

Time Series Properties of Four Latin American Equity Markets: Argentina, Brazil, Chile and Mexico

Jorge L. Urrutia

Loyola University of Chicago
U.S.A.

Extracto

Este trabajo investiga la hipótesis de *random walk* para cuatro mercados de capitales latinoamericanos: Argentina, Brasil, Chile y México. Se emplean dos versiones del test de razón de varianza: suponiendo homosedasticidad y razón de varianza robusta a heterosedasticidad. Los datos corresponden a precios mensuales de índices nacionales expresados en dólares para el período diciembre 1975 a marzo 1991.

La razón de varianza acepta la random walk para Argentina, Brasil y México, pero la rechaza para Chile. Estos resultados sugieren que los inversores extranjeros no pueden ganar retornos extraordinarios invirtiendo en estos mercados. Sin embargo, las bajas correlaciones entre los índices indican que invirtiendo en estos países se puede reducir el riesgo de las carteras de inversión.

Abstract

Variance ratio tests indicate that the equity markets of Argentina, Brazil and Mexico follow random walks, but not those of Chile. The low correlations among the four markets suggest that investments in these countries can contribute to reduce portfolio risk.

The research on the random walk hypothesis has been heavily concentrated on the large equity markets of the United States, Canada, Japan and Europe (Summers 1986; Fama and French 1986a, 1986b; Lo and MacKinlay 1988, and Poterba and Summers 1988). Even though some studies have been conducted for stock markets of developing countries (Errunza 1983 and Errunza and Losq 1985), little research has been done in Latin American capital markets (Errunza and Losq 1987).

This paper employs the variance-ratio test to investigate the random walk hypothesis for the following four Latin American equity markets: Argentina, Brazil, Chile and Mexico. Two versions of the variance-ratio tests are implemented: first, the variance-ratio under the maintained hypothesis of homoscedasticity and, second, the heteroscedasticity-robust variance-ratio.

The empirical results reported in the paper indicate that the random walk hypothesis is rejected for Chile but it is generally confirmed for Argentina, Brazil and Mexico. Therefore, American investors might not be able to develop investment strategies that can generate abnormal returns in these three countries. However, the low correlation among these markets suggests that American investors can reduce the risk of their portfolios by diversifying in international stocks of these countries.

1. Methodology

This paper utilizes the variance-ratio method of Lo and MacKinlay (1988, 1989). The intuition behind the variance-ratio test is the following: if the natural logarithm of a time series denoted Y_t is a pure random walk of the form

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \epsilon_t, \quad (1)$$

then, the variance of its q -differences grows proportionally with the difference q . That is, the variance of the increments in a random walk is linear in the sampling interval. Therefore, if a time series follows a random walk process, the variance of its q -differences should be q times the variance of its first differences. If we have $nq + 1$ stock price observations, $P_0, P_1, P_2, \dots, P_{nq}$ at equally spaced intervals (q is any integer greater than one), then the ratio of $1/q$

times the variance of $Y_t - Y_{t-q}$ to the variance of $Y_t - Y_{t-1}$ would be equal to one, where Y is the natural logarithm of the price P .

Let us define

$$VR(q) = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)}, \quad (2)$$

where $\sigma^2(q)$ is $1/q$ the variance of the q -differences and $\sigma^2(1)$ is the variance of the first differences.

The following formulas for calculating $\sigma^2(q)$ and $\sigma^2(1)$ are taken from Lo and MacKinlay 1988:

$$\sigma^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^{nq} (Y_t - Y_{t-q} - q \hat{\mu})^2, \quad (3)$$

where

$$m = q(nq - q + 1) \left[1 - \frac{q}{nq} \right]$$

and

$$\sigma^2(1) = \frac{1}{(nq - 1)} \sum_{t=1}^{nq} (Y_t - Y_{t-1} - \hat{\mu})^2, \quad (4)$$

where

$$\hat{\mu} = \frac{1}{nq} (Y_{nq} - Y_0)$$

Lo and MacKinlay 1988 derive two asymptotic standard normal test-statistics for their variance-ratio. The first is developed under the maintained hypothesis of homoscedasticity, which implies the error terms in the random walk process are i.i.d. and constant volatility over time. The asymptotic variance of the variance-ratio under homoscedasticity $\phi(q)$ is

$$\phi(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)} \quad (5)$$

and the standard normal test-statistic under homoscedasticity $Z(q)$ is

$$z(q) = \frac{VR(q) - 1}{[\phi(q)]^{1/2}} \sim N(0,1). \quad (6)$$

The second test-statistic is robust to heteroscedasticity. This statistic is important because it is now a widely held belief among financial economists that stock volatility changes over time (Merton 1980, French, Schwert and Stambaugh 1987). The heteroscedasticity-consistent asymptotic variance of the variance-ratio $\phi^*(q)$ is given by

$$\phi^*(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left[\frac{2(q-j)}{q} \right]^2 \hat{\sigma}(j), \quad (7)$$

where

$$\hat{\sigma}(j) = \frac{\sum_{t=j+1}^{nq} (Y_t - Y_{t-1} - \hat{\mu})^2 (Y_{t-j} - Y_{t-j-1} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{t=1}^{nq} (Y_t - Y_{t-1} - \hat{\mu})^2 \right]^2}. \quad (8)$$

Finally, the heteroscedasticity-consistent standard normal test-statistic $Z^*(q)$ corresponds to

$$z^*(q) = \frac{VR(q) - 1}{[\phi^*(q)]^{1/2}} \sim N(0,1). \quad (9)$$

2. Data

The data used in this paper are monthly national index prices, in U.S. dollars, for four Latin American national market indexes: Argentina, Brazil, Chile, and Mexico. The data sample, obtained from IFC, corresponds to the December 1975 to March 1991 time period. The IFC indices are capitalization-weighted indices of listed stocks selected on the basis of liquidity, market capitalization, and industry classification. The combined market value of the indices are approximately sixty percent of the total market capitalization at the end of each year. Even though liquidity and size are important criteria for inclusion in the indices, the IFC may include in the indices small companies whose stocks are not actively traded in order to give a balanced view of the capitalization of the market.

3. Analysis of the Empirical Results

The relevant returns for an American investing in foreign securities are returns adjusted by the exchange rates between the U.S. dollar and the domestic currencies. In order to investigate the time series properties of Latin American stocks from the viewpoint of an American investor, variance-ratio tests are applied to the national equity market indices of Argentina, Brazil, Chile and Mexico. The base observation interval is one month. Variance-ratio estimates, $VR(q)$, asymptotic variances of the variance-ratio, $\phi(q)$ and $\phi^*(q)$, and variance-ratio statistics, $Z(q)$ and $Z^*(q)$ are computed for the following intervals, $q = 2, 4, 8, 16, 24$ and 30 . That is, by using one month as the base interval, $VR(q)$, $\phi(q)$, $\phi^*(q)$, $Z(q)$ and $Z^*(q)$ are calculated for each q by comparing the variance of the one-month base interval with that of two-month, four-month, eight-month, sixteen-month, twenty-four-month, and thirty-month observation intervals.

The value estimates of $VR(q)$ and $Z(q)$ under the maintained hypothesis of homoscedasticity are presented in panel A of table 1. It can be seen that the random walk hypothesis is confirmed for Argentina, Brazil, and also for Mexico for investment horizons longer than four months. However, the random walk is rejected for Chile. Rejection of the random walk may be due either to heteroscedasticity or to serial correlation. In order to discriminate between these two possibilities, an heteroscedasticity-robust variance-ratio test is implemented.

The heteroscedasticity-consistent variance-ratios are reported in panel B of table 1. Again, the null of random walk is fully confirmed for Argentina and Brazil, and also for Mexico for periods longer than four months. The random walk is again rejected for Chile. The rejection of the random walk for Chile agrees with Gregoire 1985, who has also found, using data for the 1973-1984 time period, that Chilean stock returns do not follow a random walk process. The results of panel B suggest that rejections of the random walk are due to autocorrelation of monthly stock prices.

Table 1

*Variance-Ratio Estimates for Four Latin American Emerging
Stock Markets
Monthly Returns — U.S. Dollar — Sample Period:
December 1975 - March 1991*

Variance-ratio tests of the random walk hypothesis for monthly stock index prices for the following emerging stock markets: Argentina, Brazil, Chile, and Mexico. One month is taken as a base observation interval. The variance-ratios are reported in the main rows and the test statistics are in parentheses. An asterisk * indicates that the variance-ratio is statistically different from one at the 5% significance level (rejection of the random walk).

EMERGING MARKET	NUMBER OF BASE OBSERVATIONS AGGREGATED TO FORM VARIANCE-RATIO					
	2	4	8	16	24	30
PANEL A: VARIANCE-RATIOS UNDER HYPOTHESIS OF HOMOSCEDASTICITY						
Argentina	1.012 (0.156)	1.026 (0.185)	0.862 (-.619)	0.742 (-.757)	0.628 (-.857)	0.545 (-.914)
Brazil	0.997 (-.042)	0.935 (-.463)	0.879 (-.539)	0.907 (-.273)	0.676 (-.745)	0.538 (-.927)
Chile	1.155* (2.081)	1.500* (3.574)	1.657* (2.937)	2.392* (4.086)	2.650* (3.798)	2.820* (3.652)
Mexico	1.257* (3.461)	1.267* (2.908)	1.344 (1.540)	1.575 (1.688)	1.604 (1.389)	1.601 (1.205)
PANEL B: HETEROSCEDASTICITY-ROBUST VARIANCE-RATIOS						
Argentina	1.012 (0.111)	1.026 (0.133)	0.862 (-.451)	0.742 (-.569)	0.628 (-.665)	0.545 (-.727)
Brazil	0.997 (-.036)	0.935 (-.397)	0.879 (-.467)	0.907 (-.242)	0.676 (-.678)	0.538 (-.860)
Chile	1.155* (1.028)	1.500* (3.501)	1.657* (2.919)	2.392* (4.225)	2.650* (4.107)	2.820* (4.094)
Mexico	1.257* (2.733)	1.267* (1.961)	1.344 (0.784)	1.575 (0.881)	1.604 (0.745)	1.601 (0.660)

Chile and Mexico exhibit variance-ratios larger than unity. Variance-ratios larger than one indicate positive return autocorrelation. These results agree with Lo and MacKinlay 1988 and Poterba and Summers 1988, who find positive autocorrelation for the NYSE and AMEX and other European equity indices. Plausible explanations are the presence of small companies in the ICF indices, thin trading, noise trading, and local government interventions.

The evidence that the random walk hypothesis cannot generally be rejected for Argentina, Brazil, and Mexico, suggests that American investors might not be able to develop trading strategies that would allow them to earn excess returns. Foreign investors could profit from investments in Chile and in Mexico (for investment horizons shorter than four months). However, this conclusion must be taken with caution, because the results presented in this paper have been obtained using returns before adjusting for transaction costs. As it has been reported in many tests of market efficiency (i.e. Fama 1970), once returns are adjusted by brokers' commissions, abnormal returns would probably vanish.

Nevertheless, American investors can still benefit by diversifying internationally in these Latin American markets. In effect, the low and statistically insignificant correlation coefficients of monthly returns in U.S. dollars shown in Table 2 suggest that the risk of an American investor's portfolio can be reduced by investing in Latin American stocks.

Table 2

*Correlation Coefficients of Latin American
Emerging Stock Markets Monthly Returns
U.S. Dollar — Sample Period: December 1975 - March 1991*

	ARGENTINA	BRAZIL	CHILE	MEXICO
Argentina	1.000* (0.000)			
Brazil	-0.061 (0.409)	1.000* (0.000)		
Chile	0.114 (0.124)	0.003 (0.973)	1.000* (0.000)	
Mexico	0.114 (0.126)	-0.054 (0.465)	0.147 (0.150)	1.000* (0.000)

Notes. - Probabilities are in parentheses.
- An asterisk (*) indicates the null of no correlation is rejected at the 5% of significance level.

4. Summary and Conclusions

The paper tests the random walk hypothesis for four Latin American equity indices: Argentina, Brazil, Chile and Mexico. The data correspond to monthly prices in U.S. dollars covering the December 1975 to March 1991 time period.

Variance-ratio estimates obtained under both the maintained hypothesis of homoscedasticity and the heteroscedasticity-robust test indicate that the stock markets of Argentina, Brazil, and Mexico follow a random walk process. The random walk is rejected for Chile. These results suggest that American investors might not be able to earn excess returns by investing in the Argentinean, Brazilian, and Mexican markets, but they might succeed in Chile and also in Mexico (for investment horizons shorter than four months). In addition, the low correlations among these four Latin American national index prices suggest that American investors can reduce the risk of their portfolios by diversifying internationally in the stocks of these countries.

References

- ERRUNZA, V. (1983). "Emerging Markets — a New Opportunity for Improving Global Portfolio Performance", *Financial Analysts Journal*, pp. 51-58.
- ERRUNZA, V. and E. LOSQ (1985). "The Behavior of Stock Prices on LDC Markets", *Journal of Banking and Finance*, pp. 561-575.
- (1987). "How Risky are Emerging Markets? Myths and Perceptions versus Theory and Evidence," *Journal of Portfolio Management*, pp. 62-66.
- FAMA, E. (1970). "Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance* 25, pp. 383-417.
- FAMA, E. and K. FRENCH (1986a). *Permanent and Temporary Components of Stock Prices* (Working Paper 178). Chicago: University of Chicago, Center for Research in Security Prices.

- (1986b). *Common Factors in the Serial Correlation of Stock Returns* (Working Paper 200). Chicago: University of Chicago, Center for Research in Security Prices.
- FRENCH, K., G.W.SCHWERT and R.F.STAMBAUGH (1987). "Expected Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial Economics* 19, pp. 3-30.
- GREGOIRE, J. (1985). "El ajuste de los precios accionarios a la información: resultados empíricos", *Paradigmas en Administración* (Santiago de Chile) 7, pp. 121-131.
- LO, A. and C.MACKINLAY (1988). "Stock Market Prices Do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test", *Review of Financial Studies* 1, pp. 41-66.
- (1989). "The Size and Power of the Variance-Ratio Test in Finite Samples: a Monte Carlo Investigation", *Journal of Econometrics* 40, pp. 203-238.
- MERTON, R.C. (1980). "On Estimating the Expected Return on the Market: an Exploratory Investigation", *Journal of Financial Economics* 8, pp. 323-361.
- POTERBA, J.M. and L.H.SUMMERS (1988). "Mean-Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications", *Journal of Financial Economics* 22, pp. 27-59.
- SUMMERS, L.H. (1986). "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?", *Journal of Finance* 41, pp. 591-601.

Arbitraje en futuros de IPSA

Carlos Díaz C.

Universidad Católica del Norte, Antofagasta, Chile

Salvador Zurita L.

Universidad Adolfo Ibáñez, Valparaíso, Chile

Extracto

En abril de 1991 la Bolsa de Comercio de Santiago inició las transacciones de futuros sobre el Índice de Precios Selectivo de Acciones (IPSA), un índice bursátil que contiene las cuarenta acciones más transadas del país. Este trabajo investiga en qué medida las relaciones de arbitraje que predice la teoría financiera se han verificado en los precios de futuro de IPSA desde su creación hasta la fecha.

Abstract

In April of 1991, the Bolsa de Comercio de Santiago, the oldest and most important stock exchange in Chile, started listing futures on IPSA, a popular stock index formed by the forty most highly traded stocks of the country. In this paper we study to what extent the theoretical arbitrage relations between future and spot prices of IPSA have held in the case of the contract of futures on IPSA.

Los autores agradecen la información proporcionada por Patricio Fuentes, de la Cámara de Compensación, Bolsa de Comercio de Santiago; los comentarios de Jorge Gregoire y Carlos Maquieira, y la asistencia editorial de Carola Borja.

En diciembre de 1990 la Bolsa de Comercio de Santiago inició las transacciones de futuros de dólar, y en abril de 1991, las de futuro sobre el Índice de Precios Selectivo de Acciones (IPSA). El contrato de futuro sobre dólar registró bajas y escasas transacciones desde su comienzo, y tuvo corta vida, puesto que la última transacción se produjo en julio de 1991. En contraste, el contrato de futuro sobre IPSA, aunque nunca se ha transado en grandes montos, mantiene un interés abierto positivo hasta el presente.

Se definen las oportunidades de arbitraje como oportunidades de obtener ganancias sin incurrir en riesgos y sin comprometer recursos. La existencia misma de arbitadores implica que en la práctica se presentan sólo pocas y pequeñas oportunidades de arbitraje en los precios que se determinan en los mercados financieros. En particular, en el caso que nos interesa, en equilibrio debiera existir una relación entre el precio de contado (o precio *spot*) de un activo y su precio futuro, y también entre el precio de contado futuro y el precio futuro, de modo que si dichas relaciones no se dan en la práctica, surgen oportunidades de arbitraje que podrían ser explotadas. El propósito de este trabajo es explorar si en la corta historia de los contratos de futuro de IPSA en Chile se han producido oportunidades de arbitraje, después de corregir por costos de transacción, y, de ser así, en qué medida. La sección 1 contiene una breve descripción del contrato de futuro de IPSA de la Bolsa de Comercio de Santiago, la sección 2 resume la bibliografía existente sobre relaciones de arbitraje de futuros, y la sección 3 se dedica a exponer las oportunidades de arbitraje que se han producido en los contratos de futuro desde su creación hasta la fecha. Finalmente, en la sección 4 resumimos las principales conclusiones del trabajo.

1. El futuro de IPSA

En esta sección describimos las principales características del contrato de futuro sobre IPSA de la Bolsa de Comercio de Santiago.

A. EL ÍNDICE DE PRECIOS SELECTIVOS
DE ACCIONES (IPSA)

El IPSA es un índice bursátil que agrupa las cuarenta acciones más transadas del mercado chileno, medidas por su presencia bursátil promedio ponderada anual. La presencia bursátil refleja el porcentaje de días hábiles en que la acción fue transada, y se calcula ponderando con mayor fuerza los trimestres más recientes, de acuerdo con la fórmula que sigue.

$$PPPA = 0,45 PP4 + 0,30 PP3 + 0,15 PP2 + 0,10 PP1, \quad (1)$$

donde

- $PPPA$ = Presencia promedio ponderada anual
- $PP4$ = Presencia promedio del último trimestre
- $PP3$ = Presencia promedio del penúltimo trimestre
- $PP2$ = Presencia promedio del antepenúltimo trimestre
- $PP1$ = Presencia promedio del anterior al antepenúltimo trimestre

La cartera de acciones que componen el IPSA se actualiza cuatro veces en el año; a saber: el último día hábil de los meses de marzo, junio, septiembre y diciembre. Una vez que se han seleccionado las 40 sociedades de mayor $PPPA$, se calcula el IPSA, de acuerdo con la siguiente fórmula:

$$IPSA = \frac{\sum_{i=1}^{40} fci(1)}{\sum_{i=0}^{40} fci(0)} \cdot 100, \quad (2)$$

donde

$fci(t)$ = factor IPSA sociedad i multiplicado por precio de cierre sociedad i en t ($t = 0, 1$, con 0 representando la fecha base para el cálculo y 1 representando la fecha de cálculo). En otras palabras, $fci(t)$ representa la valoración del IPSA en la fecha t , y la división por dicho valor en la fecha $t = 0$ simplemente permite escalar para definir un IPSA de 100 puntos en la fecha base 0.

En (2) se aprecia que el IPSA corresponde al cociente de dos promedios ponderados, el primero referido a los precios de cierre de las 40 acciones a la

fecha de cálculo, y el segundo a la fecha base, donde los ponderadores son el factor IPSA de cada sociedad. Dicho factor se define como el producto de la presencia, la rotación, el número de acciones en circulación (dividido por cien millones) y el factor de enlace. A continuación definimos cada una de estas variables:

a) Presencia promedio últimos doce meses:

$$\begin{array}{l} \text{Presencia } \bar{x} \\ \text{Sociedad } i \end{array} = \frac{\sum_{t=1}^{12} \frac{dt(t)}{dh(t)} \cdot 100}{12}, \quad (3)$$

donde

$dt(t)$ = Número de días de transacción de la sociedad i en el mes t

$dh(t)$ = Número de días hábiles en el mes t

b) Rotación:

$$\begin{array}{l} \text{Rotación } \bar{x} \\ \text{Sociedad } i \end{array} = \frac{\sum_{t=1}^8 \frac{at(t)}{ac(t)} \cdot 100}{8}, \quad (4)$$

donde

$at(t)$ = Número de acciones de la sociedad i transadas en el mes t

$ac(t)$ = Número de acciones de la sociedad i en circulación en el mes t

Este valor se obtiene considerando la rotación de los 12 últimos meses para cada sociedad, eliminando los dos valores extremos superiores y los dos valores extremos inferiores. Por lo tanto, en definitiva, se obtiene la rotación promedio mensual considerando sólo la rotación para ocho meses.

c) Número de acciones en circulación. Con el propósito de trabajar con números más pequeños, la cantidad de acciones en circulación se divide por 100 millones. Este valor corresponde al día anterior a la entrada en vigencia de la

nueva cartera: último día hábil de los meses de marzo, junio, septiembre y diciembre.

d) Factor enlace. Una vez determinada la cartera que regirá en los tres meses siguientes, se deben enlazar los valores de la nueva cartera, con el objeto de hacerlos correspondientes con los antiguos. Para realizar el enlace se aplica la siguiente fórmula:

$$\text{Factor enlace} = \frac{\sum_{i=1}^{40} fci(A)}{\sum_{i=1}^{40} fci(B)}, \quad (5)$$

donde

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^{40} fci(A) &= \text{Valoración del IPSA en } t = A, \text{ donde } A \text{ representa la fecha de} \\ &\quad \text{enlace} \\ \sum_{i=1}^{40} fci(B) &= \text{Valoración del IPSA en } t = B, \text{ donde } B \text{ representa la fecha} \\ &\quad \text{siguiente a la de enlace} \end{aligned}$$

El factor de enlace determinado se aplica sobre el factor IPSA de cada sociedad según la nueva cartera, manteniendo de esta forma valores equivalentes de cálculo. El procedimiento de enlace descrito tiene lugar un día antes de la entrada en vigencia de la nueva cartera: último día hábil de marzo, junio, septiembre y diciembre de cada año. Para ese efecto, los precios de cierre corresponden a los registrados en los días anteriormente señalados.

Finalmente, cada vez que se produce un movimiento de capital en una de las sociedades componentes del IPSA, se ajusta el factor IPSA de modo de mantener la misma relación de paridad después de efectuado el movimiento. Dicho ajuste se aplica para cualquiera de los siguientes movimientos de capital: dividendos, emisión de acciones liberadas, emisión de acciones pagadas, canje, dividendo optativo, división de sociedad y reparto de capital.

B. FUTUROS DE IPSA

El contrato a futuro de IPSA es un compromiso legal para entregar o recibir el valor en pesos del índice bursátil IPSA, en una fecha futura determinada y a un

precio preestablecido. Cada contrato a futuro de IPSA se transa en puntos del índice y se valoriza en el equivalente en pesos de dos mil veces el monto del índice. Por ejemplo, si el contrato a futuro de IPSA con vencimiento en septiembre se transa en 120 puntos, el valor de dicho contrato es \$240.000, o 120 puntos multiplicado por \$2.000.

Los contratos a futuro de IPSA se transan en telepregon, desde las 9:30 hasta las 13:20 horas, todos los días hábiles. Usualmente se transan contratos con vencimientos en los tres meses siguientes, y la fecha exacta de vencimiento es el antepenúltimo día hábil de cada mes.

La Bolsa de Comercio de Santiago impone límites a la variación de precios futuros máxima en un día, la que es de un 15% del precio de cierre del día anterior, y también un interés abierto máximo de 800 contratos.

Finalmente, como es la práctica en todos los contratos a futuro del mundo, para operar en futuros se requiere constituir márgenes, que en el caso del futuro de IPSA fueron fijados por la Bolsa en el equivalente en pesos de un 25% del valor del contrato.¹

2. Relaciones de arbitraje

En esta sección revisamos brevemente los argumentos teóricos que determinan una relación entre el precio de contado de un activo, tanto el que se cotiza en el presente como el esperado en el futuro, y el precio futuro de un activo financiero.

A. PRECIO DE CONTADO Y PRECIO FUTURO

Como hemos visto en la sección anterior, el IPSA está corregido por variaciones de capital, incluyendo dividendos, por lo que es conceptualmente equivalente a un activo que no paga ingresos. En efecto, en el caso de un contrato a futuro sobre un activo que paga ingresos (dividendos, intereses, etcétera), el que toma una posición larga en el mercado de futuro deja de percibir los dividendos que habría percibido si en vez de comprar a futuro hubiese tomado una posición larga sobre el mismo activo en el mercado de contado, lo que requiere incluir en

¹Este nivel de márgenes parece alto, considerando que sólo se debe proteger contra variaciones diarias, debido a la liquidación diaria que caracteriza a los contratos de futuro.

el análisis de valoración explícitamente el monto de los ingresos repartidos durante la vida del contrato. En nuestro caso, sin embargo, si un inversionista que toma posición en IPSA en los mercados a futuro o de contado (comprando las acciones que componen el índice), en ambos casos obtiene los dividendos, pues ellos están reflejados en el valor del índice.

En ausencia de oportunidades de arbitraje, puede mostrarse que la relación entre el precio futuro, F , y el precio de contado, S , de un activo que no paga ingresos debe ser

$$F = S e^{r(T-t)}, \quad (6)$$

donde r representa la tasa de interés libre de riesgo por unidad de tiempo, compuesta continuamente, y T , t representan las fechas de vencimiento del contrato y la fecha actual, respectivamente.

Si $F > S e^{r(T-t)}$, un inversionista puede obtener ganancias comprando las 40 acciones que componen el índice y vendiendo contratos de IPSA a futuro. Tomar posición en futuros no cuesta nada, excepto por márgenes,² pero comprar las acciones requiere $\$S$, los cuales pueden ser obtenidos endeudándose a la tasa de interés r . Así, al vencimiento del contrato el arbitrador obtiene un precio F por los contratos que vendió a futuro y debe repagar el principal más los intereses del crédito que pidió, es decir, $S e^{r(T-t)}$, lo que le da una ganancia cierta en la fecha de vencimiento de $F - S e^{r(T-t)}$.

Estas estrategias de arbitraje, llamadas arbitraje de índice, son típicamente realizadas por firmas y no por inversionistas individuales, y, en esta situación particular, por firmas que mantienen inversiones de corto plazo y que tienen por lo tanto la liquidez necesaria para comprar un número importante de acciones en un plazo breve. También es usual que en los países desarrollados, principalmente los Estados Unidos, donde los mercados de futuro son más profundos, estas operaciones de arbitraje se realicen por medio de programas computacionales, y reciben el nombre de *program trading*. Además, normalmente no se requiere comprar todas las acciones que componen el índice, sino un número menor, pero que refleja con suficiente cercanía la evolución del índice.³

²Además, los márgenes pueden constituirse con acciones y bonos, disminuyendo así el costo financiero que pudieran representar.

³Para un método empírico que permite replicar el IPSA con ocho acciones, véase Carlos Díaz 1994.

Por otro lado, si $F < S e^{r(T-t)}$, es posible obtener ganancias ciertas vendiendo las acciones que componen el índice (o un número menor de acciones que sin embargo replica el índice de cerca) y comprando el IPSA a futuro. Al seguir esta estrategia, el arbitrador obtiene S en el presente, lo que puede invertir a la tasa de interés libre de riesgo y tener $S e^{r(T-t)}$ con seguridad a la fecha de vencimiento del contrato. En dicha fecha, deberá pagar F para obtener el IPSA, con lo cual recuperará las acciones que vendió y obtendrá una diferencia positiva de $S e^{r(T-t)} - F$. Con restricciones a la venta corta, como en el caso de Chile, donde no está permitida, esta operación de arbitraje puede ser realizada por fondos de inversión o fondos de pensiones que ya tienen las acciones que componen el índice.

El mismo proceso de arbitraje descrito presionará los precios a futuro y de contado para que estén "en línea", es decir, para que la ecuación de arbitraje se cumpla.

B. PRECIO DE CONTADO ESPERADO Y PRECIO FUTURO

Una pregunta que inquietaba a los economistas de principios de siglo era si los precios a futuro son o no un predictor insesgado del precio de contado del activo subyacente que se obtendrá a la fecha de vencimiento del contrato. Keynes 1930 y Hicks 1939 sostenían que ello dependía de a qué lado del mercado estaban los especuladores. Según estos autores, si en promedio los inversionistas que transan a futuro buscando cobertura frente al riesgo de precios tienden a mantener posiciones largas, y los especuladores posiciones cortas, entonces el precio futuro debe ser superior al precio esperado de contado, porque los especuladores deben obtener un premio esperado por llevar el riesgo. Esta situación sería la de inversionistas que quisieran asegurarse el precio de algún insumo para su proceso productivo (por ejemplo, de energía o de alguna materia prima), y que para ello la compran a futuro, fijando así el precio a pagar en F . Por otro lado, si los inversionistas que buscan protección tienden a estar en las posiciones cortas del mercado a futuro y los especuladores en las posiciones largas, como sería el caso, por ejemplo, de productores de trigo que deciden vender a futuro para fijar el precio de su cosecha, entonces de nuevo los especuladores deben tener una ganancia esperada positiva, lo que en este caso

implica que deben comprar barato a futuro, es decir, el precio a futuro debe ser inferior al precio de contado esperado.

A pesar de la intuición que tiene, el análisis precedente pasa por alto la distinción entre riesgo diversificable y riesgo sistemático, que, por supuesto, se produjo con posterioridad en la literatura, y que fue popularizada en el modelo de valoración de activos de capital (CAPM). Según este argumento, el riesgo diversificable no es relevante para los inversionistas, porque puede ser eliminado a cero costo. Por este motivo, como argumenta Dusak 1973, no todo el riesgo que lleva el especulador es premiado en el mercado, y las conclusiones de Keynes y Hicks deben ser revisadas.

A fin de obtener la relación entre el precio de contado esperado y el precio futuro de un activo, consideremos un especulador que toma una posición larga en el mercado a futuro, esperando que el precio subirá por sobre su precio futuro al vencimiento. Suponiendo que el especulador invierte el valor presente del precio futuro a la tasa de interés libre de riesgo, y que el contrato de futuro puede ser tratado como un contrato *forward* (es decir, para simplificar el análisis obviamos la discusión de márgenes y ajuste diario de cuentas), entonces los flujos de caja del inversionista son los siguientes:

1. Fecha de inicio del contrato. El especulador invierte $F e^{-r(T-t)}$ en el instrumento libre de riesgo.
2. Fecha de vencimiento del contrato. La inversión en el instrumento libre de riesgo vale ahora F , el precio futuro, que es utilizado para pagar el contrato a futuro, obteniendo el activo subyacente, que vale S_T .

Así, el valor presente de esta inversión es

$$- F e^{-r(T-t)} + E (S_T) e^{-k(T-t)}, \quad (7)$$

donde k es la tasa de descuento apropiada a una inversión en el activo subyacente, la que podría ser obtenida por un modelo de equilibrio como el CAPM, y E denota el operador esperanza matemática. Según la hipótesis de eficiencia de mercados, toda inversión en activos financieros tiene valor presente neto cero, de modo que

$$- F e^{-r(T-t)} + E (S_T) e^{-k(T-t)} = 0, \quad (8)$$

lo que implica que

$$F = E (S_T) e^{-(k-r)(T-t)}. \quad (9)$$

Es claro que si hubiésemos supuesto que el especulador tomaba una posición corta en futuros habríamos llegado a la misma conclusión, puesto que en ese caso los flujos en la fecha de inicio del contrato y a su vencimiento son iguales en valor absoluto, pero con el signo contrario. Pero, como también en este caso eficiencia de mercado implica que el valor de la inversión en activos financieros es cero, se obtendría la misma fórmula final para el precio futuro en función del precio spot esperado en el futuro (9).

La tasa de descuento apropiada a los contratos de IPASA es sin duda superior a la tasa de interés libre de riesgo, porque el coeficiente de riesgo sistemático beta de las acciones que componen el IPASA es superior a cero.⁴ Por este motivo, en nuestro caso la inferencia del análisis precedente es que el precio futuro de IPASA debe ser inferior al precio de contado esperado del IPASA:

$$F < E (S_T). \quad (10)$$

Puesto que a la madurez del contrato de futuro el precio futuro debe converger con el precio de contado, la inferencia es que los precios de futuro deberían crecer en promedio, y que un inversionista que sostenidamente mantiene posiciones largas en futuros en un período largo de tiempo debiera obtener ganancias positivas.

La relación entre precio futuro y precio de contado esperado ha sido verificada para distintos productos agrícolas,⁵ como el trigo, algodón, y porotos

⁴Con posterioridad, el trabajo de Dusak fue modificado por Carter, Rauser y Schmitz 1983, quienes permiten que el riesgo sistemático en el modelo CAPM varíe estocásticamente en función de la posición neta del especulador. Pero esta complejidad sólo es introducida para refutar el hallazgo de Dusak, de que el riesgo sistemático de los productos agrícolas que estudió es cero, y en nuestro caso no hay ninguna duda de que beta es bastante superior a cero y cercano a uno. Por esto, y dado que no estamos tratando con futuros de productos sino productos financieros, esta complejidad no necesita ser incorporada al análisis.

⁵Una posible razón para que estos estudios se refieran a productos agrícolas es que en dicho caso es más fácil distinguir entre especuladores y *hedgers* que en los mercados de futuros financieros. Por ejemplo, en los Estados Unidos la Commodity Exchange Authority clasifica a los inversionistas en *hedgers* grandes, especuladores grandes y no informados, y exige a los inversionistas que transan más de una cierta cantidad comunicar su posición completa. Otra

de soya. Véanse por ejemplo Hoythakker 1957, Telser 1958, Dusak 1973, Gray 1961 y Chang 1985, quienes obtienen resultados distintos entre sí, lo que lleva a Khoury 1983 a concluir que los estudios disponibles no permiten al investigador concluir convincentemente sobre la validez de la hipótesis keynesiana, y dicha confirmación o refutación debe esperar nueva evidencia. En nuestro caso del IPSA, aun reconociendo las fuertes limitaciones de datos que impone el tener tan poca historia, y sin ninguna pretensión de obtener resultados conclusivos, se informará acerca de tests estadísticos relativos a la desigualdad (10).

3. Arbitraje en futuros de IPSA

En esta sección damos a conocer los resultados empíricos sobre las dos relaciones de arbitraje en el caso del futuro de IPSA.

A. ARBITRAJE EN CORTE TRANSVERSAL

Para todos los contratos futuros de IPSA desde el inicio de sus transacciones en abril de 1991, se examinó la existencia de oportunidades de arbitraje.

Como *proxy* de la tasa de interés nominal libre de riesgo se utilizó la tasa de captación promedio del sistema financiero para menos de 90 días, lo que obviamente supone que el riesgo de no pago del sistema financiero es cero durante el período en estudio.

Los costos de transacción que se incorporaron fueron los directos, es decir, los que tienen que ver con costos de corretaje y de derechos de bolsa. En consecuencia, no se consideraron costos de oportunidad, como el costo de oportunidad del tiempo del analista que sigue el mercado futuro para explotar las oportunidades de arbitraje que se presenten. Esto debe ser tenido en cuenta al deducir conclusiones sobre eficiencia de mercado en el presente estudio. Específicamente, se definen los siguientes costos de transacción:

posible explicación es que estos mercados son los más antiguos, por lo que se cuenta con muchos más años en ellos que en los futuros financieros.

- c_1 = Costo corredor de acciones
 c_2 = Derechos de bolsa por transacción de acciones
 c_3 = Costo corredor de contratos de futuro
 c_4 = Derechos de bolsa por transacción de futuros

La tabla 1 contiene estimaciones de estos costos para inversionistas institucionales y para inversionistas individuales.

Tabla 1

Costos de transacción por tipo de inversionista

A. INVERSIONISTAS INSTITUCIONALES

Activo	Corredor	Derechos de bolsa
Acciones	0,1%	0,1%
Contratos de futuro	0,1%	0,1%

B. INVERSIONISTAS INDIVIDUALES

Activo	Corredor	Derechos de bolsa
Acciones	1,0%	0,5%
Contratos de futuro	1,0%	0,1%

Dado que para realizar una operación de arbitraje el arbitrador debe transar en el mercado de contado y de futuro tanto en la fecha en que realiza la estrategia, en t , como al vencimiento del contrato en T , el costo total de transacción C , expresado en pesos de T , es

$$C = S_t (c_1 + c_2) e^{r(T-t)} + F_t (c_3 + c_4) e^{r(T-t)} + S_T (c_1 + c_2 + c_3 + c_4), \quad (11)$$

donde, nótese, no hacemos diferencia entre el precio futuro y de contado al vencimiento del contrato en T , porque en esa fecha el precio de futuro debe converger con el de contado.

Tomando en cuenta los costos de transacción, se dice que existe una oportunidad de arbitraje si el precio futuro teórico se desvía de la relación de equilibrio con el precio spot (6) en una diferencia superior a los costos de transacción totales, C . En otras palabras, existe una oportunidad de arbitraje si $F > S e^{r(T-t)} + C$, o bien si $F < S e^{r(T-t)} - C$.

La tabla 2 describe las oportunidades de arbitraje que se han producido históricamente en los futuros de IPSA, primero para los inversionistas institucionales y luego para inversionistas naturales.

Como puede verse en la tabla 2, la ganancia promedio de arbitraje es sostenidamente mayor para un inversionista institucional que para inversionistas individuales, producto de los mayores costos de transacción que estos últimos enfrentan. En realidad, del total de 738 oportunidades de arbitraje para inversionistas institucionales, sólo un 14% resultaba conveniente de arbitrar para inversionistas naturales. En este sentido, es pertinente recordar que los institucionales enfrentaron restricciones legales para transar en futuros durante el período en estudio, como, por ejemplo, la imposibilidad de constituir márgenes con activos del fondo (lo que implica utilizar los de la administradora) para fondos de inversión, además de que los fondos de pensiones no podían operar en futuros.

Otro aspecto que se aprecia de estas tablas es que la ganancia promedio en general se fue achicando al pasar el tiempo, reflejando la mayor experiencia que el mercado ganaba con este producto derivado. No es mucho lo que se puede inferir del número mismo de oportunidades de arbitraje a medida que pasa el tiempo, porque en ocasiones este número es pequeño simplemente porque hubo pocas transacciones de futuro de IPSA, no porque ellas estuviesen correctamente valoradas.

Tabla 2

Oportunidades de arbitraje en IPSA

A. INVERSIONISTAS INSTITUCIONALES

Contrato	Número de oportunidades de arbitraje	Mínima ganancia de arbitraje	Máxima ganancia de arbitraje	Promedio ganancia de arbitraje
IPSA 9104	5	1,03	6,00	3,64
IPSA 9105	10	2,39	20,07	8,72
IPSA 9106	18	0,04	7,46	2,92
IPSA 9107	32	0,09	9,39	4,81
IPSA 9108	19	0,90	14,07	5,94
IPSA 9109	21	0,15	7,57	3,01
IPSA 9110	25	0,09	23,47	4,78
IPSA 9111	27	0,11	14,33	2,73
IPSA 9112	34	0,09	13,26	5,73
IPSA 9201	32	0,84	14,24	7,44
IPSA 9202	13	0,01	14,19	6,27
IPSA 9203	18	0,07	6,02	1,95
IPSA 9204	29	0,01	7,54	2,39
IPSA 9205	42	0,12	7,57	3,19
IPSA 9206	36	0,06	9,69	3,16
IPSA 9207	33	0,28	5,54	2,34
IPSA 9208	36	0,05	5,70	3,07
IPSA 9209	33	0,04	5,90	2,34
IPSA 9210	29	0,03	3,73	0,90
IPSA 9211	30	0,01	4,40	0,95
IPSA 9212	33	0,07	5,00	1,06
IPSA 9301	31	0,07	2,71	0,79
IPSA 9302	29	0,05	2,26	0,93
IPSA 9303	22	0,11	3,56	1,09
IPSA 9304	28	0,11	3,40	1,20
IPSA 9305	19	0,10	3,95	1,58
IPSA 9306	10	0,12	1,54	0,68
IPSA 9307	10	0,32	2,02	1,03
IPSA 9308	14	0,78	4,54	1,59
IPSA 9309	8	0,05	4,62	2,03
IPSA 9310	9	0,57	3,46	1,98
IPSA 9311	3	0,43	2,48	1,37
Total	738			

Nota: Las ganancias mínima, máxima y promedio están en puntos de IPSA. Para tener su equivalente en pesos, deben ser multiplicadas por \$2.000. Estas ganancias representan la ganancia de arbitraje por contrato de futuro de IPSA después de tomar en cuenta los costos de arbitraje.

Fuente: elaboración propia, a partir de datos de transacción de la Bolsa de Comercio de Santiago.

(Continúa)

B. INVERSIONISTAS NATURALES

Contrato	Número de oportunidades de arbitraje	Mínima ganancia de arbitraje	Máxima ganancia de arbitraje	Ganancia promedio de arbitraje
IPSA 9105	4	1,38	14,72	9,49
IPSA 9106	3	0,85	4,68	3,39
IPSA 9107	1	0,25	0,25	0,25
IPSA 9109	2	0,10	1,17	0,63
IPSA 9110	5	2,30	9,93	3,20
IPSA 9111	1	5,48	5,48	5,48
IPSA 9112	4	1,20	5,57	3,60
IPSA 9201	18	0,73	11,99	4,74
IPSA 9202	5	0,31	16,09	4,83
IPSA 9203	3	1,98	2,20	2,09
IPSA 9204	5	1,10	4,32	2,79
IPSA 9205	7	0,35	4,14	2,16
IPSA 9206	9	0,22	3,84	1,66
IPSA 9207	7	0,49	3,41	1,60
IPSA 9208	9	0,28	1,95	1,23
IPSA 9209	10	0,75	3,26	1,68
IPSA 9211	3	1,21	2,10	1,59
IPSA 9212	6	0,43	4,56	2,11
IPSA 9301	1	0,91	0,91	0,91
IPSA 9302	1	0,70	0,70	0,70
IPSA 9308	1	2,09	2,09	2,09
IPSA 9309	1	0,89	0,89	0,89
Total	106			

Nota: Las ganancias están en puntos de IPSA.

Fuente: elaboración propia, a partir de datos de transacción de la Bolsa de Comercio de Santiago.

B. ARBITRAJE EN SERIES DE TIEMPO

Como se argumentó en la sección anterior, dado que el coeficiente beta del IPSA es superior a cero, esperaríamos que el precio futuro fuese inferior al precio de contado esperado a la fecha de vencimiento del contrato.

Dada la escasez de datos, se optó por utilizar todos los precios futuros observados, siguiendo la metodología siguiente.

1. Para cada contrato de futuro de IPSA se calculó la diferencia entre el precio futuro informado y el precio de contado observado a la fecha de vencimiento. En principio, si los contratos se transaran todos los días,

habría unas noventa diferencias por contratos (correspondientes a la vida de tres meses que tienen los futuros de IPSA).

2. A la fecha de este trabajo disponíamos de 922 transacciones de futuros de IPSA, de modo que teníamos 922 diferencias entre precio futuro y precio de contado al vencimiento de cada contrato. A estas diferencias se les aplicó un test de medias, con la hipótesis nula de que dicha diferencia es cero. Por supuesto, nosotros esperábamos rechazar la hipótesis nula en favor de la hipótesis de alternativa de una diferencia promedio negativa. Los resultados se muestran en la tabla 3, indicando que la diferencia promedio fue negativa (-0,784 puntos de IPSA), como se esperaba, pero no significativamente distinta de cero. Este resultado puede atribuirse a que la muestra es demasiado pequeña para detectar diferencias significativas, de modo que se requieren más observaciones para obtener resultados conclusivos.

Tabla 3

Test de medias

Variable	$F - S_t$
Número de observaciones	922
Promedio	-0,784
Test t	-1,187

4. Resumen y conclusiones

En este trabajo se examinaron los precios de futuro de IPSA, buscando determinar si se han producido oportunidades de arbitraje, o, si por el contrario, los contratos estaban correctamente valorados. En corte transversal se detectaron oportunidades de arbitraje, es decir, situaciones en que los precios de futuro y de contado no estaban en línea. Sin embargo, dichas oportunidades tendían a disminuir en el tiempo, a medida que los inversionistas ganaban experiencia con este producto. Por otro lado, al considerar los costos de transacción de inversionistas individuales, un número significativo de estas oportunidades desaparece. En serie de tiempo se encontró que los precios futuros son predictores insesgados de los precios de contado a la fecha de

vencimiento del contrato, aun cuando la teoría predice que los precios futuros de IPSA debieran subestimar el precio de contado futuro. Este último resultado puede atribuirse, sin embargo, a la muy escasa información de precios con que se contó.

Para finalizar, es conveniente tener presentes dos aspectos con relación a las oportunidades de arbitraje detectadas: 1) los precios considerados son precios de cierre diarios, por lo que los precios de contado y de futuro no están sincronizados. Además, los futuros IPSA se transan por telepregón desde las 9:30 hasta las 13:20 horas, por lo que el precio de cierre de futuro corresponde a una transacción realizada a más tardar a las 13:20 horas, en contraste con las acciones, que se transan hasta las 16:30 horas (la tercera rueda funciona entre las 16:00 y 16:30 horas), de modo que los precios de cierre del IPSA corresponden en general a este horario. 2) El volumen de transacciones en futuros de IPSA ha sido bastante bajo, aproximadamente un total de cien contratos por día en los días en que ha habido transacción, y nunca superó los 300 contratos diarios.⁶

En síntesis, los resultados obtenidos deben ser considerados con cautela, teniendo presente que los precios de cierre no corresponden a los mismos momentos durante el día, y, además, que en caso de producirse oportunidades de arbitraje éstas no representan montos económicamente importantes, debido a la poca profundidad del mercado de futuro.

Referencias

BOLSA DE COMERCIO DE SANTIAGO (1991). *Mercados de futuros: contratos a futuro de índices de acciones*. Santiago de Chile: Bolsa de Comercio, febrero.

——— *Mercado de futuros; manual instructivo para corredores*.

BRENNAN, M. (1986). "A Theory of Price Limits in Futures Markets", *Journal of Financial Economics* 16.

⁶Como información adicional, el interés abierto máximo permitido por la Bolsa asciende a 800 contratos por inversionista. Es decir, vemos que nunca se ha dado el caso de que ningún inversionista tome la máxima posición que la Bolsa permite.

- BRENNAN, M. y E. SCHWARTZ (1988). "Optimal Arbitrage Strategies under Basis Volatility", en M. SARNAT, ed., *Essays in Financial Economics*. N. York: North Holland.
- (1990). "Arbitrage in Stock Index Futures", *Journal of Business* 63(1).
- CARTER, C., G. RAUSSER y A. SCHMITZ (1983). "Efficient Asset Portfolios and the Theory of Normal Backwardation", *Journal of Political Economy* 91, abril, pp.319-31.
- CHANG, E. (1985). "Returns to Speculators and the Theory of Normal Backwardation", *Journal of Finance* 40, marzo, pp. 192-208.
- DÍAZ, C. (1994). *Arbitraje en los futuros* IPSA (tesis). Santiago de Chile: Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas.
- DUSAK, K. (1973). "Futures Trading and Investors Returns: an Investigation of Commodity Risk Premiums", *Journal of Political Economy* 81, diciembre, pp. 1.387-1.406.
- GRAY, R. (1961). "The Search for a Risk Premium", *Journal of Political Economy* 69, junio, pp. 250-260.
- HICKS, J. (1939). *Value and Capital*. Oxford: Clarendon Press.
- HOUTHAKKER (1957). "Can Speculators Forecast Prices?", *Review of Economics and Statistics* 39, pp. 143-151.
- HULL, J. (1993). *Options, Futures, and Other Derivate Securities*, 2 ed. Englewood Cliffs, N. Jersey: Prentice-Hall.
- KEYNES, J. (1930). *A Treatise on Money*. Londres: McMILLAN.
- KHOURY, S. (1983). *Investment Management: Theory and Application*. N. York; McMILLAN.

McKINLAY, A. y K. RAMASWAMY (1988). "Index-Futures Arbitrage and the Behavior of Stock Index Future Prices", *Review of Financial Studies* 1.

TELSER, L. (1958). "Futures Trading and the Storage of Cotton and Wheat", *Journal of Political Economy* 66, junio, pp. 23-255.