

UN MODELO DE VECTORES AUTOREGRESIVOS PARA EL MERCADO FINANCIERO CHILENO*

CHRISTIAN A. JOHNSON**

Department of Economics
Duke University
Departamento de Economía
Universidad de Santiago de Chile

Abstract:

Using various econometric techniques, the paper estimates the impact that interest-rate-based stabilization policy has on asset prices. To this end, vector autoregressive (VAR), as well as cointegration, error correction, and bayesian models (BVAR) were used. The results show that the disequilibrium in these markets resulting from different shocks, disappear only one year after they occur. These findings suggest that there may be some benefits associated to a monetary policy aimed at short run financial market stabilization. This might avoid strong and persistent disequilibrium in equity and exchange markets.

1. Introducción

La secuencia que siguen algunas variables del mercado financiero aún son una incógnita en el campo de las finanzas y la macroeconomía. Diversas teorías se han elaborado con el fin de explicar el nivel alcanzado por los precios de ciertos activos financieros, como las acciones, la tasa de interés y, en el campo macroeconómico, el dólar.

La alta sensibilidad de estos mercados a medidas específicas adoptadas en el campo de estabilización tiene gran relevancia en materia de política económica. El utilizar como principal instrumento a la tasa de interés produce fuertes repercusiones en mercados que están relacionados a este activo. Es así como un incremento en la tasa de interés incentiva la entrada de capitales de corto plazo, con lo cual tiende a deprimirse el valor del dólar así como reducir el precio de otros activos como las acciones¹.

* Departamento de Economía, Facultad de Administración y Economía, Universidad de Santiago de Chile, Av. Bdo. O'Higgins 3363, Santiago, Chile.

** Se agradecen los comentarios de los editores de esta revista.

El principal objetivo de este estudio es cuantificar el impacto que tiene la política de estabilización (Vía manejo de la estructura de tasas de interés) sobre algunas variables claves del mercado financiero de corto plazo, tales como el precio de las acciones (IGPA) y el dólar paralelo, considerando que estas respuestas tienen una posible explicación en base a los mecanismos de transmisión ardua mencionados.

El estudio se divide principalmente en cuatro partes. Primero se evalúa la existencia de raíz unitaria en las series analizadas. Para eso se utilizan los tests clásicos de Dickey y Fuller, y además el test de Perron, para el caso de quiebres estructurales. Segundo, se realizan tests de cointegración y de multicointegración entre las variables que demostraron tener raíz unitaria, con el fin de construir un modelo dinámico bien especificado. Tercero, se efectúan las estimaciones de los distintos modelos VAR (simple, con corrección de errores de cointegración, y con corrección de errores de multicointegración). En esta sección, y a manera de exploración, se realiza una estimación del sistema utilizando un enfoque bayesiano. El proceso de estimación centra su atención en especificar estadísticamente el número de rezagos óptimo que debe tener el sistema a simular. Cuarto, se procede a realizar simulaciones de impulso-respuesta frente a shocks en la tasa de interés considerando los distintos modelos. Por último, se presentan las conclusiones.

2. Raíces unitarias

La literatura sobre testeo de raíces unitarias en procesos univariados² ha sido extensa. Anderson (1942), Anderson (1948), White (1958), Fuller (1976), Dickey y Fuller (1979), (1981), Hasza y Fuller (1979), Evans y Savin (1981a), (1984), Sargan y Bhargava (1983), Bhargava (1986), Phillips (1985a), (1986b), (1988), Sargan y Phillips y Durlauf (1985), Durlauf y Phillips (1988), Stock (1990), Said (1991), Lee y Siklos (1991), Christiano y Eichenbaum (1990), Shoenstein (1992), y Balke y Fomby (1991), son algunos ejemplos. Los resultados principales de estos estudios fueron la elaboración de una serie de tests tales como tests t para raíces unitarias en procesos univariados basados en valores críticos tabulados (Dickey-Fuller), tests basados en el estadístico Durbin-Watson (Sargan-Bhargava), tests en el caso en que la serie involucrada es $I(1)^3$ (Phillips) y, además, un creciente desarrollo en el estudio de las distribuciones de los estimadores.

La existencia de residuo innovación que se requiere en las ecuaciones estimadas para la aplicación de los tests Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller ampliado (DFA), son analizadas con tres clases de tests. Primero el test Durbin-Watson (DW) que permite testear si los residuos son 'blancos' (i.e., no correlacionados). La segunda clase de tests son los Box y Pierce (1970) y Ljung y Box (1978). Este último test se conoce como el estadístico Ljung-Box (Q). Tanto el test de Box-Pierce como el Ljung-Box son llamados 'portmanteau tests'. Como advertencia se puede señalar que en muestras pequeñas, junto con la sobre o subespecificación del modelo, el poder de estos tests disminuye⁴.

Por último, la tercera clase de tests utiliza la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos para formar una serie de tests entre los cuales podemos mencionar los de Tiao y Box (1981)⁵, Akaike (1969) y (1974), Hannan y Quinn (1979)⁶, y Schwarz (1978). Estos serán analizados más adelante en la etapa de selección óptima de rezagos del VAR.

En este estudio, con el fin de diferenciar si el proceso debe o no tener un componente de tendencia determinística, se estimaron dos tipos de ecuaciones para cada una

de las variables DSIIPA (logaritmo del IGPA desestacionalizado y en términos reales), DSTASA (logaritmo de uno más la tasa real de interés desestacionalizada), y DSDOLAR (logaritmo del promedio dólar vendedor-comprador del mercado paralelo, en términos reales y desestacionalizado):

$$x_t = c + \rho_1 x_{t-1} + \sum_{j=2}^k \rho_j \Delta x_{t-j} + \epsilon_t \quad (2.1)$$

$$x_t = c + \beta t + \rho_1 x_{t-1} + \sum_{j=2}^k \rho_j \Delta x_{t-j} + \epsilon_t \quad (2.2)$$

Los resultados de los tests de Ljung-Box y DW se presentan en el Cuadro 1⁷.

CUADRO 1

TESTS LJUNG-BOX Y DURBIN-WATSON

Rezagos	x_{t-1}	$+\Delta x_{t-1}$	$+\Delta x_{t-2}$	$+\Delta x_{t-3}$	$+\Delta x_{t-4}$
DSIGPA	sin tendencia	213.75 0.378	190.50 0.354	108.16 1.073	22.46 2.062
	con tendencia	242.42 0.339	201.03 0.409	64.94 1.174	22.01 2.023
					22.20 1.959
DSTASA	sin tendencia	27.206 1.864	22.235 1.921	22.057 1.963	23.414 1.920
	con tendencia	30.661 1.870	24.207 1.963	23.734 1.966	18.205 2.006
					19.645 2.013
DSDOLAR	sin tendencia	400.88 0.610	45.571 1.512	18.257 2.009	18.868 1.987
	con tendencia	216.00 0.644	48.245 1.549	18.800 2.005	19.717 1.989
					18.060 1.998

Al comparar los valores obtenidos en las estimaciones para el test de Ljung-Box⁸ y el DW con los valores de tabla (ver nota 8), se concluye que los procesos de las series desestacionalizadas se trabajarán con tendencia⁹, y con un número de rezagos k de tres para la variable DSIIPA (en adelante y_1), uno para DSTASA (en adelante y_2), y dos para DSDOLAR (en adelante y_3). Así, al trabajar con el número de rezagos óptimo se está garantizando que los residuos son innovación.

De aquí que finalmente la ecuación a estimar para el análisis de raíz unitaria, en el caso de y_1 (DSIGPA) será:

$$\Delta Y_{1,t} = c + \beta t + (\rho_1 - 1) Y_{1,t-1} + \sum_{j=2}^3 \rho_j \Delta Y_{1,t-j+1} + \epsilon_{1,t} \quad (2.1)$$

De igual manera la ecuación a estimar para y_2 (DSTASA) es:

$$\Delta Y_{2,t} = c + \beta t + (\rho_1 - 1) Y_{2,t-1} + \epsilon_{2,t} \quad (2.4)$$

mientras que en el caso de y_3 (DSDOLAR) será:

$$\Delta Y_{3,t} = c + \beta t + (\rho_1 - 1) Y_{3,t-1} + \rho_2 \Delta Y_{3,t-1} + \epsilon_{3,t} \quad (2.5)$$

De aquí podemos obtener los tests de DF y DFA para las tres variables. Los tests de Dickey y Fuller (1981) se presentan en el Cuadro 2.

CUADRO 2

TESTS DE RAÍCES UNITARIAS SIN MEDIA CAMBIANTE¹⁰

Variable	DSIGPA	DSTASA	DSDOLAR
ϕ_1	1.8944	10.761	3.1492
ϕ_2	4.8076	8.5615	2.4052
ϕ_3	5.1517	12.817	3.5207
$\tau_{\alpha\mu}$	0.06936	2.96724	2.46496
$\tau_{\alpha\tau}$	2.97885	0.45838	2.63715
$\tau_{\beta\tau}$	3.20071	1.89039	-0.96057
$\tau_{\rho_1}^{\mu}$	-3.00152	-5.07264	-2.63682
$\tau_{\rho_1}^{\mu}$	0.23106	-4.63382	-2.47463

El estadístico ϕ_1 asume $\beta = 0$ y su hipótesis nula es $[c, \rho_1] = [0, 1]$, mientras que ϕ_2 y ϕ_3 testean las hipótesis $[c, \beta, \rho_1] = [0, 0, 1]$ y $[\beta, \rho_1] = [0, 1]$, respectivamente. Por otro lado, $\tau_{\alpha\mu}$ es el test t asociado a la constante sin tendencia, $\tau_{\alpha\tau}$ es el test t asociado a la constante en la ecuación con tendencia, $\tau_{\beta\tau}$ es el test t asociado a la tendencia, $\tau_{\rho_1}^{\mu}$ es el test t asociado a y_{t-1} en la ecuación con tendencia, mientras que $\tau_{\rho_1}^{\mu}$ es el test t asociado a y_{t-1} en la ecuación sin la variable de tendencia.

Los valores relevantes para testear raíces unitarias según el test DF y DFA se representan en el Cuadro 3.

CUADRO 3

VALORES DE TABLA PARA TESTEAR RAÍCES UNITARIAS¹¹

Estadístico	90%	95%	97.5%	99%
ϕ_1	3.86	4.71	5.57	6.70
ϕ_2	4.16	4.88	5.59	6.50
ϕ_3	5.47	6.49	7.44	8.73
$\tau_{\alpha\mu}$	2.17	2.54	2.86	3.22
$\tau_{\alpha\tau}$	2.73	3.11	3.42	3.78
$\tau_{\beta\tau}$	2.38	2.79	3.14	3.53
$\tau_{\rho_1}^{\mu}$	1.61	1.95	n.d.	2.60
$\tau_{\rho_1}^{\mu}$	2.58	2.89	n.d.	3.51

El análisis de aceptación y rechazo para la variable DSIGPA (al comparar los valores de la primera columna del Cuadro 2 con los valores de las distintas columnas del Cuadro 3) indica que existiría evidencia de raíz unitaria. Dada la simultaneidad de los tests, Dickey y Fuller establecen que el poder de los tests para $[\alpha, \rho] = [0, 1]$ está frankado tal que $\tau_{\rho_1}^{\mu} > \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = \tau_{\rho_1}^{\mu}$. Además los tests $\tau_{\alpha\mu}$, $\tau_{\alpha\tau}$, $\tau_{\beta\tau}$ confirman raíz unitaria. Luego se concluye que la variable DSIGPA tiene una raíz unitaria, o sea es integrada de orden uno, o I (1). Esto indicaría que la variable debería ser trabajada en primeras diferencias en la estimación del VAR.

En el caso de DSTASA (al comparar los valores de la segunda columna del Cuadro 2 con los valores de las distintas columnas del Cuadro 3), el poder de los tests para $[\alpha, \rho] = [0, 0.8]$ indican que $\phi_1 > \tau_{\rho_1}^{\mu} > \phi_3 > \tau_{\rho_1}^{\mu} > \phi_2$, por lo que no se encuentra evidencia de que la serie presente una raíz unitaria. De aquí que la serie se trabajará en niveles y no en diferencias.

Por último, en el caso de la variable DSDOLAR (comparar los valores de la tercera columna del Cuadro 2 con los valores de las distintas columnas del Cuadro 3), el poder del test para $[\alpha, \rho] = [0, 0.95]$ será $\phi_1 > \phi_3 > \tau_{\rho_1}^{\mu} > \tau_{\rho_1}^{\mu} = \phi_2$, luego existe evidencia para creer que la serie tiene raíz unitaria, con lo que se concluye que en la estimación del VAR se trabajará con su primera diferencia.

A pesar de lo estadísticamente riguroso y aparentemente completo del análisis anterior, últimamente ha existido literatura que pone en duda los procedimientos clásicos de testear raíces unitarias en el caso en que la serie original presente cambios en su media¹². El objetivo sería remover el cambio repentino de la función generadora del ruido e introducirlo en la parte determinística de la serie, de manera de analizar esta función sin la contaminación de este evento particular.

Un fuerte shock externo, el cambio en la política monetaria y/o fiscal, u otro evento, llevó a estudiar a Box y Tiao (1975) estos "outliers events" siguiendo el "análisis de intervención"¹³.

El procedimiento consiste en primero determinar la fracción de quiebre de la muestra (λ). En esta etapa se escoge visualmente el punto de quiebre¹⁴ (T_B) de la serie¹⁵ y se

divide por la muestra total, de manera de obtener aproximadamente λ . El segundo paso es incluir, en la estimación de la ecuación para el testeo de raíz unitaria, dos variables *dummy*:

$$DU_t = 0 \text{ si } t \leq T_b; DU_t = 1 \text{ si } t > T_b, Y,$$

$$D(T_b)_t = 1 \text{ si } t = T_b + 1, Y D(T_b)_t = 0 \text{ de otra manera.}$$

Con esto la ecuación para testear raíz unitaria ($V_j \geq 1$) según el test de DFA sería (en el caso del test de Perron sólo se utiliza el valor que acompaña a la variable rezagada un período):

$$\Delta Y_{j,t} = c + \beta_1 DU_t + (\hat{\rho}_1 - 1) Y_{j,t-1} + \beta_2 D(T_b)_t + \sum_{i=2}^k \hat{\rho}_i \Delta Y_{j,t-i} + \epsilon_t \quad (2.6)$$

El último paso es testear la existencia de raíz unitaria sobre el parámetro estimado AR(1), i.e., $\hat{\rho}_1$. Para esto se debe utilizar el siguiente cuadro construido a partir del Cuadro 3, Perron (1990), donde los λ^* se construyeron según el procedimiento indicado arriba:

CUADRO 4

VALORES DE TABLA PARA TEST SOBRE PARAMETRO AR(1)
(INTERPOLACION PARA λ^*)

Porcentaje	1%	2.5%	5%	10%
$\lambda^*_{DSGPA} = 0.25$	-3.86	-3.53	-3.28	-2.97
$\lambda^*_{DSTASA} = 0.22$	-3.81	-3.52	-3.27	-2.96
$\lambda^*_{DSDOLAR} = 0.33$	-3.93	-3.54	-3.29	-2.99

No es fácil determinar los puntos de quiebre en el caso de nuestras variables¹⁶, según se puede ver en las Figuras 1 a 3. Los valores escogidos de T_b fueron 1985:3, 1984:10, y 1985:10, para DSGPA, DSTASA, y DSDOLAR, respectivamente. De las estimaciones se obtuvo que los valores de los estadísticos fueron:

CUADRO 5

Estadísticos	DSGPA	DSTASA	DSDOLAR
τ^p_1	-2.21245	-5.23910	-2.02341
τ^p_1	-1.54828	-5.21504	-2.30580

FIGURA 1

IGPA
ACTUAL Y DESESTACIONALIZADA (LOG)

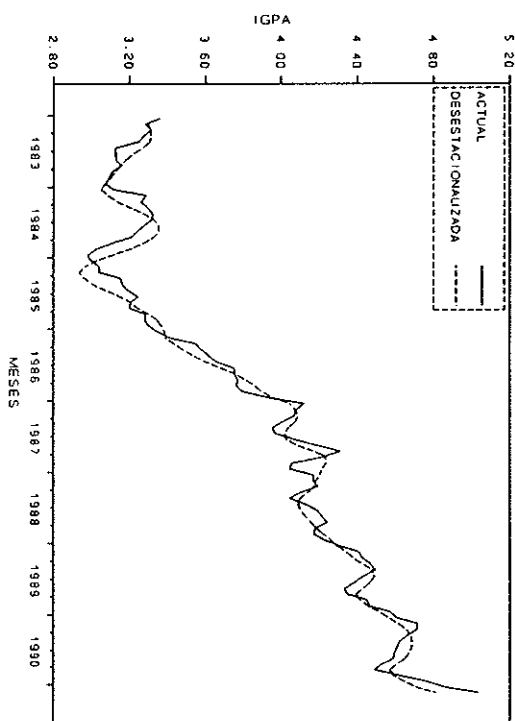


FIGURA 2

TASA DE INTERES REAL
ACTUAL Y DESESTACIONALIZADA (LOG (1 + i))

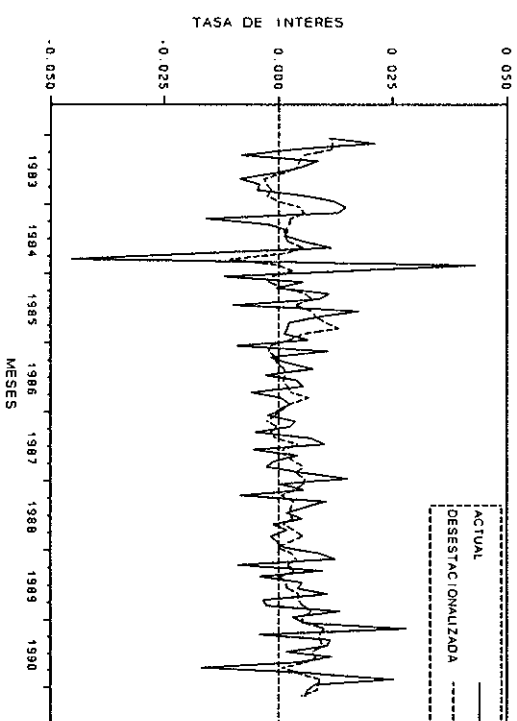
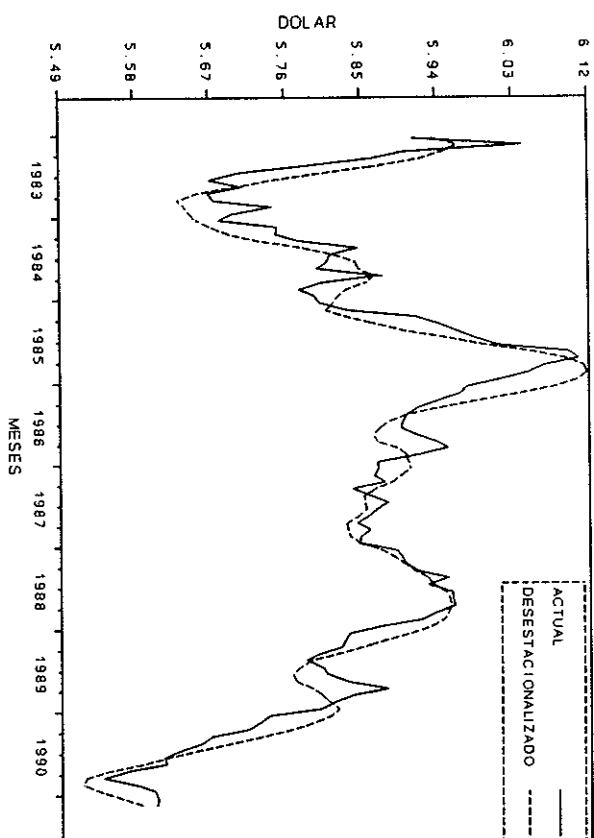


FIGURA 3

DOLAR
ACTUAL Y DESESTACIONALIZADO (LOG)



Al contrastar los valores estimados en el Cuadro 5 con los valores de tabla del Cuadro 4 se concluye que para todos los intervalos de confianza relevantes se acepta la hipótesis nula de que existe raíz unitaria en los casos de DSGIPA y DSDOLAR ($\tau < \lambda^*$), mientras que se rechaza para la variable DSTASA ($\tau > \lambda^*$).

Si ahora evaluamos el test de DFA incluyendo las variables *dummies* de quiebres estructurales (comparar cada columna del Cuadro 6 con las distintas columnas del Cuadro 3), llegamos a la conclusión de que todos los test realizados hasta el momento confirman tanto la existencia de raíz unitaria en DSGIPA y DSDOLAR como la inexistencia de ésta, en el caso de la variable DSTASA.

3. Cointegración, multicointegración y corrección de errores

A cualquier nivel del estudio de la teoría económica es posible encontrar relaciones de largo plazo¹⁷ entre un conjunto de variables¹⁸. Ejemplos como las importaciones y exportaciones, ingresos y gastos fiscales, ventas y producción de una industria, precios de un bien en diferentes partes de un país, tasas de interés de activos de diferente maduración, precios de bienes sustitutos, consumo e ingreso, etc., son algunos casos a

CUADRO 6

TESTS DE RAICES UNITARIAS CON MEDIA CAMBIANTE

Estadístico	DSGIPA	DSTASA	DSDOLAR
ϕ_1	1.7544	14.275	3.0235
ϕ_2	2.2863	9.8468	2.0605
ϕ_3	2.8876	14.389	2.7874
$\phi_{4,\mu}$	1.22180	1.11505	2.33315
τ_{act}	2.12785	0.95326	2.02147
τ_{gr}	1.78567	0.98553	-0.42872
τ_{p1}	-2.21245	-5.23910	-2.02341
τ_{p1}^*	-1.54828	-5.21504	-2.30580

menudo mencionados. La idea que conlleva la cointegración capta parte de estas creencias.

Para evaluar si dos series están o no cointegradas¹⁹, primero debemos determinar la existencia de raíz unitaria en las series. Para esto se aplican los tests de DF, DFA y Petron, descritos en la sección anterior. Una vez que cada una de estas series sea I (1) se estima la ecuación de cointegración y se evalúa si el error es o no raíz unitaria (I (1)). Para esto el primer test sugerido por Engle y Granger (1987) es un test de Durbin-Watson (CRDW²⁰), donde la hipótesis nula es DW = 0²¹. Un segundo set de tests consiste en aplicar DF y DFA respectivamente a los estadísticos 1 sobre los p estimados de las siguientes regresiones²²:

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = \rho \hat{\epsilon}_{t-1} \quad (3.1)$$

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = \rho \hat{\epsilon}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta \hat{\epsilon}_{t-j} \quad (3.2)$$

En este estudio los respectivos tests de cointegración deben ser evaluados sobre las variables DSGIPA y DSDOLAR, puesto que la variable DSTASA no presentó raíz unitaria. En ese caso se analizó la relación DSGIPA-DSDOLAR y DSDOLAR-DSGIPA. El cuadro con los resultados de los tests se presenta a continuación:

CUADRO 7

TESTS DE COINTEGRACION

Tests aplicados	Sin <i>dummies</i>		Con <i>dummies</i>	
	DSGIPA ²³	DSDOLAR	DSGIPA	DSDOLAR
CRDW	0.017	0.061	0.215	0.212
DFA	1.49	3.35 (1)	3.21 (1)	2.49
DF	6.10 (2)	48.17 (2)	10.65 (2)	59.44 (2)

(1) Rechazo al 5%, (2) Rechazo al 1%.

Al comparar los valores obtenidos con los valores de tabla de Engle y Granger (1987) (tabla II, página 269), de los tres estadísticos analizados se obtiene evidencia para concluir que existiría una relación de cointegración entre las series de raíz unitaria, DSIIPA y DSDOLAR.

De acuerdo a este resultado, según Engle y Granger (1987), si en general dos series x_t, y_t son I (1), y están cointegradas, entonces el mecanismo generador de datos para el sistema será descrito por el siguiente MCE²⁴:

$$\Delta x_t = -\rho_1 \varepsilon_{1,t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_{1,j} \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{2,j} \Delta y_{t-j} + \eta_{1,t} \quad (3.3)$$

$$\Delta y_t = -\rho_2 \varepsilon_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_{1,j} \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{2,j} \Delta y_{t-j} + \eta_{2,t} \quad (3.4)$$

definiendo $\varepsilon_{1,t-1} = x_t - \phi_1 y_t$, $\varepsilon_{2,t-1} = y_t - \phi_2 x_t$ de las ecuaciones de cointegración, y donde además η_t 's son ruidos blancos conjuntos²⁵.

Así, frente a la evidencia de cointegración entre variables, este modelo evitará que el sistema VAR esté mal especificado (si se trabaja en primeras diferencias), o que omita restricciones de importancia (si se trabaja en niveles)²⁶.

Dos de las implicancias más importantes del fenómeno de la cointegración son (Granger (1986)), primero que si dos variables x_t, y_t son I (1) y están cointegradas, entonces debe existir causalidad a la Granger en al menos una dirección²⁷, de manera que una variable puede ayudar a predecir la otra, y segundo, que si x_t, y_t son un par de precios de activos de un mercado eficiente y especulativo, entonces no pueden estar cointegrados²⁸.

Actualmente existe una definición aún más amplia y profunda de cointegración. Granger y Lee (1989, 1990) han desarrollado el concepto de 'multicointegración'. Este concepto proviene originalmente de la discusión de modelos contruidos en base a la metodología de control óptimo²⁹. La idea consiste en diferenciar la cointegración que existe entre las variables y la acumulación del error de proyección entre estas mismas variables. Puede ser el caso de que no exista evidencia de cointegración entre las variables en niveles (e.g., consumo e ingreso) pero que sí exista cointegración entre la variable dependiente (consumo) y la acumulación del error (riqueza). De producirse tal fenómeno sería necesario corregir el modelo a estimar de manera de incorporar la corrección de errores. Según la definición, si dos variables x_t, y_t son I (1), no tienen tendencia, y están cointegradas, tal que

$$\varepsilon_t = x_t - \phi y_t \text{ es I (0), entonces } S_t = \sum_{j=0}^t \varepsilon_{t-j} \text{ será I (1)}^{30}, y_t, x_t, y_t$$

estarán multicointegradas si S_t, y_t, x_t están cointegradas.

El proceso de testeo de cointegración se reduce a cinco etapas:

1. testear que x_t, y_t son I (1),
2. estimar la regresión $x_t = \alpha + \beta y_t + \varepsilon_t$,

3. testear si los residuos de ε_t son I (0),
4. estimar la regresión $x_t = \gamma + \delta S_t + \xi_t$ donde $S_t = \sum_{j=0}^t \varepsilon_j$,
5. testear si ξ_t es I (0).

El desarrollo de los pasos uno a tres fue descrito en el proceso de testeo de cointegración. El testeo de multicointegración comienza en la etapa cuatro. Para este propósito se procedió a analizar la existencia de multicointegración entre las variables DSIIPA y DSDOLAR. Primero (al igual que con el caso de cointegración) se utilizó como variable dependiente a DSIIPA de donde se obtuvieron los residuos ε_{1t} y ξ_{1t} , correspondiente a las etapas dos y cuatro, respectivamente. De igual forma se obtuvieron para la variable DSDOLAR los residuos ε_{2t} y ξ_{2t} . El cuadro de resultados se presenta a continuación.

CUADRO 8
TEST DE MULTICONTTEGRACION³¹

Tests aplicados ³²	DSIIPA	DSDOLAR
CRDW	0.0064	0.0431
DFA	245.9676	89.7144
DF	118.8723	45.3167

De los resultados obtenidos es evidente la contradicción existente entre los tests. Mientras el test CRDW no rechaza la hipótesis nula de no multicointegración, los tests DF y DFA sí la rechazan. Si se considera estrictamente el ranking de tests CRDW > DF > DFA, entonces debíamos aceptar la hipótesis nula, y olvidarnos de la multicointegración. Sin embargo, dada la ambigüedad en los resultados de los tests, se estimará, adicionalmente a los modelos VAR y VAREC, el modelo VARECMU³³. Este sistema de corrección de errores que incluye los errores de las ecuaciones de cointegración y de multicointegración, estará descrito por el siguiente modelo:

$$\Delta x_t = \rho_1 \varepsilon_{1,t-1} + \delta_1 \xi_{1,t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_{1,j} \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{2,j} \Delta y_{t-j} + \eta_{1,t} \quad (3.5)$$

$$\Delta y_t = \rho_2 \varepsilon_{2,t-1} + \delta_2 \xi_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_{1,j} \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{2,j} \Delta y_{t-j} + \eta_{2,t} \quad (3.6)$$

donde los η_t 's son ruidos blancos.

En el momento de la estimación del sistema VAR, a este par de ecuaciones se le agregará una tercera ecuación correspondiente a la variable DSTASA, la cual no incor-

porará ningún error como los obtenidos de las ecuaciones de cointegración y multicointegración.

4. Estimación del sistema: número de rezagos óptimo

El punto central de esta sección consiste en determinar el número de rezagos óptimos que debe considerar el sistema dinámico.

El test tradicional para este fin es el de Tiao y Box (1981), corregido previamente por Sims (1980), y consiste simplemente en la aplicación de un test $\chi^2_{(q)}$ donde q indica la diferencia del número de parámetros a estimar entre ambas ecuaciones. El test de Tiao-Box-Sims (TBS) se representa por:

$$\hat{\Lambda}_{(k)} = (T - C) [\ln |\hat{\Sigma}_{k-1}| - \ln |\hat{\Sigma}_k|] \quad (4.1)$$

donde T es el número de observaciones, C corresponde al número total de parámetros a estimar en una ecuación en el modelo no restringido, k el número de rezagos en las ecuaciones, y $\ln |\hat{\Sigma}_k|$ representa el logaritmo natural del determinante de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos de la ecuación con k variables a estimar. En la práctica el test TBS se realiza comparando uno con dos rezagos, dos con tres rezagos, tres con cuatro, y así hasta un número de doce o veinticuatro rezagos dependiendo de la información disponible. Además se prueba entre bloques de rezagos, *i.e.*, cuatro con ocho, ocho con doce, cuatro con doce (en el caso de datos trimestrales), y tres con seis, seis con doce, doce con veinticuatro (para el caso de datos mensuales). En general se prueba entre todas las combinaciones posibles. En diversos estudios los resultados en la elección del número de rezagos óptimo a menudo son cuatro, seis u ocho. Pareciera que más que un resultado estadístico riguroso esta elección fuera el resultado de "cierto consenso" implícito existente entre los artículos líderes en estimaciones de sistemas VAR. En este estudio el análisis del VAR nos llevó a la conclusión más bien ambigua de que el número de rezagos óptimo podrían ser (ver Cuadro 9), dos, cuatro, seis, ocho, nueve o doce.

Frente a esto se consideró necesario recurrir a otra clase de tests que entregaran resultados más uniformes. Con este fin se utilizó el criterio de Akaike (1974), el criterio de Hannan y Quinn (1979), y el criterio de información bayesiana de Schwarz (1978). Según Lutkepohl (1985), comparando una variedad de criterios para escoger el orden de un proceso VAR, llega a la conclusión de que el criterio de Schwarz es el que escoge más a menudo el orden correcto. Específicamente, para nuestro sistema de tres ecuaciones, este autor identifica los criterios de Hannan y Quinn, y el criterio bayesiano de Schwarz como los óptimos.

El criterio de Akaike (AIC) consiste en minimizar la siguiente función:

$$AIC_{(k)} = \ln |\hat{\Sigma}_k| + 2 \cdot \frac{k \cdot d^2}{T} \quad (4.2)$$

donde d indica el número de ecuaciones del sistema VAR (en nuestro caso $d = 3$), y los otros parámetros continúan con su definición anterior.

El criterio de Hannan y Quinn (HQ) consiste en minimizar la siguiente función, muy similar a la anterior:

$$HQ_{(k)} = \ln |\hat{\Sigma}_k| + (2 \cdot \ln T) \frac{k \cdot d^2}{T} \quad (4.3)$$

mientras que el criterio de información bayesiana de Schwarz (BIC) es representado por la siguiente función:

$$BIC_{(k)} = \ln |\hat{\Sigma}_k| + \ln T \cdot \frac{k \cdot d^2}{T} \quad (4.4)$$

Los tres criterios consideran el hecho de que elegir el orden del VAR solamente maximizando la función de máximo verosimilitud (MV) nos llevaría invariablemente a escoger la dimensión más alta posible del modelo (ver Cuadro 9), de manera que las tres funciones construidas castigan su valor dependiendo del número de observaciones, del número de ecuaciones y del número de rezagos utilizados. En el siguiente cuadro se presentan los valores de los distintos tests arriba mencionados, obtenidos de las estimaciones, al considerar diferentes números de rezagos (1 a 12) en el sistema VAR.

CUADRO 9

TESTS DE SELECCION DEL NUMERO DE REZAGOS OPTIMO DEL VAR^a

Rezagos	$\ln \hat{\Sigma}_k $	Criterios alternativos ^b			
		AIC	HQ	BIC	TBS
1	-28.0661	-27.8518	-27.7471	-27.5914	-
2	-28.5142	-28.0856	-27.8762	-27.5647	31.36222
3	-28.6211	-27.9782	-27.6641	-27.1969	7.16229
4	-28.8609	-28.0037	-27.5850	-26.9620	15.34903
5	-28.9235	-27.8520	-27.3286	-26.5498	3.81765
6	-29.0876	-27.8019	-27.1737	-26.2392	9.51756
7	-29.2062	-27.7062	-26.9733	-25.8830	6.52272
8	-29.3522	-27.6379	-26.8004	-25.5544	7.59592
9	-29.5953	-27.6667	-26.7245	-25.3227	11.91127
10	-29.7408	-27.5979	-26.5510	-24.9935	6.69188
11	-29.9897	-27.6326	-26.4809	-24.7677	10.70252
12	-30.3257	-27.7543	-26.4979	-24.6290	13.44183

Según los distintos criterios de minimizar AIC, HQ y BIC, parece óptimo escoger dos rezagos en la estimación del sistema VAR (a pesar de que el criterio de minimización de BIC señala como óptimo un rezago), resultado que es independiente de la existencia o no de una tendencia en la estimación. De hecho, se realizó un test de TBS que aceptó la inclusión de la tendencia en el VAR. Recordemos que nuestro sistema básico VAR tiene como variables dependientes a la diferencia de DSTIGPA (log IGPA desestacionalizado), al nivel de la tasa de interés DSTASA (log de $(1+r)$)

desestacionalizado), y a la primera diferencia de DSDOLAR (log del dólar promedio paralelo comprador-vendedor deseestacionalizado). Según se puede ver en los resultados de las estimaciones, si bien los valores unitarios de las variables de tendencia no son significativamente distintos de cero, el test TBS aconsejó su inclusión.

Una vez determinado el número de rezagos del VAR se procede a la etapa de ordenación. Para esto se evaluó el test de Geweke, Meese y Dent³⁶ (1983) el cual es un perfeccionamiento de los tests de causalidad de Sims (1972) y el de Granger (1969).

En el test de GMD se analiza la causalidad entre pares de variables elaborando un test F de $\beta_j = 0$ ($j = 1, 2, \dots$) sobre el siguiente proceso:

$$y_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \beta_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} \gamma_j y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (4.5)$$

$$y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} \gamma_j y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (4.6)$$

donde $\{\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}\}$ son ruidos blancos.

En nuestro contexto las variables dependientes serán DSIGPA, DSTASA y DSDOLAR, mientras las variables independientes incluirán el rezago de la variable dependiente y los rezagos de la variable par analizada. Por ejemplo, la primera fila del Cuadro 10 representa el test de GMD para el siguiente sistema:

$$DSIGPA_t = \sum_{j=-6}^6 \beta_j \Delta DSDOLAR_{t-j} + \sum_{j=1}^6 \gamma_j DSIGPA_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (4.7)$$

$$DSIGPA_t = \sum_{j=0}^6 \beta_j \Delta DSDOLAR_{t-j} + \sum_{j=1}^6 \gamma_j DSIGPA_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (4.8)$$

Los seis posibles pares de causalidades analizados se presentan en la primera columna del Cuadro 10. La segunda columna presenta el valor del estadístico de causalidad. El test se realizó para doce y seis rezagos, no encontrándose diferencia en término de significancia de los tests, luego para incrementar grados de libertad se utilizaron seis rezagos. El cuadro con los resultados se presenta a continuación.

CUADRO 10

TEST DE CAUSALIDAD DE GMD

Causalidad ³⁷	$\chi^2_{(6)}$
DSTASA → DSDOLAR	14.90
DSTASA → D2IGPA	2.66
DSDOLAR → DSTASA	19.13
DSDOLAR → D2IGPA	18.67
D2IGPA → DSTASA	3.30
D2IGPA → DSDOLAR	24.78

Nota: $\chi^2_{(6)} = 16.81$ (1%), 18.55 (0.5%).

De los resultados obtenidos en el Cuadro 10 se puede concluir que la causalidad entre las variables analizadas va en el sentido D2IGPA (primera diferencia DSIGPA)-DSDOLAR (primera diferencia DSDOLAR)-DSTASA, con lo cual se concluye que el VAR se estimará con descomposición D2IGPA-DSDOLAR-DSTASA. Este resultado se aplicará tanto a las simulaciones del VAR como a las del VAREC, VARECMU y BVAR.

5. Simulación del sistema cointegrado, multicointegrado y BVAR

Como punto de partida analizaremos en el sistema VAR simple la impulso-respuesta de las tres variables a un shock ortogonalizado³⁸ a la tasa de interés, para después realizar análisis de impulso-respuesta del sistema cointegrado (Lütkepohl y Reimers (1992)), multicointegrado y BVAR.

Recordemos que inicialmente el VAR a estimar está compuesto por el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\Delta y_{1,t} = \psi_1 t + \sum_{j=1}^2 \alpha_{1,j} \Delta y_{1,t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_{1,j} y_{2,t-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{1,j} \Delta y_{3,t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (5.1)$$

$$y_{2,t} = \psi_2 t + \sum_{j=1}^2 \alpha_{2,j} \Delta y_{1,t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_{2,j} y_{2,t-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{2,j} \Delta y_{3,t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (5.2)$$

$$\Delta y_{3,t} = \psi_3 t + \sum_{j=1}^2 \alpha_{3,j} \Delta y_{1,t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_{3,j} y_{2,t-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{3,j} \Delta y_{3,t-j} + \varepsilon_{3t} \quad (5.3)$$

donde $\{\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}\}$ son ruidos blancos, y las variables $y_{1,t}, y_{2,t}, y_{3,t}$ representan la variable DSIGPA, la variable DSTASA y la variable DSDOLAR, respectivamente.

En la Figura 4 se presenta la respuesta de las variables D2IGPA (STOCKS), DSTASA (INT. RATE), y DSDOLAR (DOLAR), frente a un impulso en la tasa de interés.

El shock transitorio a la tasa de interés impulsa al alza al ICPA y al dólar durante el primer mes, debido a un fenómeno posiblemente de expectativas o de efecto riqueza de corto plazo en las carteras de los inversores. Sin embargo, en el mediano plazo es posible percibir el efecto depresivo tipo "undershooting" que produce el shock en los activos alternativos. Se produce a continuación una caída sostenida en el precio de las acciones y en el valor del dólar durante seis meses aproximadamente, momento en el cual comienza la recuperación³⁹ que toma de diez a quince meses. Ya para este tiempo el efecto del shock se ha diluido y la economía vuelve a su estado estacionario o steady-state.

Debido a la naturaleza de raíz unitaria de las variables ICPA y DOLAR, el efecto del shock de la tasa de interés sobre el nivel de estas variables es negativo, con lo cual el estado estacionario se alcanza a un nivel inferior al que tenían inicialmente. No sucede lo mismo con la tasa de interés. Esta retoma su nivel inicial a los pocos meses (5 ó 6) de sucedido el shock.

La inclusión de las variables *dummies*⁴⁰ no cambia de manera importante la secuencia de respuesta sino solamente su amplitud, tal como se puede apreciar en la Figura 5.

FIGURA 4

IMPULSO A LA TASA DE INTERES
MODELO SIN VARIABLES *DUMMIES*

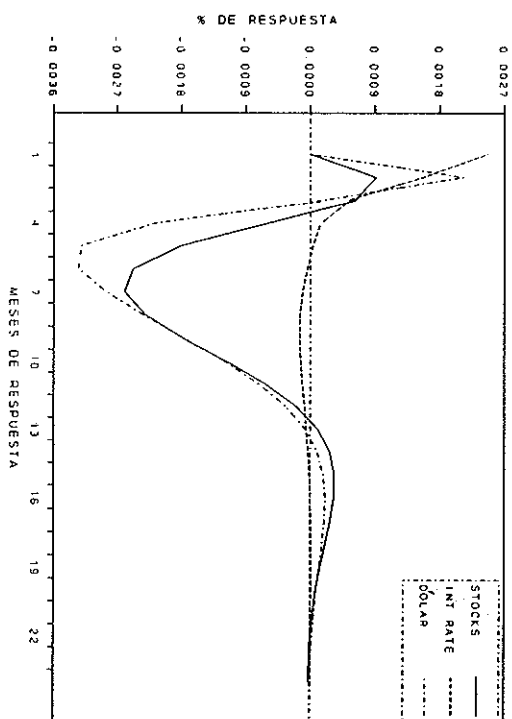
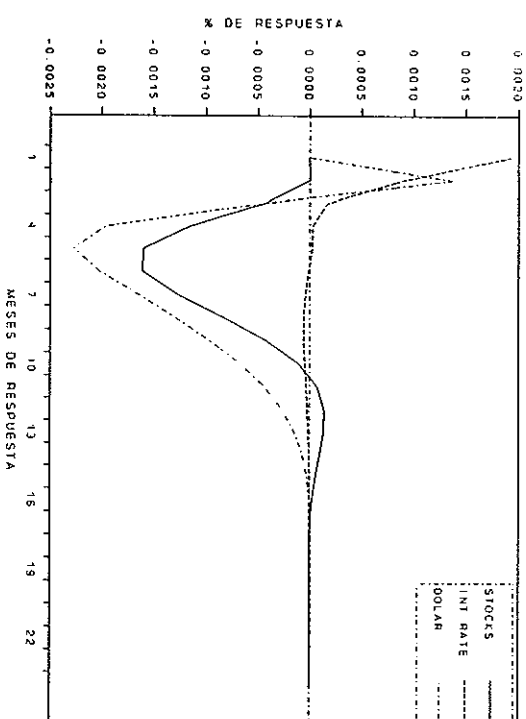


FIGURA 5

IMPULSO A LA TASA DE INTERES



UN MODELO DE VECTORES AUTORREGRESIVOS

157

En este caso el efecto total del shock a la tasa de interés se diluye completamente al cabo de 16 meses. Tanto el IGPA como el valor del dólar presentan un efecto deprimido, aunque de menor duración y de menor magnitud que el caso anterior. El tiempo que toman estas variables para alcanzar su estacionariedad es también menor (6 a 8 meses).

La tasa de interés, al igual que en el caso anterior, recupera su nivel inicial a los pocos meses (4 ó 5). Esto es debido a su característica de no poseer raíz unitaria.

La diferencia en las respuestas de las variables al shock en la tasa de interés cuando se incluyen las variables *dummies* es en cierta forma predecible. Las *dummies* incluidas⁴¹ les restan peso a las variables existentes anteriormente en la regresión, con lo cual cualquier simulación reflejará la suavización en las respuestas de estas variables frente a un shock.

La siguiente etapa consiste en la simulación del modelo, incorporando los deslindos de los periodos anteriores (VAREC). A este modelo le llamamos VAREC, pues incorporaba la corrección de errores propia del desequilibrio del periodo anterior. Las respuestas de las variables al shock transitorio a la tasa de interés se representan en la Figura 6, y el modelo a estimar se representa por el siguiente sistema:

$$\Delta Y_{1,t} = \rho_1 \epsilon_{1,t-1} + \psi_1 t + \sum_{j=1}^2 \alpha_{1,j} \Delta Y_{1,t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_{1,j} Y_{2,t-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{1,j} \Delta Y_{3,t-j} + \zeta_{1t} \quad (5.4)$$

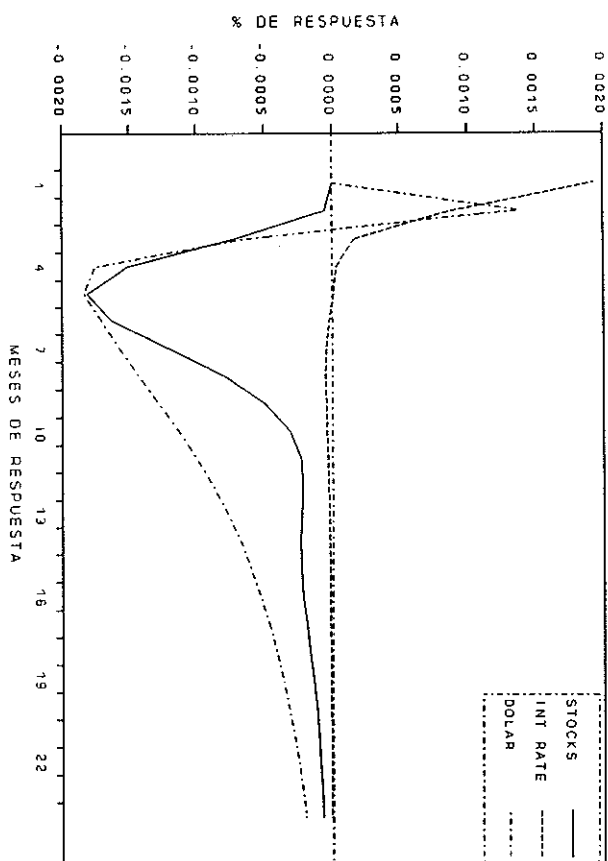
$$Y_{2,t} = \psi_2 t + \sum_{j=1}^2 \alpha_{2,j} \Delta Y_{1,t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_{2,j} Y_{2,t-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{2,j} \Delta Y_{3,t-j} + \zeta_{2t} \quad (5.5)$$

$$\Delta Y_{3,t} = \rho_2 \epsilon_{2,t-1} + \psi_3 t + \sum_{j=1}^2 \alpha_{3,j} \Delta Y_{1,t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_{3,j} Y_{2,t-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{3,j} \Delta Y_{3,t-j} + \zeta_{3t} \quad (5.6)$$

donde $[\zeta_{1t}, \zeta_{2t}, \zeta_{3t}]$ son ruidos blancos, y las variables $Y_{1,t}$, $Y_{2,t}$, $Y_{3,t}$ representan a DSGPA, DSTASA y DSDOLAR, respectivamente, y $[\epsilon_{1,t-1}, \epsilon_{2,t-1}]$ representa el vector de errores proveniente de las ecuaciones de cointegración.

En este caso la depresión que se produce en el precio de las acciones es instantánea, y comienza desde el mismo momento que se aplica el shock a la tasa de interés. Por el contrario, el valor del dólar se aprecia durante un mes para después deprimirse fuertemente en los siguientes tres a cuatro meses. El parámetro de desequilibrio es significativamente⁴² distinto de cero, lo cual quiere decir que este mercado no se clarca en el muy corto plazo. Esta sería la razón que explica la recuperación lenta del valor de la divisa para alcanzar su nuevo estado estacionario (más de 18 meses). Lo contrario es percibido en la variable IGPA. Después del periodo de depresión progresiva comienza un período en que el precio de las acciones cae a una tasa decreciente durante cinco meses seguidos, momento desde el cual su caída es estacionaria. El estado estacionario es alcanzado después de los dos años de producido el shock, lo cual estaría señalando claramente la importancia de considerar los efectos distorsionadores que tienen las políticas de estabilización del nivel de precios agregado (o de demanda agregada) sobre algunas variables claves del mercado financiero.

FIGURA 6
IMPULSO A LA TASA DE INTERES
MODELO CON CORRECCION DE ERRORES



Al considerar el modelo corregido por errores procedentes de las ecuaciones de cointegración y de multicointegración (VARECMU), los resultados se modifican levemente. El modelo a estimar se representa por el siguiente sistema:

$$\Delta Y_{1,t} = \rho_1 \epsilon_{1,t-1} + \delta_1 \xi_{1,t-1} + \psi_1 t + \sum_{j=1}^2 \alpha_{1,j} \Delta Y_{1,t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_{1,j} Y_{2,t-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{1,j} \Delta Y_{3,t-j} + \zeta_1 \quad (5.7)$$

$$Y_{2,t} = \psi_2 t + \sum_{j=1}^2 \alpha_{2,j} \Delta Y_{1,t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_{2,j} Y_{2,t-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{2,j} \Delta Y_{3,t-j} + \zeta_2 \quad (5.8)$$

$$\Delta Y_{3,t} = \rho_2 \epsilon_{2,t-1} + \delta_2 \xi_{2,t-1} + \psi_3 t + \sum_{j=1}^2 \alpha_{3,j} \Delta Y_{1,t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_{3,j} Y_{2,t-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{3,j} \Delta Y_{3,t-j} + \zeta_3 \quad (5.9)$$

donde nuevamente $[\zeta_1, \zeta_2, \zeta_3]$ son ruidos blancos, las variables $Y_{1,t}, Y_{2,t}, Y_{3,t}$ representan a DSIGPA, DSTASA y DSDOLAR, respectivamente, $[\epsilon_{1,t-1}, \epsilon_{2,t-1}]$ representa

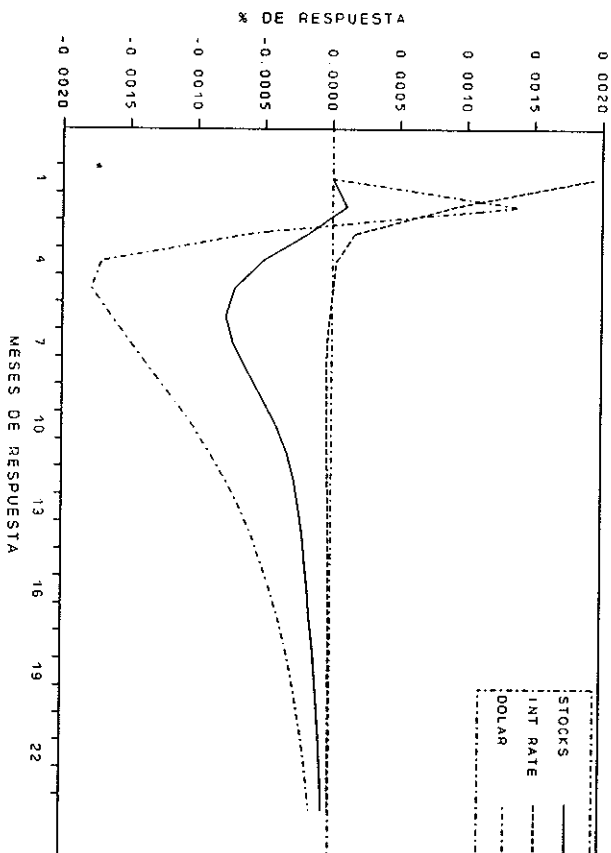
el vector de errores proveniente de la ecuación de cointegración, y $[\xi_{1,t-1}, \xi_{2,t-1}]$ corresponde al vector de errores que se obtuvo de las ecuaciones de multicointegración.

En este caso la secuencia seguida por el valor del dólar es similar al caso del VAREC, según se puede ver en la Figura 7. Primero tiene una expansión súbita, luego decae a tasa creciente, al cabo de cuatro o cinco meses comienza a decaer a tasa decreciente y finalmente alcanza su nuevo estado estacionario después de dos años de sucedido el shock.

La diferencia está en la secuencia que sigue el precio de las acciones. La etapa depresiva, aunque larga, no es de una magnitud comparable a los casos analizados anteriormente. Al cabo de los seis meses se revierte la tasa a la cual caen estos precios, con lo cual comienza su proceso de estabilización. Sin embargo, el resultado final es siempre el mismo: el precio de las acciones y del dólar se deprimen para alcanzar un nuevo estado estacionario a un nivel inferior al anterior.

Por último, y a manera de exploración, se estimó un sistema bayesiano (BVAR) para el VAR representado por las ecuaciones (5.1), (5.2) y (5.3)⁴⁵. Para esto se utilizaron priors simétricos estándar⁴⁶, adecuado para sistemas dinámicos pequeños (de menos de cinco ecuaciones)⁴⁵.

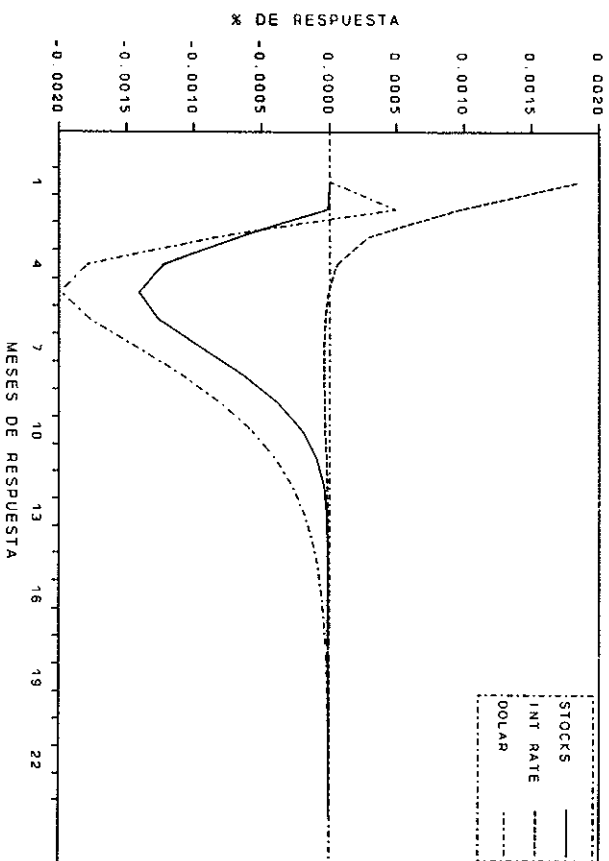
FIGURA 7
IMPULSO A LA TASA DE INTERES
MODELO CON VARIABLE DE MULTICONTTEGRACION



La simulación del shock a la tasa de interés se presenta en la Figura 8. Esta secuencia es lo que se espera que ocurra desde un punto de vista teórico: depresión del precio de los activos alternativos, para luego alcanzar un nuevo estado estacionario a un nivel inferior al anterior. La etapa de depresión fuerte es durante los primeros cinco meses, para luego empezar la etapa de estacionariedad, la cual se alcanza a un poco más de un año del shock (un año para las acciones, y 19 meses para el precio del dólar).

El propósito fundamental detrás de esta última metodología de estimación, llamada bayesiana, consiste en incorporar información relevante en cuanto a las distribuciones que tendría el vector de parámetros del sistema. Así, y a manera de exploración, se utilizaron priors no informativos para tener una idea de si este sistema bayesiano primitivo podría generar una dinámica similar a la encontrada con los métodos tradicionales de estimación. El resultado tiende a sorprender, pues ya sea utilizando los mecanismos clásicos como los bayesianos primitivos, los resultados tienden a ser muy similares en el sentido dinámico. Al parecer, la dinámica encontrada es tan fuerte que es robusta a cualquier método de simulación utilizado.

FIGURA 8
IMPULSO A LA TASA DE INTERES
ESTIMACION BAYESIANA



CUADRO 11.1
RESULTADO DE LAS ESTIMACIONES*
ECUACION CON VARIABLE DEPENDIENTE: DZIGPA

Variable	VAR (*) [†]	VAR	VAREC	VARECMU	BVAR
DZIGPA (1)	1.2375 (13.19)	1.1781 (12.16)	1.1588 (11.85)	1.1548 (11.76)	1.0886 (12.66)
DZIGPA (2)	-0.4877 (5.31)	-0.5 (5.44)	-0.4859 (5.26)	-0.4893 (5.29)	-0.4206 (5.19)
DSTASA (1)	0.3693 (0.47)	0.0025 (0.003)	-0.0258 (0.03)	0.0533 (0.07)	-0.1091 (0.18)
DSTASA (2)	-0.6176 (0.82)	-0.3974 (0.53)	-0.4882 (0.66)	-0.2503 (0.32)	-0.0905 (0.16)
DZDOLAR (1)	0.2105 (1.26)	0.2331 (1.32)	0.2157 (1.22)	0.0962 (0.44)	0.1152 (0.98)
DZDOLAR (2)	-0.0987 (0.57)	-0.1285 (0.73)	-0.0858 (0.48)	0.0133 (0.06)	-0.0550 (0.47)
TREND	0.0001 (1.95)	-0.1E-4 (0.09)	0.22E-4 (0.15)	0.23E-4 (0.16)	-0.95E-4 (0.58)
$\varepsilon_{1,t-1}$			-0.006 (1.25)	-0.027 (1.18)	
$\varepsilon_{1,t-1}$				0.02097 (0.92)	
$\bar{R}^2$	0.7814	0.7941	0.7955	0.7951	0.8149
DW	2.0580	2.0724	2.0569	2.0461	1.8314
RSS [‡]	0.03502	0.03074	0.03016	0.02984	0.02542

CUADRO 11.2

RESULTADO DE LAS ESTIMACIONES
ECUACION CON VARIABLE DEPENDIENTE: DSTASA

Variable	VAR (*)	VAR	VAREC	VARECMU	BVAR
D2IGPA (1)	-8.65E-4 (0.07)	-0.0048 (0.46)	-0.0048 (0.46)	-0.0048 (0.46)	-0.0011 (0.16)
D2IGPA (2)	1.43E-3 (0.12)	0.01034 (1.04)	0.01034 (1.04)	0.01034 (1.04)	0.005 (0.76)
DSTASA (1)	0.6357 (6.00)	0.4637 (5.30)	0.4637 (5.30)	0.4637 (5.30)	0.4886 (6.23)
DSTASA (2)	-0.1735 (1.72)	-0.1127 (1.40)	-0.1127 (1.40)	-0.1127 (1.40)	-0.1046 (1.48)
D2DOLAR (1)	-0.0121 (0.54)	-0.0203 (1.06)	-0.0203 (1.06)	-0.0203 (1.06)	0.59E-3 (0.05)
D2DOLAR (2)	0.0364 (1.57)	0.0297 (1.56)	0.0297 (1.56)	0.0297 (1.56)	0.0136 (1.12)
TREND	3.34E-5 (4.52)	0.81E-4 (5.16)	0.81E-4 (5.16)	0.81E-4 (5.16)	0.56E-4 (3.28)
$\bar{R}^2$	0.4783	0.6830	0.6830	0.6830	0.6751
DW	1.8290	1.6656	1.6656	1.6656	1.8516
RSS	0.000636	0.00036	0.00036	0.00036	0.00028

CUADRO 11.3

RESULTADO DE LAS ESTIMACIONES
ECUACION CON VARIABLE DEPENDIENTE: D2DOLAR

Variable	VAR (*)	VAR	VAREC	VARECMU	BVAR
D2IGPA (1)	0.0281 (0.58)	0.00719 (0.15)	-0.0224 (0.50)	-0.0190 (0.42)	0.0051 (0.15)
D2IGPA (2)	-0.0564 (1.19)	-0.0157 (0.34)	0.01395 (0.33)	0.00909 (0.21)	0.0001 (0.003)
DSTASA (1)	0.8626 (2.13)	0.71138 (1.77)	0.72165 (1.98)	0.71926 (1.96)	0.3082 (0.98)
DSTASA (2)	-1.4460 (3.74)	-1.3530 (3.65)	-1.3604 (4.06)	-1.3332 (3.92)	-0.7467 (2.54)
D2DOLAR (1)	1.1299 (13.11)	1.11853 (12.70)	0.95671 (10.87)	0.94379 (10.38)	1.0605 (13.30)
D2DOLAR (2)	-0.2676 (3.02)	-0.2767 (3.15)	-0.0420 (0.44)	-0.0411 (0.43)	-0.2277 (2.90)
TREND	0.3E-4 (1.14)	0.11E-3 (1.48)	-0.2E-3 (1.77)	-0.16E-3 (1.82)	0.15E-3 (1.76)
$\bar{R}^2_{2, t-1}$			-0.0588 (4.34)	-0.0269 (0.49)	
$\bar{R}^2_{2, t-1}$				-0.0317 (0.60)	
$\bar{R}^2$	0.8460	0.8648	0.8890	0.8881	0.6751
DW	2.1074	2.0375	1.9919	1.9775	1.8516
RSS ⁴⁰	0.00933	0.00763	0.00619	0.00616	0.00028

De los resultados obtenidos en las estimaciones, reproducidos en los Cuadros 11.1 a 11.3, es posible desprender que, en relación a los distintos procedimientos de estimación, en general existe cierta estabilidad⁴⁹ en los parámetros significativos dentro del sistema. Esto se puede ver en las ecuaciones para las variables D2IGPA (primera diferencia DSIGPA), y DSTASA, y en menor medida para la ecuación D2DOLAR (primera diferencia DSDOLAR).

Claramente estos resultados reafirman lo encontrado en las simulaciones de impulso-respuesta. Las secuencias seguidas por cada variable en las distintas simulaciones, después del impulso a la tasa de interés, son muy similares. En promedio se produce una expansión del precio de los activos alternativos, para después decaer fuertemente y alcanzar su nuevo estado estacionario entre uno y dos años. La demora en encontrar el nuevo estado de equilibrio dependerá del sistema simulado, pero considerando los intervalos de confianza que incorpora la incertidumbre respecto de los verdaderos parámetros del sistema, estos resultados bien pueden ser considerados similares.

6. Conclusión

Existe evidencia para suponer que shocks (positivos) producidos a la tasa de interés conducen a una depresión permanente⁵⁰ en los precios de los activos financieros alternativos, tales como las acciones y el dólar⁵¹. Estos mercados demorarían entre uno a dos años en alcanzar un nuevo estado estacionario.

Los resultados de este estudio confirman lo encontrado por Morandé (1992). Durante la mayor parte de la década pasada el manejo cambiario y el flujo de capitales pasaron a ser determinantes importantes en los precios de activos. Es así como un manejo de la tasa de interés y tipo de cambio, con el fin de estabilización de demanda agregada (inflación), provocaría un comportamiento depresivo en el precio de las acciones que tiende a estabilizarse solamente después de un año de sucedido el shock.

Notas

1. Un análisis de esta idea puede encontrarse en Morandé (1992).
2. Para el testeo de raíces unitarias en procesos multivariados tales como vectores autorregresivos, véase a Pountis (1983), y Pountis y Dickey (1989).
3. Si una serie requiere ser diferenciada d veces para ser I (0) (I(0) es una serie estacionaria, lo que implica que la media, la variancia y las autocorrelaciones temporales, i.e., las propiedades lineales, existen y son invariantes en el tiempo, o de una manera más precisa, la función generadora de datos es invariante en el tiempo), entonces esta serie es integrada de orden d, o I (d).
4. Ver Davies y Newbold (1979).
5. Este test está corregido por Sims (1980).
6. Este test está basado en Akaike (1977), Rissanen (1978) y Schwarz (1978).
7. En la parte superior de cada celda se presenta el estadístico Ljung-Box, mientras que en la parte inferior se presenta el estadístico de Durbin-Watson.
8. El test de Ljung-Box sigue una chi-cuadrada (con 27 grados de libertad), y algunos de los valores críticos relevantes son: 46,96 (1%), 40,11 (5%), y 36,74 (10%).
9. La decisión de incluir la tendencia en las tres series se debe, en parte, al hecho de que el test 1 rechaza la hipótesis de coeficiente nulo para las variables DSIGPA y DSTASA. Sin embargo, en el caso de DSDOLAR, aun cuando no es posible rechazar esta hipótesis, la tendencia se incluyó debido a que, primero, esta serie tiene fuertes quiebres estructurales (ver más adelante el test de raíces unitarias con quiebres estructurales, y toda la discusión relacionada), y segundo la estimación del VAR favorece la inclusión de esta variable dentro del modelo.

10. En el próximo análisis se estudiará el caso de testeo de raíces unitarias con quiebres estructural en la serie (Perron (1990)).
11. Cuadro construido a partir de las tablas I-VI de Dickey y Fuller (1981), y Tabla 2 de Engle y Yoo (1987). Se utilizó un tamaño de muestra N de 100.
12. Según Hendry y Neale (1989), los cambios de régimen pueden imitar raíces unitarias en series de tiempo autorregresivas, aun cuando tales shocks sean difíciles de detectar. Este resultado sugiere la aplicación de tests de constancia para las supuestas raíces unitarias.
13. En el lenguaje de Box y Tiao (1975) un cambio en la política monetaria es la "intervención" que puede haber causado el cambio en la media de la serie.
14. "Time to break".
15. Generalmente el método de inspección visual es suficiente para lograr este objetivo, sin embargo, métodos más formales pueden ser elaborados, como por ejemplo el análisis CUSUM o el estudio del coeficiente de autocorrelación recursivo (Perron (1990)).
16. El obtener visualmente el momento de quiebre es una etapa muy cuestionada, aunque los resultados parecen ser robustos al escoger puntos de quiebre que difieran levemente del real.
17. En cada caso, la creencia de lo que es una definición correcta de largo plazo se relaciona con una pregunta empírica.
18. Revisar Aoki (1988).
19. Otro método para testear cointegración (en modelos VAR) es utilizar la razón de verosimilitud (Johansen (1991)). Davidson (1991) analiza algunas propiedades y condiciones suficientes y necesarias para que un modelo VAR presente cointegración. Stock (1987) estudia las propiedades asintóticas de los estimadores mínimos cuadrados para vectores cointegrados.
20. Ver Bhargava (1986).
21. Lo que sucedería si es que es raíz unitaria.
22. De los siete tests estadísticos propuestos por Engle y Granger (1987), el test con mayor poder sería CRDW, seguido por DF y DPA (este último en sistemas mayores que primer orden).
23. Esta fila denota a la variable dependiente.
24. Cabe destacar que lo invertido también es verdad: los datos generados por un modelo de corrección de errores (MCE) deben estar cointegrados.
25. Recordemos que en nuestro caso las variables x_t y y_t corresponden a DSIGPA (logaritmo del Índice General de Precio de las Acciones desestacionalizado) y DSDOLAR (log del valor promedio comprador-vendedor del dólar paralelo desestacionalizado), respectivamente.
26. Es necesario señalar que en la actualidad no existe total consenso en la literatura respecto de la "necesidad" de incluir términos de corrección de errores en el caso de encontrarse cointegración. Sims, Stock y Watson (1986).
27. Revisar más adelante los resultados encontrados al aplicar el testis de causalidad de Geweke, Meese y Dent (1983).
28. Los precios de activos en mercados eficientes no pueden estar cointegrados, pues si la cointegración es demostrada el Teorema de Representación de Granger implicaría la existencia de un mecanismo de corrección de errores. La existencia de tal mecanismo a su vez implicaría un rol significativo a la información histórica en las ecuaciones de proyección de precios, lo cual contradice la hipótesis de mercados eficientes. Tests que analizan esta idea pueden encontrarse en Granger y Escribano (1986), y Manning (1991).
29. Aplicaciones económicas de esta metodología pueden encontrarse en Lucas y Stokey (1983), y Sargent (1987).
30. Si Q_t es una serie estacionaria con variancia finita, entonces su suma acumulada (S_t) será una variable integrada de orden uno o I (1), donde $S_t = \sum_{j=0}^t Q_{t-j}$.
31. En este caso, a diferencia del test de cointegración no se incluyeron las *dummies*.
32. La tabla que se utiliza es la misma que para el caso de la cointegración. Engle y Granger (1987), Tabla II, página 269.
33. Vector autorregresivo con corrección de errores de multicointegración.
34. Se estimó el sistema con y sin tendencia, y los resultados en la elección del número de rezagos fueron los mismos. Los valores de este cuadro corresponden al sistema que incluyó la tendencia.
35. Cálculos en base a $d = 3$ y $T = 84$.
36. En adelante GMD.
37. D2IGPA y D2DOLAR indican la primera diferencia de las variables DSIGPA y DSDOLAR, respectivamente.

- 38 Esta clase de shocks tiene la ventaja de que no está correlacionado ni a través del tiempo ni con las innovaciones de las otras ecuaciones. De esta forma es muy simple computar las varianzas de combinaciones lineales entre ellas. Además considera el hecho de que los shocks a una variable no pueden examinarse aisladamente, sobre todo cuando históricamente han ocurrido en conjunto con otras variables. El método de ortogonalización utilizado está basado en la factorización de Choleski.
- 39 Recuperación en el sentido de que el valor del activo cae a menor tasa, o se incrementa levemente.
- 40 Estas variables *dummies* no corresponden a corrección por estacionalidad sino que representan los puntos de quiebre analizados en la sección 2, en lo referido al test de raíces unitarias con media cambiante de Perron (1990).
- 41 Siempre que sean estadísticamente válidas.
- 42 Ver Cuadros 11.1 a 11.3 con los resultados de las estimaciones.
- 43 Ver estimaciones en Cuadros 11.1 a 11.3.
- 44 Los priors estándar tienen las siguientes características: (1) los priors correspondientes a las variables determinísticas son no informativos ("flat prior", o "Jeffrey's prior"); (2) las distribuciones prior de las variables endógenas rezagadas son de la clase independiente-normal, y, (3) la media de las distribuciones prior de todos los coeficientes es cero, con la única excepción del primer rezago de la variable dependiente en cada ecuación, la cual tiene una media prior de uno.
- 45 En la implementación se utilizó la rutina disponible en RATS versión 4.0 Doan (1992).
- 46 Los valores entre paréntesis representan los tests *t* absolutos.
- 47 Este sistema VAR no incluye variables *dummies*.
- 48 Indica suma al cuadrado de los residuos.
- 49 Esta afirmación no fue testada.
- 50 Esta afirmación puede ser suavizada en alguna medida al incorporar los intervalos de confianza para los impulso-respuesta que incorpora la incertidumbre respecto de los parámetros "verdaderos" del VAR.
- 51 Recordemos que las variables analizadas corresponden a la primera diferencia de DSIIPA, el nivel DSIPIA, y la primera diferencia de BSDOLAR. Por lo tanto, las figuras de impulso-respuesta deben ser analizadas en esta perspectiva.

Referencias

- AKAIKE, H. (1969), "Fitting Autoregressive Models for Prediction", *Ann. Inst. Stat. Math.*, 21 (243-247).
- (1974), "A New Look at the Statistical Model Identification", *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19 (716-23).
- (1977), "On Entropy Maximisation Principle", *Applications of Statistics*, P. R. Krishnaiah (ed.).
- ANDERSON, R. L. (1942), "Distribution of the Serial Correlation Coefficient", *Annals of Mathematical Statistics*, 13 (1-13).
- ANDERSON, T. W. (1948), "On the Theory of Testing for Serial Correlation", *Skandinavisk Aktuarietidskrift*, 31 (88-116).
- AOKI, M. (1988), "Cointegration, Error Correction, and Aggregation in Dynamic Models: A Comment", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50 (89-95).
- BALKE, N. S. y T. B. FOMBY (1991), "Infrequent Permanent Shocks and the Finite-Sample Performance of Unit Root Tests", *Economic Letters*, 36 (269-73).
- BHARGAVA, A. (1986), "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series", *Review of Economic Studies*, 53 (369-84).
- BOX, G. E. P. y D. A. PIERCE (1970), "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Model", *Journal of American Statistical Association*, 65 (1509-26).
- BOX, G. E. P. y G. C. TIAO (1975), "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", *Journal of the American Statistical Association*, 70 (70-9).
- CHRISTIANO, L. J. y M. EICHEMBAUUM (1990), "Unit Roots in Real GNP: Do We Know, and Do We Care?", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32 (7-61).
- DAVIDSON, J. (1991), "The Cointegration Properties of Vector Autoregression Models", *Journal of Time Series Analysis*, 12 (41-62).
- DAVIES, N. y P. NEWBOLD (1979), "Some Power Studies of a Portmanteau Test of Time Series Model Specification", *Biometrika*, 66 (153-5).
- DICKEY, D. A. y W. A. FULLER (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, 74 (427-31).
- (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49 (1057-72).
- DOAN, THOMAS A. (1992), *RATS's Manual*.
- DURLAUF, S. N. y P. C. B. PHILLIPS (1988), "Trends versus Random Walks in Time Series Analysis", *Econometrica*, 56 (1333-54).
- ENGLE, R. F. y C. W. J. GRANGER (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55 (251-76).
- ENGLE, R. F. y B. S. YOO (1987), "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems", *Journal of Econometrics*, 35 (143-59).
- EVANS, G. B. A. y N. E. SAVIN (1981a), "Testing for Unit Roots: 1", *Econometrica*, 49 (753-77).
- (1981b), "Testing for Unit Roots: 2", *Econometrica*, 52 (1241-70).
- FOUNTIS, N. G. (1983), "Testing for Unit Roots in Multivariate Autoregressions", Ph. D. Thesis, Iowa State University.
- FOUNTIS, N. G. y D. A. DICKEY (1989), "Testing for a Unit Root Nonstationarity in Multivariate Autoregressive Time Series", *Annals of Statistics*, 17 (419-28).
- FULLER, W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, New York.
- GEWEKE, J.; R. MEISE y W. DENT (1983), "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems", *Journal of Econometrics*, 21 (161-94).
- GRANGER, C. W. J. (1969), "Investigating causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Models", *Econometrica*, 37 (424-38).
- (1986), "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48 (213-25).
- GRANGER, C. W. J. y A. ESCRIBANO (1986), "Limitation on the Long-Run Relationship Between Prices from an Efficient market", UCSD Discussion Paper.
- GRANGER, C. W. J. y T. H. LEE (1989), "Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships Using Multicointegration and Nonsymmetric Error Correction Models", *Journal of Applied Econometrics*.
- (1990), "Multicointegration", *Advances in Econometrics: Cointegration, Spurious Regressions, and Unit Roots*, (Vol. 8) T. B. Fomby y G. F. Rhodes (eds.).
- HANNAN, E. J. y B. G. QUINN (1979), "The Determination of the Order of an Autoregression", *Journal of the Royal Statistical Society*, B 42 (190-95).
- HASZA, D. P. y W. A. FULLER (1979), "Estimation for Autoregressive Processes with Unit Roots", *Annals of Statistics*, 7 (106-20).
- HENDRY, D. F. y A. J. NEALE (1989), "The Impact of Structural Breaks on Unit Roots Tests", mimeo Nuffield College, Oxford.
- JOHANSEN, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59 (1551-80).
- LEE, H. S. y P. L. SIKLOS (1991), "Unit Roots in Macroeconomic Time Series: Canadian Evidence", *Economic Letters*, 35 (273-77).
- LUONG, G. M. y G. E. P. BOX (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", *Biometrika*, 65 (297-303).
- LUCAS, R. E. JR. y N. STOKES (1989), *Recursive Methods for Dynamic Economic Models*. Harvard Press.
- LUTKEPOHL, H. (1985), "Comparison of Criteria for Estimating the Order of a Vector Autoregressive Process", *Journal of Time Series Analysis*, 6 (35-52).
- LUTKEPOHL, H. y H.-E. REIMERS (1992), "Impulse Response Analysis of Cointegrated System", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16 (53-78).
- MANNING, N. (1991), "The UK Oil Industry: Some Inferences from the Efficient Market Hypothesis", *Scottish Journal of Political Economy*, 38-4 (324-34).
- MORANDE, F. G. (1992), "The Dynamics of Real Asset Prices, the Real Exchange Rate, Trade Reforms and Foreign Capital Inflows: Chile, 1976-1989", *Journal of Development Economics*, 39-1 (111-139).
- PERRON, P. (1990), "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", *Journal of Business and Economics Statistics*, 8 (153-62).
- PHILLIPS, P. C. B. (1985), "Time Series Regression with Unit Roots", Cowles Foundation Discussion Paper, 740.
- (1986a), "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 33 (311-40).
- (1986b), "Towards a Unified Asymptotic Theory for Autoregression", Cowles Foundation Discussion Paper, 782.

- , (1988), "Regression Theory for Near-Integrated Time Series", *Econometrica*, 56 (1021-43).
- , (1991), "Optimal Inference in Cointegrated Systems", *Econometrica*, 59 (283-306).
- PHILLIPS, P. C. B. y S. N. DURLAUF (1985), "Multiple Time Series Regression with Integrated Processes", *Review of Economic Studies*, 53 (473-96).
- RISSANEN, J. (1978), "Modeling by Shortest Data Description", *Automatica*, 14 (465-71).
- SAID, S. E. (1991), "Unit-Roots Tests for Time-Series Data with a Linear Time Trend", *Journal of Econometrics*, 47 (285-303).
- SARGAN, J. D. y A. BHARGAVA (1983), "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk", *Econometrica*, 51 (153-74).
- SARGENT, T. (1987), *Dynamic Macroeconomic Theory*.
- SCHWARZ, G. (1978), "Estimating the Dimension of a Model", *Annals of Statistics*, 6 (461-4).
- SHOESMITH, G. L. (1992), "Cointegration, Error, Correction and Improved Medium-term Regional VAR Forecasting", *Journal of Forecasting*, 11 (91-109).
- SIMS, C. A. (1972), "Money, Income and Causality", *American Economic Review*, 62 (540-52).
- , (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48 (1-48).
- SIMS, C. A., J. STOCK y M. WATSON (1986), "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Economics Working Paper E-8701*, Hoover Institution, Stanford University, revised February 1988.
- SOCK, J. H. (1987), "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, 55 (1035-56).
- , (1990), "Unit Roots in Real GNP: Do We Know and Do We Care? A Comment", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32 (63-82).
- TIAO, G. C. y G. E. P. BOX (1981), "Modeling Multiple Time Series with Applications", *Journal of American Statistical Association*, 76 (802-16).
- WHITE, J. S. (1958), "The Limiting Distribution of the Serial Correlation Coefficient in the Explosive Case", *Annals of Mathematical Statistics*, 29 (1188-97).

Revista de Análisis Económico, Vol. 7, Nº 2, pp. 169-177 (Noviembre 1992)

UNA NOTA SOBRE LA CONSTRUCCION DE SERIES DE PRECIOS DE ACTIVOS REALES: TIERRA Y CASAS EN CHILE (1976-1989)

FELIPE G. MORANDE

ILADES/Georgetown University

RAIMUNDO SOTO

Banco Mundial

Abstract:

This note presents previously unpublished data on prices of agricultural land in Chile's central region and houses (both rental and purchasing prices) in Santiago, with the corresponding methodology. As such, it is a follow-up to an Appendix in Morandé (1992).

I. Introducción

En un artículo recientemente publicado sobre la influencia de reformas estructurales y variables macroeconómicas sobre los precios de los activos reales en Chile en las últimas dos décadas (Morandé, 1992), se hace uso de series estadísticas sobre precios de algunos activos reales que fueron construidas especialmente para ese propósito. Como es posible que dichas series pueden ser de utilidad para otros trabajos de terceros autores, esta nota presenta la metodología utilizada para la construcción de los datos, así como los datos mismos.

La única fuente de información continua sobre precios de casas y tierra es aquella de la sección Avisos Económicos del diario *El Mercurio*. Existen dos problemas centrales con esta fuente de información. En primer término, se trata de precios de oferta y no necesariamente de precios efectivamente transados. Y, en segundo lugar, la información no sólo refleja el valor intrínseco del activo, sino también el valor de cualquier otro bien (o mejora) agregado al activo.

Para enfrentar estos problemas se hicieron los siguientes supuestos generales:

a) Existe un valor intrínseco en cada activo —la tierra, las casas y el servicio de las casas (arriendos)— que es independiente, en gran medida, de otros atributos que se hayan añadido al activo. Es decir, una casa tiene un valor mayor si es que a ella se le añade una piscina, la tierra vale más si se planta un huerto en ella. La metodología