

PERSISTENCIA: UNA MEDIDA PARA EL PIB BOLIVIANO

Bernardo Requena Blanco

1. INTRODUCCION

La noción de persistencia en una serie temporal se refiere al impacto a largo plazo que perdura en esta serie debido a un shock exógeno.

Existen diferentes maneras de calcular la persistencia. Por ejemplo, Campbell y Mankiw (1987) proponen una medida "natural" del camino aleatorio en una serie, la cual será explicada en la siguiente sección. Otra manera de medir la persistencia es mediante la descomposición de Beveridge y Nelson (1981), estimando la magnitud del componente camino aleatorio de la serie. John Cochrane (1988) propone una medida de la persistencia de las fluctuaciones del PNB basada en la varianza de sus diferencias a largo plazo. Estos trabajos no son concluyentes puesto que los resultados encontrados varían bastante, dependiendo del método utilizado. En efecto, Campbell y Mankiw encuentran una persistencia de 1 en el PNB americano, sin embargo Cochrane encuentra un resultado mucho más bajo (0,18) y concluye que si existe una componente de camino aleatorio en el PNB americano, este sería insignificante. Clark (1987) encuentra, por su parte, un resultado intermedio igual a 0,6.

Otra técnica para analizar los efectos de un shock exógeno es la de considerar el modelo de vectores autorregresivos (VAR), donde los coeficientes del modelo en su forma reducida son llamadas las funciones "impulso-respuesta" y "pueden ser interpretadas como los multiplicadores dinámicos que generan los efectos corrientes y subsecuentes en cada variable debido a un shock a alguna de las variables del modelo".

Una óptica diferente para el estudio de la persistencia es la de considerar un modelo multisectorial y de esta manera ver cual es la contribución de cada rama de la economía en la persistencia del PIB. En este sentido H.Pesaran¹ (1993) desarrolló una técnica para medir la persistencia tomando en cuenta los aportes de los diferentes sectores de la economía.

Una economía tan poco diversificada como la boliviana es bastante proclive a shocks exógenos del lado de la demanda como también de la oferta. Siendo uno de los principales objetivos de un gobierno el de mantener una cierta estabilidad a nivel de las principales variables macroeconómicas, este trabajo trata de evaluar el impacto de una perturbación en el PIB boliviano, es decir, ver si ésta tiende a perdurar, o por el contrario, si existe una tendencia a que la perturbación vaya desapareciendo con el tiempo.

Este trabajo se presenta de la siguiente manera; en la sección 2 se detallan tres medidas de persistencia para el caso de modelos unidimensionales y también se muestra como por la densidad espectral de la diferencia de la serie evaluada en el punto cero se puede calcular la persistencia. En la sección 3 se presentan dos medidas de persistencia para modelos multivariados, la primera proviene de la técnica VAR y la segunda es aquella desarrollada por Pesaran. Asimismo, se explica la relación entre las nociones de cointegración y fuentes de persistencia. A continuación, en la sección 4 se explicitan aplicaciones de las medidas de persistencia en los casos unisectorial y multisectorial para el PIB boliviano trimestralizado. Finalmente, en la sección 5 se dan las conclusiones y algunas observaciones de los cálculos obtenidos.

¹ Este trabajo se basa en los cursos (Cambridge 1992-1993) y en el artículo de H.Pesaran (1993).

¡Error! Marcador no definido.

2. MEDIDAS DE PERSISTENCIA EN EL CASO UNIDIMENSIONAL

En 1987, Campbell y Mankiw presentaron una medida "natural" de la persistencia de una serie temporal. Consideremos una serie integrada de orden 1, Y_t .

$$\Delta Y_t = C_1 + a(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

donde los errores tienen un promedio igual a cero y varianza constante igual a σ_ε^2 . Se supone además que estos no están autocorrelacionados y que $a(L)$ es el polinomio de variables rezagadas².

En el caso de que la serie Y_t fuese estacionaria, se puede escribir:

$$Y_t = C_2 + b(L)\varepsilon_t \quad (2)$$

Para tener equivalencia entre las dos ecuaciones es necesario y suficiente observar las igualdades:

$$\begin{aligned} C_2 &= C_1 t & (i) \\ a(L) &= (1-L)b(L) & (ii) \end{aligned} \quad (3)$$

La condición 3(ii) implica que $a(1) = 0$, por esta razón Campbell y Mankiw (1987) sugieren que $a(1)$ sea una medida de persistencia.

Se puede comprobar este resultado mediante el cálculo de la derivada $\delta Y_{t+i}/\delta \varepsilon_t = b_i$, y puesto que 3(ii) también implica que

$b_i = \sum_{j=1}^i a_j$, entonces una medida de la persistencia en la serie Y_t es igual

a $\lim_{i \rightarrow \infty} b_i$ que es equivalente a $a(1)$.

Otra medida de persistencia se obtiene utilizando la descomposición de Nelson y Beveridge (1981). Sea Y_t una serie integrada de orden 1, Nelson y Beveridge (1981) mostraron que se la puede descomponer de la manera siguiente:

$$Y_t = \tau_t + Z_t \quad (4)$$

donde el primer término de la descomposición es la tendencia estocástica y es igual a $\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + a(1)\varepsilon_t$ y el segundo es el componente cíclico que es igual a

² Las hipótesis sobre los errores y el polinomio de rezagos, hacen de Δy_t una serie estacionaria.

$$Z_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i \epsilon_{t-i}, C_i = \sum_{l=i+1}^{\infty} a_l$$

En este caso, el tamaño del componente camino aleatorio de la serie se puede calcular mediante la fórmula:

$$V(\tau_t / \Omega_{t-1}) = a(1)^2 \sigma_\epsilon^2 \quad (5)$$

John Cochrane (1988) propone una medida del componente camino aleatorio del PNB americano basada en las varianzas de sus diferencias

$$V = \lim_{k \rightarrow \infty} V_k \quad (6)$$

donde $V_k = \text{Var}(Y_t - Y_{t+k})/k \text{Var}(Y_t - Y_{t+1})$. En el caso de pequeñas muestras de la población, Cochrane propone utilizar el término de corrección $T/(T-k+1)$ en vez de $1/k$, donde T es la talla o dimensión de la población.

Finalmente, es interesante notar que estas tres medidas están relacionadas con la densidad espectral de la serie diferenciada ΔY_t evaluada en la frecuencia cero. La densidad espectral está definida por:

$$f_{\Delta Y}(w) = \frac{\sigma_\epsilon^2 a}{2\pi} (e^{iw}) a(e^{-iw}), \quad 0 \leq w < 2\pi \quad (7)$$

donde $a(e^{iw})$ es el polinomio definido en (1).

Por Pesaran (1993), se tiene que:

$$f_{\Delta Y}(0) = \frac{\sigma_\epsilon^2 a^2}{2\pi} \quad (8)$$

y partiendo de la fórmula definida en (6) también se puede demostrar que:

$$\lim V_s = \frac{2\pi f_{\Delta Y}(0)}{\text{Var}(\Delta Y_t)} \quad (9)$$

Así, se pueden obtener las diferentes medidas de persistencia, dividiendo la densidad espectral evaluada en la frecuencia cero, sea por la varianza incondicional de ΔY_t , o por la varianza condicional de Y_t .

¡Error! Marcador no definido.3.

MEDIDAS DE PERSISTENCIA EN EL

CASO MULTIDIMENSIONAL

¡Error! Marcador no definido.3.1.

Medidas de Persistencia Proveniente del VAR

Otra medida de persistencia en una serie de tiempo es aquella que procede de la metodología VAR. Este procedimiento consiste en efectuar regresiones de cada una de las variables que intervienen en el análisis sobre los rezagos de todas las variables y algunas variables consideradas exógenas.

La forma reducida del modelo VAR se escribe:

$$X_t = \sum_{i=1}^m A_i X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

donde X_t es un vector de dimensión igual al número de variables incluidas en el análisis.

De esta manera se obtienen estimaciones de las funciones impulso-respuesta, las cuales se interpretan como "los multiplicadores dinámicos que generan los efectos corrientes y subsecuentes en cada variable debido a algún shock en alguna de las variables del modelo".

El razonamiento es el siguiente, supongamos que tenemos el modelo VAR con dos rezagos y dos variables:

$$X_1 = C_1 + a_{11} X_1(-1) + a_{12} X_1(-2) + a_{13} X_2(-1) + a_{14} X_2(-2) + \varepsilon_1$$

$$X_2 = C_2 + a_{21} X_1(-1) + a_{22} X_1(-2) + a_{23} X_2(-1) + a_{24} X_2(-2) + \varepsilon_2 \quad (11)$$

Si los errores ε_1 y ε_2 no están correlacionados, entonces una innovación en ε_1 corresponde a una innovación en la primera variable y lo mismo sucede con ε_2 y X_2 .

En el caso de autocorrelación de los errores, se aplicará una descomposición de Cholesky a la matriz de varianza-covarianza de las innovaciones. Otra técnica, conocida como VAR estructural, consiste en imponer restricciones a las ecuaciones, que derivan generalmente de consideraciones económicas y, de esta manera, se imponen automáticamente restricciones a la matriz de varianza-covarianza.

¡Error! Marcador no definido. **3.2. Medida de Persistencia de Pesaran en el Caso Multidimensional**

La generalización del modelo (1) se escribe:

$$\Delta Y_t = C + A(L) \varepsilon_t \quad (12)$$

donde:

ΔY_t , C y ε_t son vectores de dimensión m , $A(L) = \sum_{i=1}^{\infty} A_i L_i$ es un polinomio matricial pero, esta vez, las matrices A_i son cuadradas de orden m . $E(\varepsilon_t) = 0$ y $\text{Var}(\varepsilon_t) = \Sigma$ para todo t .

En este caso se podría intentar una generalización de la medida de persistencia de Campbell y Mankiw (1987), y así el valor de persistencia $a(1)$ se convertiría en $A(1)^3$.

La forma de obtener este resultado (ver pie de página) muestra que el valor de $A(1)$ no toma en cuenta la correlación que podría haber entre las innovaciones de los diferentes sectores y sería válida solamente en el caso de no correlación entre los errores.

La medida de persistencia propuesta por Pesaran (1993) consiste en generalizar la medida de persistencia que deriva de la densidad espectral de la serie diferenciada ΔY_t , evaluada en la frecuencia cero.

En el caso de un vector ΔY_t de dimensión m , la densidad espectral está definida por:

$$f_{\Delta Y}(w) = \frac{1}{2\pi} A(e^{iw}) \Sigma A(e^{-iw})' \quad 0 \leq w < 2\pi \quad (13)$$

Calculada en punto cero tenemos:

$$f_{\Delta Y}(0) = \frac{1}{2\pi} A(1) \Sigma A(1)' \quad (14)$$

Este resultado, como medida de persistencia, se puede verificar mediante la versión multidimensional de la descomposición de Beveridge-Nelson (1981). Análogamente al caso unidimensional la descomposición será dada por:

$$Y_t = \tau_t + Z_t \quad (15)$$

donde: $\tau_t = C_1 + \tau_{t-1} + A(1) \varepsilon_t$

$$y \quad Z_t = \sum_{j=0}^{\infty} B_j \varepsilon_{t-j}, \quad B_j = \sum_{k=j+1}^{\infty} A_k$$

En vez de valores, esta vez consideramos vectores de dimensión m y las matrices A_i y B_i son matrices cuadradas de dimensión m . El tamaño del camino aleatorio, como en el caso de una dimensión se calcula mediante:

³ Una manera de verificar este resultado se obtiene mediante el cálculo de $\lim_{l \rightarrow \infty} (\delta E(Y_{t+l} / \Omega_t) / \delta \varepsilon_t)$

$$V(\tau_t \mid \Omega_{t-1}) = A(1) \Sigma A(1)' \quad (16)$$

Lo que genera un valor bastante parecido al calculado en (14).

Estos resultados se pueden corregir dividiéndolos por $\text{Var}(\Delta Y_t)$ o por $\text{Var}(Y_t \mid \Omega_{t-1})$ y, de esta manera, obtener resultados independientes de las unidades de medida de las variables.

El elemento (i,j) de la matriz de persistencia en el modelo multisectorial corresponde a la persistencia en el sector i debido a un shock exógeno en el sector j. En este caso el elemento (ij) se define mediante:

$$P_{ij} = e_i' A(1) \Sigma A(1)' e_j / e_j' \Sigma e_j \quad (17)$$

P es la matriz compuesta por los elementos P_{ij} . e_i es el vector de elementos nulos y tiene el valor 1 en la posición i. La persistencia específica al propio sector será definida por:

$$P_j = (P_{jj})^{1/2} \quad (18)$$

¡Error! Marcador no definido. 3.3. Relación Entre Fuentes de Persistencia y Cointegración.

La matriz $A(1)\Sigma A(1)'$ contiene no solamente información sobre la persistencia de los diferentes sectores de la economía, sino también sobre la independencia de las fuentes de persistencia.

Supongamos por ejemplo que la matriz $A(1)\Sigma A(1)$ sea singular, esto implica que la matriz P definida en (17) es singular. De una manera equivalente existe una matriz D (m x s) tal que $D'P=0$, es decir, que la matriz P es de rango m-s y por ende existen solamente m-s fuentes independientes de variaciones aleatorias.

Una manera diferente de encontrar el mismo resultado es mediante el análisis de cointegración de la serie Y_t . Supongamos que la serie Y_t sea integrada de primer orden y que exista una matriz D tal que $D'Y_t$ sea estacionaria. Engle y Granger (1987) han mostrado que para que la serie Y_t definida en (12) sea cointegrada es necesario y suficiente que:

$$\begin{aligned} D' A(1) &= 0 & (i) \\ D' C &= 0 & (ii) \end{aligned} \quad (19)$$

La condición 19) (i) implica que la matriz $A(1)\Sigma A(1)'$ es singular. Se puede ver entonces la relación estrecha que existe entre la cointegración y las fuentes o sectores independientes de variaciones aleatorias.

Otra razón por la cual la matriz $A(1) \Sigma A(1)'$ podría ser singular, se presenta cuando uno o más de los sectores está representado por una serie estacionaria y en ese caso $P_{i,k} = 0$ para todo k (la persistencia en el sector i debido a un shock en el sector k es cero) y, entonces, el determinante de la matriz P es nulo.

¡Error! Marcador no definido.4.

APLICACION AL CASO BOLIVIANO

Se considera el marco teórico expuesto en las secciones 2 y 3 en la serie del PIB Boliviano trimestralizado de siete sectores de la economía⁴ durante dos períodos: 1980-1993 y 1986-1993.

La utilización de dos períodos se debe a que las series del PIB Boliviano muestran una disminución importante durante los primeros seis años de la que fue llamada la década perdida de los 80. La elevada tasa de inflación (luego la hiperinflación) y los importantes déficits presupuestarios, ocasionaron una disminución en el crecimiento del producto⁵. Es así que los datos del PIB durante el período 1981-1986, contienen los cambios estructurales que ocurrieron durante este período.

El primer paso de la metodología propuesta es el de verificar que las series trimestralizadas del PIB sean integradas de primer orden ($I(1)$). En el anexo 1 de este trabajo se muestran los resultados. En primer lugar se observa que las series presentan raíz unitaria y, a continuación, se verifica que las diferencias de las series son estacionarias.

Definiendo a la diferencia del PIB como⁶:

$$w' \Delta y_t = w' C + w' A(L) \epsilon_t \quad (20)$$

la aplicación de la fórmula (16) sobre (20) permite encontrar el valor de persistencia del PIB⁷:

$$p^2 = w' A(1) \Sigma A(1)' w / w' \Sigma w \quad (21)$$

Para la evaluación de la fórmula (21) se necesitan estimaciones de las matrices $A(1)$ y Σ . Con este propósito se proponen tres modelos de regresión. El primer modelo es un modelo VAR(2):

⁴ Se consideraron siete sectores de la economía: agricultura, comercio, construcción, finanzas, manufactura, petróleo y transporte.

⁵ Para la justificación teórica de estos resultados, ver los trabajos de Fischer (1983) y Fischer y Modigliani (1978).

⁶ Se intenta medir la persistencia de shocks a un nivel agregado, y_t se define: $y_t = w' Y_t$, donde $w' = (w_1 \dots w_7)$ y $w_i > 0$.

⁷ En el caso multisectorial, se consideró la identidad (17).

$$C(L) \Delta y_t = C + \epsilon_t \quad (22)$$

donde $C(L) = I - C_1L - C_2L^2$, C_1 y C_2 son matrices cuadradas de dimensión 7.

En el segundo modelo se utiliza también un modelo VAR pero se impone la restricción de que el crecimiento del PIB en el sector i depende del crecimiento agregado del "output" generado por los otros sectores de la economía. Estas restricciones están dadas por:

$$\begin{aligned} C_{1ij} &= x_i & \forall i, j \quad i \neq j \\ C_{2ij} &= Z_i & \forall i, j \quad i \neq j \\ C_{1ii} &= C_{1i} & \forall i \\ C_{2ii} &= C_{2i} & \forall i \end{aligned} \quad (23)$$

En el caso de esta aplicación, la especificación impone 70 restricciones al primer modelo.

Finalmente, para el tercer modelo se impone una restricción suplementaria, tomándose en cuenta los coeficientes de la regresión cuyos estadísticos t sean superiores a 1 en valor absoluto⁸.

En los tres casos se utilizó el método de estimación FIML⁹. En la estimación del primer modelo el método de los M.C.O.¹⁰ es equivalente al método FIML. En lo que respecta a los dos otros modelos las estimaciones FIML son equivalentes al método iterativo SURE¹¹. Los resultados de estas estimaciones se encuentran en el anexo 2. En el primer modelo se estiman 105 coeficientes (7 constantes y 98 coeficientes de todas las variables rezagadas). En el período 1980-1993, la persistencia asociada a este modelo es de 0.868, lo que significa que un "shock exógeno" de 1% puede cambiar en 0.868% el valor del PIB en el largo plazo. Los resultados encontrados en los dos últimos modelos muestran un valor de persistencia de alrededor de 0,72 %. En el período 1986-1993, la persistencia calculada para los tres modelos es inferior: 0.632, 0.507 y 0.467 respectivamente.

Por otro lado, en el caso de las persistencias sectoriales se puede ver que los sectores de comercio y de manufacturas son los que presentan persistencias más importantes, luego el sector de construcción, el resto de los sectores presentan persistencias de menor cuantía.

Siendo el determinante de la matriz de persistencia no singular, se puede concluir que las fuentes de persistencia de los diferentes sectores son independientes y no están relacionadas.

¡Error! Marcador no definido.5.

CONCLUSION

⁸ La misma hipótesis que en el trabajo de Pesaran (1993), de otra manera se tendría que suprimir la 2da ecuación del modelo.

⁹ Full Information Maximun Likelihood.

¹⁰ Mínimos Cuadrados Ordinarios.

¹¹ Seemingly Unrelated Regresion Equations.

Entre los principales resultados encontrados se destacan:

En el período 1980-1993, el primer modelo presenta la persistencia más elevada (0.868). Esto se puede explicar por el gran número de parámetros a estimar en el modelo y también por la hipótesis -probablemente demasiado fuerte- de no correlación entre las innovaciones. Sin embargo, los resultados encontrados en los dos últimos modelos muestran también valores de persistencia elevados: 0.726 para el segundo modelo y de 0.734 para el tercer modelo. Así, el componente del camino aleatorio en el PIB boliviano podría cambiar la previsión del PIB a largo plazo entre 73% y 86% debido a "shock" en la economía.

Estos resultados reflejan la fragilidad en la estabilidad de la economía boliviana, pues el nivel de producción sería afectado en gran medida por shocks exógenos.

Para el período 1986-1993, los valores de persistencia calculados son inferiores a los del primer período: 0.63, 0.51 y 0.47 respectivamente para los tres modelos estimados¹². Así, las persistencias encontradas en el segundo período muestran una menor inestabilidad que aquellas del primer período considerado. De todas maneras, éstas reflejan una cierta fragilidad de la economía ante "shocks", los cuales tienden a perdurar en la economía boliviana en el largo plazo.

Estos resultados tienen implicaciones para la acción del Gobierno, ya que como cualquier shock en la economía impacta de forma permanente al producto, las autoridades gubernamentales deben impulsar políticas de largo plazo y evitar intervenciones de corto plazo, que pueden afectar permanentemente el comportamiento del producto.

Para futuros trabajos de investigación será interesante considerar la posibilidad de interrelaciones entre los shocks de los diferentes sectores de la economía boliviana e interpretar su significado económico.

¹² Puesto que el número de observaciones disminuye, también disminuye el número de grados de libertad en las regresiones, en este sentido se sugiere tomar estos resultados con la debida cautela.

¡Error! Marcador no definido.**ANEXO 1**
¡Error! Marcador no definido.**Test de Raíz unitaria**

En este anexo se muestra que todas las series en una misma regresión tienen la misma característica de estacionalidad.

Para verificar la existencia de raíz unitaria se hace un test sobre el modelo con drift y tendencia¹³

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t$$

Se rechaza la hipótesis de raíz unitaria si los valores de los "t-estadísticos" de Dickey-Fuller son mayores en valor absoluto a los valores críticos de Mackinnon.

En los tests sobre los niveles de las variables se puede ver que todas las variables presentan raíz unitaria.

Sin embargo, los tests sobre las variaciones de las variables indican que éstas son estacionales, mostrando de esta manera que todas las variables son I(1).

¹³ Se incluyen el drift y la tendencia en el caso de que fueran significativos.

ANEXO 2

Modelo 1

VAR//DEPENDEN VARIABLE IS D(X1)
 SMPL RANGE: 1980.4 - 1993.4
 NUMBER OF OBSERVATIONS: 53

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D(X1(-1))	-0.6400366	0.0863701	-7.4103985	0.0000
D(X1(-2))	-0.2608716	0.1458126	-1.7890880	0.0816
D(X2(-1))	-2.0275991	0.6294179	-3.2213875	0.0026
D(X2(-2))	0.7431358	0.699789	1.0619427	0.2950
D(X3(-1))	-2.3220808	1.6172082	-1.4358577	0.1592
D(X3(-2))	1.9480327	1.7685324	1.1014968	0.2776
D(X4(-1))	-0.4591444	0.3589721	-1.2790530	0.2086
D(X4(-2))	0.1845419	0.3516276	0.5248219	0.6028
D(X5(-1))	-0.5609017	0.7461531	-0.7517248	0.4568
D(X5(-2))	0.4986099	0.6955669	0.7168396	0.4779
D(X6(-1))	-2.0868075	1.1170702	-1.8681078	0.0695
D(X6(-2))	-1.5512053	1.0867693	-1.4273547	0.1616
D(X7(-1))	-0.2885112	1.2471362	-0.2313390	0.8183
D(X7(-2))	6.6640079	0.6430484	10.363151	0.0000
C	-0.0414460	0.0974880	-0.4251395	0.6731
R-SQUARED	0.976528	MEAN OF DEPENDENT VAR		0.036491
AJUSTED R-SQUARED	0.967881	S.D. OF DEPENDENT VAR		3.447215
S.A. OF REGRESSION	0.617802	SUM OF SQUARED RESID		14.50379
LOG LIKELIHOOD	-40.86287	F. STATISTIC		112.9273
DURBIN-WATSON STAT	2.476125	PROB.(F-STATISTIC)		0.000000

VAR//DEPENDEN VARIABLE IS D(X2)
 SMPL RANGE: 1980.4 - 1993.4
 NUMBER OF OBSERVATIONS: 53

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D(X1(-1))	-0.0243399	0.0213947	-1.1376591	0.2624
D(X1(-2))	-0.0514610	0.0361192	-1.4247547	0.1624
D(X2(-1))	0.1198125	0.1559130	0.7684577	0.4470
D(X2(-2))	-0.0872087	0.1733446	-0.5030944	0.6178
D(X3(-1))	0.7353060	0.4005983	1.8355197	0.0743
D(X3(-2))	-0.3169199	0.4380828	-0.7234248	0.4738
D(X4(-1))	0.1208274	0.0889209	1.3588191	0.1822
D(X4(-2))	0.0581384	0.0871016	0.6674779	0.5085
D(X5(-1))	0.0237002	0.1848294	0.1282275	0.8986
D(X5(-2))	-0.2245175	0.1722987	-1.3030711	0.2004
D(X6(-1))	-0.3004280	0.2767092	-1.0857175	0.2844
D(X6(-2))	-0.0992513	0.2692034	-0.3686850	0.7144
D(X7(-1))	-0.1700835	0.3089278	-0.5505607	0.5852
D(X7(-2))	-0.1764583	0.1592894	-1.1077846	0.2749
C	0.0315424	0.0241487	1.3061713	0.1993
R-SQUARED	0.321391	MEAN OF DEPENDENT VAR		0.020321
AJUSTED R-SQUARED	0.071377	S.D. OF DEPENDENT VAR		0.158808
S.A. OF REGRESSION	0.153035	SUM OF SQUARED RESID		0.889955
LOG LIKELIHOOD	33.09849	F. STATISTIC		1.285492
DURBIN-WATSON STAT	2.082476	PROB.(F-STATISTIC)		0.260825

VAR//DEPENDEN VARIABLE IS D(X3)
 SMPL RANGE: 1980.4 - 1993.4
 NUMBER OF OBSERVATIONS: 53

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D(X1(-1))	0.0128338	0.0092864	1.3819919	0.1750
D(X1(-2))	0.0108759	0.0156776	0.6937212	0.4921
D(X2(-1))	0.0463538	0.0676744	0.6849536	0.4975
D(X2(-2))	0.0921840	0.0752406	1.2251897	0.2280
D(X3(-1))	-0.3381755	0.1738806	-1.9448720	0.0592
D(X3(-2))	0.1292805	0.1901508	0.6798839	0.5007
D(X4(-1))	0.0165972	0.0385963	0.4300195	0.6696
D(X4(-2))	0.0568100	0.0378066	1.5026462	0.1412
D(X5(-1))	0.0091190	0.0802256	0.1136667	0.9101
D(X5(-2))	0.0543833	0.0747867	0.7271798	0.4716
D(X6(-1))	0.0771689	0.1201063	0.6425054	0.5244
D(X6(-2))	0.0392242	0.1168483	0.3356847	0.7390
D(X7(-1))	-0.0538912	0.1340908	-0.4019006	0.6900
D(X7(-2))	-0.0230216	0.0691399	-0.3329717	0.7410
C	-0.0041821	0.0104818	-0.3989846	0.6921
R-SQUARED	0.442601	MEAN OF DEPENDENT VAR	-0.002491	
AJUSTED R-SQUARED	0.237243	S.D. OF DEPENDENT VAR	0.076057	
S.A. OF REGRESSION	0.066425	SUM OF SQUARED RESID	0.167669	
LOG LIKELIHOOD	77.33178	F. STATISTIC	2.155267	
DURBIN-WATSON STAT	1.752279	PROB.(F-STATISTIC)	0.030465	

VAR//DEPENDENT VARIABLE IS D(X4)
 SMPL RANGE: 1980.4 - 1993.4
 NUMBER OF OBSERVATIONS: 53

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D(X1(-1))	0.0347028	0.0342201	1.0141051	0.3169
D(X1(-2))	0.0780134	0.0577715	1.3503793	0.1849
D(X2(-1))	-0.7699173	0.2493775	-3.0873562	0.0038
D(X2(-2))	0.0599496	0.2772588	0.2162224	0.8300
D(X3(-1))	-1.0256988	0.6407434	-1.6007949	0.1177
D(X3(-2))	0.4032767	0.7006986	0.5755353	0.5683
D(X4(-1))	-0.5217137	0.1422260	-3.6682024	0.0007
D(X4(-2))	-0.4342484	0.1393160	-3.1170022	0.0035
D(X5(-1))	0.5237255	0.2956284	1.7715671	0.0845
D(X5(-2))	-0.1585581	0.2755860	-0.5753488	0.5684
D(X6(-1))	-0.2898973	0.4425870	-0.6550063	0.5164
D(X6(-2))	-0.1887369	0.4305817	-0.4383301	0.6636
D(X7(-1))	0.7999806	0.4941196	1.6190018	0.1137
D(X7(-2))	0.4987907	0.2547780	1.9577465	0.0576
C	-0.0223018	0.0386251	-0.5773932	0.5671
R-SQUARED	0.578027	MEAN OF DEPENDENT VAR	-0.002170	
AJUSTED R-SQUARED	0.422563	S.D. OF DEPENDENT VAR	0.322118	
S.A. OF REGRESSION	0.244775	SUM OF SQUARED RESID	2.276764	
LOG LIKELIHOOD	8.205984	F. STATISTIC	3.718081	
DURBIN-WATSON STAT	2.167121	PROB.(F-STATISTIC)	0.000633	

VAR//DEPENDENT VARIABLE IS D(X5)
 SMPL RANGE: 1980.4 - 1993.4
 NUMBER OF OBSERVATIONS: 53

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D(X1(-1))	0.0810201	0.0189209	4.2820315	0.0001
D(X1(-2))	0.0194876	0.0319429	0.6100767	0.5454
D(X2(-1))	0.0730384	0.1378856	0.5297028	0.5994
D(X2(-2))	0.3709886	0.1533016	2.4199915	0.0204
D(X3(-1))	-0.3569836	0.3542791	-1.0076338	0.3200
D(X3(-2))	0.6181534	0.3874295	1.5955249	0.1189
D(X4(-1))	0.2657790	0.0786394	3.3797160	0.0017
D(X4(-2))	0.0666750	0.0770305	0.8655661	0.3922
D(X5(-1))	0.2312806	0.1634585	1.4149193	0.1652
D(X5(-2))	-0.3551286	0.1523767	-2.3305966	0.0252
D(X6(-1))	0.4678560	0.2447147	1.9118425	0.0635
D(X6(-2))	-0.3632202	0.2380768	-1.5256433	0.1354
D(X7(-1))	0.1004980	0.2732081	0.3678440	0.7150
D(X7(-2))	0.0435160	0.1408716	0.3089058	0.7591
C	-0.0122498	0.0213565	-0.5735834	0.5696
R-SQUARED	0.911387	MEAN OF DEPENDENT VAR	-0.007642	
AJUSTED R-SQUARED	0.878741	S.D. OF DEPENDENT VAR	0.388661	
S.A. OF REGRESSION	0.135341	SUM OF SQUARED RESID	0.696051	
LOG LIKELIHOOD	39.61081	F. STATISTIC	27.91663	
DURBIN-WATSON STAT	1.929395	PROB.(F-STATISTIC)	0.000000	

VAR//DEPENDENT VARIABLE IS D(X6)
 SMPL RANGE: 1980.4 - 1993.4
 NUMBER OF OBSERVATIONS: 53

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D(X1(-1))	0.0180888	0.0110708	1.3669181	0.1105
D(X1(-2))	0.0350791	0.0186901	1.8768767	0.0682
D(X2(-1))	-0.0535193	0.0806782	-0.6633673	0.5110
D(X2(-2))	0.1115921	0.0896983	1.2440826	0.2211
D(X3(-1))	0.1260076	0.2072923	0.6078739	0.5469
D(X3(-2))	0.1728608	0.2266889	0.7625463	0.4504
D(X4(-1))	-0.0146343	0.0460127	-0.3180499	0.7522
D(X4(-2))	0.0262332	0.0450713	0.5820373	0.5640
D(X5(-1))	-0.0791198	0.0956412	-0.8272559	0.4133
D(X5(-2))	-0.0511196	0.0891571	-0.5733647	0.5698
D(X6(-1))	-0.1498652	0.143185	-1.0466544	0.3019
D(X6(-2))	-0.5594797	0.1393011	-4.0163336	0.0003
D(X7(-1))	0.1922136	0.1598568	1.2024112	0.2366
D(X7(-2))	0.0376257	0.0824254	0.4564820	0.6506
C	0.0025663	0.0124959	0.2053713	0.8384
R-SQUARED	0.818576	MEAN OF DEPENDENT VAR	0.001396	
AJUSTED R-SQUARED	0.751731	S.D. OF DEPENDENT VAR	0.158930	
S.A. OF REGRESSION	0.079189	SUM OF SQUARED RESID	0.238296	
LOG LIKELIHOOD	68.01645	F. STATISTIC	12.24644	
DURBIN-WATSON STAT	2.196555	PROB.(F-STATISTIC)	0.000000	

VAR/DEPENDENT VARIABLE IS D(X7)
 SMPL RANGE: 1980.4 - 1993.4
 NUMBER OF OBSERVATIONS: 53

VARIABLE	COEFFICIENT NT	STD ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D(X1(-1))	-0.0728693	0.0114769	-6.3492217	0.0000
D(X1(-2))	0.0187479	0.0193756	0.9676043	0.3394
D(X2(-1))	-0.1105613	0.0836373	-1.3219142	0.1941
D(X2(-2))	-0.0448562	0.0929882	-0.4823863	0.6323
D(X3(-1))	-0.0681971	0.2148951	-0.3173506	0.7527
D(X3(-2))	-0.0666152	0.2350031	-0.2834650	0.7784
D(X4(-1))	0.0122541	0.0477003	0.2568985	0.7986
D(X4(-2))	-0.0170185	0.0467244	-0.3642317	0.7177
D(X5(-1))	0.2242303	0.0991491	2.2615478	0.0295
D(X5(-2))	0.0812504	0.0924272	0.8790752	0.3849
D(X6(-1))	-0.0429664	0.1484366	-0.2894592	0.7738
D(X6(-2))	-0.4859411	0.1444103	-3.3650045	0.0018
D(X7(-1))	-0.2714426	0.1657199	-1.6379606	0.1097
D(X7(-2))	-0.2768381	0.0854485	-3.2398253	0.0025
C	0.0439128	0.0129542	3.3898442	0.0016
R-SQUARED	0.966204	MEAN OF DEPENDENT VAR		0.034755
AJUSTED R-SQUARED	0.953753	S.D. OF DEPENDENT VAR		0.381740
S. A. OF REGRESSION	0.082094	SUM OF SQUARED RESID		0.256096
LOG LIKELIHOOD	66.10737	F. STATISTIC		77.59983
DURBIN-WATSON STAT	2.344959	PROB.(F-STATISTIC)		0.000000

RESIDUAL COVARIANCE MATRIX OF MODEL 1							
1,1	0.273656	1,2	-0.017738	1,3	-0.001868	1,4	-0.027884
1,5	-0.006543	1,6	0.004050	1,7	-0.006242	2,2	0.016792
2,3	-0.001147	2,4	0.005348	2,5	-0.000231	2,6	-4.58E-05
2,7	0.001360	3,3	0.003164	3,4	0.001865	3,5	0.002864
3,6	2.33E-05	3,7	-0.000762	4,4	0.042958	4,5	-0.001243
4,6	0.001578	4,7	-0.002656	5,5	0.013133	5,6	0.000436
5,7	-0.002337	6,6	0.004496	6,7	6.70E-05	7,7	0.004832
RESIDUAL CORRELATION MATRIX							
1,1	1.000000	1,2	-0.261670	1,3	-0.063483	1,4	-0.257178
1,5	-0.109149	1,6	0.115449	1,7	-0.171654	2,2	1.000000
2,3	-0.157425	2,4	0.199131	2,5	-0.015566	2,6	-0.005273
2,7	0.150981	3,3	1.000000	3,4	0.159959	3,5	0.444352
3,6	0.006173	3,7	-0.194795	4,4	1.000000	4,5	-0.052324
4,6	0.113571	4,7	-0.184356	5,5	1.000000	5,6	0.056744
5,7	-0.293374	6,6	1.000000	6,7	0.014385	7,7	1.000000

MODELO 2

SYS - Interative SUR // Dependent Variable is X1

SMPL range: 1980.4 - 1993.4

Number of observations: 53

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(51)	0.1107261	0.2009947	0.5508907	0.5843
C(31)	-0.6423522	0.1190164	-5.3971747	0.0000
C(1)	-3.1336172	0.3749519	-8.3573851	0.0000
C(41)	-0.2591859	0.1049254	-2.4701913	0.0171
C(21)	1.7212468	0.5074286	3.3920966	0.0014
Unweighted Statistics				
R-squared	0.593599	Mean of dependent var		4.751679
Adjusted R-squared	0.559732	S.D. of dependent var		2.271936
S.E. of regression	1.507490	Sum of squared resid		109.0812
F-statistic	17.52750	Durbin-Watson stat		2.978324
Prob(F-statistic)	0.000000			

SYS - Interative SUR // Dependent Variable is X2

SMPL range: 1980.4 - 1993.4

Number of observations: 53

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(52)	0.0200476	0.0214601	0.9341818	0.3549
C(2)	-0.0012762	0.0077330	-0.1650292	0.8696
C(32)	0.0668460	0.1298623	0.5147453	0.6091
C(22)	-0.0121383	0.0077150	-1.5733140	0.1222
C(42)	0.0063312	0.1300544	0.0486815	0.9614
Unweighted Statistics				
R-squared	0.793230	Mean of dependent var		3.810264
Adjusted R-squared	0.776000	S.D. of dependent var		0.341396
S.E. of regression	0.161578	Sum of squared resid		1.253162
F-statistic	46.03560	Durbin-Watson stat		2.112764
Prob(F-statistic)	0.000000			

SYS - Interative SUR // Dependent Variable is X3
 SMPL range: 1980.4 - 1993.4
 Number of observations: 53

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(53)	-0.0039161	0.008308	-0.4713662	0.6395
C(3)	0.0119213	0.0034322	3.4733654	0.0011
C(33)	-0.1779151	0.1081545	-1.6450089	0.1065
C(23)	0.0138751	0.0032596	4.2566262	0.0001
C(43)	0.0718335	0.1211665	0.5928495	0.5561
Unweighted Statistics				
R-squared	0.771135	Mean of dependent var		0.860000
Adjusted R-squared	0.752063	S.D. of dependent var		0.127490
S.E. of regression	0.063482	Sum of squared resid		0.193436
F-statistic	40.43269	Durbin-Watson stat		2.296835
Prob(F-statistic)	0.000000			

SYS - Interative SUR // Dependent Variable is X4
 SMPL range: 1980.4 - 1993.4
 Number of observations: 53

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(54)	-0.0088834	0.0340263	-0.2610744	0.7952
C(4)	-0.0063186	0.0129710	-0.4871335	0.6284
C(34)	-0.5336644	0.1153583	-4.6261475	0.0000
C(24)	0.0288828	0.0124755	2.3151618	0.0249
C(44)	-0.4588720	0.1203161	-3.8138865	0.0004
Unweighted Statistics				
R-squared	0.301371	Mean of dependent var		3.833208
Adjusted R-squared	0.243152	S.D. of dependent var		0.298898
S.E. of regression	0.260032	Sum of squared resid		3.245598
F-statistic	5.176489	Durbin-Watson stat		2.246754
Prob(F-statistic)	0.001505			

SYS - Interative SUR // Dependent Variable is X5
 SMPL range: 1980.4 - 1993.4
 Number of observations: 53

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(55)	-0.0103595	0.0200105	-0.5177048	0.6070
C(5)	0.0963615	0.0112313	8.5797387	0.0000
C(35)	0.2505951	0.0757194	3.3095244	0.0018
C(25)	0.0292512	0.0159215	1.8372106	0.0724
C(45)	-0.331253	0.1107655	-2.990579	0.0044
Unweighted Statistics				
R-squared	0.902790	Mean of dependent var		3.888698
Adjusted R-squared	0.894689	S.D. of dependent var		0.469825
S.E. of regression	0.152466	Sum of squared resid		1.115802
F-statistic	111.4441	Durbin-Watson stat		2.265975
Prob(F-statistic)	0.000000			

SYS - Interative SUR // Dependent Variable is X6
 SMPL range: 1980.4 - 1993.4
 Number of observations: 53

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(56)	0.0080818	0.0099868	0.8092510	0.4224
C(6)	0.0104635	0.005225	2.0025619	0.0509
C(36)	-0.1092669	0.0757427	-1.4426066	0.1556
C(26)	0.0120252	0.0051072	2.3545611	0.0227
C(46)	-0.6921332	0.0873164	-7.9267293	0.0000
Unweighted Statistics				
R-squared	0.787787	Mean of dependent var		1.838642
Adjusted R-squared	0.770102	S.D. of dependent var		0.158219
S.E. of regression	0.075862	Sum of squared resid		0.276243
F-statistic	44.54690	Durbin-Watson stat		2.359640
Prob(F-statistic)	0.000000			

SYS - Interative SUR // Dependent Variable is X7
 SMPL range: 1980.4 - 1993.4
 Number of observations: 53

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(57)	0.0442016	0.0136014	3.2497866	0.0021
C(7)	-0.0699761	0.0102717	-6.8124993	0.0000
C(37)	-0.3211095	0.1313324	-2.4450135	0.0182
C(27)	0.0366838	0.0158584	2.3132127	0.0250
C(47)	-0.4854673	0.0720860	-6.7345610	0.0000
Unweighted Statistics				
R-squared	0.952769	Mean of dependent var		2.401019
Adjusted R-squared	0.948833	S.D. of dependent var		0.423372
S.E. of regression	0.095768	Sum of squared resid		0.440228
F-statistic	242.0686	Durbin-Watson stat		2.598110
Prob(F-statistic)	0.000000			

Residual Covariance Matrix							
1.1	2.058137	1.2	-0.014019	1.3	-0.017119	1.4	-0.026728
1.5	0.020407	1.6	-0.010589	1.7	0.052509	2.2	0.023645
2.3	-0.001724	2.4	0.002807	2.5	-0.002331	2.6	-0.000505
2.7	0.002351	3.3	0.00365	3.4	0.001262	3.5	0.003674
3.6	1.89E-05	3.7	-0.001379	4.4	0.061238	4.5	-0.003577
4.6	0.002707	4.7	-0.001913	5.5	0.021053	5.6	0.000243
5.7	-0.001475	6.6	0.005212	6.7	-0.000873	7.7	0.008306
Residual Correlation Matrix							
1.1	1.000000	1.2	-0.063548	1.3	-0.197517	1.4	-0.075286
1.5	0.098036	1.6	-0.102241	1.7	0.401602	2.2	1.000000
2.3	-0.185635	2.4	0.073759	2.5	-0.104478	2.6	-0.045496
2.7	0.167757	3.3	1.000000	3.4	0.084402	3.5	0.419154
3.6	0.004329	3.7	-0.250463	4.4	1.000000	4.5	-0.099634
4.6	0.151520	4.7	-0.084815	5.5	1.000000	5.6	0.023199
5.7	-0.111522	6.6	1.000000	6.7	-0.132717	7.7	1.000000

MODELO 3

SYS - ITERATIVE SUR // DEPENDENT VARIABLE IS X1

SMPL RANGE 1980.4 - 1993.4

NUMBER OF OBSERVATIONS: 53

	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(31)	-0.62693	0.1175076	-5.3352308	0.0000
C(1)	-3.0761247	0.3700509	-8.3208132	0.0000
C(41)	-0.245216	0.1038001	-2.3623866	0.0222
C(21)	1.8095612	0.4996076	3.6219648	0.0007
UNWEIGHTED STATISTICS				
R-SQUARED		0.590183	MEAN OF DEPENDENT VAR	4.751679
ADJUSTED R-SQUARED		0.565092	S.D. OF DEPENDEN VAR	2.271936
S.E. OF REGRESSION		1.498286	SUM OF SQUARED RESID.	109.9981
F-STATISTIC		23.52187	DURBIN-WATSON STAT	2.974473
PROB(F-STATISTIC)		0.00000		

SYS - ITERATIVE SUR // DEPENDENT VARIABLE IS X2

SMPL RANGE 1980.4 - 1993.4

NUMBER OF OBSERVATIONS: 53

	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(22)	-0.0110091	0.0067531	-1.6302445	0.1091
UNWEIGHTED STATISTICS				
R-SQUARED		0.790489	MEAN OF DEPENDENT VAR	0.086000
ADJUSTED R-SQUARED		0.790489	S.D. OF DEPENDEN VAR	0.127490
S.E. OF REGRESSION		0.156265	SUM OF SQUARED RESID.	0.197582
DURBIN-WATSON STAT		1.940685	DURBIN-WATSON STAT	2.258988

SYS - ITERATIVE SUR // DEPENDENT VARIABLE IS X3
 SMPL RANGE 1980.4 - 1993.4
 NUMBER OF OBSERVATIONS: 53

	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(3)	0.0109398	0.0030018	3.644359	0.0006
C(33)	-0.2064503	0.1019416	-2.0251831	0.0482
C(23)	0.0131361	0.0030403	4.3206635	0.0001
UNWEIGHTED STATISTICS				
R-SQUARED		0.76623	MEAN OF DEPENDENT VAR	0.86
ADJUSTED R-SQUARED		0.756879	S.D. OF DEPENDEN VAR	0.12749
S.E. OF REGRESSION		0.062862	SUM OF SQUARED RESID.	0.197582
F-STATISTIC		81.94265	DURBIN-WATSON STAT	2.258988
PROB(F-STATISTIC)		0		

SYS - ITERATIVE SUR // DEPENDENT VARIABLE IS X4
 SMPL RANGE 1980.4 - 1993.4
 NUMBER OF OBSERVATIONS: 53

	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(34)	-0.5126691	0.1141796	-4.4900245	0
C(24)	0.317239	0.0108486	2.8975201	0.0056
C(44)	-0.4313363	0.1139322	-3.7859038	0.0004
UNWEIGHTED STATISTICS				
R-SQUARED		0.298592	MEAN OF DEPENDENT VAR	3.833208
ADJUSTED R-SQUARED		0.270535	S.D. OF DEPENDEN VAR	0.298898
S.E. OF REGRESSION		0.255284	SUM OF SQUARED RESID.	3.258508
F-STATISTIC		10.64258	DURBIN-WATSON STAT	2.282755
PROB(F-STATISTIC)		0.000141		

SYS - ITERATIVE SUR // DEPENDENT VARIABLE IS X5
 SMPL RANGE 1980.4 - 1993.4
 NUMBER OF OBSERVATIONS: 53

	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(5)	0.0945372	0.0110519	8.5538961	0.0006
C(35)	0.2506559	0.0756091	3.3151552	0.0017
C(25)	0.0271074	0.015708	1.7256927	0.0907
C(45)	-0.3477406	0.1085988	-3.2020672	0.0024
UNWEIGHTED STATISTICS				
R-SQUARED		0.902264	MEAN OF DEPENDENT VAR	3.888698
ADJUSTED R-SQUARED		0.89628	S.D. OF DEPENDEN VAR	0.469825
S.E. OF REGRESSION		0.15131	SUM OF SQUARED RESID.	1.121843
F-STATISTIC		150.7831	DURBIN-WATSON STAT	2.264534
PROB(F-STATISTIC)		0		

SYS - ITERATIVE SUR // DEPENDENT VARIABLE IS X6
 SMPL RANGE 1980.4 - 1993.4
 NUMBER OF OBSERVATIONS: 53

	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(6)	0.0111312	0.0052109	2.1361284	0.0377
C(36)	-0.1093958	0.0763284	-1.4332244	0.1581
C(26)	0.0125113	0.005115	2.4460264	0.0181
C(46)	-0.6823714	0.08747	-7.8012024	0
UNWEIGHTED STATISTICS				
R-SQUARED		0.785355	MEAN OF DEPENDENT VAR	1.838642
ADJUSTED R-SQUARED		0.772214	S.D. OF DEPENDEN VAR	0.158219
S.E. OF REGRESSION		0.075513	SUM OF SQUARED RESID.	0.279408
F-STATISTIC		59.76139	DURBIN-WATSON STAT	2.325553
PROB(F-STATISTIC)		0		

SYS - ITERATIVE SUR // DEPENDENT VARIABLE IS X7
 SMPL RANGE 1980.4 - 1993.4
 NUMBER OF OBSERVATIONS: 53

	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(57)	0.0388985	0.0121649	3.1976038	0.0025
C(7)	-0.0698812	0.0102372	-6.8262335	0.0000
C(37)	-0.3193284	0.1313468	-2.431184	0.0188
C(27)	0.0369302	0.0158548	2.3292794	0.0241
C(47)	-0.4857615	0.0720825	-6.7389686	0.0000
UNWEIGHTED STATISTICS				
R-SQUARED		0.952526	MEAN OF DEPENDENT VAR	2.401019
ADJUSTED R-SQUARED		0.94857	S.D. OF DEPENDEN VAR	0.423372
S.E. OF REGRESSION		0.096013	SUM OF SQUARED RESID.	0.442491
F-STATISTIC		240.7691	DURBIN-WATSON STAT	2.593514
PROB(F-STATISTIC)		0.000000		

Residual Covariance Matrix							
1.1	2.075437	1.2	-0.010719	1.3	-0.018466	1.4	-0.026752
1.5	0.018554	1.6	-0.009361	1.7	0.053413	2.2	0.023958
2.3	-0.001763	2.4	0.001456	2.5	-0.002366	2.6	-0.000417
3.7	0.002420	3.3	0.003728	3.4	0.001137	3.5	0.003822
3.6	-2.47E-05	3.7	-0.001420	4.4	0.061481	4.5	-0.003546
4.6	0.002653	4.7	-0.001941	5.5	0.021167	5.6	0.000177
5.7	-0.001540	6.6	0.005272	6.7	-0.000809	7.7	0.008349
Residual Covariance Matrix							
1.1	1.000000	1.2	-0.048069	1.3	-0.209932	1.4	-0.074892
1.5	0.088520	1.6	-0.089491	1.7	0.405771	2.2	1.000000
2.3	-0.186574	2.4	0.037948	2.5	-0.105072	2.6	-0.037077
3.7	0.171129	3.3	1.000000	3.4	0.075118	3.5	0.430253
3.6	-0.005564	3.7	-0.254596	4.4	1.000000	4.5	-0.09831
4.6	0.147385	4.7	-0.085654	5.5	1.000000	5.6	0.016796
5.7	-0.115810	6.6	1.000000	6.7	-0.121979	7.7	1.000000

ANEXO 3

a) Modelos Multivariados

MODELO 1

VALORES DE PERSISTENCIA
PARA EL PERIODO 1980.4 - 1993.4

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7
X1	0.5865	-1.6382	-1.0200	0.0497	-0.2123	-0.1145	0.4783
X2	-0.1005	1.0860	0.4339	-0.0667	0.2639	-0.1212	-0.0589
X3	-0.0118	0.0818	0.9135	0.0217	0.2838	0.0445	-0.0088
X4	0.0078	-0.1707	0.2942	0.4893	0.3144	-0.0298	0.2636
X5	-0.0102	0.2064	1.1782	0.0961	1.0473	-0.0549	0.3071
X6	-0.0019	-0.0325	0.0632	-0.0031	-0.0188	0.5616	-0.0307
X7	0.0084	-0.0170	-0.0135	0.0296	0.1130	-0.0330	0.6374

VALORES DE PERSISTENCIA
PARA EL PERIODO 1986.1-1993.4

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7
X1	0.4667	1.3717	0.1106	0.1383	0.8493	-0.0458	-0.4137
X2	0.0172	1.7392	-1.6248	-0.5342	-0.0860	-0.1129	0.4954
X3	0.0008	-0.8948	0.9226	0.2071	0.0289	-0.1477	-0.1273
X4	0.0055	-1.7071	1.2019	0.8643	0.0688	0.1420	-0.1156
X5	0.0181	-0.1462	0.0893	0.0366	0.6890	0.1073	-0.1975
X6	-0.0005	-0.0979	-0.2327	0.0385	0.0547	0.5119	-0.0047
X7	-0.0080	0.7601	-0.3548	-0.0555	-0.1782	-0.0083	0.5543

MODELO 2

VALORES DE PERSISTENCIA
PARA EL PERIODO 1980.4 - 1993.4

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7
X1	0.2484	-1.5171	0.4906	-0.2069	2.4952	0.4303	0.3502
X2	-0.0174	1.2055	-0.4905	0.0238	-0.1589	-0.0744	0.1682
X3	0.0009	-0.0757	0.7772	0.0091	0.1744	0.0059	-0.0523
X4	-0.0062	0.0616	0.1534	0.2464	0.0442	0.1447	-0.0508
X5	0.0255	-0.1415	1.0062	-0.0152	1.1256	0.1479	-0.0472
X6	0.0011	-0.0164	0.0084	0.0123	0.0366	0.3058	-0.0189
X7	0.0014	0.0591	-0.1191	-0.0069	-0.0186	-0.0301	0.2690

VALORES DE PERSISTENCIA
PARA EL PERIODO 1986.1-1993.4

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7
X1	0.4024	0.3154	-1.2076	-0.2847	0.9339	-1.2635	-0.9646
X2	0.0011	0.8708	-0.2978	-0.1551	-0.1404	-0.2157	0.0603
X3	-0.0016	-0.1130	0.7286	0.0674	0.0434	-0.0674	-0.0041
X4	-0.0036	-0.5705	0.6535	0.5539	0.0548	0.1196	-0.0138
X5	0.0041	-0.1820	0.1484	0.0193	0.7669	0.1168	-0.1714
X6	-0.0032	-0.1618	-0.1334	0.0244	0.0676	0.5672	0.0030
X7	-0.0040	0.0737	-0.0133	-0.0046	-0.1614	0.0049	0.4040

MODELO 3

VALORES DE PERSISTENCIA
PARA EL PERIODO 1980.4 - 1993.4

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7
X1	0.2533	-1.1532	0.2761	-0.1439	2.5220	0.6199	0.3838
X2	-0.0133	1.0242	-0.3961	0.0111	-0.1255	-0.0530	0.1546
X3	0.0005	-0.0616	0.6513	0.0083	0.1579	0.0073	-0.0495
X4	-0.0043	0.0285	0.1370	0.2577	-0.0217	0.1536	-0.0511
X5	0.0257	-0.1109	0.8965	-0.0075	1.0977	0.1642	-0.0500
X6	0.0016	-0.0117	0.0103	0.0132	0.0409	0.3133	-0.0169
X7	0.0015	0.0539	-0.1108	-0.0069	-0.0197	-0.0267	0.2679

VALORES DE PERSISTENCIA
PARA EL PERIODO 1986.1-1993.4

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7
X1	0.3829	0.5025	-1.2604	-0.1315	0.5309	-1.4240	-0.9476
X2	0.0016	0.8770	-0.2952	-0.1301	-0.1113	-0.2213	0.0582
X3	-0.0015	-0.1134	0.7314	0.0669	0.0336	-0.1009	-0.0008
X4	-0.0014	-0.4400	0.5885	0.5081	0.0319	-0.0096	-0.0273
X5	0.0022	-0.1412	0.1110	0.0120	0.7440	0.0960	-0.1556
X6	-0.0036	-0.1757	-0.2086	-0.0023	0.0601	0.6352	0.0106
X7	-0.0035	0.0679	-0.0025	-0.0094	-0.1434	0.0156	0.4162

NOTA: Los sectores son:

- X1: Agricultura
- X2: Comercio
- X3: Construcción
- X4: Finanzas
- X5: Manufactura
- X6: Petróleo
- X7: Transporte

b) Modelos Univariados

PARA EL PERIODO 1980.4 - 1993.4
PERSISTENCIA MODELO 1
0.865
PARA EL PERIODO 1986.1 - 1993.4
0.632

PARA EL PERIODO 1980.4 - 1993.4
PERSISTENCIA MODELO 2
0.726
PARA EL PERIODO 1986.1 - 1993.4
0.507

PERSISTENCIA MODELO 3
PARA EL PERIODO 1980.4 - 1993.4
0.734
PARA EL PERIODO 1986.1 - 1993.4
0.467

BIBLIOGRAFIA

ANTELO, E. 1994. "Efectos de la política monetaria: Una Interpretación a partir de Vectores Autorregresivos". La Paz, Bolivia: UDAPE. Mimeo.

BEVERIDGE, S.; NELSON, CR. 1981. "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components, with particular attention to measurement of the business cycle". Journal of Monetary Economics 7:151-174.

CAMPBELL, J.; MANKIW, G. 1987 "Are output fluctuation transitory?". The Quaterly Journal of Economics 102: 857-880.

CLARCK, P. 1987. "The cyclical component of U.S. economic activity". Quarterly Journal of Economics 102, 797-814.

COCHRANE, J.H. 1988. "How big is the random walk component in GNP?". Journal of Political Economy 96, 893-920.

DICKEY, D.; FULLER, W. 1981. "Likelihood ratio statistics for AR time series with a unit root". Econometría 49": 1057-1073.

DIEBOLD, F.; NERLOVE, M. 1989. "Unit roots in economic time series: A selective survey". Advances in Econometrics, Volume 8: 3-69.

ENGLE, R.; GRANGER, C. 1987. "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing". Econometrica 55:252-276.

FISCHER, S.; 1983. "Inflation and Growth". NBER, Working Paper 1235.

FISCHER, S.; MODIGLIANI, F. 1978. "Towards an Understanding of the Real Costs of Inflation". Weltwirtschaftliches Archiv 810-832.

PESARAN, H. 1993. "Persistence, cointegration, and aggregation". Journal of Econometrics 56: 57-88.