

Banco Central de Chile
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile
Working Papers

N° 557

Marzo 2010

**VALORIZACIÓN POR ARBITRAJE DE BONOS Y
ACCIONES CHILENAS MEDIANTE EL MÉTODO DE
COMPONENTES PRINCIPALES**

Natalia Gallardo

Andrés Sagner

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: <http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: bcch@bcentral.cl.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: <http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper>. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: bcch@bcentral.cl.

Agradecemos los valiosos comentarios y sugerencias de Rodrigo Alfaro y un árbitro anónimo en la elaboración de este artículo.



BANCO CENTRAL DE CHILE

CENTRAL BANK OF CHILE

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile
Working Papers of the Central Bank of Chile
Agustinas 1180
Teléfono: (56-2) 6702475; Fax: (56-2) 6702231

Documento de Trabajo
N° 557

Working Paper
N° 557

VALORIZACIÓN POR ARBITRAJE DE BONOS Y ACCIONES CHILENAS MEDIANTE EL MÉTODO DE COMPONENTES PRINCIPALES

Natalia Gallardo
Gerencia de Estabilidad Financiera
Banco Central de Chile

Andrés Sagner
Gerencia de Estabilidad Financiera
Banco Central de Chile

Abstract

In this paper we estimate the factor model given by the Arbitrage Pricing Theory (APT), using a statistical model that has not yet been applied to Chilean financial market returns: the Principal Components Method. Using bond and stock indexes, we identify four factors of systematic risk for the period between January 2000 and June 2009. The economic interpretation of these factors relates to changes in the slope of the yield curve, aggregate demand, commodities prices and real estate returns. The correlation analysis between the identified factors and a set of macroeconomic variables corroborates this interpretation.

Resumen

El presente artículo estima el modelo factorial dado por la Teoría de Valoración por Arbitraje (APT) mediante un modelo estadístico aún no aplicado sobre los retornos del mercado financiero chileno: el Método de Componentes Principales. Empleando índices de renta fija y variable, se logra identificar cuatro factores de riesgo sistémico para el período comprendido entre enero del 2000 y junio del 2009. La interpretación económica de estos factores corresponde a cambios en la pendiente de la curva de rendimiento, en la demanda agregada, en los precios de los bienes primarios y en el retorno del sector inmobiliario. El análisis de correlaciones entre los factores identificados y un conjunto de variables macroeconómicas corrobora tales interpretaciones.

1. Introducción

El estudio y comprensión de las fuerzas que conjuntamente determinan el precio de activos financieros es una materia de preocupación permanente para muchos bancos centrales del mundo. Entre los motivos de esta preocupación destaca el crecimiento sustancial de la integración financiera global observada durante las últimas décadas. Inicialmente, ella se manifestó en crecientes flujos de capitales entre economías desarrolladas pero luego de la eliminación de controles a capitales, la innovación financiera y el progreso tecnológico, la integración financiera abarcó también países en desarrollo. Si bien la literatura relacionada indica que los principales beneficios asociados a ella son la atracción de inversionistas extranjeros y el estímulo a la inversión doméstica¹, Andersen y Moreno (2005) advierten que ella implica también una mayor vulnerabilidad de los mercados financieros emergentes a ciertos tipos de shocks que pueden ocasionar riesgos considerables de pérdidas y/o fallas de dichos mercados.

Los modelos factoriales son útiles herramientas para estudiar y comprender las fuerzas o factores tras éstos riesgos; si se logra entender el contenido informacional de los factores que afectan los retornos del mercado financiero, entonces el análisis de corte transversal de estos retornos es una importante fuente de información acerca del estado futuro de la economía. En este sentido, la Teoría de Valoración por Arbitraje (APT) desarrollada por Ross (1976) ayuda en gran medida a entender este contenido informacional y postula que los retornos de activos financieros son una función lineal de un número determinado de factores que explican su comportamiento.

Sin embargo, una desventaja del APT consiste en el hecho que ella no provee información alguna acerca del número o la naturaleza de los factores implicados, razón por la cual las pruebas empíricas realizadas a este modelo han empleado tres métodos para identificar el número de factores contenidos en los datos. El primero sugiere emplear modelos estadísticos como el Análisis Factorial o el Método de Componentes Principales (MCP) para obtener los factores a partir de la matriz de covarianzas de los retornos y sus primeras pruebas fueron llevadas a cabo por Roll y Ross (1980). El segundo método, desarrollado por Fama y French (1993), consiste en utilizar las características de las firmas para formar portafolios que actúen como proxies de los factores. El último método se basa sobre la experiencia del investigador y emplea variables macroeconómicas como proxies de los factores. Fuentes, Gregoire y Zurita (2005) constituyen el único estudio para el mercado financiero chileno en esta materia. Los autores emplean este último método y encuentran 5 factores de riesgo relacionados con las sorpresas de inflación y crecimiento, la variación en el precio del cobre y del petróleo, y el retorno del IGPA.

En vista de esto, el presente artículo complementa el trabajo anterior y estima el modelo APT mediante un modelo estadístico aún no aplicado sobre los retornos del mercado financiero chileno: el MCP. Para la estimación se consideraron 8 índices de renta fija y variable comprendidos entre enero de 2000 y junio de 2009. Los primeros están compuestos por papeles emitidos por instituciones del Gobierno de Chile, mientras que los segundos corresponden a los retornos de los principales sectores industriales que cotizan en la Bolsa de Comercio de Santiago. Las series de los índices de renta variable fueron estimadas para el período enero 2000 - diciembre 2005 debido a que ellas se encuentran disponibles sólo a partir de enero de 2006.

¹Ver, por ejemplo, Prasad *et al.* (2003).

Los resultados obtenidos identifican 4 factores que determinan los retornos del mercado financiero chileno. El primer factor es interpretado como cambios en la pendiente de la curva de rendimiento; el segundo recogería aquellos cambios que afectan la demanda agregada de la economía; el tercero apuntaría a riesgos que afectan la variación de los precios de commodities; mientras que el cuarto factor contendría información acerca de cambios en la rentabilidad del sector inmobiliario nacional.

El artículo se encuentra organizado de la siguiente forma. La Sección 2 revisa brevemente la Teoría de Valoración por Arbitraje, presenta la econometría tras el Método de Componentes Principales y revisa los tests estadísticos para determinar el número de factores relevantes. En la Sección 3 se describen los índices de renta fija y variable utilizados en el estudio, mientras que en la Sección 4 se presenta los principales resultados obtenidos. Finalmente, la Sección 5 concluye.

2. Metodología

En esta sección se revisa brevemente el APT y se presenta el MCP como una técnica estadística para identificar los factores tras el modelo APT. En particular, se revisa el marco econométrico relacionado al MCP y se explica como los factores comunes y los coeficientes de sensibilidad son estimados bajo el supuesto de homocedasticidad en el exceso de retorno de los activos. Finalmente, y dado que el MCP no señala el número de factores a considerar, se revisan brevemente los tests disponibles en la literatura para tales efectos.

2.1. La Teoría de Valoración por Arbitraje

La Teoría de Valoración por Arbitraje (APT) desarrollada por Ross (1976) es un modelo de un período en el cual los inversionistas asumen que las propiedades estocásticas del retorno de activos financieros son consistentes con una estructura factorial. El autor argumenta que si los precios de equilibrio no ofrecen oportunidades de arbitraje sobre portfolios estáticos, entonces el retorno esperado de activos se relaciona de forma aproximadamente lineal con los coeficientes de sensibilidad o “cargas” asociadas a los factores²:

$$r_i = r^f + b_{i1}f_1 + b_{i2}f_2 + \dots + b_{ik}f_k + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (1)$$

donde r_i es el retorno esperado del i -ésimo activo financiero; r^f es el retorno del activo libre de riesgo; f_k es el k -ésimo factor; b_{ik} es la carga o coeficiente de sensibilidad del retorno i -ésimo a los movimientos del k -ésimo factor; y ε_i es un shock idiosincrático³.

El APT fue desarrollado como una generalización del Modelo de Valoración de Activos de Capital (CAPM), el cual postula que los retornos esperados de activos financieros se encuentran

²Huberman (1982) formaliza el argumento heurístico de Ross y muestra que, basado en el principio de no arbitraje, la relación lineal de precios es una condición necesaria para el equilibrio en mercados donde los agentes maximizan ciertos tipos de utilidad. Más aún, la relación lineal entre retornos esperados y los coeficientes de carga equivaldría a la identificación del factor de descuento estocástico.

³Esta teoría asume, adicionalmente, la inexistencia de fricciones en los mercados financieros y que el número de activos N es mayor que el número de factores.

linealmente relacionados con un único factor que corresponde al retorno del mercado. A pesar de la aparente simplicidad del CAPM, el APT se ha tornado recientemente más popular debido que este último requiere supuestos menos restrictivos acerca del comportamiento de los inversionistas y es más fácil de ser probado empíricamente⁴.

2.2. Método de Componentes Principales

El MCP es una técnica estadística que permite reducir el número de variables bajo estudio conservando la mayor cantidad de información contenida en la matriz de covarianzas de los datos. Este método, desarrollado extensamente por Harman (1976), es una útil herramienta en el contexto del APT puesto que permite expresar el exceso de retorno de N activos financieros como una función lineal de K factores comunes.

Consideremos a \tilde{r}_t como el vector de excesos de retorno normalizados bajo el supuesto de homocedasticidad y de dimensión $N \times 1$. La ecuación (1) puede ser expresada en términos matriciales como:

$$\tilde{r}_t = C f_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

donde f_t es el vector de factores comunes de dimensión $K \times 1$; C es una matriz de dimensión $N \times K$ y $\text{rango}(C) = K$ que contiene las cargas asociadas a los factores; y ε_t es un vector de errores de dimensión $N \times 1$. Como f_t y ε_t son desconocidos en la práctica, el MCP supone sin pérdida de generalidad que:

$$\begin{aligned} E[f_t] = E[\varepsilon_t] &= 0 \\ E[f_t f_t'] &= I_K \\ E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] &= D_N \\ E[\varepsilon_t | f_t] &= 0 \end{aligned} \quad (3)$$

donde I_K es la matriz identidad de dimensión K y D_N es una matriz diagonal de dimensión N . El objetivo del MCP en este contexto consiste en encontrar la matriz de cargas C y el vector de factores comunes f_t que determinan conjuntamente el exceso de retorno normalizado \tilde{r}_t . Sin embargo, tal objetivo no puede alcanzarse mediante un análisis de regresión lineal sobre (2) dado que C y f_t no son observables por el econometrista: ambas son construcciones hipotéticas resultantes luego de aplicar el MCP a \tilde{r}_t . Así, para estimar la matriz de cargas y el vector de factores comunes, consideremos a $E[\tilde{r}_t \tilde{r}_t'] = \Omega$ como la matriz de covarianzas de los excesos de retornos normalizados. De la ecuación (2) y los supuestos dados por (3) se tiene que:

$$\Omega = C C' + D_N \quad (4)$$

Bajo el supuesto de homocedasticidad de \tilde{r}_t , $\Omega = I_N$. Adicionalmente, como los K factores comunes son ortogonales entre sí, $C C'$ es una matriz diagonal de dimensión $N \times N$, por lo que la ecuación (4) puede simplificarse para cada exceso de retorno normalizado $i = 1, \dots, N$ como:

⁴Grinblatt y Titman (1998) indican que los retornos predichos por el CAPM son bastante inferiores respecto de aquellos observados en los datos de firmas pequeñas especialmente.

$$s_i^2 = 1 = \sum_{j=1}^K c_{ij}^2 + d_i^2, \quad i = 1, \dots, N \quad (5)$$

En otras palabras, la varianza unitaria s_i^2 se encuentra conformada por dos componentes. El primero corresponde a la suma de las cargas al cuadrado de todos los K factores considerados, el cual se denomina *comunalidad* del i -ésimo exceso de retorno normalizado y puede ser entendido como la contribución de los K factores comunes a la varianza del i -ésimo retorno. El segundo componente corresponde a la porción de la varianza unitaria que no es explicada por los K factores comunes (la varianza del término de error), y se denomina *unicidad*.

Obviando el componente de unicidad de la ecuación (5), la contribución del factor común $j = 1, \dots, K$ a la comunalidad total (V_j) se define como:

$$V_j = \sum_{i=1}^N c_{ij}^2, \quad j = 1, \dots, K \quad (6)$$

Utilizando esta definición, la primera etapa del MCP consiste en elegir las cargas asociadas al primer factor común ($j = 1$), c_{ij} , $i = 1, \dots, N$, de tal forma que V_1 sea máximo. Harman (1976) resuelve este problema de optimización para las N cargas mediante multiplicadores de Lagrange y muestra que la solución es la siguiente:

$$c_{i1} = \alpha_{i1} \sqrt{\lambda_1} \left(\sum_{i=1}^N \alpha_{i1}^2 \right)^{-1/2}, \quad i = 1, \dots, N \quad (7)$$

donde λ_1 es el mayor valor propio asociado a V_1 y α_{i1} , $i = 1, \dots, N$, es la componente i -ésima del vector propio $q_1 = (\alpha_{11}, \alpha_{21}, \dots, \alpha_{N1})$. Las etapas siguientes del MCP para la estimación de las cargas c_{ij} , $i = 1, \dots, N$, $j = 2, \dots, K$, se llevan a cabo de manera análoga, es decir, c_{ij} se eligen de forma de maximizar V_j para $j = 2, \dots, K$. La solución general de este problema adopta la siguiente forma:

$$c_{ij} = \alpha_{ij} \sqrt{\lambda_j} \left(\sum_{i=1}^N \alpha_{ij}^2 \right)^{-1/2}, \quad i = 1, \dots, N, \quad j = 1, \dots, K \quad (8)$$

La etapa final del MCP consiste en la estimación de los K factores comunes. Como la matriz de cargas C ya es conocida, ellos pueden ser estimados directamente de (2) y se encuentran dados por:

$$\hat{f}_t = (C' C)^{-1} C' \tilde{r}_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (9)$$

De esta forma, el MCP indica que los factores estimados \hat{f}_t corresponden a simples combinaciones lineales de los N excesos de retorno normalizados.

2.3. Determinación del Número de Factores

El desarrollo anterior supuso que el número de factores comunes es conocido. Sin embargo, el MCP no especifica el valor de K . Intuitivamente, el número de factores comunes debiera ser razonablemente pequeño en comparación con el número de activos (N) para que la teoría sea de utilidad.

Los estudios empíricos relacionados con el tema han abordado esta falta de especificación desde distintas aristas. Una aproximación, propuesta por Connor y Korajczyk (1988), consiste en estimar el MCP para varios valores de K cuando $N \rightarrow \infty$ y testear si el modelo es sensible a un número creciente de factores. Empleando esta técnica para $K = 5$ y $K = 10$, los autores encuentran que el modelo es poco sensible a los cinco factores adicionales y sugieren que $K = 5$ es adecuado. La principal desventaja de este test se relaciona con su poca eficiencia: si el verdadero número de factores que describen los retornos es grande, se requiere un número elevado de estimaciones para encontrarlo.

Morrison (1990), por su parte, desarrolla un test basado en el ratio de máxima verosimilitud para la diferencia entre el determinante de la matriz de covarianzas de los datos y aquella obtenida utilizando K factores comunes. Bajo la hipótesis nula que los K factores son adecuados, el test se distribuye chi-cuadrado con $1/2 [(N - K)^2 - N - K]$ grados de libertad cuando $T \rightarrow \infty$. La principal desventaja del test radica en que él asume una estructura de factores estricta que no es necesaria en términos teóricos (Campbell, Lo y MacKinlay, 1997).

Bai y Ng (2000) proponen tests basados en los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwarz (BIC) utilizados extensamente en series de tiempo para selección de modelos anidados:

$$AIC_3(K) = V(K, \hat{f}_t^K) + 2K\hat{\sigma}^2 \left[\frac{N + T - K}{NT} \right] \quad (10)$$

$$BIC_3(K) = V(K, \hat{f}_t^K) + K\hat{\sigma}^2 \left[\frac{(N + T - K) \cdot \ln(NT)}{NT} \right] \quad (11)$$

donde $V(K, \hat{f}_t^K)$ es la contribución de los K factores comunes estimados (\hat{f}_t^K) a la comunalidad total y $\hat{\sigma}^2 = \hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}/T$ es un estimador para la varianza del término de error. La gran ventaja de ambos tests radica en el hecho que ellos no imponen restricciones sobre N y T . Además, los autores muestran mediante simulaciones que $AIC_3(K)$ y $BIC_3(K)$ son consistentes en muestras pequeñas. Ambas propiedades constituyen las razones por las cuales ambos tests serán utilizados en el presente artículo para determinar el número de factores comunes que explican los retornos del mercado chileno.

3. Datos

La muestra empleada está compuesta por índices mensuales de renta variable y fija comprendidos entre enero del 2000 y junio del 2009. Los primeros corresponden a los retornos de los índices sectoriales elaborados por la Bolsa de Comercio de Santiago y que abarcan los sectores Banca (BAN); Comunicaciones y Tecnología (C&T); Commodities (COM); Construcción e Inmobiliario

Tabla 1. Estadística Descriptiva Índices de Renta Variable y Fija (1)
(Ene'00 - Jun'09, %)

Índice	Media	Desv. Est.	Mediana	Mínimo	Maximo
<i>BAN</i>	0.013	0.044	0.009	-0.127	0.167
<i>C&T</i>	0.009	0.064	0.006	-0.154	0.188
<i>COM</i>	0.018	0.058	0.018	-0.175	0.230
<i>C&I</i>	0.017	0.105	0.001	-0.280	0.291
<i>CON</i>	0.008	0.056	0.007	-0.139	0.182
<i>IND</i>	0.019	0.072	0.006	-0.159	0.269
<i>RET</i>	0.013	0.072	0.011	-0.210	0.268
<i>UTI</i>	0.011	0.056	0.008	-0.154	0.143
<i>GOB₁</i>	0.002	0.005	0.001	-0.014	0.019
<i>GOB₂</i>	0.002	0.007	0.002	-0.018	0.031
<i>GOB₃</i>	0.003	0.009	0.003	-0.025	0.035
<i>GOB₄</i>	0.003	0.010	0.003	-0.033	0.041
<i>GOB₅</i>	0.004	0.014	0.004	-0.038	0.049
<i>GOB₆</i>	0.004	0.015	0.003	-0.041	0.059
<i>GOB₇</i>	0.005	0.017	0.005	-0.050	0.058
<i>GOB₈</i>	0.005	0.019	0.005	-0.062	0.078

(1): Índices expresados como exceso de retorno

(C&I); Consumo (CON); Industrial (IND); Retail (RET); y Utilities (UTI). Éstos índices se encuentran disponibles a partir del año 2006 por lo que fue necesario estimarlos para el período 2000-2005 mediante una metodología desarrollada por los autores de este artículo a partir de los precios de cierre de las acciones que componen cada uno de estos índices⁵. En el Anexo 1 y 2 se encuentra la descripción del procedimiento desarrollado junto con la serie de tiempo estimada con el fin de convertirse en una herramienta de análisis útil para los analistas, al contar con series sectoriales de mayor cobertura temporal.

Por otro lado, los índices de renta fija están constituidos por todos los papeles emitidos por instituciones del Gobierno de Chile los cuales se encuentran expresados, mayoritariamente, en unidades de fomento (UF) y son los siguientes: Pagarés Descontables del Banco Central de Chile (PDBC), Bonos del Banco Central de Chile en UF (BCU), Pagarés Reajustables del Banco Central de Chile con pago en cupones (PRC), Cupones de Emisión Reajustables Opcionales en UF

⁵Los precios de cierre de las acciones se encuentran corregidos por dividendos, canjes, emisiones y repartos de capital, y fueron obtenidos de RiskAmérica

(CERO), Bonos de la Tesorería General de la República en UF (BTU), Bonos del Banco Central de Chile en pesos (BCP) y Pagarés Reajustables de la Tesorería General de la República (PRT). Estos índices fueron obtenidos de RiskAmérica y se encuentran divididos en 8 tramos de acuerdo a la duración de los instrumentos que los conforman⁶. La Tabla 1 presenta la estadística descriptiva de los índices de renta variable y fija expresados como exceso de retorno sobre la tasa libre de riesgo, para la cual se utilizó los PDBC a 90 días⁷.

4. Resultados

En esta sección se describen los factores comunes encontrados mediante el MCP para el mercado financiero chileno a partir de la matriz de cargas estimada. Finalmente, se analiza la correlación entre ellos y un conjunto de variables macroeconómicas con el fin de otorgarle una interpretación económica a los resultados obtenidos.

4.1. Factores Comunes del Mercado Financiero Chileno

La utilización del MCP sobre los retornos de los índices sectoriales e instrumentos de renta fija se encuentra justificada por la estrecha correlación entre dichas variables, la que se observa en la Tabla 2 donde el estadístico de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) es igual 0.866⁸. De las especificaciones presentadas, y siguiendo el criterio BIC_3 , se favorece aquella compuesta por 4 factores comunes. Esta decisión se basa en el hecho que por construcción BIC_3 tiende a elegir modelos más parsimoniosos que AIC_3 , donde este último favorece la especificación con $K = 5$, pero es posible notar que el aporte de este factor adicional en la comunalidad total es bajo: el modelo con 4 factores explica un 81 % de la varianza total contenida en los datos ($V(\cdot)$) mientras que el modelo con 5 factores explica un 85 % de ella, es decir, cerca de 4 % adicional.

El número de factores identificados para el mercado financiero chileno es similar a aquel encontrado en varios estudios empíricos. Roll y Ross (1980) utilizan el Análisis Factorial sobre los retornos del mercado financiero norteamericano y concluyen que al menos 3 factores son importantes para explicar sus retornos, pero probablemente no más de 4 son relevantes⁹. Makarov y Papanikolaou (2009) emplean el MCP relajando el supuesto de homocedasticidad en la matriz de covarianzas de los retornos e identifican 4 factores de riesgo sistémico para el Reino Unido. Fama y French (1993) consideran un set de características de las firmas que actúan como proxies de los factores y encuentran 3 factores que explican la mayor parte de las primas de riesgo de las acciones en Estados Unidos. Chen, Roll y Ross (1986), por su parte, aproximan los factores mediante variables macroeconómicas y encuentran 5 factores con efectos significativos sobre las primas por riesgo del mercado norteamericano¹⁰.

⁶Los tramos de duraciones son GOB_1 : entre 6 meses y 1.5 años; GOB_2 : entre 1.5 y 2.5 años; GOB_3 : entre 2.5 y 3.5 años; GOB_4 : entre 3.5 y 4.5 años; GOB_5 : entre 4.5 y 5.5 años; GOB_6 : entre 5.5 y 6.5 años; GOB_7 : entre 6.5 y 7.5 años; y GOB_8 : entre 7.5 y 8.5 años.

⁷La composición de los índices sectoriales y de renta fija se encuentran en el Anexo 3 y 4, respectivamente.

⁸Al igual que la medida de esfericidad de Bartlett, el estadístico KMO testea si la correlación parcial entre variables es pequeña o no. La literatura sugiere valores de KMO mayores que 0.5 para realizar un MCP "satisfactorio".

⁹En la determinación del número de factores, los autores se vieron obligados a estimar el APT con un número reducido de acciones (42 portfolios compuestos por 30 títulos cada uno), debido a la limitación en el cálculo de los

Tabla 2. Tests de Bai y Ng para el Número de Factores K

K	$\log L$	$AIC_3(K)$	$BIC_3(K)$	$V(K, \hat{f}_t^K)$
1	-501.03	1034.06	1077.69	0.440
2	-274.10	610.20	694.75	0.699
3	-80.69	251.37	374.10	0.767
4	-47.40	210.80	368.99	0.811
5	-31.66	203.31	394.23	0.854
6	-22.06	206.13	427.05	0.884
7	-14.04	210.08	458.27	0.912

Estadístico KMO = 0.866

De igual forma, el número de factores encontrados en el presente artículo se encuentra en línea con los resultados de Fuentes, Gregoire y Zurita (2005) para el mercado financiero chileno. Los autores, al igual que Burmeister y McElroy (1988), estiman el APT utilizando la vertiente de variables macroeconómicas e identifican cuatro factores macroeconómicos medidos y un factor no observado¹¹, donde la presencia de este último es una generalización del trabajo previo de Chen, Roll y Ross (1986).

La Tabla 3 muestra la matriz de cargas estimadas y la Figura 1 grafica los factores encontrados. Se observa que, en general, la unicidad del modelo es baja, hecho que reflejaría el buen ajuste del MCP predicho por el KMO: en más de la mitad de los activos considerados, y especialmente en los activos de renta fija, la porción de varianza que no es explicada por el método es menor a 10 %, mientras que en sólo dos de ellos la unicidad se encuentra levemente por sobre el 30 %¹².

Por otra parte, los resultados de la Tabla 3 indican que el primer factor presenta una relación positiva y elevada (mayor que 0.7) con todos los papeles de renta fija emitidos por el Gobierno de Chile, y negativa con todos los índices sectoriales considerados. Dado que los primeros se encuentran expresados como exceso de retorno respecto del PDBC a 90 días - es decir, corresponden a los premios por plazo de bonos gubernamentales - este factor puede ser interpretado como cambios en la pendiente de la curva de rendimiento. El segundo factor, por su parte, se relaciona positivamente tanto con sectores de servicios (BAN y RET), como con sectores de consumo y producción industrial (CON e IND, respectivamente), los cuales siguen de cerca el ciclo económico y sugieren que el segundo factor capturaría cambios en la demanda agregada. Al observar las cargas asociadas

paquetes estadísticos de la época.

¹⁰Los factores encontrados por los autores corresponden a la tasa de crecimiento del PIB, el diferencial de rentabilidad entre los bonos de gobierno de corto y largo plazo, y los cambios en las diferencias por riesgo crediticio. Los dos factores de inflación considerados poseen un efecto más débil pero aún significativo.

¹¹Los factores se encuentran relacionados con las sorpresas de inflación y crecimiento, la variación del precio del cobre y del petróleo, y el retorno del IGPA.

¹²De acuerdo a la ecuación (5), como la varianza de cada retorno es igual a 1, el valor de la unicidad puede ser interpretado directamente como el porcentaje de varianza no explicada por el MCP.

Tabla 3. Matriz de Cargas Estimada

Índice	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Unicidad
<i>BAN</i>	-0.2830	0.7479	0.0346	-0.1369	0.2980
<i>C&T</i>	-0.3082	0.5839	0.0340	0.2387	0.0787
<i>COM</i>	-0.4507	0.6007	0.2083	-0.4009	0.2057
<i>C&I</i>	-0.2814	0.5350	0.2875	0.6387	0.0250
<i>CON</i>	-0.3942	0.7295	-0.0176	-0.0460	0.3050
<i>IND</i>	-0.4937	0.7103	-0.0124	-0.0192	0.2389
<i>RET</i>	-0.4633	0.7038	0.0418	-0.0191	0.2859
<i>UTI</i>	-0.4051	0.6701	-0.0876	-0.1394	0.3417
<i>GOB₁</i>	0.7065	0.0731	0.6337	-0.0491	0.0779
<i>GOB₂</i>	0.8139	0.1341	0.5123	-0.0709	0.0508
<i>GOB₃</i>	0.9048	0.2734	0.1970	-0.0839	0.0596
<i>GOB₄</i>	0.9065	0.3514	0.0013	0.0126	0.0541
<i>GOB₅</i>	0.8500	0.3761	-0.0992	0.0361	0.1248
<i>GOB₆</i>	0.8338	0.4156	-0.2736	0.0170	0.0513
<i>GOB₇</i>	0.8014	0.4061	-0.3606	0.0531	0.0593
<i>GOB₈</i>	0.7924	0.4169	-0.3492	0.0132	0.0728

al tercer factor es posible notar que éste se relaciona positivamente con activos de renta fija de hasta 2.5 años de duración. Como los índices GOB_1 y GOB_2 están compuestos mayoritariamente por BCU (44.4 % y 61.6 %, respectivamente), los cuales son utilizados como instrumentos para la ejecución de la política monetaria, el tercer factor encontrado señalaría cambios que afectan la variación de precios de la economía. Por último, el cuarto factor se relaciona positivamente con el sector C&I (0.6387) y negativamente con el sector COM (-0.4009), lo cual es interpretado, dado la composición de ambos índices sectoriales, como cambios que afectan el retorno de la industria inmobiliaria nacional principalmente¹³.

¹³El índice C&I se encuentra compuesto por empresas constructoras como Besalco S.A., Paz Corp S.A., SalfaCorp y Socovesa. El índice COM, por su parte, se encuentra compuesto por empresas productoras de materias primas como CAP, CMPC, Copec, Pucobre (Serie A) y Soquimich S.A. (Serie B).

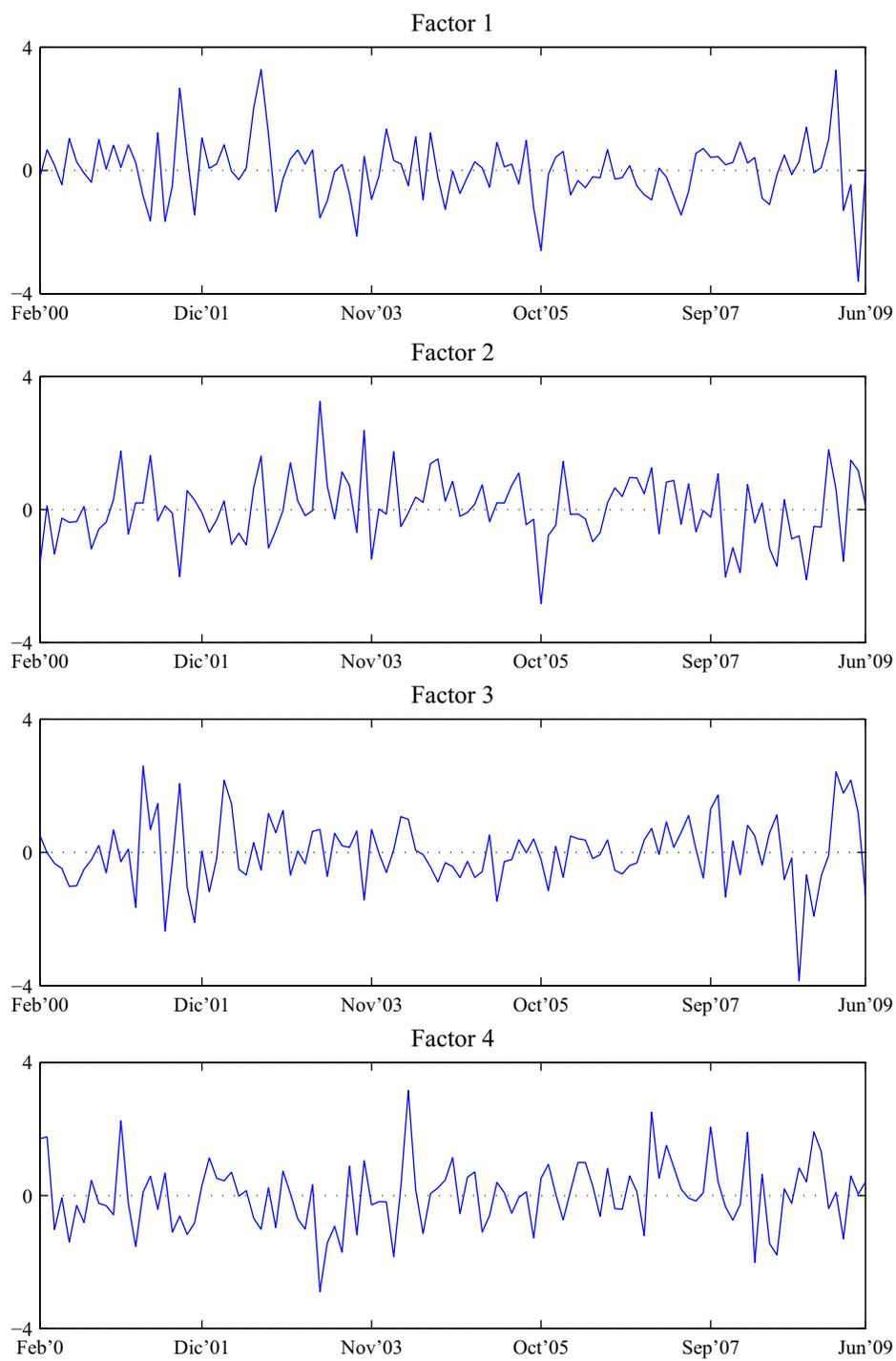


Figura 1: Factores Encontrados Mediante el MCP

4.2. Correlaciones entre Factores Comunes y Variables Macroeconómicas

Para verificar las interpretaciones anteriores, en esta sección se presentan los resultados del análisis de correlaciones entre los factores comunes encontrados y un conjunto de variables macroeconómicas. En términos generales, los resultados exhibidos en la Tabla 4 corroboran las interpretaciones iniciales para los tres primeros factores.

El primer factor presenta correlaciones estadísticamente significativas con las siguientes variables macroeconómicas: (i) negativa con el valor futuro de la tasa de política monetaria, la cual influiría negativamente en la pendiente de la curva de rendimiento debido al mayor costo de fondeo; (ii) positiva con el valor contemporáneo del EMBI, lo que reflejaría el hecho que inversionistas poseedores de bonos gubernamentales nacionales exigen un mayor retorno ante un aumento del riesgo país (premio por riesgo); y (iii) negativa con el valor contemporáneo del IGPA, lo que sería consecuencia de la sustitución entre activos de renta fija y variable por parte de los inversionistas.

Análogamente, el análisis de correlaciones realizado ratifica la interpretación inicial otorgada al segundo factor y muestra que éste exhibe correlaciones estadísticamente significativas con variables macroeconómicas que afectan la demanda agregada de la economía nacional: IPC y sus expectativas de variación en el mes; IPC subyacente; tipo de cambio nominal y real; y variación mensual de las colocaciones bancarias.

El tercer factor encontrado, por su parte, se relaciona positivamente con las variaciones pasadas, presentes y futuras del precio del petróleo y cobre, es decir, variables que afectan la evolución del índice de precios de la economía. Así, los resultados sugieren, específicamente, que el tercer factor se relacionaría con cambios en los precios de bienes *commodities*.

En cuanto al cuarto factor, se observa que éste correlaciona negativamente con el retorno actual del IGPA. Este hecho revelaría la predominancia del efecto sustitución en la demanda de activos por parte de los hogares: una disminución en la rentabilidad de la industria inmobiliaria presionaría un aumento de la demanda por activos financieros debido al efecto sustitución, lo que se traduciría finalmente en un aumento del valor del IGPA¹⁴

¹⁴En Chile, lamentablemente, no existen series de precios para el sector inmobiliario elaboradas de forma sistemática y en frecuencia mensual disponibles para el período bajo análisis. Recientemente, los estudios de Parrado, Cox y Fuenzalida (2009), y Sagner (2009) son algunos esfuerzos que han tratado de disminuir tal carencia, controlando además por la calidad de las viviendas, pero sólo para los precios inmobiliarios de la Región Metropolitana en frecuencia trimestral y anual, respectivamente.

Tabla 4. Correlación Parcial entre Factores y Variables Macroeconómicas (1)

Variable X	Factor 1 con X_{t+i}		Factor 2 con X_{t+i}		Factor 3 con X_{t+i}		Factor 4 con X_{t+i}	
	$i = -1$	$i = 0$	$i = -1$	$i = 0$	$i = -1$	$i = 0$	$i = -1$	$i = 0$
IPC	-.037	.025	-.248***	-.290***	.004	.122	.060	-.054
IPC ^E	-.146	-.023	-.250***	-.331***	-.171*	.038	.135	.030
IPCX	.050	.034	-.135	-.239***	-.043	-.012	.116	.075
IMACEC	.080	.012	.031	.107	.054	-.104	-.102	.058
IMACEC ^E	-.007	-.066	-.079	.067	.070	-.097	-.009	.067
Desempleo	.051	.141	-.001	-.058	.220***	.090	.033	.147
P. Cobre	-.162	-.120	.057	.142	.214**	.223***	-.063	-.027
P. Petróleo	-.026	-.013	-.122	.093	.276***	.238***	-.141	-.034
TCN	.060	.092	-.123	-.252***	-.094	-.201**	.059	-.057
TCR	.085	.065	-.067	-.187**	-.018	-.181*	-.066	-.117
TPM	.242***	-.049	-.248***	-.102	-.081	-.232***	.018	-.012
Col. Banc.	-.133	-.005	-.140	-.238***	-.217**	-.084	.055	.077
EMBI	.320***	.200**	-.375***	-.087	-.170*	-.094	.030	.130
PTF	.058	.119	.014	-.025	.011	.219***	.105	-.061
IPI	.021	-.008	-.006	.122	.123	-.058	-.126	-.023
IVI	-.073	.042	.026	.091	.021	.001	-.079	-.019
IGPA	-.171*	-.503***	.054	.781***	.190**	.134	-.024	-.168*

* correlación significativa al 10%; ** correlación significativa al 5%; *** correlación significativa al 1%.

(1): El detalle de las variables se encuentra en el Anexo 5 del documento.

5. Conclusiones

Este artículo estima mediante el MCP el modelo que relaciona los factores de riesgo de activos financieros con su retorno, conocido como el APT. Para ello, se emplean los retornos mensuales de 8 índices de renta fija constituidos por todos los papeles emitidos por instituciones del Gobierno de Chile y el retorno de 8 índices de renta variable correspondientes a los principales sectores que cotizan en la Bolsa de Comercio de Santiago comprendidos entre enero del 2000 y junio del 2009. La estimación requirió que los índices de renta variable fueran estimados para el período enero 2000 - diciembre 2005, los cuales son proporcionados en el anexo del documento.

Los resultados obtenidos identifican 4 factores de riesgo sistémico que describen los retornos del mercado financiero chileno: el primero es interpretado como cambios en la pendiente de la curva de rendimiento, el segundo recogería aquellos cambios que afectan la demanda agregada de la economía, el tercero señalaría riesgos que afectan los precios de commodities, mientras que el cuarto contendría información acerca de cambios en la rentabilidad del sector inmobiliario nacional. Finalmente, el análisis de correlaciones realizado entre los tales factores encontrados y un conjunto de variables macroeconómicas corroboran esta interpretación.

Referencias

- [1] Andersen, Palle y Ramón Moreno (2005) “Financial Integration: An Overview,” BIS Papers Nr. 23.
- [2] Bai, Jushan y Serena Ng (2000) “Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models,” *Econometrica* 70: 191-221.
- [3] Bolsa de Comercio de Santiago (2007) “Índices Bursátiles,” Gerencia de Planificación y Desarrollo.
- [4] Burmeister, Edwin y Marjorie B. McElroy (1988) “Joint Estimation of Factor Sensitivities and Risk Premia for the Arbitrage Pricing Theory,” *Journal of Finance* 43(3): 721-735.
- [5] Campbell, John W., Andrew W. Lo y A. Craig Mackinlay (1997) “The Econometrics of Financial Markets,” Princeton University Press.
- [6] Chen, Nai-Fu, Richard Roll y Stephen A. Ross (1986) “Economic Forces and the Stock Market,” *Journal of Business* 59(3): 383-403.
- [7] Connor, Gregory y Robert A. Korajczyk (1988) “Risk and Return in an Equilibrium APT: Application of a New Test Methodology,” *Journal of Financial Economics* 21: 255-289.
- [8] Fama, Eugene F. y Kenneth R. French (1993) “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics* 33: 3-56.
- [9] Fuentes, Rodrigo, Fabián Gredig y Mauricio Larraín (2007) “Estimating the Output Gap for Chile,” Documento de Trabajo Nr. 455, Banco Central de Chile.
- [10] Fuentes, Rodrigo, Jorge Gregoire y Salvador Zurita (2005) “Factores Macroeconómicos en Retornos Accionarios Chilenos,” Documento de Trabajo Nr. 316, Banco Central de Chile.
- [11] Grinblatt, Mark y Sheridan Titman (1998) “Financial Markets and Corporate Strategy,” Irwin/McGraw-Hill, Boston.
- [12] Harman, Harry H. (1976) “Modern Factor Analysis,” 3rd Edition, University of Chicago Press.
- [13] Huberman, Gur (1982) “A Simple Approach to Arbitrage Pricing,” *Journal of Economic Theory* 28: 183-191.
- [14] Makarov, Igor y Dimitris Papanikolaou (2009) “Sources of Systematic Risk,” SSRN Working Paper Nr. 968229.
- [15] Morrison, Donald F. (1990) “Multivariate Statistical Methods,” McGraw Hill, New York.
- [16] Parrado, Eric, Paulo Cox y Marcelo Fuenzalida (2009) “Evolución de los Precios de Viviendas en Chile,” *Revista Economía Chilena* 12(1): 51-68.
- [17] Prasad, Eswar, Kenneth Rogoff, Shang-Jin Wei y M. Ayhan Kose (2003) “The Effects of Financial Globalization On Developing Countries: Some Empirical Evidence,” IMF Occasional Paper Nr. 220.

- [18] Roll, Richard y Stephen Ross (1980) “An Empirical Investigation of the Arbitraje Pricing Theory,” *Journal of Finance* 35: 1073-1103.
- [19] Ross, Stephen (1976) “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing,” *Journal of Economic Theory* 13: 341-360.
- [20] Sagner, Andrés (2009) “Determinantes del Precio de Viviendas en Chile,” Documento de Trabajo Nr. 549, Banco Central de Chile.

A. Anexos

A.1. Metodología de Cálculo de los Índices Sectoriales

Los índices sectoriales fueron creados por la Bolsa de Comercio de Santiago en enero del año 2006 con el objetivo de constituirse en benchmarks representativos y relevantes para el análisis diario e histórico de los principales sectores componentes del mercado accionario chileno¹⁵. Actualmente existen ocho índices que abarcan los siguientes sectores: Banca (BAN), Comunicaciones & Tecnología (C&T), Commodities (COM), Construcción & Inmobiliario (C&I), Consumo (CON), Industrial (IND), Retail (RET) y Utilities (UTI).

La construcción de estos índices y sus sociedades componentes se basa principalmente en la distribución de sectores que definen los departamentos de estudios de corredoras y otras entidades que hacen seguimiento y análisis de las acciones chilenas. Las sociedades que pertenecen a cada índice se ponderan de acuerdo a su patrimonio bursátil ajustado por *free-float*¹⁶, permitiendo así que el peso relativo que obtiene cada sociedad en el índice sea representativo de la disponibilidad efectiva de acciones en el mercado.

Debido a que dichos índices sólo existen a partir del año 2006, fue necesario estimarlos para los años anteriores, utilizando como supuesto que la composición de las carteras en el año 2006 es la misma que existió para el periodo comprendido entre los años 2000 y 2005. La fórmula utilizada fue la siguiente:

$$R_{s,t} = \sum_{i=1}^n r_{i,t} \omega_{i,s,t}$$

donde $R_{s,t}$ es el retorno del índice representativo del sector s para la fecha t , constituido por un portfolio de n sociedades; $r_{i,t}$ es el retorno de la acción i en t ¹⁷; y $\omega_{i,s,t}$ corresponde a la ponderación dentro del índice de la acción i en el sector s para la fecha t .

En caso que alguna de las acciones que forman la cartera de un sector no existiera desde el año 2000, se calculó dicho índice sólo con las acciones disponibles a esa fecha, ajustando su ponderación de modo que no pierdan su peso relativo según los porcentajes establecidos en el año 2006 por la Bolsa de Comercio. Las acciones nuevas se agregan al índice a medida que éstas se incorporan al mercado, recalculando las ponderaciones en las carteras tantas veces como sea necesario hasta que al fin se incorporen todas las pertenecientes a cada índice. Para los años 2007, 2008 y mediados del 2009 se utilizó la ecuación definida anteriormente con las ponderaciones y composición de cartera establecida por la Bolsa de Comercio para esos años. En el Anexo A.2 se detallan las ponderaciones utilizadas durante todo el periodo analizado. A su vez, en el Anexo A.3 se muestran los índices sectoriales calculados con valor base de 100 y fecha base a diciembre

¹⁵Índices Bursátiles (2007)

¹⁶*Free Float* es aquel porcentaje de las acciones suscritas que se encuentran disponibles para ser adquiridas por el mercado, es decir, aquella parte de la sociedad que no es propiedad de los accionistas controladores.

¹⁷Para calcular el retorno se utilizó el precio de cierre de la acción corregido por dividendos, canjes, emisiones y repartos de capital. Fuente: RiskAmérica.

del año 1999.

Al comparar en la tabla A.1 el error cuadrático medio (ECM) entre los retornos de los índices sectoriales calculados por la Bolsa de Comercio y aquellos calculados a través del método señalado en este anexo, se observa que dicho error alcanza niveles bajos en comparación con la media de cada sector, destacándose BAN y UTI donde el ratio entre el ECM y la media es 0.002 y 0.003 respectivamente. En contraste, el sector que presenta la mayor diferencia es RET con 0,051.

Por otro lado, al observar en la figura 1 la evolución de ambas series para el periodo comprendido entre los años 2006 y mediados del 2009, se aprecia un ajuste casi perfecto entre ellas, a excepción del tercer trimestre del año 2008, periodo en el cual se produce la quiebra de Lehman Brothers, que constituye uno de los hitos más destacados dentro de la crisis *subprime*.

Tabla A.1. ECM de los índices sectoriales

Bolsa de Comercio y estimados			
Sector	ECM ($\times 10^{-3}$)	Media ($\times 10^{-3}$)	ECM / Media
<i>BAN</i>	0.016	6.632	0.002
<i>C&T</i>	0.067	10.466	0.006
<i>COM</i>	0.254	15.156	0.017
<i>C&I</i>	0.206	32.376	0.006
<i>CON</i>	0.213	8.412	0.025
<i>IND</i>	0.170	7.098	0.024
<i>RET</i>	0.625	12.298	0.051
<i>UTI</i>	0.049	15.132	0.003

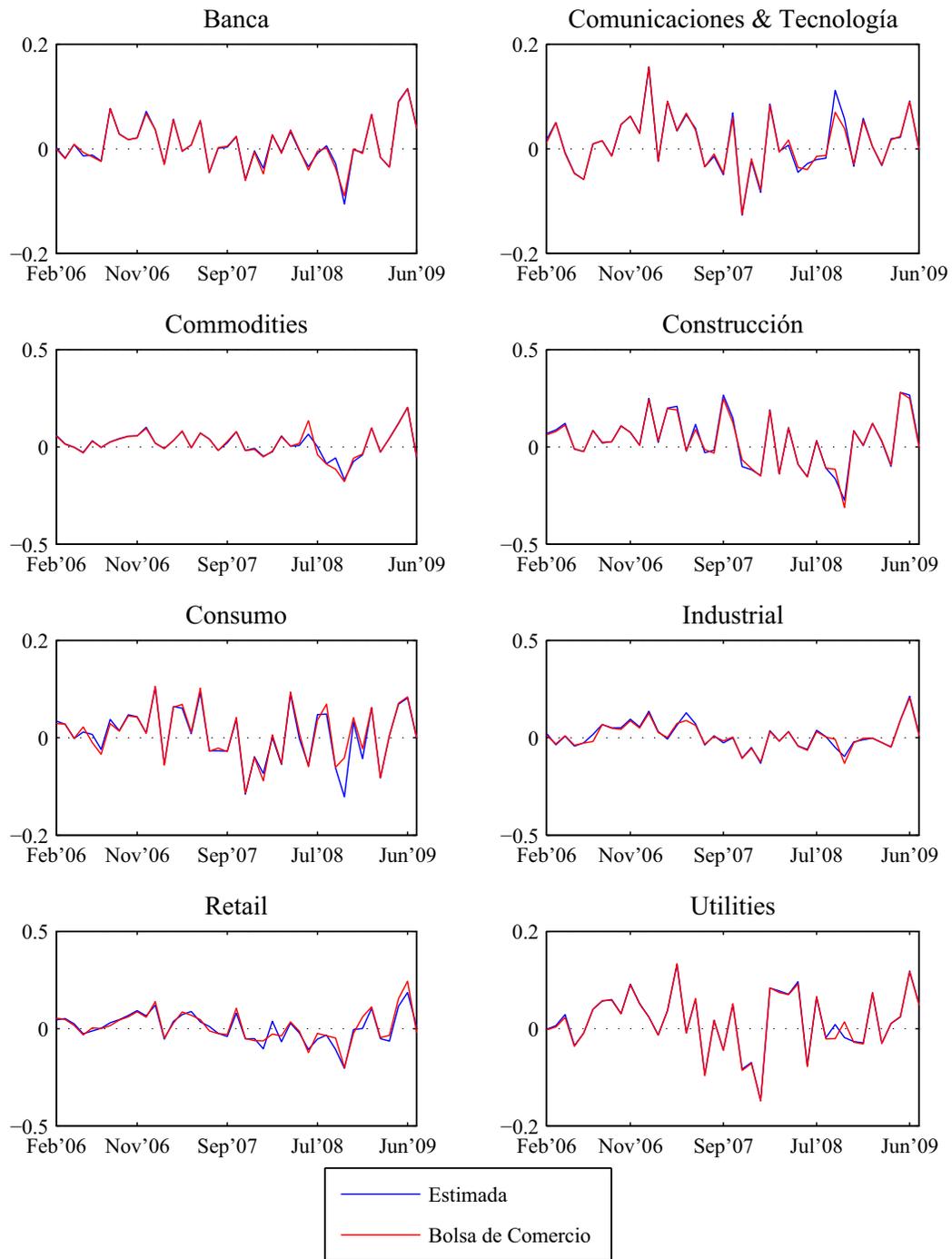


Figura 2: Retornos Índices Sectoriales Bolsa de Comercio y Estimados

A.2. Índices Sectoriales Estimados (Base: Dic'09=100)

Fecha	BAN	C&T	COM	C&I	CON	IND	RET	UTI
ene-00	103.45	115.15	108.09	109.46	102.93	121.43	109.28	96.76
feb-00	98.13	115.03	108.11	120.27	89.60	117.91	103.82	87.93
mar-00	101.81	132.81	106.37	128.38	84.62	115.71	99.85	85.72
abr-00	100.19	118.86	100.05	110.47	81.46	113.96	96.04	85.88
may-00	95.95	131.27	100.33	100.74	81.73	112.99	104.53	91.22
jun-00	92.55	129.42	100.33	80.87	81.74	111.11	101.79	89.47
jul-00	92.76	130.29	100.61	75.38	84.15	107.10	98.39	88.23
ago-00	98.33	139.44	102.40	67.16	85.68	111.97	99.31	86.76
sep-00	98.75	139.22	95.27	64.43	82.62	107.16	95.70	88.28
oct-00	96.41	124.52	95.29	65.11	77.74	104.10	93.56	87.77
nov-00	100.08	120.62	90.81	61.61	78.11	105.01	92.53	90.55
dic-00	99.52	114.59	92.43	61.61	80.59	111.59	94.62	91.03
ene-01	107.05	121.28	91.73	79.16	91.80	119.69	99.43	99.67
feb-01	107.66	115.97	86.28	72.28	90.02	116.93	95.44	93.86
mar-01	116.18	105.24	89.65	68.15	91.41	122.76	87.59	97.48
abr-01	123.69	118.35	97.43	74.49	91.01	128.38	91.45	97.64
may-01	141.36	132.64	107.19	91.04	101.98	141.40	103.53	107.44
jun-01	136.91	131.11	100.87	82.00	100.29	142.20	106.66	103.60
jul-01	138.20	126.55	102.80	88.28	107.66	148.15	130.70	105.83
ago-01	138.96	125.41	107.24	82.76	112.29	153.96	134.07	109.85
sep-01	122.13	106.83	96.50	68.97	100.94	130.38	116.05	96.72
oct-01	133.91	112.63	102.40	64.14	97.15	124.20	116.05	100.82
nov-01	136.71	111.44	111.49	64.14	102.30	138.03	124.48	107.80
dic-01	134.69	113.98	110.44	62.41	94.98	137.94	127.88	103.64
ene-02	130.36	120.96	111.52	62.55	88.37	129.51	134.14	94.76
feb-02	127.46	122.32	112.02	63.80	88.26	125.95	135.76	93.03
mar-02	129.71	129.88	113.06	66.90	90.58	122.10	137.38	89.43
abr-02	126.66	127.29	109.47	70.00	84.10	113.84	140.79	88.13
may-02	129.07	122.67	112.46	70.36	82.15	112.27	136.93	83.17
jun-02	124.75	109.05	111.43	70.36	84.60	108.63	129.47	75.96
jul-02	123.28	105.98	116.28	70.36	82.41	103.50	125.65	77.76
ago-02	129.20	97.38	118.37	68.95	78.73	104.15	127.98	76.95

Fecha	BAN	C&T	COM	C&I	CON	IND	RET	UTI
sep-02	129.98	84.28	108.82	67.39	75.59	95.00	121.97	68.49
oct-02	125.79	78.16	113.10	66.89	80.17	98.34	130.42	72.47
nov-02	129.32	84.32	113.48	70.22	82.06	109.26	123.25	68.96
dic-02	134.33	92.18	119.35	70.93	88.77	121.00	132.96	68.54
ene-03	140.78	91.45	119.19	68.45	91.30	122.58	127.23	68.61
feb-03	142.11	92.62	126.88	63.84	90.43	120.35	120.84	68.29
mar-03	141.85	94.24	128.50	65.97	91.17	118.83	113.45	66.99
abr-03	165.80	112.12	158.27	65.26	104.28	151.06	144.05	76.70
may-03	174.42	112.55	171.27	63.13	110.46	165.82	160.54	81.95
jun-03	168.43	109.65	181.93	60.29	106.42	171.09	174.63	79.98
jul-03	179.31	112.87	194.76	57.46	116.74	184.63	175.06	85.56
ago-03	186.79	115.91	207.08	68.01	115.56	206.81	185.14	91.21
sep-03	191.68	117.40	224.53	65.94	115.93	220.62	194.77	95.65
oct-03	198.36	126.99	229.98	74.54	127.82	263.46	225.55	102.73
nov-03	198.82	116.70	227.69	73.81	122.53	261.96	214.85	100.29
dic-03	191.81	116.76	233.92	74.10	121.53	274.02	231.50	104.13
ene-04	202.26	110.72	228.34	71.57	122.44	262.29	197.90	97.61
feb-04	215.39	113.98	254.12	70.92	132.12	279.69	217.78	108.05
mar-04	219.79	103.92	268.75	79.60	128.34	277.41	207.32	98.28
abr-04	223.17	106.25	252.63	102.84	127.74	286.15	205.96	100.47
may-04	228.62	108.86	250.54	102.84	128.22	270.78	209.81	97.89
jun-04	235.02	110.58	269.82	99.24	136.37	295.50	216.91	100.22
jul-04	240.84	110.81	279.85	106.50	140.16	312.19	229.65	103.16
ago-04	244.52	125.11	285.76	107.29	148.00	378.10	249.93	112.40
sep-04	249.17	131.01	301.09	116.57	152.95	444.99	249.08	115.47
oct-04	254.55	136.81	307.45	133.64	161.78	479.76	244.09	122.70
nov-04	256.81	133.79	325.47	132.09	168.38	489.65	257.58	119.41
dic-04	262.23	133.11	316.06	136.98	163.82	517.51	262.16	123.15
ene-05	259.01	143.72	315.77	136.04	165.69	539.31	257.55	120.78
feb-05	277.28	144.43	342.68	136.74	171.50	546.79	256.53	126.64
mar-05	263.84	151.24	376.98	134.90	170.36	547.33	260.66	127.66
abr-05	260.05	152.87	353.68	128.80	168.88	547.48	259.88	133.91
may-05	263.82	157.59	359.27	131.43	170.84	542.55	255.44	141.74

Fecha	BAN	C&T	COM	C&I	CON	IND	RET	UTI
jun-05	270.83	162.73	369.28	130.73	177.90	538.86	268.46	155.03
jul-05	280.56	176.97	388.12	136.16	210.72	557.20	294.94	156.19
ago-05	292.75	163.72	376.71	139.39	193.29	500.29	285.20	155.55
sep-05	310.53	161.37	405.62	138.66	192.60	495.61	297.68	165.08
oct-05	295.18	152.67	385.89	133.65	177.53	487.64	283.64	164.95
nov-05	295.78	150.99	370.21	135.63	172.88	476.69	270.70	160.15
dic-05	288.63	147.75	360.21	131.94	179.19	456.45	262.53	158.82
ene-06	313.08	152.46	375.88	132.02	185.89	477.63	285.12	169.52
feb-06	313.81	155.10	398.16	141.08	192.27	488.58	297.79	169.26
mar-06	308.14	162.86	404.31	153.35	197.60	470.74	313.14	170.32
abr-06	310.71	161.65	403.79	171.88	197.29	474.54	320.73	175.22
may-06	306.42	154.12	392.26	169.92	199.61	453.94	312.03	169.09
jun-06	302.76	145.03	404.44	165.71	200.95	442.30	308.45	167.49
jul-06	295.64	146.37	403.43	179.66	196.17	449.93	309.14	174.13
ago-06	318.47	148.63	413.55	183.29	203.54	480.27	318.44	183.97
sep-06	327.47	146.60	430.99	188.16	206.48	504.84	333.06	194.97
oct-06	333.15	153.40	454.53	208.64	216.25	530.50	355.58	200.98
nov-06	340.04	162.93	479.79	224.10	225.59	581.10	388.43	219.31
dic-06	364.39	167.85	528.08	225.96	227.75	613.27	413.96	230.64
ene-07	377.73	194.06	538.05	282.06	251.60	696.48	463.86	236.13
feb-07	366.65	189.40	533.54	288.59	237.74	718.94	439.01	233.03
mar-07	387.34	206.51	550.64	346.14	252.88	714.09	455.28	241.66
abr-07	385.52	213.49	594.92	418.04	268.22	760.44	488.31	273.40
may-07	388.42	227.38	591.74	409.00	270.43	857.91	531.37	271.06
jun-07	409.42	236.22	633.92	456.25	295.61	918.89	549.67	287.37
jul-07	390.65	228.09	659.33	442.41	287.70	884.65	555.51	260.04
ago-07	391.13	224.78	647.18	434.59	279.98	893.98	542.26	264.52
sep-07	392.32	213.69	660.53	550.21	272.29	870.65	520.54	252.96
oct-07	401.37	228.34	711.97	631.63	282.47	870.65	561.86	265.61
nov-07	377.68	199.41	698.92	567.19	249.71	780.29	532.03	243.50
dic-07	376.17	194.84	693.38	500.35	239.99	741.34	504.50	226.50
ene-08	362.10	178.61	659.99	426.50	222.42	644.24	452.27	192.92
feb-08	371.68	193.86	643.28	507.56	222.53	667.29	469.33	208.99

Fecha	BAN	C&T	COM	C&I	CON	IND	RET	UTI
mar-08	369.20	192.91	679.54	437.16	210.30	655.98	437.89	225.09
abr-08	381.30	194.22	681.22	480.38	229.15	676.63	449.98	241.02
may-08	380.03	185.50	686.21	437.32	228.76	648.04	439.85	264.27
jun-08	366.99	180.25	731.12	370.35	215.87	609.06	392.61	244.27
jul-08	363.63	176.54	731.43	382.32	226.14	632.79	371.35	259.98
ago-08	365.78	173.37	668.04	340.61	237.10	636.47	358.77	255.16
sep-08	355.52	192.69	629.43	284.91	222.35	604.94	320.29	257.30
oct-08	317.95	203.78	523.21	206.88	195.30	546.45	255.13	252.60
nov-08	317.29	196.97	483.58	224.16	201.56	534.86	253.83	245.91
dic-08	315.06	208.44	463.51	225.60	192.88	529.29	254.03	238.71
ene-09	335.70	209.29	508.54	252.79	204.72	528.30	280.52	256.35
feb-09	330.24	202.53	495.08	259.50	187.87	515.42	265.90	248.54
mar-09	318.54	206.37	517.51	233.40	188.76	491.62	248.95	251.22
abr-09	347.30	210.87	580.42	298.53	201.76	535.47	277.72	257.25
may-09	387.18	230.11	697.62	378.07	218.21	649.21	329.19	287.60
jun-09	403.13	229.57	659.83	380.28	218.13	658.79	332.63	301.83

A.3. Ponderación y Composición de los Índices Sectoriales Estimados

Sector Banca (*BAN*)

Nemo	Peso Sector (%)		
	Ene00 - Nov02	Dic02 - Dic08	Ene09 - Jun09
BCI	28.75	25.34	23.30
BSANTANDER	36.68	32.33	41.80
CHILE	31.37	27.65	22.23
CORPBANCA		11.85	10.37
SECURITY	3.21	2.83	2.30

Sector Comunicaciones & Tecnología (*C&T*)

Nemo	Peso Sector (%)		
	Ene00 - Nov06	Dic06 - Dic08	Ene09 - Jun09
CTC-A	43.43	39.12	3.24
ENTEL	54.67	49.24	77.00
QUINTEC	1.90	1.71	
SONDA		9.93	19.76

Sector Commodities (*COM*)

Nemo	Peso Sector (%)	
	Ene00 - Dic08	Ene09 - Jun09
CAP	12.40	12.83
CMPC	23.82	16.75
COPEC	51.62	46.25
PUCOBRE-A	0.84	0.71
SQM-B	11.32	23.47

Sector Construcción & Inmobiliario (*C&I*)

Nemo	Peso Sector (%)				
	Ene00 - Oct04	Nov04 - Oct06	Nov06 - Oct07	Nov07 - Dic08	Ene09 - Jun09
BESALCO	100.00	17.80	16.10	12.12	13.42
PAZ CORP			9.51	7.16	6.14
SALFACORP		82.20	74.38	56.00	47.34
SOCOVELSA				24.72	33.10

Sector Consumo (CON)

Nemo	Peso Sector (%)		
	Ene00 - Nov05	Dic05 - Dic08	Ene09 - Jun09
ANDINA-B	23.41	22.77	22.20
CCU	26.92	26.18	34.81
CONCHAYTORO	26.01	25.30	31.32
EMBONOR-B	7.11	6.92	6.56
IANSA	9.75	9.48	1.22
INVERMAR		2.74	0.74
MULTIFOODS			0.59
SAN PEDRO	3.06	2.98	2.55
WATTS-A	3.73	3.63	

Sector Industrial (IND)

Nemo	Peso Sector (%)			
	Ene00 - May04	Jun04 - Oct05	Nov05 - Dic08	Ene09 - Jun09
CEMENTOS	4.44	4.05	3.94	4.17
CINTAC	2.00	1.82	1.77	1.14
CRISTALES	6.50	5.93	5.77	8.86
CTI	1.81	1.65	1.61	
EDELPA	1.30	1.18	1.15	
ENAEX	6.71	6.12	5.95	8.62
INFODEMA	0.20	0.19	0.18	
INTEROCEAN	0.82	0.75	0.72	
LAFARGE	1.59	1.45	1.41	
LAN	43.93	40.06	38.98	48.81
MADECO	6.51	5.94	5.78	7.47
MARINSA	4.12	3.75	3.65	
MASISA		8.80	8.57	5.15
NAVIERA	4.60	4.19	4.08	
SK			2.71	3.38
VAPORES	12.32	11.23	10.93	9.02
VENTANAS	3.16	2.88	2.80	3.38

Sector Retail (RET)

Nemo	Peso Sector (%)				
	Ene00 - Sep03	Oct03 - May04	Jun04 - Jul05	Ago05 - Dic08	Ene09 - Jun09
CENCOSUD			40.86	38.52	30.53
D&S	39.06	25.94	15.34	14.46	26.00
FALABELLA	49.22	32.68	19.33	18.22	21.03
FASA	11.72	7.78	4.60	4.34	2.59
FORUS					1.27
LA POLAR		33.60	19.87	18.73	8.00
PARAUCO					6.28
RIPLEY				5.73	4.30

Sector Utilities (UTI)

Nemo	Peso Sector (%)	
	Ene00 - Dic08	Ene09 - Jun09
AGUAS-A	7.14	5.23
CGE	8.99	5.37
COLBUN	12.10	13.51
EDELNOR	0.44	0.59
ENDESA	32.73	36.69
ENERSIS	32.20	32.25
ESVAL-A	1.56	
GASCO	2.20	1.75
GENER	1.66	4.14
PILMAIQUEN	0.98	0.48

A.4. Ponderación y Composición de los Índices de Renta Fija

Índices de Renta Fija (%) (1)(2)

	<i>GOB</i> ₁	<i>GOB</i> ₂	<i>GOB</i> ₃	<i>GOB</i> ₄	<i>GOB</i> ₅	<i>GOB</i> ₆	<i>GOB</i> ₇	<i>GOB</i> ₈
BCU	44.4	61.6	68.5	71.8	33.3	26.6	79.5	47.2
PRC	12.2	13.4	4.9	3.6	5.0	27.6		
CERO	4.1	9.6	3.1	2.4	4.9	3.4	5.0	1.9
BCP	29.8	15.5	23.5	22.2	26.2	0.0	15.5	
PDBC	9.5							
BTU					30.6	23.7		50.9
BTP						18.7		

(1): Fuente RiskAmérica.

(2): Datos al 30 de Junio de 2009.

A.5. Descripción de Variables Macroeconómicas Empleadas

Variable	Descripción	Fuente
IPC	Índice de Precios al Consumidor (Base: Dic'08 = 100)	INE
IPC ^E	Expectativas de variación en el mes del IPC	BCCh, Encuesta de Expectativas Económicas
IPCX	Índice de Precios al Consumidor Subyacente	INE
IMACEC(1)	Índice Mensual de Actividad Económica	BCCh
IMACEC ^E (1)	Expectativas de variación un mes atrás del IMACEC	BCCh, Encuesta de Expectativas Económicas
Desempleo(1)(2)	Desempleo Nacional	INE
P. Cobre	Precio Internacional del Cobre	Bloomberg
P. Petróleo	Precio Internacional del Petróleo	Bloomberg
TCN	Tipo de Cambio Nominal Dólar	BCCh
TCR	Tipo de Cambio Real Dólar	BCCh
TPM(2)	Tasa de Política Monetaria	BCCh
Col. Banc.	Colocaciones Bancarias	SBIF
EMBI(2)	Emerging Market Bond Index	Bloomberg
PTF	Productividad Total de los Factores	Fuentes, Gredig y Larraín (2007)
IPI(1)	Índice de Producción Industrial	SOFOFA
IVI(1)	Índice de Ventas Industriales	SOFOFA
IGPA	Índice General de Precios de Acciones	Bolsa de Comercio

(1): Variable desestacionalizada.

(2): Variable expresada en niveles.

Todas las variables, excepto (2), se encuentran estandarizadas y expresadas como variaciones mensuales.

**Documentos de Trabajo
Banco Central de Chile**

**Working Papers
Central Bank of Chile**

NÚMEROS ANTERIORES

PAST ISSUES

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: bcch@bcentral.cl.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: bcch@bcentral.cl.

DTBC-556 Febrero 2010
**A Real Time Evaluation of the Central Bank of Chile GDP Growth
Forecasts**
Pablo Pincheira

DTBC-555 Diciembre 2009
**Funding Liquidity Risk in a Quantitative Model of Systemic
Stability**
David Aikman, Piergiorgio Alessandri, Bruno Eklund, Prasanna Gai,
Sujit Kapadia, Elizabeth Martin, Nada Mora, Gabriel Sterne y Matthew
Willison

DTBC-554 Diciembre 2009
**Financial Stability, Monetary Policy and Central Banking: An
Overview**
Rodrigo Alfaro A. y Rodrigo Cifuentes S.

DTBC-553 Diciembre 2009
**Incorporating Financial Sector Risk into Monetary Policy Models:
Application to Chile**
Dale F. Gray, Carlos García, Leonardo Luna y Jorge Restrepo

DTBC-552 Diciembre 2009
**Crisis Financiera y Uso de Derivados Cambiarios en Empresas
Exportadoras**
María Gabriela Acharán, Roberto Alvarez y José Miguel Villena

DTBC-551 Efectos de la Emisión de Bonos del Banco Central Sobre las Tasas de Interés Marco Batarce	Diciembre 2009
DTBC-550 Defining Financial Stability And A Framework For Safeguarding It Garry J. Schinasi	Diciembre 2009
DTBC-549 Determinantes del Precio de Viviendas en Chile Andrés Sagner	Diciembre 2009
DTBC-548 A Historical Perspective On The Crisis Of 2007–08 Michael D. Bordo	Diciembre 2009
DTBC-547 Modeling a Housing and Mortgage Crisis Charles A.E. Goodhart, Dimitrios P. Tsomocos y Alexandros P. Vardoulakis	Diciembre 2009
DTBC-546 Policy Reform Under Electoral Uncertainty Dalibor Eterovic	Diciembre 2009
DTBC-545 Forecasting Chilean Inflation From Disaggregate Components Marcus Cobb	Diciembre 2009
DTBC-544 Towards an operational framework for financial stability: “fuzzy” measurement and its consequences Claudio Borio y Mathias Drehmann	Diciembre 2009
DTBC-543 Institutional Bias Towards The Status Quo Dalibor Eterovic	Diciembre 2009