa Prime de Estados Unidos), y $\hat{\pi}^e$ corresponde a las expectativas de devaluación, calculadas igual que las expectativas inflacionarias (π es el tipo de cambio peso-dólar).

Para el período completo el valor de los coeficientes son positivos (como se esperaba) y significativos, siendo los valores de R^2 aproximadamente igual a 0.42. En el primer subperíodo el R^2 aumenta a 0.8, perdiendo significación el coeficiente de i^w , mientras que en el segundo subperíodo pierden significación los coeficientes, como así también el R^2 .

CUADRO Nº 4
EL EFECTO FISHER EN ARGENTINA - 1970-1982
Tasa de interés nominal pasiva a plazo fijo

Regresión	Enero 1970 - Diciembre 1982				
	a_0	a_1	a_2	R_2	DW
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e$ (mensual) (1)	0,0102 (3.24)	0.5249 (11.18)		0.465	0.0887
* $i_t = a_0 + a_1 p_t^e$ (mensual) (2)	0.0036 (4,37)	0.6231 (15.35)		0.559	0.045
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e$ (trimestral) (3)	0.0097 (1.78)	0.537 (6,87)		0.4858	0.0953
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e + a_2 i_{t-1}$ (mensual) (4)	0.0003 (0.337)	0.0352 (2.203)	0.9521 (46.11)	0.9662	10.9 ^x
* $i_t = a_0 + a_1 p_t^e + a_2 i_{t-1}$ (mensual) (5)	0.0003 (- 2.1)	0.0314 (9.89)	0.9715 (255.03)	0.999	10.6 ^x
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e + a_2 i_{t-1}$ (Trimestral) (6)	0.0003 (0.119)	0.1217 (2.663)	0.8446 (14.26)	0.9012	9.5 ^x
$i_t = a_0 + a_1 i^w + a_2 \hat{\pi}^e$ (mensual) (7)	0.0014 (0.29)	0.327 (7.7)	0.1996 (6.7)	0.4288	0.135
$i_t = a_0 + a_1 i^w + a_2 \hat{\pi}^e$ (trimestral) (8)	0.0026 (-0.2908)	0.3643 (4.468)	0.2197 (3.786)	0.4271	0.242
$p_{t+1} = a_0 + a_1 i_t$ (9)	0.0718 (9.26)	- 0.000 (- 0.54)		0.0019	0.074

- * Las series utilizadas corresponden a las series mensuales a las que se les aplicó Promedio Móvil (n = 25).
- x El estadístico estimado es el estadístico h. Los valores en que se rechaza autocorrelación al 5 por ciento entre ± 1.645 .
- En la ecuación (1) se excluyeron los últimos diez datos de 1982.

CUADRO Nº 4
EL EFECTO FISHER EN ARGENTINA - 1970-1982
Tasa de interés nominal pasiva a plazo fijo

(Continuación)

Regresión	Enero 1970 - Jun. 1976				
	a_0	a_1	a_2	R^2	DW
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e$ (mensual) (1)	0.0771 (8.84)	2.688 (15.9)		0.769	0.153
$*i_t = a_0 + a_1 p_t^e$ (mensual) (2)	0.0024 (3.72)	0.41 (37.59)		0.9535	0.075
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e$ (trimestral) (3)	0.0069 (6.29)	0.2902 (13.6)		0.886	0.204
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e + a_2 i_{t-1}$ (mensual) (4)	0.137 (14.35)	0.029 (-1.19)	0.0288 (13.614)	0.955	8.13 x
$*i_t = a_0 + a_1 p_t^e + a_2 i_{t-1}$ (mensual) (5)	0.0007 (-7.76)	0.02 (3.234)	1.0482 (64.66)	0.9993	7.32 x
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e + a_2 i_{t-1}$ (Trimestral) (6)	0.1276 (4.758)	-0.0069 (-0.100)	0.0268 (4.508)	0.9554	2.51 x
$i_t = a_0 + a_1 i_w + a_2 \pi^e$ (mensual) (7)	0.0105 (4.13)	0.0422 (1.29)	0.1358 (14.5)	0.7731	1.03
$i_t = a_0 + a_1 i_w + a_2 \pi^e$ (trimestral) (8)	0.0101 (2.78)	0.0149 (0.969)	0.1422 (10.0)	0.857	1.115
$p_{t+1} = a_0 + a_1 i_t$ (9)	-0.0268 (-1.56)	4.696 (5.52)		0.2886	0.256

Las series utilizadas corresponden a las series mensuales a las que se les aplicó Promedio Móvil (n = 25).

x El estadístico estimado es el estadístico h. Los valores en que se rechaza autocorrelación al 5 por ciento entre ± 1.645 .

En la ecuación (1) se excluyeron los últimos diez datos de 1982.

CUADRO Nº 4
EL EFECTO FISHER EN ARGENTINA - 1970-1982
Tasa de interés nominal pasiva a plazo fijo
 (Continuación)

Regresión	Julio 1976 - Diciembre 1982				
	a_0	a_1	a_2	R^2	DW
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e$ (mensual) (1)	0.0638 (10.6)	0.0266 (0.36)		0.0018	0.009
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e$ (mensual) (2)	0.0627 (21,74)	0.0239 (0.675)		0.0072	0.0042
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e$ (trimestral) (3)	0.1092 (0.54)	0.868 (1.64)		0.1053	0.0532
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e + a_2 i_{t-1}$ (mensual) (4)	0.249 (77.08)	-0.0138 (-1.31)	0.0667 (59.57)	0.979	5.2 ^x
* $i_t = a_0 + a_1 p_t^e + a_2 i_{t-1}$ (mensual) (5)	0.0028 (2.09)	0.0244 (4.14)	0.9313 (47.23)	0.9731	7.34 ^x
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e + a_2 i_{t-1}$ (Trimestral) (6)	0.2523 (49.67)	-0.021 (-1.39)	0.067 (39.03)	0.986	0.69 ^x
$i_t = a_0 + a_1 i_w + a_2 \pi^e$ (mensual) (7)	0.0595 (9.83)	0.015 (0.37)	0.0631 (1.56)	0.0318	0.7052
$i_t = a_0 + a_1 i_w + a_2 \pi^e$ (trimestral) (8)	0.059 (5.902)	0.0167 (0.25)	0.0572 (0.86)	0.0316	0.8875
$p_{t+1} = a_0 + a_1 i_t$ (9)	0.0426 (1.89)	0.5105 (1.52)		0.0299	0.035

* Las series utilizadas corresponden a las series mensuales a las que se les aplicó Promedio Móvil (n = 25).
 x El estadístico estimado es el estadístico h. Los valores en que se rechaza autocorrelación al 5 por ciento entre ± 1.645 .
 En la ecuación (1) se excluyeron los últimos diez datos de 1982.

CUADRO Nº 5

EL EFECTO FISHER EN ARGENTINA - 1970 - 1980

Tasa de interés de aceptaciones

	Enero 1970 - Diciembre 1982*					Enero 1970 - Junio 1977				
	a_0	a_1	a_2	R^2	DW	a_0	a_1	a_2	R^2	DW
(1) $i_t = a_0 + a_1 P_t$ (mensual)	0.0125 (4.57)	0.5343 (13.453)		0.5419	0.1109	0.0079 (10.03)	0.399 (27.52)		0.9075	0.909
(2) $i_t = a_0 + a_1 P_t^e$ (trimestral)	0.0121 (2.516)	0.5365 (7.75)		0.5509	0.3276	0.0071 (7.03)	0.408 (20.05)		0.944	0.944
(3) $i_t = a_0 + a_1 P_t^e +$ $a_2 i_{t-1}$ (mensual)	0.007 (0.715)	0.046 (2.464)	0.9313 (36.06)	0.9521	4.518*	0.0007 (1.32)	0.099 (4.25)	0.828 (12.53)	0.971	5.429*
(4) $i_t = a_0 + a_1 P_t^e +$ $a_2 i_{t-1}$ (trimestral)	0.0018 (0.652)	0.1377 (2.6)	0.7926 (10.79)	0.868	2.685*	-0.002 (-1.25)	0.169 (15.27)	0.863 (7.41)	0.983	5.534*

La novena ecuación corresponde al modelo de Fama, citado anteriormente. Se observa la falta total de ajuste de i_t a p_{t+1} en estas regresiones.

En todas estas regresiones se observa el bajo valor del estadístico de Durbin-Watson o el alto valor del estadístico h según corresponda, lo que nos lleva a aceptar la autocorrelación.

Para tratar este problema se recurrió a distintos métodos. En el caso mensual y observando el correlograma, se utilizó el método autoregresivo de segundo orden. También se utilizaron dummies estacionales y se realizó la diferencia en cada serie, del período t con su correspondiente $t-12$ multiplicado por el coeficiente de autocorrelación estimado ρ (estimado en base a la regresión del residuo en el período t con el residuo en el período $t-12$).

En el caso trimestral se utilizó el procedimiento antes citado y el modelo autoregresivo de primer orden¹¹.

Ninguno de estos métodos nos llevó a resultados satisfactorios para eliminar autocorrelación, lo que nos llevaría a concluir que la presencia de autocorrelación es causada, en el corto plazo, por un problema de variables omitidas (que podrían estar indicadas por un modelo macroeconómico).

En el Cuadro N° 5, regresiones (1), (2), (3) y (4), se observan resultados similares a los obtenidos en el Cuadro N° 4 en las regresiones (1), (3), (4) y (6) respectivamente para el período 1970 - 1982 la tasa de interés con que se trabajó está compuesta de dos definiciones distintas. En el período 1970-1977 corresponde a la tasa nominal pasiva de aceptaciones y desde el período 1977 a 1982 a la tasa de interés nominal pasiva a plazo fijo.

En el período 1970 - 77 los resultados de las regresiones antes citadas en el Cuadro N° 4 no son similares a las obtenidas en el Cuadro N° 5.

(11) Los resultados se detallan en el Apéndice.

3.3.2 Datos Anuales.

Los resultados para Argentina con datos anuales para el período 1950 - 1980 se detallan en el Cuadro N° 6

La ecuación (2) corresponde a la ecuación de Fisher. En este caso la serie de expectativas de inflación se construyó con el modelo de expectativas adaptativas para un valor de $\phi = 0.15$.

El valor del coeficiente de las expectativas inflacionarias es aproximadamente 1, tal como se esperaba. El valor de la constante es muy próximo a la media aritmética de la serie de la tasa real ex-ante (véase Cuadro N° 2). El coeficiente de correlación R^2 , entre estas series es muy alto.

En la ecuación (4) se tomó primera diferencia de las series antes citadas. Los resultados logrados son los esperados. La constante es aproximadamente 0 y el valor del coeficiente de Δp_t^e próximo a 1. Esto indicaría que un cambio absoluto en p_t^e e i_t serían casi equivalentes.

La ecuación (5) es la ecuación propuesta por Fama. Los resultados obtenidos son los esperados. La constante puede interpretarse como el negativo de la tasa de interés real ex ante y el coeficiente de i_t es próximo a 1.

CUADRO N° 6
El efecto Fisher en Argentina - Anual. 1950-1980

Regresión	1950 - 1980				
	a_0	a_1	a_2	R^2	DW
$i_t = a_0 + a_1 p_t$	(1) 0.0216 (0.486)	0.4051 (4.944)		0.4574	0.7817
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e$	(2) -0.146 (-7.33)	1.069 (19.67)		0.9303	1.16
$i_t = a_0 + a_1 p_t^e + a_2 i_{t-1}$	(3) -0.0181 (-1.086)	0.1614 (4.677)	0.8406 (13.87)	0.9327	2.93 ^x
$\Delta i_t = a_0 + \Delta p_t^e$	(4) -0.0019 (-1.4)	0.9616 (3.9)		0.352	1.111
$p_{t+1} = a_0 + a_1 i_t$	(5) 0.1843 (2.67)	1.126 (4.812)		0.4527	1.34

^x El estadístico utilizado es el estadístico h. Los valores entre los que se rechaza autocorrelación al 5 % varían entre ± 1.645 .

En estos casos el estadístico de Durbin Watson aumenta en relación a las regresiones de corto plazo; sin embargo no son todavía muy significativos. Para eliminar autocorrelación se utilizaron los modelos autoregresivos de primer y segundo orden (Ver Apéndice) no siendo los resultados satisfactorios.

3.4 Verificación para Brasil

Los resultados obtenidos para Brasil con datos mensuales para el período 1970 - 1982 son similares a los obtenidos para Argentina en el corto plazo. Estos se exponen a continuación en el Cuadro N° 7

Cuadro N° 7

El Efecto Fisher en Brasil Mensual 1970 - 1982

Regresión	a_0	a_1	a_2	R^2	DW
$i_t^B = a_0 + a_1 p_t^B$	1.1638 (84.6)	2.8221 (7.34)		0.3108	0.224
$i_t^B = a_0 + a_1 p_t^{eB}$	1.1196 (83.4)	4.6201 (10.9)		0.4980	0.081
$i_t^B = a_0 + a_1 i_t^e + a_2 \pi_t^e$	3.147 (40.1)	- 4.204 (- 3.4)	0.027 (9.09)	0.3761	0.721

3.5 Verificación para Estados Unidos.

Se observa en el corto plazo una falta total de ajuste entre la tasa de interés y la tasa de inflación observada y esperada. Las series utilizadas son series mensuales y los resultados obtenidos se exponen en el Cuadro N° 8.

Cuadro Nº 8

El Efecto Fischer en Estados Unidos Mensual 1970 - 1982

Regresión	a_0	a_1	R_2	DW
$i_t^u = a_0 + a_1 p_t^u$	0.0771 (16.3)	0.0010 (0.02)	0.0006	1.405
$i_t^u = a_0 + a_1 p_t^{eu}$	0.0552 (11.3)	2.7451 (4.48)	0.1241	0.076

4. Conclusión

Este trabajo se propuso verificar los determinantes de la tasa de interés haciendo uso de modelos relativamente sencillos, y así poder determinar la conveniencia de trabajar con modelos más complicados.

Para el caso argentino se llegó a detectar una alta relación positiva entre tasa de interés nominal y nivel de precios, relación conocida como "pardoja de Gibson", tanto en el corto como en el largo plazo, salvo en el segundo subperíodo.

En el corto plazo, con datos mensuales y trimestrales, no se pudo verificar la presencia del efecto Fischer; el coeficiente estimado de las expectativas inflacionarias osciló alrededor de 0.5 y no fue cercano a 1 como lo predecía la ecuación de Fisher. Además la presencia de autocorrelación en los residuos nos estaría indicando la omisión de variables relevantes. La ecuación de Fama (que intenta resolver el problema de simultaneidad), tampoco pudo verificarse en el corto plazo.

En el largo plazo, con datos anuales, se verifica una fuerte relación entre la tasa nominal de interés y las expectativas inflacionarias. El

coeficiente de las expectativas inflacionarias es aproximadamente 1 y muy significativo. Los coeficientes de la ecuación de Fama resultaron los esperados.

En cuanto al modelo de Fisher para economía abierta, se observa en el primer subperíodo una alta correlación entre la tasa de interés doméstica y la internacional más las expectativas de devaluación; mientras que en el segundo subperíodo, contrariamente a lo esperado por tratarse de un período con economía relativamente abierta, no se pudo verificar éste modelo.

Esto nos indicaría que en el corto plazo existen factores importantes que afectan la tasa de interés (se podrían especificar los modelos de tipo macroeconómicos), mientras que en el largo plazo se puede aceptar el ajuste de la tasa de interés nominal a las expectativas inflacionarias.

En el primer subperíodo la relación entre tasa de interés y precios (nivel o tasa) es alta; no así en el segundo subperíodo. Estos resultados son contrarios a los esperados, pues se espera una relación más alta en los períodos de tasa de interés libre. Sin embargo debe considerarse la mayor variabilidad de las series en el segundo subperíodo lo que puede estar explicando la falta de ajuste.

Las conclusiones que pueden obtenerse para Brasil son similares a las Argentinas en el corto plazo; mientras que para Estados Unidos no se observa relación alguna entre tasa de interés y precios (nivel o tasa)^{12 13}

Se reconoce la dificultad de trabajar con períodos de tasa de interés controlada por los problemas de interpretación que puedan tener los resultados. Puede parecer carente de sentido preguntarse qué determina el valor fijado por la autoridad monetaria. Sin embargo no lo sería pre-

(12) Parte de esta diferencia puede deberse a los distintos niveles de inflación observados entre estos países.

(13) Cabe hacer notar que Friedman y Schwartz (*op. cit.*, capítulo 10) verifican en forma aceptable la ecuación de Fisher con datos anuales para el período posterior a la segunda guerra mundial. En este trabajo se consideró el período 1970 - 1982, con datos mensuales.

guntarse qué determina que la autoridad monetaria fije un valor y qué determinan los cambios en ese valor.

Ante el problema de trabajar con datos regulados, se pueden adoptar distintas actitudes:

- i) descartar datos regulados,
- ii) usarlos y observar los resultados, si éstos son 'razonables', cómo se los interpreta?. A pesar de ello, se los debe descartar.
- iii) considerarlo como error en la variable

$$i_t = i_t^* + \epsilon_t$$

donde i_t^* es la tasa de mercado libre

$$i_t^* = a + b p_t^e + u_t$$

$$i_t - \epsilon_t = a + b p_t^e + u_t$$

$$i_t = a + b p_t^e + V_t$$

El problema econométrico será observar si ϵ_t no varía sistemáticamente con p_t^e se podría interpretar a i_t como muy relacionado con i_t^* como si i_t fuese una variable instrumental. Dornbusch y otros autores^{1 4} trabajaron con variables controladas. Estos observaron que el comportamiento de las variables en el mercado oficial son un determinante muy importante de la conducta de las variables en el mercado de aceptaciones.

En el caso de la paradoja de Gibson los resultados obtenidos de trabajar con la tasa de interés de aceptaciones (tasa libre en un mercado regulado) son similares a los obtenidos de trabajar con tasa de interés a plazo fijo (tasa regulada), sin embargo a los efectos de verificar la teoría de Fischer, los resultados no han sido similares^{1 5}

(14) DORNBUSCH, R. y otros: "O Mercado Negro Do Brasil", Revista Brasileira de Economia, Vol. 36, N° 1, Jan/Mar 1982.

(15) Alfredo Thorne, sugiere que el posible error en el modelo de expectativas de Fisher proviene de los errores de expectativas de las autoridades a cargo de la programación monetaria.

En trabajos posteriores se plantearán modelos del tipo macroeconómico, cómo así también modelos monetarios. Una posibilidad que puede llevar a buenos resultados es trabajar con expectativas racionales.

APENDICE

I. A Nomenclatura

A continuación se explicitará la nomenclatura utilizada:

i_t : tasa de interés nominal continua a plazo fijo a 30 y 180 días según sean las series mensuales o trimestrales, y anuales respectivamente para Argentina.

P_t : nivel general de precios mayoristas de Argentina.

p_t : tasa de inflación continua que corresponde a P_t .

p_t^e : tasa de inflación esperada para Argentina.

r_t : tasa de interés real ex-post ($i_t - p_t$)

r_t^e : tasa de interés real ex-ante ($i_t - p_t^e$)

π_t : tipo de cambio peso-dólar

$\hat{\pi}_t^e$: tasa de cambio esperada π_t

i_t^W : tasa de interés Prime de Estados Unidos a 180 días.

i_t^B : tasa de interés de Letras de Tesorería de Brasil.

P_t^B : nivel general de precios mayoristas de Brasil.

p_t^B : tasa de inflación que corresponde a P_t^B

p_t^{eB} : tasa de inflación esperada de Brasil.

$\hat{\pi}_t^{eB}$: tasa de cambio esperada de π_t^B (π_t^B es el tipo de cambio cruceiro-dólar.)

i_t^U : tasa de interés de Letras de Tesorería de Estados Unidos.

P_t^U : nivel general de precios mayoristas de Estados Unidos.

p_t^U : tasa de inflación que corresponda P_t^U

p_t^{eU} : tasa de inflación esperada para Estados Unidos.

Todas las series de tasas esperadas con las que se trabajó fueron calculadas por el método de expectativas adaptativas que se detalla más adelante. Las series de tasas de interés e inflación son series continuas por lo que es equivalente expresar:

$$(11) \quad i_t = r_t + p_t$$

en valores continuos a (12) con valores discretos

$$(12) \quad 1 + i_t = (1 + r_t) (1 + p_t)$$

2.A Expectativas de Inflación

Se utilizaron tres modelos para la construcción de las expectativas inflacionarias

a— el modelo de expectativas adaptativas:

$$(13) \quad p_t^e = \sum_{\tau=0}^{\infty} \phi (1 - \phi)^\tau p_{t-\tau}$$

donde ϕ es un parámetro arbitrariamente elegido. En el caso de series mensuales y trimestrales el valor óptimo correspondió a 0.05, mientras que en las series anuales a 0.15.

b— el modelo de promedios móviles¹⁶:

$$(14) \quad p_t^e = \frac{\sum_{i=t-k}^{t+k} p_i}{n} \quad k = (n-1)/2$$

se utilizó un valor para $n = 17$ y los resultados de esta serie generada son equivalentes al modelo anterior con $\phi = 0.05$.

c— el modelo autoregresivo:

$$(15) \quad p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + \dots + a_n p_{t-n}$$

de donde se extraen los residuos e_t y se calcula

$$(16) \quad p_t^e = p_t + e_t$$

se lo verificó para $n = 12$ y 24 ; estas series no resultaron adecuadas. Una forma alternativa sería tomar primeras diferencias.

En este trabajo se incluyen sólo las regresiones realizadas con el primer método. En trabajos posteriores se tratará de generar la serie de expectativas inflacionarias de acuerdo al modelo de expectativas racionales.

3. A Medidas de Promedio y Variabilidad

Estas medidas se exponen en el Cuadro N° 8 que se expone a continuación. Para el caso argentino se encuentran detalladas por subperíodos. Nótese la diferencia de las series entre estos subperíodos para las distintas medidas consideradas.

(16) Martín Bailey, señaló que el modelo de promedios móviles para generar expectativas, al incluir tasas futuras $(t+k)$ se asemeja al modelo de expectativas racionales.

CUADRO Nº 9

Series*	En 1970 – Dic. 1982			En 1970 – Junio 1976			Julio 1976 – Dic. 1982		
	Media Aritme.	Desvío Estan.	Coef. Variac.	Media Aritme.	Desvío Estan.	Coef. Variac.	Media Aritme.	Desvío Estan.	Coef. Variac.
i_t	0.042	0.026	0.634	0.018	0.099	0.539	0.066	0.014	0.211
$1nP_t$	5.94	3.22	0.542	3.03	1.125	0.37	8.85	1.57	0.178
P_t	0.066	0.063	0.942	0.057	0.078	1.362	0.076	0.041	0.536
π_t	2374	6681	2.814	19.64	39.14	1.992	4728	8866	1.875
r_t	-0.022	0.059	-2.74	-0.038	0.073	-1.896	-0.029	0.028	-9.575
r_t^a	-0.018	0.026	-1.46	-0.218	0.024	-1.12	-0.013	0.027	-2.067
i_t^w	0.094	0.038	0.402						
i_t^u	0.076	0.032	0.423						
$1nP_t^u$	4.639	0.337	0.073						
i_t^B	0.341	0.097	0.393						
$1nP_t^B$	5.275	1.406	0.266						

* Todas las series utilizadas corresponden a series con datos mensuales para el período Enero 1970 - Diciembre 1982

4.A Ajustes por autocorrelación

Las regresiones ajustadas para eliminar autocorrelación se exponen a continuación.

4.1. A Mensual

Modelo autoregresivo de segundo orden

$$(17) \quad i_t - 1.36i_{t-1} + 0.41i_{t-2} = 0.017 + 0.1656(p_t^e - 1.36p_{t-1}^e + 0.41p_{t-2}^e)$$

(3.32) (1.55)

$$R^2 = 0.017 \quad DW = 0.76$$

Modelo autoregresivo

$$(18) \quad i_t - 0.65i_{t-12} = 0.0128 + 0.2198(p_t^e - 0.65p_{t-12}^e)$$

(6.56) (4.21)

$$R^2 = 0.111 \quad DW = 0.177$$

Dummies Estacionales

$$(19) \quad \hat{i}_t = 0.0102 + 0.5205p_t^e + 0.0008D_1 - 0.0004D_2 - 0.0013D_3 -$$

(3.11) (10.7) (0.14) (-0.08) (-0.23)

$$0.0026D_4 - 0.0014D_5 + 0.0007D_6 + 0.0015D_7 + 0.000D_8 -$$

(0.46) (-0.25) (0.13) (0.27) (0.000)

$$0.0013D_9 - 0.0003D_{10} + 0.0008D_{11}$$

(-0.23) (-0.05) (0.14)

$$R^2 = 0.4678 \quad DW = 0.0675$$

4.2.A Trimestral

$$(20) \quad i_t - 0.88i_{t-1} = 0.0042 + 0.2528 (p_t^e - 0.88 p_{t-1}^e)$$

(2.37) (1.95)

$$R^2 = 0.0783 \quad DW = 1.71$$

$$(21) \quad i_t - 0.49i_{t-3} = 0.0144 + 0.2968 (p_t^e - 0.49p_{t-3}^e)$$

(3.6) (3.27)

$$R^2 = 0.189 \quad DW = 0.424$$

4.3.A Anual

$$(22) \quad i_t - 0.43i_{t-1} = -0.0874 + 1.1237 (p_t^e - 0.43p_{t-1}^e)$$

(- 4.5) (12.4)

$$R^2 = 0.847 \quad DW = 1.189$$

$$(23) \quad i_t - 0.93i_{t-1} + 0.98i_{t-2} = -0.2058 + 1.3824(p_t^e - 0.93p_{t-1}^e + 0.98p_{t-2}^e)$$

(- 3.6) (7.74)

$$R^2 = 0.689 \quad DW = 1.05$$

DETERMINANTES DE LA TASA DE INTERES:
LA PARADOJA DE GIBSON Y LA TEORIA DE FISHER

RESUMEN

Este trabajo se propone verificar diversas hipótesis sobre los determinantes de la tasa de interés real, concentrándose en la verificación de la paradoja de Gibson y el Efecto Fisher. Para ello se consideró el período 1970-1982 con datos mensuales y trimestrales para Argentina, Brasil y Estados Unidos y para Argentina en el período 1950-1980 en forma anual.

Para Argentina y Brasil se observa una alta relación entre tasa de interés y nivel de precios, tanto a nivel mensual como anual. Para Argentina esta relación se mantiene alta para el primer subperíodo pero disminuye notablemente en el segundo y los resultados de trabajos con tasas de interés de aceptaciones fueron similares a las de tasa interés de plazo fijo. Para Estados Unidos la relación entre dichas series es muy baja.

En el corto plazo, no pudo verificarse la presencia del efecto Fisher. Los resultados obtenidos para Brasil son similares a los Argentinos. Para Estados Unidos no se verifica relación alguna entre la tasa de interés nominal y la tasa esperada de inflación.

En el largo plazo, con datos anuales, se acepta la ecuación propuesta por Fisher al igual que la propuesta por Fama.

Cuando se propone la ecuación de Fisher para economía abierta no se observa, contrariamente a lo esperado, un buen ajuste en el segundo subperíodo para el caso argentino.

Se reconoce la dificultad de trabajar con períodos de tasa de interés controladas por los problemas de interpretación que puedan tener los resultados.

INTEREST RATE DETERMINANTS: THE GIBSON PARADOX AND FISHER'S THEORY

S U M M A R Y

The object of this paper is to verify several hypothesis on the determinants of the real interest rate, concentrating on the Gibson paradox, and the Fisher Effect. For this purpose the 1970-1982 period was considered taking monthly and quarterly data for Argentina, Brazil and the United States; as well as annual data for the 1950-1980 period for Argentina.

The cases of Argentina and Brazil show a high relationship between interest rate and price level, both for monthly and annual data. This relationship is kept at this level for the first subperiod, but later decreases notably in the second subperiod, and all the studies including commercial papers interest rates (nonfixed) were similar to those including deposit interest rates (fixed).

The relationship between these series is very low in the case of the United States.

In the short run, the presence of the Fisher Effect could not be verified. The results obtained for Brazil are similar to those obtained for Argentina. In the case of the United States no relationship was verified between the nominal interest rate and the expected rate of inflation.

In the long run, with annual data, the equation proposed by Fisher, as well as the one proposed by Fama, were accepted.

Contrary to what was expected, when the Fisher equation is proposed, we do not obtain a good estimation in the second superperiod for the Argentine case.

The difficulty in working with periods in which controlled interest rates exist, is recognised, due to the problems presented on interpreting the results.