



FUENTES DE FINANCIAMIENTO DEL DEFICIT FISCAL

Y BASE MONETARIA EN ARGENTINA:

1981 - 1989 (*)

José Alejandro Izquierdo

Universidad de San Andrés (**)

El propósito de este trabajo consiste en: 1) someter a una verificación estadística la posible relación existente entre la variación de la base monetaria y el déficit fiscal en Argentina, aplicando técnicas de econometría dinámica. El marco del análisis abarca el período transcurrido entre agosto de 1981 y febrero de 1989. 2) Analizar los resultados obtenidos en función de las fuentes de financiamiento del déficit fiscal. 3) Indicar algunas conclusiones y dejar sentadas algunas sugerencias para futuras modelaciones monetario-fiscales con comportamiento endógeno de la oferta monetaria.

Sem.
Eco.
91/1

abajo se basa en presentaciones anteriores realizadas como requisito del Programa de Master tación en Economía del Instituto Torcuato Di Tella. o agradecer especialmente los comentarios sobre versiones preliminares de Hildegart Ahumada, navese y Fernando Navajas. Cualquier error en que incurriese es responsabilidad propia. Quiero gradecer el apoyo brindado por la Universidad de San Andrés.

1 INTRODUCCION

En numerosas oportunidades se han planteado en la literatura económica, modelos fiscalistas en los que la política monetaria es endógena, y responde básicamente a la necesidad de financiamiento del déficit fiscal (ver por ejemplo Kiguel (1989)). Además, suele argumentarse que esta relación déficit-base es una de las principales causas de los procesos inflacionarios. Estas consideraciones nos motivaron para intentar visualizar si esta relación tuvo lugar en Argentina, y de qué manera se vincularían las estimaciones econométricas con modelaciones en las que la oferta monetaria es endógena.

Desarrollamos entonces el siguiente trabajo, que consta de una evaluación empírica basada en la econometría dinámica, argumentaciones posteriores relacionadas con las fuentes de financiamiento del déficit fiscal, y conclusiones finales a las que agregamos la proposición de pautas para futuras modelaciones que resulten consistentes con los resultados obtenidos.

2 EVALUACION EMPIRICA

Haremos aquí una reseña de la investigación econométrica, poniendo énfasis en los resultados finales. Antes de proseguir queremos indicar por qué hemos elegido una técnica dinámica, y cuál es el enfoque de la misma; consideramos a priori que de existir alguna relación entre la variación de la base monetaria y el déficit fiscal, ésta podría no ser solamente contemporánea; más bien pensamos en una relación intertemporal entre las variables elegidas, por motivos que quedarán aclarados a lo largo de este trabajo (1).

El procedimiento de identificación que emplea la econometría dinámica (2) se apoya en un enfoque cuyo sentido de razonamiento va de lo general a lo particular; es decir que a partir de modelos generales, se busca efectuar simplificaciones toleradas por la teoría estadística, económica y el conjunto de información, evaluando posteriormente las condiciones impuestas por tests relevantes. Suele partirse entonces de un modelo "irrestringido", en el cual la variable dependiente es relacionada con sus rezagos, con

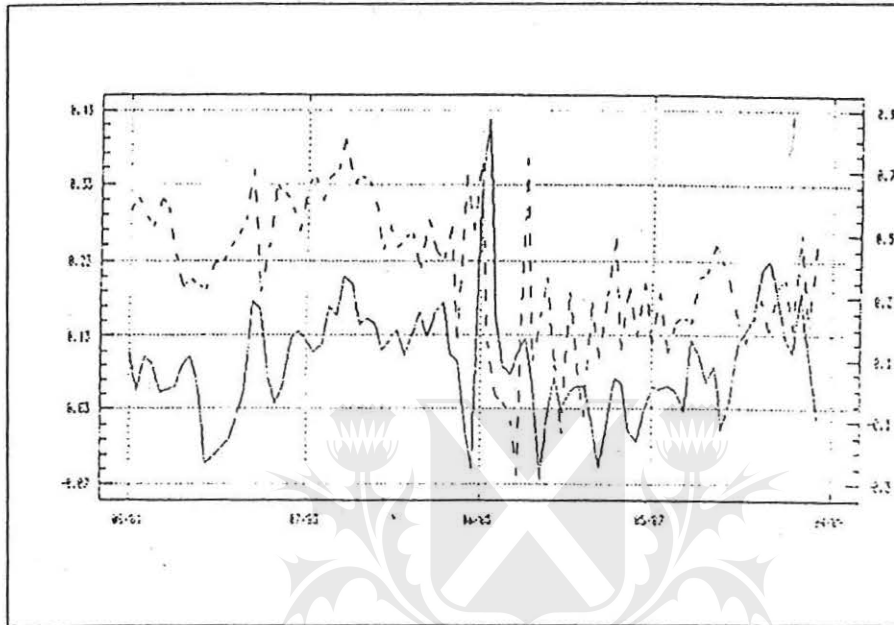
variables independientes contemporáneas y con rezagos de las mismas. De este modo, no sólo se captan los nexos contemporáneos sino también las relaciones intertemporales entre las variables analizadas. La inclusión de rezagos de la variable dependiente contribuye a la explicación, incorporando información sobre la historia de la variable cuyo comportamiento se intenta modelar. Las simplificaciones que se realicen buscan arribar a modelaciones cuya componente residual sea ruido blanco e innovación por construcción, o lo que es lo mismo, que los residuos sean impredecibles ya sea en base a su propio pasado o a la información disponible.

Como dijimos anteriormente, buscábamos comprobar la relación que pudiera existir entre la variación de la base monetaria y el déficit fiscal. Para ello empleamos una serie mensual (promedio de saldos diarios) de base monetaria simple, estimada por el Banco Central de la República Argentina (B.C.R.A.), y una serie mensual de déficit fiscal de la Tesorería General de la Nación (3), para el período agosto de 1981 / febrero de 1989 (4).

Dado que en dicho período hubo un aumento sostenido del nivel general de precios, y éste llevaría a una correlación espúrea entre las series mencionadas, intentamos amortiguar su efecto. Aplicamos entonces logaritmos naturales a la serie de base monetaria, y posteriormente tomamos primeras diferencias. Normalizamos luego la serie de déficit fiscal, redefiniendo dicha variable como una proporción de los gastos (5).

Presentamos las series transformadas en el siguiente gráfico:

GRAFICO 1 - SECUENCIA TEMPORAL



--- DEFICIT
 — VARIACION DE BASE

Universidad de
 San Andrés

Hemos incluido el mismo, porque resulta interesante ver el comportamiento similar de las series antes de junio de 1985, y su posterior ruptura después de esa fecha. Puede observarse además que el patrón gráfico de la serie de déficit fiscal (en el período 8/81 - 5/85) se halla desplazado levemente hacia la izquierda con respecto al de la variación de la base; este comportamiento da una idea de la precedencia temporal que subyace entre ambas variables.

La identificación econométrica partió de un modelo irrestricto (a partir del cual se intentarían simplificaciones), donde incluimos al déficit fiscal ("def" en el modelo) contemporáneo y sus primeros 6 rezagos, junto con los primeros 6 rezagos de la variación de la base monetaria ("dibase"), como variables explicativas de la variación de la base contemporánea, es decir:

$$dibase_t = a + \sum_{i=0}^6 b_i def_{t-i} + \sum_{j=1}^6 c_j dibase_{t-j}$$

Tomamos sólo 6 rezagos (y no 12 como suele hacerse con series mensuales) puesto que un análisis de autocorrelación de las series indicó que ésta era de órdenes bajos para ambas variables, sin un claro patrón de estacionalidad (ver correlogramas respectivos en los gráficos 1 a 4 del anexo).

Los resultados obtenidos pueden observarse en el cuadro 1 del anexo (6). En él puede observarse el escaso peso del déficit contemporáneo al igual que sus rezagos, con excepción del rezago primero, que podría ser significativo luego de algunas simplificaciones. También constatamos el fuerte componente autorregresivo que posee la variación de la base monetaria, al resultar significativos todos sus rezagos. Notamos que los coeficientes que acompañan a los rezagos de la variación de la base alternan de signo entre un período y el siguiente, con efectos cancelatorios.

Procedimos luego a eliminar variables no significativas, hasta arribar a la estimación que se señala en el cuadro 2 del anexo, donde se incluyen los 6 rezagos de la variación de base y el primer rezago del déficit. Dicha estimación redujo la varianza residual, y no indicó errores heterocedásticos ni heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH), pero al someterla a un test LM (Multiplicador de Lagrange), presentó autocorrelación residual (ver cuadro 7 del anexo).

Constatamos posteriormente que al eliminar al déficit del modelo planteado, tratando a la variación de la base monetaria como una serie totalmente autorregresiva, se corrigieron los problemas que planteaba el modelo anterior; en la estimación resultante (ver cuadro 3 del anexo) la varianza residual no se alteró significativamente, por lo que una modelación del tipo ARMA(p,q) podría dar una mayor explicación del comportamiento de la base (ver tests del modelo estimado en el cuadro 8 del anexo). Los resultados hallados hasta aquí no eran muy alentadores en cuanto a la contribución del déficit fiscal en la explicación de la variación de la base monetaria.

Sin embargo, volviendo al gráfico de secuencia temporal, podía apreciarse la similitud en el comportamiento de ambas series hasta mayo de 1985; después de esa fecha las mismas no parecían acompañarse. Este punto de quiebre coincide con el inicio del Plan Austral correspondiente a la gestión Sourrouille; esto nos hizo recordar el fuerte cambio de política económica que tuvo lugar en aquella fecha. Por tal motivo, decidimos partir la muestra, analizando los subperíodos resultantes por separado.

A) PERIODO 8/1981 - 5/1985

Planteamos nuevamente el modelo irrestricto con 6 rezagos en ambas variables (ver cuadro 4 del anexo). Puede observarse aquí la la significatividad del primer rezago del déficit, y la duplicación del valor del coeficiente que lo acompaña respecto de su par en el modelo irrestricto con la muestra total. Resultan significativos además los primeros cinco rezagos de la variación de la base.

Posteriores simplificaciones del modelo irrestricto llevaron a eliminar todos los rezagos del déficit fiscal (salvo el primero) y al déficit contemporáneo; en el caso de los rezagos de la variación de la base, la eliminación del sexto rezago provocó que los rezagos 3 y 5 se tornaran poco significativos. La posterior exclusión de los mismos llevó a conservar sólo los rezagos 1 y 2; estas eliminaciones sucesivas de los rezagos de la base se deben al efecto cancelatorio de los mismos que comentamos anteriormente para el caso de la muestra total.

La estimación del modelo resultante, en el que participan los primeros dos rezagos de la variación de base y el primer rezago del deficit, puede visualizarse en el cuadro 5 del anexo. La simplificación efectuada responde al modelo:

$$dlbase_t = a + b def_{t-1} + c dlbase_{t-1} + d dlbase_{t-2} + u_t$$

Los tests efectuados no detectaron autocorrelación residual, residuos heterocedásticos, ni heterocedasticidad de tipo ARCH (ver cuadro 9 del anexo); un test Chi2 de normalidad de los residuos resultó satisfactorio (ver gráfico 5 del anexo). Un test F aplicado sobre la suma de los residuos al cuadrado de los modelos irrestricto y simplificado, indicó la falta de significatividad conjunta de las variables excluidas, lo cual permite afirmar que los residuos son innovación (cuadro 10 del anexo). Dadas estas características, el modelo simplificado parece ser una buena aproximación al proceso generador de los datos.

Notemos que el mismo puede reescribirse, tomando primeras diferencias de la variación de la base monetaria, del siguiente modo:

$$dlbase_t = a + b \text{ def}_{t-1} + c \text{ dlbase}_{t-1} + d \text{ acel}_{t-1} + u_t$$

donde:

$$\text{acel}_{t-1} = \text{dlbase}_{t-1} - \text{dlbase}_{t-2}$$

siendo acel_{t-1} la aceleración de la base monetaria.

La estimación resultante tras esta transformación fue:

Ecuación (6) - Modelación de dlbase por MCO
La muestra cubre el periodo 1981(10) - 1985(5) sin pronósticos

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR STD	VALOR-t	r ² PARCIAL
dlbase 1	.6341627	.10228	6.20035	.4901
def 1	.1492812	.04399	3.39348	.2235
acel	.3008949	.14008	2.14795	.1034
CONSTANTE	-.0442836	.02344	-1.88941	.0819

R² = .7081353 σ = .0366624 F(3, 40) = 32.35 [.0000] DW = 1.913
RSS = .0537651265 para 4 variables y 44 observaciones

Los mismos tests (más un test Reset de variables omitidas) aplicados al nuevo modelo resultaron ser satisfactorios (ver cuadro 11 del anexo); además, la varianza residual se mantuvo constante ante la transformación efectuada, con un desvío standard del 3,6 %.

Un punto fundamental para evaluar la bondad de las estimaciones fue verificar la capacidad del modelo para efectuar pronósticos, de modo que estimamos el modelo con 4 observaciones menos, y efectuamos dos tests para observar si la varianza se mantenía constante dentro y fuera del mismo: el estadístico $\text{Chi}^2(4)/4$ en el cual se compara la varianza del error de pronóstico con respecto a la varianza residual del modelo, arrojó un valor de 2,58, valor que sobrepasa el valor límite de 2, indicando varianza no constante. Sin embargo, un test de Chow de las varianzas residuales del modelo con 40 y 44 observaciones no rechaza la hipótesis de constancia de varianzas (ver cuadro 12 del anexo).

Al efectuar igual procedimiento de pronóstico, pero esta vez tomando la primer muestra hasta abril

de 1985 (en vez de mayo como en el caso anterior), y restando 4 observaciones para pronóstico, los resultados fueron los siguientes:

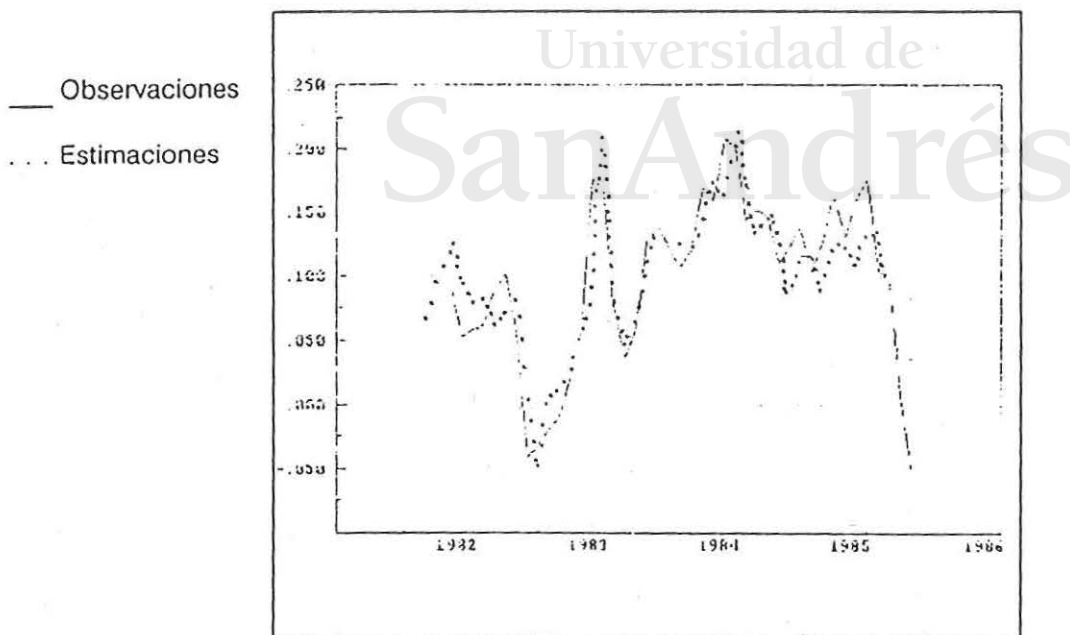
ANALISIS DE PRONOSTICOS A 1 PASO						
FECHA	ACTUAL	PRONOSTICO	$Y - Y^{\wedge}$	E.S.PRONOSTICO	valor-t	
1985 1	.175318	.127567	.047751	.035980	1.327132	
1985 2	.104733	.127853	-.023120	.036541	-.632707	
1985 3	.095252	.088631	.006621	.036098	.183422	
1985 4	.006869	.033269	-.026399	.039221	-.673104	

Tests de CONSTANCIA de parámetros: 1985(1) - 1985(4)
 Chi2(4)/4 de pronóstico = .76
 TEST DE CHOW(4,35) = .74 [.5705]

En este caso es notable la disminución de los valores de los estadísticos, con lo cual no rechazamos la hipótesis de varianza constante. Estos resultados podrían deberse al hecho de que ante la inminencia del plan Austral en el mes de mayo de 1985, se haya aumentado la base monetaria para contar con un colchón previo al ajuste; esta variación adicional no habría sido captada por el modelo. Por tal motivo, la predicción mejora notablemente si no consideramos el mes de mayo.

En el gráfico 2, mostramos los valores observados y estimados:

GRAFICO 2 - OBSERVACIONES Y ESTIMACIONES DEL MODELO ELEGIDO 1981/10 - 1985/5



Un último punto que quisimos constatar corresponde a la causalidad entre las variables empleadas, desde un enfoque estadístico, en el sentido de precedencia temporal de las mismas. Tradicionalmente se llama a esta definición "causalidad en sentido de Granger". Intentamos demostrar que la variación de la base monetaria no causa al déficit fiscal en este sentido. El test consiste en correr una regresión de la variable independiente, con rezagos de sí misma (tantos como sea necesario hasta obtener un comportamiento ruido blanco de los residuos) y rezagos de la variable dependiente, para luego aplicar un test F de significatividad conjunta de los rezagos de la variable dependiente. Los resultados correspondientes a las regresiones corridas (con y sin rezagos de la variable dependiente), permitieron realizar un test F de significatividad conjunta que justificó la exclusión de los rezagos de la variable dependiente, por lo que concluimos que la variación de la base monetaria no causa al déficit en sentido de Granger (ver cuadros 13 y 14 del anexo).

B) PERIODO 6/1985 - 2/1989

Tras haber observado el gráfico de secuencia temporal de las series con más detenimiento, habíamos concluido que las mismas no seguían el mismo camino después de mayo de 1985. De todos modos, aplicamos el modelo elegido para el período anterior, con el fin de verificar si el comportamiento ya analizado se adaptaba a la nueva muestra. El modelo estimado (ver cuadro 6 del anexo) permitió efectuar las siguientes observaciones: carece de significatividad el primer rezago del déficit y el segundo rezago de la variación de la base monetaria; aumenta la varianza residual y si bien no se obtiene heterocedasticidad, sí se verifica autocorrelación residual (ver cuadro 15 del anexo). Resulta obvio que esta simplificación no se adapta al período analizado.

2.1 SINTESIS Y ANALISIS TEMPORAL DEL MODELO SIMPLIFICADO

A partir de las estimaciones anteriores, concluimos lo siguiente: pudimos establecer una marcada

relación entre la variación de la base monetaria y el déficit fiscal para el período 8/81 - 5/85, mientras que los resultados no fueron satisfactorios para el lapso 6/85 - 2/89.

La estimación del modelo elegido para el primer período mencionado fue:

$$d\text{base}_t = -0,04428 + 0,14928 \text{ def}_{t-1} + 0,63416 d\text{base}_{t-1} + 0,30089 \text{ acel}_{t-1}$$

$$\text{siendo, } \text{acel}_{t-1} = d\text{base}_{t-1} - d\text{base}_{t-2}$$

Esto significa que la base monetaria varía según el comportamiento del déficit fiscal, la variación de la base y la aceleración de la misma, en el período anterior.

Observamos el comportamiento autorregresivo de la variación de la base monetaria, lo cual refleja la inercia del crecimiento de la variable mencionada. También destacamos la influencia de la aceleración pasada sobre el comportamiento de la base contemporánea; la variación de la tasa de crecimiento impacta en la determinación de la base futura.

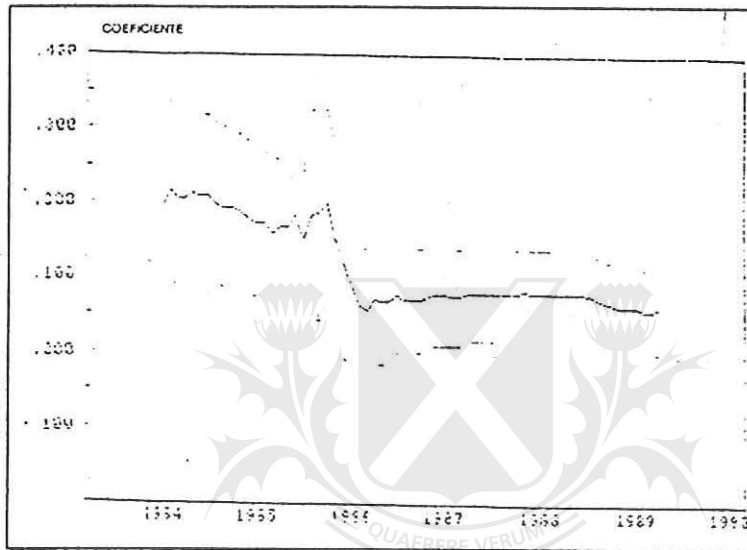
Pero resulta más interesante el hecho de que no sea el déficit fiscal contemporáneo el que influye sobre la variación de la base, sino el primer rezago del mismo. Esta característica tiene una explicación concreta: al llegar a fin de mes, la Tesorería advierte que los ingresos obtenidos no son suficientes para hacer frente a los gastos (básicamente salarios que se liquidan al fin de cada período); con tal motivo, solicita dinero a la autoridad monetaria, ofreciéndole un bono a cambio, u obteniendo un adelanto transitorio. Esta última emite dinero, pero lo computa como un aumento de base en el período siguiente. Se establece así una relación intertemporal entre el déficit fiscal y la variación de la base monetaria, con lo que el comportamiento de esta última se hace endógeno.

No pudimos derivar las mismas conclusiones del período posterior al plan Austral. No obtuvimos una buena simplificación, similar a la anterior, y el impacto del déficit sobre la base no fue significativo.

Nos pareció de interés entonces, aplicar técnicas de mínimos cuadrados recursivos, para evaluar el comportamiento del coeficiente que acompaña al primer rezago del déficit fiscal a lo largo del tiempo.

Los resultados obtenidos fueron concluyentes, y pueden resumirse en el siguiente gráfico:

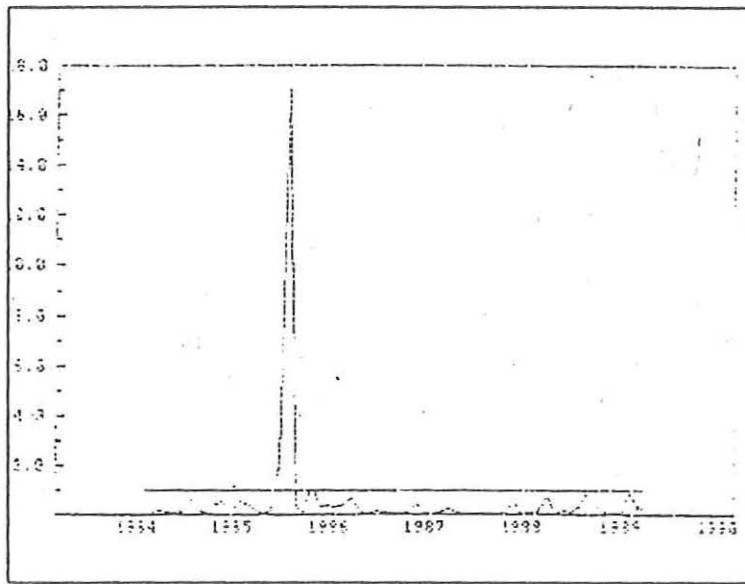
GRAFICO 3 - EVOLUCION DEL COEFICIENTE DEL 1ER REZAGO DEL DEFICIT



Universidad de
San Andrés

Es notorio el cambio de dicho coeficiente con posterioridad al plan Austral. Mientras que en el primer período el mismo llega hasta valores de 0,20 , su influencia baja abruptamente a valores entre 0,06 y 0,07. El cambio del parámetro es notable antes y después de junio de 1985, aunque se observa la estabilidad del mismo dentro de cada período. Lo anteriormente expuesto se constata al aplicar un test de Chow recursivo de estabilidad de parámetros:

GRAFICO 4 - TEST DE CHOW RECURSIVO DE ESTABILIDAD DE PARAMETROS



Puede verse claramente el salto abrupto del test ante el cambio de régimen, y la falta de significación del mismo antes y después de mediados de 1985.

3 ALGUNAS INTERPRETACIONES

Queda en evidencia que desde el Plan Austral se produce un fuerte cambio de política económica en cuanto a la financiación del déficit fiscal. Mientras que a fines del gobierno militar y durante la administración Grinspun, se llevó a cabo una importante monetización del déficit, el financiamiento del mismo cambia a partir de la gestión Sourrouille. Al menos, no pudimos comprobar una clara correlación entre el déficit fiscal y la variación de base con posterioridad a junio de 1985.

Dados estos resultados, decidimos indagar más sobre el segundo período descrito, pues la explicación estrictamente fiscal del comportamiento de la base no se adaptaba a las pruebas empíricas.

Nos pareció importante observar el accionar del B.C.R.A., el Sector Público (no financiero) y el Sistema Financiero (banca pública y privada), para interpretar el comportamiento de flujos y su impacto

sobre la base monetaria. Una excelente cuantificación descriptiva del comportamiento monetario argentino en la década de los 80 puede encontrarse en Giorgio (1989). Según indica este autor, el B.C.R.A. experimentó cambios sustanciales en su estructura de Activos y Pasivos entre comienzos y fines de la década analizada. Dentro de la estructura de activos, los "Créditos al Sistema Financiero" pasaron de 4% a 43% del total, entre diciembre de 1979 y junio de 1989. Por su parte, la estructura del pasivo del B.C.R.A. tuvo una caída de base monetaria, a favor de un crecimiento de los pasivos a interés.

Como contrapartida, dentro del balance consolidado del Sistema Financiero, la estructura del Activo se modificó con un importante aumento de los encajes remunerados y sin remunerar (éstos representaban el 3,1 % del total en junio de 1982, y el 24,57 % en diciembre de 1988). En el Pasivo, los redescuentos recibidos variaron de 5,34 % del total, a 13,02 %, entre las mismas fechas. Es interesante destacar además, que cerca del 80 % de los redescuentos otorgados por el B.C.R.A. se canalizaron a la banca pública.

El tercer agente analizado fue el Sector Público no financiero. Este experimentó un continuo déficit, que cambió de magnitud y fuentes de financiamiento a lo largo de la década. Para indicar su magnitud, presentamos el siguiente cuadro:

CUADRO 1 - DEFICIT DEL SECTOR PUBLICO NO FINANCIERO EN % DE P.B.I.

	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
DEFICIT	13,26	15,11	16,08	12,64	6,05	4,73	6,73	4,22

FUENTE: PRESUPUESTOS NACIONALES (7)

Puede observarse la alta proporción del déficit fiscal sobre el P.B.I. entre 1981 y 1984, y su disminución a partir de 1985. Sin embargo, resulta de mayor interés la estructura de financiamiento del mismo, por las consecuencias que ésta tiene sobre la expansión monetaria. El Gobierno puede financiarse mediante: 1) la emisión de deuda pública externa 2) la emisión de deuda pública interna 3) adelantos del B.C.R.A. y 4) créditos del sector financiero.

Veamos entonces como participaron estas 4 operatorias dentro de la financiación del déficit entre 1981 y 1988:

CUADRO 2 - FUENTES DE FINANCIAMIENTO DEL DEFICIT DEL SECTOR PUBLICO NO FINANCIERO COMO % DE LA NECESIDAD DE FINANCIAMIENTO

FUENTE	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
CREDITO INTERNO	28,1	33	-13,5	-4,7	-5,6	-21,1	5,8	5,2
CREDITO EXTERNO	32,5	8,7	3,4	-3,1	15,2	21,1	46,9	40,5
B.C.R.A.	40,1	48,3	103,2	49	38,2	0	0	0
AUMENTO DE PASIVOS FINANCIEROS NETOS	-0,7	10	6,9	58,8	52,2	100	47,3	54,3
TOTAL	100	100	100	100	100	100	100	100

FUENTE: PRESUPUESTOS NACIONALES (8)

En los primeros años, la monetización del déficit mediante la asistencia del B.C.R.A. es importante, llegando a cubrirlo en su totalidad en 1983. El compromiso del B.C.R.A. de no otorgar más adelantos transitorios al Gobierno Nacional a partir del plan Austral se refleja en los valores nulos de la tercera fila del cuadro 2. Contrapesando esta disminución observamos el aumento del crédito externo, junto con el notable aumento de los pasivos financieros.

Resulta interesante preguntarse entonces cuál es el mecanismo subyacente en estas cifras y su impacto sobre la base monetaria. Durante los primeros años, fue característico un alto déficit fiscal, financiado con emisión del B.C.R.A., lo cual explica la correlación que obtuvimos entre déficit y variación de base de la investigación econométrica. Después de junio de 1985 se produce un drástico cambio en la financiación del déficit. Si bien la reducción del mismo en términos de P.B.I. facilitó el cumplimiento de la restricción de no monetizar, en realidad fue el sistema financiero quien cubrió la brecha fiscal. El B.C.R.A. otorgaba redescuentos, principalmente a la banca pública, quien a su vez financiaba el desequilibrio del Sector Público no financiero. Al mismo tiempo, para evitar una expansión monetaria, el B.C.R.A. imponía mayores encajes remunerados y no remunerados sobre los depósitos en poder de las entidades financieras. En síntesis, la autoridad monetaria ayudaba al financiamiento del déficit fiscal, obteniendo créditos forzados del Sistema Financiero. Obviamente, esta operatoria no resultó gratuita: con ella cobró cada vez más importancia el déficit cuasifiscal, es decir, las pérdidas en que incurría el B.C.R.A. al intermediar en el sistema.

Dadas las condiciones descritas, el comportamiento de la base monetaria, desde el plan Austral en adelante, lleva consigo un mecanismo de expansión más complejo, que no se evidencia en una fuerte relación directa con el déficit fiscal, como corroboran los resultados empíricos de la sección anterior.

4 CONCLUSIONES Y ALGUNAS CONSIDERACIONES PARA MODELOS MONETARIO-FISCALES CON OFERTA MONETARIA ENDOGENA

Intentaremos en este punto efectuar una síntesis de las exposiciones empíricas y analíticas. Queremos además evaluar estos resultados, en términos de las implicancias de los mismos con respecto a la forma en que se comporta la variación de la oferta monetaria.

Tras las constataciones econométricas, pudimos evaluar la relación entre el déficit fiscal y la base

monetaria. Todo parece indicar que en el período analizado, la variación de la base se comportó según la forma en que fue financiado el déficit fiscal. Hasta junio de 1985, la clara monetización del mismo tuvo un fuerte impacto sobre la variación de base, tal como lo indica la simplificación econométrica.

El cambio en la financiación del déficit con posterioridad al plan Austral, dio una nueva forma al comportamiento de la base, en la que los redescuentos otorgados por el B.C.R.A. y la política de encajes remunerados y no remunerados probablemente fueron los principales determinantes.

Una extensión interesante que puede analizarse a partir de los resultados obtenidos es el tipo de formulaciones que deberían hacerse sobre la variación de la oferta monetaria en modelaciones monetario-fiscales que analizan la dinámica de la tasa de inflación.

Habitualmente, la variación de la oferta de dinero es descrita en varios modelos (ver por ejemplo Canavese-Heymann o Kiguel (1989)) de la siguiente manera:

$$H = P d$$

donde H es la variación de la oferta, P es el nivel general de precios, y d es el déficit fiscal real; queda claramente implicada la monetización del déficit fiscal.

Si bien no se duda que en el período estudiado existió un fuerte desequilibrio presupuestario del sector público no financiero que amenazó la estabilidad macroeconómica en Argentina, los mecanismos evidenciados en el financiamiento del déficit fiscal con posterioridad al plan Austral, indican que modelos fiscalistas en los que la variación de la oferta monetaria se expresa como una monetización del déficit podrían ser reformulados. Discutimos anteriormente que la expansión monetaria argentina estuvo fuertemente vinculada a los redescuentos otorgados por el Banco Central (principalmente a la banca pública, que a su vez financiaba al Gobierno) y a los encajes remunerados instrumentados para frenar el aumento de oferta. Es necesario aclarar que estos no fueron los únicos factores intervinientes en la determinación de la variación de oferta. Sin embargo, si buscamos hacer énfasis en los mecanismos de financiación del déficit, junto con la intervención del Banco Central como intermediario en el sistema financiero entre el Gobierno y la banca privada, deberíamos analizar los impactos consecuentes en la oferta monetaria desde otra perspectiva: creemos que la ecuación de variación de la oferta monetaria debería

incluir la expansión provocada por el déficit fiscal, junto con las contracciones que ocasionan los aumentos en los encajes remunerados. Modelaciones preliminares que hemos efectuado, pero que no incluimos aún puesto que es necesario un análisis más exhaustivo, permiten conjeturar que dentro de las fuentes de financiamiento del déficit debería participar no sólo el impuesto inflacionario, sino también la variación de los encajes remunerados. Claro está que esta última fuente tiene un límite dado por la capacidad de colocación de dicha deuda. Intentaremos corroborar estas conjeturas en trabajos futuros.



Universidad de
San Andrés

NOTAS

- (1) Aclaremos que de no haber optado por esta técnica dinámica, poco hubiera sido el avance realizado, puesto que los efectos contemporáneos entre las variables estudiadas no fueron significativos.
- (2) Iniciada por David Hendry y otros autores europeos.
- (3) La serie empleada fue proporcionada por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (C.E.P.A.L.);
- (4) La muestra no pudo expandirse más allá de esa fecha en el momento de la investigación econométrica.
- (5) Los resultados obtenidos fueron mejores al normalizar por gastos en vez de ingresos, ya que los primeros parecen ser más estables, mientras que los segundos varían notablemente de período a período, e introducen ruido en la información.
- (6) Las estimaciones econométricas fueron realizadas utilizando el paquete econométrico PC-GIVE, desarrollado por David Hendry en la Universidad de Oxford.
- (7) Las cifras de este cuadro fueron presentadas previamente por Giorgio (1989).
- (8) Las cifras de este cuadro han sido calculadas a partir de información analizada por Giorgio (1989).



Universidad de
San Andrés

BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

- Bruno, Michael, "Israel's stabilization: The end of a lost decade?", mimeo preparado para la conferencia "Economic Issues and Policy in Israel, 1985-1986", Jerusalem, junio de 1986.
- Cavallo, Domingo, y Peña, Angel, "Déficit fiscal, endeudamiento del gobierno y tasa de inflación: Argentina 1940-1982", Estudios N 26, abril/junio 1983.
- Canavese, Alfredo, y Heymann, Daniel, "Fiscal lags and the high inflation trap", futura publicación en el Quarterly Review of Economics and Business.
- Giorgio, Luis, "Crisis financieras, reestructuración bancaria e hiperinflación en Argentina", mimeo, Serie de Seminarios del Instituto Torcuato Di Tella, diciembre de 1989.
- Kiguel, Miguel, "Stability, budget deficits, and the monetary dynamics of hyperinflation", Journal of Money Credit & Banking, Vol.21 N 2 , mayo de 1989.

Para una introducción a las técnicas de econometría dinámica sugerimos ver:

- Ahumada, Hildegart, "Notas introductorias a la econometría dinámica", Serie Docente, Programa de Posgrado en Economía ILADES/Georgetown University, junio de 1991.
- Gilbert, Cristopher, "Practitioners' Corner - Professor Hendry's econometric methodology", Oxford Bulletin of economics and Statistics, Vol.48, N3, 1986.



Universidad de
San Andrés

ANEXO ECONOMETRICO

CUADRO 1 ANEXO - EQ(1) Modelación de dlbase por MCO

La muestra cubre el periodo 1982(2) / 1989(2) sin pronósticos

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR STD	VALOR-t	r ² PARCIAL
dlbase 1	.9816834	.11766	8.34322	.4951
dlbase 2	-.8232896	.15391	-5.34901	.2872
dlbase 3	.7743836	.18228	4.24838	.2027
dlbase 4	-.6545161	.18944	-3.45498	.1439
dlbase 5	.5856045	.17233	3.39807	.1399
dlbase 6	-.2934031	.12250	-2.39515	.0748
def	.0097503	.04033	.24177	.0008
def 1	.0562938	.03983	1.41333	.0274
def 2	.0170767	.04161	.41041	.0024
def 3	-.0344872	.04040	-.85364	.0102
def 4	.0102790	.04029	.25511	.0009
def 5	.0236434	.03723	.63510	.0056
def 6	.0134398	.03831	.35080	.0017
CONSTANTE	.0037514	.01575	.23818	.0008

R² = .6182262 σ = .0531439 F(13, 71) = 8.84 [.0000] DW = 1.57
 RSS = .2005237301 para 14 variables y 85 observaciones

CUADRO 2 ANEXO - Ecuación (2) - Modelación de dlbase por MCO

La muestra cubre el periodo 1982(2)/1989(2) sin pronósticos

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR STD	VALOR-t	r ² PARCIAL
dlbase 1	.9861628	.10860	9.08076	.5171
dlbase 2	-.8108769	.14631	-5.54220	.2852
dlbase 3	.7757718	.16394	4.73204	.2253
dlbase 4	-.6318367	.16687	-3.78629	.1570
dlbase 5	.6147636	.15120	4.06581	.1767
dlbase 6	-.3193474	.11252	-2.83823	.0947
def 1	.0688996	.02718	2.53458	.0070
CONSTANTE	.0102610	.01405	.73038	.0069

R² = .6070635 σ = .0517721 F(7, 77) = 16.99 [.0000] DW = 1.89
 RSS = .2063868381 para 8 variables y 85 observaciones

CUADRO 3 ANEXO - Ecuación (3) - Modelación de dlbase por MCO
La muestra cubre el periodo 1982(2) / 1989(2) sin pronósticos

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR STD	VALOR-t	r ² PARCIAL
dlbase 1	1.0412808	.11004	9.46301	.5345
dlbase 2	-.8568736	.15014	-5.70706	.2946
dlbase 3	.7687486	.16952	4.53485	.2086
dlbase 4	-.5704602	.17075	-3.34086	.1252
dlbase 5	.5385282	.15325	3.51411	.1367
dlbase 6	-.2457807	.11242	-2.18618	.0577
CONSTANT	.0304536	.01197	2.54479	.0767

R² = .5742809 σ = .0535419 F(6, 78) = 17.54 [.0000] DW = 1.943
RSS = .2236056233 para 7 variables y 85 observaciones

CUADRO 4 ANEXO - Ecuación (4) - Modelación de dlbase por MCO
La muestra cubre el periodo 1982(2) / 1985(5) sin pronósticos

VARIABLE	COEFICIENTE	ERRORS STD	VALOR-t	r ² PARCIAL
dlbase 1	.9342214	.20600	4.53506	.4417
dlbase 2	-.5097458	.25539	-1.99594	.1329
dlbase 3	.4441639	.27157	1.63555	.0933
dlbase 4	-.7387307	.30136	-2.45134	.1877
dlbase 5	.6441978	.31401	2.05154	.1393
dlbase 6	-.2214316	.20651	-1.07224	.0423
def	.0581619	.06440	.90316	.0304
def 1	.1188400	.05816	2.04337	.1384
def 2	.0804165	.07393	1.08769	.0435
def 3	-.0951255	.09318	-1.02085	.0385
def 4	.0636092	.09135	.69633	.0183
def 5	-.0152243	.08006	-.19017	.0014
def 6	.0161963	.08603	.18827	.0014
CONSTANTE	-.0742269	.04349	-1.70674	.1007

R² = .7893551 σ = .0382299 F(13, 26) = 7.49 [.0000] DW = 1.902
RSS = .0379996871 para 14 variables y 40 observaciones

CUADRO 5 ANEXO - Ecuación (5) - Modelación de dlbase por MCO
 La muestra cubre el periodo 1981(10) / 1985(5) sin pronósticos

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR STD	VALOR-t	r ² PARCIAL
dlbase 1	.9350576	.13957	6.69935	.5288
dlbase 2	-.3008949	.14008	-2.14795	.1034
def 1	.1492812	.04399	3.39348	.2235
CONSTANTE *	-.0442836	.02344	-1.88941	.0819

R² = .7081353 σ = .0366624 F(3, 40) = 32.35 [.0000] DW = 1.913
 RSS = .0537651268 para 4 variables y 44 observaciones

* aunque la significación de la constante es dudosa, la misma no fue excluida, para evitar problemas computacionales en el cálculo de los tests estadísticos.

CUADRO 6 ANEXO - Ecuación (7) - Modelación de dlbase por MCO
 La muestra cubre el periodo 1985(6)/1989(2) sin pronósticos

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR STD	VALOR-t	r ² PARCIAL
dlbase 1	.6625377	.15077	4.39449	.3202
dlbase 2	-.2795823	.15336	-1.82305	.0750
def 1	.0606737	.05739	1.05719	.0265
CONSTANTE	.0400612	.02157	1.85767	.0776

R² = .3863000 σ = .0715862 F(3, 41) = 8.60 [.0002] DW = 1.166
 RSS = .2101081786 para 4 variables y 45 observaciones

CUADRO 7 ANEXO - ECUACION 2 - TESTS DE AUTOCORRELACION RESIDUAL (LM), HETEROCEDASTICIDAD CONDI IONAL AUTORREGRESIVA (ARCH), ERRORES HETEROCEDASTICOS Y TEST RESET DE VARIABLES OMITIDAS.

- TEST DE CORRELACION SERIAL PARA LOS REZAGOS 1 A 6
 $CHI2(6) = 20.731$ Y $F(6,71) = 3.82$ [.0024]

COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION RESIDUAL

.1042 .7533 -.7220 -.0628 .2894 - 9963

- TEST ARCH

RESIDUOS PUESTOS EN ESCALA .5177D-01

	CONST.	REZ.1	REZ.2	REZ.3	REZ.4	REZ.5	REZ.6
COEF.	.9533	.0437	.0481	-.0609	-.0438	-.0189	-.0044
E.S.	.4485	.1241	.1241	.1242	.1243	.1242	.1241

RSS = .65870D+03 $\sigma = 3.18337$

$CHI2(6) = .835$ $F(6,65) = .12$ [.9942]

- TEST DE ERRORES HETEROCEDASTICOS

$85 \cdot R^2 = 14.2895$ para 15 variables

$F(14,62) = .8949$ [.5680]

- TEST RESET DE VARIABLES OMITIDAS (AGREGANDO Y^2)

$F(1,76) = .301$ [.5847]

CUADRO 8 ANEXO - ECUACION 3 - TESTS DE AUTOCORRELACION RESIDUAL (LM), HETEROCEDASTICIDAD CONDI CIONAL AUTORREGRESIVA (ARCH) Y ERRORES HETEROCEDASTICOS

- TEST DE CORRELACION SERIAL DE REZAGOS 1 A 6

$CHI2(6) = 11.703$ Y $F(6,72) = 1.92$ [.0898]

- COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION RESIDUAL

.2640 .4232 -.6213 -.0844 .2159 -.7368

- TEST ARCH

RESIDUOS PUESTOS EN ESCALA .5354D-01

	CONST.	REZ.1	REZ.2	REZ.3	REZ.4	REZ.5	REZ.6
COEF.	.9717	-.0082	.0864	-.0600	-.0638	-.0407	-.0517
E.S.	.4646	.1230	.1229	.1231	.1231	.1229	.1229

RSS = .70910D+03 $\sigma = 3.27779$

$CHI2(6) = 1.500$ $F(6,66) = .21$ [.9715]

- TEST DE ERRORES HETEROCEDASTICOS

$85 \cdot R^2 = 14.2895$ para 13 variables

$F(12,65) = 1.0256$ [.4368]

CUADRO 9 ANEXO - ECUACION 5 - TESTS DE AUTOCORRELACION RESIDUAL (LM), HETEROCEDASTICIDAD CONDICIONAL AUTORREGRESIVA (ARCH), ERRORES HETEROCEDASTICOS

- TEST DE CORRELACION SERIAL DE REZAGOS 1 A 3
 $CHI2(3) = 2.937$ Y $F(3,37) = .88$ [.4592]

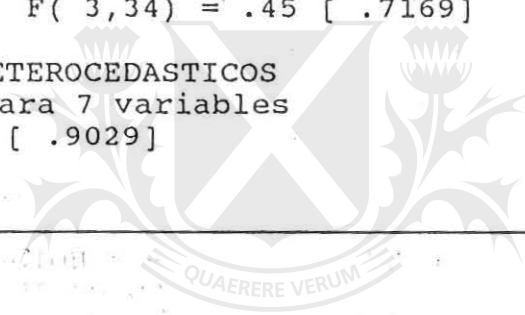
- COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION RESIDUAL
 -.3294 -.1941 .2156

- TEST ARCH

RESIDUOS PUESTOS EN ESCALA .3666D-01
 CONST. REZ.1 REZ.2 REZ.3
 COEF. 1.2377 -.0714 -.1507 -.1781
 E.S. .3769 .1998 .1992 .2004

RSS = .76090D+02 $\sigma = 1.49597$
 $CHI2(3) = 1.576$ $F(3,34) = .45$ [.7169]

- TEST DE ERRORES HETEROCEDASTICOS
 $44 * R^2 = 2.6552$ para 7 variables
 $F(6,33) = .3532$ [.9029]



CUADRO 10 ANEXO - TEST F DE SIGNIFICACION CONJUNTA DE LAS VARIABLES QUITADAS DEL MODELO IRRESTRICTO EN LA SIMPLIFICACION

$$F(N, T-K) = \frac{(RSS_r - RSS_u) / N}{RSS_u / (T - K)} =$$

$$= \frac{(.0537651268 - .0379996871) / 10}{.0379996871 / (40 - 14)} = 1.0786965$$

CUADRO 11 ANEXO - ECUACION 6 - TESTS DE AUTOCORRELACION RESIDUAL (LM), HETEROCEDASTICIDAD CONDICIONAL AUTORREGRESIVA (ARCH), ERRORES HETEROCEDASTICOS Y TEST RESET

- TEST DE CORRELACION SERIAL DE REZAGOS 1 A 5
 $\text{CHI}^2(5) = 5.180$ Y $F(5,35) = .93$ [.4709]
- COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION RESIDUAL
 $-.1435 \quad -.2903 \quad .0805 \quad -.2913 \quad .0474$
- TEST ARCH
 RESIDUOS PUESTOS EN ESCALA .3666D-01
 CONST. REZ.1 REZ.2 REZ.3
 COEF. 1.2377 -.0714 -.1507 -.1781
 E.S. .3769 .1998 .1992 .2004

 $\text{RSS} = .76090\text{D}+02$ $\sigma = 1.49597$
 $\text{CHI}^2(3) = 1.576$ $F(3,34) = .45$ [.7169]
- TEST DE ERRORES HETEROCEDASTICOS
 $44 \cdot R^2 = 2.9931$ para 7 variables
 $F(6,33) = .4014$ [.8727]
- TEST RESET DE VARIABLES OMITIDAS
 $F(1,39) = 2.461$ [.1248]

Universidad de

CUADRO 12 ANEXO - ECUACION 6 - PRONOSTICOS 1985/2 - 1985/5 Y TESTS DE CONSTANCIA DE PARAMETROS

ANALISIS DE PRONOSTICOS A UN PASO					
FECHA	ACTUAL	PRONOSTICO	$Y - Y^{\wedge}$	E.S. PRONOSTICO	VALOR-t
1985/2	.104733	.133026	-.028292	.036715	-.770586
1985/3	.095252	.088993	.006260	.036476	.171607
1985/4	.006869	.039449	-.032580	.039353	-.827898
1985/5	-.050755	.051306	-.102062	.039139	-2.607685

TESTS DE CONSTANCIA DE PARAMETROS 1985/1 - 1985/5
 CHI^2 PRONOSTICO (4)/4 = 2.58
 EST DE CHOW (4, 36) = 2.27 [.0811]

CUADRO 13 ANEXO - REGRESIONES PARA EL CALCULO DE TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER, Y TESTS DE AUTOCORRELACION RESIDUAL

- MODELACION DE DEF POR MCO

MUESTRA 1982(2) - 1985(5) SIN PRONOSTICOS

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR STD.	VALOR-t	r ² PARCIAL
DEF 1	.3287854	.16924	1.94271	.1188
DEF 2	.4734664	.21168	2.23669	.1516
DEF 3	.6521222	.26244	2.48481	.1807
DEF 4	-.2205292	.27681	-.79669	.0222
DEF 5	.3452993	.23748	1.45399	.0702
DEF 6	-.5172249	.22439	-2.30498	.1595
DLBASE 1	-1.2213111	.59040	-2.06862	.1326
DLBASE 2	.3177404	.79254	.40092	.0057
DLBASE 3	.1831078	.83710	.21874	.0017
DLBASE 4	.8001459	.92376	.86618	.0261
DLBASE 5	-1.3603182	.94207	-1.44396	.0693
DLBASE 6	.9050767	.61902	1.46212	.0709

R² = .9659877 σ = .1190041 F(12,28) = 66.27 [.0000] DW = 1.711
 RSS = .3965352203 PARA 12 VARIABLES Y 40 OBSERVACIONES

- TEST DE CORRELACION SERIAL REZAGOS 1 A 6
 CHI2(6) = 8.599 Y F(6,22) = 1.00 [.4476]

- COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION RESIDUAL

1.0099 1.2890 .4821 -.0916 .0724 .4753

- MODELACION DE DEF POR MCO (EXCLUYENDO DLBASE Y SUS REZAGOS)
 MUESTRA 1982(2) - 1985(5) SIN PRONOSTICOS

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR STD.	VALOR-t	r ² PARCIAL
DEF 1	.3359504	.16141	2.08133	.1130
DEF 2	.2431468	.18257	1.33183	.0496
DEF 3	.4232323	.22276	1.89999	.0960
DEF 4	-.0113722	.22676	-.05015	.0001
DEF 5	.4194755	.22912	1.83080	.0897
DEF 6	-.4299453	.20063	-2.14295	.1190

R² = .9560583 σ = .1227501 F(6,34) = 123.29 [.0000] DW = 1.815
 RSS = .5122976616 PARA 6 VARIABLES Y 40 OBSERVACIONES

- TEST DE CORRELACION SERIAL REZAGOS 1 A 6
 CHI2(6) = 4.770 Y F(6,28) = .63 [.7036]

- COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION RESIDUAL

1.7925 1.0481 .2949 .5571 .2401 .1142

CUADRO 14 ANEXO - TEST F DE SIGNIFICACION CONJUNTA DE REZAGOS DE LA VARIACION DE LA BASE (DLBASE) A PARTIR DE LAS ESTIMACIONES DEL CUADRO 7 ANEXO

$$F(6,27) = \frac{(.5122976616 - .3965352203)/6}{.3965352203/27} = 1.3137$$

EL VALOR OBTENIDO ESMENOR AL VALOR DE TABLA F(6,27) = 2.49

CUADRO 15 ANEXO - ECUACION 7 - TESTS DE AUTOCORRELACION RESIDUAL (LM), HETEROCEDASTICIDAD CONDICIONAL AUTORREGRESIVA (ARCH), ERRORES HETEROCEDASTICOS

- TEST DE CORRELACION SERIAL DE REZAGOS 1 A 4
 $CHI2(4) = 21.760$ Y $F(4,37) = 8.66$ [.0000] **
- COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION RESIDUAL
 2.1324 .4570 .1615 -.4514
- TEST ARCH
 RESIDUOS PUESTOS EN ESCALA .7159D-01

	CONST.	REZ.1	REZ.2	REZ.3	REZ.4
COEF.	.7966	-.0038	-.2612	-.2328	.0085
E.S.	.1925	.1683	.1621	.1782	.0508
- RSS = .15694D+02 $\sigma = .68963$
 $CHI2(4) = 5.387$ $F(4,33) = 1.25$ [.3100]
- TEST DE ERRORES HETEROCEDASTICOS
 $45 * R^2 = 9.5852$ para 7 variables
 $F(6,34) = 1.5337$ [.1971]

GRAFICO 1 ANEXO - CORRELOGRAMA DE LA VARIACION DE LA BASE MONETARIA (DLBASE)

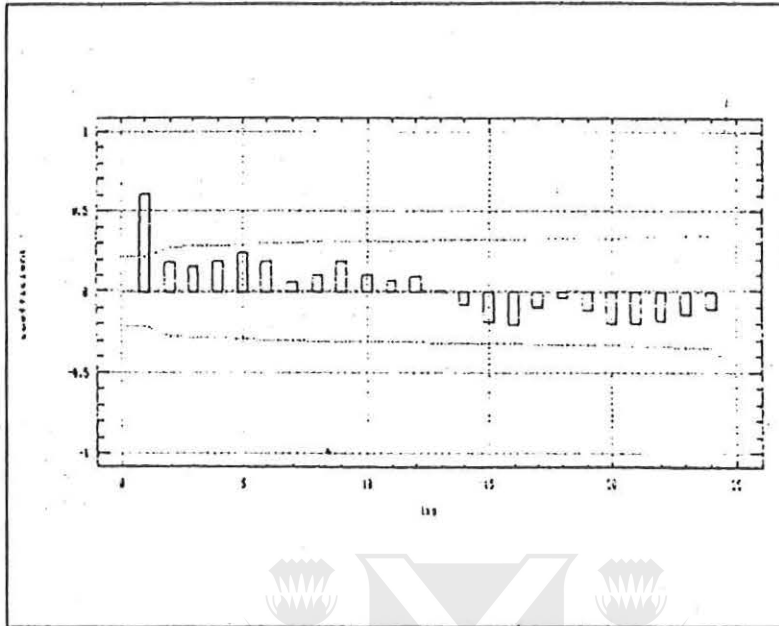


GRAFICO 2 ANEXO - CORRELOGRAMA PARCIAL DE LA VARIACION DE LA BASE MONETARIA (DLBASE)

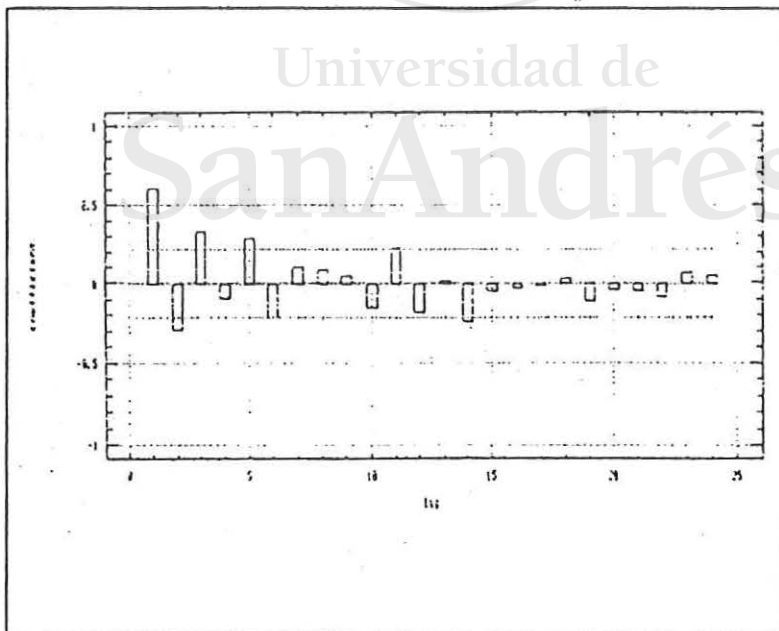


GRAFICO 3 ANEXO - CORRELOGRAMA DEL DEFICIT FISCAL (DEF)

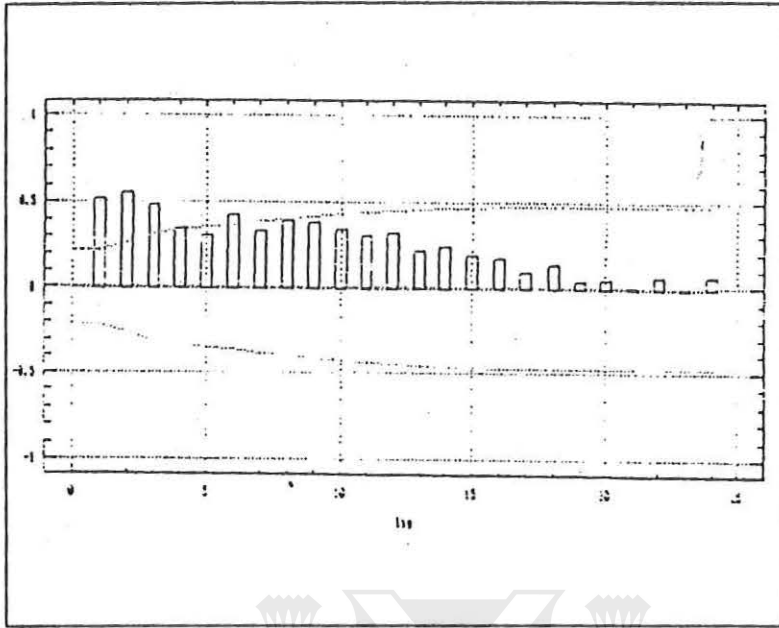


GRAFICO 4 ANEXO - CORRELOGRAMA PARCIAL DEL DEFICIT FISCAL

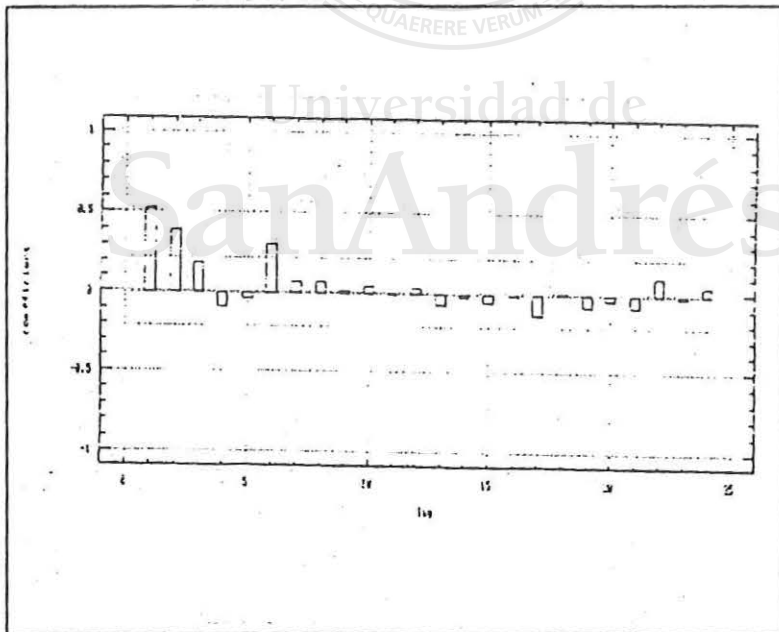
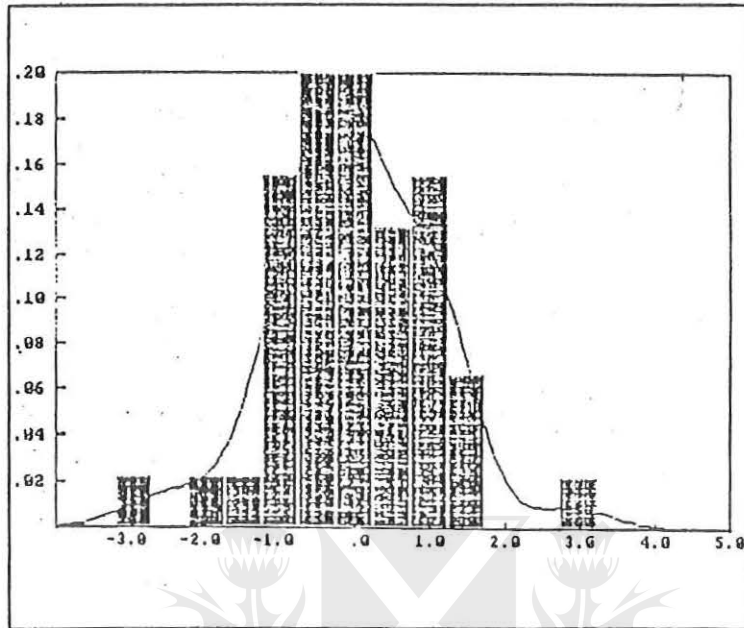


GRAFICO 5 ANEXO - NORMALIDAD DE RESIDUOS Y TEST CHI2 DE NORMALIDAD RESIDUAL



TEST CHI2 = 1.692

Universidad de
San Andrés