

Un nuevo enfoque para medir la integración internacional de los mercados financieros ¹

Urbi Garay

Resumen

Este trabajo estudia la integración de mercados financieros nacionales desde la perspectiva del kernel de valoración, concepto éste que se refiere al proceso estocástico que gobierna los precios de activos que representan demandas que son contingentes a la ocurrencia de ciertos estados. Dado un kernel de valoración es posible calcular los precios de acciones y de activos relacionados. Sin embargo, y adaptando una metodología sugerida por primera vez por Backus y Zin (1994), en el presente trabajo hacemos lo contrario, esto es, usamos precios de bonos para deducir el kernel de valoración que debió haber originado tales precios. Si los mercados financieros de dos países estuviesen perfectamente integrados, cambios relativos en sus kernel de valoración estarían perfectamente correlacionados con cambios relativos en el tipo de cambio entre los dos

1 Deseo agradecer los comentarios de Hossein Kazemi y de participantes de la reunión anual de la *Financial Management Association* llevada a cabo en la ciudad de Chicago el 14 de octubre de 1998.

países. En la segunda parte del trabajo implementamos la metodología desarrollada y llevamos a cabo tests iniciales. Para ello, caracterizamos el kernel de valoración implícito en el mercado de bonos de cuatro países industrializados haciendo uso de la información contenida en las series de tiempo y de corte-transversal de precios de bonos. Las propiedades de las series de tiempo se refieren a las autocorrelaciones y autocovarianzas de los retornos de los bonos en un país determinado. La información de corte-transversal se refiere a los factores de descuento de cada uno de los mercados de bonos considerado en un momento determinado en el tiempo. Estimamos los parámetros del kernel de valoración por medio de una combinación de series de tiempo y de corte-transversal empleando diferentes especificaciones ARMA.

Introducción

De acuerdo con la teoría Neoclásica la integración internacional de los mercados financieros produce dos beneficios importantes. En primer lugar, el ahorro del mundo fluye hacia las oportunidades de inversión más productivas existentes alrededor del mundo. En segundo lugar, los individuos son capaces de reducir la volatilidad de su consumo a lo largo del tiempo debido a que pueden endeudarse o diversificar internacionalmente. Esta forma de asegurar un cierto nivel mínimo de consumo se logra cuando los individuos negocian valores contingentes y no-contingentes más allá de sus fronteras.

La literatura empírica y las metodologías que se han empleado para medir el grado de integración internacional de los mercados financieros es vasta. En primer lugar, Feldstein y Horioka (1980) y Feldstein (1983) miden la asociación entre el ahorro y la tasa de inversión de una economía y, comparando varios países, estiman la integración de sus mercados. El argumento es que el ahorro de un país se dirigirá hacia su uso más productivo alrededor del mundo si existe perfecta movilidad de capitales. En consecuencia, un aumento en el nivel de ahorro nacional no producirá, necesariamente, un aumento en el acervo de capital doméstico. La evidencia en estos estudios sugiere la existencia de una relación positiva entre las tasas de inversión y de ahorro domésticos. Este hallazgo empírico ha sido polémico y ha estimulado la aparición de un sinnúmero de trabajos en el tema. Por ejemplo, se ha observado que la relación entre la inversión doméstica y las tasas de ahorro exhiben una gran dispersión cuando se comparan diferentes países, sugiriendo que la posible existencia de diferentes choques a las economías nacionales puede explicar una parte importante de los resultados obtenidos por Feldstein y Horioka. Por otra parte, Obstfeld (1986 y 1995) demuestra que choques positivos a la productividad de la inversión pueden conducir a un aumento en la inversión y en el ahorro domésticos si el factor trabajo es inmóvil a nivel internacional.

Finalmente, Frankel (1986 y 1993) argumenta que un aumento en el ahorro nacional reduciría las tasas de interés domésticas estimulando la inversión, y que esta secuencia ocurriría aún si el capital fuese perfectamente móvil internacionalmente y si la teoría de la paridad del interés se verificara.

En segundo lugar, algunos estudios comparan los diferenciales de interés entre los llamados mercados *onshore* y *offshore*. Si los mercados financieros estuviesen perfectamente integrados las tasas de interés nominales (por ejemplo, aquéllas devengadas por certificados de depósito en dólares estadounidenses) serían las mismas en diferentes centros financieros (por ejemplo, en Nueva York y en el mercado de Eurodólares). El interés diferencial entre los mercados *onshore* y *offshore* representan uno de los indicadores de integración financiera internacional menos ambiguos. Sin embargo, este indicador tiene la desventaja de que el mercado *offshore* de Eurodólares está sujeto a una pobre regulación y, en consecuencia, posee un mayor riesgo que el mercado *onshore* de los Estados Unidos, haciéndolo más susceptible a sufrir una crisis financiera generalizada. Como resultado de lo anterior, es de pensar que los inversionistas demandarían una compensación para poder sobrellevar ese riesgo adicional. A pesar de estas limitaciones, Obstfeld (1995) encuentra que la integración de los mercados de dinero *onshore* y *offshore* Europeos es significativamente mayor después de 1987 a raíz de la firma ese año del Mecanismo Cambiario del Sistema Monetario Europeo.

Más generalmente, tasas de interés reales entre países deberían converger si los mercados financieros internacionales estuviesen altamente integrados. La extensa evidencia disponible indica que, aun cuando las tasas de interés reales entre países no son iguales, las mismas se encuentran positivamente relacionadas entre sí a lo largo del tiempo (véase Cumby y Mishkin (1986), y Fraser y Taylor (1990) —tests de corto plazo— y Throop (1994) -tests de igualdad de tasas de interés reales a largo plazo).

En tercer lugar, Obstfeld (1995) estima la correlación entre las tasas de crecimiento del consumo real privado *per capita* de varios países para determinar las ganancias que se podrían alcanzar si los riesgos fuesen compartidos. Este autor demuestra que las tasas marginales de sustitución de bienes transables para los diferentes estados posibles de la economía se igualan internacionalmente en una asignación Pareto-Óptima, siempre y cuando se asuma la existencia de un consumidor nacional representativo y que los mercados sean completos. Por otro lado, Stockman y Dellas (1989) demuestran que al introducir bienes no-transables en el análisis los consumos nacionales no tienen por qué estar perfectamente correlacionados dado que puede que sea imposible compartir los riesgos relacionados con el consumo de bienes no-transables. Obstfeld (1995) encuentra que entre 1973 y 1988 el crecimiento del consumo en los países industrializados estuvo ligeramente más correlacionado con el crecimiento del consumo del resto del mundo que aquel de los países en desarrollo, comparado con el período 1951-1972.

En cuarto lugar, Bekaert y Harvey (1995) conducen tests de integración financiera internacional bajo el marco del Modelo de Valoración de Activos de Capital en su

versión internacional (del inglés ICAPM, o “*International Capital Asset Pricing Model*”). Este modelo sugiere que los mercados se encuentran completamente integrados cuando activos que poseen el mismo nivel de riesgo (idéntica exposición a un factor mundial común) gozan de exactamente el mismo rendimiento esperado. Aún cuando el ICAPM se ajusta pobremente a la realidad empírica, el estudio de estos autores encuentra que los mercados financieros de los países desarrollados están ligeramente más integrados que aquellos de los países en desarrollo.

En este trabajo, la integración financiera de los mercados nacionales es estudiada desde la perspectiva del *kernel de valoración*, un concepto que se refiere al proceso estocástico que gobierna los precios de aquellos activos que representan demandas que son contingentes a la ocurrencia de ciertos estados ². La existencia de un *kernel de valoración* es garantizada en cualquier economía en la cual no existan oportunidades de arbitraje. El autor no está enterado de la existencia de algún otro estudio sobre la integración financiera de mercados nacionales que haga uso del concepto del *kernel de valoración*. Dado un *kernel de valoración* es posible calcular los precios de acciones y de activos relacionados. Sin embargo, y adaptando una metodología sugerida por primera vez por Backus y Zin (1994), hacemos lo contrario en el presente trabajo, esto es, usamos precios de bonos para deducir el *kernel de valoración* que debió haber originado esos precios, tal y como se ilustra en la próxima sección. Como se verá más adelante, si los mercados financieros de dos países estuviesen perfectamente integrados, cambios relativos en sus *kernel de valoración* estarían perfectamente correlacionados con cambios relativos en el tipo de cambio entre los dos países.

En la segunda parte del trabajo se implementa la metodología propuesta y se llevan a cabo test iniciales utilizando información de series de tiempo y de corte transversal contenida en precios de bonos con diferentes períodos de madurez para caracterizar el *kernel de valoración* implícito en cuatro países para los cuales la información requerida se encuentra disponible: los Estados Unidos, Alemania, Suiza y el Reino Unido. Las propiedades de las series de tiempo se refieren a las autocorrelaciones y autocovarianzas de los rendimientos de los bonos para cada país en particular. La información de las series de corte-transversal se refiere a los factores de descuento de cada mercado de bonos considerado en un momento de tiempo específico. Los parámetros del *kernel de valoración* se estiman por medio de una combinación de la evidencia de las series de tiempo y de corte transversal empleando diferentes especificaciones de modelos ARMA.

Entre los resultados obtenidos conseguimos que los *kernel de valoración* de los cuatro países exhiben una gran variabilidad. Además, ambos *kernel* se encuentran altamente correlacionados si se miden en moneda local. La correlación entre cambios

2 He decidido traducir el concepto “*pricing kernel*” del inglés como *kernel de valoración* al castellano.

en los *kernel* de valoración y el tipo de cambio entre los Estados Unidos y Alemania aumenta significativamente entre el primer sub-período de la muestra (de 03-75 a 01-82) y el segundo sub-período (de 02-82 a 12-88). En otras palabras, aún cuando existe poca variabilidad entre cambios relativos en las diferencias entre los *kernel de valoración* y cambios relativos en el tipo de cambio entre los mercados financieros de estos dos países, pareciera que los mismos estuvieron más integrados durante el segundo sub-período que durante el primero. El resultado opuesto se observa entre Suiza y Alemania: sus mercados financieros parecen haber estado menos integrados durante el segundo sub-período comparado con el primero. Finalmente, los siguientes cuatro pares de países: EEUU - Suiza, EEUU - Reino Unido, Suiza - Reino Unido, y Suiza - Alemania experimentaron el mismo nivel de integración financiera durante los dos sub-períodos.

Aún cuando existe poca variabilidad entre cambios relativos en las diferencias entre los *kernel de valoración* y cambios relativos en el tipo de cambio entre los Estados Unidos y Alemania durante el período de tiempo de estudio, la integración de los mercados financieros de estos dos países aumenta a lo largo del tiempo. La poca volatilidad en los cambios relativos en las diferencias entre los *kernel* se debe a que la mayor parte de la variabilidad en los mismos es común a ambos.

Kernel de valoración y tasas forward

En esta sección extendemos la metodología propuesta por Backus y Zin (1994) para estimar *kernels de valoración* a un mundo de dos países. El novedoso procedimiento sugerido por estos autores consiste en emplear los precios observados de bonos que poseen diferentes períodos de madurez para estimar el *kernel de valoración* que debió haber originado esos precios. Para simplificar la exposición comenzamos asumiendo la existencia de sólo dos países: Estados Unidos, o “d” (doméstico) y Alemania, o “f” (foráneo).

Defínase $b_{t(d)}^n$ como el precio en dólares al momento de tiempo t de un bono de descuento con un período de madurez de n -períodos. El rendimiento en dólares para un bono que madura en n -períodos, para $n > 0$, es

$$y_{t(d)}^n = -n^{-1} \log b_{t(d)}^n \quad (1)$$

La tasa de interés de corto plazo es simplemente el rendimiento de un bono que madura en un período: $r_{t(d)} = y_{t(d)}^1 = -\log b_{t(d)}^1$. Las tasas *forward*³ pueden ser calculadas implícitamente a partir de precios de bonos que posean una madurez de n y de $(n+1)$ períodos:

3 Las tasas *forward* son las tasas implícitas en las tasas *spot* corrientes para períodos de tiempo en el futuro.

$$f_{t(d)}^n = \log (b_{t(d)}^n / b_{t(d)}^{n+1}) \quad (2)$$

A partir de las ecuaciones definidas en (1) y (2) se obtiene que los rendimientos de los bonos son promedios de las tasas *forward*:

$$y_{t(d)}^n = n^{-1} \sum_{i=1}^n f_{t(d)}^{i-1} \quad (3)$$

Como puede apreciarse, es posible expresar la estructura de madurez de bonos libres de riesgo con cualquiera de los siguientes conceptos: precios, rendimientos o tasas *forward*.

Análogamente, defínase $b_{t(f)}^n$ como el precio en marcos alemanes al momento t de un bono de descuento alemán que madura en n períodos. El rendimiento en marcos alemanes de este bono sería, para $n > 0$: $y_{t(f)}^n = -n^{-1} \log b_{t(f)}^n$. La tasa de interés de corto plazo es simplemente el rendimiento de un bono alemán que madura en un período: $r_{t(f)} = y_{t(f)}^1 = -\log b_{t(f)}^1$. Finalmente, la tasa *forward* del bono denominado en marcos alemanes puede ser calculada implícitamente a partir de los precios de bonos que maduren en n y $(n+1)$ períodos, tal y como fue el caso del bono estadounidense: $f_{t(f)}^n = \log (b_{t(f)}^n / b_{t(f)}^{n+1})$. Igualmente, los rendimientos de los bonos son promedios de las tasas *forward*: $y_{t(f)}^n = n^{-1} \sum_{j=1}^n f_{t(f)}^{j-1}$

El marco teórico que sigue comienza con el *kernel de valoración*, un concepto que se refiere al proceso estocástico que gobierna los precios de aquellos activos que representan demandas que son contingentes a la ocurrencia de ciertos estados. La existencia de un *kernel de valoración* es garantizada en cualquier economía en la cual no existan oportunidades de arbitraje. En el análisis que sigue se asume que los mercados son completos.

El *kernel de valoración* es simplemente el proceso estocástico seguido por una variable aleatoria positiva m que satisface la siguiente relación para cada uno de los bonos que posean una madurez de n períodos,

$$1 = E_t (m_{t+1} R_{t+1}^{n+1}) \quad (4)$$

En donde $R_{t+1}^{n+1} = b_{t+1}^n / b_{t+1}^{n+1}$ es el rendimiento de un bono con período de madurez $(n+1)$. Nótese que es posible calcular los precios de los bonos de forma recursiva a partir de la ecuación (4),

$$b_t^{n+1} = E_t (m_{t+1} b_{t+1}^n) \quad (5)$$

Se asume que $b_t^0 = 1$. Esto simplemente significa que un dólar hoy cuesta un dólar.

A continuación se caracterizan los *kernel de valoración* seguidos por $m_{(d)}$ —el factor de descuento para el bono denominado en dólares— y por $m_{(f)}$ —el factor de descuento

para el bono denominado en marcos alemanes— como promedios móviles infinitos, en el espíritu de Backus y Zin (1994),⁴

$$-\log m_{t(d)} = \delta_{(d)} + \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{j(d)} \varepsilon_{t-j(d)} \quad (6)$$

$$-\log m_{t(f)} = \delta_{(f)} + \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{j(f)} \varepsilon_{t-j(f)} \quad (7)$$

En donde los ε_t 's son variables aleatorias normales independientes con media igual a cero y varianzas $\sigma_{(d)}^2$, y $\sigma_{(f)}^2$, respectivamente. El expresar la variable m en forma de logaritmo garantiza que ésta no será negativa, mientras que el signo negativo produce expresiones simples para las tasas de interés. El coeficiente α_0 es normalizado igualándolo a 1. Esto implica que σ^2 es la varianza de ε . También se asume que $\sum \alpha_j < \infty$. Es importante notar que esta especificación del *kernel de valoración* representa la versión en tiempo discreto del modelo uni-factorial de tasas de interés Gaussiano.

Continuando con Backus y Zin (1994, p. 6), se tiene que las tasas forward en esta economía siguen un proceso de promedios móviles infinitos,

$$f_t^n = \delta - A_n^2 \sigma^2 / 2 + \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{n+1+j} \varepsilon_{t-j} \quad (8)$$

en donde $A_n = \sum_{j=0}^n \alpha_j$

En nuestro modelo de dos países tendríamos las siguientes dos ecuaciones para las tasas *forward*,

$$f_{t(d)}^n = \delta_{(d)} - A_{n(d)}^2 \sigma_{(d)}^2 / 2 + \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{n+1+j(d)} \varepsilon_{t-j(d)} \quad (9)$$

$$f_{t(f)}^n = \delta_{(f)} - A_{n(f)}^2 \sigma_{(f)}^2 / 2 + \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{n+1+j(f)} \varepsilon_{t-j(f)} \quad (10)$$

en donde los parámetros $\delta_{(d)}$, $\sigma_{(d)}$, $\alpha_{j(d)}$ y $\delta_{(f)}$, $\sigma_{(f)}$, $\alpha_{j(f)}$ del *kernel de valoración* son los mismos que aquellos caracterizados en las ecuaciones (6) y (7), respectivamente.

Las curvas de las tasas promedio *forward* de los dos países son,

4 Aun cuando la dimensión del estado es infinita, éste es realmente un modelo uni-factorial puesto que los rendimientos de un período de bonos que posean todos los rangos posibles de madurez están perfectamente correlacionados. Esto se debe a que la única fuente de incertidumbre es la innovación del período siguiente.

$$E(f_{(d)}^n) = \delta_{(d)} - A_n^2 \sigma_{(d)}^2 / 2 \quad (11a)$$

$$E(f_{(f)}^n) = \delta_{(f)} - A_n^2 \sigma_{(f)}^2 / 2 \quad (11b)$$

y las curvas de rendimiento promedio de cada uno de los países son,

$$E(y_{(d)}^n) = \delta_{(d)} - (\sigma_{(d)}^2 / 2n) \sum_{j=0}^{\infty} A_j^2(d) \quad (12a)$$

$$E(y_{(f)}^n) = \delta_{(f)} - (\sigma_{(f)}^2 / 2n) \sum_{j=0}^{\infty} A_j^2(f) \quad (12b)$$

Las ecuaciones (9) y (10) caracterizan las tasas *forward* de esta economía simplificada de dos países. Recuérdese que se demostró anteriormente que se pueden estimar los precios y los rendimientos de bonos que posean cualquier período de madurez una vez que se caractericen las tasas *forward*, en nuestro caso, de cada uno de los países.

Kernel de valoración de tipo ARMA

En esta sección se muestra un ejemplo del método “*reverse engineering*” de Backus y Zin (1994). Este proceso permite estimar, en un marco lineal-logarítmico, el *kernel de valoración* que debió haber originado los precios de bonos multi-períodos.

Asúmase que el *kernel de valoración* es ARMA (1,1):⁵

$$-\log m_t = (1-\gamma)\delta - \gamma \log m_{t-1} + \varepsilon_t + \phi\varepsilon_{t-1} \quad (13)$$

Los coeficientes de los promedios móviles de la representación de Wold del *kernel de valoración* son: $\alpha_0 = 1$, $\alpha_1 = \gamma + \phi$, y $\alpha_j = (\gamma + \phi) \gamma^{j-1}$ para $j > 1$. Este ejemplo produce la tasa de corto plazo autorregresiva de primer orden de Turnbull y Milne (1977) y de Vasicek (1977). La tasa de interés de corto plazo (r_t) en este ejemplo es simplemente la tasa *forward* (ecuación (8)) valorada en $n = 0$. Para ambos países, Estados Unidos (doméstico) y Alemania (foráneo) la tasa de corto plazo sería,

$$r_t = f_t^0 = \left(\delta - \sigma^2 / 2 \right) + \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{j+1} \varepsilon_{t-j} \quad (14)$$

5 Para una revisión de los procesos ARMA véase Hamilton (1994), Capítulo 3.

Simplificando la ecuación (14) se obtiene que,⁶

$$(1 - \gamma)(\delta - \sigma^2 / 2) + \gamma r_{t-1} + (\gamma + \phi) \varepsilon_t \quad (15)$$

La ecuación (15) puede ser estimada por medio del *Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios* (CMO), empleando bien sea rendimientos o tasas *forward*. Así, estamos en capacidad de estimar el parámetro autorregresivo de la tasa de corto plazo γ . Llamaremos "a" al valor estimado de este parámetro. El método CMO también nos proporciona una estimación de la innovación ε_t , a la cual llamaremos "b." Este valor va a ser igual a $\text{Var}[(\gamma + \phi)\varepsilon_t] = (\gamma + \phi)^2 \text{Var}(\varepsilon_t) = (\gamma + \phi)^2 \sigma^2$. Como puede apreciarse, la evidencia proveniente de las series de tiempo nos provee dos fuentes de información. Las mismas son necesarias para poder estimar los cuatro parámetros del *kernel de valoración* (γ , σ , δ , y ϕ).

La evidencia proveniente de la sección de corte transversal nos proporciona el resto de la información requerida para poder identificar los parámetros del *kernel de valoración*. Podría probarse que en el ejemplo ARMA(1,1) las sumas parciales (A_n) adquieren la forma (para $n \geq 0$):

$$A_n = 1 + (\gamma + \phi)(1 - \gamma^n) / (1 - \gamma) \quad (16)$$

La tasa promedio de corto plazo (un valor que llamaremos "c") es el valor esperado de la tasa *forward* (ecuación (16)) valorada en $n = 0$. Así, la ecuación queda simplificada a: $E(r) = (\delta - \sigma^2/2)$. Se estará en capacidad de obtener fuentes adicionales de información si se continúa aplicando este proceso empleando rendimientos de más largo plazo.

Backus y Zin combinan la evidencia proveniente de las series de tiempo y de corte transversal en una técnica que ellos llaman el *Método Quattro de los Momentos* ("*Quattro Method of Moments*"). Dado un valor del parámetro ϕ , la evidencia de las series de tiempo provee la información necesaria para poder calcular γ y σ de

$$\begin{aligned} \gamma &= a \\ \sigma &= b / |\gamma + \phi|, \end{aligned}$$

y la evidencia de las series de corte transversal provee la siguiente información:

$$\delta = c + \sigma^2 / 2$$

6 El procedimiento es, paso por paso, el siguiente,

$$r_t = f_t^0 = (\delta - \sigma^2/2) + \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{j+1} + 1 \varepsilon_{t-j} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} &= (\delta - \sigma^2/2) + \alpha_1 \varepsilon_t + \alpha_2 \varepsilon_{t-1} + \dots + \alpha_n \varepsilon_{t-n-1} \\ &= (\delta - \sigma^2/2) + (\gamma + \phi) \varepsilon_t + (\gamma + \phi) \gamma^1 \varepsilon_{t-1} + \dots + (\gamma + \phi) \gamma^{n-1} \varepsilon_{t-n-1} \\ &= (\delta - \sigma^2/2) + (\gamma + \phi) \varepsilon_t + \gamma [(\gamma + \phi) \varepsilon_{t-1} + \dots + (\gamma + \phi) \gamma^{n-2} \varepsilon_{t-n-1}] \\ &= (\delta - \sigma^2/2) + (\gamma + \phi) \varepsilon_t + \gamma [r_{t-1} - (\delta - \sigma^2/2)] \\ &= (1 - \gamma)(\delta - \sigma^2/2) + \gamma r_{t-1} + (\gamma + \phi) \varepsilon_t \quad (15) \end{aligned}$$

El procedimiento es completado al escoger un valor de ϕ tal que la teoría sea lo más cercana posible a los valores observados de los rendimientos promedios de los bonos de largo plazo, mientras que los valores de los otros tres parámetros satisfacen las primeras tres condiciones. El valor óptimo de ϕ será aquel valor para el cual la curva promedio teórica de rendimientos sea más cercana a las observaciones históricas.

En el caso de nuestra economía de dos países, simplemente tenemos que aplicar el *Método Quattro de los Momentos* para poder estimar el valor de los cuatro parámetros de los *kernel de valoración* de cada uno de los dos países: $\gamma_d, \sigma_d, \delta_d, \text{ y } \phi_d$, para los Estados Unidos (o “doméstico”), y $\gamma_f, \sigma_f, \delta_f, \text{ y } \phi_f$ para Alemania (o “foráneo.”)

Tipo de Cambio y Movilidad de Capital

El tipo de cambio es definido como el número de unidades de moneda doméstica por unidad de moneda foránea. En el mundo simplificado de dos países que hemos estado considerando el tipo de cambio es el número de dólares estadounidenses por unidad de marco alemán. Si la Ley de Un Sólo Precio se verifica entonces existirá una tasa de cambio única $S(t)$, la cual satisface el siguiente conjunto de ecuaciones,

$$P_{t(f)}^{(d)} = S_t P_{t(f)} \quad (17)$$

en donde $P_{t(f)}$ es un vector de precios de activos foráneos expresados en moneda extranjera, y $P_{t(f)}^{(d)}$ es un vector de precios de activos foráneos denominados en moneda doméstica.

Si se asume la existencia de una perfecta movilidad internacional de capitales y de bienes, la Ley de Un Sólo Precio implica que el tipo de cambio *spot* al momento de tiempo T en estado w deberá ser determinado de tal forma que los *kernel de valoración* de Estados Unidos y de Alemania sean idénticos al unificar el tipo de cambio implícito. Así, un test natural del grado de integración financiera entre países consiste en estimar la correlación entre cambios relativos entre sus *kernel de valoración* y cambios relativos en el tipo de cambio. Por ejemplo, una correlación de +1 implicaría la existencia de perfecta movilidad de capitales. Más formalmente, si la movilidad internacional de capitales y de bienes es perfecta la siguiente proposición deberá verificarse,⁷

$$m_{t+1(d)} / m_{t+1(f)} = S_{t+1} / S_t \quad (18)$$

en otras palabras, la razón de los *kernel de valoración* de los dos países es el tipo de cambio *spot*.⁸

7 Esta proposición puede ser demostrada en forma similar a la prueba ofrecida por Duffie (1992), en su Teorema 1A.

8 Se asume que el conjunto de activos disponibles para negociar es completo de forma tal que todos los riesgos de consumo pueden ser asegurados. Podría ocurrir que este supuesto o el de La Ley de Un Sólo Precio no se verifiquen, independientemente el uno del otro. En

Expresando la ecuación (18) en forma de logaritmos, se tiene que,

$$\log (m_{t+1(d)}) - \log (m_{t+1(f)}) = \log S_{t+1} - \log S_t \quad (19)$$

Finalmente, sustituyendo los *kernel de valoración* por las ecuaciones (6) y (7), un período adelante, se obtiene que,

$$\left\{ (\delta_{(f)} - \delta_{(d)}) + \sum_{j=0}^{\infty} [(\alpha_{j+1(f)} \varepsilon_{t-j+1(f)}) - (\alpha_{j+1(d)} \varepsilon_{t-j+1(d)})] \right\} = \log S_{t+1} - \log S_t \quad (20)$$

Datos

La disponibilidad de datos es una de las restricciones más importantes al aplicar esta metodología. Los países cuya integración financiera se está estudiando deben contar con un mercado de bonos local desarrollado, con bonos de corto, mediano y largo plazo. Solamente un grupo de países desarrollados reúne este criterio. Los Estados Unidos, Suiza, Alemania y el Reino Unido son cuatro de ellos y han sido elegidos para testar las proposiciones presentadas en la sección previa. Estos tests deben ser vistos solamente como un intento inicial de verificar la metodología expuesta empíricamente.

Observaciones mensuales desde Enero de 1974 hasta Diciembre de 1988 para los Estados Unidos y Alemania, y desde Enero de 1975 hasta Diciembre de 1988 para Suiza y el Reino Unido se emplearán para estudiar la integración financiera entre estos cuatro países. Los datos referidos a los rendimientos de los bonos han sido tomados de Jorion y Mishkin (1991)⁹. Las cifras referidas a los rendimientos consisten en tasas *spot* de bonos de los gobiernos centrales de EEUU, Alemania, y el Reino Unido con períodos de madurez de 3-meses, y de 1,2,3,4 y 5 años. En el caso de Suiza, los datos fueron obtenidos a partir de las tasas devengadas por bonos de ese país negociados en el mercado *Eurocurrency*. Las cifras de tipo de cambio se obtuvieron de *DataStream*. La Tabla 1 presenta un resumen de las variables empleadas en los tests. Como puede observarse, la tasa promedio de interés de los cuatro países aumenta monótonicamente (excepto en el caso del Reino Unido en el rango de rendimientos de 3-meses a 1-año) y sus desviaciones estándar disminuyen a medida que se incrementa el período de madurez. También se puede apreciar que durante el período de estudio el dólar estadounidense experimentó una depreciación promedio mensual de .1% con una desviación estándar mensual de 1.5% con respecto a las tres monedas Europeas incluidas en el estudio.

consecuencia, aún cuando la movilidad de capitales sea perfecta, podría no haber, *ex post*, una significativa asociación entre las diferencias de los *kernel de valoración* y el rendimiento en el tipo de cambio. Sin embargo, es de esperar que una creciente integración financiera de mercados nacionales se refleje, *ceteris-paribus*, en una mayor tendencia entre las diferencias de los *kernel de valoración* y cambios en el tipo de cambio a estar positivamente correlacionados.

9 La metodología empleada por Jorion y Mishkin es descrita en el Apéndice de su trabajo.

Tabla 1: Medias y desviaciones estándar de las tasas de interés de los EE.UU. y de Alemania (01-74/12-88); y de Suiza y el Reino Unido (01-75/12-88) (números expresados en términos porcentuales)

		Rendimiento (EE.UU.: US)					
		3 Mes.	1 año	2	3	4	5
Media		8.2	8.9	9.1	9.2	9.4	9.4
	Desv. E.	2.8	2.7	2.5	2.4	2.3	2.3
		Rendimiento (Alemania: GM)					
		3 Mes.	1 año	2	3	4	5
Media		6.2	6.2	6.7	7.0	7.1	7.3
	Desv. E.	2.6	2.2	1.8	1.7	1.6	1.5
		Rendimiento (Alemania: GM)					
		3 Mes.	1 año	2	3	4	5
Media		4.0	4.6	5.0	5.2	5.5	5.6
	Desv. E.	2.4	2.2	0.6	0.9	1.1	1.3
		Rendimiento (Alemania: GM)					
		3 Mes.	1 año	2	3	4	5
Media		10.7	10.6	11.0	11.3	11.5	11.7
	Desv. E.	2.0	1.8	0.6	0.8	0.9	0.9

Fuente: EE.UU. y Alemania: Jorion y Mishkin (1991) tal y como aparece en Ahn (1995), Suiza y Reino Unido: Jorion y Mishkin (1991)

Matriz de cambios promedios porcentuales entre tipos de cambio cruzados, 01-75/12-88

	U.S.	GM	SW	U.K.
U.S.	1	0.099	0.122	0.077
GM		1	0.057	0.012
SW			1	-0.05
U.K.				1

Matriz de desviaciones estándar (%) de los cambios relativos en tipos de cambio cruzados, 03-75/12-88

	U.S.	GM	SW	U.K.
U.S.	1	1.471	1.697	1.455
GM		1	0.772	2.657
SW			1	2.818
U.K.				1

Fuente: DataStream

Evidencia Empírica

Comenzaremos asumiendo que los *kernel de valoración* de cada uno de los cuatro países son ARMA(1,1), tal y como se representaron en ecuación (13). A continuación aplicamos el *Método Quattro de los Momentos* y obtenemos los valores estimados de φ , σ , y δ correspondientes a cada uno de los dos países. El siguiente paso consiste en escoger ϕ de tal forma que la curva promedio de rendimiento teórica sea lo suficientemente cercana a las observaciones históricas cuando grafiquemos las dos juntas. En otras palabras, escogemos ϕ de tal forma que el Error Residual Promedio Cuadrado ("*Residual Mean Squared Error*") sea minimizado en cada caso. Las Figuras 1 (Estados Unidos), 2 (Alemania), 3 (Suiza) y 4 (Reino Unido) muestran la curva promedio de rendimiento para un proceso ARMA(1,1) en el *kernel de valoración* estimado a partir de las ecuaciones (12a) y (12b). Como puede observarse, la primera especificación del proceso del *kernel de valoración* proporciona un estimado medianamente aproximado de las observaciones históricas. En el caso de los Estados Unidos, los valores de los parámetros estimados son: $\varphi = .942$, $\sigma = .127$, y $\delta = .0149$, y el valor óptimo de $\phi = -.948$. En el caso de Alemania, los valores de los parámetros estimados son: $\varphi = .929$, $\sigma = .142$, y $\delta = .0149$, y el valor óptimo de $\phi = -.944$. Para Suiza, los valores de los parámetros estimados son: $\varphi = .939$, $\sigma = .179$, y $\delta = .019$, y el valor óptimo de $\phi = -.942$. Finalmente, en el caso del Reino Unido los valores son: $\varphi = .935$, $\sigma = .076$, y $\delta = .012$, y el valor óptimo de $\phi = -.945$.

A continuación intentamos diferentes especificaciones ARMA de los *kernel de valoración* hasta que conseguimos la "mejor" aproximación. Concluimos que el mejor modelo para cada uno de los dos países es un proceso ARMA(2,0) en el *kernel de valoración*, el cual genera un proceso ARMA(2,1) en la tasa de interés de corto plazo¹⁰.

Al aplicar el *Método Quattro de los Momentos* en la tasa de corto plazo podemos extraer suficiente información como para poder estimar el *kernel de valoración* que generó esa tasa de corto plazo. Estimaciones de los *kernel de valoración* de los cuatro países para el período comprendido entre Marzo de 1974 y Diciembre de 1988 se

10 Backus y Zin (1994) prueban que un proceso ARMA(p,q) en el *kernel de valoración* genera un proceso ARMA(p,max(p,q)-1) en la tasa de corto plazo. En particular, un proceso ARMA(2,0) en el *kernel de valoración*,

$$-\log m_t = -(1-\varphi_1-\varphi_2)\delta - \varphi_1 \log m_{t-1} - \varphi_2 \log m_{t-2} + \varepsilon_t$$

posee los siguientes coeficientes de los promedios móviles de la descomposición de Wold: $\alpha_0 = 1$, $\alpha_1 = \varphi_1$, y $\alpha_j = \varphi_1 \alpha_{j-1} + \varphi_2 \alpha_{j-2}$ para $j > 1$. Siguiendo el procedimiento explicado en el pie de página número 6, la tasa de corto plazo es,

$$= (1-\varphi_1-\varphi_2)(\delta-\sigma/2) + \varphi_1 r_{t-1} - \varphi_2 r_{t-2} + \varphi_1 \varepsilon_t + \varphi_2 \varepsilon_{t-1}$$

Como puede apreciarse, en este caso los coeficientes autorregresivos φ_j de los *kernel de valoración* aparecen en el proceso de la tasa de interés a corto plazo en forma de parámetros autorregresivos y de promedios móviles.

exhiben en las Figuras 5, 6, 7, y 8, respectivamente. Estos estimados fueron obtenidos a partir de un proceso ARMA(2,0) en el *kernel de valoración*, y ARMA(2,1) en la tasa de corto plazo puesto que esta especificación del proceso fue seleccionada como la “mejor.” Como puede observarse, los *kernels* exhiben una gran volatilidad. Dado que es un hecho que el crecimiento del consumo experimentó una escasa variabilidad durante este período en ambos países (Campbell, 1997), la teoría del agente representativo con utilidad potencial requeriría la presencia de un parámetro de aversión al riesgo extremadamente elevado para que los precios de los activos pudiesen ser reconciliados con aquellos señalados por la teoría¹¹.

Un resultado importante es que los *kernel de valoración* de cada uno de los cuatro países –medidos en moneda local– están altamente correlacionados (este es el caso cualquiera que sea la especificación ARMA que se emplee para modelar el *kernel* –véase la Tabla 2).

La Tabla 3 muestra que las correlaciones cruzadas incondicionales entre los *kernel de valoración* y los tipos de cambio entre los EEUU y Alemania aumentaron significativamente entre el primer sub-período de la muestra (de 03-75 a 01-82) y el segundo (de 02-82 a 12-88). En otras palabras, pareciera que los mismos estuvieron más integrados durante el segundo sub-período que durante el primero. El resultado opuesto se observa entre Suiza y Alemania: sus mercados financieros parecen haber estado menos integrados durante el segundo sub-período comparado con el primero. Finalmente, los siguientes cuatro pares de países: EEUU - Suiza, EEUU - Reino Unido, Suiza - Reino Unido, y Suiza - Alemania experimentaron el mismo nivel de integración financiera durante los dos sub-períodos.

Tal y como puede apreciarse en las Figuras 9, 10, 11, 12, 13 y 14, existe relativamente poca variabilidad entre las diferencias en los *kernel de valoración* de los dos países y el rendimiento en el tipo de cambio. Esto se debe a que la mayor parte de la variación en los dos *kernel de valoración* es común a ambos. En consecuencia, la relativamente baja varianza en el rendimiento del tipo de cambio comparada con aquélla de los *kernel de valoración* significa que los dos *kernels* deben estar altamente correlacionados. Así, se hace difícil poder determinar las pequeñas características idiosincráticas que afectan el rendimiento del tipo de cambio dado que la mayor parte de la variación en los *kernel de valoración* es común a ambos y, de esta manera, no afecta la valoración del tipo de cambio¹².

11 Los *kernel de valoración* de cada uno de los cuatro países exhiben una gran variabilidad, especialmente a comienzos de la década de los 1980s. No obstante, sus valores son bastante cercanos a los del límite inferior de Hansen-Jagannathan (1991).

12 Véase Backus, Foresi, y Telmer (1994).

Tabla 2: Matriz de correlaciones contemporáneas entre *kernels* de valoración medidas en moneda local

	U.S.	GM	SW	U.K.
U.S.	1.00	0.73	0.60	0.58
GM		1.00	0.85	0.47
SW			1.00	0.65
U.K.				1.00

Todos los coeficientes de correlación cruzados son diferentes de cero al nivel de significación del 1%

Tabla 3: Matriz de correlaciones contemporáneas entre cambios en *kernels* de valoración y cambios en tipos de c**Primer sub-período: 03-75/01-82**

	U.S.	GM	SW	U.K.
U.S.	1.00	0.04	0.20	-0.23
GM		1.00	-0.10	0.18
SW			1.00	-0.08
U.K.				1.00

Segundo sub-período: 02-2/2-88

	U.S.	GM	SW	U.K.
U.S.	1.00	0.23*	0.20	-0.23
GM		1.00	-0.28^	0.21
SW			1.00	-0.04
U.K.				1.00

*: Incremento significativo en el coeficiente de correlación entre dos sub-períodos al nivel de significación del 2.5%.

^: Disminución significativa en el coeficiente de correlación entre dos sub-períodos al nivel de significación del 2.5%.

Estos resultados preliminares deben ser analizados tomando en cuenta el “ruido” inherente a los datos empleados y el número de choques a los cuales las economías de los EEUU y de los tres países Europeos incluidos fueron sometidas, particularmente a finales de los 1970s y principios de los 1980s.

Notas Conclusivas

De acuerdo con la teoría neoclásica, la integración de mercados financieros nacionales conlleva a una distribución óptima del riesgo puesto que el conjunto de oportunidades de inversión se expande. Inversionistas que tengan diferentes actitudes hacia el riesgo pueden negociar un mayor número de activos reales y financieros cuando los mercados están integrados, además de que pueden reducir la volatilidad de su consumo a lo largo del tiempo.

Este trabajo ha propuesto una nueva metodología para estimar la integración financiera de los mercados nacionales basada en el concepto del *kernel de valoración*. Esta metodología es capaz de evaluar el “grado” de integración financiera y de estimar cuánto ha variado la misma a lo largo del tiempo. Un ejemplo inicial, empleando observaciones históricas de rendimientos de bonos y de tipo de cambio para los EEUU, Alemania, Suiza y el Reino Unido demostró la implementación práctica del procedimiento propuesto en la primera parte del trabajo.

Extensiones

Ha sido demostrado, al menos en teoría, que uno de los efectos de la integración financiera entre dos países es que el precio del riesgo debe declinar en uno de ellos y aumentar en el otro (Kazemi, 1988). Una primera extensión de este trabajo consistiría en testar esta hipótesis empleando la metodología propuesta aquí una vez que se logren conseguir los datos históricos requeridos y para el mayor número posible de países.

Tal y como fue mencionado anteriormente, los países objeto de estudio deben poseer un mercado de bonos desarrollado para poder implementar esta metodología, dado que un rango mínimo de períodos de madurez de corto, mediano y largo plazo es requerido. Desafortunadamente, solamente un reducido número de países industrializados cuentan con tales mercados. Por otra parte, nótese que bajo el supuesto de que los mercados se encuentran perfectamente integrados podría deducirse el *kernel de valoración* de un país en desarrollo y, así, su curva de rendimiento (también llamada término estructura de la tasa de interés) a partir del *kernel de valoración* de los EEUU y del tipo de cambio entre los dos países. Sería necesario además asumir que todos los activos existentes son transables. Esta sería una segunda extensión del presente trabajo.

Finalmente, estamos estudiando la posibilidad de estimar los *kernel de valoración* empleando precios de acciones y sus dividendos. Esta es una forma poco convencional de estimar los *kernel*. Posee la potencial ventaja de que podrían obtenerse mejores ajustes de los mismos. Además, se podría estimar la integración financiera de un mayor número de países, incluyendo a Venezuela.

Referencias

- AHN, Dong-Hyun (1995), "Common Factors and Local Factors: Implications for Term Structures and Exchange Rates," Disertación Doctoral, New York University.
- BACKUS, David; FORESI, Silverio; and TELMER, Chris (1994), "The Forward Premium Anomaly: Three Examples in Search of a Solution," manuscrito no publicado.
- BACKUS, David, and ZIN, Stanley (1994), "Reverse Engineering the Yield Curve," manuscrito no publicado.
- BEKAERT, Geert, and HARVEY, Campbell (1995), "Time-Varying World Market Integration," *The Journal of Finance*, Vol L, No 2, 403-443.
- CAMPBELL, John (1997), "Asset Prices, Consumption, and the Business Cycle," manuscrito no publicado, Harvard University.
- COX, John, Ingersoll, Jonathan, and Ross, Stephen (1985), "A Theory of the Term Structure of Interest Rates," *Econometrica*, 53, 385-407.
- CUMBY, Richard and Mishkin, Frederic (1986), "The International Linkage of Real Interest Rates: The European-U.S. Connection", *Journal of International Money and Finance*, 5 (1986), 5-23.
- DUFFIE, Darrell (1992), *Dynamic Asset Pricing Theory*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- FELDSTEIN, Martin (1983), "Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and the Short Run," *European Economic Review*, 21, 129-51.
- FELDSTEIN, Martin, and Horioka, Charles (1980), "Domestic Saving and International Capital Flows," *Economic Journal*, 90, 314-329.
- FRANKEL, Jeffrey (1993), "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s," in Jeffrey Frankel, *On Exchange Rates*, Cambridge, Mass., MIT Press, 41-69.
- FRASER, Patricia, and Taylor, Mark (1990), «Some Efficient Tests of International Real Interest Parity,» *Applied Economics* 22 (1990), 1083-1092.
- HAMILTON, James, *Time Series Analysis* (Princeton: Princeton University Press, 1994).
- HANSEN, Lars, and Jagannathan, Ravi (1991), "Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies," *Journal of Political Economy*, 99, 225-262.

- JORION, P. and Mishkin, F. (1991), "A Multicountry Comparison of Term-Structure Forecasts at Long Horizon," *Journal of Financial Economics*, 29, 59-80.
- KAZEMI, Hossein, (1988), "The Effects of International Integration of Financial Markets on the Risk-free Rate of Interest and the Price of Risk," University of Massachusetts, Amherst.
- OBSTFELD, Maurice, (1986), "Capital Mobility in the World Economy: Theory and Measurement," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 24, 55-103.
- OBSTFELD, Maurice (1995), "International Capital Mobility," in *The Macroeconomics of the Open Economy*, Princeton University Press, 201-261.
- STOCKMAN, Mark and Dellas, Harris, "International Portfolio Nondiversification and Exchange Rate Variability," *Journal of International Economics*, 26, pp. 1162-1170.
- SUN, Tong-Sheng (1992), "Real and Nominal Interest Rates: A Discrete-time Model and its Continuous-time Limit," *Review of Financial Studies*, 5, 581-611.
- THROOP, Adrian (1987), «International Financial Market Integration and Linkages of National Interest Rates,» *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 3, 3-18.
- TURNBULL, Stuart, and MILNE, Frank (1991), "A Simple Approach to Interest-rate Option Pricing," *Review of Financial Studies*, 5, 87-120.
- VASICEK, Oldrich (1977), "An Equilibrium Characterization of the Term Structure," *Journal of Financial Economics*, 5, 177-188.

Figura 1: Curva de rendimiento promedio para un *kernel de valoración*. ARMA (1,1), y una tasa de interés de corto plazo ARMA (1,0). US. 1974-88
(Pendiente= .942. Sigma= .127. Delta= .0149, Tita= .948)

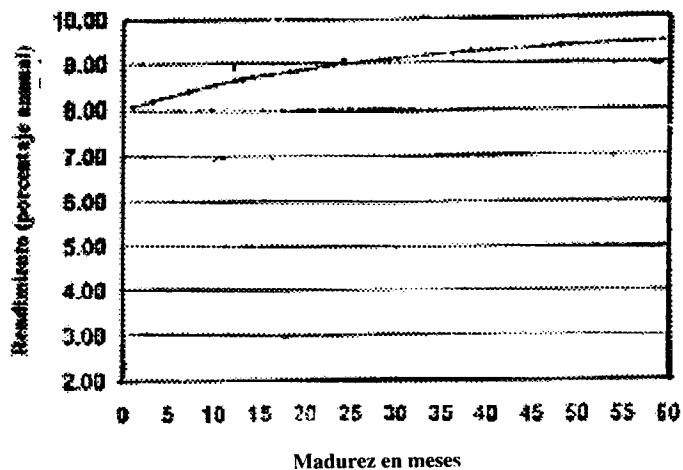


Figura 2: Curva de rendimiento promedio para un *kernel de valoración*. ARMA (1,1), y una tasa de interés de corto plazo ARMA (1,0). GM. 1974-88
(Pendiente= .929. Sigma= .142. Delta= .0149, Tita= .944)

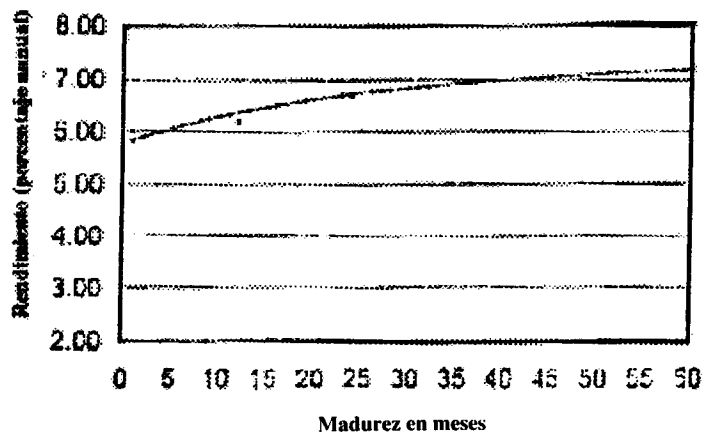


Figura 3: Curva de rendimiento promedio para un *kernel de valoración* ARMA (1,1), y una tasa de interés de corto plazo ARMA (1,0). SW. 1975-88 (Pendiente= .939. Sigma= .179. Delta= .019, Tita= .94245)

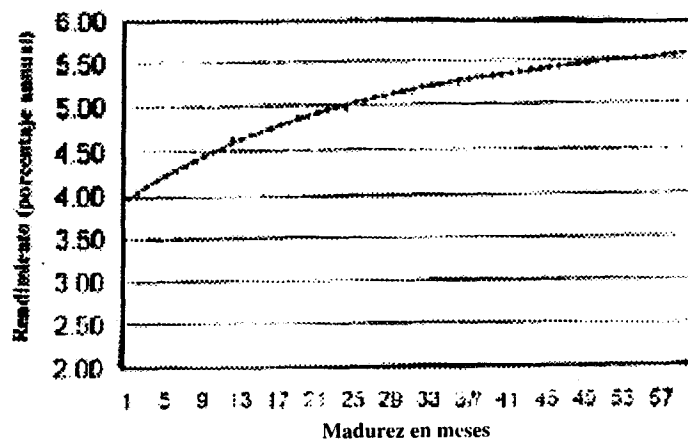


Figura 4: Curva de rendimiento promedio para un *kernel de valoración* ARMA (1,1), y una tasa de interés de corto plazo ARMA (1,0). UK. 1975-88 (Pendiente= .9349. Sigma= .0757. Delta= .0118, Tita= .9446)

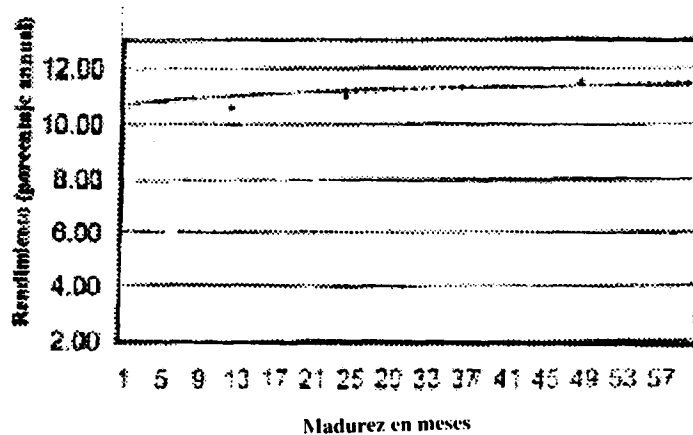


Figura 5: *kernel de valoración* (mt) ARMA (2,0), obtenido a partir de una tasa de interés de corto plazo (rt) ARMA (2,1). EE.UU. 03-74/12-88

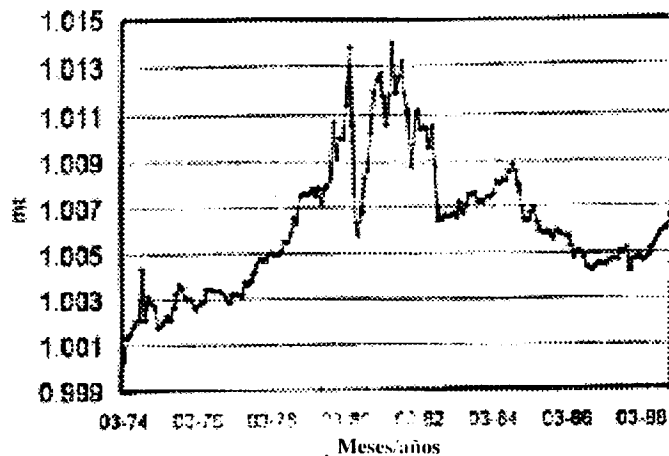


Figura 6: *kernel de valoración* (mt) ARMA (2,0), obtenido a partir de una tasa de interés de corto plazo (rt) ARMA (2,1). Alemania, 03-74/12-88

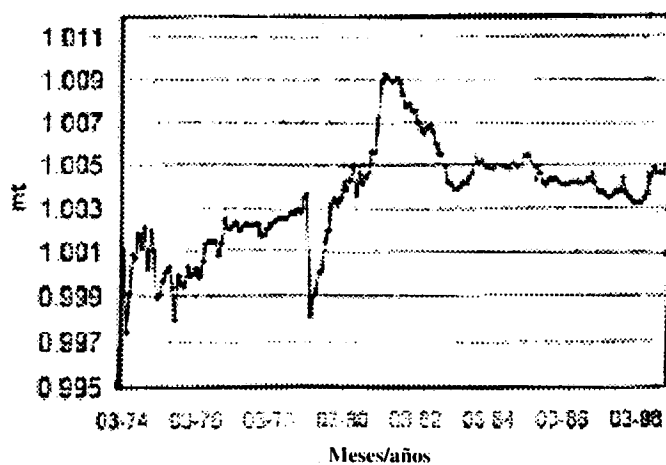


Figura 7: *kernel de valoración* (mt) ARMA (2,0), obtenido a partir de una tasa de interés de corto plazo (rt) ARMA (2,1). Suiza, 03-74/12-88

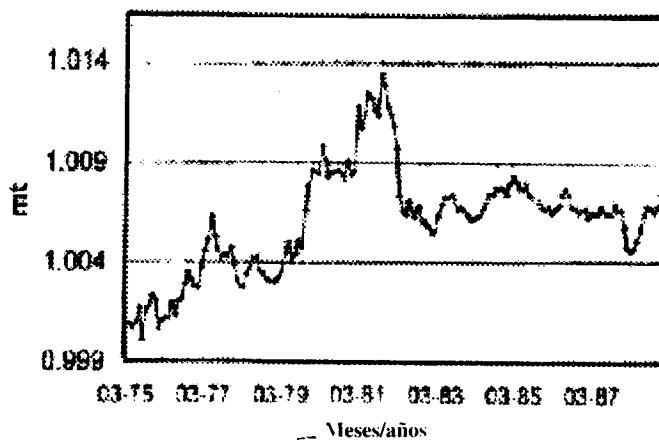


Figura 8: *kernel de valoración* (mt) ARMA (2,0), obtenido a partir de una tasa de interés de corto plazo (rt) ARMA (2,1). Reino Unido, 03-75/12-88

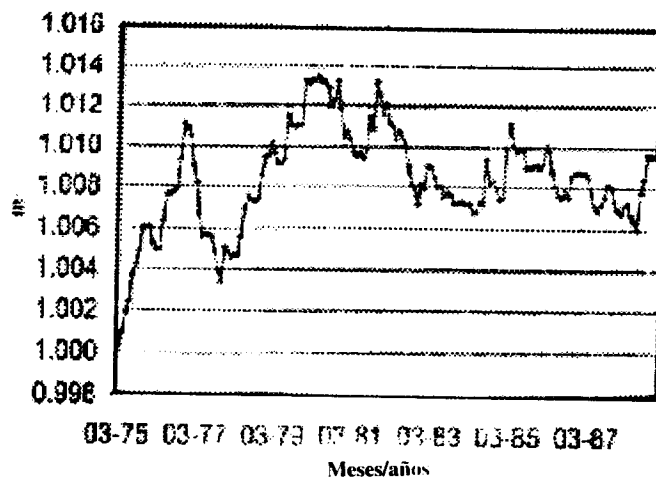


Figura 9: $\log mt(US) - \log mt(GM)$ obtenida a partir de un mt ARMA (2,0) y de una rt ARMA (2,1), y $\log(S_{t+1}/S_t)$, 03-75/12-88

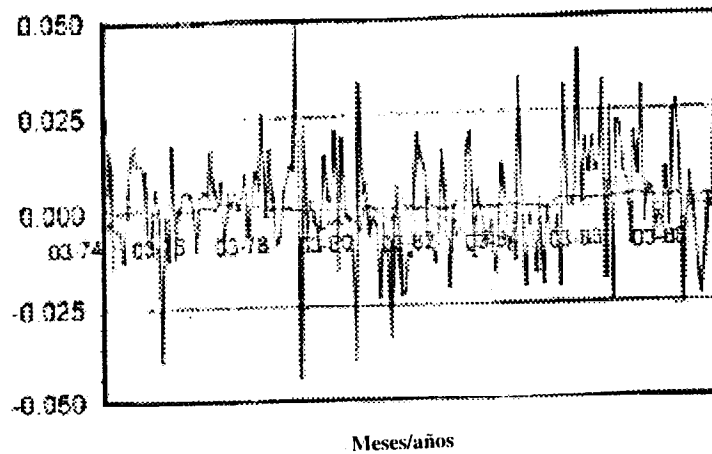
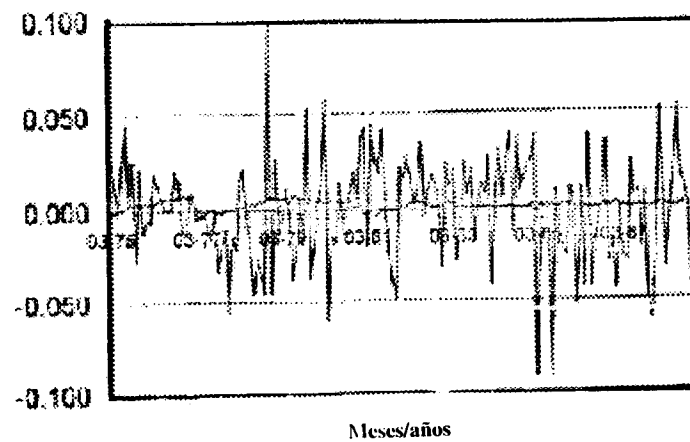


Figura 10: $\log mt(SW) - \log mt(UK)$ obtenida a partir de un mt ARMA (2,0) y de una rt ARMA (2,1), y $\log(S_{t+1}/S_t)$, 03-75/12-88



Dado que las tres fuentes difieren en la forma en que los datos son presentados, la primera tarea es construir una clasificación sectorial consistente con todas las categorías. La tabla 1 muestra la agregación de 31 sectores utilizada, incluyendo 5 sectores para agricultura, recursos naturales y materiales primarios; 19 sectores para bienes manufacturados y 7 sectores para servicios.

TABLA 1. SECTORES

1 Agricultura (vegetal)	16 Industria química
2 Agricultura (animal)	17 Derivados del petróleo y el gas
3 Pesca	18 Caucho y sus productos
4 Petróleo y Gas	19 Plástico y sus productos
5 Minería	20 Metales no ferrosos
6 Alimentos	21 Aluminio y Hierro
7 Bebida	22 Equipos y productos metálicos
8 Tabaco	23 Publicaciones y grabados
9 Textiles	24 Otras manufacturas
10 Vestido	25 Construcción
11 Cuero y sus productos	26 Electricidad y agua
12 Calzado	27 Hotelería
13 Madera	28 Transporte
14 Muebles	29 Comunicaciones
15 Pulpa y papel	30 Banca e instituciones financieras.
	31 Otros servicios

Por otro lado, como la matriz de Leontief inversa fue obtenida utilizando una tabla de insumo-producto de 1987 su empleo podría afectar la validez de los resultados. Sin embargo, dada la alta correlación entre los datos de los anuarios de 1992 y los datos de la tabla de 1987 [exportaciones (0.95) y producción (0.71)] se argumenta que no existe evidencia empírica significativa que sugiera que la estructura productiva venezolana haya cambiado considerablemente entre los años 1987 y 1992.

La matriz de coeficientes de requerimientos factoriales es una agregación de una matriz (80 x 82) de requerimientos factoriales construida para los Estados Unidos por Maskus, Sveikauskas y Webster (1994). El uso de estos coeficientes se deriva del deseo

Figura 11: $\log mt(US) - \log mt(UK)$ obtenida a partir de un mt ARMA (2,0) y de una rt ARMA (2,1), y $\log(S_{t+1}/S_t)$, 03-75/12-88

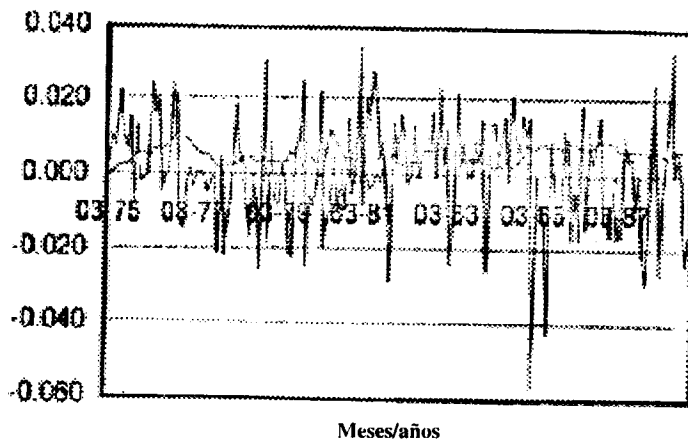


Figura 12: $\log mt(SW) - \log mt(US) - \log mt(SW)$ obtenida a partir de un mt ARMA (2,0) y de una rt ARMA (2,1), y $\log(S_{t+1}/S_t)$, 03-75/12-88

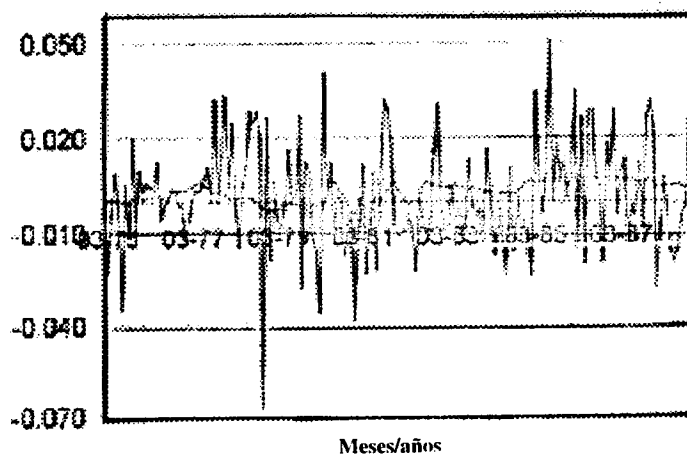


Figura 13: $\log mt(SW) - \log mt(GM)$ obtenida a partir de un mt ARMA (2,0) y de una rt ARMA (2,1), y $\log(S_{t+1}/S_t)$, 03-75/12-88

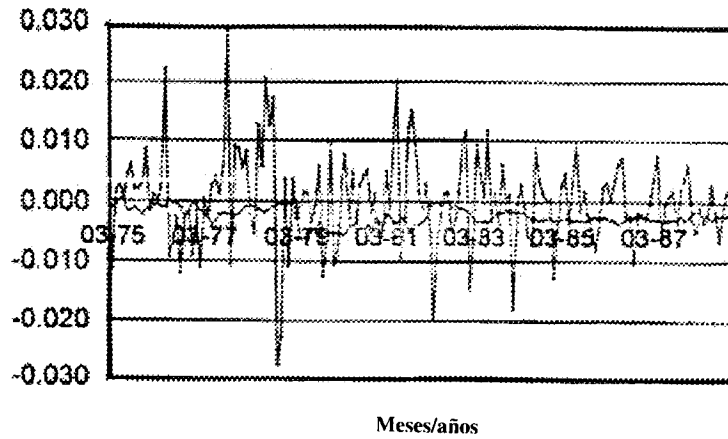


Figura 14: $\log mt(UK) - \log mt(GM) - \log mt(SW)$ obtenida a partir de un mt ARMA (2,0) y de una rt ARMA (2,1), y $\log(S_{t+1}/S_t)$, 03-75/12-88

