

- MADRIAN, B.C. (1994). "Employment-Based Health Insurance and Job Mobility: Is there Evidence of Job-Lock?" *Quarterly Journal of Economics*, February, pp. 27-54.
- MANNING, W.G., J.P. NEWHOUSE and J.E. Jr. WARE (1981). "The Status of Health in Demand Estimation: Beyond Excellent, Good, Fair and Poor." In Richard M. Schefler and Louis F. Rossier (eds.) *Advances in Health Economics and Health Services Research*. Greenwich, CT: JAI Press Inc.
- MANNING, W.G., J.P. NEWHOUSE, N. DUAN, E.B. KEELEER, A. LIEBOWITZ and S. MARQUIS (1987). "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Results from a Randomized Experiment." *American Economic Review*, 77, pp. 251-276.
- NEWHOUSE, J. P. (1981). "The Demand for Medical Care Services: A Retrospect and Prospect." In J. VAN DER GAAG and M. PERLMAN (Eds.) *Health, Economics, and Health Care*. Amsterdam: North Holland.
- NEWHOUSE, J. P. (1996). "Reimbursing Health Plans and Health Providers: Efficiency in Production Versus Selection." *Journal of Economic Literature*, 34, September, pp. 1236-1263.
- NEWHOUSE, J. P., W. G. MANNING, et al. (1981). "Some Interim Results from a Controlled Trial of Cost Sharing in Health Insurance." *New England Journal of Medicine*, 305, pp. 1501-1507.
- PANADEIROS, M. (1996). "Organización del Seguro de Salud en la Argentina. Análisis y Propuesta de Reforma." *Desarrollo Económico*. Special Issue, Vol. 36, Summer, pp. 267-302.
- PROPPER, C. (1989). "An Econometric Analysis of the Demand for Private Health Insurance in England and Wales." *Applied Economics*, 21, pp. 777-792.
- QUEISSER, M., O. LARRANAGA and M. PANADEIROS (1993). *Adjustment and Social Development in Latin America during the 1980s: Education, Health Care and Social Security*. Cologne: Weltforum Verlag.
- SINDELAR, J. L. (1982). "Differential Use of Medical Care by Sex." *Journal of Political Economy*, Vol. 90, Nº 5, pp. 1003-1019.
- VAN DER GAAG, J. and B.L. WOLFE (1991). "Estimating Demand for Medical Care: Health as a Critical Factor for Adults and Children." In G. DURU and J.H.P. PAELINCK (eds.), *Econometrics of Health Care*. The Netherlands: Kluwer Academic Publishers, pp. 31-58.
- WORLD BANK (1993). *Argentina: From Insolvency to Growth*. Country Report. Washington DC.

EVALUACION COMPARADA DE MODELOS DE VALORACION DE ACTIVOS: EL CASO DEL PREMIO ACCIONARIO EN CHILE*

LUIS A. OPAZO R.

GERENS Lida.

Abstract

The purpose of this paper is to evaluate the following asset pricing models: i) time separable constant relative risk aversion (TS-CRRA); ii) generalized expected utility; iii) cash-in advance; and iv) discrete-state economy. The evaluation is made by using the limit of volatility methodology of Hansen and Jagannathan (1991) and the distance test of Cochrane and Hansen (1992). The main results for the Chilean case are: i) the relative risk coefficients required in the TS-CRRA model, generalized preferences and cash in advance are at least 335, 320, and 328, respectively; ii) the use of generalized preferences plays a more important role than cash-in-advance restrictions in explaining the equity premium; and iii) a TS-CRRA model would explain the equity premium if the expected quarterly growth rate of economic activity was -75%.

I. Introducción

El premio accionario (*equity premium*) se define como la diferencia de retornos entre un activo libre de riesgo y uno riesgoso. Dicho diferencial, según lo señalado por la teoría de valoración de activos, debe reflejar el nivel de riesgo de cada activo, asociándose este último a la covarianza del retorno con el consumo del inversionista (Yaron, 1996; Rubinstein, 1976; Lucas, 1978). En consecuencia, para determinar la estructura de retornos de la economía resulta crucial la modelación del flujo de consumo del inversionista, lo cual, producto de un gran número de desarrollos metodológicos, es generalmente realizado a través de la incorporación del agente representativo (Lucas, 1978).

* Se agradecen los comentarios y sugerencias de Rómulo Chumacero y de tres árbitros anónimos de la *Revista de Analisis Económico*. Errores y omisiones son exclusiva responsabilidad del autor.

Tales desarrollos metodológicos motivaron a Mehra y Prescott (1985) a contrastar empíricamente la validez de los modelos de valoración de activos, siendo su principal conclusión que la diferencia entre las covarianzas retorno-consumo de los distintos activos no era lo suficientemente significativa como para explicar la estructura de retornos que se observaba en Estados Unidos. Es decir, los activos riesgosos, en relación a aquellos libres de riesgo, no son tan riesgosos como para justificar el spread de retornos existente¹.

Como resultado de la evidencia reportada por Mehra y Prescott, se generó una serie de estudios que, a través del relajamiento de los supuestos empleados tradicionalmente, buscaban explicar el equity premium². Específicamente, los principales supuestos modificados fueron: (i) los individuos tienen preferencias asociadas a una función de utilidad estándar; (ii) el mercado de activos es completo; y (iii) no existen costos de transacción. No obstante, independiente de cuál supuesto o combinación de éstos se modifique, la magnitud del equity premium continuaba siendo contradictoria con las predicciones realizadas por tales modelos (Cochrane y Hansen, 1992; Kocherlakota, 1996). Por tal motivo, el equity premium adquirió la connotación de puzzle³.

Según Cochrane y Hansen (1992) lo anterior no es de extrañar, ya que tradicionalmente el mercado financiero ha tenido un rol menor en la evaluación de los modelos macroeconómicos. Esto, a pesar de que dichos modelos se basan en decisiones intertemporales y el precio de los activos provee información determinante sobre las tasas marginales de sustitución y transformación. Así, el rol del mercado financiero en este tipo de modelos debería ser mayor o en caso contrario ¿por qué debería esperarse que las tasas marginales de sustitución estuvieran acordadas con las tasas de transformación?⁴.

Cabe destacar que la importancia de explicar el equity premium no sólo radica en consideraciones de carácter teórico. En primer lugar, el equity premium puzzle implicaría que gran parte de los avances en la literatura no reflejan adecuadamente los determinantes del ahorro, variable de suma importancia en el crecimiento económico de las naciones. Tal como lo plantea Kocherlakota (1996), la incapacidad de explicar el bajo retorno relativo de los activos libres de riesgo, "indica que no sabemos por qué la gente ahorra aún cuando los retornos de estos activos son tan bajos: de este modo, nuestros modelos de comportamiento del ahorro agregado están omitiendo algún elemento crucial". Por otra parte, si lograr una explicación del equity premium requiere la incorporación de algún tipo de restricción, entonces esto tendrá implicancias directas en el diseño de intervenciones o medidas de política orientadas a modificar el ciclo económico (Atkinson y Phelan, 1994).

En Chile, al igual que en otras economías, el diferencial de retornos observado es de una magnitud considerable. En efecto, entre 1986,01 y 1996,06, en promedio, el diferencial de retornos entre los Pagares Reajustables del Banco Central de Chile a 90 días—activo libre de riesgo—y el ICPA—activo riesgoso—es aproximadamente 2,6% trimestral.

El anterior marco conceptual constituye la motivación del presente estudio, el cual, más que solucionar el equity premium puzzle para el caso chileno, tiene por

objetivo principal entregar estimaciones de los parámetros básicos de los modelos basados en el agente representativo—coeficiente de aversión al riesgo y tasa de preferencia intertemporal—que sean consistentes con el mercado financiero y, además, jerarquizar el poder explicativo de diferentes modelos de valoración de activos.

La metodología empleada para estos fines es la siguiente. Primero, identificar el set de tasas marginales de sustitución intertemporal que es consistente con el comportamiento de mercado financiero chileno—límite de volatilidad de Hansen y Jagannathan (1991)—y, posteriormente, contrastar dicho set con las estimaciones que surgen de cada modelo, en particular mediante el test de distancia propuesto por Cochrane y Hansen (1992).

Cabe destacar que la obtención de parámetros consistentes con el mercado financiero, tal como lo plantean Cochrane y Hansen (1992) y Fama (1991), permite: (i) proveer un marco general para evaluar una amplia gama de modelos; (ii) estimar la validez de nuevos sets de información financiera sin necesariamente volver a computar un test para cada modelo; y (iii) dimensionar la magnitud de los puzzles derivados de los modelos de valoración de activos⁵. Así, dichos parámetros deberían constituir el insumo necesario para la estimación de cualquier modelo que intente replicar el comportamiento de una economía en particular. Adicionalmente, el desarrollo metodológico empleado en este estudio, como se explica más adelante, permite jerarquizar el poder explicativo de diferentes modelos.

El resto del estudio se divide en cuatro secciones. En la sección siguiente se presenta el marco metodológico. La tercera sección describe los datos a emplear. Posteriormente, se estima y evalúa el poder explicativo de los siguientes modelos: (i) modelo tiempo separable con coeficiente de aversión al riesgo relativo constante—TS-CRRA—; (ii) utilidad esperada generalizada; (iii) incorporación del dinero en un contexto de cash-in-advance; y (iv) discretización de los estados de la economía. En la cuarta sección, estos modelos son evaluados sobre la base del límite de volatilidad de Hansen y Jagannathan y el test de distancia de Cochrane y Hansen. Finalmente, en la quinta sección se resumen las principales conclusiones del estudio.

II. Marco Metodológico

En esta sección se presenta la derivación del límite de volatilidad de Hansen y Jagannathan (1991), el cual permite identificar el set de tasas marginales de sustitución intertemporal que es consistente con el comportamiento del mercado financiero. Seguidamente, se describe el test de distancia de Cochrane y Hansen (1992), cuyo objetivo es medir la diferencia de las tasas marginales de sustitución generadas por un modelo en particular con las estimadas en el límite de volatilidad de Hansen y Jagannathan.

2.1 Límite de volatilidad de Hansen y Jagannathan⁶

Las implicancias del equity premium sobre la caracterización de los factores de descuento estocásticos relevantes para cualquier modelo -tasa de preferencia intertemporal y coeficiente de aversión al riesgo-, han sido abordadas a través de enfoques paramétricos (Hansen y Singleton, 1982; Brown y Gibbons, 1985) y de técnicas no paramétricas (Hansen y Jagannathan, 1991; Cochrane y Hansen, 1992).

En el presente estudio se optó por un enfoque no paramétrico, ya que éstos presentan la ventaja de no encontrarse condicionados a un tipo de modelación en particular y, por ende, el uso de sus resultados se extiende a una amplia gama de modelos. Específicamente, se escogió la metodología propuesta por Hansen y Jagannathan (1991), la cual, a partir de la estructura de retornos observada, estima el límite de volatilidad para las tasas marginales de sustitución intertemporal. En otras palabras, para cada valor esperado de la tasa marginal de sustitución se estima la cota inferior de la desviación estándar de dicha tasa que es consistente con el comportamiento histórico del mercado financiero. A continuación se describe el marco sobre el cual se construye el límite de volatilidad de Hansen y Jagannathan.

En primer lugar, se emplea un modelo estándar de valoración de activos, donde el agente representativo enfrenta el siguiente problema de optimización estocástica:

$$\text{Max } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \quad (1)$$

sujeto a:

$$c_t + \sum_{i=1}^n p_{it} s_{it} = \sum_{i=1}^n (p_{it} + d_{it}) s_{it} \quad t = 1, 2, \dots$$

donde β es el factor subjetivo de descuento, c_t es el consumo en el período t , s_{it} es la tenencia de acciones del activo i -ésimo ($i=1, \dots, n$), p_{it} es el precio del activo i -ésimo en el período t , y d_{it} es un dividendo estocástico pagado por cada unidad del activo i -ésimo. Estos dividendos son pericibles y el número de unidades de los n activos disponibles es normalizado a 1 para cada activo.

En esta economía, el agente resuelve el problema de maximización determinando planes de contingencia para c_t y s_{it} , donde las ecuaciones de Euler que gobiernan tales planes son:

$$1 = \beta E_t \left[\frac{u(c_{t+1})}{u(c_t)} R_{t+1} \right] \quad (2)$$

donde R_{it} es el retorno del activo i -ésimo, $i=1, \dots, n$.

En términos más generales, las n ecuaciones implícitas en (2) pueden ser escritas como:

$$1 = E_t m_{t+1} R_{t+1} \quad (3)$$

donde m_{t+1} es la tasa marginal de sustitución intertemporal del agente representativo y, R_{t+1} es el retorno bruto real de cualquier activo mantenido entre los períodos t y $t+1$.

Aplicando el operador de expectativas incondicional y la ley de proyecciones iteradas a (3), se obtiene:

$$1 = E(mR) \quad (4)$$

A partir de (4), Hansen y Jagannathan proponen una derivación del límite de volatilidad para la tasa marginal de sustitución intertemporal. Para estos efectos, se considera la proyección de mínimos cuadrados de m dentro del espacio del vector de retorno de activos R y una constante igual a 1, es decir, $m = \tilde{R} \theta_0 + u$, donde $\tilde{R}' = (R' \quad 1)$ y $E(\tilde{R}u) = 0$. Esto implica que $\theta_0 = [E(\tilde{R}\tilde{R}')^{-1} E(\tilde{R}m)]$. Si esta cantidad fuera invertida -es decir, la matriz de segundos momentos del vector de retornos- y denotada por M_R , entonces, la ecuación (4) implicaría que:

$$\theta_0 = M_R^{-1} \begin{pmatrix} E(m) \\ 1 \end{pmatrix} \quad (5)$$

donde l es un vector de unos conformable con R .

Puesto que u es ortogonal a \tilde{R} y debe tener una varianza no-negativa, se sigue que:

$$\begin{aligned} V(m) &\geq \theta_0' E[(\tilde{R} - E\tilde{R})(\tilde{R} - E\tilde{R})'] \theta_0 \\ &= (Em \quad l)' M_R^{-1} E[(\tilde{R} - E\tilde{R})(\tilde{R} - E\tilde{R})'] M_R^{-1} \begin{pmatrix} Em \\ 1 \end{pmatrix} \\ &= (l - EmER)' \Sigma_R^{-1} (l - EmER) \end{aligned} \quad (6)$$

donde Σ_R es la matriz de covarianza de R .

Expresando la ecuación (6) en términos de la desviación estándar de la tasa marginal de sustitución intertemporal, se tiene:

$$\sigma_m \geq \left[(l - EmER)' \Sigma_R^{-1} (l - EmER) \right]^{\frac{1}{2}} \quad (7)$$

Donde Em y Σ_R pueden ser estimadas como:

$$\bar{R} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t, \quad S_R = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R})(R_t - \bar{R})' \quad (8)$$

Sobre la base de las ecuaciones (7) y (8), suponiendo que el econométrista cuenta con un set de información que contiene el crecimiento del consumo y el retorno de los *n* activos, se pueden establecer pares de media-varianza de la tasa marginal de sustitución intertemporal consistentes con el comportamiento del mercado financiero.

Nótese que los límites establecidos son no paramétricos, ya que su determinación no requiere especificar las preferencias de los agentes ni los *forcing processes* del modelo de valoración de activos.

2.2 Test de distancia

La idea subyacente al test de Hansen y Cochrane es comparar el primer y segundo momento de la tasa de marginal de sustitución de un modelo en particular con el límite propuesto por Hansen y Jagannathan (sección 2.1). Por ejemplo, en el caso de un modelo tiempo separable con coeficiente relativo de aversión al riesgo constante (TS-CRRA), la tasa marginal de sustitución estará dada por $m_t = \beta(c_t / c_{t-1})^\gamma$. Empleando valores de β y γ y la información del crecimiento del consumo, los valores de $E m_t$ y σ_m pueden ser estimados de la siguiente forma:

$$\bar{m} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T m_t, \quad S_m = \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (m_t - \bar{m})^2 \right]^{1/2} \quad (9)$$

Si para un determinado valor de $E m_t$ la estimación de σ_m es menor a $[(1 - \bar{m})S_R^{-1}(1 - \bar{m}R)]^{1/2}$ —límite de Hansen y Jagannathan—, entonces se rechaza que dicha tasa sea consistente con el comportamiento histórico del mercado financiero⁷. Más formalmente, a partir de la ecuación (7) se tiene:

$$E(m_t^2) \geq (E m_t)' M_R^{-1} \begin{pmatrix} E m_t \\ 1 \end{pmatrix} \quad (10)$$

Donde M_R se estima como:

$$\hat{M}_R = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{R}_t \hat{R}_t' \quad (11)$$

En consecuencia, la distancia vertical al segundo momento corresponderá a:

$$\hat{\zeta} = \hat{M}_m - \left(\hat{m} \quad 1' \right) \hat{M}_R^{-1} \begin{pmatrix} \hat{m} \\ 1 \end{pmatrix} \quad (12)$$

donde el valor poblacional de ζ se distribuye normal.

Luego, computando un estimador asintótico de la desviación estándar de $\sqrt{T}(\hat{\zeta} - \zeta)$, denotada por $\hat{\sigma}_\zeta$, se define el siguiente test estadístico:

$$Z = \sqrt{T} \frac{\hat{\zeta}}{\hat{\sigma}_\zeta} \quad (13)$$

Bajo la hipótesis nula $H_0: \zeta = 0$, Z se distribuye asintóticamente como una variable aleatoria normal estándar. Finalmente, nótese que el test propuesto es conservador en el sentido de que cuando $\zeta > 0$, $Z \rightarrow \infty$ en probabilidad.

III. Datos

En el presente estudio se empleó como proxy del retorno del activo libre de riesgo la tasa de interés trimestralizada de los Pagaré Reajustables del Banco Central de Chile a 90 días (PRBC), y para el activo riesgoso la variación trimestral ex-post del Índice General del Precio Accionario (IGPA) deflactado por el Índice de Precios al Consumidor⁸. En este último caso, si bien el retorno de una acción en particular debiera considerar el pago de dividendos, debido a que no existe una serie mensual de éstos, no se incorporó dicho término⁹. En tanto que para la tasa de crecimiento trimestral del consumo se emplearon el Índice de Ventas de la SOFOFA (IVS) y el Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC) como proxies alternativas.

En relación al período muestral, puesto que la serie de PRBC a 90 días se encuentra disponible sólo a partir de mediados de los ochenta, el análisis se realiza para el período 1986.01-1996.06, empleándose datos de frecuencia mensual. Al respecto, a pesar de que idealmente el análisis debiera cubrir un período más amplio, a fin de incorporar el mayor número de estados posibles para la economía, la disponibilidad de información simplemente no lo permite.

Habida consideración de lo anterior, los Gráficos 1 y 2 presentan el retorno trimestral del PRBC a 90 días y del IGPA, respectivamente. En primer lugar, como se puede apreciar en dichos Gráficos, en ciertos períodos las variables en estudio no exhiben un comportamiento similar entre ellas. Por ejemplo, durante el proceso de ajuste realizado en 1990 el retorno asociado a los PRBC, en relación al IGPA, aumentó sustancialmente. Sin embargo, dichos cambios no parecen tener efectos mayores sobre el equity premium (ver Gráfico 3), lo que se explica, en gran medida, por la magnitud de la brecha observada entre el retorno del PRBC y el IGPA.

Por su parte, en el Cuadro 1 se presentan los principales estadísticos de las variables en estudio, donde surge como elemento principal la magnitud del equity premium en Chile—aproximadamente 2,6% trimestral—. Esto, como se planteó anteriormente, debiera tener como contrapartida una correlación del crecimiento del consumo con el IGPA, mayor que con los PRBC a 90 días. En este sentido, independiente de la proxy del consumo que se emplee, las correlaciones son consistentes con lo esperado; sin embargo, a priori, sobre la base de cifras para Estados Unidos—donde aún no se puede explicar el equity premium—, la diferencia entre las covarianzas consumo-IGPA y consumo-PRBC no parece ser lo suficientemente significativa como para explicar el diferencial de retornos reportado¹⁰.

De este modo, las covarianzas entre la tasa de crecimiento del consumo y los activos en cuestión serían correctas en un sentido cualitativo, no ocurriendo así en términos cuantitativos. En otras palabras, el análisis preliminar de los datos indicaría que probablemente el equity premium también constituye un puzzle para el caso chileno.

TASA DE INTERES DE LOS PAGARES REAJUSTABLES DEL BANCO CENTRAL A 90 DIAS
TASA EQUIVALENTE A 90 DIAS
1986.01-1996.06

GRAFICO 1

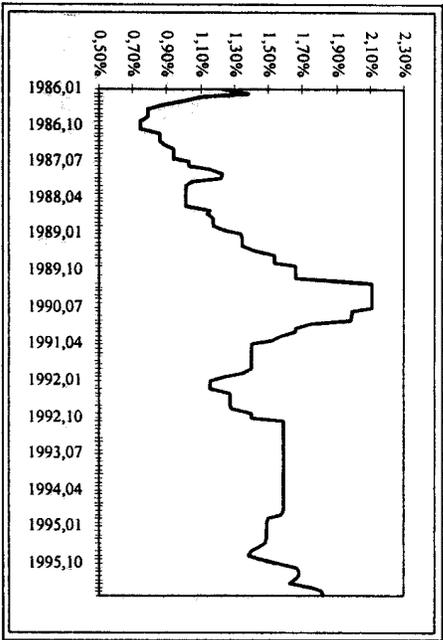
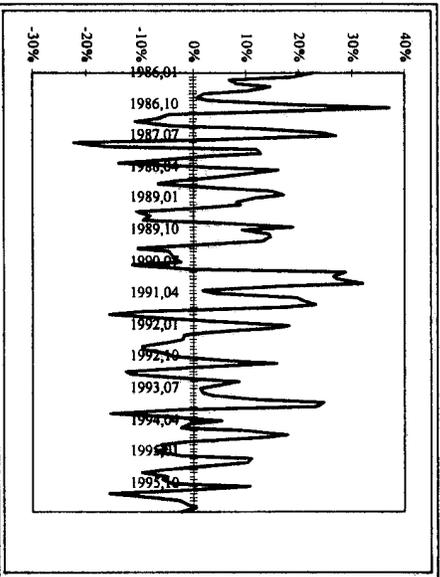
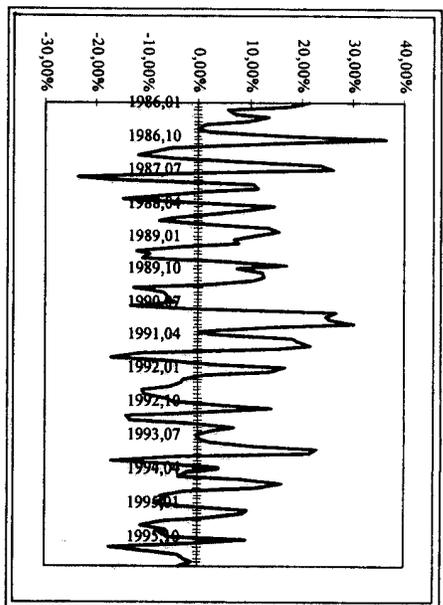


GRAFICO 2
RETORNO REAL DEL IGPA
TASA EQUIVALENTE A 90 DIAS
1986.01-1996.06



Fuente: Banco Central de Chile.
Nota: Corresponde a la variación trimestral del IGPA.

GRAFICO 3
EQUITY PREMIUM
TASA EQUIVALENTE A 90 DIAS
1986.01-1996.06



CUADRO 1

CARACTERIZACION DEL EQUITY PREMIUM EN CHILE Y ESTADOS UNIDOS

Estadigrato	Chile 1986.01: 1996.06		Estados Unidos 1889-1978	
	PRBC 90 días	IGPA	Bonos del Tesoro	S & P 500
Promedio (tasa equivalente a 90 días)	1.41%	4.02%	0.25%	1.71%
Desv. Estándar	0,0033	0,1180	0,0138	0,0403
Coef. de Desv. Tipica	0,2342	2,9372	0,1801	0,4229
Covarianza Consumo-Retorno				
Indice de Ventas de la SOFOFA	-0,00001	-0,00015		
IMACEC	-0,00001	-0,00018		
Consumo Per-Capita			-0,000193	0,00219

Nota: En el caso de Chile la frecuencia de los datos es mensual. El promedio, desviación estándar y coeficiente de desviación se calcularon sobre el retorno equivalente a 90 días. En cuanto a los coeficientes de correlación, con el fin de ser consistente con la teoría, éstos se calcularon empleando las tasas brutas de crecimiento de las proxies del consumo y las tasas de retorno bruto para el IGPA y los PRBC a 90 días. Por su parte, la frecuencia sobre la cual se calculan los estadígrafos relevantes para Estados Unidos es anual (Kocherlakota, 1996).

Nota: Elaborado sobre la base de los Gráficos 1 y 2.

IV. Evaluación Comparada de Modelos de Valoración de Activos para el Caso Chileno

Los modelos sujetos a evaluación son: i) modelo tiempo separable y preferencias CRRA; ii) preferencias generalizadas de utilidad esperada (GEU); iii) modelo de cash-in advance; y iv) discretización de la actividad económica. La metodología empleada, en términos generales, es aplicar el test de distancia de Cochrane y Hansen (sección 2.2) para medir la magnitud de la diferencia entre el segundo momento de las tasas marginales de sustitución generadas a partir de cada modelo con el límite de volatilidad que se deriva de los datos al aplicar la metodología de Hansen y Jagannathan (sección 2.1), permitiendo de este modo jerarquizar el poder explicativo de los modelos sujetos a evaluación.

Para tales efectos, en la sección 4.1 se estima económicamente cada modelo y, simultáneamente, se contrastan tales estimaciones con el límite de volatilidad de Hansen y Jagannathan. Posteriormente, en la subsección 4.2 se aplica el test de Cochrane y Hansen a cada modelo para diferentes valores del coeficiente de aversión al riesgo.

4.1 Estimación de los modelos

4.1.1 Modelo tiempo separable y preferencias CRRA

La elección de este modelo obedece a que constituye el marco de referencia básico en la teoría de valoración de activos. En este sentido, las variantes estudiadas en este artículo son analizadas desde una perspectiva incremental en relación a este modelo.

El elemento central de este modelo es el uso de preferencias caracterizadas por un coeficiente de aversión relativo al riesgo constante -CRRA-. Es decir, independiente del nivel de consumo de los agentes, la valoración marginal del consumo presente y futuro no varía. Más formalmente, la función de utilidad es:

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\beta^j (C_{t+j})^{1-\alpha}}{1-\alpha} \quad (14)$$

donde, α es el coeficiente de aversión al riesgo y β el factor de descuento¹¹.

Sobre la base de (14) y la restricción presupuestaria de los agentes, se obtienen las siguientes condiciones de primer orden:

$$E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \cdot (R_{t+1}^i - R_{t+1}^f) \right] = 0 \quad (15)$$

$$\beta E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \cdot R_{t+1}^f \right] = 1 \quad (16)$$

donde R^s y R^f corresponden al retorno accionario y al activo libre de riesgo en el período t , respectivamente.

Los parámetros de preferencia intertemporal y de aversión al riesgo que se derivan de (16) fueron estimados por GMM¹². Cabe señalar que a fin de evitar los sesgos de estimación propios de los patrones de correlación intertemporal que exhiben las series de tiempo, se empleó un procedimiento paramétrico espectral para construir una matriz ponderadora consistente con heterocedasticidad y autocorrelación del tipo propuesto por Andrews y Monahan (1991).

Los resultados se presentan en el Cuadro 2. En dicho Cuadro se observa que, independiente de la proxy de consumo que se emplee, el factor de descuento es aproximadamente 0,999. Dicho coeficiente, en estado estacionario - crecimiento igual a 0 -, implicaría una tasa de interés real de aproximadamente 4% anual¹³.

Por su parte, empleando el IMACEC como proxy del consumo, el coeficiente de aversión al riesgo estimado es 0,62, en tanto que si la proxy utilizada es el IVS, el coeficiente estimado es 0,44. La diferencia entre ambas estimaciones radica en sus implicancias sobre la actitud al riesgo de los agentes. Específicamente, si se emplea como proxy del consumo el IMACEC se rechaza la hipótesis nula de que los agentes son neutrales al riesgo con un 95% de confianza - $H_0: \alpha=0$ -, mientras que si consideramos las estimaciones en base al IVS no se rechaza tal hipótesis¹⁴.

Además, y como se observa en los Gráficos 4 y 5, los parámetros estimados son menores a aquellos implícitos en el límite de Hansen y Jagannathan. Dicho resultado equivale a plantear que a pesar de existir una covarianza positiva entre el consumo y el retorno accionario (Cuadro 1), ésta no es lo suficientemente significativa como para que un inversionista con un coeficiente de aversión al riesgo menor a 0,6 esté dispuesto a prestar e invertir en activos distintos a aquel libre de riesgo¹⁵.

CUADRO 2

ESTIMACION MODELO TIEMPO SEPARABLE CON PREFERENCIAS CRRA

Parámetro	Proxy Consumo: IMACEC ¹		Proxy Consumo: IVS ²	
	Coef. estimado	Desv. estándar	Coef. estimado	Desv. estándar
α	0,619	0,217	0,444	0,862
β	0,999	0,005	0,997	0,011
p	1,613			
α implícito H-J ³	3,186		335	
P-Value ⁴	0,512		0,932	

Nota: α = coeficiente de aversión relativo al riesgo. β = tasa subjetiva de descuento. p = elasticidad de sustitución intertemporal. 1 = las variables instrumentales empleadas son las tasas de crecimiento bruta del IVS e IMACEC rezagadas 1 período y el PRBC rezagado 2 períodos. 2 = las variables instrumentales empleadas son el precio del cobre rezagado 1 y 2 períodos y la tasa de crecimiento bruta del M1A. 3 = corresponde al coeficiente de aversión al riesgo que, dada la tasa de descuento estimada para cada caso, permite estimar un par de media y desviación estándar de la tasa marginal de sustitución que sea compatible con el límite de Hansen y Jagannathan. 4 = corresponde al p-value del test de sobreidentificación.

GRAFICO 4
 MODELO TS-CRRA
 PROXY DEL CONSUMO = IVS

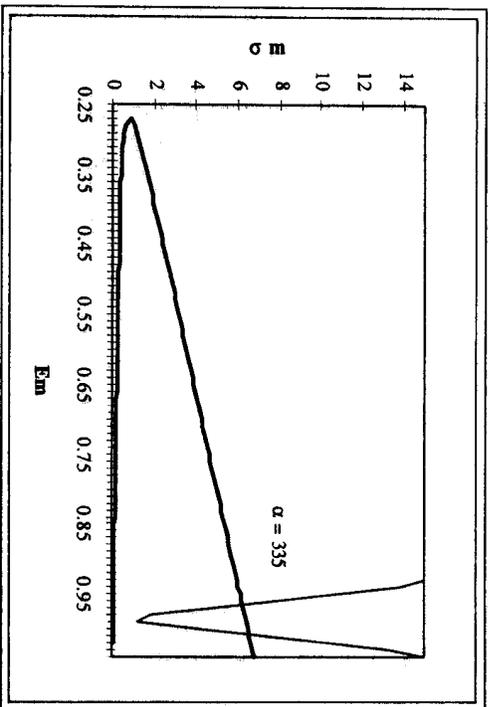
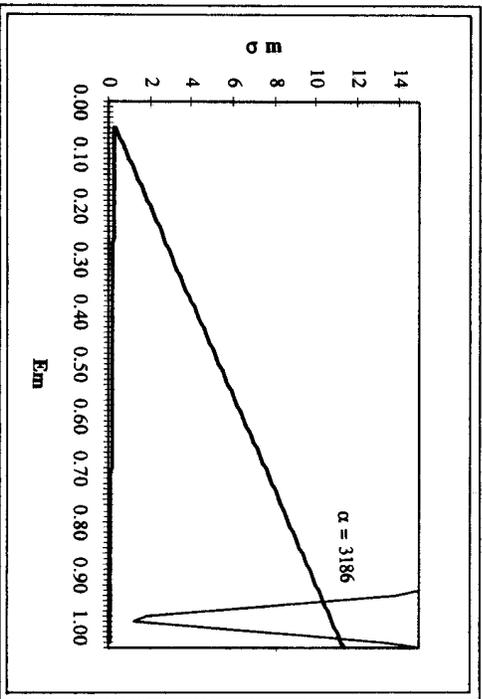


GRAFICO 5
 MODELO TS-CRRA
 PROXY DEL CONSUMO = IMACEC



4.1.2 Preferencias Generalizadas de Utilidad Esperada (GUE)

El principal aporte de este tipo de funciones es establecer explícitamente la diferencia entre el coeficiente de aversión al riesgo y la elasticidad de sustitución intertemporal¹⁶. Para estos efectos, la utilidad en el período t se expresa en función del consumo presente y un flujo de utilidades esperadas, lo que se realiza a través de la siguiente representación recursiva:

$$U_t = \left(C_t^{1-p} + \beta (E_t U_{t+1}^{1-\alpha})^{1-p} \right)^{\frac{1}{1-p}} \quad (17)$$

donde, p es la elasticidad de sustitución intertemporal.

Nótese que las preferencias presentadas en 4.1.1 son un caso especial de (17) cuando $\alpha = p$ ¹⁷. Así, mientras que en un modelo TS-CRRA la explicación del equity premium se encuentra condicionada a una baja elasticidad de sustitución intertemporal, en el caso de preferencias GUE, α y p pueden ser simultáneamente altos.

De acuerdo a la ecuación (17), el perfil de consumo de un agente representativo debe cumplir con las siguientes condiciones de primer orden:

$$E_t \left[U_{t+1}^{p-\alpha} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-p} (R_{t+1}^i - R'_{t+1}) \right] = 0 \quad (18)$$

$$\beta E_t \left[(E_t U_{t+1}^{1-\alpha})^{\frac{1-p}{\alpha}} U_{t+1}^{p-\alpha} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-p} R'_{t+1} \right] = 1 \quad (19)$$

Un primer aspecto que se desprende de (18) y (19) es que la tasa marginal de sustitución intertemporal depende de variables no observadas – el nivel de utilidad esperado en el período $t+1$ –, lo que dificulta la capacidad de testear si los datos son consistentes o no con dichas condiciones. No obstante, suponiendo que el crecimiento futuro del consumo es estadísticamente independiente de la información disponible en t ¹⁸, aplicando la ley de proyecciones iteradas a (18) y (19) se obtiene:

$$E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \cdot (R_{t+1}^i - R'_{t+1}) \right] = 0 \quad (20)$$

$$\beta \left[E_t \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{1-\alpha} \right]^{\frac{p-\beta}{1-\alpha}} \left[E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \cdot R'_{t+1} \right] \right] = 1 \quad (21)$$

La estimación de los parámetros contenidos en (21) y su contrastación con el límite de volatilidad se presenta en el Cuadro 3 y los Gráficos 6 y 7, respecti-

CUADRO 3
ESTIMACION MODELO CON PREFERENCIAS DE UTILIDAD
ESPERADA GENERALIZADA

Parámetro	Proxy Consumo: IMACECI ¹		Proxy Consumo: IVS ²	
	Coeff. estimado	Desv. estándar	Coeff. estimado	Desv. estándar
α	1.452	0.252	1.285	0.075
β	0.979	0.004	0.982	0.001
ρ	1.352	0.219	1.223	0.074
α implícito H-J ³	1.591		320	
P-Value ⁴	0.812		0.260	

Nota: α = coeficiente de aversión relativo al riesgo. β = tasa subjetiva de descuento. ρ = elasticidad de sustitución intertemporal. I = las variables instrumentales empleadas son las tasas de crecimiento bruto del IVS e IMACEC rezagadas 1 y 2 periodos y el PRBC rezagado 1 y 2 periodos. 2 = ídem 1. 3 = corresponde al coeficiente de aversión al riesgo que, dada la tasa de descuento estimada para cada caso, permite estimar un par de media y desviación estándar de la tasa marginal de sustitución que sea compatible con el límite de Hansen y Jagannathan. 4 = corresponde al p-value del test de sobreidentificación.

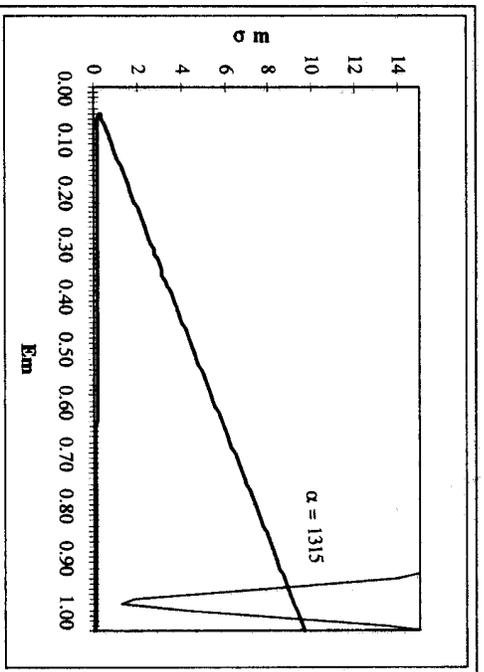
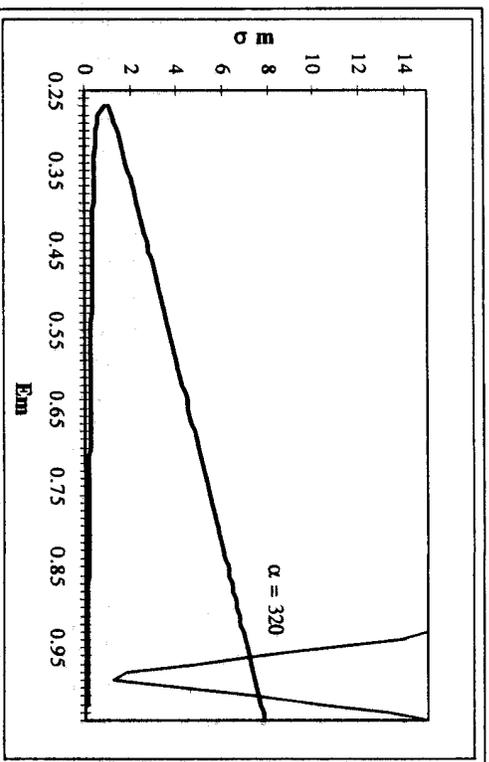


GRAFICO 6
MODELO GEU
PROXY DEL CONSUMO = IMACEC

GRAFICO 7
MODELO GEU
PROXY DEL CONSUMO = IVS



vamente. La conclusión, al igual que en el caso anterior, es que los parámetros estimados son significativamente inferiores a los requeridos para conciliar el modelo con la evidencia disponible. En este sentido, la potencial ventaja de modelar por separado la actitud al riesgo y el crecimiento $-\alpha$ y ρ , si bien puede tener un aporte para la explicación del equity premium, ésta no permite dar cuenta por sí sola de los hechos estilizados que aquí se analizan.

4.1.3 Cash-in-advance

El modelo de cash-in-advance empleado en esta subsección es similar al presentado en Lucas (1978), donde el dinero es inyectado a la economía a través de operaciones de mercado abierto o vía transferencias de suma alzada, y el gobierno emite circulante o se endeuda para pagar su deuda en el periodo actual. Por su parte, los agentes deben asignar su riqueza en bienes y acciones antes de conocer la realización de las políticas del gobierno, siendo la compra de acciones el mecanismo para transferir consumo de un periodo a otro. Empleando el marco anterior, el modelo de Lucas puede ser formulado empíricamente como¹⁹:

$$\beta E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \cdot \frac{P_t}{P_{t+1}} \cdot \frac{1}{m_{t+1}} \cdot R_{t,t+1} \right] = 1 \quad (22)$$

$$\beta E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \cdot \frac{P_t}{P_{t+1}} \cdot \frac{1}{m_{t+1}} \cdot (1+i_{t-1}) \right] = 1 \tag{23}$$

donde $R_{t-1}^{E_t}$ corresponde al retorno del activo riesgoso entre el final del período $t-1$ y el final del período t , i_t es la tasa de interés nominal y m_t es la tasa de crecimiento bruta del dinero en el período t . Como se observa en (22) y (23), a través de una especificación de este tipo, debido a la presencia del riesgo inflación-inflación esperada vs. efectiva-, se facilita la presencia de un mayor equity premium.

La estimación de (23) se presenta en el Cuadro 4. Cabe destacar que en este caso, a diferencia de los anteriores, la tasa de descuento estimada es superior a 1, lo que para los estándares tradicionales podría parecer contradictorio. Sin embargo, para economías en crecimiento, como es el caso de Chile para el período en estudio -en promedio aproximadamente 6% anual-, Kocherlakota (1990) demuestra que este resultado es consistente con modelos de competencia perfecta.

En cuanto al coeficiente de aversión al riesgo, independiente de la proxy del consumo que se emplee, el valor estimado es superior al reportado para el modelo tradicional (TS-CRRA). Sin embargo, dada la desviación estándar de las estimaciones, empleando un 95% de confianza, no se rechaza la presencia de agentes neutrales al riesgo - $\alpha=0$ -. En todo caso, al igual que en los modelos anteriores, los resultados obtenidos no permiten capturar en su totalidad los hechos estilizados del mercado financiero. En efecto, empleando como proxies del consumo el IVS y el IMACEC, sólo un nivel de α superior a 328 y 1.583, respectivamente, permitiría obtener desviaciones estándares de la tasa marginal de sustitución consistentes con el límite de Hansen y Jagannathan (Gráficos 8 y 9).

CUADRO 4

ESTIMACION MODELO DE CASH-IN-ADVANCE

Parámetro	Proxy Consumo: IMACEC ¹		Proxy Consumo: IVS ²	
	Coef. estimado	Desv. estándar	Coef. estimado	Desv. estándar
α	1,042	0,036	1,031	0,018
β	1,743	1,702	1,112	0,918
ρ	0,573			
α implícito H-J ³	1,583		328	
P-Value ⁴	0,272		0,342	

Nota: α = coeficiente de aversión relativo al riesgo. β = tasa subjetiva de descuento. ρ = elasticidad de sustitución intertemporal. 1 = las variables instrumentales empleadas son las tasas de crecimiento bruto del IVS rezagadas 1 y 2 períodos y el PRBC rezagado 1 período. 2 = ídem 1. 3 = corresponde al coeficiente de aversión al riesgo que, dada la tasa de descuento estimada para cada caso, permite estimar un par de media y desviación estándar de la tasa marginal de sustitución que sea compatible con el límite de Hansen y Jagannathan. 4 = corresponde al p-value del test de sobreidentificación

GRAFICO 8
MODELO CASH-IN-ADVANCE
PROXY DEL CONSUMO = IVS

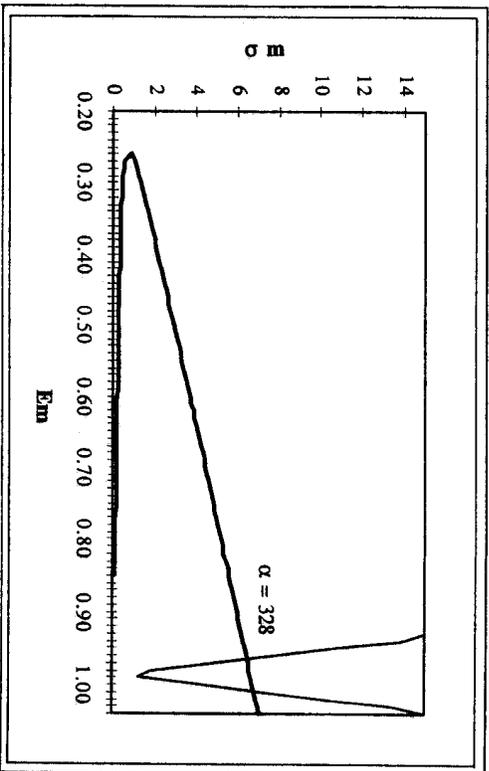
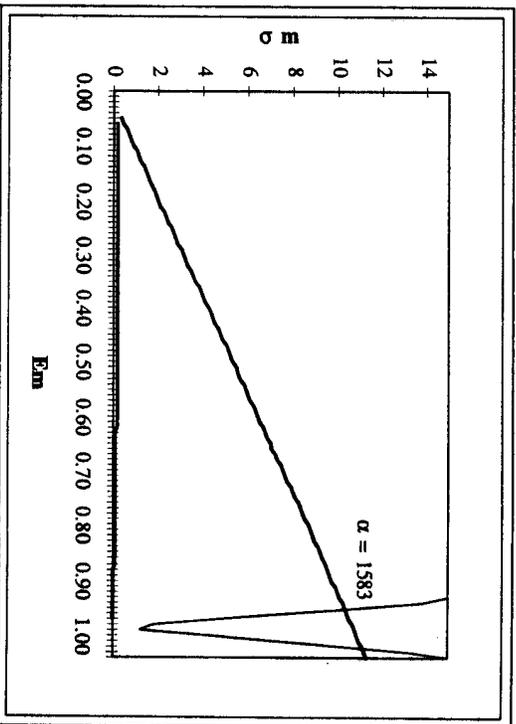


GRAFICO 9
MODELO CASH-IN-ADVANCE
PROXY DEL CONSUMO = IMACEC



4.1.4 *Discretización de la actividad económica*

La estructura de este modelo –preferencias y restricción presupuestaria– es similar a la presentada en el punto 4.1.1²⁰, donde la variante para este caso corresponde a la modelación del nivel de producción $y_t y$, por ende, del consumo c_t , empleando para tal propósito un modelo que permita discretizar los posibles estados de la economía. La motivación de lo anterior es simple: los propietarios de acciones demandarán un mayor retorno para compensar probables pérdidas asociadas a crisis en los mercados financieros²¹. Específicamente, se supone que $y_t y$, c_t pueden ser representadas por:

$$y_{t+1} = x_{t+1} \cdot y_t = c_{t+1} \quad (24)$$

donde $x_{t+1} \in (\lambda_1, \dots, \lambda_n) \subseteq R^+$ es la tasa de crecimiento bruta de la economía y sigue un proceso markoviano ergódico del siguiente tipo²²:

$$Prob(x_{t+1} = \lambda_j | x_t = \lambda_i) = \phi_{ij} \quad (25)$$

En un contexto como el descrito, el precio de los activos en el período t puede ser representado en función del estado prevalecte en la economía, según lo señalan las siguientes condiciones de primer orden:

$$P^s(y_t, x_t) = E_t \left\{ \beta (y_{t+1}^{-\alpha}) [y_{t+1} + P^s(y_{t+1}, x_{t+1})] y_t^\alpha \right\} \quad (26)$$

$$P^f(y_t, x_t) = E_t \left\{ \beta \left(\frac{y_{t+1}}{y_t} \right)^{-\alpha} \right\} \quad (27)$$

donde $y_t y$, y_{t+1} reemplazan a $c_t y$, c_{t+1} , $y_t y$, y_{t+1} , a $U^f(c_t)$ y $U^f(c_{t+1})$ en las ecuaciones (15) y (16) –modelo TS-CRRA–, respectivamente.

Nótese que las ecuaciones (24) a (27) implican que los niveles futuros del producto y consumo pueden ser estimados empleando tan sólo información del estado en que se encuentre la economía en t . Así, redefiniendo el estado de la economía por (c, j) , donde $y=c$ y $x_j=\lambda_j$, las ecuaciones (26) y (27) pueden ser reescritas del siguiente modo:

$$P^s(c, j) = \beta \sum_{j=1}^n \phi_{ji} (\lambda_j c)^{-\alpha} \left[P^s(\lambda_j, c, j) + \lambda_j c \right] c^\alpha \quad (28)$$

$$P^f(c, j) = \beta \sum_{j=1}^n \phi_{ji} (\lambda_j)^{-\alpha} \quad (29)$$

Seguidamente, explotando el hecho de que los precios de los activos son homogéneos de grado 1 en el consumo, la ecuación (28) puede ser expresada como:

$$P^s(c, j) = w_j c \quad (30)$$

donde w_j es un coeficiente no determinado.

Adicionalmente, mediante simple manipulación algebraica de (28) y (30), se tiene:

$$w_j = \beta \sum_{j=1}^n \phi_{ji} \lambda_j^{1-\alpha} (w_j + 1) \quad (31)$$

En consecuencia, si el estado de la economía en t y $t+1$ es (c, i) y $(\lambda_j c, j)$, respectivamente, entonces, el retorno del activo riesgoso será:

$$r_{ij}^s = \frac{P^s(\lambda_j, c, j) + \lambda_j c - P^s(c, i)}{P^s(c, i)} = \frac{\lambda_j (w_j + 1)}{w_i} - 1 \quad (32)$$

En tanto que el retorno esperado en el estado i será:

$$R_i^s = \sum_{j=1}^n \phi_{ji} \cdot r_{ij}^s \quad (33)$$

Análogamente, el retorno del activo libre de riesgo estará determinado por:

$$R_i^f = \frac{1 - P^f(c, i)}{P^f(c, i)} = \frac{1}{P^f(c, i)} - 1 \quad (34)$$

Finalmente, considerando las probabilidades estacionarias del proceso markoviano para el crecimiento de la economía $-\pi \in R^{n+}$, donde $\pi = \phi^T \pi$, $\sum_i \pi_i = 1$, y $\phi^T = \{\phi_{ji}\}$, el retorno esperado incondicional de los activos será:

$$R^s = \sum_{i=1}^n \pi_i R_i^s \quad (35)$$

$$R^f = \sum_{i=1}^n \pi_i R_i^f \quad (36)$$

De este modo, la diferencia de las ecuaciones (35) y (36) corresponde al equity premium esperado. Nótese que dadas las características del modelo empleado, el equity premium debe ser similar al estimado en 4.1.1 –modelo TS-CRRA–, radicando la ventaja de modelar los estados de transición en la simulación de variantes a la matriz de transición $-\phi$ y del vector de estados $-\lambda$.

Sobre la base de lo anterior, se tiene que la estimación del retorno esperado del activo libre de riesgo y del activo riesgoso—ecuaciones (35) y (36)— requiere estimar el proceso que caracteriza el nivel de actividad económica—es decir, λ , ϕ , π —. Para estos efectos, se empleó el procedimiento de cuadratura propuesto por Tauchen (1986). Los supuestos usados en dicha estimación fueron:

- i) La existencia de tres posibles estados para la economía. La elección de este número de estados no es aleatoria. El motivo principal radica en Reitz (1988), ya que en dicho estudio se da una posible solución al equity premium discretizando la economía en tres y no en dos estados como en Mehra y Prescott (1985).
- ii) La tasa de crecimiento de la economía sigue un proceso AR(1). Al respecto, si bien un modelo AR(1) no es una aproximación exacta para el crecimiento trimestral del consumo, un modelo lo suficientemente complejo podría tomar inmanejable el método de solución aquí empleado, sin que esto se traduzca en una variación significativa de los resultados (Burnside, 1994)²³.

Aplicando los anteriores supuestos, se obtuvieron las siguientes matrices de transición y vectores de estados:

$$\phi_j^{IVS} = \begin{bmatrix} 0,777 & 0,219 & 0,004 \\ 0,167 & 0,667 & 0,166 \\ 0,004 & 0,219 & 0,777 \end{bmatrix} \quad \lambda_j^{IVS} = \begin{bmatrix} 0,00701 \\ 0,01518 \\ 0,02335 \end{bmatrix}$$

$$\phi_j^{IMACEC} = \begin{bmatrix} 0,802 & 0,194 & 0,004 \\ 0,167 & 0,667 & 0,666 \\ 0,004 & 0,194 & 0,802 \end{bmatrix} \quad \lambda_j^{IMACEC} = \begin{bmatrix} 0,01282 \\ 0,01691 \\ 0,02100 \end{bmatrix}$$

donde el elemento ϕ_j de la matriz de transición se interpreta como la probabilidad de que la economía en el período $t+1$ se encuentre en el estado j , dado que en el período t se encontraba en el estado i , y el supraindíce IVS e IMACEC indican la proxy del consumo empleada.

Posteriormente, una vez estimados ϕ , λ y π ²⁴, sustituyendo en las ecuaciones (35) y (36) se obtiene el equity premium esperado. A fin de sensibilizar los resultados obtenidos, se empleó un segundo set de matrices de transición que modelan el estado recesivo de la economía como uno de naturaleza absorbente. Es decir, cuando la economía se encuentra en un período recesivo en el período t , la probabilidad de experimentar un boom económico en el período $t+1$ es 0. En tanto que la probabilidad de pasar a un estado normal o permanecer en un estado recesivo se supusieron iguales—es decir 0,5 para cada uno de estos estados—²⁵.

Emplear un marco metodológico como el descrito, como se puede apreciar en el Cuadro 5, de modo similar a Reitz (1988), permitiría “explicar” el equity premium—2,6% trimestral—, sin embargo, para valores de $\alpha = 2,5$, esto sólo es posible si suponemos que la tasa de crecimiento esperada en el estado recesivo es superior a—75% trimestral. lo cual resulta poco plausible de sustentar.

CUADRO 5
SIMULACIONES DE EQUITY PREMIUM CON MODELO
DE DISCRETIZACION DE LA ECONOMIA

Crecimiento en Estado Recesivo	Proxy del Consumo = IMACEC				
	Matriz de Transición = Método de Cuadratura Tauchen				
	Equity Premium Trimestral				
	$\alpha=1,0$	$\alpha=2,5$	$\alpha=5,0$	$\alpha=7,5$	$\alpha=10,0$
-90% trim.	2,75%	5,05%	5,10%	4,76%	6,45%
-75% trim.	1,03%	2,14%	3,22%	3,25%	2,85%
-50% trim.	0,34%	0,77%	1,34%	1,75%	1,97%
-25% trim.	0,08%	0,19%	0,36%	0,57%	0,66%
-15% trim.	0,03%	0,08%	0,16%	0,24%	0,31%
-5% trim.	0,01%	0,02%	0,04%	0,06%	0,08%

Crecimiento en Estado Recesivo	Proxy del Consumo = IVS				
	Matriz de Transición = Método de Cuadratura Tauchen				
	Equity Premium Trimestral				
	$\alpha=1,0$	$\alpha=2,5$	$\alpha=5,0$	$\alpha=7,5$	$\alpha=10,0$
-90% trim.	3,77%	6,87%	6,01%	5,01%	6,51%
-75% trim.	1,40%	3,01%	4,22%	3,90%	3,20%
-50% trim.	0,45%	1,07%	1,87%	2,34%	2,51%
-25% trim.	0,10%	0,26%	0,50%	0,72%	0,92%
-15% trim.	0,04%	0,11%	0,22%	0,33%	0,44%
-5% trim.	0,01%	0,03%	0,05%	0,08%	0,11%

Crecimiento en Estado Recesivo	Proxy del Consumo = IVS				
	Matriz de Transición = Estado Recesivo Absorbente				
	Equity Premium Trimestral				
	$\alpha=1,0$	$\alpha=2,5$	$\alpha=5,0$	$\alpha=7,5$	$\alpha=10,0$
-90% trim.	2,88%	5,23%	5,40%	5,41%	6,52%
-75% trim.	1,08%	2,23%	3,32%	3,46%	3,14%
-50% trim.	0,36%	0,80%	1,38%	1,80%	2,02%
-25% trim.	0,08%	0,20%	0,37%	0,53%	0,68%
-15% trim.	0,04%	0,09%	0,17%	0,25%	0,32%
-5% trim.	0,01%	0,02%	0,04%	0,06%	0,09%

Nota: Los parámetros de descuento intertemporal empleados corresponden a aquellos obtenidos a partir de la ecuación (12)—TS-CRRA—.

4.2 Evaluación comparada de los modelos

La evaluación del aporte incremental de cada modelo es simple: entre más cercanas sean las estimaciones de las tasas marginales de sustitución al límite de volatilidad más apropiados serán los modelos. Más formalmente, se contrasta el límite de volatilidad de Hansen y Jagannathan con aquellos pares de media y desviación estándar del coeficiente de aversión al riesgo (α) para cada modelo —siendo la tasa de descuento γ , en el caso de las preferencias GEU, la elasticidad de sustitución equivalente a la presentada en los Cuadros 2 a 4—. Así, el test de Hansen y Cochrane mide la brecha entre el límite de Hansen y Jagannathan y la curva resultante de la simulación de pares de media y volatilidad a partir de cada modelo.

Los resultados se presentan en el Cuadro 6. Como primer resultado, independiente de la proxy del consumo que se emplee, para los modelos TS-CRRA, GEU y Cash-in-Advance, empleando un nivel de confianza del 95%, se rechaza que para coeficientes de aversión al riesgo menores a 20 dichos modelos repliquen pares de media y desviación estándar consistentes con la evidencia observada.

Complementariamente, los Gráficos 10 y 11 comparan el test de Cochrane y Hansen estimado para cada modelo. Sobre la base de dichos Gráficos, y del Cuadro 6, se tiene que emplear preferencias del tipo GEU se traduce en un aporte explicativo mayor al de incorporar el dinero a través de un enfoque de cash-in-advance. Esta conclusión es independiente de la proxy del consumo empleada, pero la magnitud del diferencial del aporte explicativo entre los modelos es mayor cuando se emplea el IMACEC. Por ejemplo, para el modelo TS-CRRA con un coeficiente de aversión al riesgo igual a 20, se tiene que empleando el IMACEC el valor estimado del test es al menos 4 veces superior al estimado con el IVS.

Lo anterior pone de manifiesto la importancia de la medición de las variables a emplear. Tema que por cierto no ha estado exento de opiniones en la literatura. Al respecto, Hamilton (1994) presenta una visión bastante crítica, señalando que la determinación del modelo y las series a emplear son problemáticas de igual importancia para el investigador. Por otra parte, un ejemplo clásico lo constituye Prescott (1986), donde se señala que la evidencia en contra de los modelos de ciclos de negocios reales es un reflejo de la inadecuada medición de las series económicas. Finalmente, una aproximación más pragmática al tema se encuentra en Osborne (1984), donde, según M. Friedman, el dinero se define como aquel agregado cuyo comportamiento presenta una mayor similitud con lo que la teoría predice.

CUADRO 6
TEST DE COCHRANE Y HANSEN

		Proxy del Consumo IMACEC		
Coeficiente de Aversión al Riesgo	TS-CRRA	Modelo	Modelo de	
		GEU	Cash-in-Advance	
1	-0,640	-0,154	-0,199	
5	-0,817	-0,120	-0,126	
10	-0,805	-0,119	-0,121	
15	-0,901	-0,117	-0,121	
20	-0,934	-0,129	-0,123	
Valor Crítico 95%		-0,05	-0,05	-0,05

		Proxy del Consumo IVS		
Coeficiente de Aversión al Riesgo	TS-CRRA	Modelo	Modelo de	
		GEU	Cash-in-Advance	
1	-0,150	-0,210	-0,376	
5	-0,195	-0,150	-0,233	
10	-0,204	-0,147	-0,219	
15	-0,210	-0,145	-0,217	
20	-0,215	-0,152	-0,218	
Valor Crítico 95%		-0,05	-0,05	-0,05

Nota: La tasa de descuento y elasticidad de sustitución intertemporal empleada para cada modelo corresponde a la estimada por GMM (ver Cuadros 2 a 4).

GRAFICO 10
PROXY DEL CONSUMO = IMACEC

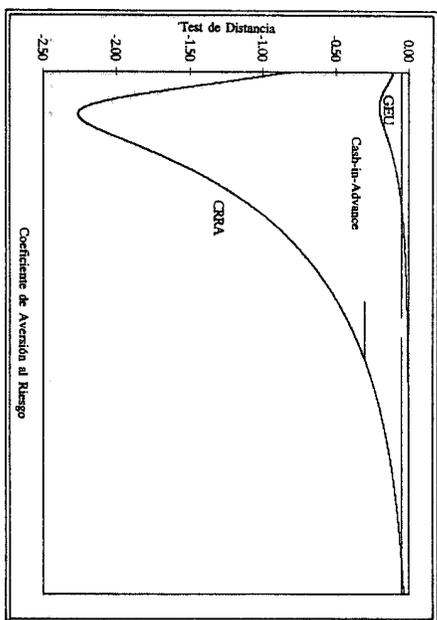
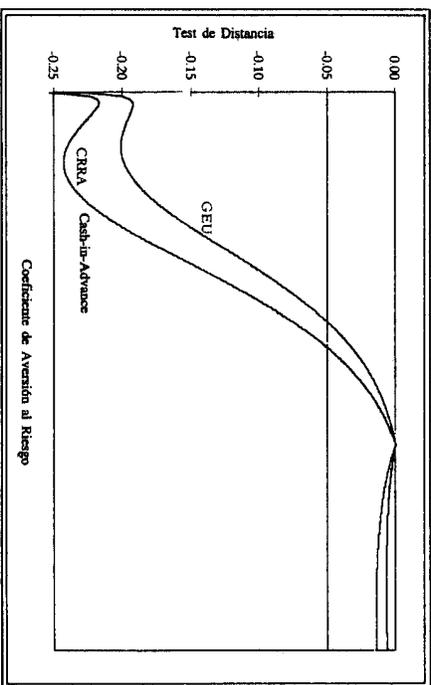


GRAFICO 11
PROXY DEL CONSUMO = TVS



V. Conclusiones

Chile no es la excepción a la presencia del equity premium puzzle. Aún más, la magnitud del equity premium en nuestro país es sustancialmente superior a lo reportado para otras economías. Al respecto, basta mencionar que en Estados Unidos los estudios realizados permiten explicar el equity premium empleando un coeficiente de aversión al riesgo de aproximadamente 10, mientras que en Chile sólo puede ser explicado empleando un coeficiente de una magnitud al menos superior a 300 o, en su defecto, suponiendo estados recesivos superiores al 75% trimestral.

En términos del aporte incremental de las variantes propuestas al modelo TS-CRAA, la modificación de las preferencias (GEU), en relación a la incorporación de dinero a través de un modelo de cash-in advance, tiene un mayor poder explicativo de las regularidades empíricas del mercado financiero chileno.

Sin embargo, la magnitud de los coeficientes de aversión al riesgo que requieren los modelos evaluados, sugiere que las modificaciones necesarias en este tipo de modelos van más allá de variaciones parciales — e.g., cambio de las preferencias—. En este sentido, si bien el objetivo principal de este estudio es determinar el poder explicativo incremental de determinados modelos, la brecha existente entre estos modelos y la realidad es de una magnitud tal que no permite mantener una posición pasiva al respecto.

En síntesis, si bien los modelos tradicionales han sido exitosos en capturar ciertas regularidades empíricas de las series macroeconómicas, sus implicancias para la valoración de activos se encuentran bastante alejadas de la realidad. Por lo tanto, se deben continuar los esfuerzos en esta área de investigación con el fin poder conciliar la teoría con la empiria. Al respecto, futuras estimaciones de los modelos aquí evaluados deberán ser enriquecidas por elementos tales como, mecanismos de aprendizajes alternativos, costos de ajuste, apertura de la economía, acumulación de capital, incorporación del gobierno y rigideces en los mercados.

Notas

- 1 En el caso de Estados Unidos, entre 1880 y 1980, el diferencial de retornos entre el mercado accionario y los bonos del tesoro fue 1,5% trimestral, mientras que el equity premium subyacente a los modelos tradicionales de valoración de activos es del orden de 0,1% trimestral (Mehta y Prescott, 1985; Kocherlakota, 1996).
- 2 Fenómeno que Cochrane y Hansen (1992) denominaron "industria de soluciones". Sin embargo, cabe señalar que a pesar de que los esfuerzos realizados no han sido exitosos, éstos han permitido comprender de mejor modo las propiedades de los modelos de valoración de activos, además de generar nuevas formas de validar empíricamente las implicaciones de este tipo de modelos.
- 3 Si bien es cierto que estimaciones recientes de modelos de RBC replican relativamente bien el primer momento del equity premium, éstos son incapaces de replicar adecuadamente momentos superiores.
- 4 Este tópico es desarrollado exhaustivamente en Cochrane y Hansen (1992).
- 5 Por ejemplo, otro puzzle financiero es el de la estructura temporal de las tasas de retorno. Para un análisis detallado ver Backus y Zin, 1989.

- 6 Esta sección se encuentra basada en Burnside (1994).
- 7 Obviamente, la mera comparación de las tasas no permite rechazar o no un modelo. Esto, debido a la injerencia que puedan tener los errores muestrales sobre las inferencias realizadas.
- 8 El retorno accionario trimestral se refiere a mantener un activo tres meses -madurez del activo libre de riesgo empleado-. En lo que sigue, todas las variables se miden a igual plazo.
- 9 En todo caso, ya que se emplea una frecuencia mensual en las estimaciones, resulta plausible plantear que los agentes, en cierta medida, incorporan a través del precio de cada acción las ganancias de dividendos esperadas. Además, debido a que en el caso chileno gran parte de las inversiones se financian con utilidades retenidas, los dividendos no incluyen significativamente en el retorno de una acción. Así, la variación mensual del ICPA constituiría una aproximación adecuada del retorno accionario y, de existir algún sesgo de estimación, éste tendería a subestimar el verdadero equity premium, constituyendo así una cola inferior para la evaluación de los diferentes modelos.
- 10 Tal comparación sólo se realiza con el objeto de dimensionar el orden de magnitud de las variables en estudio, analizándose formalmente en la sección IV si el equity premium constituye o no un puzzle para el caso Chile.
- 11 Nótese que en caso que $\alpha = 1$ -preferencias del tipo log hacia el riesgo-, bajo no separabilidad el modelo planteado es equivalente al CAPM tradicional.
- 12 El método de convergencia empleado en las estimaciones es Gauss-Newton. Debido a que los modelos estimados, en términos de no linealidades, son simples, la elección del punto de partida no es determinante en la estimación de dichos modelos. Por este motivo, no se implementó un algoritmo de optimización para la selección de los valores iniciales del proceso de convergencia.
- 13 Cabe señalar que la tasa de interés que se desprende de factor de descuento de 0,999 corresponde a un retorno trimestral, el cual, anualizado en forma compuesta, implica una tasa de interés real de 4% anual.
- 14 Es necesario señalar que debido al uso de GMM el valor estimado de α tiende a ser subestimado (Chunacero, 1997).
- 15 El beneficio marginal de vender activos libres de riesgo y comprar activos riesgosos depende proporcionalmente del grado de aversión al riesgo del inversionista.
- 16 Para un análisis detallado de las características de este tipo de preferencias ver Epstein y Zin (1989), Weil (1989) y Sargent y Tallarini (1994).
- 17 Cabe recordar que en el caso de las preferencias del tipo CRRA el coeficiente de aversión al riesgo es restringido al recíproco de la elasticidad de sustitución intertemporal.
- 18 Este supuesto ha sido empleado por Abel (1990), Epstein y Zin (1990) y Campbell y Cochrane (1995). Por su parte, Kandel y Stambaugh (1991), Kocherlakota (1990b) y Weil (1989) han mostrado que la incorporación de dependencia en el crecimiento del consumo no tiene mayor incidencia en los resultados obtenidos.
- 19 Debido a la extensión del modelo, se optó por presentar sólo su formulación empírica. Para un análisis detallado de su derivación ver Lucas (1978) y Altug y Labadie (1994). Las preferencias corresponden a las presentadas en 4.1.1.
- 20 Las preferencias se mantienen constantes con el fin de poder evaluar la incorporación de la discretización de la economía al modelo estándar de valoración de activos -TS-CRRA-.
- 21 En esta línea de investigación se tiene a Rietz (1988), el cual, a su juicio, explicó el equity premium. Sin embargo, tales resultados han sido rotundamente rechazados por Mehra y Prescott (1988). Esto, debido a que la "explicación" de Rietz se encuentra condicionada a fluctuaciones del producto que no guardan relación con un comportamiento plausible de la actividad económica. En efecto, en el artículo de Rietz la menor disminución en el consumo es de 25% y la mayor de 98% anual.
- 22 Una de las ventajas de emplear este enfoque es que permite generar la no estacionariedad que caracteriza el comportamiento del crecimiento en el consumo, siendo la correlación serial del consumo determinada por x .
- 23 Además, cabe señalar que una especificación de un modelo AR(1) es consistente con los trabajos de Mehra y Prescott (1985), Rietz (1988) y Kocherlakota (1990).
- 24 Dada la simetría de ϕ , por construcción, cada elemento del vector π es igual a $\frac{1}{n}$, donde n corresponde al número de estados posibles de la economía.
- 25 La elección de $\phi_{11} = 0$ implica que mientras el consumo puede retornar a su nivel pre-crash, sólo después de un período de tiempo prolongado su tasa de crecimiento retorna inmediatamente a su

nivel normal. Esto es ciertamente más plausible que una situación en que el consumo retorna inmediatamente a su nivel pre-crash. Por su parte, la elección de $\phi_{11} > 0$ permitiría la presencia de prolongados períodos de crecimiento excepcionalmente bajos. Esto último aumenta el nivel de riesgo del activo riesgoso y, por ende, disminuye las exigencias sobre el valor del coeficiente de aversión al riesgo y la probabilidad de crisis económica para explicar el equity premium.

Referencias

- ALTUG, S. y P. LABADIE (1994). *Dynamic Choice and Asset Markets*. Academic Press.
- ATKESON, A. y P. CHRISTOPHER (1994). "Reconsidering the Costs of Business Cycles with Incomplete Markets". *National Bureau of Economic Research Macroeconomics*.
- BACKUS, D., GREGORY, A. y S. ZIN (1989). "Risk Premium in the Term Structure: Evidence from Artificial Economies". *Journal of Monetary Economics*, 24 (3), 371-399.
- BROWN, D. y M. GIBBONS (1985). "A Simple Econometric Approach for Utility-Based Asset Pricing Models". *The Journal of Finance*, 40 (2), 359-381.
- BURNSIDE, C. (1994). "Hansen-Jagannathan Bounds as Classical Tests of Asset-Pricing Models". *Journal of Business & Economic Statistics*, 12 (1), 57-79.
- CHUMACEO, R. (1997). "Finite Sample Properties of Efficient Method of Moments". *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2, 35-51.
- COCHRANE, J. y L. HANSEN (1992). "Asset Pricing Explorations for Macroeconomics". National Bureau of Economic Research, *Working Paper* Nº 4088.
- CONSTANTONIDES, G. (1984). "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle". *Journal of Political Economy*, 98 (3), 514-543.
- EPSTEIN, L. y S. ZIN (1989). "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Approach". *Econometrica*, 57 (4), 937-969.
- EPSTEIN, L. y S. ZIN (1989). "Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis". *Journal of Political Economy*, 99 (2), 263-286.
- FAMA, E. (1991). "Efficient Capital Markets: II". *Journal of Finance*, 46 (5), 1575-1617.
- HAAN, W. y A. LEVIN (1996). "Inferences from Parametric and Non-Parametric Covariance Matrix Estimation Procedures". *Mimeo, Federal Reserve Board of Governors*.
- HAMILTON, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- HANSEN, L. y K. SINGLETON (1982). "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models". *Econometrica*, 50 (2), 1269-1286.
- HANSEN, L. y R. JAGANNATHAN (1991). "Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies". *Journal of Political Economy*, 99 (2), 285-304.
- JAGANNATHAN, R. y E. MCGRAHTAN (1995). "The CAPM Debate". *Mimeo, Federal Reserve Bank of Minneapolis*.
- KOCHERLAKOTA, N. (1990). "On Tests of Representative Consumer Asset Pricing Models". *Journal of Monetary Economics*, 26 (2), 285-304.
- KOCHERLAKOTA, N. (1996). "The Equity Premium: It's Still a Puzzle". *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIV, 42-71.
- LUCAS, R. (1978). "Asset Prices in an Exchange Economy". *Econometrica*, 46 (2), 1429-1445.
- LUCAS, R. (1990). "Liquidity and Interest Rates". *Journal of Economic Theory*, 50 (2), 237-264.
- MEHRA, R. y E. PRESCOTT (1985). "The Equity Premium: A Puzzle". *Journal of Monetary Economics*, 15 (2), 145-161.
- MEHRA, R. y E. PRESCOTT (1988). "The Equity Risk Premium: A Solution?". *Journal of Monetary Economics*, 22 (1), 117-131.
- NEWBY, W. y K. WEST (1987). "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". *Econometrica*, 55 (3), 777-787.
- NORMANDIN, M. y P. ST-AMOUR (1996). "Substitution, Risk Aversion, Taste Shocks, and Equity Premium". Université du Québec a Montréal, *Working Paper* Nº 39.
- OSBORNE, D. (1984). "Ten Approaches to the Definition of Money". *Economic Review*, 0 (0), 1-23. Federal Reserve Bank of Dallas.