(13) SEMINARIO DE ECONOMIA.

Gustavo Vuotto

UNIVERSIDAD DE SAN ANDRES
BIBLIOTECA

Versión Preliminar para Comentarios.

PROPIEDADES TEMPORALES Y RELACIONES DE COINTEGRACION DE VARIABLES NOMINALES EN ARGENTINA.

marzo 1992

Hildegart Ahumada
Banco Central de la República Argentina

Sem.
Eco.
92/1

PROPIEDADES TEMPORALES Y RELACIONES DE COINTEGRACION DE VARIABLES NOMINALES EN ARGENTINA.

Con posterioridad a la puesta en marcha de los más importantes planes de estabilización en Argentina, dos cuestiones estuvieron -y aún están- en el centro del debate sobre la probabilidad de la obtención de resultados más perdurables mientras tienen lugar los cambios estructurales. Una es la sostenibilidad de esquemas de tipo de cambio fijo, cuando la tasa de inflación se mantiene en niveles significativamente positivos. La otra cuestión es el nivel apropiado de la tasa de interés: un nivel lo suficientemente alto como para inducir la preferencia de activos domésticos sobre los internacionales puede ser incompatible en plazos más prolongados con las metas de tasas de inflación propuestas en la medida que las altas tasas de interés reflejen expectativas sobre variaciones de precios.

Tanto en este tipo de cuestiones como en la elección de la o las variables "anclas" en los programas de estabilización, se supone la existencia de relaciones de largo plazo entre variables nominales, como la hipótesis de Fisher, o la PPP. Asimismo, en el caso argentino en particular los crecimientos nominales de precios, tipo de cambio y los niveles de la tasa de interés resultan de tal magnitud que las comparaciones con las respectivas internacionales se suponen de segundo orden de importancia. Si bien tales relaciones de largo plazo pueden suponerse como válidas eligiendo un plazo arbitrariamente extenso, la discusión de las mismas para las cuestiones mencionadas hace necesario un esfuerzo de evaluación empírica.

Este trabajo utiliza las técnicas de cointegración desarrolladas por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) con el propósito de encontrar las posibles relaciones de largo plazo. y evaluar, asimismo, la permanencia de las mismas durante el periodo 1976-1991 para tres variables críticas en Argentina. La siguiente sección presenta los conceptos de cointegración, incluyendo en particular un resumen de las técnicas de Johansen y Juselius. La sección 2 estudia las propiedades temporales de la tasa de inflación, de devaluación y de interés en el mencionado período y la 3 detalla los resultados obtenidos de la aplicación de las mencionada técnicas. En la sección 4 se enuncian las conclusiones.

1- EL CONCEPTO DE COINTEGRACION Y SU EVALUACION EMPIRICA.

Un fuerte impulso al estudio de las relaciones económicas en el largo plazo ha sido dado por el desarrollo del concepto de cointegración y su evaluación por las técnicas que utilizan datos de corta periodicidad propuestas por Engle y Granger (1987). La idea subyacente es que si bien las series temporales pueden moverse considerablemente en el tiempo, es probable que aquellas que guarden relaciones dadas por la teoría económica no difieran mucho en sus movimientos. Se suponen que esta series mantienen relaciones de largo plazo aunque se desvíen unas de otras por movimientos cíclicos o estacionales. Sus desviaciones serán de corto plazo ya que fuerzas económicas tenderán a restaurar su "equilibrio".

En términos estadísticos cointegración formaliza la propiedad de una relación de largo plazo entre variables económicas integradas (Ericsson, 1991).

Una serie integrada de orden 1, $x_t \sim I(1)$, es aquella que debe ser diferenciada para ser estacionaria, $\Delta x_t \sim I(0)$. La hipótesis más común que se hace sobre no estacionariedad de una serie es la que supone un comportamiento de "camino aleatorio",

(1) $$x_t = \pi_1 x_{t-1} + e_t \qquad e_t \sim IN(0,\Omega)$$

o alternativamente,

(2) $$\Delta x_t = (\pi_1 - 1) x_{t-1} + e_t$$

cuya característica principal es la persistencia de los shocks pasados, no existiendo la reversión a su valor medio.1// Uno de los estadísticos más usados para la verificación de esta hipótesis sobre la existencia de raíces unitarias es el propuesto por Dickey y Fuller (1979), consistente en la evaluación de la significatividad de si $\pi_1=1$ o $(\pi_1-1)=0$. Ello se realiza tanto para este caso de primer órden como para el de órdenes superiores -los cuales se generalizan asintóticamente y en forma directa del mismo- (Dickey y Fuller,1981).

(3) $$\Delta x_t = (\pi_1 - 1) x_{t-1} + \sum_{j}^{p} \Delta x_{t-j} + e_t$$

donde p es lo suficientemente grande como para hacer a e_t ruido blanco.

Con relación a pares de series es conveniente notar que si éstas son independientes se dan los siguientes resultados - válidos también para las transformaciones lineales de las series tal como (a+bx)- (Granger y Hallman, 1988),

(i) $I(1) + I(0) = I(1)$

(ii) $I(0) + I(0) = I(0)$

(iii) $I(1) + I(1) = I(1)$

los cuales asimismo se mantienen en general para el caso de series dependientes, aunque el (iii), puede transformarse en,

(iv) $I(1) + I(1) = I(0)$

cuando las series son cointegradas. Resumiendo es posible que la combinación lineal de series I(1), las desviaciones a la relación de largo plazo, sea I(0). Para el caso de series I(0) cointegradas, se debería dar (en lugar de ii)):

v) $I(0) + I(0) = I(-1)$

caso que no ha sido estudiado por su poca relevancia práctica.

Las primeras verificaciones empíricas de cointegración se basaban en el estudio de la presencia de raíces unitarias en el residuo de la regresión estática entre las variables estimada por MCO. Este simple método propuesto por Engle y Granger(1987), puede presentar sesgos en la estimación de los parámetros de largo plazo en muestras finitas (Banerjee,et.al., 1986) y los tests de raíces unitarias derivados de ellos ser menos potentes comparados con los que se obtienen por sistemas ya que incluyen la dinámica de los procesos (ver Ericsson, 1991). Entre ellos se encuentra el propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius(1990), el cual también permite conocer el número de vectores de cointegración.

Si x_t se generaliza representando ahora un vector de variables, de dimensión p.1, escribiéndolo como un sistema autoregresivo de orden n, resulta:

$$x_t = \sum_{i=1}^{n} \pi_i x_{t-i} + e_t \tag{4}$$

ecuación que puede incluir constante y variables dicotómicas y que puede ser reescrita, sumando y restando varios rezagos de x_t 2//, como:

$$(5) \qquad \Delta x_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + e_t$$

donde: $\Gamma_i = -(\pi_{i+1} + \ldots + \pi_n) \quad i = 1, \ldots, n-1$, y

$$\pi = \left(\sum_{i=1}^{n} \pi_i\right) - I$$

Según sea el rango de π, pueden darse las siguientes situaciones,

i) Rango (π) = p, en este caso de rango completo, no puede haber raíces unitarias y x_t sería estacionaria porque π puede ser invertido para representarla como un promedio móvil infinito (si las raíces están dentro de círculo unitario).3//

ii) Rango (π) = 0, como $\pi = 0$ la ecuación (5) es en diferencias, habiendo p raíces unitarias.

iii) 0 < rango π = r < p , y en consecuencia π puede ser expresado como el producto interno de dos matrices de orden p.r, α y β:

$$(6) \qquad \pi = \alpha \, . \, \beta'$$

en cuyo caso habrían p-r raíces unitarias. β' es la matriz de vectores de cointegración y α es la matriz de "ponderaciones" de tales vectores en x_t. Reemplazando (6) en (5),

$$(7) \qquad \Delta x_t = \alpha \beta' x_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + e_t$$

donde $\beta' x_{t-1}$ son las desviaciones de la relación de largo plazo entre las variables en x_{t-1}. Mientras cada fila en β' da un vector de cointegración, cada fila de α da los pesos de los r vectores de cointegración que aparecen en (7). Es el rango también el que da el número de tales vectores.

Johansen y Juselius han propuesto un método para determinar el valor de r en la práctica. El rango de π es el número de autovalores en una ecuación característica muy relacionada con la estimación de π. Asimismo, β', los vectores de cointegración son los autovectores asociados a los autovalores no nulos. Estos autores sugieren para ello dos estadísticos basados en el principio del cociente de verosimilitud: el del máximo autovalor (entre los más pequeños) y el de la traza (que utiliza todos ellos).

Un aspecto muy interesante de la técnica anteriormente descripta es que puede utilizarse para evaluar el supuesto de exogeneidad débil tal como lo propone Engle, Hendry y Richard (1983). Exogeneidad débil es el nivel mínimo de exogeneidad en la división tripartita que realizan los mencionados autores, siendo los otros niveles, exogeneidad fuerte y super. La idea basica detrás del carácter de exogeneidad débil de una(s) variable(s), es que ésta(s) puede(n) ser tomada(s) como dada(s) en la modelación de otra(s) sin pérdida de información relevante. En otros términos que si se modela "y" con "x" como variable explicativa que no sea nesario utilizar "y" para modelar a "x". En general la hipótesis de exogeneidad débil no era directamente evaluable, sino que se derivaba de la verificación de la hipótesis de superexogeneidad (ver Hendry, 1988 y Engle y Hendry, 1989) y de condiciones necesarias para su validez como la constancia de los parámetros. Intuitivamente, si un vector de cointegración apareciera con peso no nulo en la representación (7) de dos (o más) variables que aparecen formando parte de la relación de largo plazo (el vector de cointegración), entonces ninguna de las dos (o más) variables podrían ser exógenas débiles. Mientras si aparece en solo una de las ecuaciones, entonces las otras variables que forman parte del vector de cointegración podrán considerarse como débilmente exógenas para la primera y su modelo condicional no tendrá pérdidas de información relevante.4//

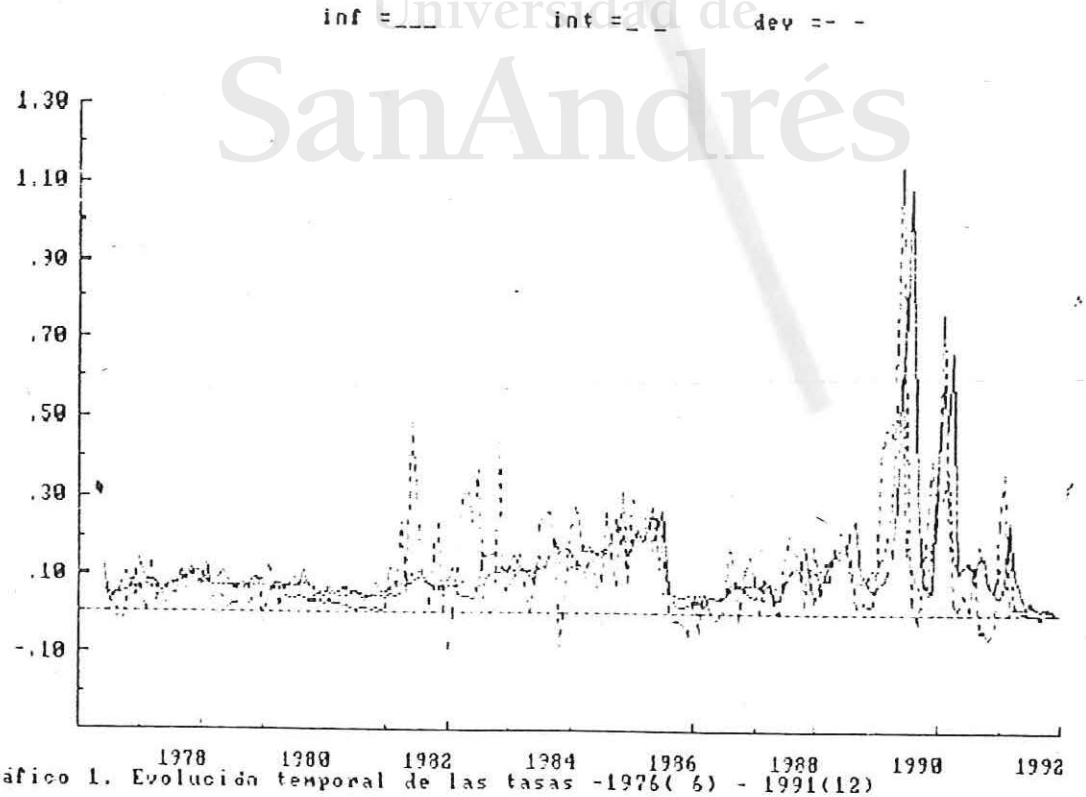

Gráfico 1. Evolución temporal de las tasas -1976(6) - 1991(12)

2- PROPIEDADES TEMPORALES DE LA TASA DE INFLACION, DE INTERES Y DE DEVALUACION.

El gráfico 1 muestra la evolución de las tasas de inflación, de interés y de devaluación desde 1976 hasta 1991. Este período , que se inicia con la reforma finaciera de junio de 1976 -la cual finaliza el sistema de depósitos nacionalizados- comprende episodios cuasi e hiperinflacionarios a la vez que importantes planes de estabilización para frenarlos. Entre ellos se destacan los conocidos como Plan Austral en junio de 1985 y el de "Convertibilidad" en abril de 1991, ambos buscando un cambio de expectativas a través de la fijación del tipo de cambio, aunque en el segundo por medio de una relación de reservas a base monetaria y solo modificable por una ley del Congreso. Asimismo, ambos propusieron el inicio de reformas estructurales que en el primer caso no llegaron a concretarse. La diferencia entre ambos fue en el nivel perseguido en la tasa de interés, alta en el primero y deliberadamente baja en el segundo. El mantenimiento de tasas de interés altas fue también una consecuencia misma de la necesidad de mantener una demanda de activos finacieros domésticos para finaciar una situación de desequilibrio fiscal. El caso más notorio de refuerzo de dicho esquema fue la puesta en práctica del programa de agosto de 1988, conocido como "Primavera" que culmina con los episodios hiperinflacionarios de la primera mitad de 1989 (ver, por ejemplo, Heymann (1987) sobre el plan Austral y Canavese (1991) sobre el plan de Convertibilidad).

Como puede observarse en el Gráfico 1, las tres tasas parecen no diferir considerablemente en el tiempo - excepto por la mayor variabilidad de la de devaluación, observación que parece [illegible] corar una creencia generalizada de similares comportamientos en variables nominales.

Una visión distinta del comportamiento de estas tasas se obtiene al evaluar la presencia de raíces unitarias en las mismas: si los "shocks macroeconómicos" tienen o no efectos persistentes sobre ellas. Para tal fin se calculó, en primer lugar, el estadístico de Dickey-Fuller (DF) para las tasas bajo estudio, utilizando sus versiones aumentadas (DFA) en los casos que fueran necesarias. Dicho estadístico para el período muestral comprendido entre junio de 1976 y diciembre de 1991 aparecen en el siguiente cuadro.

CUADRO 1 Estadísticos DF y DFA para variables nominales
- Junio 1976/Diciembre 1991-

Variable	DF	DFA (*)
inf	-5.5	-4.0 (12)
int	-4.6	-5.6 (1)
dev	-7.1	-
desE	-1.3	-1.8 (1)

* máximo rezago utilizado para la versión aumentada. Dickey y Fuller(1979, 1981)

donde inf, int, y dev, son respectivamente las tasas de inflación, de interés y de devaluación tomadas como las diferencias logarítmicas del nivel de precios al consumidor, el logaritmo de uno más la tasa de interés de los depósitos a plazo y las diferencias logarítmicas del tipo de cambio libre. 5//

Para la muestra completa todas estas variables podrían considerarse como estacionarias de acuerdo con los estadísticos del cuadro 1, aunque los modelos de comportamiento de las distintas variables difieren considerablemente, necesitando representaciones autoregresivas de mayores órdenes en dos de ellas. El caso de la tasa de inflación es aún más difícil ya que el rechazo de la hipótesis nula es sensible a los rezagos que se incluyen.

Las conclusiones sobre la estacionariedad de las variables que nos interesan pueden ser distintas si se compara la evolución de los estadísticos DF (o DFA, según el caso) a lo largo del tiempo -y por lo tanto, su sensibilidad a los distintos episodios críticos de la economía argentina- a través de su estimación recursiva. Los gráficos 2 a 4 muestran como fue su comportamiento introduciendo para las estimaciones una a una las observaciones consecutivas (a partir de un período mínimo de inicialización).

Mientras que la tasa de devaluación resultaría estacionaria en toda la muestra incluso durante los estallidos hiperinflacionarios de 1989 y comienzos del 90 , no ocurriría lo mismo con la tasa de inflación. Si bien el nivel del estadístico puede diferir según el orden del modelo autoregresivo, la trayectoria es similar, desde mediados del 82 el comportamiento estacionario comienza a no ser tan claramente identificable, llegando a convertirse en explosivo cuando la información de los episodios hiperinflacionarios es

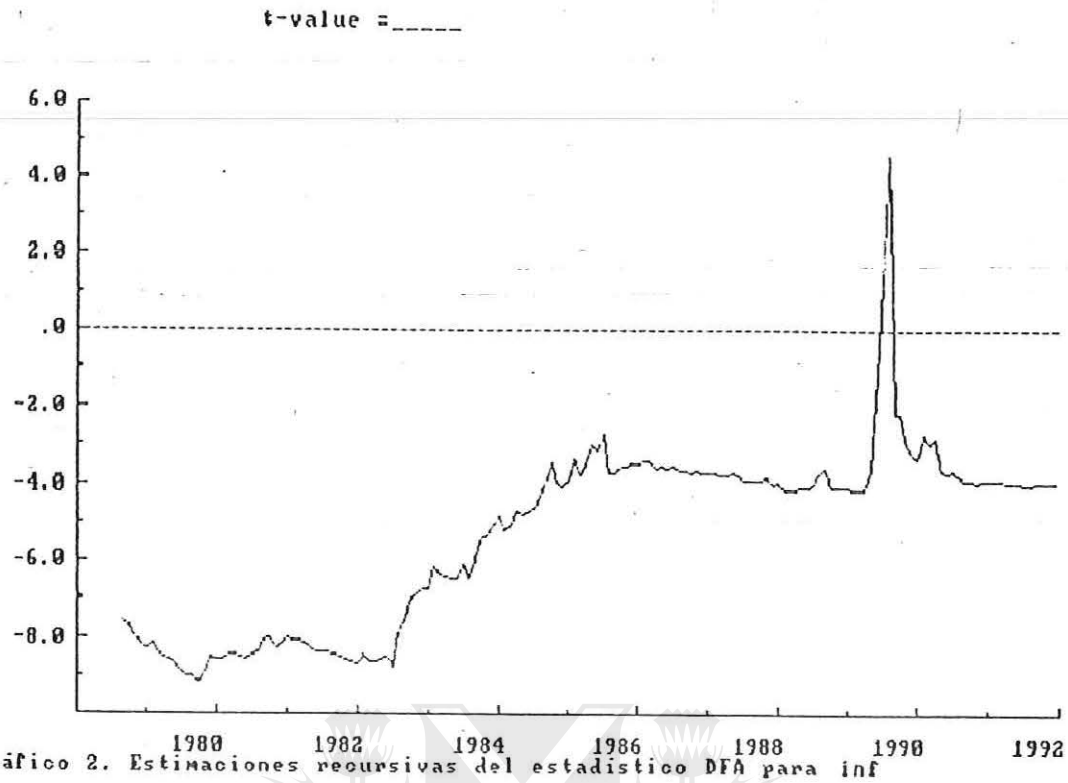

Gráfico 2. Estimaciones recursivas del estadistico DFA para inf

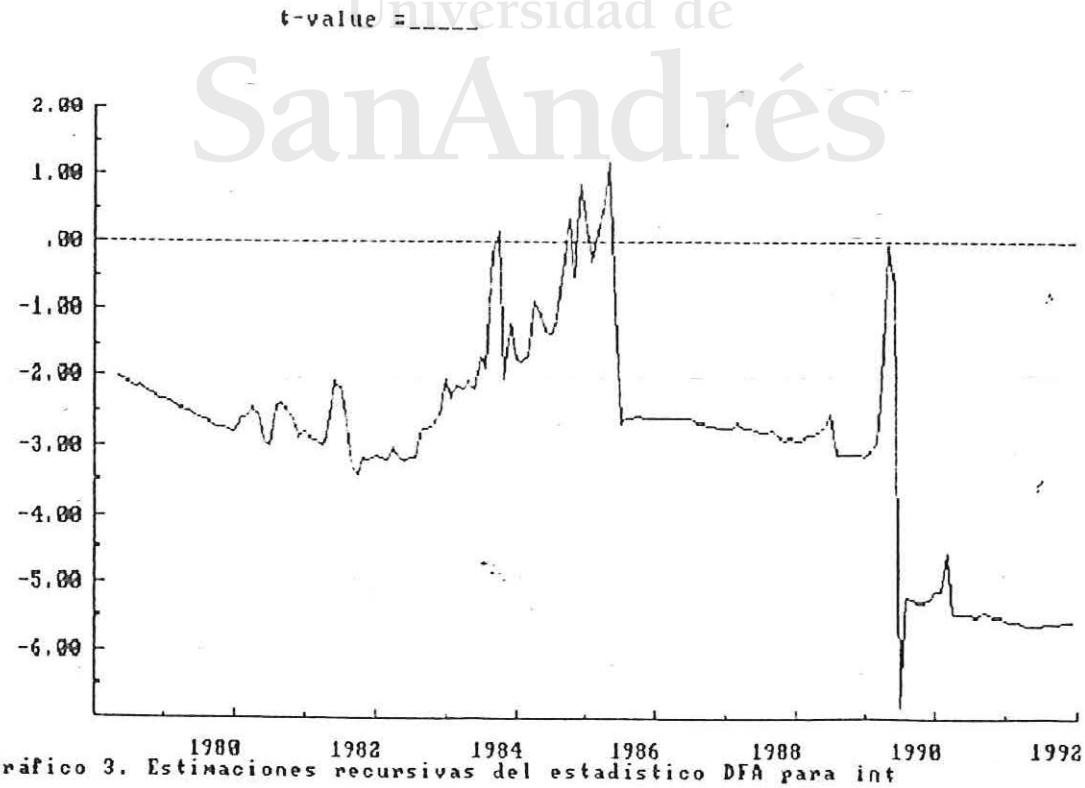

Gráfico 3. Estimaciones recursivas del estadistico DFA para int

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

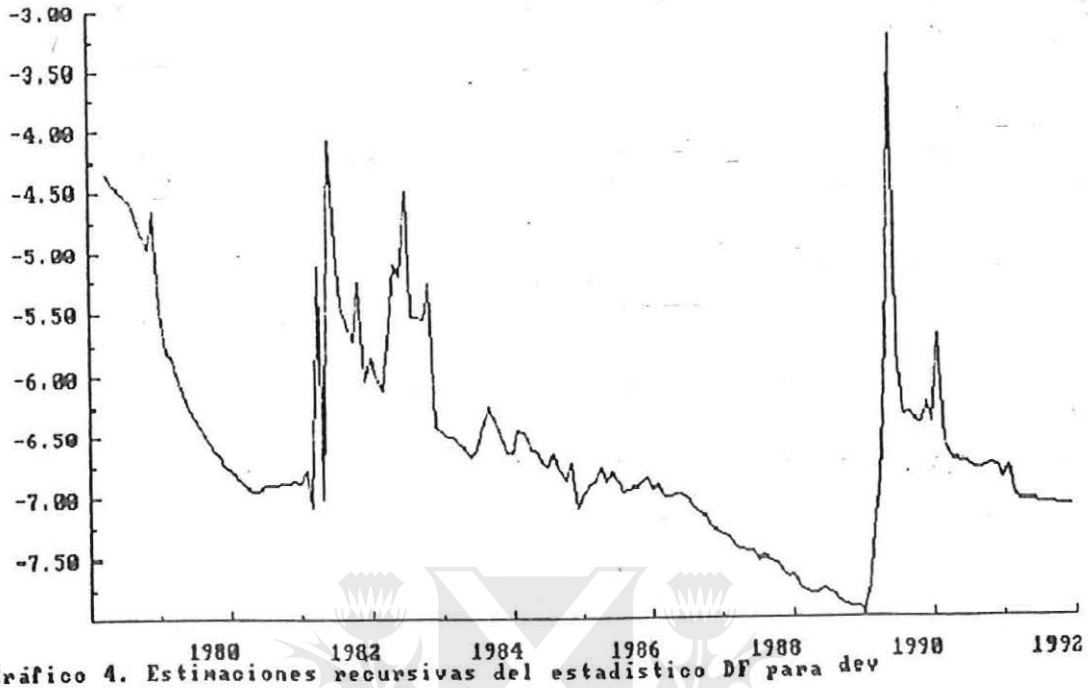

Gráfico 4. Estimaciones recursivas del estadistico DF para dev

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

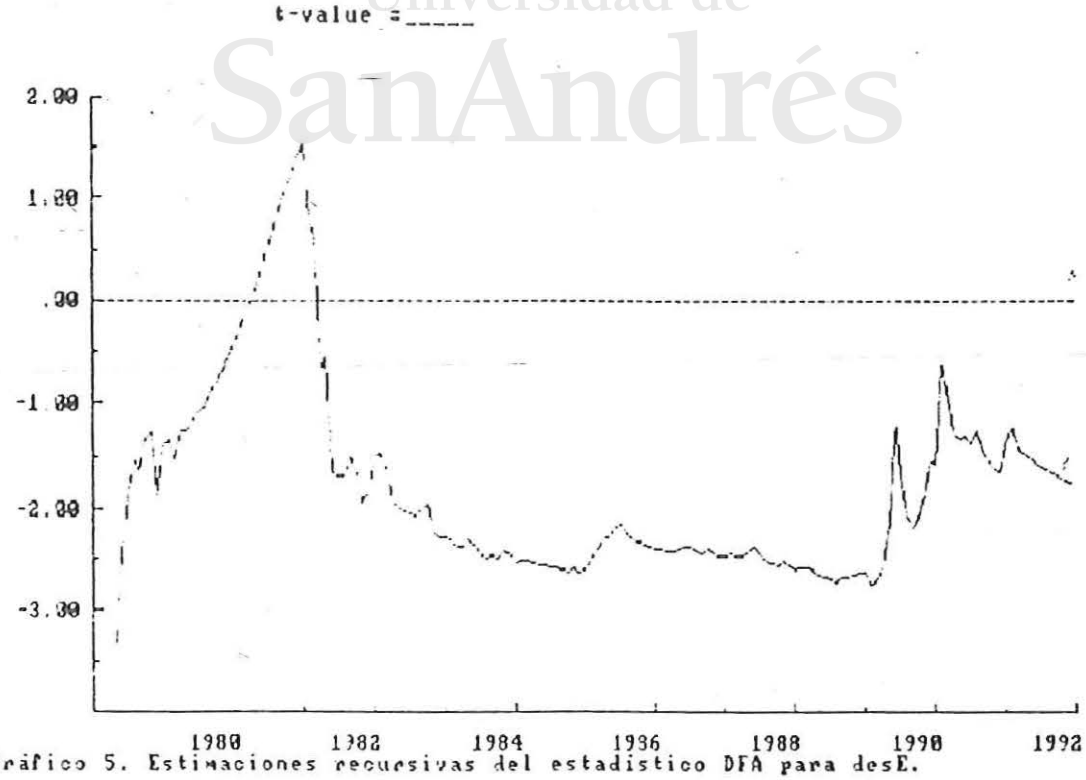

Gráfico 5. Estimaciones recuesivas del estadistico DFA para desE.

incorporada. Puede notarse que si bien el estadístico vuelve al final de la muestra a niveles similares a los del período 85-88, no parecería que en los nueve primeros meses de vigencia del programa de reforma económica basado en un sistema de convertibilidad se haya inducido un cambio apreciable como el ocurrido en la tasa de interés a fines de 1989. Hasta entonces, la tasa de interés puede ser caracterizada como I(1).

Dado que la combinación de variables I(1) con I(0) serían I(1) (no habría cointegración) y que, además, las relaciones de cointegración entre series I(0) no han sido estudiadas, por una parte, se incluyó al conjunto de información las desviaciones del logaritmo del tipo de cambio a su tendencia -la cual se supuso como representativa de su valor de largo plazo-. Dichas desviaciones -denotadas como desE- tendrían un comportamiento I(1) según el estadístico DF del cuadro 1, el cual sería perdurable en toda la muestra, de acuerdo con el gráfico 5, incluso con un comportamiento explosivo en los años 1980 y 1981.

Por otra parte, ante tal variedad de comportamientos parece necesario realizar la evaluación de las relaciones en el largo plazo para distintos períodos. Por ello, se utilizan las técnicas de cointegración de Johansen y Juselius, que contemplan la posibilidad de la presencia de series estacionarias como se explicó en la sección anterior, cortando la muestra luego de episodios económicos destacados.

Universidad de
SanAndrés

3-RESULTADOS DE COINTEGRACION POR TECNICAS DE JOHANSEN-JUSELIUS.6//

Para el análisis de cointegración de las variables nominales por los procedimientos de Johansen y Juselius, es necesario previamente seleccionar la longitud del rezago (n de la ecuación (7)) a utilizar en el sistema de vectores autoregresivos. Para el caso presente se analizaron distintas alternativas en el sistema para la muestra completa incluyendo 3, 6 y 12 rezagos, también constante y variables ficticias estacionales. La inclusión o no de estas últimas no implicó diferencias apreciables en los resultados para cualquiera de los órdenes probados.

El sistema de vectores autoregresivos de órden 3, fue descartado debido a la presencia de autocorrelación residual en la ecuación de la tasa de inflación de acuerdo con el estadístico de Box-Pierce (1970). También de acuerdo con el mismo, tanto 6 o 12 rezagos serían suficientes como

para no rechazar la hipótesis de residuos ruido blanco (no autocorrelación de órden 16). Sin embargo, los resultados sobre cointegración eran diferentes si se consideraban 6 o 12 rezagos, en particular con respecto a la tasa de inflación. Por tal motivo, se verificó además si los residuos de la ecuación de la tasa de inflación con 6 rezagos eran innovaciones. El estadístico F(18, 150)= 3.01, indica que ese no sería el caso y por lo tanto, para el estudio se incluyen 12 rezagos (y constante). Debe señalarse que los residuos no podrían considerase normales de acuerdo con el estadístico de Jarque y Bera (1980). Sin embargo, y similarmente al caso presentado por Johansen y Juselius (1990), las desviaciones de normalidad se deberían básicamente a residuos muy grandes aunque aproximadamente simétricos alrededor de cero, caso que sería menos serio que el de asimetría, según opinan los mismos autores.

En el cuadro 2 se presentan los autovalores y los estadísticos basados en ellos para la determinación del número de vectores de cointegración en el sistema que incluye la tasa de interés, de inflación y de devaluación. Puede observarse que para el total del período muestral comprendido entre junio de 1976 y diciembre de 1991 aparecerían todas las tasas citadas teniendo un comportamiento estacionario ya que al ser todos los autovalores significativamente distintos de cero -tanto por el estadístico del máximo autovalor como el de la traza de la matriz de los mismos- la matriz π sería de rango completo (r=p).

Es notable que este resultado no aparece hasta después de que las observaciones correspondientes al período de "Convertibilidad" se incluyen en la muestra, por lo cual se desprendería la magnitud del cambio de expectativas que llegó a anular la relación de largo plazo entre las tasas. En la mayor parte del período, en cambio, no es posible rechazar al menos la existencia de una relación de largo plazo: la de la tasa de interés.

Asimismo, en algún momento posterior al primer salto hiperinflacionario de junio y julio de 1989, habría también una segunda relación de largo plazo, la correspondiente a la tasa de inflación. Es interesante resaltar que ya en 1985 cuando la tasa de inflación llegó a niveles no previamente alcanzados anteriormente y que dieron origen al plan de reforma económica de dicho año, similarmente, no es posible rechazar la existencia de dichas dos, aunque con signos muy diferentes en la relación de cointegración como se verá más adelante. En algún período posterior a la puesta en vigencia al Plan Austral solo existiría una de esas relaciones, la de la tasa de interés. Es probable que luego de la puesta en práctica del mismo, el cambio de expectativas fuera tal que no habría una relación de largo plazo para la tasa de inflación, incluso en el período inmediatamente anterior al otro plan de

estabilización de agosto de 1988 (Plan Primavera). En cambio, sí se mantendría la de la tasa de interés; puede recordarse que durante todo el período en que se mantiene esta relación de largo plazo de la tasa de interés, la misma fue un instrumento de política para inducir la demanda por activos domésticos y a través de los mismos el financiamiento gubernamental.

En el cuadro 3 se presentan los vectores de cointegración (β') y las ponderaciones (α) con que entrarían en las ecuaciones respectivas (de "corrección de errores"). Aparecen en forma normalizada pudiéndose apreciar los signos de la relación en forma inversa. Surge claramente la relación positiva de la inflación como variable explicativa de la tasa de interés cualquiera sea el período (con un coeficiente cercano a 1 en gran parte del mismo pero decreciente) no resultando tanto con la de devaluación. Por ejemplo, el vector de cointegración para la tasa de interés es (1 -0.45 -0.29) para las variables (int,inf,dev) considerando la muestra hasta 91(3), mientras resulta (1 -0.96 -0.09) hasta 89(1).

Es de interés notar que en la situación inmediatamente anterior al Plan de Convertibilidad, el sistema es tal que no es posible rechazar la presencia de dos relaciones de largo plazo, en las que todas las tasas guardan relación positiva con la de inflación y de interés. Ello contrasta con la relación de largo plazo negativa que guardaba la inflación con la tasa de interés y de devaluación antes del plan Austral, probablemente asociada a los efectos de exceso de demanda agregada, en los que el aumento de ésta dos últimas tasas se traducían en caídas del salario real.

Asimismo, del análisis de las ponderaciones se observa que mientras los desequilibrios en las relaciones de largo plazo previamente al plan de Convertibilidad, tanto en las de interés como de inflación, generan un proceso de corrección ya que los elementos de α son negativos en las diagonal principal, el efecto de los desequilibrios en la tasa de interés genera tanto un proceso de retroalimentación en la de inflación como incrementos en la de devaluación (0.30 y 1.30, respectivamente). Por otra parte, los desequilibrios en la tasa de inflación no generaría efectos en la tasa de interés -sí en la de devaluación- aunque el nivel de la inflación explica a la tasa de interés en el largo plazo.

El hecho de que los desequilibrios en la tasa de interés, generados básicamente por un desalineamiento de la misma a la tasa de inflación, tiendan a ser tenidos en cuenta por los agentes económicos para corregir a la misma pero a su vez retroalimentando a la tasa de inflación parece ser la característica de casi todo el período. La consecuencia de estas interrelaciones sugiere el carácter no exógeno en

sentido débil de la tasa de inflación, ya que los desequilibrios en la relación de la tasa de interés entra en ambos modelos: el de la tasa de interés (el condicional) y el de la propia inflación (el marginal).

En este contexto, una política de tipo de cambio fijo pero con tasas de interés mucho mayores a la de equilibrio con la tasa de inflación, retroalimentará la inflación. Ello sería así independientemente de que la tasa de devaluación no guarde relación de largo plazo con las otras tasas, como se deriva de los cuadros anteriores. Tal conclusión podría estar , sin embargo, condicionado al hecho de que en realidad la tasa de devaluacion es $I\sim(0)$ mientras se supone que las otras no lo son al menos en algunas partes del período. Por tal motivo, se analizó un sistema alternativo en el que la variable que toman en cuenta los agentes económicos para las relaciones de largo plazo no fuera la tasa de devaluación en sí -que por sus características resulta muy volátil y sujeta a sobre ajustes en el corto plazo- sino las desviaciones del tipo de cambio a su valor de largo plazo, tomado en el ejercicio como el valor de tendencia de sus logaritmos. Los resultados de considerar el sistema que incluye la tasa de interés, de inflación y las desviaciones del tipo de cambio (desE) se presentan en el cuadro 4.

Según los estadísticos del mencionado cuadro, la hipótesis de estacionariedad de todas las variables luego de la puesta en marcha del plan de "Convertibilidad" no parecería validarse. En cambio se manifestaría la existencia para todo el período de la presencia de una relación de largo plazo, la de la tasa de interés - de acuerdo con el estadístico del máximo autovalor, pudiendo haber también una segunda la de la tasa de inflación desde algún momento de 1991 si se evalúa con el estadístico de la traza. Sin embargo, los desvíos del tipo de cambio al igual que la tasa de devaluación no parecen estar cointegrados con la de interés ni de inflación.

Los vectores de cointegración (β') y las ponderaciones (α) del sistema que sustituye a la tasa de devaluación por las deviaciones del tipo de cambio se muestran en el cuadro 5. El vector de cointegración de la tasa de interés aparece mucho más estable en toda la muestra señalando otra vez la importancia de la inflación presente en la tasa de interés y su desequilibrio, aunque en magnitudes algo variables retroalimentando a la inflación y a los desvíos del tipo de cambio, por ejemplo par el total de la muestra los efectos de los desequilibrios de la tasa de interés sobre ella misma, la de inflación y la de devaluación son respectivamente (-0.25 0.58 0.67). En este sistema no se percibirían cambios apreciables después del Plan de Convertibilidad, reforzando la importancia de que el nivel de

la tasa de interés fuese compatible con los objetivos de inflación buscados.

4. CONCLUSIONES.

La relación entre las tasas de inflación , de interés y de devaluación ha estado permanentemente en el centro de la discusión para la formulación de políticas económicas, enfatizando generalmente el rol de alguna de las dos últimas sobre el logro de metas sobre la primera. Para estudiar su comportamiento en el largo plazo, se evaluó la permanecia por un lado, de comportamientos estacionarios -a través del estadístico de Dickey-Fuller calculado en forma recursiva- y por otro mediante la aplicación de las técnicas de cointegración basadas en sistemas, propuestas por Johansen y Juselius. Los resultados de tal análisis sugieren los siguientes comentarios para la formulación de políticas que presuponen comportamientos de largo plazo entre tales tasas.

En primer lugar, las tasas analizadas no tienen un comportamiento ni similar ni permanente en cuanto a la memoria de los shocks pasados. Mientras la tasa de inflación ha sido completamente variable durante la muestra -incluso con comportamientos explosivos en las hiperinflaciones- la tasa de interés ha sido básicamente (al menos hasta mediados de 1989) no estacionaria y por lo tanto con larga memoria de los shocks pasados, en contraposición con la de devaluación que se muestra sistemáticamente estacionaria para toda la muestra.

En segundo lugar, la tasas de devaluación no tendría una relación de largo plazo con las otras variables ni formaría, en general, parte de la explicación de las otras en el mismo plazo. Si bien podría argumentarse que ello estaría asociado al carácter de corta memoria de los shocks pasados en la tasa de devaluación, similares conclusiones también se obtienen si se supone que los agentes económicos utilizan, en cambio, en su conjunto de información las desviaciones del nivel del logaritmo del tipo de cambio con respecto a su tendencia.

En tercer lugar, en la mayor parte de la muestra en el sistema formado por las tasas de interés, de inflación y devaluación - y en todo el período si se reemplaza esta última por las desviaciones del tipo de cambio - aparece nítidamente una relación de cointegración, la de la tasa de interés explicada en el largo plazo por la de inflación. Asimismo, se observa como las desviaciones de la tasa de interés a dicha relación de largo plazo tiende por un lado a corregir su valor pero a retroalimentar el proceso

inflacionario ya que su peso es positivo en el comportamiento de la inflación -la cual obviamente no resulta ser exógena débil-. Estos mismos desequilibrios recaerían también sobre la tasa de devaluación y/o los desvíos del tipo de cambio.

En consecuencia, un plan de estabilización para lograr su cometido debiera enfatizar el objetivo de una tasa de interés compatible con las metas de inflación propuestas. Si bien, y en la medida que los agentes económicos tomen en cuenta en sus decisiones la tasa de devaluación, esta relación de largo plazo puede no mantenerse, si son, en cambio, los desequilibrios del tipo de cambio los relevantes en sus conjuntos de información, el intentar sostener una tasa de interés por sobre su valor de largo plazo con la tasa de inflación, solo alimentara el proceso inflacionario.

NOTAS:

1// Reemplazando x_{t-1} en (1), y sucesivamente, puede notarse que esta ecuación representa un promedio móvil de infinitos shocks pasados, todos con ponderación unitaria.

2// La siguiente expresión está escrita como en Ericsson (1991), y es ligeramente distinta a la de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), en la que x entra con el rezago n en lugar del 1. Ello no altera π, que es lo relevante para cointegración, aunque si los coeficientes de Δx_t rezagados.

3// En el caso de la ecuación (1), el modelo autoregresivo de orden 1, puede invertirse como uno de promedio móvil cuando $|\pi_1| < 1$.

4// La discusión formal de exogeneidad débil en el contexto de las ténicas de cointegración basadas en sistemas se encuentra en Johansen (1990).

5// La variable desE se define posteriormente. Las fuentes de información son: el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos en el primer caso y el Banco Central de la República Argentina en los dos últimos. En el caso de la tasa de interés (promedio de plazos) es una serie especialmente contruida para reflejar el comportamiento en el segmento libre (en períodos en que no lo era totalmente).

6// Para la estimación de los sistemas y el cálculo de los autovalores, estadísticos asociados y autovalores se utilizó el módulo PCFIML del paquete PC- GIVE (Hendry, 1989).

CUADRO 2. Resultados de Cointegración: Autovalores y Estadísticos basados en ellos. Sistema:int. inf y dev.

	Período 76(6) a:							Valor crítico (95%)
	91(12)	91(3)	89(12)	89(6)	89(1)	88(7)	85(5)	
Autovalores								
1	0.043	0.039	0.001	0.000	0.029	0.030	0.025	
2	0.084	0.087	0.086	0.082	0.082	0.078	0.223	
3	0.121	0.125	0.117	0.252	0.251	0.254	0.294	
Estadístico: Máximo Autovalor								
1	8.27	7.22	0.25	0.01	4.50	4.39	2.72	8.08
2	16.40	16.16	14.61	13.36	12.98	11.92	27.25	14.60
3	24.12	23.71	20.32	45.66	43.95	42.84	37.55	21.28
Estadístico: Traza de los Autovalores								
1	8.27	7.22	0.25	0.01	4.50	4.39	2.72	8.08
2	24.68	23.39	14.86	13.37	17.48	16.31	29.97	17.84
3	48.79	47.09	35.18	59.04	61.43	59.15	67.53	31.26

Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), los valores críticos son los correspondientes a los del cuadro A2 del último trabajo

Universidad de San Andrés

CUADRO 3. Resultados de Cointegración: Matrices Normalizadas de Ponderaciones (α) y de Vectores de Cointegración (β´).
Sistema int, inf, dev.

	Ponderaciones (α)				Vectores de Cointegración(β´)		
					int	inf	dev
				91(12)			
int	-0.09	-0.05	0.06		1.00	-0.45	-0.28
inf	0.31	-0.32	0.01		-0.06	1.00	-1.09
dev	1.29	0.24	0.10		-2.15	-1.20	1.00
				91(3)			
int	-0.10	0.02	0.12		1.00	-0.45	-0.29
inf	0.30	-0.25	0.04		-0.24	1.00	-1.12
dev	1.30	0.29	0.17		-0.92	-1.10	1.00
				89(12)			
int	-0.21	-0.01	0.01		1.00	-0.78	0.13
inf	0.39	-0.01	0.00		16.52	1.00	-16.45
dev	0.27	0.04	0.02		1.30	-5.22	1.00
				89(6)			
int	-0.21	-0.03	-0.00		1.00	-0.93	-0.06
inf	0.56	-0.07	-0.00		1.00	1.00	-2.19
dev	1.36	0.23	-0.00		-2.13	-2.62	1.00
				89(1)			
int	-0.11	0.02	0.05		1.00	-0.96	-0.09
inf	0.51	-0.04	0.03		0.30	1.00	-2.54
dev	1.54	0.20	-0.01		-1.26	-1.01	1.00
				88(7)			
int	-0.07	0.01	0.04		1.00	-0.98	-0.08
inf	0.49	-0.05	0.02		0.35	1.00	-2.05
dev	1.58	0.26	0.00		-1.59	-1.00	1.00
				85(5)			
int	-0.05	0.05	-0.03		1.00	-0.97	0.06
inf	0.46	0.07	0.02		0.81	1.00	1.42
dev	1.59	-0.17	-0.30		-0.81	-0.70	1.00

Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990).

Universidad de San Andrés QUAERERE VERUM

CUADRO 4. Resultados de Cointegración: Autovalores y Estadísticos basados en ellos. Sistema: int, infl y desE.

	Período 76(6) a:							Valor crítico (95%)
	91(12)	91(3)	89(12)	89(6)	89(1)	88(7)	85(5)	
Autovalores								
1	0.036	0.033	0.019	0.014	0.035	0.039	0.025	
2	0.074	0.075	0.070	0.065	0.063	0.066	0.071	
3	0.134	0.132	0.119	0.247	0.246	0.249	0.292	
Estadístico: Máximo Autovalor								
1	6.94	5.93	3.12	2.19	5.36	5.77	2.69	8.08
2	14.49	13.88	11.76	10.49	9.89	10.03	7.93	14.60
3	26.96	25.13	20.67	44.55	42.86	41.76	37.28	21.28
Estadístico: Traza de los Autovalores								
1	6.94	5.93	3.12	2.19	5.36	5.77	2.69	8.08
2	21.44	19.81	14.88	12.68	15.25	15.80	10.63	17.84
3	48.40	44.94	35.55	57.23	58.11	57.56	47.91	31.26

Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), los valores críticos son los correspondientes a los del cuadro A2 del último trabajo

Universidad de San Andrés

CUADRO 5. Resultados de Cointegración: Matrices Normalizadas de Ponderaciones (α) y de Vectores de Cointegración (β´).
Sistema int, inf, desE.

	Ponderaciones (α)			Vectores de Cointegración (β´)		
				int	inf	desE
			91(12)			
int	-0.25	-0.11	-0.01	1.00	-0.81	0.01
inf	0.58	-0.22	-0.00	0.67	1.00	-0.01
desE	0.67	0.32	-0.02	2.02	-9.32	1.00
			91(3)			
int	-0.25	-0.05	-0.01	1.00	-0.79	0.01
inf	0.56	-0.24	-0.03	0.32	1.00	-0.03
desE	0.73	0.60	-0.01	11.17	-4.14	1.00
			89(12)			
int	-0.50	0.02	-0.00	1.00	-0.88	0.01
inf	0.39	-0.13	-0.00	0.09	1.00	-0.02
desE	0.35	0.89	-0.01	4.69	8.18	1.00
			89(6)			
int	-0.23	0.04	-0.00	1.00	-0.93	0.00
inf	0.57	-0.16	-0.00	-0.10	1.00	-0.02
desE	1.35	0.90	-0.00	30.16	-14.58	1.00
			89(1)			
int	-0.11	0.19	0.00	1.00	-0.92	-0.00
inf	0.50	-0.03	0.00	-0.69	1.00	-0.03
desE	1.40	0.63	-0.00	-245.45	-274.83	1.00
			88(7)			
int	-0.08	0.15	-0.00	1.00	-0.95	-0.00
inf	0.49	-0.09	-0.00	-0.49	1.00	-0.03
desE	1.41	0.87	0.00	102.13	29.79	1.00
			85(5)			
int	-0.05	0.15	0.00	1.00	-0.94	-0.00
inf	0.46	0.02	0.00	-0.20	1.00	-0.02
desE	1.64	0.75	-0.01	40.07	-24.15	1.00

Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990).

QUAERERE VERUM
Universidad de
San Andrés

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS:

-Banerjee, A., J.J. Dolado, D.F. Hendry (1986) and G.W. Smith, "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48, 3, 253-277.

-Canavese, A. (1991) "Hyperinflation and Convertibility based stabilization in Argentina", Anales de la Asociación Argentina ,de Economía Política, Santiago del Estero, 1, 237-264.

-Dickey, D.A and W.A. Fuller (1979)"Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, 74, 366, 427-431.

-Dickey, D.A and W.A. Fuller (1981) "Likelihood Ratio Statistic for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49, 4, 1057-1072.

-Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987) "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing", Econometrica, 55, 2, 251-277

-Engle, R.F. and D.F. Hendry (1989) "Testing Super Exogeneity and Invariance", Discussion Paper 89-51,San Diego California, Department of Economics, University of California at San Diego.

-Engle, R.F., D.F. Hendry and J.F. Richard (1983) "Exogeneity", Econometrica, 51, 2, 277-304

-Ericsson, N.R. (1991) "Cointegration, Exogeneity and Policy Analisis: An Overview", International Finance Discussion Papers N. 415, Board of the Governors of the Federal Reserve System, November, forthcoming in the Journal of Policy Modeling, special issue.

-Ericsson, N.R., J. Campos and H.A. Tran (1991) "PC-GIVE and David Hendry's Econometric Methodology", International Finance Discussion Papers N. 406, Board of the Governors of the Federal Reserve System, August.

Granger, C.W.J. and J. Hallman (1988), "The Algebra of I(1)", Finance and Economics Discussion Series, Division of Research and Statistics, Federal Reserve Board, 45, November.

-Hendry, D.F. (1988) "The Encompassing Implications of Feedback versus Feedforward Mechanisms in Econometrics", Oxford Economic Papers, 40, 1, 132-149.

-Hendry, D.F. (1989) "PC-GIVE: An Interactive Econometric Modelling System", Oxford: Institute of Economics and Statistics and Nuffield College, University of Oxford.

-Heymann D.C. (1987) "The Austral Plan", American Economic Review, march.

-Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors" , Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 2/3,231-254.

-Johansen, S. (1990) "Cointegration in Partial System and Efficiency of Single Equation Analysis", mimeo, Copenhagen, Denmark: Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen, forthcoming in the Journal of Econometrics.

- Johansen, S. and K.Juselius (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- with Application to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 2, 169-210.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

AUTOR: Hildegart Ahumada.

INSTITUCION: Banco Central de la República Argentina.

TITULO: Propiedades Temporales y Relaciones de Cointegración de Variables Nominales en Argentina.

RESUMEN:

La persistencia , por períodos prolongados, de desalineamientos en variables nominales como las tasas de interés, de devaluación y de inflación ha sido tomada como un indicador de la viabilidad a largo plazo de los distintos programas de estabilización. Este trabajo propone explorar las propiedades temporales de estas variables y la relación de largo plazo entre las mismas. Para tal fin se utilizan las técnicas de cointegración vectorial desarrolladas por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) en el período junio de 1976 - diciembre de 1991. Si bien podría haber ocurrido algún cambio en el comportamiento de estas variables luego del plan de Convertibilidad, la relación de cointegración más perdurable en la muestra ha sido la de la tasa de interés con la de inflación. Asimismo, los desequilibrios en dicha relación de largo plazo tienden a retroalimentar a la tasa de inflación y a incrementar la de devaluación.

SanAndrés