

VARIABILIDAD DE LA TASA DE INFLACION, RIESGO Y LA DEMANDA POR DINERO (*)

por Pedro Pou *

INTRODUCCION

La demanda por saldos monetarios reales ha sido analizada como formando parte del proceso de selección de activos dentro del portafolio de los tenedores de riqueza 1/. Las variables usualmente consideradas en dicho proceso son las tasas de rendimiento de los distintos activos alternativos a dinero, como así también el nivel de riqueza. Dichas variables han tomado en consideración sólo el nivel medio de la tasa de retorno de dichos activos. Este trabajo intenta demostrar que los tenedores de riqueza, al efectuar la selección de los activos que han de integrar su portafolio, tienen en cuenta no sólo la tasa de retorno esperada sino el grado de riesgo asociado con cada activo 2/.

El propósito de este trabajo es presentar un modelo de la demanda por dinero, donde, explícitamente se

(*) Trabajo presentado en las Jornadas de Economía Monetaria y Sector Externo - 21 y 22 de setiembre de 1978, organizadas por el Centro de Estudios Monetarios y Bancarios del Banco Central de la República Argentina. (*) Director del Centro de Estudios Macroeconómicos de Argentina.

considera dicho efecto, como así también verificar empíricamente la importancia cuantitativa del mismo, analizando la experiencia de Argentina durante el período 1935-1973 3/.

1. VARIABILIDAD DE LA TASA DE INFLACION Y DEMANDA POR SALDOS MONETARIOS REALES

La demanda por dinero, como la de cualquier otro activo, ha sido postulada como una función de dos tipos de variables: a) la restricción presupuestaria total impuesta por la riqueza del individuo; y b) las tasas de retorno de activos alternativos.

En esta especificación se reconoce explícitamente que al tomar la decisión con respecto a cuánto dinero mantener en el portafolio, los tenedores últimos de riqueza sólo cuentan con una parte de la información necesaria y que, sobre la restante, deben formular predicciones. Así, por ejemplo, Friedman considera que los activos alternativos al dinero son:

- 1) bonos, interpretados como derechos a flujos de dinero;
- 2) acciones, que dan derecho a una parte determinada de las utilidades de las empresas 4/;
- 3) bienes, cuyo retorno, medido en términos nominales, es el incremento de su precio; y
- 4) capital humano.

La tasa de retorno de los tres primeros activos puede ser expresada de la siguiente forma:

$$\text{Bonos: } r_B - \frac{1}{r_B} \frac{dr_B}{dt} = r_B - \hat{r}_B \quad (1)$$

$$\text{Acciones: } r_e + \frac{1}{P} \frac{dP}{dt} - \frac{1}{r_e} \frac{dr_e}{dt} = r_e + \hat{P} - \hat{r}_e \quad (2)$$

$$\text{Bienes: } \frac{1}{P} \frac{dP}{dt} = \hat{P} \quad (3)$$

donde r_B = rendimiento anual, en términos de dinero, del bono; r_e = rendimiento anual de la acción, expresado en términos; P = nivel de precio; $\hat{X} = \frac{d \ln X}{dt}$.

Frente a la decisión de cuánto dinero mantiene, el tenedor de riqueza posee información cierta sólo con respecto a r_B debiendo predecir todos los otros determinantes de las tasas de retorno.

Dado que la información disponible en el momento inicial no será suficiente como para predecir con certeza los valores de dichas variables el individuo deberá construir una distribución de probabilidades de los valores posibles de cada una de las variables consideradas. Supondremos que estas distribuciones pueden ser caracterizadas por dos parámetros: su valor esperado, $E(x)$ y su varianza $\sigma^2(x)$, donde $x = r_B, r_e, P$.

El hecho de que cada expectativa con respecto a r_B, r_e y P sea representada por más de un parámetro fue ya destacado por John Hicks 6/ quien señala la necesidad de considerar no sólo el valor más probable en las distintas funciones sino la totalidad de la distribución de probabilidades y, en particular, la varianza de la distribución de probabilidades. Estas consideraciones fueron tomadas en cuenta por J. Tobin 7/ en su análisis de la demanda por dinero. Considerando como única alternativa a dinero la tenencia de bonos. Tobin demuestra que, para un individuo con aversión al riesgo: a) un aumento en el valor esperado de la tasa de interés sobre bonos, manteniendo constante la varianza de la distribución de probabilidades, da lugar a una disminución en la cantidad de dinero demandada; b) que un incremento en la va-

rianza de la distribución de probabilidades de la tasa esperada de interés sobre bonos, manteniendo constante el valor medio de dicha distribución, da lugar a un aumento en la demanda de dinero.

El método de análisis utilizado por Tobin puede servir para analizar el efecto de la variabilidad de la tasa esperada de inflación sobre la demanda por saldos monetarios reales. Para ello supongamos que en la economía sólo existen dos bienes: dinero y bienes físicos (o un bono con cláusula de reajuste y tasa de interés real igual a cero). El retorno real de los bienes físicos es cero, mientras que el retorno del dinero, en términos de bienes, es igual a $-\pi$. En el momento de tomar una decisión con respecto a la cantidad de dinero a mantener, la gente no conoce con certeza cuál ha de ser la tasa de inflación que prevalecerá en el próximo período. Sin embargo, puede formarse una opinión con respecto a la posibilidad de distintos valores de dicha tasa. A los efectos de este trabajo caracterizaremos dicha distribución por su valor medio y su desviación estándar π ($E, \sigma \pi$); donde E es el valor esperado de la tasa de inflación entre t y $t + 1$ y $\sigma \pi$ es la desviación estándar de dicha distribución.

Si suponemos que el retorno total del dinero es sólo (menos) la tasa esperada de inflación, entonces la cantidad demandada de dinero será cero, por cuanto un aumento en la tenencia de dinero estará acompañada por un aumento en la variabilidad del retorno total del portafolio y una disminución en su rendimiento medio, no existiendo "trade off" entre retorno y riesgo. En la medida en que la gente tiene aversión al riesgo, elegirá portafolios en los que dinero sea cero.

Este comportamiento está ilustrado en el siguiente gráfico:

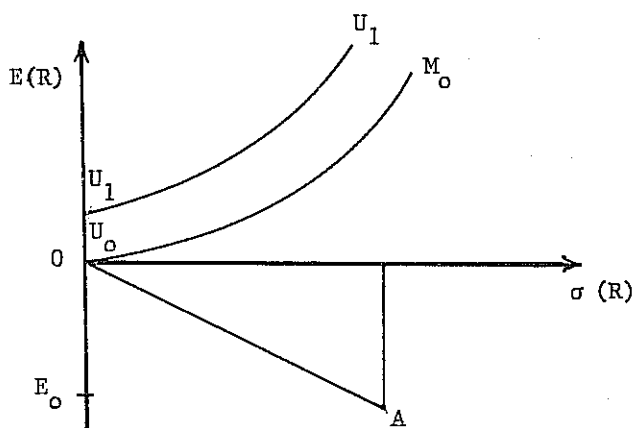


Gráfico I

En el eje horizontal se mide la desviación estándar de la distribución de probabilidades de distintos portafolios, los que tienen proporciones crecientes de dinero a medida que nos desplazamos hacia la derecha. En el eje vertical se mide la tasa media de retorno del portafolio. Cuando el portafolio consiste sólo de bienes, su combinación retorno-varianza es la indicada por el punto O mientras que si sólo contiene dinero será la ilustrada por el punto A .

Dadas las preferencias de la gente entre retorno y riesgo, representadas por el sistema de curvas de indiferencia UU , el equilibrio se logrará en el punto O , que aunque no es un punto de tangencia es el punto de la restricción presupuestaria OA consistente con el mayor nivel de utilidad.

En conclusión, si no incluimos los retornos monetarios y no monetarios del dinero en la curva de indiferencia O en la función de producción la demanda por dinero será igual a cero en un modelo de bienes y dinero donde existe una tasa positiva de inflación.

Sin embargo, el retorno de dinero es distinto de cero, en ausencia de inflación. Dinero es un activo que permite llevar a cabo las transacciones de la economía a un costo muy inferior al que se insumiría si no existiese y las transacciones se llevasen a cabo en la forma de trueque. Por lo tanto, el dinero es un factor de producción, como tal, tiene una tasa de retorno en términos de bienes distinta de cero. Bajo este supuesto, la tasa de retorno real total del dinero será igual a:

$$r_D = \text{PMD} - \pi$$

donde r_D = retorno real total del dinero, PMD = productividad marginal del dinero y π = tasa de inflación.

A los efectos de facilitar el análisis gráfico supondremos que la productividad marginal del dinero permanece constante a medida que aumentamos la proporción de dinero en el portafolio.

La restricción presupuestaria en este caso sí implica un cierto intercambio entre retorno y riesgo cuando se incrementa la proporción de dinero en el portafolio, haciendo plausible que la demanda por dinero sea positiva. El efecto de un incremento en la tasa esperada de inflación sobre la cantidad demandada de dinero. Se puede analizar en forma similar a una disminución en el retorno esperado. Dado que PMD permanece constante, el efecto de un incremento en E es reducir r_D , desplazando la línea de presupuesto de OA a OA' , en el gráfico II.

Este desplazamiento en la línea de presupuesto determina que el punto de equilibrio se desplaza de F_0 a F_1 , en una curva de indiferencia inferior. La composición del portafolio en el punto F_1 incluye una proporción menor de saldos monetarios reales que la existente en F_0 .

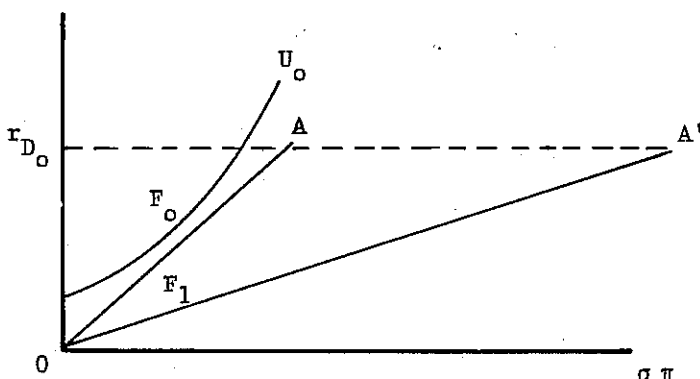


Gráfico II

Por otra parte, manteniendo la tasa esperada de inflación constante, un aumento en $\delta\pi$ puede ser representado por la línea OA' que para el mismo retorno total de la tenencia de dinero (r_{Do}) tiene una mayor varianza ($\sigma\pi_1$ $\sigma\pi_0$). Observamos que el efecto de aumentar la varianza de la distribución de probabilidades de la tasa esperada de inflación de $\sigma\pi_0$ a $\sigma\pi_1$ es igual a aumentar la tasa esperada de inflación en la cantidad AA'' . Vale decir que existe un intercambio ("trade off") entre la tasa esperada de inflación y la variabilidad de dicha tasa. Estas relaciones se representan en el siguiente gráfico.

En a se presenta la curva de demanda por saldos monetarios reales para dos valores distintos de la desviación estándar de la distribución de probabilidades de los valores probables de la tasa de inflación. En b se ilustra el "trade off" existente entre retorno y riesgo en la demanda por dinero.

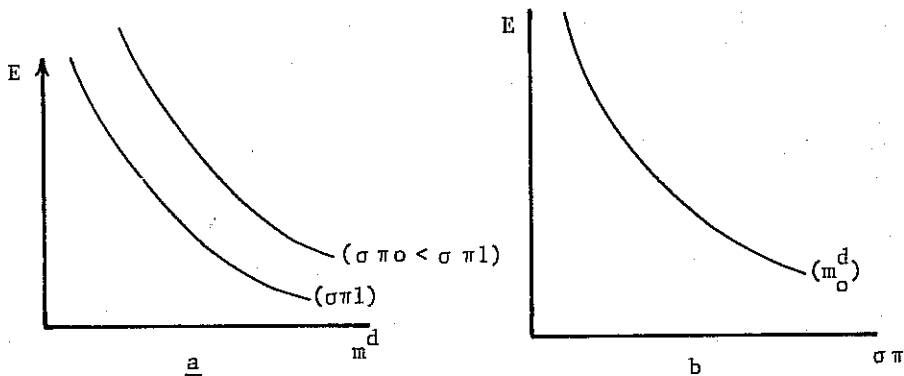


Gráfico III

Medición de la Varianza de la Distribución de Probabilidades de la Tasa de Inflación Futura

La medición de los parámetros de la distribución de probabilidades de la tasa de inflación plantea dificultades, toda vez que dichos parámetros no son variables observables. Será necesario, por lo tanto, construir variables que midan dichos conceptos. En esta sección analizaremos distintas posibilidades con respecto a la forma de medir o aproximar la variabilidad de dicha distribución, dejando para siguiente sección el análisis de las alternativas existentes con respecto a la medición del valor medio de la misma.

Deseamos medir la variabilidad de la distribución de probabilidades de los valores de la tasa de inflación esperada entre el momento actual (t) y un momento $t+1$. Dado que dicha variable no es observable, debemos relacionarla con alguna variable medible. Nuestra hipótesis, en este sentido, es que dicha variabilidad está relacionada

positivamente con alguna medida de la variabilidad de la tasa de inflación en el pasado. Vale decir que cuanto mayor haya sido la variabilidad de la tasa de inflación en el pasado, mayor ha de ser la dispersión de la distribución de probabilidades con respecto a la tasa de inflación esperada para el próximo período.

Se utilizarán dos variables para capturar dicho efecto: a) variación anual; y b) variación mensual.

a) *Variación anual*: se define la tasa de inflación anual como la diferencia logarítmica del nivel de precios promedio (geométrico) correspondiente a los años t y $t - 1$ y se calcula la varianza para cada subperíodo de 3 y 5 años.

b) *Variación mensual*: se calculó en primer lugar la tasa de inflación correspondiente a cada mes, definida como la diferencia logarítmica entre el nivel de precios en el mes j del año t y el nivel de precios en el mes j del año $t-1$. (De esta forma se evitó introducir problemas de estacionalidad a la medición de la variabilidad de la tasa de inflación). Posteriormente, se calculó la varianza de la tasa de inflación así definida para períodos de 12, 18, 24 y 36 meses. Dicha medida de la variabilidad de la tasa de inflación se consideró la correspondiente al mes j del año t . Dado que el estudio de la demanda por dinero se efectuó tomando promedios geométricos anuales de los datos mensuales de la cantidad real de dinero, se promedió en igual forma las medidas correspondientes a la variabilidad de cada mes y esta variable se consideró la meda de la variabilidad de la distribución de probabilidades con respecto a la inflación en el año t .

2. PROCESO DE FORMACION DE EXPECTATIVAS

Para un gran número de países latinoamericanos, en los cuales el desarrollo del mercado de capitales ha sido bastante limitado, la principal alternativa a la tenencia de dinero como forma de riqueza es la tenencia de bie

nes físicos. Por lo tanto, el costo alternativo de mantener dinero está dominado por la tasa esperada de inflación que constituye una medida adecuada de la tasa de retorno nominal de los bienes físicos, o bien del (negativo) retorno real de mantener dinero δ . Es por tanto importante precisar el proceso mediante el cual la gente forma sus expectativas con respecto a la tasa de inflación. Como ya dijimos en la sección anterior, la gente forma expectativas con respecto a la distribución de frecuencias de la tasa de inflación en el próximo período, asignando distintas probabilidades a la ocurrencia de distintas tasas de inflación.

La probabilidad que asigna a los distintos valores de la tasa de inflación dependen de sus expectativas pasadas, de su conocimiento de la política monetaria actual, de las declaraciones de las personas a cuyo cargo está la ejecución de dichas políticas, etc. En esta sección no deseamos explorar las razones de la variabilidad de dicha distribución ni la medición de la misma, que ya fueron exploradas en la sección anterior, sino que nos preocupará la forma en que cada individuo llega a la conclusión del valor medio de la tasa de inflación entre t y $t + 1$.

El trabajo pionero de Philip Cagan ^{9/} sobre las hiperinflaciones que se registraron en distintos países europeos durante el período que media entre las dos guerras mundiales, postula por primera vez un proceso de formación de expectativas con respecto a la tasa esperada de inflación sobre la base de toda la historia de las tasas de inflación. Este proceso, que se conoce como proceso de adaptación de expectativas, postula que "la tasa esperada de cambio en los precios se revisa por período de tiempo en proporción a la diferencia entre la tasa efectiva de cambio en los precios y la tasa de cambio que se había previsto. Esta suposición se expresa de la siguiente manera:

$$(dE/dt)_t = \beta (\pi_t - E_t), \beta \geq 0 \quad (4)$$

donde π representa $(d \log P / dt)$ en tiempo t y E_t es el nivel previsto (esperado) de π_t . β es una constante que puede describirse como un "coeficiente de expectativas", ya

que su magnitud determina la rapidez con que las tasas esperadas de cambio en los precios se ajustan a las tasas efectivas. Cuanto más pequeño es β , tanto más lento es el ajuste" 10/.

En este trabajo analizamos la hipótesis de que la variabilidad de la tasa de inflación afecta la magnitud del coeficiente β . A priori podemos plantear dos formas posibles de esta relación, a) Relación directa y b) Relación inversa.

a) *Relación directa*: Cuanto mayor es la variabilidad de la tasa de inflación mayor es el coeficiente β . Una relación directa entre la variabilidad de la tasa de inflación y el coeficiente β implica que cuanto mayor sea la variabilidad de la tasa de inflación, el individuo ha de tener en cuenta menor información pasada con respecto a la tasa de inflación para formar su opinión con respecto al valor esperado de la tasa de inflación para el próximo período. La hipótesis sería que el pasado es un pobre predictor del futuro cuando ese pasado ha estado caracterizado por una alta variabilidad.

b) *Relación inversa*: Un aumento en la variabilidad de la tasa de inflación puede suponerse que da lugar a una disminución en el coeficiente β , toda vez que el individuo puede desear contar con tanta información como sea posible, dado que la última información no debe tomarse estrictamente en cuenta debido a la alta variabilidad de la tasa de inflación. (Esta sería la lógica implícita en la hipótesis de A. Diz (op. cit.).

Teniendo en cuenta las dos posibles relaciones existentes entre la variabilidad de la tasa de inflación y el coeficiente de expectativas β , definimos dicho parámetro de dos formas alternativas:

$$\beta(a, \alpha) = k(\alpha) \cdot CV(a) \quad 0 \leq \beta(a, \alpha) \leq 1$$

DIR D DIR

$$\beta_{\text{IND}}(a, \alpha) = \frac{1}{[k_{\text{I}}(\alpha) \cdot \text{CV}(a)] + 1} \quad 0 \leq \beta_{\text{IND}}(a, \alpha) \leq 1$$

donde $\text{CV}(a)$ es el coeficiente de variación de la tasa de inflación para un período de a meses (0 años); $k_{\text{D}}(\alpha)$ es una constante cuyo valor es tal que la media de $\beta(a, \alpha)$ es igual al valor α ($\alpha = 0.1 - 0.9$); $k_{\text{I}}(\alpha)$ es una constante cuyo valor es tal que el valor medio de $\beta_{\text{IND}}(a, \alpha) = \alpha$. Las medidas de $\text{CV}(a)$ utilizadas fueron cuatro: 2 con tasas de inflación anuales (sobre 3 y 5 años, respectivamente) y dos calculadas con datos mensuales (18 y 24 meses, respectivamente).

Análisis Empírico: El caso de Argentina, 1936-1973

La experiencia argentina de los últimos 40 años provee un caso interesante para verificar las hipótesis planteadas en las secciones anteriores, por cuanto la variabilidad de su tasa de inflación ha cambiado considerablemente durante el período analizado, como se podrá comprobar más adelante.

Definición de variables

Se trabajó a nivel anual para el período 1935-1973. Las variables se definieron de la siguiente forma:

M_1 = Promedio geométrico de datos mensuales de la suma de billetes y moneda en poder del público, más depósitos en cuenta corriente de particulares (centrado al 15 de julio).

M_2 = Promedio geométrico de datos mensuales de la suma de billetes y monedas en poder del público, depósitos en cuenta corriente a plazo fijo y en cuenta de ahorros (centrado al 15 de julio).

- P = Promedio geométrico de datos mensuales del nivel general de precios al por mayor (centrado al 1 de julio).
- Y = Ingreso nacional bruto.
- $YP(\alpha)_t$ = $\alpha Y_t + (1-\alpha) YP(\alpha)_{t-1}$ = ingreso permanente, para un coeficiente de ajuste α .
- E_t = $\beta (Z) \hat{P}_t^* + (1-\beta (Z)) E_{t-1}$ = Tasa esperada de inflación.
- \hat{P}_t^* = $\ln P_t^* - \ln P_{t-1}^*$
- P_t^* = Promedio geométrico de datos mensuales del nivel general de precios de julio t-1 a junio t (centrado al primero en enero).
- $\sigma^2(P^*, \gamma, E)$ = Varianza de la tasa de inflación (\hat{P}_t^*) calculada usando datos anuales o mensuales ($\gamma = A$ o M , respectivamente) para un período de E meses (12, 24, 36, 48, 60).
- $CV(\hat{P}^*, \gamma, E)$ = Coeficiente de variación de la tasa de inflación calculada usando datos anuales o mensuales (γ) para un período de E meses.
- $\beta (Z)$ = Valor del coeficiente de ajuste de expectativas de inflación fijo ($Z = 0.10 - 0.90$).
- $\beta (V, D, Z)$ = Valor del coeficiente de ajuste de expectativas de inflación variable (V), fórmula de relación directa ($\beta = K^*CV$) cuyo valor medio es Z ($Z = 0.10, 0.20 \dots 0.90$).
- $\beta (V, I, Z)$ = Valor del coeficiente de ajuste de expectativas de inflación variable (V), fórmula de

relación directa ($\beta = 1/(kx_{CV} + 1)$), cuyo valor medio es Z ($Z = 0.10, 0.20 \dots 0.90$).

En los cuadros 1 y 2 se presentan los resultados obtenidos para el modelo más simple de la demanda por dinero. Las regresiones en cada cuadro difieren entre sí en la variable utilizada como proxy para la tasa esperada de inflación. Estas variables a su vez difieren sólo en cuanto al coeficiente de adaptación de expectativas β , utilizando en el cálculo de la tasa esperada de inflación.

Los resultados obtenidos permiten concluir que una parte importante de la variabilidad de la cantidad real de dinero puede ser explicada por las variables consideradas en esos modelos. Por otra parte, observamos que el coeficiente de expectativas β que da los mejores resultados difiere considerablemente en el caso de M_1 y M_2 , siendo en el primer caso de 0.9, mientras que en el segundo es de 0.1. Observamos asimismo que el estadístico d (Durbin Watson) favorece la hipótesis de correlación serial positiva de los residuos.

En el cuadro 3 se resumen los resultados obtenidos con el modelo simple de la demanda por dinero (M_1) cuando la variable proxy de la tasa esperada de inflación ha sido estimada utilizando coeficientes de β fijo y variable y estos últimos bajo el supuesto de una relación funcional directa o indirecta con el coeficiente de variabilidad de la tasa de inflación. El indicador utilizado en dicho cuadro es el R^2 .

Del cuadro 3 podemos concluir que los mejores resultados se obtienen para una relación funcional directa y cuando el período de cálculo del coeficiente de variación es de 3 años. Observamos asimismo, que el valor medio del coeficiente β que maximiza R^2 es de 0.10. También es de tenerse en cuenta la superioridad del R^2 frente a los resultados obtenidos cuando el parámetro β toma un valor constante.

CUADRO N° 1

RESULTADOS PARA EL MODELO:

$$\ln \frac{M1}{P} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln YP(0.30) + \alpha_2 E_t(Z)$$

Z	α_0	α_1	α_2	R_d^2	F
0.1	- 4.78 (- 2.18)	1.00 (3.87)	- 1.39) (- 1.07)	0.680 0.342	41.5
0.2	- 3.77 (- 2.68)	0.88 (5.33)	- 0.765 (- 1.00)	0.679 0.332	41.2
0.3	- 3.79 (- 3.43)	0.89 (6.85)	- 0.817 (- 1.46)	0.689 0.312	43.1
0.4	- 3.76 (- 3.90)	0.89 (7.90)	- 0.813 (- 1.84)	0.698 0.299	45.1
0.5	- 3.70 (- 4.16)	0.88 (8.56)	- 0.771 (- 2.09)	0.706 0.291	46.7
0.6	- 3.63 (- 4.29)	0.87 (8.96)	- 0.716 (- 2.24)	0.710 0.285	47.7
0.7	- 3.58 (- 4.36)	0.87 (9.21)	- 0.666 (- 2.35)	0.714 0.279	48.5
0.8	- 3.54 (- 4.40)	0.86 (9.38)	- 0.621 (- 2.41)	0.716 0.274	49.0
0.9	- 3.50 (- 4.43)	0.86 (9.50)	- 0.582 (- 2.46)	0.718 0.270	49.3
1.0	- 3.45 (- 4.42)	0.85 (9.58)	- 0.544 (- 2.47)	0.718 0.269	49.4

CUADRO N° 2

RESULTADOS PARA EL MODELO:

$$\ln\left(\frac{M2}{P}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln YP (0.30) + \alpha_3 E_t (Z)$$

Z	α_0	α_1	α_2	R_d^2	F
0.1	- 6.176 (- 4.73)	1.254 (8.11)	- 4.38 (- 5.67)	0.734 0.823	53.3
0.2	- 3.18 (- 3.76)	0.904 (9.01)	- 2.53 (- 5.52)	0.727 0.772	51.6
0.3	- 2.006 (- 2.963)	.765 (9.602)	- 1.87 (- 5.502)	.726 0.758	51.3
0.4	- 1.348 (- 2.20)	0.686 (9.604)	- 1.470 (- 5.24)	0.714 0.710	48.4
0.5	- .949 (- 1.611)	.637 (9.339)	- 1.19 (-4.892)	.697 0.651	44.7
0.6	- .680 (- 1.169)	.604 (9.020)	- .994 (- 4.543)	.679 0.599	41.3
0.7	- .502 (- .865)	.582 (8.749)	- .853 (- 4.257)	.664 0.556	38.6
0.8	- .373 (- .642)	0.565 (8.532)	- 0.748 (- 4.03)	.652 .525	36.6
0.9	- .274 (- .471)	.553 (8.356)	- .667 (- 3.838)	.642 0.50	35.1
1.0					

CUADRO N° 3

Valor del R² (x 1000) de los modelos:

$$\ln \frac{M1}{P} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln YP (0.30) + \alpha_2 E(V,D,Z)$$

Z	Fijo	INDIRECTO				DIRECTO			
		18	24	3	5	18	24	3	5
0.10	680	671	672	674	670	533	627	758*	750
0.20	679	674	674	672	670	606	685	728	743
0.30	689	686	685	671	674	646	708	727	725
0.40	698	698	697	676	684	654	692	735	702
0.50	706	708	707	684	693	650	674	742	680
0.60	710	715	715	695	703	645	663	743	664
0.70	714	720	719	704	708	636	655	668	653
0.80	716	722	722	711	713	630	652	661	644
0.90	718	722	722	715	714	632	648	653	639

β Indirecto = $1/1 + k_1$ CV

β Directo = $k/2$. CV

En el cuadro 4 se presentan resultados similares obtenidos en el caso de M_2 , con la única diferencia de que en este caso sólo se utilizó la relación $\beta = k.CV$, dada la superioridad de dicha relación sobre la indirecta observada en el análisis de M_1 . En este caso observamos que el mejor coeficiente es el calculado con el coeficiente de variación para períodos de 5 años.

CUADRO N° 4

Valor del R^2 ($\times 1000$) de los modelos

$$\ln \frac{M_2}{P} = \alpha_0 + \alpha_1 YP (0.30) + \alpha_2 E(V, D, Z)$$

1935 - 1973

D I R E C T O					
Z	β Fijo	3	5	18	24
0.10	734	744	751*	533	627
0.20	727	717	743	606	685
0.30	726	703	725	646	708
0.40	714	698	701	654	692
0.50	697	696	680	650	674
0.60	679	685	664	645	663
0.70	664	668	653	636	655
0.80	652	661	644	630	652
0.90	642	653	639	632	648

Las dos mejores regresiones son las siguientes:

$$\ln \frac{M_1}{P} = -7.28 + 1.323 \ln YP (0.30) - 3.99 E(\beta(V,D,3, 0.10))$$

$$(-5.02) (7.53) \quad (-3.62)$$

$$R^2 = 0.758$$

$$F = 60.6$$

$$d = 0.44$$

$$\ln \frac{M_2}{P} = -5.02 + 1.139 \ln YP (0.30) - 4.65 E(\beta(V,D,5,0.10))$$

$$(-4.79) (8.95) \quad (-6.07)$$

$$R^2 = 0.751$$

$$F = 58.2$$

$$d = 1.02$$

El siguiente paso fue introducir distintas medidas de la variabilidad de la tasa de inflación como proxy de la variabilidad de la distribución de probabilidades de la tasa futura de inflación. Las medidas utilizadas fueron $\sigma^2(\hat{P}, A, 3)$, $\sigma^2(\hat{P}, A, 5)$, $\sigma^2(\hat{P}, M, 12)$, $\sigma^2(\hat{P}, M, 18)$, $\sigma^2(\hat{P}, M, 24)$, $\sigma^2(\hat{P}, M, 36)$ y las correspondientes medidas del coeficiente de variación de la tasa de inflación (CV (\hat{P}, α, β)). Los resultados presentados en los cuadros 5 y 6 indican que en ambos casos (M_1 y M_2), la introducción de una variable proxy de la variabilidad de la tasa de inflación mejora considerablemente la mejor regresión obtenida sin dicha variable. Observamos que persisten los problemas de correlación serial de los residuos. Los resultados son superiores cuando la variable proxy de la variabilidad de la tasa de inflación es la desviación estándar de la tasa de inflación pasada, que cuando dicha medida es el coeficiente de variabilidad.

CUADRO N^o 5

Resultados obtenidos para el modelo
 $\ln \frac{M1}{P} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln YP(0.30) + \alpha_2 E(\delta DIRCV3,01) + \alpha_3 \ln a$
 1935 - 1973

a	α_0	α_1	α_2	α_3	R^2 (d)	F
$\sigma 12$	- 7.01 (-5.87)	1.29 (8.95)	- 3.71 (-4.07)	- 0.170 (- 4.27)	0.836 (0.56)	65.8
$\sigma 18$	- 5.96 (-4.65)	1.17 (7.55)	- 2.98 (- 3.04)	- 0.174 (-3.82)	0.825 (0.59)	60.5
$\sigma 24$	- 5.57 (-3.75)	1.09 (6.44)	- 2.49 (-2.33)	- 0.178 (-3.43)	0.814 (0.58)	56.4
$\sigma 36$	- 4.77 (- 3.11)	1.03 (5.62)	- 2.20 (- 1.92)	- 0.200 (-3.10)	0.805 (0.464)	53.3
CV12	- 7.34 (- 4.68)	1.33 (7.06)	- 4.01 (- 3.56)	0.004 (0.12)	0.751 (0.428)	39.3
CV18	- 6.56 (- 4.38)	1.24 (6.96)	- 4.09 (- 3.77)	- 0.053 (- 1.55)	0.767 (0.55)	42.8
CV24	- 6.46 (- 4.57)	1.24 (7.34)	- 4.41 (- 4.17)	- 0.090 (- 2.33)	0.785 (0.695)	47.2
CV36	- 5.35 (- 3.57)	1.12 (6.32)	- 4.13 (- 4.07)	- 0.145 (- 2.79)	0.797 (0.76)	50.6
$\sigma 3$	- 6.96 (- 4.66)	1.29 (7.18)	- 3.72 (- 3.26)	- 0.003 (- 0.95)	0.757 (0.437)	40.6
$\sigma 5$	- 6.90 (- 4.47)	1.28 (6.96)	- 3.61 (- 2.96)	- 0.003 (- 0.76)	0.755 (0.408)	40.1
CV3	- 7.06 (- 5.03)	1.29 (7.63)	- 4.27 (- 3.97)	- 0.006 (- 1.92)	0.775 (0.51)	44.6
CV5	- 5.96 (- 3.96)	1.17 (6.41)	- 3.57 (- 3.35)	- 0.008 (- 2.19)	0.781 (0.48)	46.3

CUADRO N° 6

Resultados obtenidos para el modelo

$$\ln \frac{M2}{P} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln YP(0.30) + \alpha_2 E(\text{SDIR CV5.01}) + \alpha_3 \ln a$$

1935 - 1973

a	α_0	α_1	α_2	α_3	R_d^2	F
σ_{12}	- 4.89 (- 5.43)	1.12 (10.30)	- 4.52 (- 6.85)	- 0.102 (- 3.71)	0.816 0.99	57.2
σ_{18}	- 4.27 (- 4.36)	1.05 (8.83)	- 4.11 (- 5.70)	- 0.094 (- 2.93)	0.794 1.03	49.9
σ_{24}	- 3.97 (- 3.64)	1.01 (7.71)	- 3.91 (- 4.91)	- 0.085 (- 2.28)	0.777 1.03	45.1
σ_{36}	- 3.68 (- 3.07)	0.983 (6.82)	- 3.73 (- 4.33)	- 0.094 (- 2.04)	0.771 0.95	43.6
CV12	- 6.20 (- 6.02)	1.27 (10.28)	- 5.03 (- 7.13)	0.055 (2.98)	0.795 1.19	50.2
CV18	- 5.60 (- 5.14)	1.20 (9.19)	- 4.67 (- 6.22)	0.036 (1.60)	0.761 1.06	41.3
CV24	- 5.11 (- 4.71)	1.15 (8.78)	- 4.59 (- 5.85)	0.012 (0.43)	0.745 1.01	37.9
CV36	- 5.41 (4.61)	1.18 (8.47)	4.63 (- 6.01)	0.029 (0.76)	0.747 0.98	38.5
σ_3	- 4.59 (- 4.17)	1.09 (8.23)	- 4.31 (- 5.29)	- 0.003 (- 1.20)	0.754 1.03	39.7
σ_5	- 4.04 (- 3.57)	1.03 (7.63)	- 3.76 (- 4.33)	- 0.006 (- 1.93)	0.768 1.03	42.9
CV3	- 4.94 (- 4.61)	1.129 (8.67)	- 4.66 (- 6.01)	- 0.009 (- 0.45)	0.744 1.01	38.0
CV5	- 5.04 (- 4.23)	1.14 (7.91)	- 4.66 (- 5.77)	0.0001 (0.05)	0.743 1.01	37.7

Es interesante observar que no existe prácticamente correlación alguna entre E y σ^2 y que la existencia entre E y CV es lógicamente negativa, dado que el denominador de CV es una tasa (promedia) de inflación 11% . Esa puede ser la razón del signo positivo obtenido en las regresiones para M_2 cuando las medidas de la variabilidad de la tasa de inflación son $CV12$ y $CV18$.

Los resultados obtenidos permiten afirmar que la variabilidad de la tasa de inflación es un factor importante en la determinación de la cantidad de saldos monetarios reales que el público desea mantener.

Para resolver el problema de autocorrelación de los residuos se introdujeron nuevas variables. Observando los residuos se comprobó que los correspondientes al período 1935-1944 eran excesivamente altos, subestimando consistentemente el valor calculado al valor observado.

Bajo la hipótesis de que la segunda guerra mundial pudiera haber dado lugar a un incremento en la demanda por saldos monetarios reales, se incluyó una variable dummy para ese período. Por otra parte, como medida complementaria del costo de mantener dinero en efectivo se incluyó la tasa de interés sobre depósitos en cuenta de ahorro ($TICA_t$). Los resultados se presentan en el Cuadro 7.

Los resultados difieren considerablemente para las dos definiciones de dinero. En el caso de M_1 , la introducción de la variable dummy y la tasa de interés en depósitos en cuenta de ahorro contribuye significativamente a mejorar los resultados. Los coeficientes de ambas variables son significativamente distintas de cero y tienen el signo esperado. Por otra parte, la inclusión de ambas variables contribuye a aumentar el valor del estadístico d , de tal forma que cuando se incluyen ambas variables el valor de d cae en la región de indeterminación.

En el caso de M_2 , la inclusión de la tasa de interés

no mejora los resultados y el coeficiente de dicha variable no es significativamente distinto de cero. Si consideramos este resultado juntamente con el obtenido para M_1 , podemos concluir que la tasa de interés sobre depósitos en cuenta de ahorro da lugar a una importante redistribución de activos, dentro del total de dinero M_2 . Es decir, que un aumento en TICA trae aparejada una disminución en la demanda por M_1 que es transferida íntegramente a depósitos en cuenta de ahorro y a plazo fijo, de tal forma que el total M_2 permanece inalterado.

CUADRO N° 7

Resultados obtenidos para el modelo

$$\ln \frac{M_1}{P} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln YP(0.30) + \alpha_2 E(\text{BDIR CV3}, 0.1) + \alpha_3 \ln \sigma 12 + \alpha_4 \text{TICA} + \alpha_5 D$$

i	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	R^2_d	F
M1	- 3.34 (-3.00)	0.89 (6.77)	- 3.65 (-4.99)			- 0.403 (- 6.99)	0.895 1.30	108.5
M1	- 3.88 (-3.85)	0.95 (8.01)	- 3.54 (-5.43)	- 0.099 (-3.18)		- 0.332 (- 5.87)	0.917 1.46	105.2
M1	- 10.36 (-11.19)	1.68 (15.19)	- 2.68 (-4.33)	- 0.105 (-3.77)	- 6.02 (-6.85)		0.929 0.908	125.7
M1	- 7.62 (-6.05)	1.38 (9.47)	- 2.92 (-5.15)	- 0.087 (-3.37)	- 4.11 (- 3.99)	- 0.177 (- 2.91)	0.942 1.35	124.3
M2	- 4.11 (-3.49)	1.04	- 4.56 (7.45)	(-6.06)		- 0.091 (-1.59)	0.761 1.07	41.3
M2	- 4.68 (4.43)	1.10 (8.79)	- 4.51 (-6.73)	- 0.097 (-3.22)		- 0.021 (-0.37)	0.811 1.01	41.8
M2	- 4.29 (-4.21)	1.05 (8.64)	- 4.20 (6.18)	- 0.098 (-3.18)	- 0.12 (-0.13)		0.799 0.85	38.8
M2	- 3.73 (-2.41)	0.99 (5.54)	- 4.25 (-6.11)	- 0.094 (-2.94)	0.26 (0.20)	- 0.036 (- 0.48)	0.794 0.90	30.3

Dado que los resultados obtenidos favorecen la hipótesis de correlación serial positiva, creemos conveniente investigar las distintas formas conocidas de eliminar la. Sin embargo, dada las disponibilidades de tiempo, no ha sido posible hacerlo en esta oportunidad.

APENDICE I

MATRIZ DE CORRELACION PARCIAL

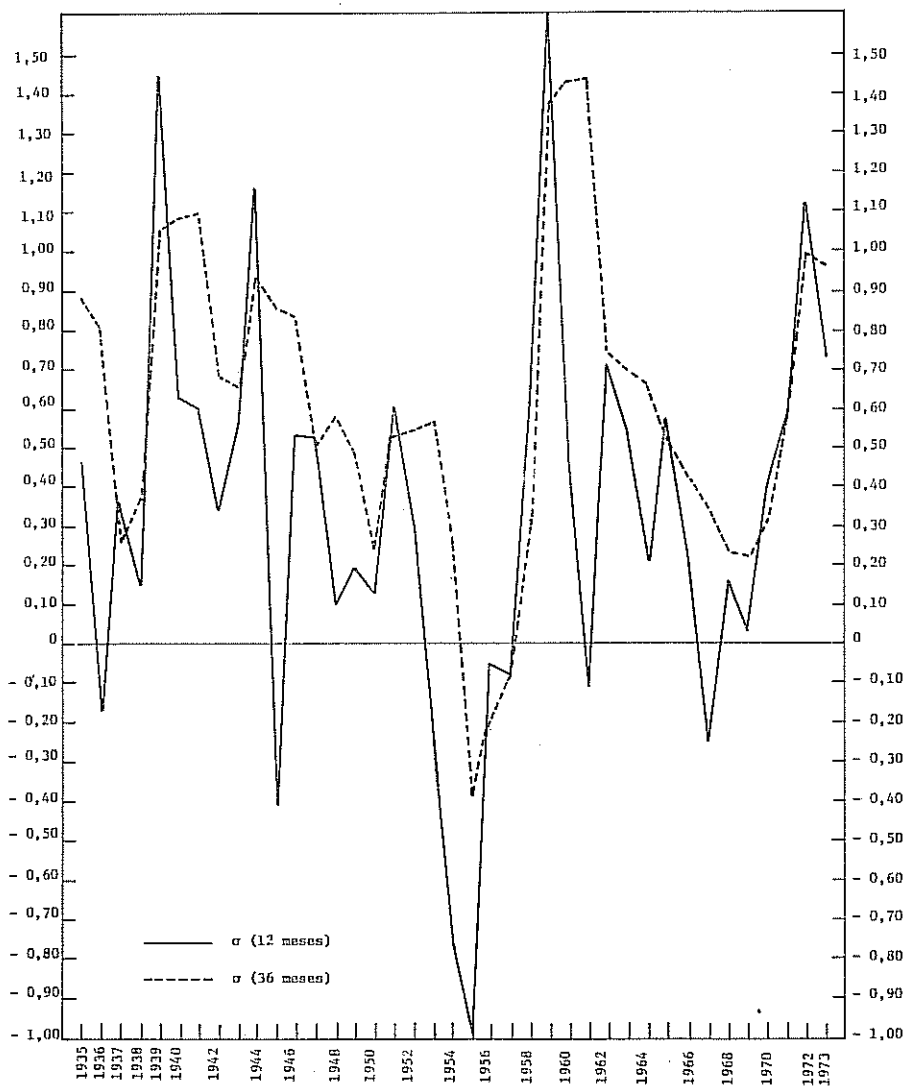
E(a)	CV12	CV18	CV24	CV36
0.1	- 0.444	- 0.641	- 0.700	- 0.796
0.2	- 0.445	- 0.666	- 0.730	- 0.802
0.3	- 0.433	- 0.654	- 0.712	- 0.761
0.4	- 0.426	- 0.633	- 0.682	- 0.712
0.5	- 0.427	- 0.618	- 0.656	- 0.669
0.6	- 0.434	- 0.611	- 0.638	- 0.634
0.7	- 0.448	- 0.610	- 0.626	- 0.605
0.8	- 0.463	- 0.612	- 0.617	- 0.581
0.9	- 0.478	- 0.614	- 0.609	- 0.551
E(β CV3 DIR 0.1)	- 0.420	- 0.610	- 0.646	- 0.725

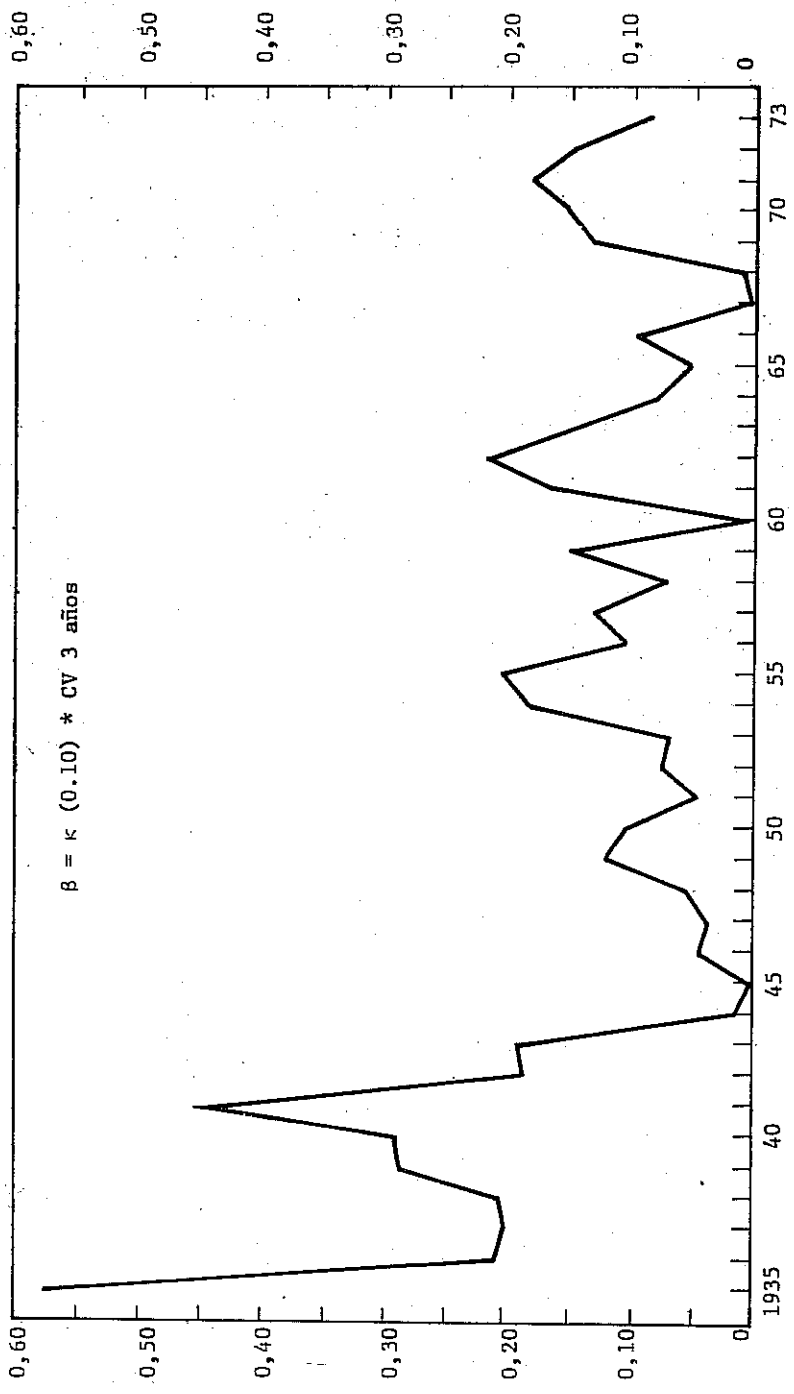
Año	$\ln M_1$	$\ln M_2$	Y	$\ln YP(0.3)$	$\ln P$	$\ln P$ (junio)
1935	7.4554	8.3103	4652.9	8.3761	3.8835	3.8966
1936	7.5117	8.3396	5051.7	8.4239	3.9091	3.8909
1937	7.6835	8.4454	5834.3	8.5048	4.0503	3.9774
1938	7.6589	8.4478	5493.0	8.5380	3.9768	4.0390
1939	7.7060	8.4585	5463.9	8.5588	4.1251	4.0166
1940	7.7572	8.4734	5212.6	8.5588	4.1898	4.1861
1941	7.8991	8.6194	5394.6	8.5693	4.2774	4.1847
1942	8.1052	8.7624	5778.2	8.5979	4.5076	4.4113
1943	8.2646	8.8959	5940.6	8.6263	4.6129	4.5690
1944	8.4850	9.0736	6514.5	8.6756	4.6832	4.6482
1945	8.6593	9.2321	6178.4	8.6918	4.7694	4.7273
1946	8.8766	9.4509	6985.4	8.7425	4.9159	4.8420
1947	9.1152	9.6241	8333.6	8.8370	4.9508	4.9368
1948	9.3646	9.8335	8429.5	8.9022	5.0929	5.0026
1949	9.6279	10.0810	7697.9	8.9164	5.3008	5.1985
1950	9.8467	10.2615	7684.1	8.2956	5.4831	5.3852
1951	10.0896	10.4616	7947.4	8.9424	5.8794	5.6627
1952	10.2076	10.5618	7420.6	8.9334	6.1559	6.0443
1953	10.4281	10.7634	7915.8	8.9466	6.2670	6.2324
1954	10.5853	10.9239	8185.0	8.9660	6.2844	6.2702

Año	ln M ₁	ln M ₂	Y	ln YP (0.3)	lnP	lnP (junio)
1955	10.7366	11.0739	8784.7	9.0019	6.3354	6.3098
1956	10.9029	11.2470	8885.3	9.0298	6.4805	6.3978
1957	11.0594	11.3920	9285.5	9.0629	6.6508	6.5532
1958	11.2567	11.6331	9887.3	9.1057	6.8666	6.3713
1959	11.6790	12.0029	9299.3	9.1154	7.6200	7.2453
1960	11.9666	12.2596	10076.6	9.1473	7.7599	7.7431
1961	12.1356	12.4503	10778.4	9.1907	7.8389	7.7787
1962	12.2506	12.5785	10470.7	9.2109	8.0974	7.9341
1963	12.3987	12.7605	10327.8	9.2205	8.3559	8.2577
1964	12.7143	13.0964	11497.9	9.2611	8.5901	8.4774
1965	12.9770	13.3881	12549.0	9.3173	8.8022	8.6821
1966	13.2237	13.6156	12514.2	9.3540	8.9849	8.9024
1967	13.5046	13.8960	12760.2	9.3851	9.2136	9.0953
1968	13.7669	14.1621	13267.9	9.4187	9.3057	9.2853
1969	13.9521	14.3712	14340.7	9.4668	9.3644	9.3255
1970	14.0759	14.5187	15059.1	9.5152	9.4937	9.4098
1971	14.2973	14.7692	15838.5	9.5664	9.8238	9.6411
1972	14.6291	15.1509	16631.5	9.6147	10.3893	10.0899
1973	15.1844	15.7009	17988.1	9.6731	10.8046	10.6368

Año	σ_{12}	σ_{24}	σ_{36}	CV12	CV24	CV36
1935	0.463	0.975	0.877	4.033	1.515	2.304
1936	- 0.167	- 0.003	0.806	1.524	2.964	1.570
1937	0.359	0.250	0.259	0.236	0.650	1.136
1938	0.148	0.507	0.372	0.537	2.262	1.842
1939	1.444	1.194	1.052	1.413	2.685	1.576
1940	0.630	1.216	1.081	1.049	1.344	2.093
1941	0.608	0.719	1.097	0.985	1.252	1.385
1942	0.345	0.622	0.683	- 0.290	0.372	0.628
1943	0.559	0.540	0.647	0.756	0.223	0.495
1944	1.160	1.039	0.932	1.823	1.364	0.814
1945	- 0.406	0.837	0.851	- 0.069	1.309	1.178
1946	0.535	0.310	0.837	0.355	0.346	1.017
1947	0.528	0.679	0.508	2.300	0.962	0.806
1948	0.105	0.516	0.575	- 0.006	0.845	0.690
1949	0.187	0.256	0.479	- 0.359	- 0.115	0.417
1950	0.134	0.215	0.240	- 0.273	- 0.268	- 0.145
1951	0.600	0.595	0.525	0.585	- 0.279	- 0.254
1952	0.290	0.559	0.541	- 0.522	- 0.471	- 0.324
1953	- 0.272	0.256	0.559	- 0.086	- 0.185	- 0.215
1954	- 0.760	- 0.281	0.253	1.718	0.391	0.164

Año	σ_{12}	σ_{24}	σ_{36}	CV12	CV24	CV36
1955	- 0.992	- 0.772	- 0.397	- 0.116	0.510	0.318
1956	- 0.050	- 0.176	- 0.218	- 0.220	0.038	0.320
1957	- 0.085	- 0.049	- 0.087	- 0.422	- 0.308	- 0.094
1958	0.621	0.398	0.309	0.088	- 0.048	- 0.057
1959	1.638	1.512	1.372	- 0.194	0.119	0.223
1960	0.437	1.555	1.429	0.859	0.253	0.305
1961	- 0.116	0.404	1.432	0.635	0.577	0.443
1962	0.713	0.565	0.738	0.004	0.307	0.459
1963	0.544	0.785	0.694	- 0.184	0.019	0.195
1964	0.211	0.458	0.661	- 0.450	- 0.249	- 0.074
1965	0.576	0.441	0.534	0.018	- 0.176	- 0.135
1966	0.210	0.471	0.420	- 0.199	- 0.025	- 0.146
1967	- 0.252	0.118	0.338	- 0.892	- 0.427	- 0.211
1968	0.163	0.197	0.233	0.687	- 0.079	- 0.094
1969	0.033	0.188	0.227	0.840	0.690	0.182
1970	0.407	0.295	0.309	0.404	0.606	0.565
1971	0.591	0.630	0.579	- 0.414	- 0.004	0.235
1972	1.123	1.004	0.994	- 0.425	- 0.311	- 0.047
1973	0.732	1.023	0.959	- 0.485	- 0.382	- 0.333





1/ M. Friedman, "The Quantity Theory of Money: A Restatement", en M. Friedman (ed.) Studies in the Quantity Theory of Money, Chicago: University of Chicago Press (1956).

2/ Para un tratamiento teórico del efecto del riesgo sobre la demanda por dinero, ver: J. Tobin, "Liquidity Preference as a Behavior Towards Risk". Review of Economic Studies, Vol. 25, febrero 1958.

3/ Un resumen de la investigación empírica sobre la demanda por dinero en Estados Unidos y otros países desarrollados es el presentado por David E.W. Laidler: The Demand for Money: Theories and Evidence, International Textbook Company, Pennsylvania (1969). Existen trabajos sobre la demanda por dinero en América Latina, entre los que podemos mencionar a. Diz: "Money and Prices in Argentina: 1935-1962" en D. Meiselman (ed.) Varieties of Monetary Experience, The University of Chicago Press (1970), J. Deaver, "The Chilean Inflation and the Demand for Money" en D. Meiselman, op. cit.

4/ En su tratamiento de las acciones, Friedman las identifica con un bono, cuya tasa de retorno en términos reales es constante, debido a la existencia de una cláusula de reajuste. Esto ciertamente reduce el riesgo asociado con la tenencia de acciones, al no permitir variabilidad en la tasa de retorno real.

5/ Dada la definición de acciones utilizada por Friedman (que corresponde, como vimos, a la de Bonos con cláusula de ajuste que prometen el pago de un interés real, también conoce r_e . Sin embargo, en este trabajo definimos a la acción como un instrumento que otorga propiedad sobre una parte de las utilidades de la empresa y, por lo tanto, r_e no es conocido al comprar la acción.

6/ J.R. Hicks, Valor y Capital. Investigación sobre algunos principios fundamentales de Teoría Económica, Fondo de Cultura Económica, 1954, pp. 137-139.

7/ J. Tobin, op. cit.

8/ Ver Diz, A., J. Deaver, op. cit.

9/ P. Cagan, Dinámica Monetaria de la Hiperinflación, Biblioteca Financiera FMI-BID-CEMLA.

10/ P. Cagan, op. cit., pp. 15.

11/ Cuanto mayor sea el período sobre el cual computemos el coeficiente de variabilidad mayor ha de ser la correlación de dicho coeficiente con la tasa esperada de inflación, especialmente con aquellas en que se usó un valor pequeño de β en el cálculo. Esta predicción se verifica empíricamente en la matriz de correlación. (Ver Apéndice 1).