

ALCANCES AL MODELO DE ANDERSEN  
Y JORDAN SOBRE POLITICAS DE  
ESTABILIZACION

Andras Uthoff B\*

\* En este trabajo se expone a grandes rasgos el trabajo original de Andersen y Jordan sobre la importancia relativa de las políticas monetarias y fiscales en la estabilización económica, además, se revisan algunas de las principales críticas que ha recibido y se estudia la sensibilidad de las conclusiones obtenidas por ellos, cuando el modelo se aplica a situaciones coyunturales diferentes.

## I. INTRODUCCION

El trabajo de Andersen y Jordan (A-J): "Monetary and Fiscal Actions: A Test of their Relative Importance in Economic Stabilization",<sup>1</sup> es probablemente uno de los trabajos empíricos más conocidos en base al cual los monetaristas intentan proporcionar evidencias contra el argumento "fantasma" de que la política monetaria tiene poca o ninguna importancia para los efectos de la estabilización.

Al usar una "forma reducida" hacen una regresión entre el gasto total (PNB) y varias alternativas de acciones fiscales y monetarias. Su meta consiste en probar tres proposiciones, las cuales se resumen como sigue: "La respuesta de la actividad económica a las acciones fiscales relativa a la de las acciones monetarias es (I) mayor, (II) más predecible y (III) más rápida".

Las fuertes conclusiones que pueden derivarse en términos de política económica, sea por el rechazo, o bien por la aceptación de estas tres hipótesis, constituyen probablemente la causa de la discusión amplia que se ha dado a su trabajo. El hecho de que ambos autores sean miembros del Federal Reserve Bank of St. Louis la hace más polémica.

Al hacer una regresión simplemente entre el PNB y variables que miden acciones monetarias y fiscales, ellos tienen probabilidades no sólo de violar los supuestos de Gauss-Markov sino también de malentender trabajos en macroeconomía sobre el papel que desempeñan el dinero y la acción fiscal en la economía. Estos han sido puntos centrales de la crítica a su trabajo.

## II. EL TRABAJO ORIGINAL

A fin de probar las proposiciones proferidas, Andersen y Jordan (A-J) emplearon una forma reducida y de re-

---

<sup>1</sup> C. Andersen y Jerry L. Jordan: "Monetary and Fiscal Actions: A Test of their Relative Importance in Economic Stabilization". Review, noviembre 1968, pp. 11-24, Federal Reserve Bank of St. Louis.

zagos distribuidos en vez de rezagos de punto fijo. Al hacer esto, ellos deben velar por el cumplimiento de varios supuestos. Dos grupos de estos supuestos han sido el enfoque central de varios comentarios. El primer grupo 1) se compone de los supuestos necesarios para procurar tres cosas: a) que las variables independientes sean variables exógenas de política gubernamental, es decir, correspondan a aquellas que realmente puedan manejar las autoridades monetarias y/o fiscales en forma autónoma; b) que las variables independientes sean estadísticamente exógenas, es decir, no respondan a movimientos corrientes de las variables endógenas; y c) que las variables empleadas sean compatibles con las hipótesis económicas a probarse. El segundo grupo 2) se refiere a los supuestos necesarios para hacer uso de la Técnica de Rezagos de Almon para rezagos distribuidos: a) que las ponderaciones reales de los coeficientes correspondan al polinomio del grado especificado en el modelo; b) que la duración del rezago sea la apropiada; c) que el grado del polinomio sea bastante pequeño a fin de ganar eficiencia con el uso de la técnica; d) que la restricción impuesta a los períodos extremos pueda justificarse.<sup>2</sup>

Una falla de 1. a) significa que la variable no es un instrumento efectivo de política; una falla de 1. b) hace imposible saber qué está influyendo a qué, o cuán serio sea el problema del sesgo en la ecuación; una falla de 1. c) hace imposible probar la hipótesis planteada. Una falla de 2. a) conduce a un error de especificación; una falla de 2. b) conduce también a un error de especificación toda vez que se sobre-exponga la duración del rezago en más del grado del polinomio menos el número de restricciones para los períodos extremos; una falla de 2. c) ejerce poca o ninguna

<sup>2</sup> Véase Almon, S.: "The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures", *Econometrica*, 33 (enero 1965) 178-96.

Para una formulación más simple, véase P. Schmidt, Roger N. Waud: "The Almon Lag Technique and the Monetary versus Fiscal Policy Debate", *Journal of the American Statistical Association* (marzo 1973), 11-19. La primera parte de este último artículo se presenta como apéndice de este trabajo.

restricción y por ello reduce las ventajas de aplicar la técnica de Almon; una falla de 2.d) aumenta innecesariamente las restricciones.

Sólo me referiré a la ecuación 1.4 de su trabajo, en la cual, hacen una regresión entre el PNB y la Base Monetaria (como variable que mide acciones monetarias), y los Gastos e Ingresos de Alto Empleo<sup>3</sup> (como variables que miden acciones fiscales).

La Base Monetaria se define como la "base original" más los ajustes de reservas. La primera es la suma del Crédito de la Reserva Federal (que incluye Tenencias en la Reserva Federal de Valores del Gobierno de los Estados Unidos (Holdings of Securities): préstamos pedidos por bancos miembros a los Bancos de la Reserva (Discounts & Advances); y, la compensación de la Reserva Federal (Float)); más, la Existencia en oro de la nación (Gold Stock); más, el circulante en poder de la tesorería (Treasury Currency Outstanding); menos, los depósitos de la tesorería en bancos de la Reserva (Treasury Deposits at Federal Reserve); menos, los saldos de la Tesorería en efectivo (Treasury Cash Holdings); y, menos, otros depósitos y cuentas en Bancos de la Reserva (Other Deposits and Other Federal Reserve Accounts). Esto es por el lado de la oferta. La "base original" puede computarse fácilmente por el lado de la demanda sumando las obligaciones monetarias, consistentes en: depósitos (reservas) de Bancos miembros en Bancos de la Reserva (Member Bank Deposits at Federal Reserve) y, el circulante en poder de los bancos y el público no bancario, (Currency held by Banks, and Currency held by the Public). Se efectúan los ajustes de reservas para hacer la serie comparable y libre de cambios debidos a variaciones en las leyes y reglamentos y de la distribución de los depósitos entre bancos sujetos a reglamentaciones diferentes. El procedimiento es similar tanto para el tratamiento de los depósitos a plazo como a la vista. Primero, se calcula

<sup>3</sup> Traducción empleada para el concepto de High Employment Expenditures and Receipts.

el promedio ponderado de requerimientos de reservas mensuales por depósitos (utilizando como ponderaciones la distribución de estos depósitos en cada clase de los bancos miembros). Luego, la diferencia en los requerimientos de reservas promedio respecto al mes anterior se multiplica por la demanda neta de depósitos del mes anterior. Este procedimiento se lleva a efecto para cada mes desde enero de 1929. Finalmente, los ajustes de reserva para un mes en particular lo constituye la suma algebraica de los ajustes mensuales, tanto para los depósitos a plazo y a la vista, desde enero 1929.<sup>4</sup> La base monetaria se define, finalmente, como la "base original" más los ajustes de reservas.

El presupuesto de alto empleo (High Employment Budget) es una estimación del presupuesto de las cuentas del ingreso nacional a cierto nivel de empleo definido arbitrariamente alto. Las estimaciones de los gastos en alto empleo son bastante sencillas. Todos los gastos, excepto por concepto de compensación por desocupación se consideran invariables con el nivel de actividad económica. En consecuencia, se calculan los beneficios por desocupación correspondientes al nivel de alto empleo, y luego los pagos efectivos por este concepto se ajustan en base a desviaciones de la norma de alto empleo. Los ingresos de alto empleo se obtienen mediante tres etapas: a) estimación del PNB (en términos nominales) compatible con la definición de alto empleo que se haya escogido; b) estimación de los componentes de ingresos del PNB de alto empleo, es decir, ingreso personal, utilidades, y sueldos y salarios; c) aplicación de tasas de impuesto de alto empleo a los componentes de ingresos derivados, los que sirven de "proxies" para las bases impositivas efectivas.<sup>5</sup>

<sup>4</sup> Para una discusión más detallada sobre la Base Monetaria, véase Leonell C Andersen; Jerry L. Jordan: "The Monetary Base Explanation and Analytical Use". Federal Reserve Bank of St. Louis, Vol. 50, N° 8 (Agosto 1962), 7-11.

<sup>5</sup> Para una discusión más amplia, véase: K. Carlson: "Estimates of the High Employment Budget: 1947-1967". Federal Reserve Bank of St. Louis (Junio 1967) 6-14.

Los presupuestos de alto empleo y la base monetaria como variables que miden acciones fiscales y acciones monetarias son afectadas mucho menos por movimientos endógenos corrientes del ingreso, de lo que lo son otras variables alternativas que pudieran medir estas mismas acciones respectivamente.

Respecto del empleo de la Técnica de Rezagos de Almon, A-J usaron un polinomio de cuarto grado, un rezago de cuatro períodos, y ambas restricciones para períodos extremos.<sup>6</sup>

Su explicación analítica para hacer uso de la base monetaria se basa en una revisión breve de ambas escuelas: la escuela del portafolio y la moderna teoría cuantitativa del dinero, arguyéndose que ambas reconocen que un cambio en la base monetaria afecta el gasto agregado; la primera, a través de cambios en las tasas de interés del mercado relativas al precio de oferta del capital aumentando los gastos de inversión; la segunda, a través de cambios en la existencia de dinero que a su vez afectan los precios, tasas de interés, y gastos en bienes y servicios. Además, A-J sostienen que la base monetaria refleja acciones monetarias de la Reserva Federal y, en menor grado, las de la Tesorería y flujos de oro. Por ende, los cambios en la base se encuentran dominados por acciones de la Reserva Federal. En consecuencia, haciendo uso de la base monetaria se está incluyendo en el modelo una variable monetaria estratégica y claramente dependiente de las autoridades monetarias.

Respecto del uso analítico de la acción fiscal, ellos parten haciendo una revisión del elemental criterio keynesiano sobre la acción directa de los gastos fiscales, y la acción indirecta a través de su efecto en la tasa de interés. También se pasa revista al "enfoque portafolio" de Tobin discutiendo los efectos directos e indirectos en la actividad económica y sus variaciones de acuerdo con el financiamien-

---

<sup>6</sup> Esta cuestión se discutirá más adelante.

to de los gastos del Gobierno. Finalmente se argumenta que, aun la moderna teoría cuantitativa acepta que un déficit financiado por el sistema monetario sería necesariamente expansivo. Los gastos en alto empleo, en la forma como se han definido, incluyen tanto los por bienes y servicios como los por pagos de transferencias, ajustados de acuerdo a la influencia de la actividad económica. Los ingresos, ajustados de manera similar, reflejan primariamente cambios legislados en las tasas de impuesto del Gobierno Federal, incluyendo los impuestos de la Previsión Social (Social Security). Se incluirá de esta forma la segunda variable estratégica, independiente del nivel del PNB, pero que depende del manejo de las autoridades fiscales.

Ellos sostienen que otras influencias potenciales se miden indirectamente por el modelo. Su argumento es como sigue: Sea  $Y = \text{PNB}$ ;  $E$  gastos en alto empleo;  $R$  ingresos en alto empleo;  $B$  la base monetaria; y  $Z$  una variable que resume toda otra fuerza que influya en el gasto total. Luego se podría expresar su relación en términos de los cambios en cada variable, lo que da:

$$(1) \Delta Y = f(\Delta E, \Delta R, \Delta B, \Delta Z)$$

lo que, expresado como una relación estimada empíricamente, nos da:

$$(2) \Delta Y = \alpha_1 \Delta E + \alpha_2 \Delta R + \alpha_3 \Delta B + \alpha_4 \Delta Z$$

Luego suponen que las acciones monetarias y fiscales ejercen una influencia indirecta a través de  $\Delta Z$ . Expresaron esto por la relación siguiente:

$$(3) \Delta Z = b_0 + b_1 \Delta E + b_2 \Delta R + b_3 \Delta B$$

El reemplazo de (3) en (2) nos daría:

$$(4) \Delta Y = b_0 \alpha_4 + (\alpha_1 + b_1 \alpha_4) \Delta E + (\alpha_2 + b_2 \alpha_4) \Delta R + (\alpha_3 + b_3 \alpha_4) \Delta Z$$

Ellos concluyen que, efectuando una regresión de  $\Delta Y$  en  $\Delta E$ ,  $\Delta R$  y  $\Delta B$ , cada coeficiente expresaría los efectos directos e indirectos, en tanto que el término constante expresaría el efecto promedio de otras fuerzas sobre  $\Delta Y$ , las cuales funcionan a través de  $\Delta Z$ .

En esta etapa, a fin de probar las tres proposiciones, hacen una regresión entre las primeras diferencias de estas variables, empleando la Técnica de Rezagos de Almon, considerando una influencia de un rezago de cuatro períodos para cada variable. PNB, R y E son rendimientos trimestrales en billones de dólares medidos a tasas anuales, en tanto que cambios en B son cambios trimestrales en billones de dólares. Todas las variables están corregidas de variaciones estacionales. Dado que cambios en PNB, R y E son cambios de flujos, en tanto que cambios en B son cambios en stocks, a fin de probar la proposición I ellos propusieron el uso de los coeficientes beta.<sup>7</sup> Para probar la proposición II emplearon los "valores - t". Para probar la proposición III analizaron las características de la estructura de rezagos en las regresiones.

### III. COMENTARIOS

1. Para empezar, es importante revisar algunos comentarios anteriores. De Leeuw y Kalchbrenner<sup>8</sup> arguyeron, respecto del primer conjunto de supuestos que ya señalé en la sección anterior, en síntesis, que se interesan por el carácter exógeno de las variables independientes. En concreto, señalan que la Base Monetaria es una variable buena en el sentido de ser exógena respecto de criterios acerca de la confección de políticas, pero, como la definen A-J, en ciertas circunstancias podría ser no-exógena en el sentido estadístico. En particular, ellos estiman que los

<sup>7</sup> Véase Arthur S. Goldberger, "Econometric Theory", John Wiley & Sons Inc. (diciembre 1966), Nueva York, 197-200.

<sup>8</sup> F. de Leeuw y J. Kalchbrenner, "Monetary and Fiscal Actions: A Test of their Relative Importance in Economic Stabilization Comment". Federal Reserve Bank of St. Louis (Review 1969) 6-11.



préstamos considerados en la base monetaria son endógenos, y que toda vez que haya una escasa tendencia a que las respuestas endógenas, ocasionadas por estos préstamos sean compensadas por movimientos en otros componentes de la base, la base total no será estadísticamente una variable independiente. Si hubiera una tendencia a compenear estas respuestas, entonces, la base monetaria sería una medición adecuada de la acción monetaria. Ellos concluyen que como no es difícil pensar en que las reservas no tomadas en préstamo respondan en cualquier dirección a un cambio de aquellas dadas en préstamo, durante el período muestral de las regresiones, sería más adecuado representar, entonces, la política monetaria por una variable que excluya estos préstamos a los bancos miembros.

También, ellos arguyeron que el circulante, otro componente de la base monetaria, estaría también afectado de manera endógena. La demanda por circulante responde a movimientos en el ingreso o a alguna medición de las transacciones. Sin embargo, creen que en este caso habría un mecanismo automático orientado hacia una compensación, ya que el proceso usual por el cual el público obtiene más circulante involucra una reducción inicial en el efectivo en caja fuerte o en reservas bancarias. Pero de inmediato proporcionan evidencias respecto de años recién pasados, según las cuales, esto no ha sido así, y concluyen que un cambio endógeno en el circulante bien puede afectar la base monetaria, y que la base definida sin incluir circulante podría ser una variable más apropiada.

Además, consideran que se debe eliminar la influencia de la inflación en los ingresos efectivos. Ellos proponen reajustar los ingresos del último período a los precios actuales multiplicando los ingresos de pleno empleo por una relación del nivel general de precios de este período con el nivel general de precios del período anterior. Cuando sustraen de la cifra actual aquella cifra inflada del período anterior, obtienen la diferencia en ingreso de pleno empleo expresados en los precios de este período.

Empleando estas innovaciones, replicaron el modelo, encontrando diferencias significativas cuando todas, las tres innovaciones, se consideraron juntas.

A-J aceptaron el argumento de inflación en los ingresos fiscales, y demostraron que cuando ella se incluye individualmente no rechaza las conclusiones originales. Pero respecto de la base monetaria consideraron que el proceso de "pelar" la base monetaria (restando primero los préstamos a Bancos de la Reserva y luego el circulante en manos de los agentes no-bancarios) para llegar al concepto de "reservas no tomadas prestadas" puede hacer sentido estadísticamente en condiciones especiales, pero este proceso no tiene relevancia económica alguna dentro del contexto del cuerpo usual de teoría económica que ha evolucionado alrededor de la base monetaria.<sup>9</sup>

Este impasse entre las propiedades teóricas y estadísticas, que la forma reducida deberá lograr, fue solucionado por A-J con la presentación de evidencias para el período muestral de que realmente había ocurrido una "compensación" entre reservas tomadas prestadas y no tomadas prestadas durante el período muestral de 15 años. Hacen esto mediante una regresión entre cambios en reservas no tomadas prestadas y cambios en reservas tomadas prestadas hallando una correlación o compensación negativa.

2. Con respecto a nuestro segundo conjunto de supuestos, Schmidt y Waud publicaron un artículo que discute el empleo de la Técnica de Almon e ilustran con el artículo de A-J la poca atención que se da a las implicaciones y trampas asociadas con su uso.<sup>10</sup>

En resumen, su argumento consiste en demostrar la sensibilidad de los resultados cuando se cambian algunos parámetros de la técnica, en particular: la duración del re-

<sup>9</sup> L. C. Andersen & J. L. Jordan, "Monetary and Fiscal Actions: A Test of their Relative Importance in Economic Stabilization Reply", Federal Reserve Bank of St. Louis (Review 1969) 12-16.

<sup>10</sup> P. Schmidt y R. N. Waud, op. cit. Véase apéndice.

zago y el número de restricciones. Seguiré su argumento en la próxima sección, en la cual repetiremos su estudio.

3. Por último, esta "forma reducida" deja una sensación de vacío respecto de cualquier modelo macroeconómico. El mensaje que imparte todo modelo macroeconómico de corto plazo, toda vez que relacione el PNB con acciones fiscales o monetarias, es que su efecto directo e indirecto dependerá de ciertas características del ambiente, resumidas en términos tales, como velocidad de ingreso si se trata de la moderna teoría cuantitativa, o por la elasticidad a la tasa de interés de la demanda de dinero, la elasticidad a la tasa de interés de los gastos de inversión, la propensión marginal al consumo, etc., las cuales dependen en cierto modo de las expectativas y otros factores que pueden variar en el corto plazo.

Al efectuar simplemente la regresión de A-J, no se adquiere poder de predicción alguna. Cambios radicales en las variables que afectan los coeficientes pueden afectar las predicciones de A-J. Lo que tiene más probabilidades de concluirse de sus resultados es que, durante su período muestral, el ambiente ha afectado estas variables a fin de hacer el PNB más sensitivo a las acciones monetarias más bien que a las acciones fiscales. Lawrence S. Ritter proporciona algunas evidencias cuando demuestra que durante este período la velocidad del ingreso ha señalado una tendencia constante a aumentar, con pequeñas bajas durante las recesiones.<sup>11</sup> Probablemente este hecho afecta el resultado de A-J.

A fin de ilustrar este punto presentaré los resultados de la regresión en dos períodos muestrales, considerados distintos en cuanto a su ambiente: uno, cuando la tasa de desocupación está bajo 5 por ciento y, el otro, cuando está sobre 5 por ciento. Esto se hará en la Sección V.

<sup>11</sup> Lawrence S. Ritter, "Papel del Dinero en la Teoría Keynesiana", *Lecturas de Macroeconomía*, M. G. Mueller Editor, Holt, Rinehart and Winston, Inc., 1966, 168-180.

#### IV. REPETICION DEL MODELO DE A-J

##### a. El Modelo de A-J

Surgen dos problemas en la repetición del modelo de A-J (Ecuación 1.4). Uno consiste en las distintas fuentes de datos, y el segundo, en el programa de computación sobre Rezagos Distribuidos en forma Polinomial, empleando la Técnica de Rezagos de Almon. Como puede verse en el cuadro 1, ni De Leeuw-Kalchbrenner ni Schmidt-Waud pudieron duplicar exactamente el estudio original, arguyendo diferencias en sus programas de computación.

Desde distintas fuentes se obtuvieron los datos. Los de la base monetaria se recibieron directamente desde el Federal Reserve Bank of St. Louis. Los datos sobre Alto Empleo se obtuvieron del artículo de K. Carlson<sup>12</sup> desde 1947 hasta 1966 y, desde entonces de la publicación trimestral del Federal Bank of St. Louis, "Federal Budget Trends". Los datos sobre el PNB y la desocupación se obtuvieron del Business Statistic Biennial Supplement de 1971. El PNB, E y R se miden en billones de dólares y representan un flujo; B se mide en billones de dólares y representa una existencia. Todos los datos se corrigieron de variaciones estacionales.

En el cuadro 2 se presentan tres enfoques distintos como manera de repetir el resultado de A-J. Todos ellos difieren del trabajo original. Dos de ellos dan el mismo resultado entre sí; uno, usando simplemente el procedimiento de mínimos cuadrados, y el otro empleando la Técnica de Rezagos de Almon y suponiendo un polinomio de cuarto grado, imponiendo sólo una restricción de período extremo y presentando los resultados para un retraso de cuatro períodos para cada variable independiente.

Por cuanto  $p + 1$  puntos cualquiera en un espacio Eu-

---

<sup>12</sup> Op.cit.

## Cuadro N°1

Duplicaciones anteriores del modelo  
(I 1952 - II 1968)

Primeras Diferencias	Andersen - Jordan			De Leeuw - Kalchbrenner			Schmidt - Waud		
	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$
t	1,02 (0,49)	0,23 (0,67)	0,52 (1,68)				1,53 (0,66)	0,23 (0,65)	0,43 (1,38)
t - 1	5,46 (3,37)	0,37 (1,36)	0,02 (0,07)				6,33 (3,63)	0,31 (1,12)	0,07 (0,28)
t - 2	6,48 (4,10)	-0,21 (0,84)	-0,17 (0,64)				6,48 (3,61)	-0,20 (0,78)	-0,07 (0,27)
t - 3	3,05 (1,54)	-0,93 (3,10)	0,14 (0,39)				1,83 (0,84)	-0,80 (2,57)	0,15 (0,41)
Suma	16,01 (5,67)	-0,54 (0,89)	0,51 (0,67)	15,8 (5,5)	-0,50 (0,80)	0,50 (0,60)	16,18 (5,70)	-0,46 (0,77)	0,59 (0,75)
Constante	1,55 (1,22)			1,60 (1,20)			1,38 (1,05)		
R <sup>2</sup>	0,53			0,51			0,53		
S. E.	4,35			4,40			4,46		
D. W.	1,71						1,69		

Nota: Los coeficientes de regresión son las cifras superiores, y sus valores "t" aparecen debajo de cada coeficiente entre paréntesis. Los R<sup>2</sup> se ajustan por los grados de libertad. S. E. es el error estándar de la estimación, y D. W. es el estadístico de Durbin-Watson.

Cuadro N° 2.

Desplazaciones del artículo  
(1 1952 - II 1968)

Primeras Diferencias	Ecuación 1				Ecuación 2				Ecuación 3				
	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$
t	2,88 (1,14)	0,26 (0,69)	0,97 (2,50)	0,97 (2,50)	2,88 (1,14)	0,26 (0,69)	0,26 (0,69)	0,97 (2,50)	1,28 (0,63)	0,20 (0,58)	1,28 (0,63)	0,20 (0,58)	0,73 (2,30)
t - 1	5,00 (1,90)	0,23 (0,63)	-0,52 (1,20)	0,23 (0,63)	5,00 (1,90)	0,23 (0,63)	0,23 (0,63)	-0,52 (1,20)	6,19 (3,83)	0,40 (1,57)	6,19 (3,83)	0,40 (1,57)	0,02 (0,08)
t - 2	6,57 (2,62)	-0,10 (0,28)	0,33 (0,73)	0,33 (0,73)	6,57 (2,62)	-0,10 (0,28)	-0,10 (0,28)	0,33 (0,73)	6,67 (4,19)	-0,19 (0,79)	6,67 (4,19)	-0,19 (0,79)	-0,22 (0,82)
t - 3	1,26 (0,49)	-0,86 (2,50)	-0,17 (0,39)	-0,17 (0,39)	1,26 (0,49)	-0,86 (2,50)	-0,86 (2,50)	-0,17 (0,39)	2,21 (1,13)	-0,99 (3,37)	2,21 (1,13)	-0,99 (3,37)	0,25 (0,69)
Suma	15,71 (5,46)	-0,47 (0,73)	0,61 (0,73)	0,61 (0,73)	15,71 (5,46)	-0,47 (0,73)	-0,47 (0,73)	0,61 (0,73)	16,37 (5,93)	-0,58 (0,98)	16,37 (5,93)	-0,58 (0,98)	0,78 (1,04)
Constante	1,56 (1,21)				1,56 (1,21)				1,12 (0,89)		1,12 (0,89)		
R <sup>2</sup>	0,50				0,50				0,52		0,52		
S. E.	4,58				4,58				4,36		4,36		
D. W.	1,65				1,65				1,78		1,78		

Nota: Los coeficientes de regresión son las cifras superiores, y sus valores "t" aparecen bajo cada coeficiente, entre paréntesis. Los R<sup>2</sup> se ajustan por los grados de libertad. S. E. es el error estándar de la estimación, y D. W. es el estadístico de Durbin-Watson.

Cuadro N° 3  
 Medición de la importancia relativa de las acciones monetarias y fiscales  
 (Coeficientes Beta)

Trimestre	Andersen-Jordan			Ecuación 1			Ecuación 2		
	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$
t + 1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t	0,06	0,09	0,16	0,15	0,10	0,28	0,07	0,07	0,21
t - 1	0,31	0,14	0,01	0,27	0,08	-0,15	0,34	0,14	0,01
t - 2	0,37	-0,08	-0,05	0,35	-0,04	0,09	0,35	-0,07	-0,06
t - 3	0,17	-0,36	0,04	0,07	-0,30	-0,05	0,11	-0,35	0,07
t - 4	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Suma	0,91	-0,21	0,16	0,84	-0,16	0,17	0,88	-0,21	0,23

$$A_j = b_j \frac{\sum_{yy}}{\sum_{yy}}$$

$b_j$  = coeficiente de regresión

$\sum_{jj}$  = error estándar de  $x_j$

$\sum_{yy}$  = error estándar de Y

clideano de dos dimensiones yacen en algún polinomio de grado  $p$  que pase a través de ellos, fijando  $n$  (el número de coeficientes de rezago) igual a  $p$  no involucra restricción alguna; en este caso la técnica de rezagos polinomiales y de mínimos cuadrados son idénticas. Este es el caso en mi ecuación 2. En ese caso tenemos  $p = n = 4$ .

Luego la duda consiste en si A-J hacen esto realmente o consideran que la restricción del período extremo cercano debe ser cero, suponiendo que no hay efecto en  $\Delta$ PNB de hoy, proveniente de un aumento en  $\Delta$ B,  $\Delta$ R ó  $\Delta$ E, mañana. Si este último fuese el caso,  $n$  aumentaría a 5 y  $p < n$  nos daría  $n - p = 1$  restricciones. Por la manera en que ellos presentan los coeficientes Beta (considerando  $\beta_{t+1} = 0$  y  $\beta_{t-4} = 0$ ), este último parece tener más probabilidades de ser su caso. Así, consideraré mi ecuación 3 en el cuadro 2 como la repetición de su ecuación 1.4. Esta ecuación confirma la conclusión de A-J al probar las proposiciones. En el cuadro 3 los coeficientes Beta se presentan para el estudio de A-J y para mis ecuaciones 1 (que es igual a la 2) y 3.

Los coeficientes beta toman en consideración la variación pasada de cambios en cada variable independiente relativa a la variación pasada de cambios en el PNB. El tamaño de los coeficientes beta se toma como una medición de la contribución relativa de cada variable a la variación en el PNB en el período pasado. De acuerdo a esta regla, A-J concluyen que los coeficientes beta proporcionan prueba de que cambios en la base monetaria son mucho mayores y compatibles con evaluaciones teóricas que lo que son los cambios en gastos. Por ello rechazan la proposición I. Se puede derivar la misma conclusión de mi ecuación 3.

Para probar la proposición II ellos comparan los coeficientes de regresión relativos a sus errores estándar (valores  $t$ ). Ellos dicen que para aceptar la proposición II, los valores  $t$  para E deberían ser mayores que aquellos para B, porque valores  $t$  mayores dan más confianza en los coeficientes de regresión estimados. Un examen del cuadro N°4



Cuadro N° 4

**Medición de confiabilidad de la respuesta del PNB a las acciones monetarias y fiscales**  
 (Valores t de coeficientes de regresión)

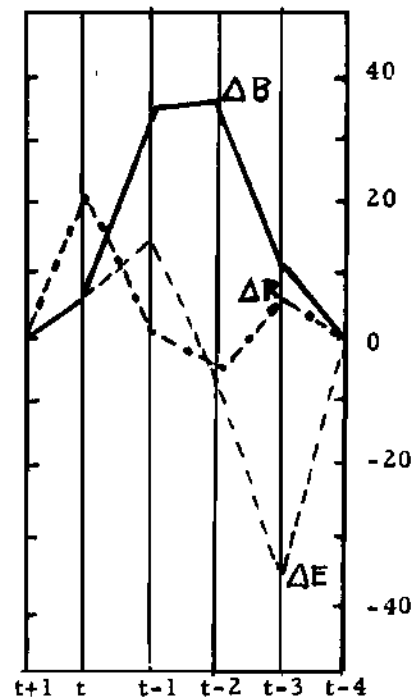
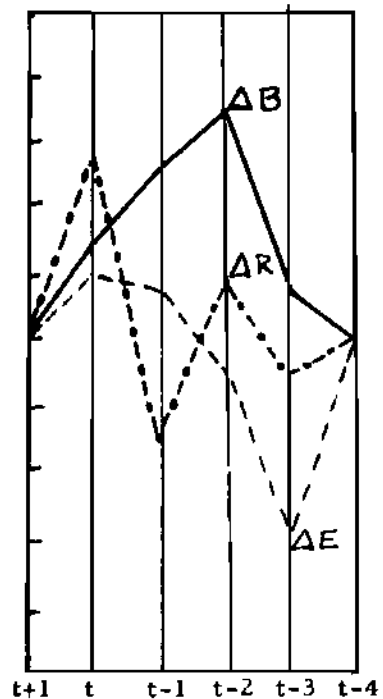
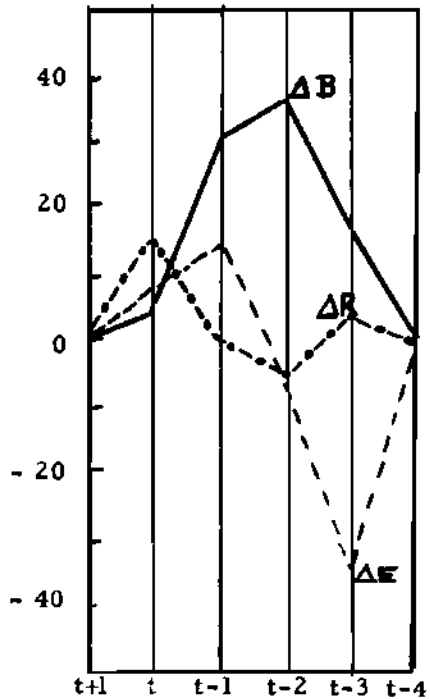
Trimestre	Andersen - Jordan			Ecuación 1			Ecuación 2		
	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$
t	0,49	0,67	1,68	1,14	0,69	2,50	0,63	0,58	2,30
t - 1	3,37	1,36	0,07	1,90	0,63	1,20	3,83	1,57	0,08
t - 2	4,10	0,84	0,64	2,62	0,28	0,73	4,19	0,79	0,82
t - 3	1,54	3,10	0,39	0,49	2,50	0,39	1,13	3,37	0,69
Suma =	5,67	0,89	0,67	5,46	0,73	0,75	5,93	0,98	1,04

GRAFICO N°1  
MEDICIONES DE RESPUESTAS A REZAGOS

Andersen  
Jordan

Ecuación 1 (2)

Ecuación 3



confirma de nuevo su conclusión, la cual, de acuerdo a este criterio, dice que la proposición II debería rechazarse, porque los valores  $t$  son en general mayores para  $\Delta B$  rezagada y la suma de los  $\Delta B$  rezagados que para los correspondientes a  $\Delta E$ .

La proposición III se prueba examinando las características de la estructura del rezago en las regresiones. La proposición III implica que los coeficientes beta para  $\Delta E$  deben ser mayores que los para  $\Delta B$  en el trimestre de un cambio y en los que le siguen de inmediato. Implica también que la respuesta principal del PNB a las acciones fiscales ocurre dentro de menos trimestres que su respuesta a las acciones monetarias.

Un examen del Gráfico N°1 induce a un rechazo de la Proposición III.

Según mi ecuación 3, todas estas pruebas dan las mismas conclusiones como las obtenidas por A-J.

b. El argumento de Schmidt y Waud sobre el uso de la Técnica de Rezagos de Almon

Schmidt y Waud citan el estudio de A-J como un ejemplo de cómo se da un uso arbitrario a la Técnica de Rezagos de Almon.

En primer lugar, arguyen que A-J no tuvieron necesidad de restringirse a conjuntos de regresiones con la misma duración de rezago para cada variable independiente. Suponiendo que éste habría de ser el caso, ellos sostienen que A-J debieron, a lo menos, haber buscado la óptima ecuación de regresión por el criterio de minimizar el error estándar de regresión, y haber visto si las conclusiones sugeridas fueron en alguna forma distintas a las que ellos informaron.

Empleando este criterio, buscaron hasta ocho períodos hacia atrás, y hallaron que un retraso de siete períodos con restricciones de períodos extremos da el error estándar mínimo. Sus resultados y los míos aparecen en el cuadro 5.

En sus resultados, las diferentes conclusiones que pueden derivarse respecto de las de A-J son más significativas

Cuadro N°5

**El argumento de Schmidt y Waud sobre el retraso del período,  
minimizando el error del cuadrado, manteniendo las restricciones  
punto final**

(1 1952 - II 1968)

	Schmidt - Waud Error estándar míni- mo restringido.			Duplicación del traba- jo. Error estándar mínimo restringido.		
	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$
0	2,09 (0,96)	0,53 (1,76)	0,18 (0,90)	3,90 (2,39)	0,46 (1,81)	0,29 (1,53)
1	4,63 (2,73)	0,26 (1,07)	0,04 (0,16)	6,53 (4,95)	0,14 (0,67)	0,22 (1,04)
2.	5,76 (4,40)	-0,19 (1,04)	-0,15 (0,51)	6,81 (5,62)	-0,33 (1,80)	0,07 (0,28)
3	4,68 (2,71)	-0,46 (2,03)	-0,23 (0,76)	4,64 (3,12)	-0,60 (2,80)	-0,01 (0,04)
4	1,69 (1,06)	-0,39 (1,92)	-0,14 (0,53)	0,73 (0,56)	-0,51 (2,70)	0,04 (0,16)
5	-1,87 (1,34)	-0,04 (0,22)	0,05 (0,17)	-3,21 (2,50)	-0,13 (0,78)	0,18 (0,70)
6	-3,60 (2,24)	0,27 (1,11)	0,18 (0,69)	-4,62 (3,08)	0,22 (1,13)	0,25 (1,03)
7	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Suma	13,38 (3,49)	-0,04 (0,04)	-0,07 (0,05)	14,80 (4,02)	-0,75 (4,02)	1,03 (0,87)
Constante	3,00 (1,63)			1,52 (0,91)		
$R^2$	0,59			0,56		
S. E.	4,01			4,04		
D. W.	1,93			1,88		

Nota: Los coeficientes de regresión son las cifras superiores, y sus valores "t" aparecen bajo cada coeficiente entre paréntesis. Los  $R^2$  se ajustan por los grados de libertad. S.E. es el error estándar de la estimación, y D.W. es el estadígrafo Durbin-Watson.

Cuadro N°6

El argumento de Schmidt y Waud manteniendo igual retraso del período para toda variable explicativa pero sin restricciones de períodos extremos  
(I 1952 - II 1968)

	Schmidt y Waud Error estándar mí- nimo no restringido			Duplicación del traba- jo. Error estándar mí- nimo no restringido		
	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$
0	1,31 (0,47)	0,07 (0,17)	0,59 (1,80)	3,84 (1,78)	-0,15 (0,44)	0,88 (2,75)
1	6,12 (2,54)	0,53 (1,57)	0,04 (0,16)	7,90 (4,35)	0,35 (1,19)	0,24 (0,93)
2	7,06 (3,84)	-0,02 (0,10)	-0,23 (0,76)	8,15 (5,45)	-0,19 (0,88)	-0,03 (0,11)
3	4,90 (2,86)	-0,54 (2,16)	-0,29 (0,88)	5,17 (3,34)	-0,69 (2,88)	0,03 (0,12)
4	0,92 (0,48)	-0,49 (1,89)	-0,21 (0,69)	0,30 (0,18)	-0,63 (2,52)	0,09 (0,32)
5	-3,11 (1,72)	0,12 (0,51)	-0,12 (0,44)	-4,40 (2,76)	-0,02 (0,12)	0,06 (0,23)
6	-4,95 (2,64)	0,73 (2,51)	-0,19 (0,60)	-6,19 (3,61)	0,60 (2,46)	-0,13 (0,46)
7	-1,86 (0,84)	0,27 (0,83)	-0,61 (1,55)	-1,59 (0,82)	0,14 (0,53)	-0,54 (1,51)
Suma =	10,37 (2,60)	0,66 (0,59)	-1,01 (0,70)	13,21 (3,72)	-0,59 (0,95)	0,65 (1,30)
Constante =	4,31 (2,25)			2,24 (1,28)		
R <sup>2</sup>	0,62			0,61		
S. E.	3,85			3,83		
D. W.	2,06			2,14		

Nota: Los coeficientes de regresión son las cifras superiores, y sus valores "t" aparecen bajo cada coeficiente entre paréntesis. Los R<sup>2</sup> se ajustan por los grados de libertad. S. E. es el error estándar de la estimación, y D. W. es el estadístico Durbin-Watson.

Cuadro N° 7

Argumento de Schmidt y Waud con diferencias en el retraso  
del período y puntos finales no restringidos  
(I 1952 - II 1968)

	Schmidt y Waud Error estándar mínimo no restringido. Retraso variable			Duplicación del trabajo. Error estándar mínimo no restringido. Retraso variable.		
	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$
0	1,14 (0,44)	-0,02 (-0,05)	1,20 (3,35)	1,48 (0,70)	-0,06 (-0,18)	1,26 (3,68)
1	6,01 (3,33)	0,42 (1,24)	-0,89 (-2,27)	8,69 (5,54)	0,32 (1,02)	-0,57 (-1,50)
2	6,87 (4,19)	0,19 (0,75)	0,68 (1,68)	8,58 (5,88)	-0,17 (-0,70)	0,63 (1,54)
3	4,87 (3,68)	-0,65 (-2,67)	-0,62 (-1,60)	4,79 (3,72)	-0,76 (-3,36)	-0,24 (-0,63)
4	1,34 (0,96)	-1,11 (-3,61)	0,20 (0,48)	0,16 (0,12)	-0,80 (-2,83)	0,45 (1,18)
5	-2,26 (-1,79)	0,68 (2,11)		-3,29 (-2,61)	0,22 (0,81)	
6	-4,31 (-3,15)			-4,30 (-3,14)		
7	-3,03 (-1,97)			-2,44 (-1,71)		
8	3,51 (1,56)			2,00 (0,97)		
Suma	= 14,15 (4,57)	-0,49 (-0,59)	0,57 (0,55)	15,65 (4,86)	-1,23 (-1,56)	1,53 (1,59)
Constante =	2,32 (1,98)			1,14 (0,81)		
$R^2$	0,66			0,62		
S. E.	3,63			3,81		
D. W.	1,79			2,03		

Nota: Los coeficientes de regresión son las cifras superiores, y sus valores "t" aparecen bajo cada coeficiente entre paréntesis. Los  $R^2$  se ajustan por los grados de libertad. S. E. es el error estándar de la estimación, y D. W. es el estadístico Durbin-Watson.

que en mis resultados para el mismo argumento.

Similarmente en los cuadros 6 y 7, se liberan las restricciones de períodos extremos. Primero, en el cuadro 6 duplicamos sus conclusiones de que, liberando las restricciones de períodos extremos, un rezago de ocho períodos minimizaría el error estándar de la regresión. En el cuadro 7, se obtienen reducciones adicionales en el error estándar de la regresión variando los períodos de rezago de cada variable independiente. En este último caso, hallaron que ocho períodos retrasados para  $\Delta B$ , cinco períodos retrasados para  $\Delta E$  y cuatro períodos retrasados para  $\Delta R$  darían la regresión óptima con un polinomio de cuatro grados y ninguna restricción de períodos extremos.

Su argumento consiste en que, a menos que se tuvieran informaciones a priori respecto del grado del polinomio que los coeficientes podrían imponer, respecto de la estructura de las variables independientes, y respecto de las restricciones de períodos extremos, se debería tener cautela para ver toda combinación posible de ellos y buscar la mejor regresión minimizando su error estándar. Tal procedimiento podría cambiar las conclusiones de A-J.

En particular, hallan que, según su ecuación en el cuadro 7, el argumento que proporcionaron A-J para explicar los cambios de signo de los coeficientes ya ha dejado de ser válido. Es decir, el efecto "desplazamiento" de los gastos fiscales sobre los gastos privados ("crowding out" effect of government expenditures on private expenditures), puede explicar un cambio de signo, pero no dos, como ocurre en su regresión. Además, los resultados originales de A-J no señalan cambios significativos en los signos para los coeficientes de  $\Delta B$  y  $\Delta R$  como aparecen en la ecuación en el cuadro 7.

Mis resultados no reproducen exactamente aquellos de Schmidt y Waud, pero su argumento permanece válido respecto de reducciones sucesivas en el error estándar y los cambios significativos de signo en todas las variables.

## V. MUESTRA MAYOR Y SUB-MUESTRAS SEGUN TASAS DE DESOCUPACION

En esta sección haré dos cosas. Primero, aumentar el período muestral considerando datos desde el primer trimestre de 1948 al cuarto trimestre de 1971, o sea, un aumento de nueve años respecto del período muestral original. Segundo, dividir este nuevo período muestral en dos sub-muestras de acuerdo a niveles de desocupación. El primer período sub-muestral incluirá aquellos años en que la tasa de desocupación era inferior al cinco por ciento, y el segundo período sub-muestral incluirá aquellos años en que la tasa de desocupación era superior al cinco por ciento.

Esta es una manera arbitraria de definir los años de depresión, pero para un primer orden de aproximación me interesa por ver si hay un cambio significativo en las conclusiones derivadas del artículo de A-J.

La ecuación a usarse será precisamente la que estoy considerando y que repite el estudio de A-J (ecuación 3), es decir, considerando retrasos distribuidos con la Técnica Almon con cuatro períodos de rezago, restricciones en ambos períodos extremos y un polinomio de cuarto grado. Se hace esto para permanecer dentro del espíritu de su modelo.

En el cuadro 8 se dan los resultados para los tres casos: el período entero; y ambas sub-muestras. Para el período entero se puede ver que la suma de los coeficientes retrasados se hace estadísticamente más significativa para  $\Delta B$  y  $\Delta E$ , pero no para  $\Delta R$ . El término constante aumenta y se hace estadísticamente significativo. El error estándar aumenta.

En general, para el período entero y para las submuestras, los resultados son similares a los de A-J. Los coeficientes beta siguen siendo mayores para  $\Delta B$  que los correspondientes para  $\Delta E$ . Además, la medición del apor-



Cuadro N° 8

## Coeficientes de regresión

	Período entero (1948 - IV 1971)			Años de no-depresión (Desocupación bajo 5%)			Años de depresión (Desocupación sobre 5%)		
	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$
0	2,68 (1,56)	0,29 (1,47)	0,38 (1,81)	3,21 (1,56)	0,18 (0,76)	0,23 (0,98)	3,26 (1,06)	0,38 (0,91)	0,19 (0,41)
1	4,20 (3,14)	-0,05 (-0,33)	0,08 (0,48)	7,42 (4,18)	-0,05 (-0,26)	-0,08 (-0,42)	1,69 (0,72)	-0,03 (-0,08)	0,18 (0,42)
2	3,71 (2,77)	-0,39 (-2,48)	-0,12 (-0,70)	5,94 (3,38)	-0,51 (-2,82)	-0,18 (-0,98)	1,84 (0,78)	-0,13 (-0,39)	-0,09 (-0,22)
3	1,70 (0,97)	-0,39 (1,89)	-0,01 (-0,06)	0,26 (0,12)	-0,74 (-3,16)	0,03 (0,12)	3,57 (1,17)	0,19 (0,41)	-0,34 (-0,60)
4	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Suma	-12,29 (7,36)	-0,54 (-1,50)	0,33 (0,91)	16,83 (5,91)	-1,12 (2,73)	-0,01 (0,00)	10,35 (4,06)	0,41 (0,49)	-0,07 (0,06)
Constante	3,47 (4,04)			3,82 (3,22)			3,08 (2,04)		
R <sup>2</sup>	0,48			0,50			0,38		
S.E.	5,17			4,66			5,86		
D.W.	1,72			1,57			2,17		

Nota: Los coeficientes de regresión son las cifras superiores, y sus valores "t" aparecen bajo cada coeficiente entre paréntesis. Los R<sup>2</sup> se ajustan por los grados de libertad. S.E. es el error estándar de la estimación, y D.W. es el estadístico de Durbin-Watson.

## Cuadro N° 9

Medición de la importancia relativa de las acciones monetarias y fiscales  
(Coeficientes Beta)

(I 1949 - IV 1971)

Trimestre	Período entero			No depresión			Depresión		
	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$
t + 1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t	0,17	0,12	0,15	0,18	0,07	0,07	0,22	0,14	0,06
t - 1	0,27	-0,02	0,03	0,38	-0,02	-0,02	0,12	-0,01	0,06
t - 2	0,23	-0,16	-0,05	0,29	-0,22	-0,05	0,13	-0,05	-0,03
t - 3	0,10	-0,15	0,00	0,01	-0,35	0,01	0,23	0,06	-0,09
t - 4	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Suma =	0,77	-0,21	0,13	0,86	-0,52	0,01	0,71	0,14	0,00

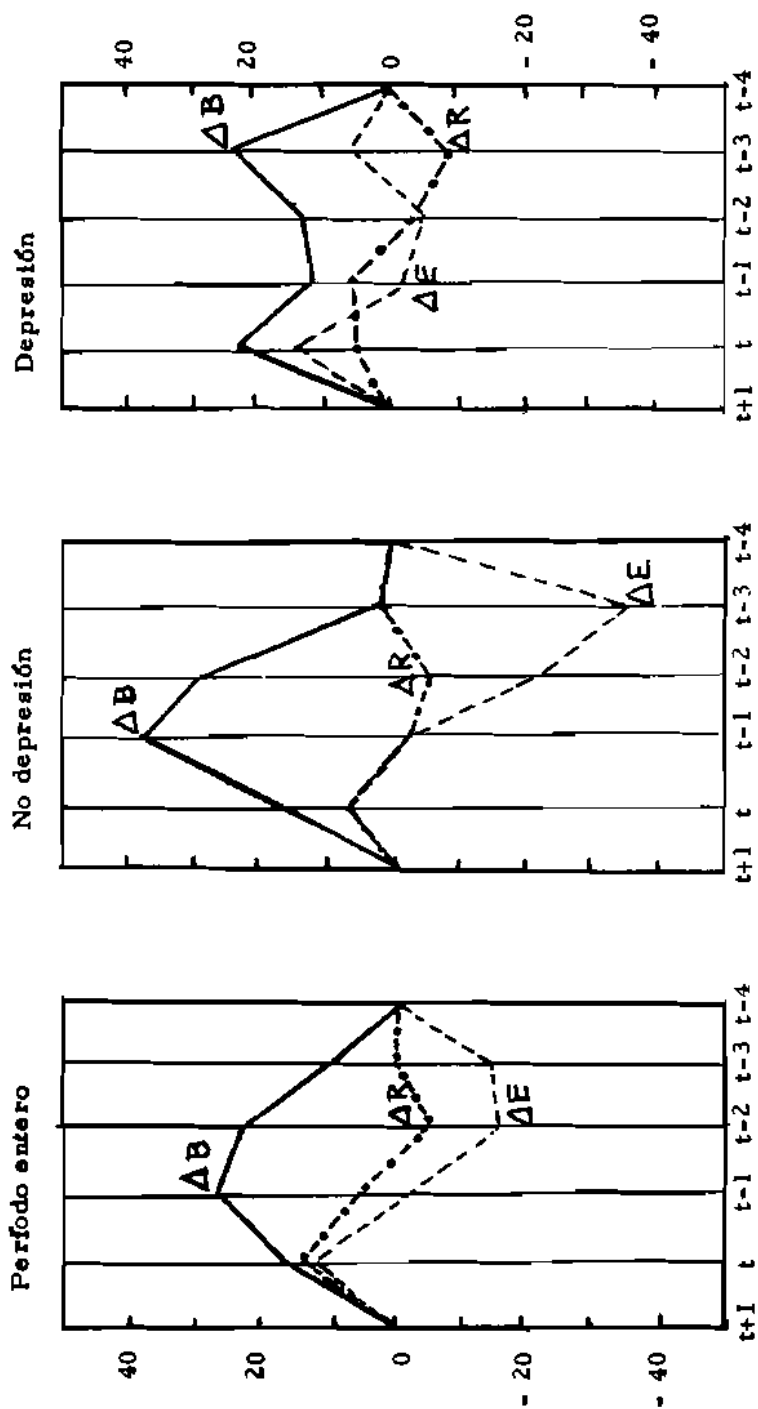
Cuadro N°10

Medición de la confiabilidad de la respuesta del PNB a las acciones monetarias y fiscales

(valores t de coeficientes de regresión)

Trimestre	Período entero			No depresión			Depresión		
	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$	$\Delta B$	$\Delta E$	$\Delta R$
t	1,56	1,47	1,81	1,51	0,76	0,23	1,06	0,91	0,41
t - 1	3,14	0,33	0,48	4,18	0,26	0,42	0,72	0,08	0,42
t - 2	2,77	2,49	0,70	3,38	2,82	0,98	0,78	0,39	0,22
t - 3	0,97	1,89	0,06	0,12	3,16	0,12	1,17	0,41	0,60
Suma =	7,36	1,50	0,91	5,91	2,73	1,23	4,06	0,49	0,64

GRAFICO N° 2  
 MEDICIONES DE RESPUESTAS A REZAGOS



te total a través de los cuatro trimestres, y la suma de los coeficientes beta para cambios en la base monetaria, son mucho mayores que aquellas para cambios en los gastos. Los estadígrafos-t también son mayores para cambios en la base monetaria que en los gastos; la estructura de rezagos (gráfico N°2) también favorece las acciones monetarias.

Sin embargo, lo que es importante notar son los cambios relativos que ocurren cuando consideramos ambas sub-muestras aparte. Los coeficientes beta cambian signos para la suma que representa el efecto total de los gastos fiscales. Durante años de depresión se hicieron positivos, lo que es compatible con lo que nos dice la teoría macroeconómica. Además se reduce la importancia de las acciones monetarias, lo que también es compatible con la teoría macroeconómica. El efecto total en los ingresos en ambas sub-muestras es estadísticamente no-significativo.

En resumen, una variación simple del modelo incluyendo una medición de la depresión y aplicando el modelo en períodos diferentes proporciona significativos cambios en las conclusiones del estudio de A-J.

Se obtuvieron los mismos resultados cuando fue procesado con una variable distinta representando la acción fiscal. Se incluyó RME representando ingresos de alto empleo menos gasto de alto empleo en lugar de ingresos y gastos por separado. Este modelo dio los mismos cambios significativos en los coeficientes beta para años de no-depresión y de depresión. Para los años de depresión se hicieron negativos, lo que sería nuevamente compatible con la teoría macroeconómica. Aumentos en el superávit presupuestario de alto empleo afectarían negativamente los cambios en el PNB. Los cuadros 11, 12 y 13 presentan estos resultados.

Cuadro N° 11

## Coeficientes de regresión

	Período emero		Años de no-depresión		Años de depresión	
	$\Delta B$	$\Delta RME$	$\Delta B$	$\Delta RME$	$\Delta B$	$\Delta RME$
0	3,39 (1,94)	0,03 (0,21)	3,22 (1,45)	0,05 (0,25)	3,79 (1,31)	-0,12 (-0,36)
1	4,48 (3,32)	0,12 (0,92)	6,46 (3,47)	0,05 (0,34)	2,32 (1,09)	0,22 (0,82)
2	3,15 (2,33)	0,19 (1,50)	4,12 (2,24)	0,21 (1,40)	1,93 (0,88)	0,10 (0,38)
3	0,73 (0,41)	0,17 (1,00)	-1,44 (-0,61)	0,37 (1,97)	3,00 (1,05)	-0,37 (-1,02)
4	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Suma	11,76 (8,71)	0,52 (1,73)	12,36 (6,06)	0,68 (1,94)	11,05 (5,12)	0,16 (-0,23)
Constante	3,34 (4,02)		3,47 (2,80)		3,08 (2,45)	
R <sup>2</sup>	0,42		0,41		0,36	
S. E.	5,38		5,19		5,71	
D. W.	1,49		1,15		2,07	

Nota: Los coeficientes de regresión son las cifras superiores, y sus valores "t" aparecen bajo cada coeficiente entre paréntesis. Los R<sup>2</sup> se ajustan por los grados de libertad. S.E. es el error estándar de la estimación, y D.W. es el estadístico Durbin-Watson.

Cuadro N°12

**Medición de la importancia relativa de las acciones monetarias y fiscales modelo 2**  
(Coeficientes Beta)

Trimestre	Período entero		No depresión		Depresión	
	$\Delta B$	$\Delta RME$	$\Delta B$	$\Delta RME$	$\Delta B$	$\Delta RME$
t + 1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t	0,22	0,01	0,18	0,02	0,26	-0,05
t - 1	0,29	0,05	0,33	0,02	0,17	0,08
t - 2	0,20	0,09	0,20	0,09	0,13	0,03
t - 3	0,04	0,08	-0,07	0,17	0,19	-0,11
t - 4	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Suma</b>	<b>0,75</b>	<b>0,23</b>	<b>0,64</b>	<b>0,30</b>	<b>0,75</b>	<b>-0,05</b>

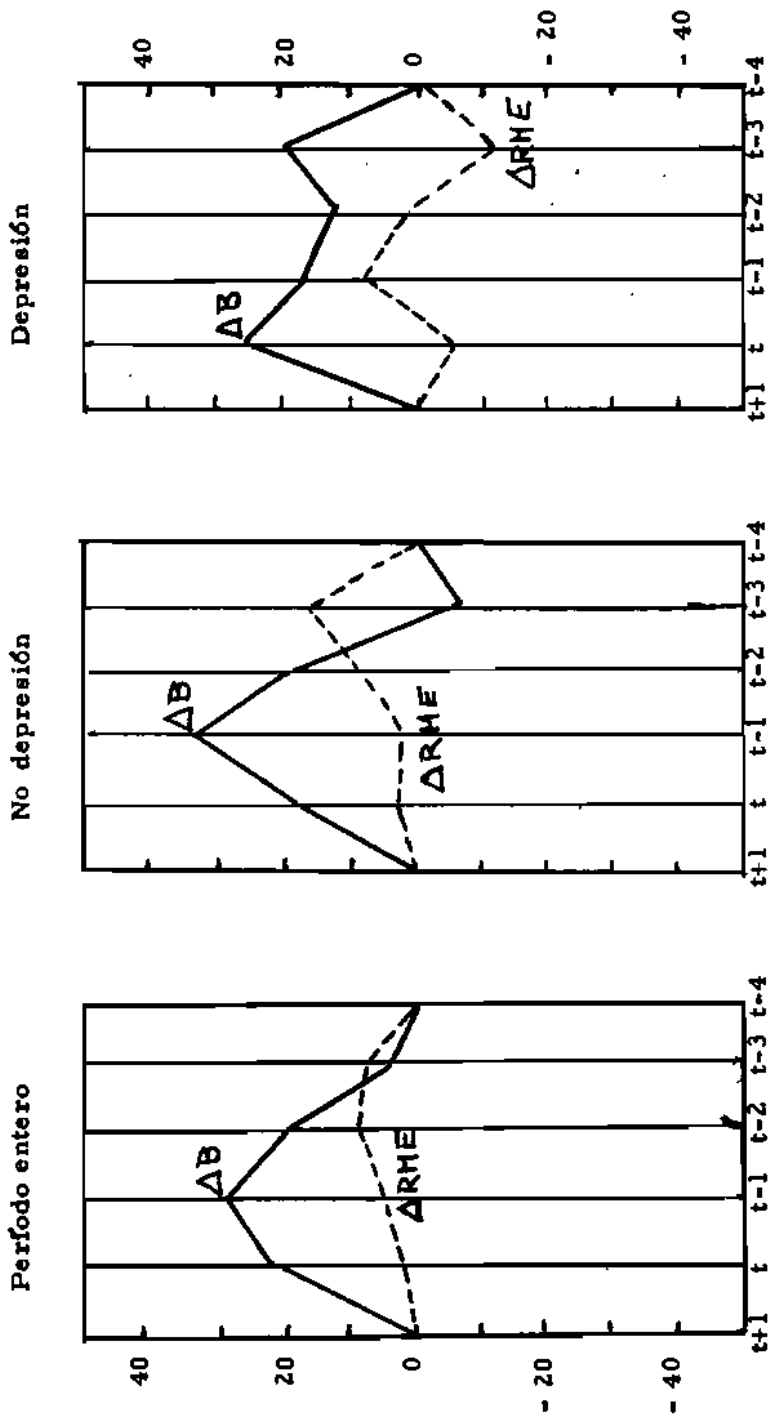
Cuadro N° 13

Medición de la confiabilidad de la respuesta del PNB a las acciones  
monetarias y fiscales  
(valores t de los coeficientes de regresión)

Trimestre	Período entero		No depresión		Depresión	
	$\Delta B$	$\Delta RME$	$\Delta B$	$\Delta RME$	$\Delta B$	$\Delta RME$
t	1,94	0,21	1,45	0,25	1,31	0,36
t - 1	3,32	0,98	3,47	0,34	1,09	0,82
t - 2	0,73	1,50	2,24	1,40	0,88	0,38
t - 3	0,41	1,00	0,61	1,97	1,05	1,02
Suma	8,71	1,73	6,06	1,94	5,12	0,23



GRAFICO N° 3  
 MEDICIONES DE RESPUESTAS A REZAGOS



## VI. CONCLUSIONES

Una breve revisión de los comentarios anteriores y la clasificación del período muestral en dos sub-muestras de acuerdo a los niveles de desocupación, permite una crítica severa de la forma reducida de A-J para probar proposiciones tan importantes respecto de acciones fiscales y monetarias.

La dificultad de introducir en la "forma reducida" variables exógenas en el sentido de "confección de políticas", las cuales sean al mismo tiempo válidas con respecto a la teoría económica y a las consideraciones estadísticas del modelo, constituye un primer conjunto de críticas. Si uno sigue leal a las consideraciones estadísticas, bien puede terminar con un modelo carente de interpretación económica respecto de las proposiciones a probarse. Si uno sigue leal a las relaciones analíticas, puede violar importantes propiedades estadísticas del modelo. Este último parece ser el caso en el modelo A-J.

El empleo de la Técnica de Rezagos de Almon invita un segundo conjunto de críticas. El empleo de la Técnica Almon supone consideraciones a priori respecto del modelo. Si estas consideraciones a priori son verdaderas, entonces el modelo gana precisión. Si las consideraciones a priori no son verdaderas, entonces el modelo puede estar sujeto a estimaciones sesgadas e incompatibles y conducir a pruebas no-válidas. Los supuestos de A-J sobre los parámetros a usarse al aplicar la técnica no están bien justificados. Por lo tanto, uno se tienta por dudar de su validez y probar otras combinaciones.

Por último, aplicando sentido común en macroeconomía respecto del debate entre Fiscalistas y Monetaristas, una simple est ratificación de la muestra en años de depresión y no-depresión demuestra que algunas conclusiones son sensitivas a estos cambios en la coyuntura en que las acciones se colocan.

En resumen, el análisis macroeconómico parece ser

más complicado y sensitivo a los cambios coyunturales de lo que la teoría económica supone sea el caso, al menos, en la forma reducida que A-J aplicaron. En este sentido, el empleo de técnicas sofisticadas como la Técnica de Rezagos de Almon puede ayudar más para abrir el debate entre los econométristas que para ayudar a explicar el mundo real. Para probar proposiciones tan importantes como las que A-J prueban en su artículo, es probable que se necesitarán modelos más elaborados para tomar en cuenta otros aspectos importantes de la teoría macroeconómica, los cuales, sí tienen importancia en este debate. Si este último ha de ser el caso, las pruebas de A-J sobre las proposiciones I, II y III pierden validez.

Esta última cuestión refuerza el corolario al criterio de que el tamaño de los multiplicadores depende del estado inicial de la economía, una búsqueda de multiplicadores con valores numéricos "estables" o constantes sería probablemente improductiva.<sup>13</sup>

---

<sup>13</sup> Branson, W. H., *Macroeconomic Theory and Policy*, Harper & Row, Publishers, 1972, p. 225.

## APENDICE

### La Técnica de Rezagos de Almon\*

Considérese el modelo de rezagos más simple.

$$Y_t = w_0 X_t + w_1 X_{t-1} + \dots + w_n X_{t-n} + E_t \quad (1)$$

donde  $Y_t$  es el valor de la variable dependiente  $Y$  en el período  $t$ ,  $X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-n}$  son los valores del regresor  $X$  en los períodos  $t, t-1, \dots, t-n$ ; y  $E_t$  es el valor del residuo en el período  $t$ . Nótese que el regresor  $X$  influye la variable dependiente  $Y$  contemporáneamente y con un rezago de hasta  $n$  períodos.

Mientras la longitud del rezago,  $n$  sea finita y menor que el número de observaciones, los coeficientes de regresión (o "ponderaciones")  $w_i$  pueden estimarse mediante la sencilla aplicación del método de mínimos cuadrados. En efecto, mientras los residuos  $E_t$  se comporten en forma "adecuada"<sup>1</sup> las estimaciones de mínimos cuadrados correspondiente tendrán las propiedades óptimas, especialmente, serán insesgados consistentes y eficientes, y conducirán a test válidos acerca de las hipótesis respecto a las ponderaciones  $w_i$ .

A pesar de estas deseables propiedades de los estimadores mínimo cuadrados, sin embargo, puede a veces sentirse la impresión de que los estimadores mínimos cuadrados no son lo suficientemente precisos, en algún sentido. Por ejemplo, dentro del presente contexto se da a menudo el caso, de que exista un alto grado de multicolinealidad

\* Traducción del punto dos, del artículo de Peter Schmidt y Roger N. Waud, "The Almon Lag Technique and the Monetary versus Fiscal Policy Debate" *JASA* marzo, 1973.

<sup>1</sup> Es decir, idéntica e independientemente distribuidos conforme a una  $N(0, \sigma^2)$ .

en las variables  $X_t, X_{t-1} \dots X_{t-n}$ ; como resultado de ello, la mayoría o todos los coeficientes de regresión estimados podrán ser estadísticamente insignificantes, e inferencias poderosas acerca de las verdaderas ponderaciones serán imposibles de hacer. En tal caso, una solución al problema es introducir información a priori en el proceso de estimación, típicamente mediante la imposición de restricciones para las verdaderas ponderaciones. Esta es una solución al problema debido a que introduciendo tales restricciones, si acaso son verdaderas, conducirán a estimaciones que son insesgadas, consistentes, y más eficientes que los estimadores mínimos cuadrados; los test de hipótesis que conciernen a las verdaderas ponderaciones serán válidos y más poderosos que aquellos test basados en la estimación por mínimos cuadrados. Por otra parte, debe enfatizarse que el hecho de imponer restricciones que no son verdaderas nos lleva a estimadores sesgados e inconsistentes y a test que no son verdaderos.<sup>2</sup> Debe quedar en claro, entonces, que restricciones a priori no debieran imponerse en forma casual o sin pensarse dos veces; a no ser que las restricciones sean verdaderas, ellas generalmente sólo empeoran las cosas.

La esencia de la Técnica de Rezagos (o Rezagos Polinomiales) de Almon<sup>3</sup> consiste en estimar el modelo de rezagos distribuidos sujeto a la restricción de que las ponde-

<sup>2</sup> Es cierto que la imposición de restricciones erradas pueden en ciertos casos proporcionar estimadores que tienen un menor error cuadrado medio que los estimadores mínimos cuadrados, al menos para algunos valores de los parámetros. Sin embargo, aun en este caso, los test de hipótesis comunes no serán válidos. Aun más, resulta de alguna forma dificultoso detectar aquellos casos en que una restricción errada disminuye el error cuadrado medio, véase Toro-Vizcarrando, C y Wallace, T. D. "A Test of the Mean Square Error Criterion for Restrictions in linear Regression" *Journal of the American Statistical Association*, 63 (June 1968) 558-72.

<sup>3</sup> Almon, S. "The Distributed lag Between capital appropriation and Expenditures", *Econometría* 33 (enero 1965), 178-96.

raciones sigan un polinomio de grado  $p$ . En forma explícita, se supone que existen parámetros  $\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_p$  tales que

$$w_i = \lambda_0 + \lambda_1 i + \lambda_2 i^2 + \dots + \lambda_p i^p$$

$$i = 0, 1, \dots, n \quad (2)$$

$$p \leq n$$

Esencialmente, lo que esto hace es reducir el número de parámetros desde  $n+1$  ( $w_0, w_1, \dots, w_n$ ) a  $p+1$  ( $\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_p$ ). Kmenta<sup>4</sup> tiene una excelente y legible descripción del procedimiento involucrado en la estimación de los "nuevos" parámetros ( $\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_p$ ) y en la transformación de éstos en las ponderaciones originales ( $w_0, w_1, \dots, w_n$ ).

Cuan restrictiva es la condición (2) depende, por cierto, en las magnitudes de  $p$  y  $n$ . En el caso extremo en que  $p = n$ , ésta no es ninguna restricción, ya que cualquiera  $n + 1$  puntos en un espacio Euclideo de dos dimensiones yacen en algún polinomio de grado  $n$  que pase a través de ellos. Por otro lado, si  $p \leq n$ , entonces sí que es una restricción el suponer que  $n + 1$  ponderaciones yazcan en un polinomio de grado  $p$ ; para un  $n$  dado, la restricción será más severa mientras menor sea  $p$ . Podemos intuir, de hecho, que tenemos esencialmente  $n - p$  restricciones, ya que ganamos  $n - p$  grados de libertad al reemplazar los  $n + 1$  parámetros "antiguos" por los  $p + 1$  parámetros nuevos. De ahí que seleccionar  $n=p$  no involucra restricción alguna; en este caso, la técnica de rezagos polinomiales y la de mínimos cuadrados son idénticas.

Finalmente, al igual que con cualquier otra restricción a priori, imponer la restricción de que las ponderaciones yacen en un polinomio conducirá a estimaciones más eficientes y a tests más poderosos en la medida que la res-

<sup>4</sup> Kmenta, J. *Elements of Econometrics*. Nueva York: Mac Millan Co; 1971. pp. 492-3.

tricción sea verdadera, y conducirá a estimadores sesgados e inconsistentes y a tests falsos si la restricción es falsa. Esta segunda posibilidad debe mantenerse en mente, especialmente, debido a que la técnica de rezagos polinomiales se aplica a menudo sin someterla a mayores consideraciones respecto al  $\lambda$  porque se daría el caso de que la restricción polinomial sea verdadera.

### 1. Imposición de restricciones en los "períodos extremos"

Se sugiere a veces que una o ambas restricciones

$$w_{-1} = 0 \quad ; \quad w_{n+1} = 0 \quad (3)$$

sean impuestas en la estimación. (De hecho, Almon sugiere las restricciones  $w_{-1} = 0$  y  $w_n = 0$ ; en todo caso la idea es la misma). Expresada en términos de las definiciones de las  $w$ 's, esto involucra las siguientes restricciones lineales para los nuevos parámetros  $\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_p$ .

$$\begin{aligned} \lambda_0 - \lambda_1 + \lambda_2 \pm \dots \pm \lambda_p &= 0 \\ \lambda_0 + (n+1)\lambda_1 + (n+1)^2\lambda_2 + \dots + (n+1)^p\lambda_p &= 0 \end{aligned} \quad (4)$$

Al igual que con otras restricciones, la imposición de éstas aumenta la eficiencia de la estimación si acaso las restricciones son verdaderas, y conduce a estimadores sesgados e inconsistentes si las restricciones son falsas.<sup>5</sup>

Desgraciadamente, nunca se ha avanzado razón convincente alguna respecto al porqué estas restricciones en los "períodos extremos" son verdaderas.

<sup>5</sup> Véase Trivedi P. K. "A Note on the Application of Almony Method of Calculating Distributed Lag Coefficients", *Metroeconomía*, 22 (September-December 1970), 281-6.

Por ejemplo, Almon sólo señala, sin ninguna argumentación, que siempre querremos implantarlas. Esto no queda tan claro. Consideremos, por ejemplo, la restricción  $w_{-1} = 0$ . Dado que  $w_i$  es el coeficiente de  $X_{t-i}$ ,  $i = 0, 1, 2, \dots, n$  podríamos argumentar por analogía que  $w_{-1}$  es el coeficiente de  $X_{t+1}$ . Dado que  $X_{t+1}$  no influencia  $Y_t$ , estaríamos tentados en concluir que  $w_{-1} = 0$ . Por la misma argumentación podríamos concluir entonces de que  $0 = w_{-2} = w_{-3} = w_{-5} = \dots$ . Pero esto resulta imposible; si las ponderaciones efectivamente yacen en un polinomio de grado  $p$ , no más que  $p$  de ellas podrán ser iguales a cero (al menos que todas sean iguales a cero, caso en el cual  $X$  nunca afecta a  $Y$ ). El asunto es que uno debe preocuparse sólo de las ponderaciones  $w_0, w_1, \dots, w_n$ , el comportamiento del polinomio fuera de este rango resulta ser irrelevante. Específicamente no es lo mismo decir que  $X_{t+1}$  no tiene influencia sobre  $Y_t$  como es decir que  $w_{-1} = 0$ . Esta es una restricción en los  $\lambda$ 's (concretamente  $\lambda_0 - \lambda_1 + \lambda_2 \dots \dots \dots \lambda_p = 0$ ) y por ende implica una restricción en la forma como  $X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-n}$  afectan a  $Y_t$ . Tal restricción puede ser o no verdadera, pero ciertamente no existe evidencia a priori para ello por el hecho de que  $X_{t+1}$  no afecta a  $Y_t$ . Como resultado de esto, parece razonable concluir que las restricciones a los períodos extremos arriba señalados no deben ser aplicados al menos que exista una razón a priori (de una naturaleza desconocida para estos autores) de esperar que sean verdaderas. Ciertamente, ellas no deben aplicarse en forma rutinaria.

La discusión precedente es esencialmente de Dhrymes.<sup>6</sup>

## 2. Problemas en la aplicación de la Técnica de Rezagos de Almon.

Como se hiciera notar con anterioridad, si la técnica de rezagos polinomiales se usa cuando las verdaderas ponderaciones no yacen en un polinomio del grado especifi-

<sup>6</sup> Dhrymes, P. J. *Distributed Lags: Problems of Estimation and Formulation*, San Francisco. Holden Day Inc. 1971.



cado, entonces, se comete un error de especificación. Resulta importante entonces darse cuenta de que existen algunos padrones posibles de ponderaciones que simplemente no yacen en ningún polinomio de grado  $p < n$ .

Destaca entre éstos el caso en el cuál no se presenta ningún rezago. Es decir, supóngase de que  $X$  influya a  $Y$  en forma instantánea solamente, de modo que  $w_0 \neq 0$  pero  $w_1 = w_2 = \dots = w_n = 0$ . Cualquiera elección de  $p < n$  involucra entonces un error de especificación, dado que un polinomio de grado  $p$  puede ser igual a cero con solo  $p$  lugares (a no ser de que sea idénticamente cero); los  $n$  ceros  $w_1, w_2, \dots, w_n$  no pueden yacer todos en un polinomio de grado  $p < n$ . Nótese que esta restricción implica que si utilizamos la técnica de rezago polinomiales, podemos esperar que los resultados nos señalan un rezago si acaso éste está presente, pero resulta imposible para los datos indicar la ausencia de un rezago mientras  $p < n$ . Por cierto, ningún error de especificación estaría involucrado si uno tomase  $p = n$  (mientras no se impongan restricciones en los períodos extremos). Pero, en este caso, uno obtiene simplemente los resultados de la estimación de mínimos cuadrados.

Para ilustrar el punto anterior, se aplica la técnica de Almon a un conjunto artificial de datos. Veinticinco observaciones de  $X$  se escogieron como valores del PNB real desde el primer trimestre de 1972, hasta el primer trimestre de 1958. Las observaciones de  $Y$  se crearon haciendo  $Y_t = X_t$ ,  $t = 1, 2, 3, \dots, 25$ ; lo que equivale a hacer  $w_0 = 1$  y todas las otras ponderaciones iguales a cero. No se agregaron desviaciones, de modo que si se aplicaran los mínimos cuadrados, los estimadores mínimos cuadrados hubieran igualado exactamente las verdaderas ponderaciones. Sin embargo, cuando el esquema de rezagos polinomiales se aplicó en  $n = 8$  y  $p = 4$ , se obtuvieron los siguientes resultados:

	$w_0$	$w_1$	$w_2$	$w_3$	$w_4$	$w_5$	$w_6$	$w_7$	$w_8$
Sin restricciones para los períodos extremos:	0,913	0,157	-0,068	-0,047	0,026	0,044	-0,009	-0,062	0,046
2 restricciones para los períodos extremos:	0,351	0,370	0,228	0,055	-0,066	-0,008	0,031	0,074	0,129

Nótese que el procedimiento de estimación polinomial "esparce" la influencia contemporánea hacia los períodos precedentes, especialmente cuando las restricciones de períodos extremos  $w_{-1} = 0 = w_{n+1}$  se agregan. Al respecto, considerablemente, "peores" resultados se obtienen si se escoge un menor valor de  $p$  (como dos o tres), como es de esperarse.

El argumento de la discusión precedente es el de que la técnica de rezagos de Almon no debiera aplicarse a menos de que exista una buena razón a priori de que el rezago está presente. La presencia o ausencia de un rezago no es una proposición testable cuando se utiliza la técnica de rezagos de Almon. (Debiera tal vez destacar el hecho de que este problema es peculiar a la especificación del rezago de Almon.). Otras distribuciones para rezagos conocidas tales

<sup>7</sup> Nótese que las ponderaciones estimadas "oscilan" con respecto al signo - en este caso. Tales cambios de signo a veces se consideran como señales de que se escogió una longitud de rezago demasiado larga, como de hecho es el caso de este ejemplo. Acaso tal inferencia es válida o no, depende si acaso existe o no una razón a priori para suponer que las verdaderas ponderaciones no cambian de signo. Por lo menos en algunos casos existen razones que nos permiten esperar cambios de signos en las ponderaciones, por ejemplo, en la teoría de la inversión de la firma. Véase Gould, J. P. "Adjustment Costs in the Theory of Investment of the Firm", *Review of Economic Studies*, 35 (enero 1968), 47-55.

como la Geometría (Koyck), la de Solow; rezago de Pascal; y la de Jorgenson: rezago racional; todas incluyen como caso especial aquél de la influencia contemporánea estricta.

De hecho, lo que refleja la sección precedente es sólo el hecho de que la elección de la longitud del rezago es un problema delicado en la especificación de Almon.<sup>8</sup> Queda, por cierto, claro que subestimando la longitud del rezago (escogiendo  $n$  menor que la verdadera longitud del rezago) es un error de especificación que nos lleva a estimadores sesgados e inconsistentes y a tests falsos. Sin embargo, no siempre se ha reconocido que también uno puede cometer un error de especificación al sobrestimar la longitud del rezago, por ejemplo suponiendo la existencia de un rezago cuando la influencia verdadera es sólo contemporánea. Dado que un polinomio de grado  $p$  puede tener sólo  $p$  ceros, un error de especificación aparecerá siempre que la longitud del rezago sea sobrestimada en más de  $p$  menos el número de restricciones de los períodos extremos. Resulta extremadamente importante por ende que la longitud del rezago se escoja correctamente. Cuando no existe información acerca de la longitud del rezago, el uso de la técnica de rezagos de Almon debiera evitarse; en forma alternativa, un número de diferentes longitudes de rezagos debieran tomarse en cuenta haciendo una selección final sobre la base de algún criterio razonable, como por ejemplo, el  $\bar{R}^2$  de Theil (que minimiza el error estándar).<sup>9</sup>

Finalmente, debiera quedar claro que la elección del grado del polinomio es importante. Escogiéndose un valor pequeño de  $p$  se maximiza la probable ganancia de eficiencia al usar la Técnica de Almon, pero a su vez se encuentra la posibilidad de cometer un error de especificación. Por otra

<sup>8</sup> Este problema no se presenta en otras especificaciones por cuanto, otras especificaciones de rezagos distribuidos involucran típicamente una longitud de rezago infinito.

<sup>9</sup> Véase Theil, H. *Economic Forecast and Policy*, 2ª edición, Amsterdam North Holland Publishing Co; 1961.

parte, si  $\bar{p}$  no es considerablemente menor que  $n$  existe poco sentido en hacer uso de la técnica, ya que los resultados serán muy parecidos a los obtenidos por el método de mínimos cuadrados; de hecho en el caso extremo  $n = p$  se obtienen los mismos resultados.

### 3. Otros comentarios sobre la Técnica de Almon

La Técnica de Almon ha sido ampliamente utilizada en trabajos empíricos. La mayor razón para esta popularidad es probablemente la facilidad con que puede usarse; sencillamente; escógase una longitud para el rezago,  $n$ , y un grado de Polinomio,  $p$ , y los resultados se obtienen de inmediato.

Lo que hemos querido enfatizar, sin embargo, es que la elección de  $n$  y  $p$  son materias de cuidado que requieren más de simple conveniencia o intuición. Por cierto no existirían dificultades si se dispusiese de una fuerte información a priori sobre  $n$  y  $p$ , pero éste no es nunca el caso. Cuando no se dispone de esa información resulta extremadamente peligroso seguir adelante y usar la técnica de Almon de todas maneras. Si la técnica de Almon se ha de usar, lo menos que se puede hacer, es tratar diferentes valores para  $n$  y/o  $p$ , y escoger de entre estas especificaciones sobre la base de algún criterio explícito, tal como el de minimizar el error estándar. Para cuidarnos de la posibilidad de que no haya ningún rezago presente, al menos una de estas especificaciones debiera ser el caso  $n = p$ . Esto equivale a aplicar el método de mínimos cuadrados y constituye, por cierto, algo que muy bien podría haberse hecho antes de empezar con la técnica de Almon. Al margen de chequear la presencia de rezago, los resultados del método de mínimos cuadrados pueden resultar útiles para obtener información sobre los valores de  $n$  y  $p$  que puedan ser razonables.

Finalmente, excepto en casos excepcionales, las restricciones para períodos extremos no debieran implantarse.

O, si acaso se implantan, entonces, a lo menos debiera estimarse la ecuación sin estas restricciones, también, a modo de testar las restricciones, o a modo que alguna elección entre las versiones con y sin restricción pueda hacerse sobre la base de algún otro criterio explícito.