

## LOS EFECTOS DINAMICOS DE PERTURBACIONES NOMINALES SOBRE EL PIB PERMANENTE Y TRANSITORIO COLOMBIANO<sup>(1)</sup>

*Alejandro Gómez Sorzano\**

Uno de los debates más antiguos en la teoría económica es la relación entre dinero precios y actividad económica. Por ejemplo es sabido que después del descubrimiento de América se generó en España y Portugal una fuerte y persistente inflación, debida a la entrada de metales preciosos procedentes del Nuevo Mundo, y que esta inflación se fue extendiendo a los demás países, primero de Europa y más tarde incluso del Lejano Oriente. Aunque la relación causal entre la entrada de dinero y las subidas de precios fue observada desde antiguo, la primera formulación explícita satisfactoria se remonta al francés Jean Bodin (1568), es decir el papel que desempeñaba el dinero era el de determinar los precios de los artículos sin afectar las variables del sector real de la economía.

Posteriormente Keynes, afirma que el efecto de un cambio monetario se siente en el sector real a través de un cambio indirecto en los gastos. El efecto indirecto ocurría porque el cambio monetario resultaba en un cambio en la tasa de interés, la cual siendo un determinante importante en la inversión, llevaba a un cambio en los gastos. A su vez, éste inducía un cambio en los ingresos.

Luego durante los años 60's se produce un resurgimiento del interés en la política monetaria y en la teoría clásica, que había identificado el dinero como el determinante básico de la demanda agregada

1. / Se agradecen las correcciones de Alberto Carrasquilla B. asesor del proyecto, las sugerencias de Alejandro Gaviria U, Gabriel Piraquive G y Alvaro Montenegro G director de Seminario de Investigación II, así como también los comentarios de Manuel Ramírez Gómez, y Mauricio Cárdenas.

\* Investigador Instituto Geográfico Agustín Codazzi. Primer Atlas Multimedia de Colombia.

da. El papel prominente en este renacimiento de la economía clásica lo desempeñó Milton Friedman, sintetizando así su posición: «Las variaciones de la tasa de crecimiento del dinero, es decir, sus aceleraciones, y sus desaceleraciones, producen cambios en la actividad real» la inestabilidad del crecimiento monetario se refleja en la variabilidad de la actividad económica, de suerte que Friedman afirma que un crecimiento monetario errático produce casi siempre un crecimiento económico errático.

Posteriormente en los 70's, los miembros de la escuela de las expectativas racionales argumentan que los cambios anticipados en la política monetaria afectan sólo los precios y no la actividad real, dicen entonces que la política monetaria es irrelevante.

Más tarde Stanley Fisher (1977), publica un artículo mostrando que si los salarios nominales son rígidos, los cambios en la política monetaria afectan el producto-aún con expectativas racionales-, afirma que un más acelerado crecimiento de la masa monetaria eleva la tasa de inflación; si los salarios nominales son rígidos, los salarios reales caerán; y por ello el empleo y el producto se elevarán. De suerte que se tiene entonces que el debate actual entre «Moneda y Producto», llevado a cabo entre Modernos Keynesianos y Nuevos Clásicos, no es sobre las expectativas, éste se centra en si **los salarios y precios relativos en general son rígidos** implicando esta rigidez que el cambio en la política monetaria causará cambios persistentes en los niveles de producción.

Aunque el debate está abierto y se ha venido desarrollando a nivel internacional, el presente artículo trata de establecer para Colombia la relación que existe entre el cambio en variables nominales y su relación con el producto, la hipótesis que se trata de defender es que los choques nominales producen altas ganancias de producto en el corto plazo, que aunque van desapareciendo lentamente con el tiempo, mantienen en el largo plazo parte de su persistencia. Los resultados entregan evidencia de la influencia del dinero sobre el producto real pero actuando con retardos largos, y variables por tanto no se pretende sentar las bases para el establecimiento de una teoría del crecimiento por lo difícil que sería lograr una sintonización perfecta entre política monetaria y crecimiento del producto, pero si se infiere el hecho de que la utilización del mismo debe llevarse a cabo con mucha discreción por miedo a que desestabilice la economía y para minimizar el daño potencial que puede causar una política económica inadecuada.

El artículo inicia revisando rápidamente los distintos enfoques econométricos existentes en la literatura para el estudio de los ciclos de

la producción, se examinan para el caso colombiano, el enfoque tradicional o «Trend stationary» (TS), el enfoque alternativo o «Difference Stationary» (DS), y a continuación se propone como parte central del estudio, un enfoque basado en la metodología de vectores autoregresivos (VAR).

Para estudiar este último enfoque se utilizará la metodología de descomposición de Beveridge & Nelson<sup>(2)</sup>, pasándose a modelar dos sistemas uno de ellos (VARPC): relaciona la parte cíclica del PIB colombiano frente a las variables nominales medios de pago(M1), tasa de interés nominal, y salarios nominales altos. Y el segundo (VAR-PP) relaciona el componente permanente del PIB colombiano frente a las mismas variables nominales

### *ENFOQUES PARA EL ESTUDIO DE LAS FLUCTUACIONES EN LA PRODUCCION<sup>(3)</sup>*

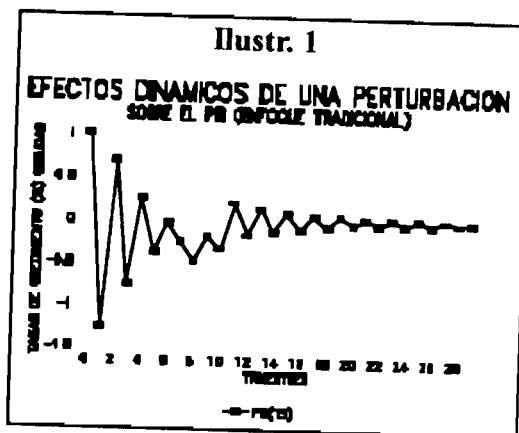
#### 1) EL ENFOQUE TRADICIONAL (TS):

El enfoque tradicional para el estudio de las fluctuaciones en la producción consiste en suponer que la producción crece siguiendo un camino exponencial o lineal que se ajusta a los datos históricos, siendo esta tendencia lineal el componente permanente, y las desviaciones o residuos resultantes de la regresión la parte cíclica del PIB. Uno de los principales inconvenientes de este enfoque es que esta tendencia no capturaría los cambios en crecimiento de la productividad.

Para obtener los resultados para el caso colombiano propuestos por este enfoque, usamos los datos del PIB colombiano 1975-1992<sup>(4)</sup>. Entonces después de realizar la regresión del logaritmo del PIB contra el tiempo(tendencia lineal) y una constante; se ajustó un modelo ARMA(1,11) a las desviaciones obtenidas del logaritmo del PIB frente a esta tendencia.

- 
2. Véase el trabajo realizado por ellos consistente en obtener la parte permanente y cíclica de una serie de tiempo (1981).
  3. Un completo resumen de los enfoques para modelar económicamente las fluctuaciones en la producción se encuentra en «Lectures on Macroeconomics» Blanchard and Fisher (1989)
  4. Los obtenidos con base en el ejercicio de trimestralización del PIB colombiano realizado por el Departamento Nacional de Planeación (DNP), comprendidos entre los trimestres, primero de 1975 y tercero de 1992, en pesos constantes de 1975, y desestacionalizados por el método exponencial-aditivo.

En la ilustración #1, se observan las implicaciones de la representación de media móvil del modelo, este enfoque tiene los problemas, de que al suponer que el PIB crece de acuerdo a una tendencia lineal, admite que este componente tendencial es suave y que por tanto las fluctuaciones en la producción provienen tan solo de perturbaciones transitorias.



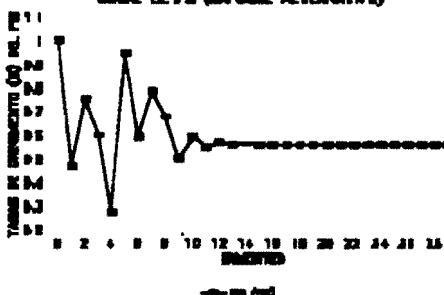
## 2) EL ENFOQUE ALTERNATIVO(DS):

Este segundo enfoque en oposición al primero, descarta la idea de la existencia de una tendencia de crecimiento constante y suave del PIB, rechazando de plano la existencia de tan sólo fluctuaciones cíclicas que nos alejan de esa tendencia, y pasa a proponer cambios en la tasa de crecimiento del PIB tanto ocasionales, y si fuera cambios cada período, es decir cambios permanentes, que pueden proveer tanto de recesiones como expansiones temporales.

Para el caso colombiano, bajo este enfoque se estimó un modelo (ARIMA)(1,1,9), para el cambio en el logaritmo del PIB real para el mismo período de tiempo del enfoque anterior, y usando la aproximación lineal para medir persistencia de Cuddington & Winters(1987) se encuentra que esta es de 0.56, (ver ilustración #2).

Ilustr. 2

EFFECTOS DINAMICOS DE UNA PERTURBACION  
Sobre EL PIB (ENFOQUE ALTERNATIVO)



Bajo este, no tiene sentido, la existencia de perturbaciones transitorias, por el contrario, cualquier perturbación pasa a convertirse en permanente, siendo por tanto más consistente con la realidad, porque permite concluir la posibilidad de existencia de cambios permanentes en la trayectoria del PIB, como los que pueden resultar de un proceso exitoso de cambio técnico o de enfermedad holandesa.

### 3) ENFOQUE DE VECTORES AUTOREGRESIVOS (VAR):

En el presente artículo, se adopta la metodología propuesta por Sims para modelar las fluctuaciones en la producción, dicha metodología postula la existencia no sólo de un tipo único y específico de perturbación llámesela nominal, real o una mixta (que sea un promedio ponderado de las dos anteriores) como es asumido por el Enfoque Tradicional, y el Alternativo, sino la existencia de varios tipos de perturbaciones afectando conjuntamente la producción a través de un sistema de ecuaciones simultáneas.

De suerte que se tratará entonces de estudiar las fluctuaciones en la producción usando el comportamiento conjunto del PIB real y otras variables nominales, a través de un vector autoregresivo (VAR). Tradicionalmente se supone a las economías como afectadas por la presencia de dos tipos de perturbaciones: El primer tipo, las perturbaciones nominales son claramente miradas desde la perspectiva Keynesiana como Transitorias, llegando a afirmar la mayoría de estudios desde ésta perspectiva que los choques nominales producen ganancias de producto que se erosionan con el tiempo, no ocasionando

efectos de largo plazo. Por su parte el segundo tipo de perturbación: Las reales es de esperarse tengan efectos de largo plazo sobre el producto. El enfoque de éste artículo es estudiar como tres tipos de variables nominales afectan el componente de la producción de corto plazo, o PIB Transitorio; y el de largo plazo o PIB Permanente.

### *DESCOMPOSICION DEL PIB COLOMBIANO EN SUS COMPONENTES PERMANENTE Y TRANSITORIO.*

La metodología de descomposición del PIB en componentes permanentes y transitorios ha sido aplicada para el caso colombiano por varios autores con diferentes fines: En el presente estudio la utilizamos, para seleccionar con base en el componente transitorio o cílico y permanentes estimado en esta, y de su comparación con variables macroeconómicas como Medios de pago nominales, salarios nominales altos, y tasa de interés nominal, cuales de éstas efectivamente afectarían en principio el componente cílico y permanente del PIB.

Dentro de los principales autores que han trabajado ésta metodología de descomposición para Colombia puede mencionarse, Cuddington(1986), Clavijo y Fernández(1989), Clavijo(1989), y más recientemente, Cárdenas(1991) y Gaviria y Posada(1992). La principal diferencia en la descomposición de dichos autores frente a la presentada en éste artículo radica en las series utilizadas: Todos ellos aunque usaron indistintamente distintos tamaños de muestras, las series utilizadas fueron las correspondientes a 1930-1988 en forma anual y en pesos de 1975. Por su parte en éste artículo las cifras empleadas son las correspondientes al ejercicio de trimestralización del PIB colombiano realizada por DNP, en pesos constantes de 1975, realizado para el período 1975-1992<sup>(5)</sup>.

Después de verificar que la serie del logaritmo del PIB 1975-1992, no permite rechazar la existencia de raíz unitaria<sup>(6)</sup> (Ver cuadro #2) se

---

5. Por su parte dentro de los distintos autores que han realizado trabajos de trimestralización del PIB colombiano, sobresalen los realizados por Silva-Ramirez, Cardozo, Carrizosa-Botero, Pachón Alvaro, DNP, y más recientemente, Melo-Misas. La decisión de tomar la serie de DNP, es debido al hecho de ser por un lado las series de Cardozo, Carrizosa-Botero, Silva-Ramirez antiguas y cortas, son también muy diferentes a las de autores como: Pachón, DNP y Melo-Misas las cuales son más similares y actualizadas. De estas últimas tres la seleccionada para realizar el presente trabajo, es DNP, debido al hecho de ser la que de manera única después de diversos ensayos logró proporcionar para la descomposición de Beveridge y Nelson un componente cílico fluctuando con media cero.

6. Pruebas adicionales realizadas sobre el logaritmo del PIB trimestral (DNP), siguiendo la metodología de Hylleberg, Engle y Granger, tendientes a confirmar la existencia de raíz estacional, permi-

procede a realizar la descomposición, la cual comienza por ajustar a dicha serie un modelo ARIMA de la forma:

$$\Delta LY_T = \mu + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=1}^h \psi_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

dónde K y H son respectivamente los componentes autoregresivo y de promedios móviles.

Es importante anotar que inicialmente para la selección del modelo ARIMA se hicieron varias pruebas con la serie del PIB 75-92 en logaritmos, pero sin desestacionalizar la serie por algún procedimiento. Como resultado de estos ensayos se obtuvieron buenos modelos del tipo multiplicativo como: ARIMA (2,2,2)(2,2,2) y ARMA (1,0)(1,0), pero sucede por un lado que la metodología de B&N no ha sido aún desarrollada para modelos con componentes multiplicativos o para modelos ARMA, y por el otro éstos modelos aunque proporcionaban muy buenos t's estadísticos, no mostraban buenos indicadores de ajuste ruido blanco.

Es por ésta razón que se inició la «búsqueda» de un modelo ARIMA corriente y para ello fue necesario ensayar los diversos tipos de desestacionalización conocidos<sup>(7)</sup>.

---

ten no descartar la hipótesis nula sobre existencia de la misma. Los resultados confirmaron su existencia tanto en las frecuencias cero y en los ciclos bianual y anual, cuando las regresiones auxiliares se realizaron en forma separada tanto incluyendo como sin incluir tendencia y constante.

7. Beveridge y Nelson proponen la desestacionalización de las variables para poder aplicar la metodología.

SELECCION DEL MODELO ARIMA: CUADRO #1

MODELOS ARIMA	EXPONENCIAL ADITIVO 1-(E.A)	LINEAL MULTIPLICATIVO 2-(L.M.)	LINEAL ADITIVO 3-(L.A)	EXPONEN. MULTIPLICATIVO 4-(E.M)
(0 1 15)	Q= 12.33 NS= 0.975 SCH= 9.62	N.C	N.C	N.C
(0 1 16)	Q= 10.18 NS= 0.9937 SCH= 9.588	N.C	Q= 8.464 NS= 0.998 SCH= 9.5256 D.W.= 1.9502	N.C
(0 1 17)	Q= 11.30 NS= 0.9866 SCH= 9.532 D.W.= 1.997	Q= 7.363 NS= 0.999 SCH= 9.589 D.W.= 2.11	Q= 8.191 NS= 0.9988 SCH= 9.4656 D.W.= 1.9375	N.C
(0 1 18)	N.C.	N.C	N.C	N.C
(0 1 19)	N.C.	N.C	N.C	N.C

Dónde: Q:Estadístico de Ljung-Box, NS=Nivel de Significancia del estadístico de Ljung-Box, SCH=Criterio de Schwartz, D.W=Estadístico de Durbin Watson, NC=No convergente.

Después de ensayar 97 combinaciones entre mixtas, como de sólo componentes autoregresivos, y de sólo componentes de promedios móviles, se concluye que los mejores modelos ARIMA para estimar el logaritmo del PIB trimestral 75-92 (DNP) son los que únicamente contienen la parte de promedios móviles, ya que en los dos primeros se presentaban problemas de convergencia. En el cuadro #1, se presenta un resumen de las mejores estimaciones, según tipo de desestacionalización utilizado. En dicho cuadro es destacable el hecho de que independientemente del tipo de desestacionalización utilizado, los mejores ajustes obtenidos de acuerdo a los estadísticos de LJUNG-BOX, SCHWARTZ y D.W, son aquellos que incluyen la media móvil de orden 17. De estos modelos se escoge finalmente el obtenido a partir del tipo de destacionalización (E.A), que es el único de los tres que debido a tener la combinación más óptima entre los estadísticos de Schwartz y D.W, produce claramente un componente cíclico estacionario con media cero.

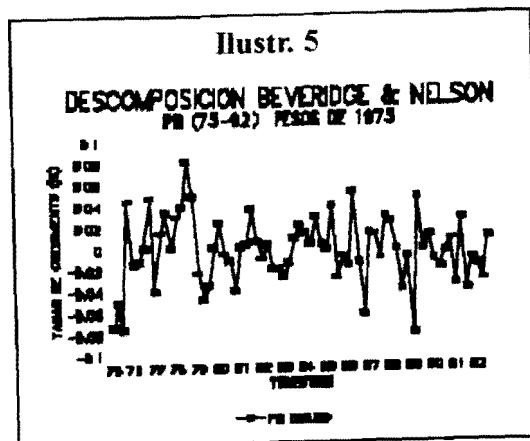
Ahora bien, con base en el modelo ARIMA(0,1,17) de la ecuación (2) se calcula el componente permanente de acuerdo a Beveridge y Nelson(1981) como se aprecia en la ecuación(3).

$$\Delta Y = -0.00026 + 0.38e_{t-1} + 0.34e_{t-2} + 0.062e_{t-3} + 0.55e_{t-4} + 0.18e_{t-5} + 0.54e_{t-6} \\ + 0.39e_{t-7} + 0.86e_{t-8} + 1.02e_{t-9} + 0.65e_{t-10} + 0.22e_{t-11} + 0.37e_{t-12} + 0.30e_{t-13} \\ + 0.32e_{t-14} + 0.077e_{t-15} + 0.027e_{t-16} + 0.14e_{t-17} + e_t \quad (2)$$

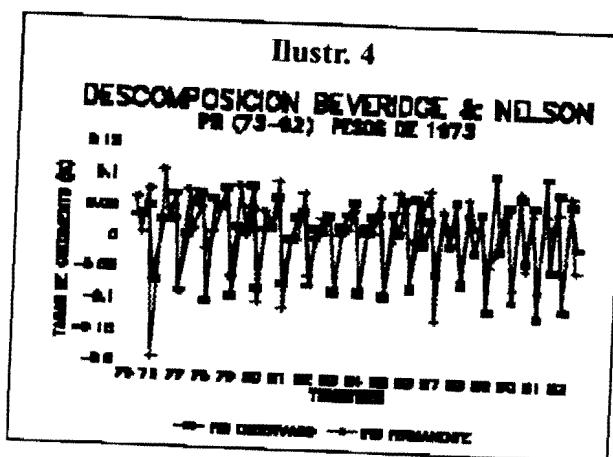
$$Q=11, 30 \text{ NS}=0.9866 \text{ SCH}=9.532 \text{ D.W.}=1.9997$$

$$Y_t^p = Y_0 + \frac{\mu \cdot t}{1 - \gamma_1 - \dots - \gamma_k} + \frac{1 + \psi_1 + \dots + \psi_h}{1 - \gamma_1 - \dots - \gamma_k} \sum_{i=1}^h \varepsilon_i \quad (3)$$

El PIB cíclico se calcula entonces por medio de la diferencia entre el logaritmo del PIB observado original y la serie del PIB permanente calculada con base en la ecuación #3. El componente cíclico de la ilustración #5 destaca claramente el salto del cuarto trimestre de 1975 por los ingresos durante la época de bonanza, a partir de 78.3 hasta 83.1 presenta tasas de crecimiento negativas, como resultado de la crisis de la deuda internacional crisis financiera doméstica, y que continúan prácticamente durante el período 83.2 agravándose como resultado de la alta sobrevaluación que el peso colombiano alcanzó en el cuarto trimestre de 1985, donde el gobierno devaluó el peso un 52% produciéndose de esta manera un nuevo disparo en la tasa de crecimiento del PIB cíclico registrada en el primer trimestre de 1986,



debido al alza en la producción industrial y al aumento en los ingresos cafeteros, fruto de la devaluación realizada el año anterior, es decir puede distinguirse el año 86 como una segunda bonanza cafetera pero de menor magnitud y más pasajera.



Durante el año 87 el componente cíclico, registra el dinamismo de la economía colombiana donde por sectores los más dinámicos fueron minería y construcción. Por su parte 1989 se destaca como el año de rompimiento del Pacto Cafetero en julio 4/89, y puede apreciarse que el componente cíclico a partir del segundo trimestre de 1989 hasta el tercero de 1992 ha sido eminentemente negativo, destacándose que en este período se han obtenido las cotizaciones más bajas en los precios del café y el acrecentamiento de la guerra interna contra el narcotráfico. Se tiene entonces que el PIB cíclico obtenido a partir de la serie trimestral del DNP coincide con especial precisión con la realidad económica vivida por el país durante los años 75-92.

### *LOS MODELOS DE VECTORES AUTOREGRESIVOS -VAR*

Los dos modelos VAR propuestos relacionan en un primer ensayo las variables nominales con el PIB transitorio, y en la segunda parte las nominales frente al permanente los modelos descritos abajo son modelos no restringidos donde el vector de las variables dependientes es un vector columna de las observaciones actuales de todas las variables del modelo y  $e_t$  es un vector columna de errores aleatorios, que usualmente se suponen contemporáneamente correlacionados,

dos pero no autocorrelacionados de tal manera que tiene una matriz de varianza covarianza no-diagonal. Inicialmente las matrices  $A_i$  no contienen elementos cero.

### MODELO VAR CON PIB TRANSITORIO-Ilustración #7

$$\begin{bmatrix} \Delta M_t \\ \Delta SAL_t \\ \Delta RCDT_t \\ PIBT_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} A \\ & \ddots \\ & & A \\ & & & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta M_{t-1} \\ \Delta SAL_{t-1} \\ \Delta RCDT_{t-1} \\ PIBT_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon \\ & \ddots \\ & & \varepsilon \end{bmatrix}$$

### MODELO VAR CON PIB PERMANENTE

$$\begin{bmatrix} \Delta M_t \\ \Delta SAL_t \\ \Delta RCDT_t \\ \Delta APIBP_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} A \\ & \ddots \\ & & A \\ & & & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta M_{t-1} \\ \Delta SAL_{t-1} \\ \Delta RCDT_{t-1} \\ \Delta APIBP_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon \\ & \ddots \\ & & \varepsilon \end{bmatrix}$$

### CARACTERIZACION DE LAS SERIES PRUEBAS DE RAICES UNITARIAS

Las pruebas utilizadas con más frecuencia para verificar la presencia de raíces unitarias son las pruebas de Dickey & Fuller. La prueba simple de Dickey Fuller (DF) utiliza la siguiente especificación:

$$\Delta Y_t = \alpha + \theta \cdot t + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Y la prueba ampliada de Dickey & Fuller (ADF), que agrega varios rezagos a la variable independiente tratando de corregir posibles problemas de autocorrelación de los residuos, su especificación sería la siguiente:

$$\Delta Y_t = \alpha + \theta \cdot t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

En ambas pruebas, la hipótesis nula, es decir, la existencia de raíz unitaria, viene dada por  $\phi=0$ .

La realización de las pruebas de raíces unitarias, se llevó a cabo siguiendo la metodología de Misas y Suárez<sup>(8)</sup>, según la cual en las

8. **Misas, Martha, Suárez Rodrigo.**, FUNCIONES DE DEMANDA DE DINERO Y EL AJUSTE DINAMICO DE CORTO PLAZO DEL MERCADO MONETARIO, (Mimeo.), Mayo de 1992, Banco de la República.

pruebas ADF, para seleccionar el proceso de autoregresión,  $k$ , se especifica un modelo general en el cual se fija un límite máximo de rezagos,  $k$ , escogido a priori pero suficientemente grande como para capturar posibles estacionalidades de la serie, y se eliminan secuencialmente rezagos si: a) al estimar la regresión el último rezago no resulta significativo b) si el error de la correspondiente regresión pasa un test de ruido blanco al 5% de significancia.

Con información trimestral para el período comprendido entre 1975-I a 1992-III, como resultado de las pruebas de estacionaridad, se tiene que no todas las variables son estacionarias como se aprecia en el cuadro #2, implicando que las que poseen raíz unitaria será necesario diferenciarlas antes de su ingreso a los respectivos modelos VAR<sup>(9)</sup>, y las que no la poseen entraran en niveles.

El cuadro #2 indica entonces que las variables medios de pago nominales(M1), tasa de interés nominal(RCDT), salarios nominales altos (SAL), y PIB permanente real (PIBP) entrarán diferenciadas al modelo, mientras que la única de ellas que entrará en su nivel es el PIB transitorio real(PIBT).

---

9. VARPC, corresponderá de aquí en adelante al modelo VAR que relaciona PIB cíclico o transitorio frente a las variables nominales.

VARPP, corresponderá de aquí en adelante al modelo VAR que relaciona PIB permanente frente a las variables nominales.

Cuadro #2 Pruebas de Dickey & Fuller para verificar la presencia de raíces unitarias. 1975-1992. (En niveles series suavizadas)

	PRUEBA 1					PRUEBA 2				
	DF	ADF	SQ	R	RAIZ	DF	ADF	SQ	R	RAIZ
LPIB 75-92	1.36	2.16	0.6573	8	SI	-8.07	-2.5837	0.7137	8	SI
SPIB 75-92 **	11.04	2.9728	0.3119	2	SI	-1.192	-2.213	0.733	4	SI
SPIB permanente *	8.70	4.01	0.413	1	SI	-1.291	-1.786	0.353	1	SI
SPIB Transitorio *	-8.657	-5.860	0.9963	1	NO	-9.197	-6.6025	0.9806	1	NO
SMI nominal *	3.103	1.684	0.197	1	SI	-1.263	-2.381	0.155	1	SI
SRCDT nominal *	-0.293	-0.158	0.340	2	SI	-1.11	-3.492	0.724	1	SI
SSALARIO nomin*	39.77	2.80	0.6764	8	SI	13.98	2.09	0.3289	5	SI
Valores criticos										
5%	-1.95	-1.95				-3.53	-3.54			
10%	-1.62	-1.62				-3.20	-3.20			

Nota: Prueba 1: Sin constante ni tendencia determinística. El prefijo S indica variable suavizada

Prueba 2: Con constante y tendencia determinística. SQ: Nivel de significancia del Q Lung-Box, de ADF

R: Número de rezagos incluidos en la prueba ADF. RAIZ: Raíz unitaria, la hipótesis nula es la existencia de raíz unitaria.

(\*\*) Variable desestacionalizada método lineal aditivo; (\*) Variables desestacionalizadas método exponencial aditivo.

## COINTEGRACION DE LAS SERIES

Las pruebas de raíz unitaria confirman que para el modelo VAR-PP donde sus variables consideradas son no estacionarias, es decir poseen raíz unitaria, existe la posibilidad de que una combinación lineal de éstas variables no estacionarias si lo sea, es decir es posible que las series estén cointegradas: La cointegración entre el PIB permanente real y las variables nominales, medios de pago, tasa de interés y salarios altos, implica relaciones de equilibrio de largo plazo entre ellas con una tendencia al retorno.

La prueba de cointegración consiste en estimar usando M.C.O la ecuación:

$$PIBP = \alpha_1 M I_t + \alpha_2 RCDT_t + \alpha_3 SAL_t + U_t \quad (6)$$

y probar la estacionaridad del correspondiente término de error  $U_t$ . Una vez obtenida la serie del error  $U_t$  es posible realizar un test de raíz unitaria con una regresión como:

$$\Delta U_t = U_{t-1} \quad (7)$$

*Que es la prueba de*

### *DICKEY FULLLER PARA COINTEGRACION*

Si existe una raíz unitaria el error no es estacionario y significa que las variables que se incluyen en el PIB permanente no están cointegradas. Esto significa que cualquier choque en el PIB permanente no tiende a desaparecer porque los excesos de ingreso no tienden a revertir hacia su media cero, es decir no se confirmaría una relación estable y predecible entre el PIB permanente real y las variables nominales. Como las series PIB permanente real, medios de pago nominales, tasa de interés nominal y salarios nominales altos son  $I(1)$  es posible pasar a probar la existencia de cointegración. Aplicando la prueba de SARGAN & BHARGAVA la ecuación de cointegración es:

$$SYP = -46735.29 + 1.993SMED + 1548.4SRCDT + 0.8794SAL$$

$$(-3.10) \quad (11.12) \quad (3.90) \quad (12.14) \quad (8)$$

$$DW = 0,10246 \quad R^2 = 0,9534$$

Los coeficientes t's estadísticos son los mostrados en paréntesis; de acuerdo con la tabla ENGLE & YOO(1988) los valores críticos de la prueba son: 0,29(1%), 0,2(5%), 0,16(10%), es decir no se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración a ninguno de los niveles anteriores. Se procede entonces a aplicar Dickey & Fuller a los residuos provenientes de la prueba de Sargan & Bhargava y correspondientes a la ecuación de PIB permanente obteniendo:

$$\Delta Residuos_t = -0,03962 Residuos_{t-1} \\ (-1.022) \quad (9)$$

Las tablas muestran que los valores críticos del coeficiente "t": -4(1%), -3,37(5%), y -3,02(10%) permiten no descartar la hipótesis nula de no cointegración a un nivel de significación de por lo menos el 5%. Como se estableció que las series no están cointegradas, no es posible modificar el modelo VAR para PIB permanente introduciendo el término de error de la ecuación de Sargan & Bhargava que recoge las relaciones de equilibrio, y por tanto no es posible llegar por ésta vía a un modelo de corrección de errores (VEC).

### ***PRUEBAS DE LONGITUD DE LOS REZAGOS***

Existen relativamente pocas hipótesis interesantes las cuales pueden ser probadas usando los estimativos de una ecuación independiente de un modelo VAR. Aún los tests de bloque F, los cuales indican si la variable z ayuda al pronóstico de la variable x un período hacia adelante, no son, individualmente importantes, dado que z puede todavía afectar a x a través de las otras ecuaciones en el sistema.

Existen otras pruebas como la de razón de verosimilitud, la cual pretende probar si es mejor trabajar con un modelo de menos rezagos que sea más parsimonioso. Por tanto se utilizan en ésta parte la Razón de Verosimilitud (RATIO) (que utiliza la corrección de grados de libertad de SIMS)<sup>(10)</sup>, y Adicionalmente se utilizan los criterios de selección de longitud de los rezagos de AKAIKE y SCHWARTZ, para determinar con más exactitud la especificación.

Los resultados del cuadro 4.1 confirman, usando la razón de verosimilitud (Ratio Likelihood), para los dos modelos, una buena interrelación entre las variables cuando se trabaje con dos rezagos en cada uno de ellos; pero la realización de pruebas adicionales como los criterios de AKAIKE y SCHWARTZ, (cuadro #4.2 y #4.3) establecen con más precisión que para el modelo VARPP la longitud óptima del rezago es 1 o 2, para obtenerse así una especificación parsi-

---

10. Razón de Verosimilitud (RATIO):  $(T-c)[\log \det \Sigma_T - \log \det \Sigma_U]$ . Donde  $\Sigma_T$  y  $\Sigma_U$  son las matrices de VAR-COVAR restringida y no restringida respectivamente y T es el número de observaciones. c es una corrección para mejorar las propiedades de muestras pequeñas: Sims sugiere usar una corrección igual al número de variables en cada ecuación no restringida en el sistema.

moniosa. Las simulaciones realizadas a los dos modelos permitieron establecer que el uso de dos rezagos proporciona los mejores indicadores de ajuste estadístico en cada uno de ellos.

**RESULTADOS DE APLICAR PRUEBAS  
DE LONGITUD DE LOS REZAGOS  
(RATIO LIKELIHOOD) USANDO ANALISIS DE VAR  
CUADRO #4.1 SERIES DESESTACIONALIZADAS**

HIPOTESIS NULA	VARPC		VARPP	
	RATIO	N.S	RATIO	N.S
REZAGOS 0 A 1	19061	0.000	19467	0.000
REZAGOS 1 A 2	<b>20.20</b>	<b>0.9476</b>	<b>21.63</b>	<b>0.9167</b>
REZAGOS 4 A 6	45.99	0.9999	44.56	0.9999
REZAGOS 6 A 8	55.97	0.000	60.93	0.000
REZAGOS 8 A 10	59.48	0.000	44.07	0.000
REZAGOS 2 A 4	206.94	0.000	210.99	0.000

Notas: Ratio es el estadístico de Razón de Verosimilitud, N.S. su nivel de significancia en el margen.  
 VARPC: modelo VAR con PIB ciclico. VARPP: modelo VAR con PIB permanente.

**CUADRO 4.2 CRITERIOS AKAIKE Y SCHWARTZ PARA SELECCION  
DE REZAGOS SISTEMA VARPC (PIB TRANSITORIO)(Series desestaciona-  
cionalizadas)**

ECUA- CIONES	SPIB TRANSITORIO		DSM1 NOMINAL		DSRCDT NOMINAL		DSSALARI NOM.ALTOS	
	REZA GO	AKAIKE	SCHWAR TZ	AKAIKE	SCHWAR TZ	AKAIKE	SCHWAR TZ	AKAIKE
0	-52.24	-52.06	-54.07	-53.89	-67.97	-67.79	-51.79	-51.61
1	<b>-47.89</b>	<b>-47.57</b>	<b>-51.42</b>	<b>-51.10</b>	<b>-65.40</b>	<b>-65.08</b>	<b>-47.33</b>	<b>-47.01</b>
2	<b>-49.12</b>	<b>-48.66</b>	<b>-50.80</b>	<b>-50.34</b>	<b>-63.07</b>	<b>-62.61</b>	<b>-48.92</b>	<b>-48.46</b>
3	-45.56	-44.96	-48.14	-47.54	-62.80	-62.20	-44.58	-43.98

**CUADRO 4.3 CRITERIOS AKAIKE Y SCHWARTZ PARA SELECCION DE REZAGOS SISTEMA VARPP (PIB PERMANENTE) (Series desestacionalizadas)**

ECUACIONES	SPIB TRANSITORIO		DSMI NOMINAL		DSRCDT NOMINAL		DSSALARI NOM.ALTOS	
	REZA GO	AKAIKE	SCHWAR TZ	AKAIKE	SCHWAR TZ	AKAIKE	SCHWAR TZ	AKAIKE
0	-50.70	-50.52	-53.87	-53.69	-67.62	-67.44	-51.73	-51.55
1	<b>-50.12</b>	<b>-49.80</b>	<b>-51.32</b>	<b>-51.00</b>	<b>-66.05</b>	<b>-65.73</b>	<b>-49.57</b>	<b>-49.25</b>
2	<b>-49.69</b>	<b>-49.23</b>	<b>-51.02</b>	<b>-50.56</b>	<b>-65.15</b>	<b>-64.68</b>	<b>-49.65</b>	<b>-49.19</b>
3	-47.81	-47.20	-50.00	-49.40	-65.56	-64.95	-47.74	-47.14

*ANALISIS APPLICANDO PRUEBAS DE EXOGENEIDAD EN BLOQUE*

**RESULTADOS DE APPLICAR PRUEBAS DE EXOGENEIDAD EN BLOQUE CON ANALISIS DE VAR**

PRUEBAS DE EXOGENEIDAD EN BLOQUE (VARIABLES DESESTACIONALIZADAS) SISTEMA VARPC VECPP. DOS REZAGOS						
HO: VARIABLES EXOGENAS SON:	ESTADISTICO RMPL (RATIO LIKELIHOOD)		SIGNIFICANCIA		ACEPTA HO	
	VARPC	VARPP	VARPC	VARPP	VARPC	VARPP
1)SAL-SRCDT	21.95	<b>25.48</b>	<b>0.1445</b>	0.061	SI	NO
2)SAL-SYC	21.24	<b>20.87</b>	0.1691	0.183	SI	SI
<b>3)SRCDT-SYC</b>	<b>18.10</b>	<b>19.35</b>	<b>0.3178</b>	<b>0.250</b>	<b>SI</b>	<b>SI</b>
4)SMED-SYC	17.21	18.13	0.3715	0.315	SI	SI
<b>5)SMED-SAL</b>	<b>19.84</b>	<b>28.86</b>	<b>0.2271</b>	<b>0.024</b>	<b>SI</b>	<b>NO</b>
6)SMED-SRCDT	22.80	22.38	0.1191	0.131	SI	SI
7)SAL-SRCDT-SYC	22.91	22.00	0.0034	0.004	NO	NO
8)SMED-SYC-SAL	22.73	21.14	0.0037	0.006	NO	NO
<b>9)SMED-SRCDT-SAL</b>	<b>27.72</b>	<b>29.33</b>	<b>0.0052</b>	<b>0.000</b>	<b>NO</b>	<b>NO</b>

Los resultados implican para el sistema VARPC que las variables exógenas son las indicadas en la prueba #3 (Dsrcdt-syc), por lo tanto dichas variables serán las últimas en el sistema, mientras que de la prueba #9 (Dsmed-dsrcdt-dsal) al descartarse su exogeneidad se incluirán de primeras en el sistema, pero SMED es escogida como la primer variable en entrar por ser eminentemente una variable de política. Por tanto el ordenamiento para éste sistema es: DSMED-DSAL-DSRCDT-SYC.

En el sistema VARPP, la decisión para dar entrada a las variables al sistema proviene de una combinación entre las pruebas #3 y #5. La combinación final es DSMED-DSAL-DSRCDT-DSYP.

### *TEST'S F SOBRE RESTRICCIONES DE EXCLUSIÓN*

A continuación, se analiza el test F sobre el conjunto de las variables, cuya hipótesis nula postula que  $\beta=0$  frente a la alterna  $\beta\neq0$ . En el cuadro #5 se presentan los resultados para el modelo VARPC, y en el #6 para el modelo VARPP. El valor crítico de la prueba F para los dos modelos es al 10%  $F(4,64)=2,04^{(11)}$  para el primero y  $F(4,58)=2,04$  para el segundo. En éstos cuadros en cada fila se encuentra ubicada una ecuación del sistema VAR, en donde la variable dependiente está en función de los rezagos de todas las variables del sistema. En las columnas 5,6,7 se encuentran los indicadores de ajuste estadístico de cada ecuación.

El test F de la columna 1 y la fila 1, muestra que la hipótesis nula consistente en que los coeficientes de los rezagos del PIB transitorio influyen para explicar la evolución del PIB transitorio son iguales a cero, no se acepta.

También, leyendo la columna 2 y la fila 4 como la prueba a la hipótesis consistente en que el conjunto de rezagos del crecimiento de los medios de pago DSMED son iguales a cero, o no influyen para explicar los cambios en los salarios nominales altos DSAL se acepta.

11. El contraste del test F es:  $F(M, T-K)$ , donde M=Restricciones lineales o ecuaciones, T=Observaciones, K=Parámetros estimados.

**CUADRO #5**  
**TEST F SOBRE EL CONJUNTO DE LOS COEFICIENTES**  
**SISTEMA VARPC CON DOS REZAGOS Y 64 GRADOS DE**  
**LIBERTAD POR ECUACION**

VARIABLE DEPEN- DIENTE (ECUACIO- NES)	VARIABLES REZAGADAS				ESTADISTICOS		
	(1) SYC	(2) DSMED	(3) DSRCDT	(4) DSAL	(5) R <sup>2</sup>	(6) D.W	(7) Q
(1)SYC	15.44	2.5606	0.7824	1.9021	0.6254	1.9843	15.23
(2)DSMED	0.761	11.63	0.4522	1.2678	0.3619	1.8959	19.67
(3)DSRCDT	1.4357	0.5998	19.776	0.2828	0.5569	2.041	24.54
(4)DSAL	0.7033	1.000	1.1218	119.39	0.8629	2.1456	141.92

NOTAS: SYC: PIB transitorio o ciclico, DSMED= Medios de pago nominales, DSRCDT:Tasa de interés nominal, DSAL: Salarios altos nominales.

Continuando de esa forma para la ecuación #1 SYC, se obtiene que los cambios en el PIB transitorio real son explicados por los cambios en medios de pago nominales y cambios en PIB transitorio real. De la ecuación #2 DSMED, se obtiene: cambios en medios de pago nominales son explicados por cambios en medios de pago nominales.

La ecuación #3 DSRCDT, está indicando: cambios en la tasa de interés nominal son explicados por cambios en la tasa de interés nominal. La ecuación #4 DSAL indica: cambios en salarios nominales altos son igualmente explicados por cambios en salarios nominales altos; es decir responden con base en la dinámica del pasado.

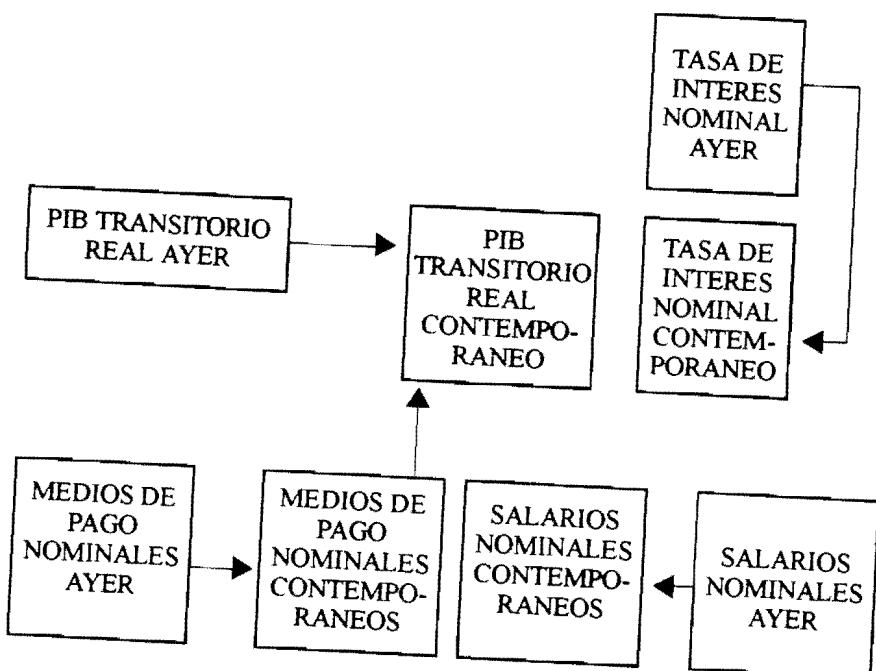
Al analizar el sistema VAR con PIB transitorio, es destacable el hecho de observarse mecanismos de autogeneración para las 4 variables. En la hoja siguiente ilustración #8, la dirección de las flechas indica el impacto estadísticamente significativo, por ejemplo la línea conectada con medios de pago nominales contemporáneos esta indicando que el dinero de ayer esta influyendo en la explicación del crecimiento del dinero; a su vez es solamente el dinero contemporáneo y el cambio en el PIB transitorio real de ayer los que están contribuyendo a explicar el crecimiento en el PIB transitorio real contemporáneo, confirmándose una inelasticidad del PIB transitorio real a la tasa de interés nominal, y los salarios nominales altos ya que éstas dos variables en este sistema son determinadas endógenamente, por su inercia del pasado.

La ilustración sugiere las siguientes propiedades dinámicas del PIB transitorio real cuando es sometido a choques nominales: Los

cambios en el dinero afectan el PIB transitorio, evidenciando una no neutralidad del dinero en el corto plazo, sin embargo el dinero no es exógeno en el sentido de GRANGER, ya que los cambios monetarios son causados por los cambios monetarios rezagados.

Para éste sistema nuevamente sobresale el hecho de no poderse afirmar que al menos una de las variables sea completamente exógena ya que todas se retroalimentan<sup>(12)</sup> respondiendo a la inercia que traen del pasado.

### RELACIONES DE CAUSALIDAD ENTRE LAS VARIABLES NOMINALES Y EL PIB TRANSITORIO REAL.-ILUSTRACION #8



Con respecto a los test's F de la hoja siguiente (cuadro #6), se tiene que: El test F de la ecuación #1 (SYP) indica que el cambio en el PIB permanente es explicado por la dinámica del pasado del mis-

12. Un mejor tratamiento de las ecuaciones estimadas con el fin de eliminar estos problemas de retroalimentación requeriría el uso de variables instrumentales.

mo PIB permanente real y por los salarios nominales altos contemporáneos y rezagados.

De la ecuación #2 (DSMED) se obtiene que los cambios en los medios de pago nominales son explicados por cambios en medios de pago nominales. La ecuación #3 (DSRCDT), indica que los cambios en las tasas de interés nominal son explicados por los mismos cambios en tasa de interés nominal, es decir responde a la inercia del pasado.

**CUADRO #6**  
**TEST F SOBRE EL CONJUNTO DE LOS COEFICIENTES**  
**SISTEMA VECPP CON DOS REZAGOS Y 58 GRADOS DE**  
**LIBERTAD POR ECUACION**

VARIABLE DEPEN- DIENTE (ECUACIO- NES)	VARIABLES REZAGADAS				ESTADISTICOS		
	(1) DSYC	(2) DS MED	(3) DSRCDT	(4) DSAL	(5) R <sup>2</sup>	(6) DW	(7) Q
(1)DSYP	3.30	0.07	0.93	2.22	0.2985	1.9724	14.24
(2)DSMED	1.044	10.85	0.3696	1.6508	0.3717	1.8834	23.54
(3)DSRCDT	0.5645	0.6681	22.18	0.62	0.5460	2.036	24.39
(4)DSAL	0.044	1.036	0.7400	149.25	0.8606	2.1723	143.42

NOTAS DSYP: PIB permanente, DS MED= Medios de pago nominales. DSRCDT: Tasa de interés nominal, DSAL: Salarios nominales altos.

La ecuación #4 (DSAL) los cambios en salarios nominales altos son explicados por cambios en salarios nominales altos.

El sistema descrito por la ilustración #9 de la página siguiente sugiere que los propios movimientos de medios de pago nominales rezagados y los salarios nominales altos rezagados están afectando las trayectorias actuales de dichas variables<sup>(13)</sup>.

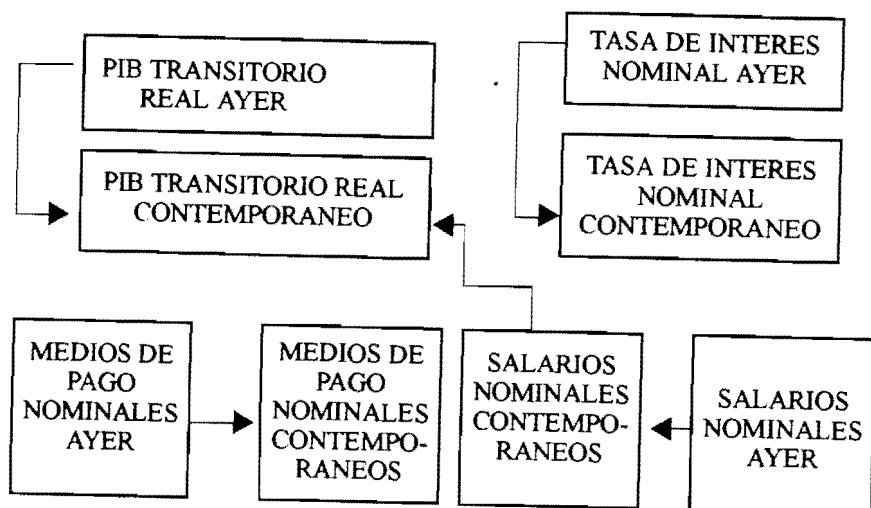
Con respecto al PIB permanente real se encuentra que es influido estadísticamente por los salarios nominales altos, y afectado por los valores rezagados del mismo PIB permanente, dando cabida a la hipótesis del ingreso permanente en el sentido de autogenerarse, sin

---

13. Se presenta nuevamente en éste sistema inercias en salarios, medios de pago nominales, tasa de interés nominal y PIB permanente real.

embargo las funciones de impulso respuesta permiten cuantificar la cuantía de éstos impactos.

### RELACIONES DE CAUSALIDAD ENTRE LAS VARIABLES NOMINALES Y EL PIB PERMANENTE REAL.-ILUSTRACION #9



Igualmente se descubre también la existencia de retroalimentación entre las variables, cambio en medios de pago nominales, cambio en tasa de interés nominal, cambio en salarios nominales altos y cambio en PIB permanente real<sup>(14)</sup>.

### FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA

Se pretende en ésta sección analizar como responde el sistema a cambios imprevistos en las diferentes variables nominales. Para ello es necesario suponer que en un momento cero ( $t=0$ ) ocurre un shock en las variables explicatorias, pero sin presentarse ninguna nueva perturbación en períodos posteriores.

14. Carmen M. Reinhart y Vincent R. Reinhart en su estudio «Fluctuaciones del producto y choques monetarios: evidencia colombiana» (1991), descubrieron dicho proceso de retroalimentación en las variables salarios, tasa de interés y tasa de cambio en su modelo VAR con 6 variables.

Resulta importante analizar las matrices de correlación de los errores contemporáneos asociada con cada uno de los dos sistemas, ya que éstas proporcionan información acerca de la respuesta dinámica de los dos modelos cuando se producen choques a los errores. Los cuadros #7 y #8 reportan dichas matrices.

Con relación a los cuadros #7 y #8, las bajas correlaciones permiten establecer que con distintos ordenamientos de entrada de las variables a los modelos las FIR no se alteraran sustancialmente los resultados.

#### CUADRO #7 CORRELATION MATRIX/SISTEMA VARPC

VARIABLE	SERIES	LAG	DSMED	DSAL	DSRCDT	SYC
DSMED	32	0	.32 0 .33	0 .34	0 .30	0
DSAL	33	0		-.13388	.13100	
DSRCDT	34	0		-.22798	-.21386	
					.19186	

#### CUADRO #8 CORRELATION MATRIX/SISTEMA VARPP

VARIABLE	SERIES	LAG	DSMED	DSAL	DSRCDT	DSYP
DSMED	32	0	.32 0	33 0	35 0	34 0
DSAL	33	0		-.27083	-.12080	.12751
DSRCDT	35	0			-.23806	-.45060E-01
						-.84649E-02

Del cuadro #7 sobresale CORR(dsmed-dsal)=-0.25 que indica que el cambio en medios de pago nominales, no repercute elevando los salarios nominales altos, un resultado distinto de los esperados por el modelo Keynesiano, pero los demás resultados son más consistentes con dicho modelo, por ejemplo CORR(dsmed-dsrcdt)=-0.13, es decir un choque positivo sobre dsmed se manifiesta en las innovaciones de dsrcdt con signo negativo.

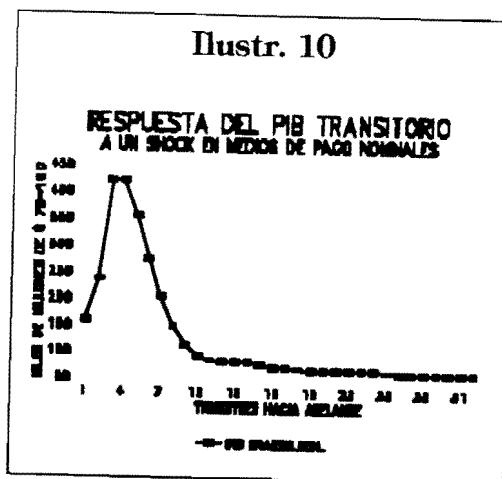
Los resultados para el cuadro #8, son muy consistentes en cuanto a signo con respecto a los del cuadro #7, con excepción de CORR(dsrcdt-dsyp)=-0.008464, sin embargo nuevamente las bajas correlaciones de errores contemporáneos ordenamientos distintos no alteran las FIR.

## *RESPUESTAS AL MODELO VAR CON PIB TRANSITORIO*

Las Funciones impulso respuesta, se realizan utilizando el mismo orden de entrada de las variables al sistema es decir SMED-SAL-SRCDT-SYC, que corresponde a medios de pago nominales-Salarios nominales altos-tasa de interés nominal-PIB transitorio real<sup>(15)</sup>.

### *A) Respuesta del PIB Transitorio Real ante un shock en medios de pago nominales.*

La ilustración #10, es claramente ilustrativa de un sistema no competitivo Walrasiano para la economía colombiana, y más bien una economía caracterizada por rigideces de precios, con monopolios, con grandes inercias, que funcionan por la existencia de los monopolios, y los pactos entre empresarios y trabajadores, allí se aprecia que el PIB transitorio no es determinado en el sector real, implicando que las cantidades de dinero afectan tanto las cantidades (producción) como se desprende de la ilustración, y posiblemente los precios. De manera que el choque monetario, en un mundo con fuertes rigideces de precios, no se nos manifiesta en el nivel de precios o por lo menos es posible no en su totalidad ya que la gráfica indica que el shock en medios de pago es acomodado vía cantidades.



15. Este ordenamiento se utiliza como resultado de las pruebas de exogeneidad en bloque.

La ilustración, muestra que el PIB-Transitorio real responde positivamente ante el cambio monetario, creciendo en el corto plazo (primer trimestre), alrededor de 160 miles de millones de pesos, su ascenso continua hasta alcanzar un máximo en el tercer trimestre de 425 miles de millones, a partir de allí este efecto comienza a reducirse hasta hacerse asintótico en 50 miles de millones en el trimestre 31, se desprende de la gráfica el hecho de observarse cortos rezagos para lograr a través de política monetaria los objetivos de crecimiento del PIB transitorio real, por otra parte se evidencia la no neutralidad del dinero en el muy largo plazo, confirmándose el no cumplimiento de la Teoría Cuantitativa del dinero<sup>(16)</sup>, la cual se basa en el supuesto de un mundo totalmente competitivo con precios flexibles en donde la producción está dada en el sector real de la economía, implicando una flexibilidad total de salarios y precios por efecto del aumento en medios de pago la cual no se da para el caso del PIB-transitorio, pues obviamente va en contra de la formulación friedmaniana la cual tiene en cuenta tanto los precios como el ingreso permanente, por tanto el ejercicio es claro en corroborar el no cumplimiento de la Teoría Cuantitativa del dinero al no garantizar la neutralidad del dinero en el largo plazo<sup>(17)</sup>, ya que se ocasionan efectos sobre el PIB transitorio real de la economía. Puede afirmarse igualmente a éste nivel de análisis que de realizarse el ejercicio contrario, es decir de contracción monetaria, se ocasionaría, al no tenerse precios y salarios flexibles a la baja una disminución en el PIB-transitorio real con sus consecuencias adversas.

---

16.  $M^*V = P^*Y_p$ , donde: M:Base Monetaria

V:Velocidad del dinero.

$P_p$ : Precios permanentes.

$Y_p$ :Ingreso permanente.

El no cumplimiento de la teoría cuantitativa para éste caso implica que como la producción está teóricamente dada en el sector real, un aumento en los medios de pago debe ocasionar solamente aumento de precios y no de producción real.

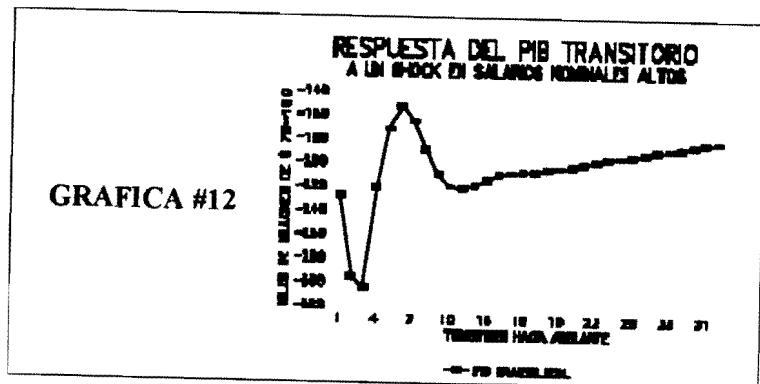
17. Para el muy largo plazo puede afirmarse la misma proposición.

- B) *Respuesta del PIB Transitorio Real ante un shock en tasa de interés nominal.*



De acuerdo a la gráfica #11, un shock de una desviación estándar sobre la tasa de interés no produce un cambio negativo sobre el PIB-Transitorio, por el contrario se produce un aumento del PIB transitorio en el primer trimestre de 200 miles de millones notándose la no existencia de rezagos amplios para lograr la operatividad de la tasa de interés sobre el PIB-Transitorio real pero de manera positiva en el corto plazo como se observó con anterioridad en el cuadro #8. El shock destaca la no neutralidad de la tasa de interés igualmente tanto ni a mediano como largo plazo, ya que en el quinto trimestre el PIB transitorio decrece en 48 miles de millones y a partir del trimestre 13 su decrecimiento se estabiliza en 50 miles de millones.

- C) *Respuesta del PIB Transitorio Real ante un shock en salarios nominales altos.*



La ilustración #12 ilustra los efectos de como el shock exógeno de parte de los sindicatos, con miras a elevar los salarios, ocasiona en el primer trimestre una fuerte respuesta sobre el PIB-Transitorio real, reduciéndolo en 225 miles de millones, sin embargo dadas las características del mercado de trabajo colombiano, según el cual su oferta es preferiblemente elástica, frente a una demanda inelástica, los efectos del shock de salarios desplazan la demanda de trabajo y comprimen la de oferta ocasionando un exceso de oferta de trabajo bajo el supuesto de rigidez de salarios nominales a la baja y una disminución del nivel de empleo de acuerdo a la concepción Keynesiana, que repercute sobre el PIB-Transitorio de la manera mostrada por la ilustración entre los trimestres primero y tercero, ocasionando posiblemente el despido de trabajadores y el reacomodo de otros, disminuyendo el PIB transitorio real en el tercer trimestre en 305 miles de millones. Es importante destacar que hasta éste momento se ha mostrado la no neutralidad de las variables nominales en el muy corto plazo, su rápida respuesta, y su no neutralidad en el mediano y largo plazo.

### *DESCOMPOSICIONES DE VARIANZA PARA MODELO VARPC*

En las descomposiciones de varianza la columna S.E. se interpretada como el error de pronóstico que se va cometiendo en cada momento del tiempo y trata de mirar como la varianza de los errores de la proyección es explicada por cada una de las variables que participan en el VARPC.

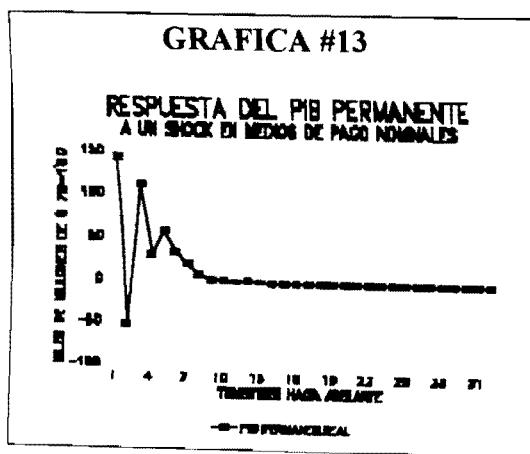
El efecto de la serie PIB-transitorio real se explica hacia el trimestre 25 en un 49.93% por las innovaciones en la serie misma, 18.15% por los cambios en medios de pago nominales, 6.61% por los cambios en tasa de interés nominal y en 25.29% por salarios nominales altos.

#### *DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DE LA SERIE PIB-TRANSITORIO (%)*

STEP	STAN ERR	DSMED	DSAL	DSRCDT	SYC
1	1220.71	1.7160567	3.4839253	2.7757373	92.0242807
4	1764.32	14.0587794	9.0712876	7.1976277	69.6723053
7	1865.51	19.6305391	10.4243890	7.2307657	62.7143061
10	1915.38	19.8054494	13.3824608	7.0633375	59.7487523
13	1961.28	19.4373335	16.4663541	6.8832922	57.2130201
16	2002.51	19.1020945	19.0607369	6.8130334	55.0241352
19	2040.67	18.7538826	21.3950836	6.7359687	53.1150652
22	2076.22	18.4393332	23.4616499	6.6701777	51.4288392
25	2109.34	18.1591171	25.2938560	6.6137304	49.9332965
31	2169.13	17.6823165	28.3962443	6.5175283	47.4039109

## *RESPUESTAS AL MODELO VAR CON PIB PERMANENTE*

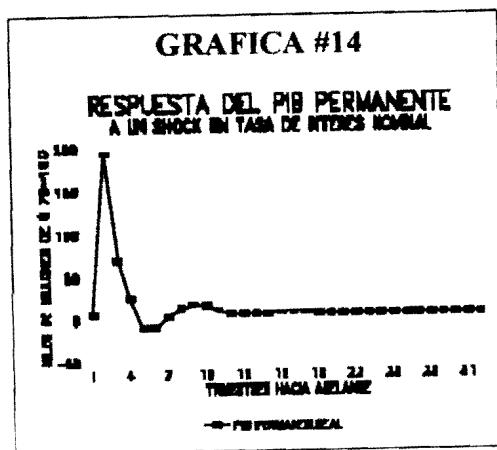
- A) *Respuesta del PIB-Permanente ante un shock en medios de pago nominales.*



La ilustración #13 muestra la dinámica del PIB-Permanente, al ser afectado por un shock exógeno de medios de pago. Se muestra la no neutralidad del dinero en el corto y mediano plazo, pero neutralidad en el largo y muy largo plazo. Para éste caso se confirma entonces la hipótesis del ingreso permanente en el mediano plazo, al observarse en la ilustración, que después de presentarse el shock se generan efectos oscilatorios que se agotan hacia el trimestre 9. Se aprecia entonces al igual que con el PIB-Transitorio el no cumplimiento de la Teoría Cuantitativa en el corto plazo para ambos casos, ya que la ilustración anterior, muestra que el shock en medios de pago ocasiona sobre el PIB-Permanente un aumento en el mismo de 146 miles de millones durante el primer trimestre, haciéndose prácticamente neutro el dinero en el trimestre 9.

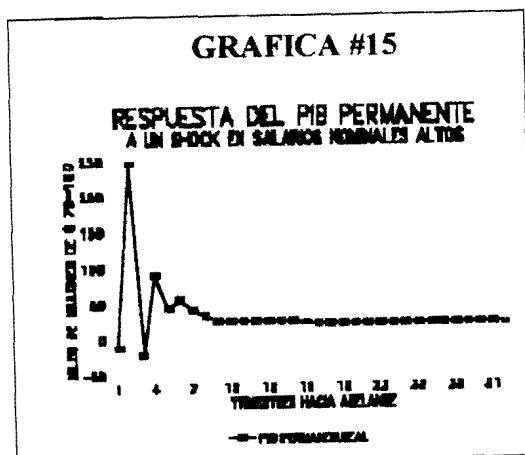
En éste caso la política de emisión y los rezagos del PIB ya no afectan la trayectoria del PIB- real, en la forma descrita en la sección anterior, ya que los test's F indican que los cambios en el PIB-permanente son influidos por los rezagos de éste y por los cambios en salarios nominales altos.

- B) *Respuesta del PIB-Permanente ante un shock en tasa de interés nominal.*



Para el caso del PIB-permanente se observa su sensibilidad ante cambios en la tasa de interés nominal, un shock de una desviación estándar sobre la tasa de interés nominal ocasiona un aumento de 190 miles de millones en el PIB-permanente en el segundo trimestre, al llegar al tercer trimestre su impacto es positivo en 75 miles de millones, a partir de ese momento empieza a amortiguarse la serie y en el 13 trimestre todo el impacto se ha convertido en una asíntota alrededor de los 5 miles de millones de pesos.

- C) *Respuesta del PIB-Permanente ante un shock en salarios nominales altos*



Ante un shock de una desviación estándar en salarios nominales altos se incrementa la productividad, razón por la cual en el segundo trimestre el PIB-permanente se incrementa en 245 miles de millones, los efectos del shock hacen asintótico el PIB-permanente hacia el trimestre 13 en 23 miles de millones de pesos. En el mediano y largo plazo se confirma la no neutralidad de los shocks nominales. Aunque el PIB-permanente es considerado como una de las variables macro-ínerciales por excelencia, los choques nominales como salarios nominales y tasa de interés nominal afectan en gran magnitud su trayectoria futura, y ocasionan en el corto plazo desplazamientos de consideración, y se evidencia claramente la no neutralidad de largo plazo de dichas variables nominales sobre el PIB permanente.

El efecto de la serie PIB-permanente real está explicado por sus propias innovaciones en un 88.70% hacia el trimestre 25, 2.71% por los medios de pago y 2.96% por la tasa de interés, el efecto de salarios nominales 5.74%, (ver cuadro a continuación).

## DESCOMPOSICION DE VARIANZA PARA MODELO VARPP

### DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA PARA LA SERIE PIB-PERMANENTE REAL (%)

STEP	STAN ERR	DSMED	DSAL	DSRCDT	DSYP
1	1108.92	1.6259050	.0119593	.0016463	98.3604894
4	1211.41	2.4356222	4.6695773	2.9129036	89.9818968
7	1217.03	2.7228204	5.0377608	2.9036998	89.3357190
10	1218.21	2.7204566	5.1641219	2.9400247	89.1753968
13	1218.93	2.7179828	5.2646766	2.9478081	89.0695325
16	1219.62	2.7170241	5.3605189	2.9528152	88.9696418
19	1220.25	2.7170087	5.4463655	2.9589503	88.8776756
22	1220.84	2.7169372	5.5280958	2.9638913	88.7910757
25	1221.40	2.7169449	5.6048755	2.9687360	88.7094436
31	1222.44	2.7169624	5.7454151	2.9775441	88.5600784

## CONCLUSIONES

Se observa por una parte la no neutralidad de largo plazo de las variables nominales sobre el PIB permanente real y PIB transitorio real, y por otra parte sensibilidad y rapidez en el corto plazo para influir sobre su trayectoria.

Aunque los choques son persistentes, los resultados en cada uno de los modelos es exactamente el opuesto en el largo plazo. Al aplicarse un choque en medios de pago sobre el PIB transitorio éste se convierte en asintótico positivo en el muy largo plazo, mientras que en el caso del PIB permanente se convierte en asintótico negativo.

El choque de salarios nominales produce en el PIB transitorio efectos fuertemente negativos desde el comienzo, mientras en el PIB permanente efecto asintótico positivo.

Para el caso de un choque de tasa de interés nominal, en PIB transitorio se producen en el muy largo plazo efecto asintótico negativo por su parte en PIB permanente efecto asintótico positivo.

Para ésta economía pequeña, se demuestra que la variación en la tasa de interés nominal en ambos modelos VARPC y VARPP, la cual teóricamente es una variable influida por las decisiones de política como los medios de pago, se modifica respondiendo no a éstos sino a su inercia del pasado; esto sugiere en apoyo a la tesis de Calvo y Vegh, que la tasa de interés debe ser considerada un instrumento independiente de la política, y no el resultado instantáneo del control monetario. Desde éste punto de vista los modelos estudiados no son consistentes con la hipótesis clásica, según la cual la tasa de interés era determinada por factores reales como la propensión a ahorrar y la eficacia marginal del capital o la Keynesiana que sosténía que la tasa es el resultado de un fenómeno monetario ocasionado por la oferta y la demanda de dinero, pero tampoco se puede concluir que responda de acuerdo a la Síntesis Neoclásica Keynesiana que incorpora los anteriores conceptos concluyendo que la tasa de interés es el resultado de elementos monetarios reales.

En cuanto a las variables reales se obtiene que el PIB transitorio depende de los rezagos del mismo y de los medios de pago nominales; por su parte el PIB permanente depende de los rezagos del mismo y de los rezagos de los salarios nominales altos, es decir no pude decirse para el caso colombiano que ninguno de los dos componentes tanto el transitorio como permanente sea totalmente exógeno ya que ése esquema es válido únicamente bajo condiciones de competencia perfecta, en donde los ajustes se efectúan a través del sistema de precios, esta falta de exogeneidad para los dos sistemas es corroborado por las descomposiciones de varianza.

Las ilustraciones que muestran las FIR para los dos sistemas muestran que las elasticidades ingreso del dinero nominal, ingreso de la tasa de interés nominal, ingreso de los salarios nominales altos, es decir las elasticidades ingreso vs variables nominales no son despre-

ciables evidenciando que nos son solo los factores reales los que inciden para explicar la producción real, este desconocimiento probablemente ha contribuido a explicar los errores del pasado en cuanto al manejo de la política monetaria. De estos resultados se desprende que programas de estabilización macroeconómica en los cuales se supone que la contracción monetaria ha de manifestarse sólo en precios no se darán, estos efectos se reflejarán en reducción en cantidades. Es decir en un estado como el colombiano con altas elasticidades del ingreso frente a variables nominales y con altas expectativas inflacionarias, una reducción en la demanda origina reducción en la producción y no en precios.

La no existencia de cointegración permiten mostrar que la evolución del PIB permanente real no es predecible dada la dinámica de las variables nominales utilizadas en el trabajo.

De las matrices de correlación(cuadro #7 y #8), se encuentra evidencia para considerar la existencia de una curva de PHILLIPS con pendiente positiva para la economía colombiana<sup>(18)</sup> según la cual alzas en el nivel de precios conllevarán alzas en el nivel de desempleo, lo que es consistente con afirmar que alzas en salarios nominales conllevarán grandes disminuciones en el PIB transitorio real y que se mantienen a largo plazo como se aprecia en la ilustración #12, y que alzas o shocks en salarios nominales ocasionaron una disminución en el PIB permanente real que es más fugaz (situación consistente con la baja correlación entre innovaciones en salarios nominales y PIB permanente real) y sólo observables en el primero y tercer trimestres después del impacto (Ver ilustración #15); es decir la curva de PHILLIPS de pendiente positiva es observable por ambos caminos llamémoslelos por la evidencia proporcionada a través del sistema VARPC y VARPP, sólo que la severidad del fenómeno curva de PHILLIPS positiva es menor en el sistema VARPP, donde puede concluirse la existencia de curva de Phillips de pendiente positiva como un fenómeno de muy corto plazo (primero a tercer trimestres), ya que a partir del cuarto el efecto del shock de salarios nominales causa un impacto permanente sostenido a largo plazo en la senda del PIB permanente real es decir a partir del cuarto se presenta la curva de Phillips negativa o tradicional.

---

18. De los cuadros #7 y #8, se encuentra que la correlación entre las innovaciones entre salarios y PIB transitorio es -0.21, mientras que para salarios y PIB permanente lo es de -0.045, de aquí se concluye por doble vía curvas de PHILLIPS relacionando salarios nominales altos y PIB's transitorios y permanentes reales con pendiente negativa; lo cual por analogía se convierte en curvas de PHILLIPS relacionando niveles de precios y niveles de empleo con pendiente positiva.

Los resultados se adhieren preferiblemente a la hipótesis monetaria, según la cual los choques nominales ocasionan efectos reales pero a menudo dejan inexplicadas las rigideces de precios.

## BIBLIOGRAFIA

- Beveridge, Stephen and Nelson Charles (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.
- Blanchard, Olivier,(1989)** «A traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations», American Economic Review, December
- Blanchard, olivier, and stanley Fisher (1989)** «Lectures on Macroeconomics, MIT Press.
- Blanchard, Olivier, and Quah Danny (1989)** «The Dinamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances», American Economic Review, september.
- Blanchard; Olivier, and Watson Mark (1986)** «Are Business Cycles All Alike?», in Robert Gordon, ed., The American Business cycle; continuity and Change, Chicago:NBER and University of Chicago Press.
- Carrasquilla B, Alberto (1992)»La asignación intertemporal del Consumo en Colombia» Revista Ensayos sobre política Económica, febrero.**
- Cárdenas S, Mauricio (1991)** «Coffee exports, Endogenous state policy and the business cycle; Ph.D. Dissertation (no publicada), Universidad de California, Berkeley.
- Carrasquilla, Alberto, Uribe José Dario (1991)** «Sobre la persistencia de las fluctuaciones reales en Colombia». Revista Desarrollo y Sociedad #27, marzo.
- Clavijo V, Sergio (1989)** «Ingreso permanente y transitorio: Que tanto ahorran (o consumen) los colombianos?», Coyuntura económica, vol.19, #3, octubre.
- Clavijo V, Sergio (1989)** «Macroeconométria de una economía pequeña y abierta usando análisis de vectores autoregresivos» Revista Desarrollo y Sociedad #23, marzo.
- Clavijo, Sergio y Javier fernández (1989)** «Consumo privado e ingreso permanente: nueva evidencia para Colombia», Ensayos sobre Política Económica, #16, diciembre.

- Cuddington, John (1986)** «Bonanzas de productos básicos, estabilización macroeconómica y reforma comercial en Colombia»; *Ensayos sobre Política Económica*, #10, diciembre.
- Chica, Ricardo y Manuel Ramírez (1990)** «La metodología de la cointegración: presentación y algunas aplicaciones»; *Desarrollo y Sociedad*, #25, marzo.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981)** «Likelihood Ratio Statistics for autoregressive time series with a unit root», *Econometrica* #49, 1057-1972.
- Evans, George (1987)** «Output and unemployment Dynamics in the United States: 1950-1985», London School of Economics.
- Fisher, Stanley (1977)** «Long-Term contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule,» *Journal of Political Economy*, February, #1, 191-205.
- Gaviria, Alejandro y Carlos E. Posada (1992)** «El consumo en Colombia: revisión de la evidencia empírica»; *Papeles de Economía y Café*, Federación Nacional de Cafeteros, papel #5, septiembre.
- Melo, Fernando, Misas Martha, Oliveros Hugo (1991)**. «Seminario económico sobre raíces unitarias». Banco de la república, Bogotá, noviembre. (Mimeo)
- Melo, Fernando, Misas Martha (1992)** «Desagregación de series temporales: metodología y aplicación al caso del PIB en Colombia». *Ensayos sobre Política Económica*, #22, diciembre.
- Misas, Martha, Suescún Rodrigo (1992)** «Funciones de demanda de dinero y el ajuste dinámico de corto plazo del mercado monetario». Banco de la República, Bogotá, mayo. (Mimeo).
- Nelson, Charles and Plosser, Charles (1982)** «Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series,» *Journal of Monetary Economics*, September. #10, 139-62.
- Pachón y Asociados LTDA, Alvaro (1990)** «Asesoría para la puesta en marcha de la trimestralización de las Cuentas Nacionales-Informe Final (No publicado), Bogotá, Diciembre.
- Reinhart, Carmen M and Reinhart Vincent M (1991)** «Output fluctuations and Monetary Shocks» *IMF Staff Papers*, vol 38, #4 diciembre
- Silva, Camilo y Ramírez Jairo (1979)** «Estimación del PIB trimestral y semestral» *Revista de Planeación y Desarrollo*, Vol XI(3), Septiembre-Diciembre.
- Sturzenegger, Federico Adolfo (1989)** «Explaining output fluctuations in Argentina» *Department of Economic, M.I.T.*, march.