

Teoría de la asignación del precio por arbitraje aplicada al mercado accionario chileno

Werner Kristjanpoller y Mauricio Morales

Lecturas de Economía - No. 74. Medellín, enero-junio 2011

Werner Kristjanpoller y Mauricio Morales

Teoría de la asignación del precio por arbitraje aplicada al mercado accionario chileno

Resumen: *La teoría de precios por arbitraje establece que el retorno esperado de un portafolio de activos está relacionado con factores que caracterizan la economía y se puede asociar a variables macroeconómicas. En este estudio se realiza una contrastación empírica de la teoría de precios por arbitraje, en la vertiente macroeconómica, para un conjunto de acciones transadas en el mercado accionario chileno. Se concluye que las variaciones sorpresivas del índice mensual de actividad económica, del índice de precios al consumidor y del precio del cobre son estadísticamente significativas en la estimación de los retornos accionarios, mientras que las variaciones del índice del mercado accionario, de las tasas de interés de corto y largo plazo y del precio del petróleo no son relevantes.*

Palabras clave: *Teoría de precios por arbitraje, mercado accionario, eficiencia de mercado. Clasificación JEL: G12, G14, G15.*

Arbitrage Pricing Theory Applied to the Chilean Stock Market

Abstract: *Arbitrage pricing theory states that the expected return of an asset portfolio is related to factors characterizing the economy and could be associated to macroeconomic variables. In this paper, we consider equity traded in the Chilean stock market to empirically contrast the APT in its macroeconomic variant. We find evidence regarding the statistically significant impact of shocks in the monthly index of economic activity, in the consumer price index and in copper price on estimations of stock returns. In contrast, no evidence is found on the relevance of variations in the stock market index, short-term and long-term interest rates and oil prices for stock returns.*

Keywords: *Asset pricing theory, stock exchange, market efficiency. JEL classification: G12, G14, G15.*

La théorie des prix arbitrés appliquée au marché boursier Chilien

Résumé : *La théorie des prix arbitrés présentée établit que le retour attendu d'un portefeuille d'actifs dépend des facteurs caractérisant l'économie, tout particulièrement ils sont associés aux variables macro-économiques. Nous faisons un contraste empirique de la théorie des prix arbitrés pour un ensemble d'actifs mis sur le marché boursier Chilien. On conclut que les variations surprenantes de l'indice mensuel d'activité économique, de l'indice des prix à la consommation et le prix du cuivre sont statistiquement significatives dans l'estimation des retours des actifs, tandis que les variations de l'indice boursier, le taux d'intérêt à court terme, le taux d'intérêt à long terme et le prix du pétrole ne sont pas statistiquement significatives.*

Mots clé : *Théorie des prix arbitrés, marché boursier, efficacité du marché. Classification JEL : G12, G14, G15.*

Teoría de la asignación del precio por arbitraje aplicada al mercado accionario chileno

Werner Kristjanpoller y Mauricio Morales*

–Introducción. –I. Revisión de la literatura. –II. Modelo econométrico.
–III Análisis de resultados. –Conclusiones. –Anexos. –Bibliografía.

Primera versión recibida en octubre de 2010; versión final aceptada en marzo de 2011

Introducción

Riesgo y rentabilidad, la relación existente entre estas dos propiedades de los activos financieros debe ser determinada, o a lo menos, eficientemente administrada para acrecentar la riqueza de los inversionistas. Ha sido por siempre un requerimiento para la toma de buenas decisiones financieras, pero que no tiene un modelo único ni perfecto de estimación. De hecho, son variados los modelos utilizados, y en general, con baja significancia estadística.

Uno de los modelos más utilizados es el *Capital Asset Pricing Market*, (Sharpe, 1964; Litner, 1965), el cual se caracteriza por su facilidad de uso, pero también por su baja representatividad estadística. Ross (1976) propone un modelo alternativo al *Capital Asset Pricing Market*, en su Teoría de Precios por Arbitraje, APT. En este modelo la rentabilidad de un activo está relacionada a un conjunto de factores, que afectan a la economía y que representan el riesgo sistemático asociado al activo y a un componente de ruido o riesgo idiosincrático característico del activo.

De acuerdo con esta teoría, el inversor explora la posibilidad de formar portafolios que conduzcan a incrementar sus expectativas de retorno sin aumentar

* *Werner Kristjanpoller Rodríguez*: Profesor Jornada Completa Departamento de Industrias, Economía y Negocios. Dirección electrónica: werner.kristjanpoller@usm.cl. Dirección postal: Universidad Santa María. Av. España 1680, Valparaíso, Chile. *Mauricio Morales Jure*: Profesor Jornada Parcial Departamento de Industrias, Economía y Negocios. Dirección electrónica: mauricio.morales@mba.usm.cl. Dirección postal: Universidad Santa María. Av. España 1680, Valparaíso, Chile.

el riesgo, que no requieran inversión adicional, que no presenten sensibilidad a los factores y en que el riesgo idiosincrático sea despreciable. Los portafolios que tienen estas características se conocen como portafolios de arbitraje.

En los mercados de capitales que funcionan eficientemente, las oportunidades de arbitraje existen sólo en un instante, ya que son rápidamente cerradas por inversionistas que hacen sus utilidades eliminando estas diferencias. Al ser eliminadas las posibilidades de arbitraje, se alcanza el equilibrio del mercado financiero, situación en la cual no existen incentivos para que un inversor modifique su portafolio (Roll y Ross, 1980).

La utilización de variables macroeconómicas tiene como ventaja, sobre otros métodos de corte econométrico, que permite la interpretación económica de los factores y de los premios por riesgo factoriales (Fuentes *et al.*, 2005). Últimamente, Gallardo y Sagner (2010) estiman un modelo factorial bajo la teoría *Arbitrage Pricing Theory* para el mercado chileno, aplicado a índices de renta fija e índices de renta variable para el periodo 2000-2009, obteniendo como resultado una significancia del factor riesgo de la curva de rendimiento, la demanda agregada, los precios de los bienes primarios y el retorno del sector mobiliario.

El presente artículo se centra sobre el modelo *Arbitrage Pricing Theory* aplicado sobre acciones individuales y no sobre índices del mercado accionario para el periodo 1996-2006. Utilizando análisis multivariante por mínimos cuadrados ordinarios, se determinan las sensibilidades de los retornos de un conjunto de acciones individuales transadas en la Bolsa de Comercio de Santiago a los factores macroeconómicos: índice selectivo del precio de las acciones, índice mensual de actividad económica, índice de precios al consumidor, tasa de interés de corto plazo, tasa de interés de largo plazo, precio del cobre y precio del petróleo.

Luego se ejecuta una regresión transversal que entrega los factores de la ecuación central de la Teoría de Precios por Arbitraje, lo que permite una contrastación empírica de la teoría. Se revisan las restricciones y se evalúa la significación estadística de los factores obtenidos en la correlación, que corresponden a los premios por riesgo asociados a la variación de los factores macroeconómicos.

En el primer capítulo se revisará la literatura de la Teoría de arbitraje y su aplicación a nivel mundial. Posteriormente se detallará el modelo econométrico a aplicar en este artículo. En el tercer capítulo se analizarán los resultados, para finalmente detallar las conclusiones.

I. Revisión de la literatura

La Teoría de Precios por Arbitraje (APT), presentada en Ross (1976) es consistente con la tradición neoclásica y asume que los mercados son perfectamente competitivos y con ausencia de distorsiones. Establece que los inversionistas tienen creencias homogéneas con relación al proceso estocástico generador de retornos, el cual sería lineal y gobernado por factores comunes a todos los activos y que las oportunidades de arbitraje se producen cuando es posible obtener una ganancia sin aumentar el riesgo y los recursos destinados a ello.

Roll y Ross (1980) en una investigación empírica de la teoría, que usa datos para activos individuales del periodo 1962 a 1972, encontraron que al menos tres y probablemente cuatro factores intervienen en el proceso generador de retornos en forma estadísticamente relevante.

En términos generales se han detectado dos vertientes de análisis y trabajos acerca de la Teoría de Precios por Arbitraje, la primera está relacionada con los aspectos matemáticos y de teoría económica asociada, además de la comparación con otros modelos. En esta línea están los trabajos realizados por Connor (1984), Dybvig (1983), Dybvig y Ross (1985), Ehrhardt (1987), Grinblatt y Titman (1983), Grinblatt y Titman (1985), Huberman (1982), Nawalkha (1997), Shanken (1982), Shanken (1992) y Wei (1988).

La segunda línea de desarrollo es el análisis empírico de la teoría, en esta vertiente se encuentra Connor y Korajczyk (1988), quienes usando una técnica de componentes principales para estimar los factores que influyen el retorno de los activos, ejecutan una contrastación empírica de la teoría y sus restricciones en una regresión multivariada. Encuentran que la Teoría de Precios por Arbitraje provee una mejor descripción del proceso generador de retornos que la Teoría de Equilibrio de Activos Financieros, debido a que persistentemente considera los efectos de tamaño de las firmas y efectos estacionales. El trabajo es desarrollado sobre datos de retornos de los activos de *New York Stock Exchange* y de *American Stock Exchange* para cuatro periodos no traslapados de cinco años cada uno, 1964-1968, 1969-1973, 1974-1978, 1979-1983 y contrastan la teoría con cinco y diez factores.

Mei (1993) desarrolla un método semiautorregresivo, que tiene ventajas frente a otros métodos de determinación de factores, como la de proveer una simple matriz de varianza - covarianza para su determinación. Confirma que la Teoría de Precios por Arbitraje describe los retornos de los activos en mejor forma que la de equilibrio y encuentra que los factores premiados se mueven en

el tiempo con relación a los ciclos del mercado. Construye cuatro set de datos de retornos de activos en periodos de 1969 a 1973, 1974 a 1978, 1979 a 1983 y 1984 a 1988. La autoregresión aplicada genera cinco factores que afectan los retornos.

Roll y Ross (1980) realizan un análisis sobre 42 grupos de 30 activos cada uno pertenecientes a NYSE y a AMEX para retornos diarios desde el 3 de julio de 1962 al 31 de diciembre de 1972 y encuentran que del total de grupos estudiados, el 35,7% presenta premios por riesgo cuando se pondera un solo factor y un 16,7% presenta premios por riesgo de los factores cuando se ponderan cinco factores, ambos resultados a un 95% de confianza. Similares trabajos han sido desarrollados por Chen(1983), Brown y Weinstein (1983), Lehmann y Modest (1988), Burmeister y McElroy (1988), Shukla y Trzcinka (1990), que están básicamente diferenciados por los métodos de determinación de los factores, máxima verosimilitud, análisis factorial o de correspondencias. El único trabajo que difiere de esta línea es el de Burmeister y McElroy (1988), que trabaja con factores observados y no observados. Este método es seguido por Fuentes *et al.*(2005) quienes aplican la Teoría de Arbitraje de Precios al mercado accionario chileno y encuentran premios positivos por sorpresas en la tasa de crecimiento económico, el precio del cobre y el precio del petróleo, en este estudio el premio por sorpresa de inflación no resultó estadísticamente distinto de cero. Esta es una de las investigaciones realizadas para el mercado chileno en el periodo 1991-2004. Otro estudio realizado en Chile es de Gallardo y Sagner (2010), en el cual se aplica el modelo de Teoría de Arbitraje mediante Método de Componentes Principales, sobre índices de renta fija y renta variable, analizando el periodo 2000-2009, encontrándose evidencia de los riesgos de curva de rendimiento, demanda agregada, precios de bienes primarios y retorno del sector mobiliario.

Otros autores han aplicado la Teoría de Arbitraje en conjunto con otras metodologías para modelar variables económicas como por ejemplo Gregoire y Letelier (1996), quienes utilizaron un modelo de Vector Autorregresivo no restringido y espacio de cointegración para modelar la interrelación entre el mercado de activos chileno y las variables macroeconómicas. Selaive y Délano (2006) a través de un modelo factorial, explican el premio de soberano de catorce países. Díaz e Higuera (2007), quienes muestran que los rendimientos accionarios de los países americanos exhiben dependencia espacial significativa.

II. Modelo econométrico

El modelo de arbitraje desarrollado por Roll y Ross (1980), considera que los individuos tienen creencias homogéneas en cuanto a que los retornos aleatorios de un conjunto de activos \tilde{r}_i son regidos por un conjunto de factores, en una relación lineal de la forma:

$$\tilde{r}_i = E_i + \sum_{j=1}^k b_{ij} \tilde{\delta}_j + \tilde{e}_i \quad (1)$$

donde,

E_i : retorno esperado del activo i

$\tilde{\delta}_j$: factor común j

b_{ij} : coeficiente de sensibilidad de los retornos del activo i a las variaciones del factor común $\tilde{\delta}_j$

i : 1,..., n

t : 1,..., T

j : 1.... k ($k < n$)

El modelo impone restricciones en cuanto a que los factores comunes deben ser completamente independientes entre sí, no deben estar correlacionados con el término de ruido y el riesgo idiosincrático es independiente entre activos.

Dado un inversor con un portafolio determinado, y que está planificando cambiarlo. El nuevo portafolio se diferenciará solamente por las proporciones invertidas en cada uno de los activos, es decir, los recursos utilizados en la adquisición de otros activos del portafolio, se obtienen de las ventas de activos del portafolio inicial. Entonces si x_i es la variación de la fracción del total de recursos o de la riqueza total invertida en el activo i se tiene:

$$\sum_{i=1}^n x_i = 0 \quad (2)$$

La cantidad de dinero invertida en el portafolio original y en el nuevo es la misma. Por su parte, los retornos adicionales que se pueden obtener por la alteración de la cartera de inversión está dada por:

$$\underline{x\tilde{r}} \equiv \sum_{i=1}^n x_i \tilde{r}_i \quad (3)$$

$$= \sum_{i=1}^n x_i E_i + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k x_i b_{ij} \tilde{\delta}_k + \sum_{i=1}^n x_i \tilde{\epsilon}_i \quad (4)$$

$$\equiv \underline{x}E + \sum_{j=1}^k \underline{x}b_j \tilde{\delta}_k + \underline{x}\tilde{\epsilon} \quad (5)$$

Considerando un portafolio \underline{x} bien diversificado, de modo que cada proporción de inversión x_i sea del orden $\frac{1}{n}$ y que no contenga error no sistemático, entonces para cada j se tiene:

$$\underline{x}b_j \equiv \sum_{i=1}^n x_i b_{ij} = 0 \quad (6)$$

Entonces la variación de los retornos en el portafolio de arbitraje elegido está dada por:

$$\underline{x}\tilde{r} = \underline{x}E \quad (7)$$

Debido a que el término $\underline{x}\tilde{\epsilon}$ es despreciado por aplicación de ley de los grandes números, eliminándose el riesgo no sistemático.

Si el inversor está satisfecho con su cartera, es decir, no hay oportunidades de arbitraje para las carteras de inversión formadas por los activos, entonces el portafolio está en equilibrio, lo que conduce a:

$$\underline{x}E = 0 \quad (8)$$

Es decir, ningún portafolio en equilibrio puede ser alterado sin comprometer recursos adicionales o incurrir en riesgo adicional. En términos algebraicos, esto significa que el vector de retornos esperados, será una combinación lineal del vector de sensibilidades a los factores y un vector de constantes, de la forma:

$$E_i = \lambda_0 + \sum_{j=1}^k \lambda_j b_{ij} \quad (9)$$

Esta relación lineal entre el retorno esperado del portafolio y las sensibilidades a los factores es la conclusión central de la Teoría de Precios por Arbitraje, en que λ_i representa los premios por riesgo asociados a la variación en los factores del modelo. La Teoría de Precios por Arbitraje se rechaza si se cumple que todos los λ_i son cero, pues en este caso no existen premios por riesgo. Por otro lado, si existe un activo con retorno libre de riesgo, E_o , entonces $b_{0j} = 0$ y $E_o = \lambda_0$, pudiéndose reescribir el modelo de la forma:

$$E_i - E_0 = \sum_{j=1}^k \lambda_j b_{ij} \quad (10)$$

La teoría no define los factores a considerar en el modelo, existen tres métodos para determinarlos, Roll y Ross (1980) y Chen (1983) utilizan el análisis factorial para, mediante la matriz de covarianza de los retornos de los títulos, determinar la matriz de los coeficientes de sensibilidad. Un segundo método es el de variables macroeconómicas, Burmeister y McElroy (1988), en que se eligen *ex-ante* los factores, para con ellos estimar los coeficientes de sensibilidad. Por último la tercera alternativa es el de características de las firmas (Chen, 1983), que usa factores regulares presentes en los retornos, por ejemplo el tamaño, para la estimación de los coeficientes de sensibilidad.

III. Análisis de resultados

En este estudio se incluyen 21 acciones de la Bolsa de Comercio de Santiago para el periodo enero 1996 a diciembre 2006. Estas acciones se caracterizan por estar presentes en todo el tiempo de análisis y tener transacciones en todos los meses del estudio. El periodo estudiado no incluye los últimos años, debido a la crisis financiera mundial que afectó a todos los mercados, lo cual llevaría a condicionar los resultados a un intervalo de tiempo de alta volatilidad que aún no termina. Los valores de los precios de cierres mensuales son obtenidos de la base de datos Económica.

Para determinar el modelo de equilibrio se utilizarán variables macroeconómicas, las cuales deben tener alguna relación con la economía del país y el resultado de las empresas. Siguiendo como base el trabajo de Chen *et al.* (1986), se define pertinente para el estudio en Chile, que el índice de mercado sea representado por el Índice de Precios Selectivo de Acciones, el índice de producción industrial esté representado por el Índice Mensual de Actividad Económica, la medida de la inflación sea representada por la variación del Índice de Precios al Consumidor, una tasa de interés de corto plazo y una de largo plazo sean representadas por la tasa de interés de pagarés del Banco Central de Chile a noventa días para el corto plazo, y ocho y diez años para el largo plazo, como las variables macroeconómicas que nos permitirán contrastar la hipótesis de trabajo.

El Índice de Precios Selectivos de Acciones (IPSA), mide el valor de la cartera formada por las 40 sociedades con mayores montos de transacción en la Bolsa de Comercio de Santiago, ponderados trimestralmente y cuya capitalización supere los 200.000.000 USD. La selección y cálculo de ponderación se realiza

trimestralmente. Es el índice más utilizado para caracterizar el mercado accionario chileno.

El Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC) es un índice que agrega información con respecto a la evolución de la mayoría (90%) de las actividades que conforman el PIB, estimando la variación mensual del Producto Interno Bruto chileno por parte del Banco Central de Chile.

El Índice de Precios al Consumidor (IPC) mide el valor de una canasta referencial de consumo de bienes y servicios por parte de los chilenos. La variación porcentual de este índice es el estimador de la inflación de la economía chilena. Es medido por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Los instrumentos que emite el Banco Central de Chile tienen por objetivo la regulación de la oferta monetaria. Para este estudio se utilizan de estos instrumentos, la tasa o rendimiento de los pagarés en pesos chilenos a 90 días como tasa de corto plazo, y los pagarés de 8 y de 10 años como referente de la tasa de largo plazo.

La economía chilena depende fuertemente del precio del cobre, su principal bien de exportación y del precio del petróleo, importante insumo de importación, por ello estas dos variables también son incluidas en la regresión.

Todas las variables macroeconómicas y el precio del petróleo *West Texas Intermediate* son extraídas de la base de datos estadísticos del Banco Central de Chile, el precio del cobre, de la base de datos de la Comisión Chilena del Cobre.

Con base en este análisis se utilizarán siete variables independientes o factores, éstas son:

1. Variación mensual del índice selectivo del precio de las acciones.
2. Índice mensual de actividad económica.
3. Variación mensual del índice de precios al consumidor.
4. Variación mensual de la tasa de interés de corto plazo.
5. Variación mensual de la tasa de interés de largo plazo.
6. Variación mensual del precio del cobre.
7. Variación mensual del precio del petróleo.

El comportamiento y su evolución durante el periodo de análisis se detallan en el Anexo 1.

Los resultados del modelo, asociado a los coeficientes de sensibilidad a los factores y al intercepto, además de la información estadística de cada regresión, se puede observar en la Tabla 1. Todos los coeficientes asociados al Índice de Precio Selectivo de Acciones (b1) son positivos y altamente significativos, esto implica que existe una relación positiva entre el mercado y el precio de las acciones analizadas. Con respecto al coeficiente asociado, el índice de precio al consumidor (b3) para la mayoría de las acciones es negativo, implicando una relación negativa entre la inflación y el precio de las acciones analizadas. Por su parte, el coeficiente asociado al precio del cobre para la mayoría de las acciones es positivo, mostrando la relación de los resultados positivos de las acciones con respecto al principal producto de exportación de Chile, el cobre. Los demás coeficientes no tienen un comportamiento homogéneo para todas las acciones, o sea, influyen de diferente manera dependiendo de la acción analizada.

Los resultados de la prueba F, para contrastar la hipótesis nula de coeficientes de las regresiones iguales a cero, muestran que a un nivel de confianza de 95% para todos los modelos, se rechaza la hipótesis nula, y estableciendo que las variables independientes consideradas contribuyen en forma global al modelo.

Con base en el Test de White se detecta heterocedasticidad en siete de los modelos, para lo cual estos modelos se corrigen con un modelo Autorregresivo Heterocedástico Condicional, lo cual implicará una mayor volatilidad del modelo de Teoría de Arbitraje, González-Rivera (1998). Con estos nuevos coeficientes se concluye la primera etapa del modelo, pudiéndose pasar a la segunda etapa, determinación de los coeficientes lambda de la ecuación central de la Teoría de Precios por Arbitraje.

Con las sensibilidades a los factores y el valor de intercepto de cada una de las regresiones para los activos, se realiza una regresión de corte transversal para la determinación de los coeficientes de la Teoría de Precios por Arbitraje. Los resultados de esta regresión se encuentran en la Tabla 2. Los principales resultados obtenidos del modelo central de la Teoría de Arbitraje de Precios están basados en la importancia de los coeficientes asociados a la variación mensual del Índice Mensual de Actividad Económica, la variación mensual del índice de precios al consumidor y la variación mensual del precio del cobre. Para el caso del Índice Mensual de Actividad Económica y del precio del cobre la sensibilidad es positiva, mostrando el modelo que las variaciones de estas variables afectan de manera directa a la rentabilidad, mientras que la inflación tiene un efecto inverso. El coeficiente de determinación R^2 es 0,87, un valor muy elevado, reflejando una

Tabla 1. Coeficientes de Sensibilidad a los Factores

Factor	Ipsa ^(a)	Imacec ^(b)	Ipc ^(c)	ti-cp ^(d)	ti-lp ^(e)	p.cobre ^(f)	p.petr ^(g)	R ² (h)	F ⁽ⁱ⁾	AIC ^(j)	P-value White ^(k)
	b1	b2	b3	b4	b5	b6	b7				
Activo	E										
Almendra	2,7218***	1,8067	-4,7558	0,0278	-0,2913	-0,062	0,1198	0,150	3,091	7,761	0,521
CAP	2,4198**	1,0703	-1,1107	0,1127	0,4744	0,2952	-0,0509	0,347	9,342	8,013	0,002
CCT	1,2998**	-1,1558	-1,0052	0,0242	-0,5023***	0,0578	-0,0432	0,173	3,672	6,702	0,996
Cementos	0,9608	-1,481	-1,8778	-0,0633	-0,2119	0,167	0,1613	0,296	7,372	7,284	0,006
Cerveza	1,1733*	0,8889	-2,252	-0,1433**	0,2163	-0,0249	0,0294	0,363	10,011	6,797	0,322
CGE	1,2527**	-0,5228	1,7114	0,0249	-0,4298**	0,1962*	-0,0333	0,269	6,462	6,537	0,986
Colbu	1,1857**	0,4309	0,2022	-0,0999	0,0347	0,0828	-0,0238	0,289	7,152	6,792	0,026
Copec	1,6676***	1,0382**	0,6323	0,0329	-0,2567	0,0183	-0,0158	0,497	17,342	6,524	0,000
CTC A	0,1168	-1,632***	-1,9763	0,0575	-0,0176	-0,148	0,1149*	0,593	25,638	6,342	0,857
CII	0,9086	-0,8912	0,8957	-0,0658	0,26	0,212	0,0128	0,263	6,275	7,125	0,589
Edelnor	0,1501	-0,4764	-3,2165	-0,2526**	0,9587***	0,131	-0,023	0,256	6,046	8,050	0,518
Endesa	0,8359**	1,004*	1,244	-0,03	-0,0851	-0,0243	-0,1153**	0,641	31,412	6,022	0,363
Enersis	0,0379	0,8564	1,5165	-0,023	0,2647	-0,1086	-0,0684	0,512	18,429	6,486	0,111
Entel	0,7458	-0,0286	-0,5263	0,0576	-0,3892*	0,0243	0,222**	0,368	10,248	7,009	0,073
Gener	1,4576	-0,1739	-1,686	0,1814*	-0,0284	0,2577	-0,1504	0,251	5,881	7,842	0,000
lansa	0,8234	0,6925	2,3406	0,0706	-0,0176	0,3478*	0,0184	0,242	5,605	7,801	0,774
Inforsa	0,7392	0,05	-0,0534	0,0427	-0,2904	0,1295	0,0471	0,345	9,257	7,075	0,717
Madeco	-1,1122	-1,4887	2,5887	-0,0528	0,6971**	0,1662	-0,1297	0,479	16,125	7,692	0,013
Pasur	1,1745**	-0,7007	-0,4917	0,0067	-0,025	0,1162	0,0614	0,075	1,420	6,303	0,400
SM Chile	1,0242*	-0,1235	-1,038	0,0684	0,1184	-0,0348	0,0108	0,247	5,774	6,741	0,007
Vapores	1,285*	-1,3655	-0,9591	0,01	0,1473	0,0402	0,1471	0,133	2,699	7,158	0,085

Notas: ***, ** y * significancia estadística al 1%, 5% y 10% respectivamente.

- (a) Índice selectivo de precio de las acciones - Bolsa de Comercio de Santiago
- (b) Índice mensual de actividad económica - Banco Central de Chile
- (c) Índice de precios al consumidor - Banco Central de Chile
- (d) Tasa de interés de corto plazo - Banco Central de Chile
- (e) Tasa de interés de largo plazo - Banco Central de Chile
- (f) Precio del cobre - Comisión Chilena del Cobre
- (g) Precio del petróleo WTI - Banco Central de Chile
- (h) Estadístico R Cuadrado - Bondad de Ajuste
- (i) Estadístico F
- (j) Índice Criterio Akaike
- (k) P-value de Test de Heterocedasticidad de White

Fuente: Elaboración propia con base en datos de Económica.

alta bondad del modelo. La significación global del modelo está confirmada por el alto valor del factor F .

Tabla 2. *Regresión de Sensibilidades a los Factores Macroeconómicos.*

Coefficiente	Valor	
λ_0	1,463 (0,423)	***
λ_1	-0,717 (0,436)	
λ_2	0,387 (0,135)	**
λ_3	-0,266 (0,080)	***
λ_4	1,677 (1,515)	
λ_5	-0,479 (0,530)	
λ_6	2,702 (1,029)	**
λ_7	-1,274 (1,370)	
R^2	0,867	
F	5,610 0,004	

Notas: ***, ** y *significancia estadística al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Para examinar las restricciones que impone la Teoría de Precios por Arbitraje, se analizan los coeficientes de correlación de los factores macroeconómicos, los coeficientes de correlación de residuos de las regresiones con factores macroeconómicos y los coeficientes de correlación de residuos de las regresiones lineales.

Mediante los resultados de la Tabla 3, se comprueba que $E[F_i, F_j] = 0$. Los valores de coeficientes de correlación entre los factores indican que para efectos estadísticos, los factores no están correlacionados. Incluso para ser más riguroso se hizo el Test de Causalidad de Granger y sólo en seis de las 42 relaciones existió causalidad estadísticamente significativa, lo cual añadido a las bajas correlaciones, permite corroborar la condición de $E[F_i, F_j] = 0$.

Tabla 3. *Coefficientes de Correlación de Factores Macroeconómicos*

	Ipsa ^(a)	Imacec ^(b)	Ipc ^(c)	ti-cp ^(d)	ti-lp ^(e)	p.cobre ^(f)	p.petr ^(g)
Ipsa ^(a)	1						
Imacec ^(b)	-0,09	1					
Ipc ^(c)	-0,14	-0,05	1				
ti-cp ^(d)	-0,11	-0,09	0,17	1			
ti-lp ^(e)	-0,04	0,01	-0,03	0,34	1		
p.cobre ^(f)	-0,01	0,06	-0,17	0	0,25	1	
p.petr ^(g)	0,04	0,03	0,1	0,14	0,1	0,25	1

Notas:

- (a) Índice selectivo de precio de las acciones - Bolsa de Comercio de Santiago
- (b) Índice mensual de actividad económica - Banco Central de Chile
- (c) Índice de precios al consumidor - Banco Central de Chile
- (d) Tasa de interés de corto plazo - Banco Central de Chile
- (e) Tasa de interés de largo plazo - Banco Central de Chile
- (f) Precio del cobre - Comisión Chilena del Cobre
- (g) Precio del petróleo WTI - Banco Central de Chile

Fuente: Elaboración propia con base en datos de Económica.

Los resultados de la Tabla 4, nos indican que se cumple $E[e_i F_j] = 0$, ya que los valores de los coeficientes de correlación de los residuos de las regresiones y los factores, indican que estadísticamente no hay correlación entre ellos. Por último, la correlación nula de los residuos de las regresiones, $E[e_i, e_j] = 0$ se comprueba, ya que estadísticamente los residuos no están correlacionados, lo cual se observa en la Tabla 5.

Tabla 4. Coeficiente de Correlación de Residuos de Regresiones con respecto a factores macroeconómicos

	Almendral	CAP	CCT	Cementos	Cervezas	CGE	Colbún
Ipsa ^(a)	2,70E-03	-9,69E-03	2,31E-04	-3,65E-02	1,45E-03	2,57E-03	-2,49E-02
Imacec ^(b)	-1,34E-03	4,62E-04	-2,11E-03	-4,41E-02	-2,60E-03	-1,24E-03	-1,21E-02
Ipc ^(c)	-1,25E-03	1,47E-02	5,72E-03	-3,60E-02	3,33E-04	-1,31E-03	-1,12E-02
ti-cp ^(d)	-2,03E-03	-1,02E-02	2,28E-03	-4,39E-02	3,66E-03	-2,36E-05	5,47E-02
ti-lp ^(e)	1,60E-03	-2,36E-02	-1,16E-03	-3,19E-02	7,98E-04	-3,54E-03	-3,94E-03
p.cobre ^(f)	1,94E-04	-1,87E-02	4,12E-05	7,16E-02	4,00E-03	2,10E-03	-2,72E-02
p.petr ^(g)	1,95E-04	-2,08E-03	-4,47E-04	-6,65E-02	1,63E-03	-1,45E-05	3,27E-02

	Copec	CTC A	CTI	Edelnor	Endesa	Enersis	Entel
Ipsa ^(a)	6,73E-02	5,23E-03	-3,59E-04	-3,54E-03	4,16E-04	3,52E-03	2,46E-04
Imacec ^(b)	-4,24E-02	-1,21E-03	-1,90E-03	-1,03E-04	2,23E-03	-2,51E-03	1,78E-03
Ipc ^(c)	3,21E-02	-3,57E-03	3,97E-04	1,31E-03	-9,55E-04	-8,94E-04	-3,48E-04
ti-cp ^(d)	-7,19E-03	2,34E-03	1,99E-03	1,26E-03	-4,02E-03	-7,61E-04	-8,47E-03
ti-lp ^(e)	-1,92E-02	3,59E-03	1,73E-03	-1,12E-04	2,55E-04	8,52E-04	3,45E-03
p.cobre ^(f)	3,58E-02	-1,98E-03	-8,13E-04	2,19E-04	-4,84E-03	-2,92E-03	1,77E-03
p.petr ^(g)	1,34E-02	-1,79E-03	2,92E-03	2,83E-04	-2,74E-03	2,23E-03	3,00E-04

	Gener	Iansa	Inforsa	Madeco	Pasur	Sm chile B	Vapores
Ipsa ^(a)	4,86E-03	-5,98E-04	7,37E-04	2,41E-02	3,32E-03	-2,56E-02	-5,54E-03
Imacec ^(b)	5,97E-02	4,83E-03	-1,53E-03	-3,35E-02	6,04E-03	-3,85E-02	-1,51E-03
Ipc ^(c)	-2,62E-02	1,46E-03	-1,07E-03	-5,20E-02	3,92E-20	-3,26E-02	1,86E-03
ti-cp ^(d)	6,13E-03	2,61E-03	-1,94E-03	7,20E-02	2,08E-03	-1,34E-02	-2,32E-03
ti-lp ^(e)	-2,01E-02	-7,33E-04	3,35E-04	8,37E-02	1,74E-03	-2,54E-02	2,67E-03
p.cobre ^(f)	1,05E-01	-2,44E-03	-2,50E-03	-1,53E-02	-1,16E-03	6,35E-03	-2,17E-03
p.petr ^(g)	2,44E-02	2,07E-03	3,70E-03	3,25E-02	5,70E-04	4,85E-02	-1,02E-03

Notas:

- (a) Índice selectivo de precio de las acciones - Bolsa de Comercio de Santiago
- (b) Índice mensual de actividad económica - Banco Central de Chile
- (c) Índice de precios al consumidor - Banco Central de Chile
- (d) Tasa de interés de corto plazo - Banco Central de Chile
- (e) Tasa de interés de largo plazo - Banco Central de Chile
- (f) Precio del cobre - Comisión Chilena del Cobre
- (g) Precio del petróleo WTI - Banco Central de Chile

Fuente: Elaboración propia con base en datos de Economática.

Tabla 5. Coeficientes de Correlación entre los Residuos de las Regresiones de los diferentes activos

	Almudral	CAP	CCT	Cementos	Cerveza	CGE	Colbun	Copec	CTCA	CTI	Edelhor	Endesa	Enerjis	Entel	Gener	Iansa	Infora	Madeco	Pasur	SM Chile	Vapores	
Almudral	1,0																					
CAP	-0,1	1,0																				
CCT	0,0	0,1	1,0																			
Cementos	0,1	0,2	0,2	1,0																		
Cerveza	0,1	-0,1	0,0	0,2	1,0																	
CGE	0,1	0,1	0,2	0,4	0,1	1,0																
Colbun	-0,1	-0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	1,0															
Copec	0,0	0,1	0,1	0,3	0,0	0,1	0,1	1,0														
CTCA	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,2	0,0	-0,1	-0,2	1,0													
CTI	0,2	0,2	0,2	0,4	0,2	0,3	0,2	0,2	-0,1	1,0												
Edelhor	-0,1	0,3	0,1	0,2	0,0	0,2	0,1	0,1	-0,2	0,2	1,0											
Endesa	-0,2	0,1	0,0	-0,3	-0,3	-0,2	0,0	-0,2	-0,4	-0,1	0,1	1,0										
Enerjis	-0,1	-0,2	-0,2	-0,1	-0,2	-0,1	0,0	-0,2	-0,2	-0,2	-0,1	0,2	1,0									
Entel	0,2	0,0	0,0	0,1	0,0	0,2	-0,2	0,1	-0,1	0,2	-0,1	-0,1	-0,2	1,0								
Gener	-0,1	0,0	0,1	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,1	0,4	-0,1	0,0	-0,1	1,0							
Iansa	0,1	0,2	0,1	0,2	0,1	0,2	0,2	-0,1	0,0	0,1	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	0,0	1,0						
Infora	0,0	0,0	0,1	0,3	0,2	0,2	0,3	0,2	0,0	0,3	0,0	-0,2	-0,3	0,1	-0,1	0,2	1,0					
Madeco	0,0	0,4	0,1	0,3	0,1	0,2	0,0	-0,1	0,0	0,3	0,1	0,0	-0,1	0,1	0,1	0,3	0,1	1,0				
Pasur	0,1	0,2	0,1	0,3	0,0	0,2	0,1	0,1	0,0	0,2	0,2	-0,2	-0,3	0,1	0,1	0,1	0,2	0,1	1,0			
SM Chile	0,1	0,1	0,1	0,1	0,2	0,0	0,1	0,0	0,0	0,4	0,0	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,0	0,1	-0,1	0,2	1,0		
Vapores	0,1	0,4	0,1	0,2	0,0	0,2	0,1	0,0	0,1	0,2	0,2	-0,1	-0,2	0,0	0,1	0,1	0,2	0,2	0,3	0,2	1,0	

Fuente: Elaboración propia.

Conclusiones

La primera conclusión que se puede obtener de este trabajo, es que los retornos de las acciones seleccionadas del mercado chileno para el periodo 1996-2006, pueden modelarse conforme a la Teoría de Precios por Arbitraje y cumple las restricciones de la teoría.

Los retornos de las acciones seleccionadas presentan sensibilidad estadísticamente significativa al Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC), al Índice de Precios al Consumidor (IPC) que refleja la inflación y al precio del cobre. La relación de la rentabilidad de los activos con respecto al IMACEC y el precio del cobre es positiva, mientras que con respecto a la inflación es inversa.

Dentro del modelo, no se puede rechazar la hipótesis de nulidad de la sensibilidad de los retornos con respecto a los factores Índice de Precio Selectivo de Acciones, tasa de interés de corto plazo, tasa de interés de largo plazo y precio del petróleo.

El análisis de la correlación cruzada, para determinar la ecuación fundamental de la Teoría de Precios por Arbitraje, muestra que no hay violaciones a los supuestos del modelo de regresión. Evidentemente este resultado era de esperar, puesto que los factores del modelo proceden de las correlaciones de los activos con respecto a los factores macroeconómicos, que fueron validados en la primera parte del estudio.

De la revisión de la literatura se encontraron dos estudios anteriores aplicados al mercado chileno similares, uno fue el de Fuentes *et al.* (2005) y el otro de Gallardo y Sagner (2010). En el primer estudio, se concluye que los factores de riesgo son el crecimiento, el precio del cobre y el precio del petróleo, usando métodos de proyecciones los factores macroeconómicos en el modelo. Por su parte, el estudio de Gallardo y Sagner (2010) toma como activos los índices sectoriales de acciones y los índices de renta fija, encontrando como factores de riesgo la curva de rendimiento, la inflación, la demanda agregada y los precios de los *commodities*.

Las conclusiones de los estudios anteriores son similares a las obtenidas en esta investigación, aunque las metodologías de ajustes de modelos son diferentes. Es interesante que en una economía emergente y pequeña como la chilena este modelo sea consistente en las principales conclusiones obtenidas a través de diferentes métodos de cálculo.

El realizar estudios de Teoría de Arbitraje, como este y los mencionados, frecuentemente es interesante desde el punto de vista de poder determinar cambios en las ponderaciones de las variables económicas para la explicación de retornos de acciones individuales o índices. De esta forma se pueden determinar algunos impactos de la crisis, ya sea regional o mundial, de cambios estructurales de la economía y de políticas de apertura comerciales, entre otras.

Anexos

Anexo 1. Descripción de Variables Macroeconómicas del Modelo

El PIB chileno en el periodo de estudio casi se duplicó, siendo 75.797 millones de dólares en 1996 y 146.437 millones de dólares en el 2006. Por su parte, el PIB *per cápita* también creció en el mismo intervalo de tiempo, pasando de 5.193 dólares por habitante en 1996 a 8.911 dólares por habitante en el 2006. La inflación durante todo el periodo se mantuvo bajo el 7% y con una tendencia a la baja desde 1998 (Tabla 6).

Tabla 6. PIB, Inflación y PIB per cápita chileno, 1996-2006

Año	PIB (MMU\$)	Inflación	PIB per cápita (MMU\$)	IPSA
1996	75.797	6,6%	5.193	900,58
1997	82.887	6,0%	5.601	1.016,77
1998	79.499	4,7%	5.301	786,66
1999	73.171	2,3%	4.815	1.125,30
2000	75.404	4,5%	4.897	1.084,41
2001	68.820	2,6%	4.416	1.183,12
2002	67.473	2,8%	4.285	1.000,00
2003	73.990	1,1%	4.648	1.484,80
2004	95.653	2,4%	5.944	1.796,48
2005	118.250	3,7%	7.269	1.964,47
2006	146.437	2,6%	8.911	2.693,22

Fuente: Banco Central de Chile.

Con respecto al mercado accionario, en Chile existen tres bolsas de comercio siendo la principal, que concentra más del 85% de las transacciones y volumen, la Bolsa de Comercio de Santiago. En 1996 existían 290 sociedades listadas en la Bolsa de Comercio, producto de fusiones, adquisiciones y quiebras; este número bajó a 244 en el 2006. El patrimonio bursátil de las empresas listadas casi se triplicó en el periodo de análisis, pasando de 65.844 millones de dólares en 1996 a 175.047 millones de dólares en el 2006. Por su parte, el principal índice de esta bolsa, y característico del mercado accionario chileno, IPSA, también casi se triplica en el periodo de análisis. Los principales valores de la Bolsa de Comercio de Santiago en el periodo 1996-2006 se pueden observar en la Tabla 7.

Tabla 7. *Principales valores de la Bolsa de Comercio de Santiago, 1996-2006*

Año	Número de sociedades	Patrimonio bursátil (MMU\$)	Volumen transacción (MMU\$)	Relación bolsa-libro	Valor IPSA (fin de año)
1996	290	65.844	8458	1,53	900,58
1997	294	71.832	7.443	1,54	1016,77
1998	287	51.809	4.419	1,06	786,66
1999	283	68.499	6.787	1,45	1125,30
2000	260	60.514	6.149	1,26	1084,41
2001	249	56.011	4.240	1,28	1183,12
2002	245	49.896	3.512	1,09	1000,00
2003	239	86.302	6.544	1,55	1484,80
2004	239	116.072	11.928	1,83	1796,48
2005	245	135.920	18.710	1,79	1964,47
2006	244	175.047	28.925	2,16	2693,22

Fuente: Bolsa de Comercio de Santiago.

La tasa de interés de corto plazo, muestra un comportamiento a la baja desde 1996 hasta 2004, luego aumenta y llega a 0,43% mensual promedio en el 2006. La tasa de largo plazo también tiene un comportamiento similar, siendo en el 2004 la menor tasa, de 1,52% anual, y en el 2006 de 3,91% anual. Los valores referenciales de estas tasas se observan en la Tabla 8.

Tabla 8. *Tasa de interés de corto y largo plazo de pagarés del Banco Central de Chile, 1996-2006*

Año	Tasa interés corto plazo*	Tasa interés largo plazo**
1996	1,02%	6,41%
1997	0,88%	5,86%
1998	0,98%	8,99%
1999	0,58%	5,13%
2000	0,54%	4,50%
2001	0,51%	4,00%
2002	0,30%	2,72%
2003	0,22%	2,78%
2004	0,17%	1,52%
2005	0,34%	1,66%
2006	0,43%	3,91%

* Tasa de interés expresada en forma mensual.

** Tasa de interés expresada en forma anual.

Fuente: Bolsa de Comercio de Santiago.

El precio del cobre se mantuvo en un intervalo de 0,7 a 1,0 dólar por libra durante los primeros ocho años de estudio, luego comenzó una tendencia al alza que lo llevó a 3,0 dólares por libra en el 2006. Mientras que el precio del petróleo descendió hasta los 14,4 dólares el barril en 1998, desde los 22,1 dólares por barril de 1996. Posteriormente tiene una tendencia alcista hasta 66 dólares el barril en el 2006. Los valores de los precios del cobre y del petróleo se presentan en la Tabla 9.

Tabla 9. *Precio del cobre y del petróleo, 1996-2006*

Año	Precio del cobre (U\$/Lb)	Precio petróleo WTI (U\$/barril)
1996	1,0	22,1
1997	1,0	20,6
1998	0,8	14,4
1999	0,7	19,3
2000	0,8	30,3
2001	0,7	25,9
2002	0,7	26,1
2003	0,8	31,1
2004	1,3	41,4
2005	1,7	56,5
2006	3,0	66,0

Fuente: Banco Central de Chile.

A continuación se presentan, en la Tabla 10, las estadísticas descriptivas de las series de cambios de las variables macroeconómicas utilizadas en este estudio.

Tabla 10. *Estadísticas descriptivas de los cambios mensuales de las variables macroeconómicas, 1996-2006 (Cifras en porcentajes)*

	Ipsa ^(a)	Imacec ^(b)	Ipc ^(c)	ti-cp ^(d)	ti-lp ^(e)	p.cobre ^(f)	p.petr ^(g)
Media	0,67	0,35	0,29	-0,30	0,87	0,88	1,22
Mediana	0,59	0,30	0,30	-0,40	1,99	0,85	1,95
Desv. Est.	5,67	0,83	0,35	10,63	3,63	5,84	7,85
Skewness	-1,00	0,52	0,10	0,67	-0,96	0,99	-0,05
Kurtosis	8,54	3,72	2,75	5,76	6,21	7,21	2,59
Jarque-Bera	189,37	8,72	0,55	51,26	76,48	117,88	0,98

Notas:

- (a) Índice selectivo de precio de las acciones - Bolsa de Comercio de Santiago
- (b) Índice mensual de actividad económica - Banco Central de Chile
- (c) Índice de precios al consumidor - Banco Central de Chile
- (d) Tasa de interés de corto plazo - Banco Central de Chile
- (e) Tasa de interés de largo plazo - Banco Central de Chile
- (f) Precio del cobre - Comisión Chilena del Cobre
- (g) Precio del petróleo - Base de Datos WTI

Fuente: Elaboración propia con base en datos de Economía

Bibliografía

- BROWN, Stephen and WEINSTEIN, Mark (1983). "A New Approach to Testing Asset Pricing Models: The Bilinear Paradigm", *Journal of Finance*, Vol. 38, No. 2, pp. 711-743.
- BURMEISTER, Edwing and MCELROY, Marjorie (1988). "Joint Estimation of Factor Sensitivities and Risk Premia for the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Finance*, Vol. 43, No. 3, pp. 721-733.
- CHEN, Nai-Fu (1983). "Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing", *Journal of Finance*, Vol. 38, No. 5, pp. 1393-1414.
- CHEN, Nai-Fu; ROLL, Richard and ROSS, Stephen (1986). "Economic Forces and Stock Market", *Journal of Business*, Vol. 59, No. 3, pp. 83-403.
- CONNOR, Gregory (1984). "A Unified Beta Pricing Theory", *Journal of Economic Theory*, Vol. 34, No. 1, pp. 13-31.
- CONNOR, Gregory and KORAJCZYK, Robert (1988). "Risk and Return in an Equilibrium APT: Application of a New Test Methodology", *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, No. 2, pp. 255-290.
- DÍAZ, Carlos e HIGUERAS, Freddy (2007). "Impacto de la estructura espacial en los retornos de los índices accionarios", *Forum Empresarial*, Vol. 12, No. 2, pp. 2-29.
- DYBVIG, Phillip (1983). "An Explicit Bound on Deviations from APT Pricing in a Finite Economy", *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, No. 4, pp. 483-496.
- DYBVIG, Phillip and ROSS, Stephen (1985). "Yes, the APT is Testable", *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 4, pp. 1173-1188.
- EHRHARDT, Michael (1987). "A Mean-Variance Derivation of a Multi-Factor Equilibrium Model", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, No. 2, pp. 227-236.
- FUENTES, Rodrigo; GREGOIRE, Jorge y ZURITA, Salvador (2005). "Factores Macroeconómicos en Retornos Accionarios Chilenos", *Banco Central de Chile Documento de Trabajo N° 315*, pp.1-53.
- GALLARDO, Natalia y SAGNER, Andrés (2010). "Valorización por arbitraje de bonos y acciones chilenas mediante el método de componentes principales", *Banco Central de Chile Documento de Trabajo N° 557*, pp.1-29.
- GONZÁLEZ-RIVERA, Gloria (1998). "Dynamic Asset Pricing and Statistical Properties of Risk", *Journal of Economics and Business*, Vol. 50, No. 5, pp. 461-470.

- GREGOIRE, Jorge y LETELIER, Leonardo (1996). "Desempeño económico agregado y mercado accionario. Un análisis empírico para el caso chileno", *Cuadernos de Economía*, Vol. 35, No. 105, pp. 183-203.
- GRINBLATT, Mark and TITMAN, Sheridan (1983). "Factor Pricing in a Finite Economy", *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, No. 4, pp. 497-507.
- GRINBLATT, Mark and TITMAN, Sheridan (1985). "Approximate Factor Structures: Interpretations and Implications for Empirical Test", *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 5, pp. 2367-2373.
- HUBERMAN, Gur (1982). "A Simple Approach to Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Economic Theory*, Vol. 28, No. 1, pp. 183-191.
- LEHMANN, Bruce and MODEST, David (1988). "The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, No. 2, pp. 213-254.
- LINTNER, John (1965). "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, No. 1, pp. 13-37.
- MEI, Jianping (1993). "A Semiautoregression Approach to the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 2, pp. 599-620.
- NAWALKHA, Sanjay (1997). "A Multibeta Representation Theorem for Linear Asset Pricing Theories", *Journal of Financial Economics*, Vol. 46, No. 3, pp. 357-381.
- ROLL, Richard and ROSS, Stephen (1980). "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Finance*, Vol. 35, No. 5, pp. 1073-1104.
- ROSS, Stephen (1976). "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, No. 3, pp. 341-360.
- SELAIVE, Jorge y DÉLANO, Valentín (2006). "Premios Soberanos: Una aproximación factorial", *Revista Economía Chileno*, Vol. 9, No. 1, pp. 49-67.
- SHANKEN, Jay (1982). "The Arbitrage Pricing Theory: It is Testable?", *Journal of Finance*, Vol. 37, No. 5, pp. 1129-1140.
- SHANKEN, Jay (1992). "The Current State of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 4, pp. 1569-1574.
- SHARPE, William (1964). "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, pp. 425-442.
- SHUKLA, Ravi y TRZCINKA, Charles (1990). "Sequential Tests of the Arbitrage Pricing Theory: A Comparison of Principal Components and Maximum Likelihood Factors", *Journal of Finance*, Vol. 45, No. 5, pp. 1541-1564.
- WEI, John (1988). "An Asset-Pricing Theory Unifying CAPM and APT", *Journal of Finance*, Vol. 43, No. 4, pp. 881-892.