

CAMBIOS ESTRUCTURALES E INTEGRACION.
DISCUSION Y ANALISIS DEL MERCADO ACCIONARIO CHILENO*FERNANDO LEFORT**
EDUARDO WALKER***

ABSTRACT

In this paper we look for evidence of structural changes in the Chilean stock market between the mid eighties and the nineties. We find two important structural changes in the Chilean stock market. The first, at the end of 1990, indicates a significant reduction in the local risk premium of 4 percentage points. The second, at the end of 1994 shows an increase in the correlation between local returns and the S&P 500.

In the paper, we hypothesize that previous work relating the presence of this type of structural change with changes in the degree of financial integration misses an important risk factor that can be captured by the returns on Brady bonds. In fact, including this variable as an additional explanatory variable accounting for changes in emerging market risk eliminates the explanatory power of the returns on the S&P 500 on the local returns. This evidence indicates

* Agradecemos el financiamiento del Fondo de Investigación de la Vicerrectoría Académica de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Agradecemos los comentarios de Salvador Valdés, Pablo Marshall y un árbitro anónimo. Los errores son de responsabilidad exclusiva de los autores.

** Profesor de la Escuela de Administración de la Pontificia Universidad Católica de Chile.
Email: flefort@faceapuc.cl

*** Profesor de la Escuela de Administración de la Pontificia Universidad Católica de Chile.
Email: ewalker@faceapuc.cl

Keywords: Dividend Yield, Structural Change, Financial Integration, Chile.

JEL Classification: G12, G15, F36

that it may be mistaken to consider the degree of correlation between local returns and the returns of a developed market as synonymous for more financial integration.

RESUMEN

Este artículo busca evidencia de cambios estructurales en el mercado accionario chileno entre mediados de los años ochenta y fines de los noventa. En particular, detectamos la existencia de dos cambios estructurales sustanciales en el mercado accionario chileno. El primero, a fines de 1990 en el nivel del dividend yield, que involucró una caída en el nivel del premio por riesgo local de más de 4 puntos porcentuales. Asimismo, se detecta un importante aumento en el nivel de correlación con mercados mundiales a fines de 1994.

En el trabajo se plantea la hipótesis que, en los intentos de relacionar este tipo de cambios estructurales con el fenómeno de integración financiera con mercados mundiales, tanto en este trabajo como en la literatura previa, se omite un factor de riesgo importante del análisis, el que puede ser capturado por los bonos Brady. Así, al utilizar como variable explicativa adicional la rentabilidad de estos bonos como proxy para cambios en el “riesgo emergente” desaparece el poder explicativo del índice S&P para explicar los retornos en el mercado accionario chileno. Lo anterior indica que considerar mayor correlación de los retornos del mercado local con retornos en mercados desarrollados, como sinónimo de mayor integración financiera, puede ser equívoco.

1. INTRODUCCIÓN

Este artículo es de carácter empírico y busca evidencia de cambios estructurales e integración ocurridos en el mercado accionario chileno entre mediados de los años ochenta y fines de los noventa. Existen diversas razones para estudiar en profundidad este tipo de evidencia para el caso de un país “emergente” estable.

En primer lugar, el análisis de un país ayuda a comprender los resultados previos de la literatura. En particular, Ferson y Harvey (1993), utilizando un modelo tipo CAPM condicional encuentran para países desarrollados que la mayor proporción de la predictibilidad de retornos accionarios proviene de variaciones predecibles en los premios por riesgo globales. En cambio, Harvey (1995) y Bekaert y Harvey (1995, 1998a) encuentran que en el caso de mercados emergentes la información local es más importante.¹

En segundo lugar, los resultados encontrados en la literatura previa con frecuencia son algo contradictorios y frecuentemente contrarios a la intuición. Por

¹ Ferson y Harvey encuentran que la información local es útil para estimar el beta condicional del índice de cada país, a través del tiempo.

ejemplo, Bekaert, Harvey y Lumsdaine (1998) encuentran para el *dividend yield* en Chile un cambio estructural entre 1982 y 1983, y lo relacionan con un cambio en el grado de integración financiera. De haberlo habido, este cambio presumiblemente ocurrió después. La forma como han sido modelados los mercados emergentes también deja dudas. Por ejemplo, Bekaert y Harvey (1993), en parte, atribuyen la importancia de los factores locales para explicar la predictibilidad con que el grado de integración con mercados desarrollados variaría a través del tiempo. Dicho trabajo se hace en el contexto de un CAPM condicional (el mismo de Ferson y Harvey), siendo las medidas de riesgo la covarianza con un *benchmark* mundial (mercados integrados) y la varianza local (mercados segmentados). Sin embargo, dicho modelo se rechaza para casi todos los países. Harvey (1995), por su parte, encuentra que los mercados emergentes tienen alta rentabilidad esperada, que tienden a ser más predecibles que mercados desarrollados y que se ven más afectados por variables locales. Sin embargo, los modelos utilizados no explican el *cross-section* de países ni son capaces de explicar las regularidades empíricas detectadas.

Los importantes cambios estructurales ocurridos en los mercados accionarios latinoamericanos pueden ayudar a explicar el rechazo de los modelos utilizados y algunos de los resultados encontrados. De hecho, sobre la base de evidencia más reciente, en lo referente a predictibilidad de retornos para Chile, Walker (1999) avala la conclusión de que esta sería “muy alta”, en el límite de la ineficiencia de mercado. En este artículo se desarrolla un argumento del tipo premio por riesgo emergente específico para explicar los resultados de la literatura previa y se presenta evidencia en favor de su existencia. Este premio por riesgo tendría una naturaleza similar a un “peso problem” y, por ende, no sería capturado correctamente por las covarianzas con índices mundiales.

En tercer lugar, es importante determinar la magnitud y oportunidad de los cambios estructurales. Bekaert y Harvey (1998) estudian para veinte países emergentes el impacto de la integración de sus mercados de capitales con el mundo. Identifican diversas fechas en las que posiblemente se hayan producido cambios para cada país y estudian el impacto de la liberalización sobre el costo de capital, la correlación con un índice del mercado mundial, la volatilidad y los excesos de retorno. Al igual que en Bekaert y Harvey (1997), utilizan el *dividend yield* para estimar la caída en el costo de capital postliberalización. Encuentran que, en promedio, dicha caída es modesta (cercana al 1%). Hallan también aumentos no significativos en los niveles de volatilidad y sólo un pequeño aumento en los niveles de las correlaciones. En el presente artículo se concuerda que, al menos para Chile, el cambio habría sido mucho mayor y no habría ocurrido en la fecha identificada por Bekaert y Harvey (1998a). Bekaert, Harvey y Lumsdaine (BHL, 1998) intentan determinar integración y cambio estructural en forma endógena. Su énfasis está en determinar la oportunidad en que se producen cambios estructurales. Nuestros resultados no coinciden tampoco con sus fechas.

El *dividend yield*, como indicador de rentabilidad esperada (y de costo de capital), es uno de los objetos centrales del estudio. En Chile éste tuvo un importante cambio estructural en 1990, lo que puede interpretarse como una alteración

permanente muy significativa en el nivel de la tasa de costo de capital. Este resultado se analiza a la luz de los eventos relacionados con una mayor apertura destacados por Bekaert y Harvey (1998). La hipótesis de cambio estructural se analiza con la técnica de Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992) en un espíritu similar a BHL (1998).

Este estudio analiza la presencia de cambios estructurales en el mercado accionario chileno. El mayor detalle conseguido al estudiar este mercado en particular ayuda a entender algunos de los resultados encontrados en la literatura previa. Aquí el énfasis se pone en la estimación del impacto de la integración sobre el costo de capital, pero también se estudian los niveles de volatilidad (para los que no se detectan cambios significativos) y de correlación con el S&P500² (en que sí se detecta un cambio significativo hacia fines de 1994). En este contexto, resulta especialmente interesante la discusión de la relación entre las hipótesis de “integración” y la de “caída en el nivel de riesgo percibido”.

El resto del artículo se organiza como sigue. La sección 2 presenta las variables que son utilizadas a lo largo del trabajo junto con un breve análisis de las mismas. La sección 3 analiza cambios estructurales del mercado accionario. La sección 4 interpreta los resultados y la sección 5 concluye el trabajo.

2. LAS VARIABLES

Existen diferentes índices accionarios agregados, relativamente largos (de 1981 en adelante), que han sido calculados por la Bolsa de Comercio de Santiago. El Índice de Precios Selectivos de Acciones (IPSA) es el más conocido y representa las cuarenta acciones más transadas. La serie IPSA se presenta corregida hacia atrás por dividendos en la Reseña de 1998.³ El IPSA ajusta trimestralmente la ponderación de cada acción, proporcionalmente al patrimonio bursátil, pero además considera factores como la “presencia ajustada” y la cantidad de “acciones libres”.

El International Finance Corporation (IFC), organismo del Banco Mundial, también calcula indicadores accionarios que para Chile existen desde 1975, en dólares y moneda local. Este índice accionario representa una estrategia pasiva de inversión tipo “comprar y mantener”. También estiman el *dividend yield* (razón dividendo precio) y otros indicadores agregados relacionados. Este índice es comúnmente utilizado en la literatura empírica.⁴

² El S&P500 corresponde al índice de precios de las acciones de las 500 mayores empresas que se transan en el NYSE.

³ Información obtenida del Departamento de Estudios de la Bolsa de Comercio de Santiago.

⁴ Al igual que los demás índices, éste puede tener algún sesgo de supervivencia, ya que fue reconstruido hacia atrás a partir de una fecha determinada, considerando las acciones existentes en ese momento. Sin embargo, este problema está presente en la mayoría de los índices existentes y no se espera sea determinante en los resultados presentado más adelante.

El Cuadro 1 muestra estadígrafos descriptivos. Las series precedidas por una “R_” representan retornos logarítmicos. Para efectos de comparación, se incluye además un tercer índice accionario, el de Morgan Stanley Capital International (MSCI), disponible, en el caso de Chile, a partir de diciembre de 1987. Este representa una estrategia de comprar y mantener las acciones con mayor capitalización bursátil, en proporción a su capitalización de mercado. El Panel B del Cuadro 1, correspondiente al período común, muestra una notable similitud entre los tres índices accionarios considerados. La relativamente alta correlación entre los índices se puede apreciar en el Panel C.

Dado lo anterior y que los resultados obtenidos en algunos test previos con los distintos índices son similares, en adelante se considera principalmente el índice calculado por el IFC.

A. El *Dividend Yield*

Esta variable es indicativa de los retornos esperados para el mercado bursátil y, en el caso chileno, posee un importante poder predictivo (ver Walker, 1999). La serie de *dividend yield* se construye sumando para cada mes los dividendos en efectivo repartidos durante los pasados doce meses móviles (excluyendo, por cierto, crías liberadas), expresados en moneda homogénea, divididos por la capitalización de mercado. Para verificar la consistencia de los datos, en este estudio, estimamos un *dividend yield* en forma independiente. Puesto que la capitalización de mercado agregada se tenía sólo para fines de cada año, se interpolaron los valores para dicha variable en base a la trayectoria del IGPA durante el año. La serie resultante va de diciembre de 1983 a diciembre de 1997 y pretende representar al mercado accionario agregado, más que a algún índice en particular. Es interesante notar que el *dividend yield* construido de esta forma es muy similar a los producidos por el IFC y MSCI. La correlación entre ellos es superior a 0.94 (Panel C) y las medias, desviaciones estándar y otros momentos son muy similares (Panel B). Esto no es sorprendente ya que la mayor parte de su variabilidad viene dada por la de su denominador (correspondiente a la capitalización de mercado), la que es representada de forma similar por los tres índices considerados.

Considerando la notable similitud entre los *yields*, en adelante se considera principalmente la estimación del IFC.

Se espera que el *dividend yield* sea “bajo” (alto) cuando las tasas de descuento de los flujos futuros son “bajas” (altas). En este sentido, algo similar al *dividend yield* podría capturarse utilizando simplemente el recíproco del valor del índice accionario. Sin embargo, como en general se espera que el índice tenga una tendencia creciente, dicho recíproco no tendría la misma interpretación que el *dividend yield* a través del tiempo. Así, la utilización de los dividendos agregados en el numerador de la razón, o *dividend yield*, corrige por la tendencia esperada en el índice. De este modo, se espera que el *dividend yield* sea estacionario. En otras palabras, se podría esperar que el nivel de los dividendos pagados esté

CUADRO I
ESTADIGRAFOS DESCRIPTIVOS

Panel A: Muestras individuales							
	R_IFC_CHI	R_IPSA	R_MSCI	TASA LARGA	LOG_IFC_YLD	LOG_IPSA_YLD	LOG_MSCI_YLD
Media	0.019409	0.020463	0.024611	0.066229	-3.071018	-2.907755	-3.136766
Mediana	0.021217	0.01965	0.01538	0.0645	-3.203987	-2.960216	-3.293089
Maximo	0.197599	0.242616	0.197374	0.099	-2.211831	-2.070367	-2.051114
Minimo	-0.309069	-0.358069	-0.147109	0.0514	-3.897134	-3.688587	-4.077461
Des. Est.	0.082064	0.082741	0.068384	0.009152	0.434199	0.472637	0.499031
Skewness	-0.371896	-0.475014	0.286661	1.520896	0.160301	0.217956	0.82536
Kurtosis	3.745804	2.593155	2.58733	6.195984	2.074587	1.75656	2.60322
Jarque-Bera	8.320879	2.756891	2.619722	118.4231	6.754197	11.3574	13.81109
Probabilidad	0.015601	0.271452	0.269858	0	0.034146	0.003418	0.001002
Observaciones	180	164	126	146	169	157	115
Muestra Considerada	1984:01-1998:12	1985:01-1998:8	1988:1-1998:6	1986:7-1998:8	1984:12-1998:12	1984:12-1997:12	1988:12-1998:6
Panel B: Muestra común							
	R_IFC_CHI	R_IPSA	R_MSCI	TASA LARGA	LOG_IFC_YLD	LOG_IPSA_YLD	LOG_MSCI_YLD
Media	0.020284	0.018252	0.026859	0.067915	-3.197117	-3.045293	-3.126869
Mediana	0.012536	0.00769	0.017152	0.0649	-3.275446	-3.212305	-3.293089
Maximo	0.194355	0.18246	0.178732	0.099	-2.211831	-2.079487	-2.051114
Minimo	-0.159423	-0.137936	-0.147109	0.0539	-3.897134	-3.688587	-4.077461
Des. Est.	0.070448	0.070709	0.066002	0.009025	0.454281	0.485962	0.510651
Skewness	0.238764	0.389327	0.304971	1.854875	0.703807	0.823481	0.758233
Kurtosis	2.504298	2.540379	2.533488	6.661787	2.516754	2.268906	2.4436
Jarque-Bera	2.151627	3.713053	2.678054	123.4013	10.05935	14.7467	11.85036
Probabilidad	0.34102	0.156214	0.262101	0	0.006541	0.000628	0.002671
Observaciones	109	109	109	109	109	109	109
Panel C: Correlaciones							
	R_IFC_CHI	R_IPSA	R_MSCI	TASA LARGA	LOG_IFC_YLD	LOG_IPSA_YLD	LOG_MSCI_YLD
R_IFC_CHI	1						
R_IPSA	0.933098	1					
R_MSCI	0.943622	0.964586	1				
TASA LARGA	-0.042689	-0.087201	-0.005653	1			
LOG_IFC_YLD	-0.025801	-0.046692	0.065408	0.685684	1		
LOG_IPSA_YLD	0.091006	0.079026	0.19227	0.663584	0.941278	1	
LOG_MSCI_YLD	0.05821	0.042664	0.153727	0.602583	0.951267	0.968695	1

cointegrado con el del patrimonio bursátil, ya que ambas variables son no-estacionarias y deben mantener algún grado de proporcionalidad en el largo plazo.⁵

Sin embargo, el coeficiente de autocorrelación que obtenemos para el *dividend yield* es muy alto (0.977) y los *test* de Dickey-Fuller aumentados reportados en el Cuadro 1 muestran que no se rechaza la hipótesis de raíz unitaria (en niveles o logaritmos). Más adelante se arguye que esto se debe a la presencia de un cambio estructural y que la serie efectivamente es estacionaria.⁶ En el Gráfico 1 (últimos tres paneles) estas series muestran una evolución con dos períodos empíricamente distinguibles: antes y después de diciembre de 1990.

Es importante destacar que, en el presente contexto, tiene importancia secundaria el que los dividendos repartidos lo son a cuenta de la utilidad del ejercicio o de algún ejercicio pasado, en la medida que tiendan a mantenerse las políticas a través del tiempo. En este sentido, el requisito legal de repartir un mínimo de 30% de las utilidades impone, por una parte, cierta estabilidad; pero, por otra, presumiblemente sesga el nivel del indicador hacia arriba. No se espera que esto afecte la interpretación de los resultados, particularmente en lo referente al cambio estructural.

B. La tasa de interés de largo plazo

La serie de tasas de interés de largo plazo para Chile utilizada en este artículo no es totalmente homogénea. Entre julio de 1986 y abril de 1989 corresponde a la tasa U12, de letras hipotecarias reajustables a doce años (serie U12, que paga cupones trimestrales iguales) emitidas por el Banco del Estado de Chile. Se tienen las tasas de transacción bursátil de fines de mes desde julio de 1986. Luego se continúa con las tasas de interés de un instrumento de renta fija emitido por el Banco Central de Chile a 10 años, que hasta abril de 1992 corresponde al PDP 10 y luego a un Pagaré Reajutable del Banco Central, PRC10 cuya serie existe a partir de abril de 1992.⁷ Durante el período común la correlación entre la U12 y el PRC10 es 0,96. Los promedios y variabilidades son prácticamente iguales.

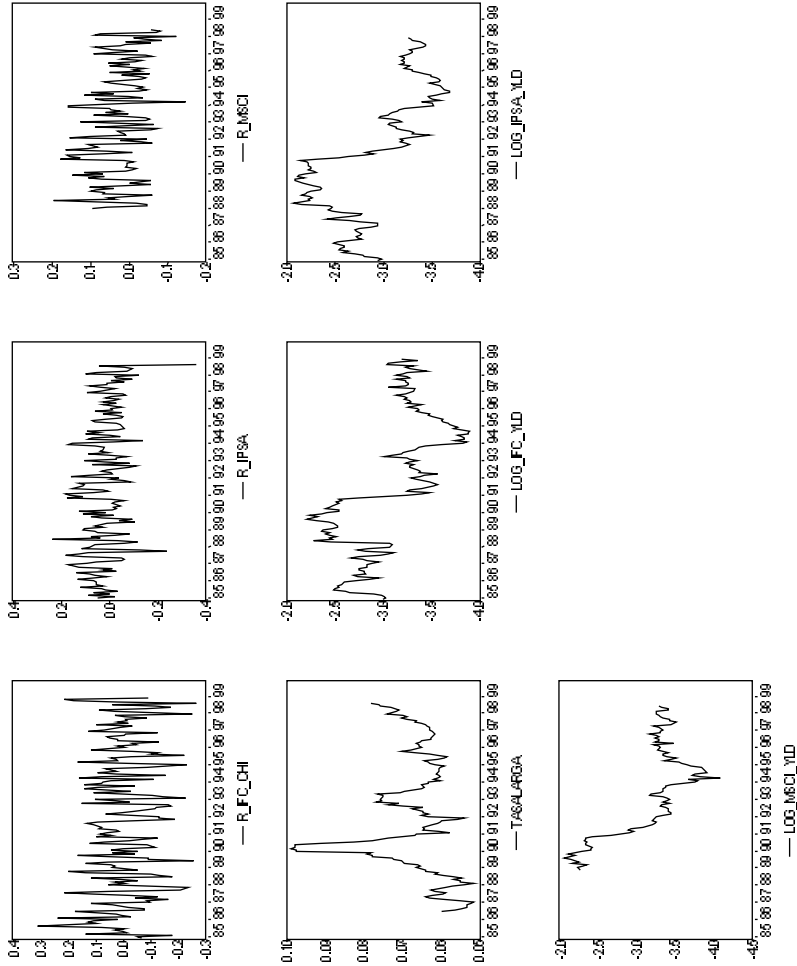
Los tests de Dickey-Fuller aumentados permiten rechazar la existencia de raíces unitarias al 5% de significancia. Sin embargo, como se aprecia en el Gráfico 1, los grandes vaivenes observados pueden indicar cambios estructurales en dicha variable también.

⁵ Véase Campbell, Lo y MacKinlay (1996), p. 257, por ejemplo.

⁶ En particular se aplicarán los test tipo Perron con cambio estructural presentados en Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992).
Corresponden a la tasa de interés de la última transacción bursátil del mes hasta julio de 1994 y de ahí en adelante a la de la última licitación del mes.

⁷ Corresponden a la tasa de interés de la última transacción bursátil del mes hasta julio de 1994 y de ahí en adelante a la de la última licitación del mes.

GRAFICO 1
PRINCIPALES VARIABLES UTILIZADAS



3. CAMBIOS ESTRUCTURALES EN EL MERCADO LOCAL

A. Cambio permanente en el *dividend yield*

La inspección visual y un análisis preliminar del comportamiento del *dividend yield* permiten concluir lo siguiente: Primero, la serie muestra evidencia de raíz unitaria, a pesar de los argumentos económicos en contrario. Segundo, durante el año 1990 hay una importante caída en el nivel de la variable, lo que puede influir en el test anterior.

El problema consiste entonces en determinar, por una parte, si dicho cambio de nivel efectivamente representa un cambio estructural significativo y, por otra, si luego de considerar dicho cambio persiste la evidencia de raíz unitaria. Sin embargo, la solución de utilizar una variable *dummy* en la cercanías del cambio observado, por ejemplo, puede ser inadecuada, porque en rigor no puede primero buscarse un mínimo (máximo) y luego aplicar las técnicas estadísticas habituales: los resultados resultan sesgados a favor de la hipótesis del cambio estructural.

Para resolver este problema, se aplica la técnica de Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992), de estimar secuencialmente una ecuación tipo Dickey-Fuller, con la muestra completa, incluyendo además una variable *dummy* en la constante, cuya fecha inicial va acercándose progresivamente a la fecha final de la muestra. Luego se examinan los mínimos *test-t*, tanto para el nivel del *dividend yield* rezagado, como para la variable *dummy* (en cuyo caso se busca el extremo, máximo o mínimo), y se comparan con los valores críticos obtenidos por Banerjee *et al.* para la distribución de probabilidades de dichos estadígrafos. Las ecuaciones estimadas son las siguientes:

$$(1) \quad \Delta y_t = c_{0k} + c_{1k} D_k + \alpha_{0k} y_{t-1} + \alpha_{1k} \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_{4k} \Delta y_{t-4} + v_t$$

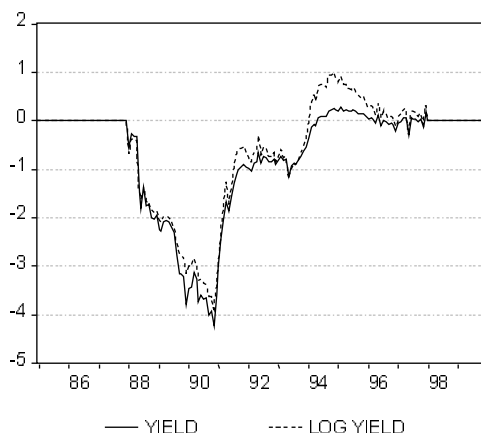
D_k representa la variable *dummy* que toma el valor 1 a partir de la fecha $k < T$. La ecuación anterior se estimó para el nivel del *dividend yield* y también para su logaritmo.

El Gráfico 2 muestra los *test-t* secuenciales para el coeficiente de la *dummy* (c_{1k}). Con ambas formulaciones se aprecia que sus valores mínimos ocurren en noviembre de 1990, y esta sería la fecha del cambio estructural. El Cuadro 2 muestra los resultados considerando la *dummy* que toma el valor de 1 a partir de noviembre de 1990.⁸ Basados en los valores críticos de Banerjee *et al.* se aprecia que no puede rechazarse la hipótesis de una disminución permanente del *dividend yield* (cambio estructural) con ninguno de los niveles de significancia presentados. En

⁸ Las estimaciones secuenciales de estas regresiones se realizaron utilizando cuatro rezagos en la especificación del test de Perron con cambio estructural. La elección del número de rezagos se hizo para ser consistente con los valores críticos proporcionados en Banerjee *et al.* Por lo anterior, no se utilizó ningún criterio de información tipo Akaike.

cuanto a la raíz unitaria, por su parte, los tests son cercanos a sus valores críticos, no permitiendo rechazar claramente la hipótesis, a pesar de que al incluir la *dummy* el valor observado para el test *ADF* pasa de -1,4 a -4,0 aproximadamente, siendo su magnitud mucho mayor a sus niveles críticos habituales.⁹

GRAFICO 2
TEST-T SECUENCIALES PARA CAMBIO ESTRUCTURAL EN EL NIVEL



B. Cambio permanente en el premio por riesgo local

Puede desarrollarse un test similar al del punto anterior considerando la diferencia (log de la razón) entre el nivel del *dividend yield* y el nivel de la tasa de interés de largo plazo. Las últimas dos columnas del Cuadro 2 presentan los resultados. Nuevamente, y para ambas formulaciones, no puede rechazarse la hipótesis de un cambio estructural que redujo el *spread* a partir de noviembre de 1990. Los órdenes de magnitud de los coeficientes de las variables *dummy* son similares o algo superiores a los encontrados previamente. Nuevamente, los test de raíz unitaria son cercanos a sus valores críticos. En todo caso, los resultados indican que la significativa caída en el *dividend yield* no se debe simplemente a una caída en el nivel de tasas de interés y, por tanto, puede interpretarse como una caída permanente en el premio por riesgo local.

⁹ Es claro que el fenómeno de integración financiera puede darse en forma paulatina y no súbitamente. Nuestra especificación usando una *dummy* en forma secuencial asigna una fecha al cambio en el grado de integración. Sin embargo, por el proceso de estimación secuencial, esta fecha es sólo indicativa del momento en el que se acumula un cambio en el proceso que explica el *dividend yield* suficientemente grande como para ser detectado por la *dummy*. No obstante lo anterior, podrían haberse utilizado procedimientos alternativos de estimación para enfatizar la naturaleza paulatina del proceso de integración. De entre las posibles alternativas para futuro desarrollo se destacan los modelos de transición tipo STAR, y los modelos de cambio de régimen que indicarían la probabilidad de estar en un régimen integrado.

CUADRO 2
CAMBIO ESTRUCTURAL EN EL *DIVIDEND YIELD*

$$\Delta y_t = c_{0k} + c_{1k} D_k + \alpha_{0k} y_{t-1} + \alpha_{1k} \Delta y_{t-1} + \alpha_{2k} \Delta y_{t-2} + v_t$$

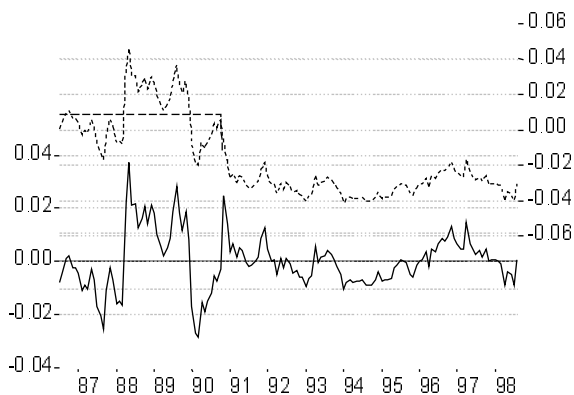
Muestra:	1985:05 1998:12		1986:012 1998:08		141	
Número observaciones:	164		164		141	
Variable Dependiente	D (<i>Dividend Yield</i>)	DLOG (<i>Div. Yield</i>)	D (<i>Dividend Yield</i> -Tasa larga)	DLOG (<i>Div. Yield / tasa larga</i>)		
Constante	0.0130	-0.3855	0.0019	0.0184		
<i>test-t</i>	4.3986	-3.9221	1.8998	1.1119		
Dummy 1990:11 1997:12	-0.0075	-0.1254	-0.0089	-0.1388		
<i>test-t</i>	-4.2476	-3.8900	-3.7724	-3.4670		
Nivel Var. Dep. (-1)	-0.1695	-0.1494	-0.2159	-0.1725		
<i>test-t (Dickey-Fuller)</i>	-4.3582	-4.0359	-4.0421	-3.7393		
Var. Dep.(-1)	0.2004	0.1484	0.1783	0.0582		
<i>test-t</i>	2.6435	1.9293	2.0856	0.6822		
Var. Dep.(-2)	-0.0916	-0.0667	-0.0303	0.0073		
<i>test-t</i>	-1.1939	-0.8616	-0.3583	0.0879		
Var. Dep.(-3)	-0.0640	-0.0823	-0.0390	-0.0865		
<i>test-t</i>	-0.8402	-1.0659	-0.4669	-1.0397		
Var. Dep.(-4)	-0.1163	-0.0789	-0.0796	-0.1295		
<i>test-t</i>	-1.5407	-1.0238	-0.9496	-1.5316		
R-cuadrado	0.1920	0.1503	0.1738	0.1479		
R-cuadrado ajustado	0.1611	0.1178	0.1368	0.1097		
S.E. of regression	0.0059	0.1077	0.0061	0.1071		
Suma resid al cuadrado	0.0054	1.8217	0.0050	1.5368		
Log likelihood	613.75	136.30	522.11	118.52		
Durbin-Watson	1.8928	1.9230	1.9468	1.9180		
Valores Críticos*						
Número Observaciones	100	100	100	250	250	250
Significancia						
	2.5%	5%	10%	2.5%	5%	10%
Dummy Constante	-3.23	-2.95	-2.63	-3.19	-2.92	-2.63
Nivel Var. Dep. (-1)	-5.07	-4.8	-4.52	-5.05	-4.79	-4.5

*Tomados de Table 2, "Sequential Test Statistics: Critical Values", Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992).

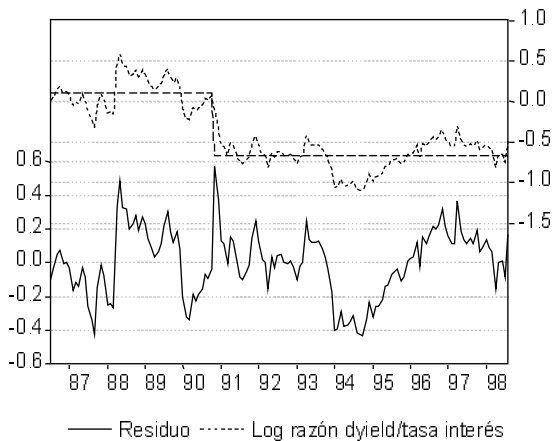
Para ilustrar la magnitud del cambio se presenta el Gráfico 3a, en que se *regresiona* el nivel del *spread* entre el *dividend yield* y la tasa de largo plazo contra una constante y la *dummy* representativa del cambio estructural. La caída absoluta en el *spread* es de aproximadamente 4 puntos porcentuales. El Gráfico 3b ilustra la regresión del logaritmo de la razón entre el *dividend yield* y la tasa larga contra una constante y la *dummy*. Se obtiene que la razón habría caído de 1,12 a 0,52 (a menos de la mitad).

GRAFICO 3

A. CAMBIO EN EL NIVEL DEL SPREAD



B. CAMBIO EN EL LOG DE LA RAZON



C. Cambios estructurales en otras variables

Una hipótesis interesante de verificar es si se existen cambios estructurales en otras relaciones en torno a la misma fecha anterior. Parámetros de interés son la volatilidad del retorno accionario y la correlación con índices mundiales.

Si el cambio estructural detectado obedeciera a una alteración en el nivel de integración del mercado accionario chileno con el mundo, muchos modelos suponen que ello debería reflejarse en un aumento en la correlación con índices mundiales y una caída en el nivel de volatilidad. Para verificar dichas hipótesis simultáneamente, se estimó la siguiente ecuación utilizando GARCH:

$$r_t = a_0 + a_1 D_{90} + a_2 r_t^{SP500} + a_3 D_{90} \times r_t^{SP500} + \varepsilon_t$$

(2)

$$\sigma_t^2 = b_0 + b_1 \sigma_{t-1}^2 + b_2 \varepsilon_{t-1}^2 + b_3 D_{90}$$

Aquí r_t es el retorno del índice del IFC para Chile, D_{90} es la variable *dummy* que toma el valor 1 a partir de noviembre de 1990, r_t^{SP500} corresponde al retorno del índice Standard and Poor's 500. Estas ecuaciones se inspiran en un CAPM mundial. Si el cambio estructural obedece a una mayor integración con el resto del mundo, el coeficiente a_3 debería ser positivo. Si el cambio estructural además trajo consigo menor volatilidad, se espera que b_3 sea negativo.^{10 11}

Los resultados se presentan en el Cuadro 3. A pesar de que los coeficientes poseen el signo esperado, estos no son significativos. Esto provee alguna evidencia de que el cambio estructural no obedece a una mayor integración del mercado accionario local con el resto del mundo, al menos utilizando las definiciones habituales para ello (véanse Harvey (1995) y Bekaert y Harvey (1995, 1998a)).¹²

Una verificación adicional para la volatilidad fue aplicar el test representado en la ecuación (2) al nivel de volatilidad (desviación estándar para 24 meses móviles). La justificación es similar: los tests de raíz unitaria tradicionales no permiten rechazar dicha hipótesis aunque se espera que la volatilidad sea estacionaria. El *test-t* para la *dummy* toma su valor mínimo a mediados de 1989, pero no resulta significativo según los valores críticos de Banerjee *et al.*¹³

10 Las mismas especificaciones se regresionaron usando como variable dependiente los índices alternativos del IPSA y el confeccionado por el MSCI, obteniéndose resultados equivalentes.

11 Alternativamente podría haberse implementado un test recursivo tipo CUSUM. La especificación elegida, siguiendo a Banerjee *et al.*, de un test secuencial tiene la ventaja de un mayor poder para detectar cambios estructurales.

12 Los resultados suponiendo que el proceso es GARCH-M, son similares y tampoco cambian al incorporar una *dummy* por la crisis asiática.

13 El valor máximo se registra a fines de 1998, y está en el límite de ser significativo. Esto puede asociarse a la crisis asiática.

CUADRO 3

Muestra: 1988:02 1998:10	
Ecuación de la Media	
Variable	Coefficiente
C	0.0154
<i>test-t</i>	1.1223
R_SP500	0.1292
	0.5000
DU_CAM_EST	-0.0082
	-0.5411
R_SP500*DU_CAM_EST	0.7860
	2.9276
AR(1)	0.1541
	1.9704
Ecuación de la Varianza	
Variable	Coefficiente
C	0.0017
<i>test-t</i>	1.3133
ARCH(1)	-0.1568
	-3.5194
GARCH(1)	0.7138
	2.4631
DU_CAM_EST	0.0005
	1.2643
R-squared	0.1875
Adjusted R-squared	0.1334
S.E. of regression	0.0719
Sum squared resid	0.6205
Log likelihood	165.6439
Durbin-Watson stat	1.8195
F-statistic	3.4622

D. Integración como correlación

Para ver si hay algún cambio estructural en la correlación del mercado local con el resto del mundo, se estimaron regresiones rodantes de tipo:

$$(3) \quad r_{kt} = b_{0k} + b_{1k} r_{kt}^{SP500} + \varepsilon_{kt}$$

considerando períodos móviles de treinta meses a la vez. El propósito es obtener una serie para b_{1k} y buscar algún cambio estructural en ella. La serie resultante tiene relativamente alta variabilidad. Sus principales características empíricas se presentan en el Cuadro 4, panel A. Asimismo, la inestabilidad es tal, que el test

ADF no permite rechazar la raíz unitaria, aunque sea obvio que un parámetro de este tipo deba ser estacionario.

CUADRO 4
ANALISIS DE LA SERIE BETA RODANTE

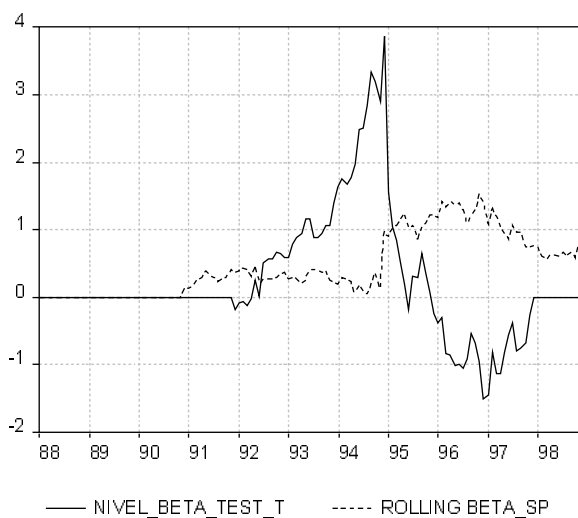
Panel A. Estadígrafos descriptivos	
Muestra: 1989:06 a 1997:12	
Observaciones	103
Media	0.5980
Mediana	0.4181
Máximo	1.6469
Mínimo	-0.0608
Des. Est	0.5073
Skewness	0.6410
Kurtosis	1.9128
Test ADF	-1.8443
Jarque-Bera	12.1253
Probability	0.0023
Panel B. Regresión de cambio estructural	
Variable	Coefficiente
C	0.0166
<i>test-t</i>	0.8837
DUM-94:6	0.0935
	2.7964
BETA_SP(-1)	-0.1121
	-3.3288
D(BETA_SP(-1))	-0.0469
	-0.4852
D(BETA_SP(-2))	0.1761
	1.8695
D(BETA_SP(-3))	0.2849
	2.9959
D(BETA_SP(-4))	0.0493
	0.4963
R-squared	0.2397
Adjusted R-squared	0.2067
S.E. of regression	0.1250
Sum squared resid	1.4372
Log likelihood	66.6444
Durbin-Watson stat	1.8564
F-statistic	7.2521

Para buscar evidencia de cambio estructural, nuevamente se utilizó la técnica de Bernanjee *et al.*, con una regresión tipo (2), esta vez utilizando como variable dependiente el nivel del beta estimado. Los resultados para el punto de cambio estructural detectado se presentan en el Panel B del Cuadro 4. Este se detecta en diciembre de 1994, con un significativo aumento en el coeficiente. Utilizando los valores críticos del Cuadro 2, la *dummy* es significativa para cualquier nivel de

significancia. En el caso del test ADF, sin embargo, nuevamente se llega a valores cercanos a los críticos.

Bekaert y Harvey (1997) encuentran evidencia de que la correlación con factores mundiales aumenta después de la integración, pero este es un problema de definición: si integración se *define* como un aumento en la correlación con los mercados mundiales, ésta se habría producido hacia fines del año 1994. El Gráfico 4 muestra lo mismo, e incluye el beta rodante junto con el *test-t* para la *dummy* de la ecuación tipo ADF, que detecta el cambio en el nivel del beta. De niveles cercanos a cero el beta pasa a niveles cercanos a uno.

GRAFICO 4
CAMBIO ESTRUCTURAL EN EL "BETA" CON RESPECTO A SP500



4. INTERPRETACIÓN Y DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS

A. Magnitud del cambio en tasas de descuento y premio por riesgo

Las caídas estimadas en las variables de interés se presentan en el Cuadro 5. Para traducir dichos resultados en caídas estimadas en premios por riesgo o niveles de tasas de descuento es necesario hacer referencia a algún modelo. Los ejercicios presentados tienen carácter ilustrativo.

El modelo más simple utilizado en la literatura financiera es el de crecimiento constante de Gordon:

$$(4) \quad Y \equiv \frac{D_0}{P} = \frac{R - G}{1 + G}$$

CUADRO 5
CAMBIOS ESTRUCTURALES ESTIMADOS
(Muestra 1986:12 1998:08)

Variable dependiente	<i>Dividend Yield</i>	Logaritmo del <i>Dividend Yield</i>	<i>Dividend Yield</i> - Tasa Larga	Log. de <i>Div.</i> <i>Yield</i> / Tasa Larga	
Cambio Estimado	-0.0429	-0.8019	-0.0400	-0.7745	
Cambio estimado en tasa de descuento o premio por riesgo (geom, anuales)					
Modelo de Gordon	-0.0429	-0.0599	-0.0400	-0.0579	
Modelo CLM	$\Delta y = -\frac{k'}{1-\rho'} + \frac{k}{1-\rho} + \left[\frac{\rho'}{1-\rho'} - \frac{\rho}{1-\rho} \right] (\mu' - g) + \frac{\rho}{1-\rho} \Delta \mu$				
$\mu' = 10\%$		-0.0969		-0.0949	
$\mu' = 15\%$		-0.1602		-0.1582	
$\mu' = 20\%$		-0.2208		-0.2188	
Memo:	$\rho \equiv \frac{1}{1 + \exp(y)}$				
	$k \equiv -\log(\rho) - (1-\rho) \log(\rho^{-1} - 1)$				
	$\frac{\rho}{1-\rho}$	$\frac{k}{1-\rho}$	\bar{y}	ξ	ρ
Inicial	13.6986	3.6529	0.0730	2.40%	0.9320
Final	33.1961	4.5173	0.0301	2.40%	0.9708
Diferencia	19.4975	0.8644	-0.0429	0	0.0388

Con dicho modelo un cambio en el *dividend yield* depende del cambio en la tasa de descuento y en la tasa de crecimiento esperada en los dividendos futuros. Considerando que $\Delta G(R - G)$ es de segundo orden, entonces $\Delta Y \approx \Delta R - \Delta G$. Hasta diciembre de 1990 la tasa de crecimiento (log) de los dividendos era de 2,4% anual. De ahí hasta fines de la muestra dicha tasa cayó a algo menos de 1%. Entonces, una estimación conservadora puede suponer que no se previó la caída posterior y que se supuso que los niveles históricos se mantendrían. En dicho caso el cambio en el *dividend yield* es igual al cambio en la tasa de descuento. Los resultados se presentan en el Cuadro 5. Para el caso logarítmico, basta notar que $\Delta \log(Y) \approx \Delta R / (R - G) \approx \Delta R / ((1 + G)Y_0)$ donde Y_0 es el nivel inicial del *dividend yield* (7,3%, en promedio). Los resultados se presentan en el mismo cuadro. Para ver la caída en el premio por riesgo local con el modelo de Gordon,

dado que los *tests* no detectan cambios estructurales en el nivel de la tasa de largo plazo, se aplican los mismos argumentos.

Con este modelo se encuentra una caída estimada para los niveles de tasas (premios) de entre 4 y 6 puntos porcentuales.

CLM (1997) derivan la siguiente fórmula para el *dividend yield* (p. 264; las minúsculas representan logaritmos):

$$(5) \quad y_t \equiv d_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (-\Delta d_{t+1+j} + r_{t+1+j}) \right]$$

donde

$$(6) \quad \rho \equiv \frac{1}{1 + \exp(\bar{y})}$$

$$k \equiv -\log(\rho) - (1-\rho) \log(\rho^{-1} - 1)$$

d_t es el logaritmo del nivel de dividendos, p_t el logaritmo del precio e \bar{y} representa el *dividend yield* promedio. El problema es que este último parámetro cambia junto con el cambio estructural. Suponiendo (i) que el crecimiento esperado en dividendos es constante y que no cambia a partir del cambio estructural, y (ii) que el cambio es el mismo para todas las rentabilidades esperadas en el futuro, se obtiene:

$$(7) \quad \Delta y = -\frac{k'}{1-\rho'} + \frac{k}{1-\rho} + \left[\frac{\rho'}{1-\rho'} - \frac{\rho}{1-\rho} \right] (\mu' - g) + \frac{\rho}{1-\rho} \Delta \mu$$

La comilla denota el valor del parámetro después del cambio estructural. Utilizando los valores históricos antes y después del cambio se obtienen los valores estimados en el Cuadro 5. Con este modelo, los resultados son mucho más dramáticos: las tasas de descuento habrían caído entre 10 y 20 puntos porcentuales.

B. Integración con mercados mundiales

Es difícil definir integración financiera a partir de un solo indicador debido a que la integración financiera tiene muchas dimensiones. Por ejemplo, una economía como la chilena podría estar muy integrada en el sentido de permitir la libre movilidad de capitales desde y hacia el país. De hecho, podría ocurrir que la mayoría del ahorro financiero de los chilenos estuviera invertido en instrumentos emitidos en el extranjero y hubiera una sola empresa, digamos CODELCO, que transara en la bolsa local y cuyos títulos se encontraran todos en manos de extran-

jeros. En esta economía muy integrada financieramente, la correlación entre el índice accionario local y el S&P 500 sería baja.

Aun considerando lo anterior, si integración se *define* como un aumento en la correlación con los mercados mundiales, tal como lo hacen Bekaert y Harvey (1995), ésta se habría producido hacia fines del año 1994 y no antes. Las caídas en los niveles de tasas de descuento detectadas a fines de 1990 no estuvieron asociadas con cambios en las correlaciones. Dichos cambios se habrían producido notoriamente cuatro años después.

Una posible explicación para este aumento en la correlación surge al considerar el proceso de emisión de ADR por la empresas chilenas. Saens (1999) muestra que en 1990 se había emitido sólo un ADR: el de CTC. En 1991 no se emitió ninguno. En 1992 se emitieron dos. El número y volumen emitido de ADRs crece fuertemente en 1993 y 1994 con un total de emisiones de 4 y 9, respectivamente. Vale decir, el mayor número de ADR fue colocado en 1994. Esto coincide con una época en que los fondos de pensiones locales se encontraban copados en sus límites de inversión en acciones. A su vez, los niveles para los *dividend yields* eran muy bajos, presentándose mínimo histórico precisamente en 1994.

La correlación entre los retornos de los ADR y de las acciones de la empresa emitidas en el mercado local (expresadas en dólares) debe ser perfecta para evitar oportunidades de arbitraje. En la medida que el valor de los ADR depende de factores que afectan la rentabilidad de las acciones incluidas en el S&P 500, la correlación entre los retornos de los ADR y los retornos del S&P 500 serán mayores que las correlaciones que existían, previo a la emisión de ADR, entre las empresas chilenas y el S&P 500.¹⁴ Por lo tanto, es perfectamente natural que la correlación entre un índice accionario chileno, donde las empresas que han emitido ADR tienen una gran importancia debido a su tamaño relativamente grande, y el S&P 500 sea mayor una vez que un número importante de empresas han emitido ADR. De esta forma, la mayor dependencia de financiamiento externo relativamente barato en esa época puede explicar en parte el cambio estructural detectado.

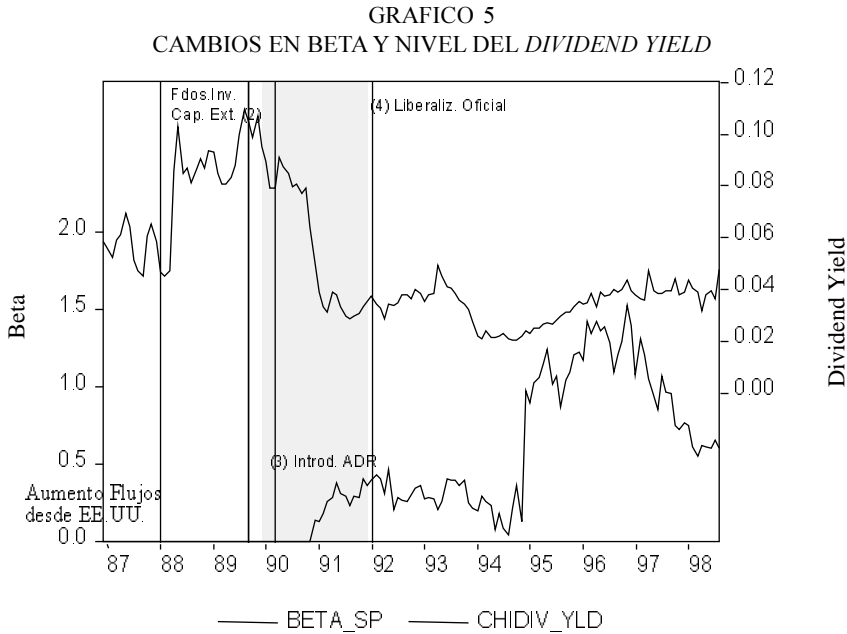
C. Comparación con la literatura previa

Bekaert y Harvey (1998) identifican una serie de fechas candidatas a representar el momento en que se produce la integración de mercados emergentes con el resto del mundo. Para Chile, dichas fechas son: enero de 1988, en que se estima un cambio significativo en los flujos de inversionistas estadounidenses hacia Chile; septiembre de 1989, correspondiente a la introducción de “*country funds*”;¹⁵ marzo de 1990, cuando se emite el primer ADR; la fecha de liberalización oficial escogida por el IFC, diciembre de 1988. Dichas fechas, junto con el área identifica-

¹⁴ La evidencia empírica muestra que esto es así en el caso mexicano. Ver nota docente HBS#900408.

¹⁵ Los mismos autores reconocen un cambio legal anterior que permite la creación de los FICE, correspondiente a fines de 1987.

da en el presente estudio para la caída en el *dividend yield*, son presentadas en el Gráfico 5.



Otras fechas destacadas por Bekaert y Harvey son: reducción de aranceles a 11% en junio de 1991, y el relajamiento de las restricciones a la inversión extranjera y repatriación de capitales del DL600 en enero de 1992.

Por su parte, Henry (1997, Cuadro 3) y Kim y Singal (1997, Appendix) identifican como las fechas de apertura oficial mayo de 1985 y octubre de 1989, respectivamente.

El gráfico ilustra que ninguno de los eventos o fechas identificados coincide plenamente con los cambios estructurales detectados. El cambio estructural en el *dividend yield* de fines de 1990 tiene como fecha más próxima la introducción de ADR, aunque ésta es anterior.

Hay un evento de naturaleza diferente que puede explicar dicha caída: hubo un cambio de gobierno, en que un gobierno militar saliente (en el poder desde 1973) se cambia por uno elegido por votación popular. El nuevo gobierno asumió en marzo de 1990 y hacia fines de ese año dio muestras de que proseguiría con políticas económicas liberales, orientadas al libre mercado (un buen ejemplo es la reducción de aranceles). Vale decir, no se esperaban grandes cambios en la conducción económica del país, que hasta la fecha había entregado buenos resultados. Políticas económicas liberales en el contexto de un gobierno democráticamente elegido puede ser el argumento faltante para explicar la notoria caída en el premio por riesgo local.

Bekaert, Harvey y Lumsdaine (1998) buscan cambios estructurales simultáneos en diversas series relacionadas, lo que aumenta el poder de sus *test*. Para el caso del *dividend yield* en Chile detectan un cambio estructural entre 1982 y 1983, lo que (como ellos mismos notan) corresponde más al inicio de la crisis de la deuda que a una mayor integración con los mercados mundiales. La única variable para la que detectan un cambio estructural en una fecha cercana a fines de 1990 es el *turnover* o rotación. En todo caso, estos autores encuentran para un promedio de países (Cuadro 4) que, excluyendo a Chile, con el cambio estructural el *dividend yield* cae de 4,95% a 2,93%. Para Chile, la caída estimada aquí es cercana al doble.

En cuanto al aumento en la correlación con el resto del mundo, detectada hacia fines de 1994, no parece haber eventos claros que la expliquen, a excepción de la masiva colocación de ADR. Bekaert, Harvey y Lumsdaine (1998) detectan cambios estructurales en flujos de capital hacia Chile en una fecha similar.

Como explicación, puede ser importante notar, por una parte, que los niveles de tasas de interés en EE.UU. llegaron a niveles muy bajos en 1993 (véase Stulz, 1997) y, por otra, que el *dividend yield* fue el más bajo de la historia en 1994. Es fácil demostrar que si las tasas de descuento son “bajas” (lo que se refleja en bajos *dividend yields*), la sensibilidad de los precios de los activos ante variaciones dadas en las tasas de descuento es mayor. En 1994 hubo importantes cambios en nivel de las tasas de interés internacionales de largo plazo. De hecho, la tasa de interés del bono a 30 años de EE.UU. subió dos puntos porcentuales entre fines de 1993 y mediados de 1994. Esto puede explicar el comienzo de variaciones altamente correlacionadas. Puesto de otro modo, el mismo argumento implica que si los premios por riesgo locales son “altos”, los cambios en los niveles de tasas de interés internacionales tendrán un impacto menor. Esto significa que países que hayan experimentado significativas caídas en sus premios por riesgo tendrán una correlación mayor con los mercados mundiales. El premio por riesgo local constituye una suerte de “colchón” ante los vaivenes internacionales.¹⁶

A. Discusión sobre la naturaleza y significado de integración

Los resultados anteriores plantean dudas acerca de la naturaleza de la llamada integración.

Por ejemplo, la significativa caída en el premio por riesgo local probablemente obedece a una caída en el riesgo percibido para Chile, atribuible a razones político-económicas, pero no necesariamente es sinónimo de integración. En efec-

¹⁶ Resultados no mostrados indican que es significativamente negativo el coeficiente de la variable explicativa correspondiente al producto entre el cambio en la tasa de los bonos a 30 años de EE.UU. y el nivel del *dividend yield* rezagado en dos períodos. No lo es el cambio en la tasa de dichos bonos considerada en forma aislada. Esto favorece la hipótesis de una mayor sensibilidad a los cambios en las tasas de interés cuando el nivel del *dividend yield* es bajo, que precisamente es lo que ocurrió en 1994.

to, ¿podría haber ocurrido este evento incluso si la participación de extranjeros en el mercado local hubiera estado prohibida, en un mercado segmentado? Probablemente sí, aunque presumiblemente la caída en el premio por riesgo habría sido menor. Esto indica que integración y caída en el premio por riesgo pueden ser fenómenos complementarios, pero distintos.

La definición misma de integración es poco clara y presenta dificultades al intentar darle un sentido práctico. En términos generales, puede decirse que, si hay integración, debería cumplirse la ley de un solo precio para activos de naturaleza similar, independientemente de su emisor. Un determinado derecho debería tener el mismo precio dentro y fuera de su país de origen.

El problema de fondo es qué se entiende por “naturaleza similar”. Por ejemplo, bajo funciones de utilidad cuadrática o distribuciones normales de probabilidad,¹⁷ es sabido que activos similares son los que, dada una rentabilidad esperada, tienen iguales covarianzas con los factores de riesgo pertinentes. Sin embargo, en el caso más general no es claro el significado de “naturaleza similar”.

¿Poseen los derechos emitidos en países emergentes características únicas que no estén cubiertas (*spanned*) por los demás activos existentes en los mercados de capitales del mundo? ¿Existen factores de riesgo específicos a los países emergentes, inexistentes en países desarrollados? ¿Son dichos riesgos no diversificables, desde el punto de vista del inversionista dominante?

Si tales factores existen y si su premio por riesgo varía en el tiempo, entonces modelos que supongan que integración corresponde a una mayor covarianza con mercados desarrollados mostrarán un nivel de integración variable en el tiempo (como ocurre en Bekaert y Harvey, 1995), pero esto no se debe necesariamente a que la integración varíe. Asimismo, variaciones en dicho premio mitigarán la correlación con mercados desarrollados.¹⁸

Lo problemático es que, llevado al extremo, este argumento puede ser tautológico: siempre puede *definirse* como “premio por riesgo” una diferencia de precios o de rentabilidades esperadas. No obstante ello, hay factores específicos que pueden justificar la existencia de un “premio por riesgo emergente”: a) problemas de gobierno corporativo y de definición de derechos de propiedad; b) riesgos cambiarios y/o de convertibilidad; c) eventuales respuestas asimétricas o aumentadas ante *shocks* exógenos negativos en el caso de países emergentes. La asimetría típicamente no es capturada por las covarianzas y perjudica las ganancias en diversificación ofrecidas por este mercado desde la perspectiva de inversionistas de países desarrollados. Todos estos elementos parecen haber estado presentes durante la crisis asiática, por ejemplo. Estos riesgos tienen las características de “peso problems” (o “monstruos durmientes”. Véase Haugen, 1996).

¹⁷ Véase Alexander, Eun y Jankiramanan (1987) y Errunza, Senbet y Hogan (1998), citados en BHL.

¹⁸ Los resultados de Walker (1999) sugieren que efectivamente los premios por riesgo para países emergentes son variables en el tiempo.

Para investigar el último de estos puntos, es interesante analizar el comportamiento del Emerging Markets Bond Index-Plus que es calculado periódicamente por J.P. Morgan a partir de 1994. Representa fundamentalmente una estrategia de inversión *buy and hold* en bonos Brady emitidos en dólares por países emergentes. Los inversionistas que compran este tipo de bonos son inversionistas internacionales. Por lo tanto, sus precios deberían estar determinados en mercados integrados. Al mismo tiempo, dado que los bonos Brady constituyen una mezcla entre riesgo soberano emergente y riesgo del gobierno de EE.UU. (dado el bono a 30 años que garantiza el pago final) pueden representar una cota inferior al costo de financiamiento base para empresas de países emergentes. En otras palabras, puede suponerse que estos bonos representan la esencia del premio por riesgo emergente.

Para considerar el punto de vista de un inversionista de EE.UU. y el potencial de diversificación de estos bonos, se presenta el resultado de regresiones simples del retorno de este índice contra el del S&P500 en el Cuadro 6. En él se aprecia que el “beta” del EMBI con respecto al S&P es relativamente alto, igual a 1,2. Ahora bien, al permitirse una respuesta asimétrica, se observa que, ante caídas en el S&P (NEGSP500) la respuesta es significativamente más pronunciada. En efecto, el “beta” sube a 1,9 veces ante caídas del S&P. Sin embargo, al aislar el efecto de la crisis asiática, el efecto incremental de los retornos negativos en el S&P se torna no-significativo y el “beta” con respecto al S&P retoma niveles normales relativamente bajos. Esto tiende a confirmar la idea de un riesgo de naturaleza similar a un *peso problem*. Las covarianzas con el S&P normalmente no capturarían el fenómeno.

CUADRO 6
EMBI VS S&P500

Variable Dependiente: R_EMBI			
Muestra: 1994:02 1998:10			
N. Obs.: 57			
Variable	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente
C	-0.0131	0.0147	0.0010
test-t	-1.3923	1.3876	0.0895
R_SP500	1.2196	0.3739	0.6715
	4.0558	1.6157	2.9861
NEGSP500		1.5375	0.1802
		3.2994	0.2709
ASIANCRISIS			-0.2208
			-2.8040
AR(1)	0.0079	0.1008	0.2385
	0.0595	0.6881	1.6594
R-square d	0.5166	0.5897	0.6422
Adjusted R-squared	0.4987	0.5665	0.6147
S.E. of regression	0.0481	0.0447	0.0421
Sum squared resid	0.1248	0.1059	0.0924
Log likelihood	93.66	98.33	102.2352
Durbin-Watson stat	1.9989	1.9738	1.8900

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Consistentemente con la discusión anterior, Ming (1997) encuentra que la diferencia en el rendimiento de un bono a tasa fija emitido por una economía emergente respecto al obtenido en el caso del Tesoro norteamericano para papeles de duración similar se puede explicar por una serie de variables relacionadas con la liquidez y solvencia de la economía, así como con los aspectos fundamentales macroeconómicos del país emergente. De esta forma, las variaciones en las políticas macroeconómicas y financieras de un país tendrán un efecto sobre el premio por riesgo del país, afectando la correlación entre los mercados aun cuando no hayan habido cambios substanciales en el nivel de integración de los mercados.

Es posible que el modelo de *asset pricing* relevante para países emergentes tuviera dos factores: uno relacionado con el premio por riesgo mundial y otro con el premio por riesgo emergente, como se ilustra en la ecuación (9):

$$(9) \quad \mu_k - r_f = \beta_1(\mu_W - r_f) + \beta_2(\mu_E - r_f)$$

$$(10) \quad r_{kt} - r_{ft} = \alpha_k + \beta_1(r_{Wt} - r_{ft}) + \beta_2(r_{Et} - r_{ft}) + \varepsilon_{kt}$$

La justificación para un modelo con forma reducida de este tipo puede sustentarse en modelos de arbitraje (APT) o en CAPM multibeta, como Merton (1973). La implementación empírica del modelo (ecuación 10) supone que las distribuciones de probabilidad conjuntas son elípticas con momentos constantes.¹⁹ Si dicho modelo describiera correctamente los retornos esperados, ocurriría que $\alpha_k=0$ en la ecuación (10), lo que puede verificarse empíricamente.

Los resultados se presentan en el Cuadro 7, en que como *proxy* del retorno del portafolio mundial se utiliza el del S&P y como *proxy* de variaciones en el riesgo emergente el retorno del EMBI-Plus. Es interesante notar lo siguiente. Primero, el poder explicativo aparente del S&P desaparece al incluir nuestro *proxy* para variaciones en el premio por riesgo emergente. Segundo, el comportamiento autocorrelacionado de los residuos también desaparece al considerar el EMBI, lo que sugiere que la autocorrelación detectada obedece a variaciones en el premio por riesgo emergente. Tercero, la variable *dummy* para capturar el efecto de la crisis asiática pierde su significancia al incluir el retorno del EMBI. Esto implica que es un buen *proxy* para el tipo de riesgo en cuestión. Por último, no puede rechazarse la hipótesis que $\alpha_k=0$, lo que favorecería el modelo utilizado. Sin embargo, el orden de magnitud del dicho coeficiente, unido a que tampoco se rechaza la hipótesis con la especificación que sólo incluye el S&P, sugiere que hay un problema de poder estadístico y que pueden ser necesarios otros factores para explicar el comportamiento del índice chileno.

¹⁹ Véase Ingersoll, 1987.

CUADRO 7
IFC CHILE vs. EMBI S&P500

Variable Dependiente: Retorno IFC Chile-Libor 1 mes
Muestra: 1994:02 1998:10
N. Obs.: 57

$$r_{kt} - r_{ft} = \alpha_k + \beta_1(r_{wt} - r_{ft}) + \beta_2(r_{Et} - r_{ft}) + \varepsilon_{kt}$$

Variable	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente
Alfa	0.0048	-0.0134	-0.0124
<i>t</i> -test	0.5219	-1.5815	-1.4633
R_SP500-LIBOR_1M(-1)	0.5156 2.9108	0.2794 1.2902	0.2609 1.1855
R_EMBI-LIBOR_1M(-1)		0.7001 5.6426	0.6540 4.0542
ASIAN_CRIS	-0.2453 -7.8173		-0.0386 -0.7912
AR(1)	0.2652 2.7063	0.1620 1.3742	0.1596 1.3398
R-squared	0.2778	0.5194	0.5215
Adjusted R-squared	0.2561	0.4922	0.4847
S.E. of regression	0.0682	0.0550	0.0554
Sum squared resid	0.4655	0.1605	0.1598
Log likelihood	133.70	86.49	86.62
Durbin-Watson stat	1.9266	2.1294	2.1054

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance.

De cualquier modo, la evidencia presentada favorece la hipótesis de que existe un premio por riesgo emergente, muy diferente al premio por riesgo de mercado mundial. Por lo mismo, integración no debe asociarse sólo a correlaciones con indicadores globales.

5. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este estudio se detecta la existencia de dos cambios estructurales sustanciales en el mercado accionario chileno. El primero, a fines de 1990, que involucró una importante caída en el nivel del premio por riesgo local, superior a 4 puntos porcentuales. El punto de quiebre para el *dividend yield* no es útil para explicar cambios en otros parámetros, tales como correlaciones o volatilidades. Asimismo, se detecta un importante aumento en el nivel de correlación con mercados mundiales a fines de 1994. No se detectan quiebres en los niveles de volatilidad.

La discusión para relacionar dichos cambios estructurales con el fenómeno de integración con mercados mundiales a la luz de la evidencia presentada y de la literatura previa, incluyendo sus hitos, lleva a concluir que un factor de riesgo

importante parece estar faltando en el análisis, el que puede ser capturado por los bonos Brady. En este contexto, y al considerar que cuando se incluye el *proxy* para cambios en el riesgo emergente como variable explicativa adicional desaparece el poder explicativo del índice S&P para clarificar retornos, el interpretar correlación con mercados desarrollados como sinónimo de integración puede ser equívoco.

Por otro lado, suponer que las caídas en el premio por riesgo equivalen a una mayor integración también puede ser errado, ya que la evidencia chilena muestra que dicha caída probablemente se asocia más a políticas económicas estables que a aperturas significativas del mercado local.

Los resultados encontrados aquí sugieren que la integración debería estudiarse a la luz de un modelo de valoración que considere explícitamente factores adicionales de riesgo. Asimismo, la evidencia acerca de un nivel de integración variable puede reinterpretarse como que la correlación con variables globales dependerá, entre otras cosas, del nivel y comportamiento del premio por riesgo emergente. En este contexto además pierde sentido buscar una fecha en que se haya producido la integración.

Dada la dificultad conceptual inherente a la medición del grado de integración de una economía, un camino alternativo puede ser la construcción de un índice que pondere factores cualitativos de integración relacionados con la regulación vigente, así como indicadores cuantitativos relacionados con el monto invertido por nacionales en el exterior, los flujos de capitales al país y otros.

REFERENCIAS

- Aggrawal, R., C. Inclan, and R. Leal (1998), "Volatility in Emerging Stock Markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (forthcoming).
- Alexander, G., C. Eun y S. Janakiraman (1987), Asset pricing and dual listing on foreign capital markets: A note, *Journal of Finance* 42, 151-158.
- Bai, J. (1996), "Testing for Parameter Constancy in Linear Regressions: an Empirical Distribution Function Approach", *Econometrica*, 64, 3:597-622.
- Bai, J. y P. Perron (1998), Estimating and testing linear models with multiple structural changes, *Econometrica* 66, 47-78.
- Bai, J., R.L. Lumsdaine y J.H. Stock (1998), Testing for and dating breaks in stationary and nonstationary multivariate time series, *Review of Economic Studies*, 65:3, 395-432.
- Banerjee, A., R. L. Lumsdaine y J. H. Stock (1992), Recursive and sequential test of the unit root and trend-break hypotheses: Theory and international evidence, *Journal of Business and Economic Statistics* 10:2, julio, 271-287.
- Bekaert, G. y C.R. Harvey (1995), Time-varying world market integration, *Journal of Finance* 50, 403-444.
- Bekaert, G (1995) "Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets". *World Bank Economic Review*, 9, 1:75-107.
- Bekaert, G. y C.R. Harvey (1997), Emerging equity market volatility, *Journal of Financial Economics* 43, 29-78.
- Bekaert, G. y C.R. Harvey (1998a), Foreign speculators and emerging equity markets, Unpublished working paper, Duke University and Stanford University.
- Bekaert, G. y C.R. Harvey (1998b), Capital flows and the behavior of emerging market equity returns, Unpublished working paper, Duke University and Stanford University.
- Bekaert, G., C.R. Harvey y R. Lumsdaine (1998) "Dating the integration of world capital markets", Stanford University Paper.
- Bohn, H., y L. Tesar (1996), U.S. equity investment in foreign markets: Portfolio rebalancing or return chasing?, *American Economic Review* 86 (2), mayo, 77-81.
- Buckberg, E. (1995), "Emerging Stock Markets and International Asset Pricing", *World Bank Economic Review*, 9, 1:51-74.
- Campbell, J.Y., A.W. Lo y A.C. Mackinlay (1996), "The Econometrics of Financial Markets", Princeton University Press.
- Claessens, S., S. Dasgupta, and J. Glen (1995), "Return Behavior in Emerging Stock Markets", *World Bank Economic Review*, 131-151.
- DeSantis, G. y S. Imrohorglu (1997), "Stock Returns and Volatility in Emerging Financial Markets", *Journal of International Money and Finance*, 16, 4:561-579.
- Elliott, G., T.J. Rothenberg, y J.H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64, 813-836.
- Errunza, V.; Senbet, L.W; Hogan, K (1998), The Pricing of Country Funds from Emerging Markets: Theory and Evidence. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*; 1(1), January, pages 111-43.
- Ferson, W.E. y C.R. Harvey (1993), "The Risk and Predictability of International Equity Returns", *The Review of Financial Studies*, Vol. 6, Nº 3, pp. 257-556.

- García, R. y E. Ghysels (1998), Structural change and asset pricing in emerging markets, *Journal of International Money and Finance*, forthcoming.
- Harvey, C.R. (1995), "Predictable Risk and Returns in Emerging Markets", *The Review of Financial Studies* 8, pp. 773-816.
- Haugen, R.A. (1996), "The Effects of Intrigue, Liquidity, Imprecision and Bias on the Cross Section of Expected Stock Returns", *Journal of Portfolio Management*, 22(4), pp. 8-17.
- Henry, P.B. (1997a), Equity prices, stock market liberalization, and investment. Unpublished working paper, MIT, Cambridge, MA.
- Henry, P.B. (1997b), Stock market liberalization, economic reform, and emerging market equity prices. Unpublished working paper, MIT, Cambridge, MA.
- Henry, P.B. (1997), "Do Stock Market Liberalizations Causes Investment Booms?" Working Paper, Massachusetts Institute of Technology.
- Ingersoll, J.E. (1987), *Theory of Financial Decision Making*, Rowman & Littlefield Publishers.
- Kim, E. H. y V. Singal (1995), "Stock Market Openings: Experience of Emerging Economies". Unpublished paper, University of Michigan.
- Merton, R. (1973), "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica* 41, 867-87.
- Ming, Hong G. (1997), "Determinants of Emerging Market Bond Spread: Do Economic Fundamentals Matter?" Unpublished manuscript, The World Bank.
- Obstfeld, M. (1994), Risk taking, global diversification and growth, *American Economic Review* 84, 1310-1329.
- Reinhart, C. M. y C.A. Vegh (1995), Do exchange rates-based stabilization carry the seeds of their own destruction? Unpublished working paper, International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Richard, A. J. (1996), Volatility and predictability in national markets: How do emerging and mature markets differ? Staff paper, International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Saens, R. (1999), Premia in Emerging Market ADR Prices: Evidence From Chile. *Revista ABANTE*, vol. 2, N° 1, pp. 51-70, abril.
- Stulz, R., M. (1997), International portfolio flows and security markets, Unpublished working paper, The Ohio State University, Columbus, OH.
- Tesar, L. y I. Werner (1955a), U.S. equity investment in emerging stock markets. *World Bank Economic Review* 9, N° 1, 109-130
- Tesar, L. y I. Werner (1955b), Home bias and high turnover, *Journal of International Money and Finance*, vol. 14, N° 4, 467-492.
- Tesar, L. y I. Werner (1998), The Internationalization of Securities Markets Since the 1987 Crash, in Robert E. Litan and Anthony M. Santonero Eds., *Brookings-Wharton Papers on Financial Service*, The Brookings Institution, 281-372.
- Walker, E. (1999), "Predictabilidad de retornos en el mercado accionario chileno". Mimeo.
- Walker, E. (1998), "Mercado Accionario y Crecimiento Económico en Chile". *Cuadernos de Economía* 35(104), pp. 49-72.