

Inflación y retorno real bursátil en Ecuador 1993 - 1995^{*}

Diego Burnco A.^{**}

RESUMEN:

El presente estudio analiza la relación entre inflación y retorno real en el mercado bursátil. Esta relación plantea interesantes incógnitas, especialmente en una economía inflacionaria como la ecuatoriana.

El principal objetivo de esta investigación es comprobar si la hipótesis de Fisher -que propone que la inflación y el retorno bursátil real son independientes y, por tanto, el mercado de valores constituye una protección en contra de la inflación - es más apropiada para el caso ecuatoriano que la hipótesis proxy de Eugene Fama que plantea una relación negativa entre estas dos variables, determinando de esta forma que el mercado bursátil no representa una buena cobertura para los inversionistas.

En este trabajo se provee evidencia que demuestra que para el caso ecuatoriano la hipótesis de Fama no es aplicable, pues la inflación responde más a shock cambiarios y monetarios que a disturbios reales. Por otro lado, también se presentan suficientes pruebas estadísticas que demuestran la independencia de las dos variables analizadas, no encontrándose ningún tipo de respaldo que permita rechazar la hipótesis planteada por Fisher.

^{*} El presente trabajo es una aplicación al caso ecuatoriano de una sección de mi tesis de Master en Economía realizada en el Centro de Estudios Macroeconómicos de Argentina (CEMA), en 1991.

^{**} Agradezco los acertados comentarios de Mauricio Villafuerte y Emilio Uquillas, economistas de la Dirección General de Estudios del Banco Central del Ecuador.

En conclusión, se puede afirmar que el mercado accionario ecuatoriano, aunque aún en proceso de consolidación, si representa una buena opción para los inversionistas, pues les permite protegerse de los efectos negativos que puede implicar un proceso inflacionario.

1. Introducción

Analizar la relación entre inflación y retorno real en el mercado bursátil plantea interesantes incógnitas, especialmente en una economía inflacionaria como la ecuatoriana. En particular, puede ser de interés el evaluar dos conocidas hipótesis presentadas en la literatura económica sobre este tema. Por un lado está la hipótesis generalizada de Fisher, la misma que sostiene que el retorno real de las acciones debería ser independiente de la inflación, y por otro lado, la hipótesis *proxy* de Fama que establece que existe una relación (*proxy*) negativa entre inflación y retorno bursátil. Esta última se basa en los resultados empíricos encontrados por varios investigadores, para el segundo período de postguerra en Estados Unidos y otros países desarrollados.

Esta relación negativa es particularmente perturbadora, por cuanto suministra evidencia en contra de la creencia generalizada (hipótesis de Fisher) de que las acciones ofrecen una protección ante la inflación, debido a que éstas representan derechos de propiedad sobre activos reales.

En la literatura económica se han presentado algunas explicaciones para este fenómeno, una de éstas señala que las altas tasas de inflación incrementan los costos de operación de las empresas y hacen poco claras las perspectivas de ganancias. Esto lleva a la baja de los precios que los posibles inversionistas querrán pagar por las acciones de una empresa, a más de hacer casi imposible que nuevas empresas o que empresas sin antecedentes de emisiones públicas puedan sacar nuevas acciones al mercado, truncando así el posible desarrollo de las mismas. Además, al aumentar las tasas de interés nominales, los rendimientos de los bonos a largo plazo también aumentan, ampliando el diferencial de rendimiento entre bonos y acciones, restando de esa forma atractivo a las acciones y presionando a la baja en el precio de las mismas.

Las altas tasas de interés a corto plazo también hacen que para muchos inversionistas sea más costoso obtener préstamos que podrían ser utilizados para la adquisición o mantenimiento de acciones ordinarias, lo que genera cambios en la estructura de las carteras en favor de la compra de instrumentos

financieros relativamente seguros a corto plazo y de la venta de valores más riesgosos como las acciones, aumentando la oferta de acciones y presionando también a la baja en la cotización de las mismas.

El presente trabajo no pretende abarcar todas las implicaciones de la relación entre inflación y retorno de los activos, pero sí intenta plantear ciertos resultados en forma general sobre lo acontecido en los tres últimos años¹ en los retornos reales del mercado accionario ecuatoriano y su relación con la inflación tanto esperada como no esperada, colaborando de esta manera al análisis de un tema relativamente nuevo para la realidad ecuatoriana.

En la sección 2 se hace una síntesis sobre algunas de las hipótesis planteadas en la literatura, respecto a la relación negativa entre inflación y retorno real de los activos; en la sección 3 se presenta una explicación de los datos utilizados. La sección 4 propone las ecuaciones usadas para realizar los test de las dos hipótesis planteadas; la sección 5 presenta los resultados empíricos para el caso ecuatoriano. Finalmente, la sección 6 propone algunos comentarios y conclusiones.

2. Breve revisión de la literatura

Empíricamente se ha demostrado que para Estados Unidos la relación negativa del retorno real bursátil con la inflación se mantiene, aún cuando a la inflación se la descomponga en esperada y no esperada, puesto que el retorno real presenta relación negativa con ambos componentes de la inflación. Casi ninguna explicación de estos resultados empíricos fue dada en las décadas anteriores a los años 80, a excepción de mencionar la ilusión monetaria, la irracionalidad o la ineficiencia de los mercados. Es en la década de los ochenta que se comienzan a dar explicaciones más interesantes y meditados como las que se encuentran en los trabajos de Fama (1981), Fama y Gibbons (1982), Feldstein (1980), Pindyck (1984), entre otros.

Se pueden encontrar diferentes argumentos para explicar por qué la hipótesis generalizada de Fisher puede no cumplirse en estos países. Un ejemplo lo

1 El índice bursátil MULTINDEX es calculado desde 1993, razón por la cual no es posible examinar un período más extenso; la creación y cálculo de un índice para un período mayor escapan a los objetivos del presente trabajo.

constituye la hipótesis *proxy*² de Fama, la que se basa en una relación negativa entre inflación y crecimiento de la producción o shock reales, tal como se explicará más adelante.

Pindyck (1984), por su parte, ha argumentado que esta relación negativa entre inflación y retorno de los activos se debe a la relación positiva entre inflación y riesgo; así, un aumento en la inflación actúa como proxy de un incremento en el riesgo y, por tanto, causará una caída en el precio de los activos. Esta hipótesis puede servir para explicar la relación entre la inflación no esperada y retorno bursátil puesto que en la medida que la inflación no esperada esté correlacionada con cambios en las expectativas futuras (inflación esperada), un aumento en la primera producirá un aumento en los factores de descuento y, por ende, una caída en los precios de los activos. Esto se debe a la revisión de expectativas futuras y a la asociación positiva entre inflación y riesgo.

Otra hipótesis, la de «causalidad inversa», planteada por Geske y Roll (1983), sigue el mismo tipo de razonamiento que Fama. La única diferencia es el mecanismo mediante el cual las fluctuaciones en producción causan inflación. En particular, mientras Fama argumenta que los shock en producción están negativamente relacionados con la inflación, Geske y Roll plantean que esto sucede porque el déficit del gobierno está positivamente relacionado con la inflación, por tanto un shock negativo en producción aumenta el déficit fiscal y lleva a un incremento en la inflación. Esto último se debería a la inevitable monetización parcial (o total) del déficit fiscal.

Estas son solo algunas explicaciones que se han vertido sobre la relación negativa entre retorno real de los activos e inflación. Pero el objetivo fundamental de este trabajo es revisar si la hipótesis de Fisher puede ser rechazada en el caso ecuatoriano, contrastando esta hipótesis con el trabajo de Eugene Fama,³ en base a ciertos lineamientos del análisis realizado por Leonardo Hernández⁴ para el caso chileno.

2 Este efecto *proxy* no debe ser entendido como un problema de correlación espúrea (regresión falsa) como lo definen Granger y Newbold (1974), que significa que las regresiones poseen coeficientes no consistentes estadísticamente.

3 "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money" (1981), *Amer. Econ. Rev.*

4 "Inflación y retorno bursátil. Una investigación empírica: Chile 1960-1988", *Cuadernos de Economía*, de la Pontif. Univ. Católica de Chile, Dic/90, No.82.

La hipótesis proxy de Fama (1981), se basa en suponer que los shock reales en producción son exógenos. Así, un shock real negativo o no esperado en producción sería interpretado como menores dividendos esperados para el futuro, lo cual producirá una caída en los precios reales de los activos y un menor retorno real (actualizado). Por otra parte, este mismo shock real negativo tiende a producir un aumento en el nivel agregado de los precios (asumiendo que la oferta monetaria es constante), lo que implica una relación negativa entre inflación inesperada y shock inesperados de producción. De ahí que la asociación de la relación negativa entre shock reales e inflación y la relación positiva entre shock reales y retornos inesperados de las acciones, genera una relación negativa *proxy* entre inflación no esperada y retorno real bursátil (o precio real de las acciones). Dicho de otro modo, al hacer la regresión entre retorno bursátil real e inflación no esperada, esta última variable aparecerá con signo negativo, pues actúa como proxy de los cambios inesperados en producción.

Fama explica la relación negativa entre inflación esperada y retorno bursátil a través del "Proceso de Inversión de Capital". Así, un incremento en las posibilidades de producción futura inducirá a gastar más en capital (inversión) a las firmas; al hacer esto, las firmas demandarán más fondos para inversión y causarán un aumento en la tasa de retorno exigida por los inversionistas finales (o accionistas), lo que finalmente hace que estos últimos estén dispuestos a posponer su consumo presente y ahorrar más.

Por otra parte la expectativa de mayor producción futura inducirá a una caída de la inflación esperada (nuevamente para un proceso de oferta monetaria constante). En definitiva, los niveles esperados de producción futura estarán positivamente relacionados con el retorno real esperado y exigido por los accionistas, y negativamente relacionados con la inflación esperada.

Se podría plantear entonces, que en una economía donde la inflación se pueda entender como un fenómeno nominal, sea éste cambiario o monetario, vale decir, una economía donde la inflación se debe a shock monetarios o cambiarios, más que a shock reales, el efecto proxy de tipo negativo encontrado por Eugene Fama debería tender a desaparecer y posibilitando el rechazo de su hipótesis.⁵ Cabe señalar que los resultados de esta relación

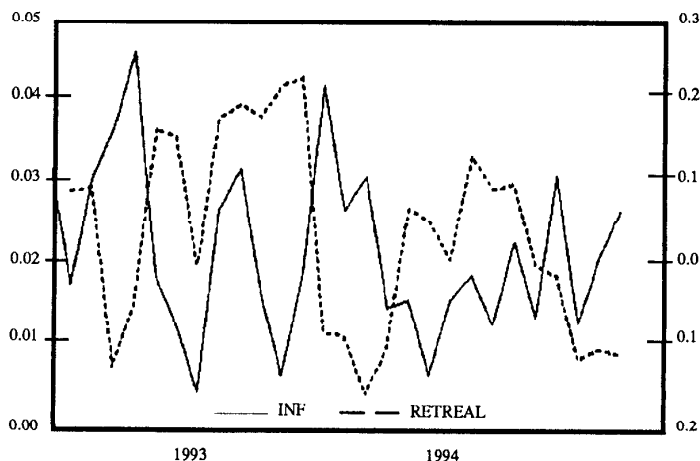
5 Hernández (1990) anota que si se supone que los shock reales son similares en todos los países, entonces en aquellas economías altamente inflacionarias la tasa de inflación será una proxy pobre o mala del nivel de la producción.

negativa entre las variables antes mencionadas fueron comprobados solo para un período de tiempo específico; así, en otras oportunidades se ha encontrado que niveles de inflación más altos implican retornos bursátiles nominales mayores o períodos donde no existe ninguna relación entre estas variables.

3. Los datos

Para el análisis empírico se utilizó el cambio porcentual mensual del Índice de Precios al Consumidor (IPC) como un indicador de la tasa de inflación (gráfico 1), puesto que según lo discutido por Fama en sus investigaciones, esta es la medida apropiada para el caso de los agentes económicos individuales, cuya preocupación final es el nivel de consumo al que pueden acceder. Este índice podría presentar algunos problemas como los que se dan durante políticas de control de precios o en el caso que el IPC represente un índice para una canasta para clases medias y bajas, por lo que se debe tener cuidado al interpretar los resultados empíricos.

Gráfico No. 1
Inflación vs. retorno real de los activos



El cambio porcentual del Índice de la Bolsa MULTINDEX (elaborado por Multiplica) se usó para el cálculo de los retornos bursátiles nominales (datos mensuales), aunque este índice no está ajustado por pagos de dividendos y, por lo tanto, subestima el retorno efectivo de las acciones. Sin embargo éste considera a las diez entidades con mayor nivel de participación y volúmenes de transacciones en los mercados tanto de Quito como de Guayaquil, aplicando el concepto del índice de Fisher, que es una combinación de los índices de Paasche y de Laspeyres, que son indicadores de agregación ponderada que muestran la evolución en el tiempo de estas magnitudes, Por esta razón, a este índice se lo considera como una buena aproximación del retorno de las acciones⁶.

Sobre el número de observaciones utilizadas, éste es un problema que escapa a las posibilidades de este estudio, pues este índice se lo construye tan solo desde el año de 1993.

Para relacionar a la inflación con los agregados reales, monetarios y cambiarios se utilizaron datos trimestrales del cambio porcentual del PIB, del cambio porcentual de la emisión monetaria⁷, de la tasa de variación del tipo de cambio nominal y de la tasa de variación del IPC.

Estas series trimestrales fueron utilizadas para tratar de modelar la tendencia de la inflación en los últimos años y ver si ésta puede ser explicada más como una consecuencia de shock reales que como una consecuencia de shock monetarios o cambiarios.

6 El MULTINDEX refleja el estado o la evolución de los precios promedio-ponderados en las Bolsas de Quito y Guayaquil. Las variables de cantidad, capitalización y precios utilizadas, se miden en términos cuantitativos, para cada observación producida día a día en ambos mercados, con relación a la estructura accionaria a diciembre de 1993 tomada como base para este índice, y expresado como porcentaje con respecto al valor del índice en enero de 1993, que es la referencia de partida.

Las empresas consideradas en este índice, en orden a su monto de capitalización al 30 de diciembre de 1994, son: Cemento Nacional, La Favorita, Cervecería Nacional, Banco del Pacífico, Banco Popular, Colón, La Previsora, Banco de Guayaquil, La Internacional y COFIEC.

7 Esta serie presentó mayor poder explicativo que el M1 o el M2.

4. Hipótesis de Fisher vs. hipótesis de Fama

Esta sección está dirigida a analizar la hipótesis generalizada de Fisher -que establece que el retorno real de las acciones debería ser independiente de la inflación, es decir que las acciones pueden proveer una protección para la riqueza de las personas en contra de los efectos negativos de la inflación⁸- y compararla con la hipótesis proxy de Fama -la cual establece una relación negativa entre estas dos variables-.

Esto no quiere decir que las otras hipótesis mencionadas anteriormente no puedan ser analizadas, pero su análisis escapa al objetivo de la presente investigación.

Para determinar cuál de las dos hipótesis (la de Fama o la de Fisher) se cumple para el caso ecuatoriano durante el período propuesto, se estimaron las siguientes ecuaciones⁹:

$$1) \text{RR}_t = \alpha_1 + \beta_1 E(\pi_t)_{t-1} + \gamma_1 [\pi_t - E(\pi_t)_{t-1}] + \varepsilon_{1t}$$

$$2) \text{RR}_t = \alpha_2 + \beta_2 \pi_t + \varepsilon_{2t}$$

$$3) \pi_t = \alpha_3 + \sum_{j=1}^4 \gamma_{2j} D(\dot{m}_{t-j}) + \sum_{j=1}^4 \beta_{2j} \dot{\text{pib}}_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \lambda_{2j} \dot{c}_{t-j} + \kappa \pi_{t-1} + \varepsilon_{4t}$$

$$4) Z_t = C_0 + C_1 Z_{t-1} + C_2 Z_{t-2} + C_3 Z_{t-3} + \mu_t$$

donde:

$$Z_t = \begin{pmatrix} \dot{\text{pib}}_t \\ \dot{c}_t \\ \dot{m}_t \\ \pi_t \end{pmatrix} \quad \mu_t = \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \end{pmatrix} \quad C_0 = \begin{pmatrix} C_{10} \\ C_{20} \\ C_{30} \\ C_{40} \end{pmatrix} \quad C_j \text{ (j=1,...,3) son matrices de orden } 4 \times 4 \text{ de coeficientes}$$

8 Se debe interpretar "protección" en el sentido de la independencia entre retornos reales e inflación y no como en la teoría financiera pura (ver Jaffe, J.F. y G. Mandelker, 1976).

9 Estas ecuaciones son aproximadamente las que utilizó Leonardo Hernández (1990).

RR_t es el retorno real accionario en el período t ; π_t es la tasa de inflación del período t ; EQ_{t-1} son las expectativas mantenidas al final del período $t-1$; m_t (punto), pib_t (punto) y e (punto) son las tasas de crecimiento en el tiempo de la emisión monetaria, del PIB y del tipo de cambio nominal respectivamente; y los ε_j ($j=1,2,3$) son shock aleatorios, estacionarios e independientes. Los μ_j ($j=1,2,3$) son ruidos blancos aleatorios, estacionarios, pero no necesariamente independientes.

La ecuación (1) se usó para probar la hipótesis de Fisher, donde se espera que tanto β_1 como γ_1 no sean estadísticamente diferentes de cero bajo la hipótesis nula. El método de estimación se lo realiza en dos etapas: la primera es la estimación de la inflación esperada y no esperada en base a un modelo ARIMA de la inflación¹⁰ presentado en el anexo al final de este artículo, para luego ser usadas como variables predeterminadas en la ecuación (1). La ecuación (2) tiene el mismo propósito, pero en ésta se utilizó la inflación real y no la estimada como en la ecuación (1) lo que puede evitar algunos problemas estadísticos que se generan al usar variables predeterminadas.

A la ecuación (3) se la utilizó para analizar si a la inflación se la puede considerar como un fenómeno puramente monetario o cambiario (cuando los coeficientes β_{2j} son insignificantes), o como un fenómeno real (cuando los coeficientes γ_{2j} y λ_{2j} son estadísticamente insignificantes). El sentido de este cálculo es ver cuál ha sido la tendencia de la inflación frente a shock reales y monetarios en el tiempo, lo que ayudará a fortalecer las conclusiones de las ecuaciones (1) y (2).

La ecuación (4) es un modelo autorregresivo vectorial (VAR) que fundamentalmente tiene el mismo propósito que la ecuación (3) y ayudará a fortalecer la inferencia estadística obtenida de la ecuación (3). En particular, este modelo es muy útil para analizar todas las variables actuando como endógenas

10 Para este propósito, se usó como proxy de la inflación no esperada a la serie de los residuos de este modelo ARIMA.

en el modelo y para obtener una descomposición de la varianza de la inflación, lo que podría aclarar aún más ciertos aspectos referentes a la variabilidad de la inflación y sus causas. Si la hipótesis de Fama es correcta, entonces las ecuaciones (3) y (4) deberían mostrar que las variaciones en inflación en los últimos años se deben, fundamentalmente, a variaciones de producción más que a shock monetarios o cambiarios (nominales).

Para la estimación de las ecuaciones (3) y (4) se utilizaron series trimestrales de inflación, PIB, emisión monetaria, y tipo de cambio del mercado libre, correspondientes al período 1982 a 1994.

5. Resultados empíricos

En esta sección se proporcionan los resultados de verificar formalmente la hipótesis de Fisher para el caso ecuatoriano.

Una característica de las series de tiempo es la posibilidad de contener raíces unitarias, lo cual invalida los supuestos de estacionariedad de las mismas, generando de esta forma resultados estadísticos espúreos. Por tanto a continuación se presentan los test de raíces unitarias realizados sobre las series de tiempo utilizadas en el análisis para determinar si estas son o no series estacionarias.

Estos test fueron realizados incluyendo un término de tendencia en el tiempo y una constante en la regresión. Solo en los casos en los que la tendencia mostró ser estadísticamente insignificante en la ecuación de Dickey-Fuller Aumentada, esta tendencia fue eliminada y se realizó un nuevo test incluyendo solo la constante. Con respecto al número de rezagos para el test se utilizan solo los rezagos estadísticamente significativos en la ecuación, tratando de hacer la ecuación lo más parsimoniosa posible. Luego de estas aclaraciones, se presentan los resultados de dichos test para las series mensuales.

TEST DE RAÍCES UNITARIAS¹¹

(Test Aumentado de Dickey-Fuller)

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t^{12}$$

Test de Raíces Unitarias para la Inflación:

Resultado: I(0)

Dickey-Fuller Aumentado:	UROOT(C,2)	INF
Dickey-Fuller t-estadístico		-3.8657
MacKinnon valores críticos	1%	-3.6959
	5%	-2.9750
	10%	-2.6265

Test de Raíces Unitarias para la Inflación Esperada:

Resultado: I(1)

Dickey-Fuller Aumentado:	UROOT(C,3)	INFE
Dickey-Fuller t-estadístico		-1.9172
MacKinnon valores críticos:		-3.7076
	5%	-2.9798
	10%	-2.6290

Test de Raíces Unitarias para la Inflación No Esperada:

Resultado: I(0)

Dickey-Fuller Aumentado:	UROOT(C,2)	INFNE
Dickey-Fuller t-estadístico		-3.8360
MacKinnon valores críticos:	1%	-3.6959
	5%	-2.9750
	10%	-2.6265

- 11 Donde ΔY es la primera diferencia de la variable Y , y δ es el coeficiente de la variable Y rezagada un período. La regla práctica para establecer el valor de k (el número de retardos para Δy_{t-i}) es que debe ser relativamente pequeño para ahorrar grados de libertad, pero lo suficientemente largo como para tomar en cuenta la existencia de autocorrelaciones en los ε_t . El procedimiento es realizar un test al coeficiente δ para luego compararlo con los valores críticos de MacKinnon y así poder rechazar o no, la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria en dicha serie.

- 12 En los Cuadros presentados a continuación se encuentra la siguiente nomenclatura:

$D()$ = primera diferencia de la variable.

T = se incluye tendencia y constante.

C = se incluye solo constante.

Nota: Todos los cálculos de este estudio fueron realizados con el paquete econométrico de series de tiempo T.S.P. 7.0.

Test de Raíces Unitarias para la diferencia del logaritmo natural del índice de la Bolsa (MULTINDEX) (~tasa de variación del índice)

Resultado: I(0)

Dickey-Fuller Aumentado:		UROOT(T,4)	RETREAL
Dickey-Fuller t-estadístico			-3.6386
MacKinnon valores críticos:		1%	-4.3942
		5%	-3.6118
		10%	-3.2418

Donde INF_t es la tasa de inflación (π_t), RETREAL es la tasa de rendimiento real del Índice de la Bolsa de Comercio como aproximación del retorno de los activos reales (RR_t), $E(\pi_t)$ es la inflación esperada INF_E y $[\pi_t - E(\pi_t)_{t-1}]$ es la inflación no esperada $INFNE$.

Los resultados de los test anteriores nos indican que se puede rechazar la hipótesis nula de integración de las series estudiadas en todos los casos, menos en el caso de la serie mensual de la inflación esperada. Por tanto se utilizan las variables así definidas en sus niveles y en el caso de la proxy de inflación esperada se utiliza su primera diferencia.

Debido a los resultados de los test de raíces unitarias, no es procedente el realizar un test de cointegración, puesto que solo existe una serie integrada de orden uno $I(1)$ y el resto de variables son estacionarias $I(0)$, por lo que el concepto de cointegración no puede ser aplicado en estos casos.

A continuación se presentan los resultados obtenidos de la ecuación (1) con la que se intenta verificar cual de las dos hipótesis planteadas es más apropiada para el Ecuador.

Cuadro No. 1
Hipótesis de Fisher
 $RR_t = \alpha_1 + \beta_1 D [E(\pi_t)_{t-1}] + \gamma_1 [\pi_t - E(\pi_t)_{t-1}] + \varepsilon_{1t}$

	COEFICIENTE	t-ESTADÍSTICO	PROBABILIDAD
PERIODO 1993-1995			
α_1	0.0217083	0.5215	0.6068
β_1	0.1417703	0.0717	0.9434
γ_1	-2.0177905	-0.5649	0.5773
AR(1)	0.5216706	2.9924	0.0063
R^2	0.2983		
DW	1.83	n	28
F	3.401	PROB(F)	0.038

Para asegurar inferencias estadísticamente válidas con respecto a los valores de los parámetros, se realizaron algunos test de estabilidad, los cuales se presentan a continuación.

Gráfico No. 2
Test de Residuos Recursivos¹³

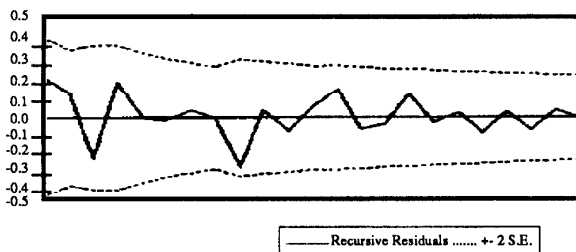
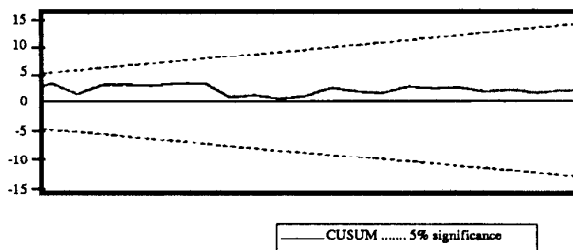


Gráfico No. 3
CUSUM test¹⁴



13 Este test despliega un gráfico con referencia a una línea 0, con bandas de (+/-) 2 errores estándares. Residuos que se encuentren fuera de las bandas pueden sugerir inestabilidad en los parámetros de la ecuación.

14 Este test se basa en el estadístico $W_t = \sum_{k=1}^t \frac{w_k}{s}$ $t = k + 1, \dots$ donde s es el

error estándar de la regresión ajustado a los n puntos.¹⁵ W_t es una suma acumulada y es graficada en base al tiempo t . Si el vector de coeficientes β permanece constante período tras período, $E(W_t)=0$, pero si β cambia, W_t tenderá a separarse de la línea de media 0. La significación de esta separación de la línea de media 0 es revisada en base a dos líneas rectas cuya abertura se agranda a medida que t crece.

Con estos dos test, se puede observar que el modelo especificado presenta estabilidad en sus parámetros en conjunto, pero para este caso no es de utilidad el analizar la estabilidad de cada parámetro en particular, puesto que estos no son estadísticamente significativos y diferentes de cero. Por esta razón no se presentan los test de coeficientes recursivos para el caso de la inflación esperada y la no esperada.

Las conclusiones que se extraen del Cuadro No. 1 son bastante directas. El estadístico Durbin-Watson obtenido en la regresión original se ubicó dentro del rango de seguridad para no poder rechazar la hipótesis nula de autocorrelación de errores en la regresión, razón por la que la regresión fue corregida por un proceso Cochrane Orcutt o AR(1). Se concluye que tanto la inflación *esperada* como la *no esperada* no tienen una relación sistemática con el retorno real de las acciones, puesto que sus coeficientes no son estadísticamente diferentes de cero, de lo que se desprende que ni la inflación esperada ni la inflación no esperada tienen un poder explicativo para la variabilidad del retorno real bursátil.

Este primer resultado arroja evidencia en contra de la hipótesis planteada por Fama y da soporte estadístico a la hipótesis generalizada de Fisher. Sin embargo, es importante anotar que el uso de regresores generados artificialmente para estimar la ecuación (1) podría llevar a la obtención de inferencia estadística viciada, lo que se deriva de usar desviaciones estándares *sesgadas* para los coeficientes β_1 y γ_1 . En particular las desviaciones estándares computadas por mínimos cuadrados ordinarios en este caso serán menores que las verdaderas, lo que sesgaría los test *t en contra* de la hipótesis nula de que los coeficientes son cero, o en otras palabras, los test *t* tenderían a ser más altos de lo normal.

El problema anterior puede ser resuelto usando variables instrumentales o mínimos cuadrados en dos etapas, pero en este caso esto no sería necesario, pues los mínimos cuadrados ordinarios estarían dando un test conservador cuando uno está interesado en no rechazar la hipótesis nula de que β_1 y γ_1 son iguales a cero.

De todas formas, como es conocido existen otros problemas que pueden afectar la eficacia estadística de las regresiones. Para analizar si alguna de estas otras posibilidades que puedan romper los supuestos básicos de mínimos cuadrados e invalidar la regresión se encuentra presente, se presen-

tan algunos test adicionales para la ecuación del Cuadro No. 1. A continuación se prueba la existencia de heteroscedasticidad en la regresión, ventajosamente, como se puede observar en los respectivos valores de los estadísticos no es rechazada la hipótesis nula de homoscedasticidad (varianza constante).

Test de Heteroscedasticidad: Regresores y Cuadrados			
F-estadístico	1.97206	Probabilidad	0.1326
Obs*R-Cuadrado	7.15064	Probabilidad	0.1281

ARCH Test: 4 rezagos			
F-estadístico	1.09400	Probabilidad	0.4099
Obs*R-Cuadrado	6.69673	Probabilidad	0.3498

Para probar si la ecuación posee residuos distribuidos normalmente se usó el test de normalidad de residuos de Jarque y Bera, el cual no pudo rechazar la hipótesis nula de que los residuos son normales.

Test de Normalidad			
Skewness -0.100838		Kurtosis	2.258172
Jarque-Bera test de normalidad	0.689479	Probabilidad	0.708405

Finalmente se presentan los test de autocorrelación para órdenes superiores a uno, en ninguno de los casos se puede rechazar la hipótesis nula de “no autocorrelación” de los residuos.

Autocorrelación Serial LM Test: 2 rezagos			
F-estadístico	0.30913	Probabilidad	0.7372
Obs*R-Cuadrado	0.76536	Probabilidad	0.6820
Autocorrelación Serial LM Test: 3 rezagos			
F-estadístico	0.77320	Probabilidad	0.5220
Obs*R-Cuadrado	2.78515	Probabilidad	0.4260
Autocorrelación Serial LM Test: 4 rezagos			
F-estadístico	0.58766	Probabilidad	0.6753
Obs*R-Cuadrado	2.94481	Probabilidad	0.5671
Autocorrelación Serial LM Test: 5 rezagos			
F-estadístico	0.80866	Probabilidad	0.5578
Obs*R-Cuadrado	4.91305	Probabilidad	0.4266
Autocorrelación Serial LM Test: 6 rezagos			
F-estadístico	0.66271	Probabilidad	0.6805
Obs*R-Cuadrado	5.06617	Probabilidad	0.5354

Luego de todo el análisis presentado sobre la bondad estadística de la ecuación (1), se puede tener una confianza estadística razonable en los resultados obtenidos que dan sustento a la hipótesis de Fisher en contra de la de Fama. Sin embargo, para dar aún un mayor sustento empírico a estos resultados, se presentan en el cuadro No. 2 los resultados de una regresión entre los retornos bursátiles reales y la tasa de inflación observada en la realidad. Nótese que al no usar variables generadas artificialmente se eliminan los problemas estadísticos anotados anteriormente.

Cuadro No. 2
HIPOTESIS DE FISHER

$$RR_t = \alpha_2 + \beta_2 \pi_t e_{2t}$$

	COEFICIENTE	t -ESTADÍSTICO	PROBABILIDAD
PERIODO 1993-1995			
α_2	0.0631704	1.1554	0.2588
β_2	-1.9744228	-1.0525	0.3026
AR(1)	0.5102208	2.9681	0.0065
R^2	0.31		
DW	1.95	n	28
F	5.83	PROB(F)	0.008

Para ser consistentes con el análisis de la ecuación (1), a continuación se presentan los mismos test de estabilidad del modelo, los cuales demuestran una vez más que la inestabilidad de parámetros no es un problema en la regresión planteada. A más de estos test, la regresión correspondiente a la ecuación (2), fue sometida a los mismos test de heteroscedasticidad, autocorrelación de los errores de orden mayor a uno y normalidad de los residuos, encontrándose que ninguno de estos fenómenos es un problema para dicha ecuación.

Gráfico No. 6
Test de Residuos Recursivos

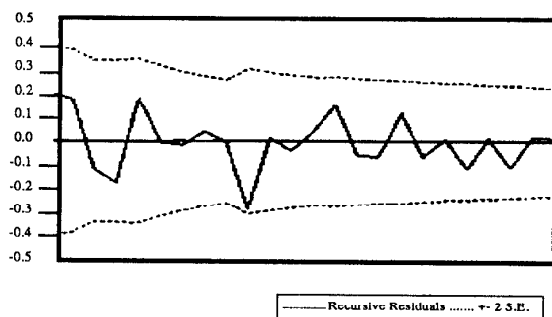
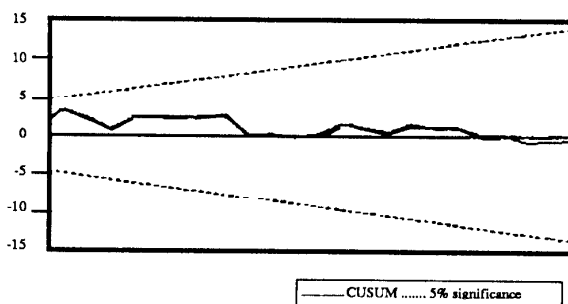


Gráfico No. 7
Test CUSUM



Los resultados de la ecuación (2) ratifican lo encontrado en la ecuación (1), es decir que no se puede rechazar estadísticamente la hipótesis de Fisher puesto que el coeficiente de la inflación observada no es estadísticamente diferente de cero. Se puede concluir de estos resultados, que el retorno bursátil aparece como independiente de la inflación esperada y no esperada usadas como variables predeterminadas, así como también de la inflación observada.

Es necesario anotar que estos resultados deberían ser tomados con relativa prudencia puesto que las bases de datos no son lo suficientemente grandes

como para poder sacar resultados totalmente confiables y estos resultados podrían incluso revertirse para el caso de futuros análisis que incluyan series de tiempo con mayor número de observaciones, pero esto es poco probable debido a la consistencia de los resultados encontrados.

En todo caso, los resultados obtenidos, para el período analizado, no dan soporte empírico a lo planteado por Fama y otros investigadores para el caso ecuatoriano y apoyan la idea de que la hipótesis de Fisher pueda acoplarse en una forma confiable para nuestra realidad en el período considerado en este estudio.

Como fue señalado anteriormente, la hipótesis proxy de Fama se basa en el hecho de que la inflación se debe a shock reales más que a shock nominales, esto es, que la inflación posee información sobre cambios en los niveles de producción. Por tanto, el siguiente paso es presentar un análisis sobre cuál ha sido el comportamiento de la inflación frente a shock reales y monetarios y tratar de inferir de esto cuál de estos agregados afecta más en la variabilidad de la inflación.

Entonces, una forma de incrementar la confiabilidad de los resultados hasta aquí obtenidos, y así ratificar la hipótesis de Fisher, es la utilización de las ecuaciones (3) y (4) en las que se pretenderá ver cual ha sido el comportamiento de la inflación con respecto a los agregados monetarios, cambiarios y reales en el pasado reciente. Para el efecto se utilizarán series trimestrales desde 1982 hasta 1994, tratando de esta forma de derivar conclusiones sobre la tendencia del comportamiento de la inflación frente a estas variables.

Si se encuentran indicios de que la inflación reacciona más ante shock reales, esto podría generar algún sustento empírico para el cumplimiento de la hipótesis de Fama, caso contrario se darían pruebas concretas y definitivas de que la hipótesis de Fama no puede ser aplicada en Ecuador y que, por tanto, el invertir en el mercado bursátil ecuatoriano sí puede otorgar una protección efectiva en contra de la inflación (hipótesis de Fisher).

El primer paso es realizar los test de raíces unitarias para las series trimestrales a ser consideradas.

TEST DE RAICES UNITARIAS

(Test Aumentado de Dickey-Fuller)

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Test de raíces unitarias para la tasa de crecimiento de la Emisión Monetaria

Resultado: I(1)

Dickey-Fuller Aumentado:	UROOT(C,3)	D(LEM)
Dickey-Fuller t-estadístico		-2.3392
MacKinnon valores críticos:	1%	-3.5745
	5%	-2.9241
	10%	-2.5997

Test de raíces unitarias para la primera diferencia de la tasa de crecimiento de la Emisión Monetaria

Resultado: I(0)

Dickey-Fuller Aumentado:	UROOT(C,3)	D(DLEM)
Dickey-Fuller t-estadístico		-8.0609
MacKinnon valores críticos:	1%	-3.5778
	5%	-2.9256
	10%	-2.6005

Test de raíces unitarias para la tasa de crecimiento del PIB Real

Resultado: I(0)

Dickey-Fuller Aumentado:	UROOT(C,3)	DLPIBR
Dickey-Fuller t-estadístico		-4.7742
MacKinnon valores críticos:	1%	-3.5745
	5%	-2.9241
	10%	-2.5997

Test de Raíces Unitarias para la inflación

Resultado: I(0)

Dickey-Fuller Aumentado:	UROOT(T,2)	INF
Dickey-Fuller t-estadístico		-3.3727
MacKinnon valores críticos:	1%	-3.5653
	5%	-2.9202
	10%	-2.5977

**Test de Raíces Unitarias para la tasa de
crecimiento del Tipo de Cambio Nominal:**

Resultado: I(0)

Dickey-Fuller Aumentado:	UROOT(C,2)	DEV
Dickey-Fuller t-estadístico		-3.9615
MacKinnon valores críticos:	1%	-3.5713
	5%	-2.9228
	10%	-2.5990

Se desprende de estos resultados que las tasas de crecimiento del tipo de cambio nominal y del PIB real son estacionarias, al igual que la inflación, mientras que la tasa de crecimiento de la emisión monetaria es una serie integrada de orden uno { I(1) }.

Ahora se presentan los resultados obtenidos de la regresión realizada en base a la ecuación (3) y se analizan sus implicaciones:

**Cuadro No. 3
Comprobación de la ecuación (3)**

$$\pi_t = \alpha_3 + \sum_{j=1}^2 \gamma_{2j} D(\hat{m}_{t-j}) + \sum_{j=1}^2 \beta_{2j} \text{pib}_{t-j} + \sum_{j=0}^2 \lambda_{2j} \hat{e}_{t-j} + \kappa_{21} \pi_{t-1} + \varepsilon_{4t}$$

	COEFICIENTE	t-ESTADÍSTICO	PROBABILIDAD
PERIODO 1982-1994			
α_3	0.0188856	1.5134	0.139
γ_{21}	0.1043357 *	2.2089	0.033
γ_{22}	0.1453835 *	2.7516	0.009
γ_{23}	0.0822353 *	1.7470	0.088
β_{21}	0.1381189	0.6403	0.525
β_{22}	-0.0313065	-0.1484	0.883
β_{23}	0.3106759	1.4453	0.157
λ_{21}	0.1670475 *	3.0222	0.005
λ_{22}	-0.0112400	-0.1885	0.852
κ_{21}	0.6264255 *	5.0959	0.000
R^2	0.587		
DW	1.973	n	47
F	5.843	PROB(F)	0.000

* Estadísticamente significativo con más del 90% de confianza.

NOTA: El modelo presentado aquí fue el de mayor parsimonia de los analizados.

Para comprobar la efectividad de estos resultados, fueron realizados todos los test pertinentes antes mencionados, encontrando que para esta ecuación ninguno de dichos test pudo dar evidencia de algún problema estadístico. Hay que aclarar que en esta ecuación los test de coeficientes recursivos sí son muy importantes para constatar la estabilidad individual de los parámetros, razón por la cual éstos fueron ejecutados sin encontrar ninguna indicación de inestabilidad en los coeficientes.

El Cuadro No. 3 es concluyente con respecto a la pregunta planteada anteriormente; en éste se puede observar que durante el período entre 1982 y 1994 la inflación es mejor explicada como un fenómeno monetario y cambiario que como un fenómeno real, debido a que los coeficientes de las variables monetarias y cambiarias presentan significaciones estadísticas de más del 90% de confianza. Esto da un mayor soporte a los resultados de las dos primeras ecuaciones, en donde no se encontró ninguna relación estadísticamente significativa entre retorno real de los activos y la inflación, sin permitir de esta manera dar sustento empírico a la hipótesis de Fama.

Para ratificar los resultados del Cuadro No. 3, se estima la ecuación (4) en la que se representa un sistema de vectores autorregresivos (VAR). Este tipo de modelos han probado ser una técnica efectiva para sistemas de proyección de variables de series de tiempo. También es usado frecuentemente, aunque con alguna controversia, para analizar el impacto dinámico de diferentes tipos de variables aleatorias.

El VAR es un sistema de ecuaciones que hace a las variables endógenas una función de su propio pasado y del pasado de las otras variables endógenas del sistema. El sistema descrito aquí tiene como variables endógenas a la tasa de inflación, a la tasa de crecimiento del PIB real, a la segunda diferencia del logaritmo de la emisión y a la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal. El modelo de orden 3 se estimó para el período 1982-1994. Las variables fueron ordenadas en base al principio de causalidad en el siguiente orden: agregado real (variación porcentual del PIB real), tipo de cambio nominal (variación porcentual), agregado monetario (segunda diferencia del logaritmo de la emisión) y, finalmente, la inflación.

El siguiente paso sería analizar los resultados del modelo VAR, revisar el valor de cada coeficiente y su comportamiento, pero en vista de que estos son resultados parciales de un modelo donde cada variable puede afectar a las

demás, es más importante el analizar los efectos impulso-respuesta del modelo completo ante shock, en las diferentes variables. Con todo es interesante presentar los resultados de este modelo para el caso particular de la ecuación correspondiente a la inflación, puesto que los signos y la significación de los coeficientes sí son importantes:

Cuadro No. 4
Comprobación de la ecuación 4
Resultados particulares de la ecuación de
Inflación

$$\pi_t = C_o + C_1 Z_{t-1} + C_2 Z_{t-2} + C_3 Z_{t-3} + \mu_t$$

MODELO VAR // Variable Dependiente D(INF)

SMPL rango: 1987.3 - 1994.4

VARIABLE	Número de observaciones: 30		
	COEFICIENTE	T-ESTAD.	2-COLAS SIG.
Δpib_{t-1}	-0.0461775	-0.1871	0.8526
Δpib_{t-2}	0.0507181	0.2250	0.8233
Δpib_{t-3}	0.0977538	0.4175	0.6789
$D[\Delta m_{t-1}]$	0.0697849	1.3263	0.1936
$D[\Delta m_{t-2}]$	0.1306864 *	2.1839	0.0360
$D[\Delta m_{t-3}]$	0.0949996 *	1.8632	0.0711
Δe_{t-1}	0.0642448 *	1.9334	0.0537
Δe_{t-2}	0.1139504 *	1.6424	0.1097
Δe_{t-3}	0.1087760	1.4724	0.1501
$\Delta \pi_{t-1}$	0.3528587 *	1.7766	0.0846
$\Delta \pi_{t-2}$	0.0027800	0.0135	0.9893
$\Delta \pi_{t-3}$	0.0049691	0.0301	0.9761
C_o	0.0340746 *	2.1769	0.0365
R-cuadrado	0.568645	Media de var. depend.	0.092394
R-cuadrado Ajustado	0.416402	E. Est. de var. depend.	0.046215
E. Est. de Regres.	0.035305	Suma de errores cuadrado	0.042379
Log likelihood	98.07409	F-estadístico	3.735118
Estad. Durbin-Wat.	1.820034	Prob(F-estadístico)	0.001211

* Significativo con más del 90% de confianza.

Los resultados obtenidos anteriormente en el Cuadro No. 3 son ratificados con la significación estadística de los coeficientes del Cuadro No. 4 resultantes de la ecuación de inflación del sistema de vectores autorregresivos propuesto. Es importante anotar que ninguno de los coeficientes de los agregados reales es significativo, mientras que la mayoría de los coeficientes tanto del agregado monetario como del tipo de cambio nominal presentan significación estadística.

El último paso es presentar (Cuadro No. 5) la descomposición de varianza de la inflación y ver si la variación de la primera diferencia de la tasa de cambio de la emisión monetaria, la de la tasa de crecimiento del PIB real, o la de la tasa de devaluación monetaria del mercado libre ($D(\Delta m)$, Δpib , o el Δe) afectan en mayor o menor medida a la variación de la inflación.

Cuadro No. 5
Descomposición de la varianza de la primera
diferencia de la inflación

Descomposición de Varianza INF					
Período	S.E.	Δpib	$D(\Delta m)$	Δe	π
1	0.030028	2.563908	2.402032	38.13268	56.90138
2	0.033377	2.306513	2.397003	43.50554	51.79095
3	0.037765	2.510788	3.546148	52.75086	41.19221
4	0.043107	5.229793	2.867503	60.19056	31.71215
5	0.044498	6.082363	3.084543	61.05581	29.77729
6	0.044589	6.057902	3.330716	60.91248	29.69890
7	0.044752	6.251308	3.669444	60.59131	29.48793
8	0.044854	6.257177	3.717892	60.67015	29.35478

Los resultados del Cuadro No. 5 son concluyentes: en el período analizado se puede observar que la varianza de la inflación está principalmente afectada por la inflación pasada, alternando luego del segundo período con los shock en la tasa de devaluación, y en tercer lugar por shock en el agregado real, eliminando la posibilidad de encontrar sustento empírico en el período analizado para la hipótesis de Fama.

6. Conclusiones

Este estudio analizó la relación entre retorno bursátil real y la inflación para el caso ecuatoriano en el pasado reciente, encontrándose importantes resultados que podrían plantear un futuro promisorio para el mercado bursátil en Ecuador, aunque vale la pena aclarar que éste es un estudio preliminar debido a la existencia limitada de datos.

La principal conclusión del trabajo es que no se encontró una relación negativa estadísticamente significativa entre el retorno bursátil real y la inflación esperada y no esperada para el periodo estudiado, así como tampoco entre retorno real bursátil e inflación cuando esta fue analizada en base de sus valores observados. Esta relación estadísticamente no significativa para el periodo planteado respalda la hipótesis de Fisher, la cual sostiene que el retorno real bursátil es independiente de los dos tipos de inflación, basándose en la idea de que las acciones representan derechos de propiedad sobre activos reales y éstos deberían constituirse en una defensa en contra de la inflación.

La falta de relación negativa entre inflación y retorno real bursátil como lo propone Eugene Fama puede ser explicada en base al análisis realizado en la sección 5, en donde se concluye que la inflación no ha sido un fenómeno causado por shock reales (fundamento principal de la hipótesis de Fama) sino más bien derivado de shock cambiarios y monetarios de índole nominal.

Esta falta de relación sistemática entre las dos variables permite hacer un planteamiento inicial importante: el mercado bursátil sí está otorgando una protección en contra de la inflación en el sentido de Fisher. Esto implica que este mercado podría significar una buena alternativa para inversionistas en nuestro país, aunque sería necesario realizar estudios complementarios sobre el nivel de retornos relativo de este mercado con otros similares.

Anexo (1)

Inflación: modelo arima para la estimación de la inflación esperada y no esperada

LS // Variable Dependiente INF

SMPL rango 1993.01 - 1995.04

Número de observaciones: 28

Convergencia alcanzada luego de 20 iteraciones

VARIABLE	COEFICIENTE	STD. ERROR	T-ESTA	2-COLAS SIG
C	0.0208237	0.0015573	13.371757	0.0000
MA(1)	0.3906959	0.0941781	4.1484807	0.0004
MA(2)	-0.1838873	0.1161903	-1.5826396	0.1266
MA(3)	-0.8816219	0.1041881	-8.4618293	0.0000
R-cuadrado	0.453667	Media de Var. Depend.	0.021107	
R-cuadrado ajustado	0.385375	E. Est. de Var. Depend.	0.010500	
E. Est. de Regresión	0.008232	Suma de errores cuad.	0.001626	
Log likelihood	96.82121	F-estadístico	6.643078	
Durbin-Watson Estad.	1.755413	Prob(F-estadístico)	0.002005	

NOTA: A este modelo MA(3) se llegó luego de varias alternativas de modelos ARIMA; se escogió el modelo más parsimonioso y de menor error estándar.

Bibliografía

- CHAREMZA, W. y D. Deadman (1992),
New Directions in Econometric Practice, publicado por Edward
 Elgar Publishing Limited, USA.
- DICKEY, D.A. y W.A. Fuller (1981),
 «Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a
 Unit Root», *Econometrica*, Vol. 49, julio.
- ENGLE, Robert F. y Clive W. Granger (1987),
 «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and
 Testing». *Econometrica*, 55, 2, pp. 251-276, marzo.
- ENGLE, Robert F. y Byung Sam Yoo (1987),
 «Forecasting and Testing in Cointegrated Systems». *Journal of
 Econometrics*, 35, pp. 143-159.
- FAMA, E.F. (1981),
 «Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money», *The American
 Economic Review*, Vol. 71 No. 4, septiembre.
- (1975),
 «Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation», *The American
 Economic Review*, Vol 65, junio, pp. 269-282.
- (1976),
 «Inflation Uncertainty and Expected Returns on Treasury Bills»,
Journal of Political Economy, junio 1976, pp. 427-448.
- FISCHER, S., 1975,
 «The Demand for Indexed Bonds», *Journal of Political Economy*,
 Vol. 83, No.3.
- FULLER, Wayne A. (1976),
Introduction to Statistical Time Series, New York, John Wiley &
 Sons, Inc.
- GESKE, C.W.J. Y R. Roll (1983),
 «The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Return and
 Inflation», *The Journal of Finance*, Vol. XXXVIII, No.1, marzo.

- GRANGER, C.W.J. y P. Newbold (1974),
«Spurious Regressions in Econometrics», *Journal of Econometrics*,
Vol. 2, pp. 111-120.
- HERNANDEZ, L.T., 1990,
«Inflación y Retorno Bursátil. Una Investigación Empírica: Chile
1960-1988», *Cuadernos de Economía*, Universidad Católica de
Chile, No. 82, Año 27- diciembre, pp.380-406.
- JAFFE, J.F. y G. Mandelker, 1976,
«The Fisher Effect for Risky Assets: An Empirical Investigation»,
The Journal of Finance, Vol XXXI, No. 2, mayo.
- KMENTA J., 1977,
Elementos de Econometria, Edit. VICENS - VIVES, España.
- LABAN, R., 1991,
« La Hipótesis de Cointegración y la Demanda por Dinero en Chile:
1974-1988», *Cuadernos de Economía*, Universidad Católica de Chi-
le, No. 83, Año 28- abril, pp. 169-188.
- PEÑA Sánchez de Rivera D., 1989,
*Estadística, Modelos y Métodos: Modelos Lineales y Series Tempo-
rales*, Edit. Alianza, Madrid-España.
- PHILLIPS, P.C.B., 1986,
«Understanding Spurious Regressions in Econometrics», *Journal of
Econometrics*, Vol.33 pp.311-340.
- PHILLIPS, J.L. JR., 1973,
Statistical Thinking: A Structural Approach, W.H.Freeman and
Company, San Francisco.
- PINDYCK S. R. y D. Rubinfeld, 1980,
Modelos Económicos, Edit. Labor Universitaria, España.
- SARGAN, J.D. y Alok Bhargava, 1983,
«Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated
by Gaussian Random Walk», *Econometrica*, Vol.51, No.1, enero,
pp.153-174.
- URIEL, E, 1985,
Análisis de Series Temporales: modelos ARIMA, Edit. Paraninfo
S.A., Madrid, España.