

John James Thomas

Algunos desarrollos recientes en la metodología de la econometría aplicada

Lecturas de Economía. No. 19. Medellín, enero-abril de 1986. pp. 209-240

● **Resumen.** Debido a diversos factores o prejuicios que afectan el trabajo econométrico de la mayoría de los economistas, usualmente se siguen secuencias ad-hoc para la construcción de modelos. Esto es, se prueba una serie de ecuaciones que comienza con una forma funcional simple a la cual se le introducen o eliminan otras variables con base en criterios exclusivamente estadísticos (significancia, bondad de ajuste, etc.). En los últimos años, algunos autores han considerado que tales procedimientos pueden conducir a conclusiones espúreas. Proponen como alternativa iniciar la serie de pruebas con base en un modelo lo más general posible (que incluya o "encajone" las diferentes hipótesis teóricas) y posteriormente investigue qué tanto puede simplificarse dicho modelo, siguiendo procedimientos legítimos. En este artículo se utiliza el caso de la demanda de dinero en el Reino Unido para realizar un ejercicio que muestra las bondades del método propuesto.

● **Summary.** *For a variety of reasons economists tend to construct their econometric models in ad-hoc ways. They start with a simple specification of a series of equations and add or subtract variables on the basis of exclusively statistical criteria. In recent years it has been realised that such an approach can easily produce spurious results. It is now preferred to commence one's analysis with as general a specification of the model as possible which nests possible alternatives. One then can legitimately compare the original specification with the various nested forms. This paper uses the case of the demand for money in the United Kingdom as an example of the method.*

Introducción, 211. —II. Estimación de una función de demanda de dinero, 217. —III. Conclusiones, 230. —Anexo 1. Anotaciones técnicas sobre algunas pruebas de diagnóstico, 232. —Anexo 2. Datos y fuentes, 237. —Bibliografía, 239.

I. INTRODUCCION

El año de 1944 vio la fundación de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Antioquia, un evento que nosotros estamos conmemorando. Si bien uno raras veces puede ligar desarrollos intelectuales a fechas precisas, y a pesar del hecho de que *Econometrica* inició su publicación en 1933, se puede argüir que 1944 también marcó el inicio del análisis económico *moderno*, ya que la edición de *Econometrica* de julio de 1944 publicó una larga separata de Haavelmo (1944) en que se formuló el esquema teórico del programa de investigación que iba a ser llevado a cabo por la Comisión Cowles y que produjo los artículos clásicos publicados en sus monografías 10 (Koopmans 1950) y 14 (Hood and Koopmans 1952).

En tanto solución de los problemas *teóricos* básicos, el trabajo de la Comisión Cowles de la Universidad de Chicago fue, desde cualquier punto de vista, exitoso. Tomando un enfoque de máxima verosimilitud, los miembros de la Comisión fueron capaces de dar soluciones virtualmente a todos los problemas de estimación que ellos consideraron, dentro de un

esquema en el cual se asumía que la teoría económica garantizaría la especificación correcta del "verdadero" modelo¹. Por tanto el modelo,

$$By + \Gamma x = u$$

donde y representa un vector de G variables endógenas, x es un vector de K variables exógenas, B y Γ son matrices de parámetros ($G \times G$) y ($G \times K$) respectivamente y u un vector de G términos de error estocástico, y siempre que los parámetros en las ecuaciones de comportamiento estén identificados, el método de estimación óptimo sería el de Máximo Verosimilitud con Información Completa (MVIC).

A pesar del éxito de la Comisión Cowles en resolver los problemas teóricos, particularmente los relacionados con la estimación de ecuaciones simultáneas, la difusión de sus métodos recomendados hacia las prácticas de econometría aplicada fue demasiado lenta por la serie de razones que exponaremos enseguida.

1. La falta de datos

Ante la escasez general de datos trimestrales fue necesario en ocasiones utilizar datos anuales anteriores a la segunda guerra mundial para incrementar el tamaño de las muestras, y₂ aún entonces, en muchos casos los grados de libertad fueron escasos y las posibilidades de estimación se vieron severamente restringidas. En esta situación, algunos economistas han percibido que los métodos complejos de estimación pueden no ser los más apropiados.

1 En ese momento, con la excepción de la función consumo, muy poco trabajo empírico se había realizado sobre el conjunto de las relaciones macroeconómicas claves y parece haber existido un considerable optimismo de que la teoría económica daría fundamentos sólidos para la construcción de modelos. Por lo tanto, en una discusión sobre identificación encontramos que "el lector no debe tener la impresión de que se acude a la teoría económica en este momento para alcanzar la identificación. Se acude a la teoría económica para proporcionar la verdadera estructura del sistema de ecuaciones. Los parámetros del sistema verdadero pueden ser o no identificables. Sin embargo, si nosotros no logramos obtener un sistema identificado porque ciertas variables han sido omitidas de las ecuaciones o porque las ecuaciones no son verdaderas, debemos utilizar la teoría económica para mejorar las ecuaciones hasta que ellas presenten la verdad" (Klein 1950. p. 10, n. 12).

2. La falta de facilidades de computación

Cuando la Comisión Cowles anotaba en su *Twenty Year Research Report 1932-1952* que

el laboratorio de computación emplea el equivalente de cuatro computadores de tiempo completo cuyo trabajo está limitado, en su mayoría, a cálculos normales de escritorio,

los "computadores" aludidos eran seres humanos. El Reporte continuaba:

Las tareas de computación esperadas para el año próximo incluirán la inversión de matrices de orden mayor, lo cual no puede ser económicamente realizado en calculadoras de escritorio. Por lo tanto, se están tomando medidas para el uso de computadores electrónicos digitales pertenecientes a agencias externas. La disponibilidad de tales máquinas permitirá la utilización de técnicas de estimación compleja que no son posibles en este momento (Cowles Commission 1952, p. 98).

Aún cuando los computadores estuvieron disponibles, no fueron suficientemente grandes para manejar la estimación de Máxima Verosimilitud con Información Completa (MVIC), excepto para los modelos más pequeños. Para abordar este problema la Comisión Cowles había desarrollado el procedimiento de estimación de una sola ecuación de Máxima Verosimilitud con Información Limitada (MVIL), mientras al mismo tiempo métodos más simples de estimación como los Mínimos Cuadrados en dos Etapas (MC2E) y de Variables Instrumentales (VI) fueron también desarrollados por fuera de dicha Comisión.

3. La falta de entrenamiento cuantitativo

Dado que la mayoría de los economistas no habían recibido entrenamiento en técnicas cuantitativas en las universidades, la difusión de las nuevas ideas econométricas fue lenta hasta cuando pudo ser incorporada a la formación de las nuevas generaciones de economistas.

Dados esos problemas, tal vez no es sorprendente que uno encuentre a la mayoría de los economistas ajustando relaciones de una sola ecuación por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y concentrándose en la bondad del ajuste (R^2), la significación de los parámetros estimados (pruebas t y F) y el significado económico de los parámetros (signos y órdenes de magnitud correctos, etc.), mucho tiempo después de que el principal trabajo teórico de la Comisión Cowles había sido completado. Una razón

adicional por la cual algunos economistas pueden haber sido reticentes a las nuevas técnicas econométricas es tal vez filosófica.

4. Reticencias filosóficas

Esta reticencia está basada en la creencia de que si uno investiga una de las verdades básicas de la teoría económica, aún las verificaciones estadísticas más burdas la revelarán; por lo tanto, las técnicas más complejas serán de un interés meramente marginal. Un caso reciente pero elocuente de esta aproximación puede encontrarse en Friedman y Meiselman (1963). En ese estudio, ahora famoso, los autores procuraron juzgar la conformidad de las series de tiempo para los Estados Unidos con dos relaciones alternativas: una correspondiente a la teoría cuantitativa del dinero y otra a la teoría del ingreso-gasto. Las relaciones a comparar eran

$$C = a + KA \quad \text{y} \quad C = a + VM \quad (2)$$

Donde C es el consumo agregado, M es el stock de dinero y A es el gasto autónomo. La mayor parte de la evidencia se constituía en comparar los coeficientes de correlación simple r_{CM} y r_{CA} , considerando superior la teoría monetarista a la teoría keynesiana si r_{CM} es mayor que r_{CA} . Los coeficientes de correlación parcial $r_{CM.A}$ y $r_{CA.M}$ fueron también comparados²

Reconociendo que su procedimiento representaba una evaluación muy simple de una versión extremadamente simplificada de la hipótesis a ser probada, Friedman y Meiselman (1963) justificaron su aproximación como sigue:

Más aún, en una investigación de este tipo parece mejor basarse inicialmente en un amplio rango de evidencia interpretado a un nivel bastante simple, que en una cadena más larga e indirecta de conexiones, inevitables en un análisis sofisticado, apoyada en una base más estrecha. Adicionalmente, la evidencia en este nivel más simple puede contener implicaciones o sugerencias importantes para investigaciones más elaboradas, o para la formación de juicios tentativos tan inevitables en la realización de políticas privadas o públicas (p. 170).

En el nivel simple al cual proponemos contrastar las dos teorías, la ecuación (1)

2 Aún si se acepta la metodología de Friedman y Meiselman y dado que r_{CM} y r_{CA} son variables aleatorias, un procedimiento estadístico apropiado implicaría pruebas para ver si existe una diferencia estadística significativa entre los coeficientes de correlación, en vez de realizar una simple jerarquización. Las pruebas apropiadas están descritas en Graybill (1961). pp. 206-216.

puede resultar mejor que la ecuación (2), o al contrario; mientras que a un nivel más sofisticado, cuando se introducen variables adicionales, las ventajas relativas de ambas pueden anularse. Esa posibilidad no puede ser excluida. No obstante, parece razonable presuponer que la relación que explica la mayor parte en la versión más simple será la más fructífera para explorar adicionalmente y convertirla en una forma más sofisticada (p. 174).

Los resultados empíricos son notablemente consistentes e inequívocos. La evidencia es tan unilateral que su significación está clara sin la ponderación refinada de los trocitos de evidencia discordantes, el examen sofisticado de pruebas estadísticas de significación y la introducción de información suplementaria que el estadístico económico encuentra repetidas veces necesario para tratar de decidir sobre puntos en discusión, y eso es claramente la mayor fuente de orgullo y placer en su destreza (p. 186).

Continuemos nuestro recorrido histórico. Desde finales del decenio de 1940 se puede observar la introducción de pruebas para algunos de los supuestos subyacentes del Teorema Gauss-Markov y algunos intentos para abordar su violación. Por ello, las primeras pruebas para detectar la presencia de autorrelación estaban basadas en el trabajo de von Neumann (1941), y la transformación, que es aún hoy rutinariamente aplicada, para remover los efectos de Errores Autorregresivos de Primer Orden (AR1) fueron publicados en Cochrane y Orcutt (1949). En 1951 Durbin y Watson publicaron la teoría para soportar una prueba más apropiada que la razón de von Neumann para autocorrelación de Primer Orden los errores en el modelo de regresión; esa prueba fue adoptada en forma relativamente rápida por muchos economistas en su trabajo empírico y en la actualidad es automáticamente reportada por la mayoría de los "paquetes" de regresión. Por el contrario, dado que ha resultado más difícil tratar el problema de heterocedasticidad, no encontramos una prueba simple hasta Goldfeld y Quandt (1965) y no hay una prueba o transformación general que haya sido regularmente usada en el trabajo empírico de la Economía.

Para resumir, al evolucionar históricamente la metodología de la investigación económica aplicada, ésta incluyó la estimación y la contrastación de modelos relativamente simples con la simplificación regularmente obtenida por medio del uso de restricciones derivadas de la teoría económica. El modelo fue generalmente evaluado considerando la bondad del ajuste, la significación de los estimadores de los parámetros, la plausibilidad en términos de signos y órdenes de magnitud y, posiblemente, algunas pruebas de diagnóstico para la especificación. Habiéndose iniciado con una formulación simple, si se encontraba que el modelo era poco satisfactorio se modificaba (por adición de nuevas variables, cambiando la especificación del modelo —por

ejemplo, por introducción de dinámica— etc.) y este proceso de expansión continuaba hasta que se obtenía un modelo satisfactorio.

Sin embargo, la evolución metodológica esbozada anteriormente fue esencialmente *ad-hoc* y es relativamente reciente la aparición de una metodología que al mismo tiempo que es altamente crítica del procedimiento descrito arriba proponga un programa integral para llevar a cabo el análisis econométrico aplicado.

El punto de partida para el desarrollo de esta metodología alternativa puede también fecharse con alguna precisión a mediados de nuestro período en consideración, con la publicación de Sargan (1964). El primer impacto de este importante artículo, titulado "*Wages and Prices in the United Kingdom: a Study in Econometric Methodology*", fue sobre estudios del mercado de trabajo, dado que propuso un modelo de negociación incorporando salarios reales que, para muchos economistas, se desempeñó en forma satisfactoria una vez se probó empíricamente. Sin embargo, gradualmente, la metodología econométrica mencionada en el subtítulo del artículo fue implementada por Sargan con sus estudiantes-investigadores y colegas en la *London School of Economics*. Notable dentro de este grupo, por la explicación de la nueva metodología, ha sido Hendry, a cuyo trabajo nos referiremos a continuación.

En la crítica de la metodología descrita anteriormente, la cual parte de una especificación simple y aplica una serie algo *ad-hoc* de pruebas y modificaciones, Hendry (1979) anota que

Una fracción no despreciable de la economía empírica puede ser caracterizada como: *presimplificación excesiva con pruebas de diagnóstico inadecuadas* (p. 222).

El nos la describe como una situación en la cual los investigadores:

- a. Comienzan con teorías que son abstracciones drásticas de la realidad.
- b. Formulan relaciones altamente simplistas para representar sus teorías.
- c. Estiman las ecuaciones a partir de los datos disponibles utilizando técnicas que son "óptimas" sólo bajo el supuesto de que el modelo enormemente restringido esté correctamente especificado.
- d. Prueban pocos de los supuestos que explícita o implícitamente subyacen el ejercicio.

- e. Revisan la especificación a la luz de la evidencia adquirida.
- f. Realizan las consiguientes reestimaciones.

Enseguida advierte que:

Si bien no es imposible terminar con un modelo sensato a partir de un comienzo muy restringido utilizando métodos de construcción iterativa de modelos, el éxito depende de manera manifiesta de la exhaustividad con que se sigan las pruebas de contraste; comenzar con un modelo simple y no realizar pruebas rigurosas es un sendero razonablemente inevitable para concluir con una relación mal especificada (Hendry 1979. 223).

[...] Un mayor problema con el enfoque “de lo específico a lo general” [es] que cualquier prueba está supeditada a unos supuestos arbitrarios que serán contrastados *posteriormente*, y si éstos son rechazados, todas las inferencias anteriores están invalidadas, tanto para decisiones de “rechazo” como de “no rechazo”. Hasta que el modelo no caracteriza adecuadamente el proceso de generación de los datos, parece bastante vano tratar de contrastar hipótesis de interés para la teoría económica. Una desventaja adicional es que el nivel de significación de la secuencia no estructurada de pruebas que se están realizando actualmente es desconocida (Hendry 1979. p. 226).

En contraste con el primer enfoque, con su posible presimplificación y los peligros que sobrevienen, “la estrategia es comenzar desde un modelo general e investigar hasta donde puede ser legítimamente simplificado” (Hendry y Mizon 1978. p. 552).

Aplicaciones de esta metodología pueden verse en un número creciente de estudios empíricos, tales como Davidson *et al* Hendry (1978), y von Ungem-Sternberg (1980), Davidson y Hendry (1981) y Hendry (1983). Sin embargo, por razones pedagógicas puede ser más instructivo para lo que se sigue comenzar con un modelo simplificado e ilustrar los problemas que pueden aparecer si la metodología inicial es empleada. Para este propósito consideramos el problema de estimar una función de demanda de dinero.

II. ESTIMACION DE UNA FUNCION DE DEMANDA DE DINERO

1. El modelo

Comenzaremos con una formulación estática simple de la función de la demanda de dinero del tipo que era comúnmente estimado en la década de 1950. Si m_t^d denota la demanda de saldos reales de dinero ($m_t^d = (M/P)_t$, donde M_t es el stock nominal de dinero y P_t es una variable precio), Y_t es

una variable de ingreso y r_t es una tasa de interés, entonces la formulación más simple de la demanda de dinero es

$$m_t^d = f(Y_t, r_t) \quad (3)$$

El consenso general estaba en que la forma de la relación era una ecuación de elasticidad constante

$$m_t^d = \alpha Y_t^\beta r_t^\gamma e^{u_t} \quad (4)$$

y, tomando logaritmos,

$$\log m_t^d = \alpha + \beta \log Y_t + \gamma \log r_t + u_t \quad (5)$$

una forma que puede ser estimada por mínimos cuadrados ordinarios³.

La ecuación (4) incorpora un importante supuesto no probado, esto es, que la elasticidad de precios de la demanda de dinero es unitaria; ésta fue escasamente contrastada en los primeros estudios de la demanda de dinero, pero una prueba para este supuesto es fácil de desarrollar si notamos que la ecuación (4) puede ser derivada de una ecuación más general:

$$M_t^d = \alpha Y_t^\beta r_t^\gamma P_t^\delta e^{u_t} \quad (6)$$

Imponiendo la restricción $\delta = 1$. Un supuesto adicional realizado en ocasiones fue asumir que la elasticidad ingreso de la demanda de dinero era también unitaria, de forma tal que la velocidad de circulación viene a ser una variable dependiente y

$$(M/PY)_t = \alpha r_t^\gamma e^{u_t} \quad (7)$$

Este supuesto puede también probarse si notamos que (7) puede ser obtenida de la ecuación (4) imponiendo la restricción de que $\beta = 1^4$.

Para empezar, estimaremos las ecuaciones (4), (6) y (7) en forma lo-

3 Una buena discusión de los primeros estudios de la demanda de dinero puede encontrarse en Laidler (1977); también Hendry (1979), en el cual se basa el siguiente análisis.

4 Los supuestos de homogeneidad son fáciles de contrastar ya que ambas ecuaciones (4) y (7) están encajonadas (*nested*) dentro de la ecuación (6).

garítmica e intentaremos evaluar las formulaciones alternativas de la función de demanda de dinero considerando la bondad del ajuste, la significación de los estimadores de los parámetros y su plausibilidad, y contrastando los supuestos de homogeneidad.

2. Los datos

Estos son series de tiempo, trimestrales, *ajustados estacionalmente* para el Reino Unido en el período 1962:4 a 1984:4⁵.

Las series son:

MI: Oferta nominal de dinero, definición no ampliada.

GFNT: Gasto final nominal total de los consumidores en bienes y servicios.

GFRT: Gasto final real total de los consumidores en bienes y servicios (a precios de 1975).

IAL: Tasa de interés en depósitos a tres meses con autoridades locales (es la tasa de interés de corto plazo más utilizada en estudios de demanda de dinero en el Reino Unido).

La serie de precios utilizada en este estudio es el deflactor del gasto total final, definido como $P = GFNT/GFRT$. Para investigar si acaso la tasa de inflación afecta la demanda de dinero, la variable $(1 + \dot{P})$ fue introducida en el modelo y fue aproximada como $\log(1 + \dot{P}) = \Delta \log P$.

3. Interpretación preliminar de los resultados

El resultado de estimar las ecuaciones (4), (6) y (7) está presentado en el Cuadro 1. Mientras no es posible comparar R^2 entre diferentes variables dependientes, es claro que el modelo explica una mayor proporción del dinero nominal que de las otras dos variables dependientes, probablemente por la presencia de tendencias similares tanto en $\log M$, como en $\log P$. El ajuste es relativamente pobre para la función de demanda de dinero convencional con los saldos reales de dinero como variable dependiente. Los estimadores de los parámetros en todas las variables tienen los signos correctos en todas las tres ecuaciones; por lo tanto, en ese terreno no es posible escoger entre diferentes

5 Dado que el autor en principio cree que siempre que sea posible los datos deben publicarse, las series de tiempos utilizadas en este estudio están reproducidas en el Anexo 2, junto con detalles completos sobre sus fuentes.

formulaciones. Sin embargo, cuando se consideran las restricciones de homogeneidad es claro que éstas son rechazadas por los datos: ambas elasticidades son significativamente menores que la unidad. Los estadísticos t y F para contrastar esas restricciones, tanto separada como conjuntamente, están presentados en el Cuadro 2 y es notable que los estadísticos F sean extremadamente grandes y altamente significativos. Por lo tanto, con base en esa evaluación, la evidencia sugeriría que la formulación con la oferta nominal de dinero como variable dependiente describe mejor los datos. Eso está en claro conflicto con la teoría aceptada sobre la demanda de dinero y se puede notar que las elasticidades-ingreso son bastante bajas, particularmente en la ecuación (4), donde la variable dependiente es los saldos monetarios reales. Esto sugiere la necesidad de reconsiderar el modelo a la luz de pruebas adicionales.

Cuadro 1 Estimadores de las funciones de demanda de dinero. 1963:1 a 1982:4
(Pruebas de estabilidad utilizando 1979:3 a 1982:4)

(Ecuación No.) Período	Constante	$\log(Y)$	$\log(r)$	$\log(P)$	$\Delta \log(P)$	SCR (DW)	R^2 (F)	FSTAB CHISQ
1. Variable dependiente $\log(M1)$								
(2.1)	3.027	0.712	-0.083	0.871	-	0.106822	0.996	0.331
1963:1 - 1982:4	(0.966)	(0.102)	(0.018)	(0.019)		(0.338)	(5920)	7.756
(2.1')	2.496	0.765	-0.063	0.863	-1.045	0.096912	0.996	1.747
1963:1 - 1982:4	(0.946)	(0.099)	(0.019)	(0.019)	(0.377)	(0.420)	(4831)	21.47
2. Variable dependiente $\log(M1/P)$								
(2.2)	8.478	0.150	-0.087	-	-	0.170603	0.182	2.563
1963:1 - 1982:4	(0.662)	(0.073)	(0.023)			(0.232)	(8.556)	19.18
(2.2')	8.344	0.163	-0.075	-	-0.645	0.166744	0.200	6.659**
1963:1 - 1982:4	(0.666)	(0.073)	(0.025)		(0.487)	(0.225)	(6.347)	61.94**
3. Variable dependiente $\log(M1/YP)$								
(2.3)	0.754	-	-0.302	-	-	0.473238	0.692	9.180**
1963:1 - 1982:4	(0.050)		(0.023)			(0.286)	(175.3)	27.22*
(2.3')	0.712	-	-0.268	-	-1.372	0.455499	0.704	14.77**
1963:1 - 1982:4	(0.055)		(0.030)		(0.792)	(0.293)	(91.38)	77.93**

* Indica significativa a un nivel de probabilidad de 0.95

** Significante a un nivel de probabilidad de 0.99
Errores estándar entre paréntesis.

4. Pruebas de autocorrelación

El estadístico Durbin Watson está dado en el Cuadro 1 y es obvio que los valores extremadamente pequeños calculados para el estadístico Durbin

Cuadro 2 Prueba de las restricciones de homogeneidad en las funciones de demanda en dinero

Período	$\Delta \log (P)$ excluida ($k = 4$)			$\Delta \log (P)$ incluida ($k = 5$)		
	$\beta = 1$ t	$\delta = 1$ t	$\beta = \delta = 1$ F	$\beta = 1$ t	$\delta = 1$ t	$\beta = \delta = 1$ F
1963:1 - 1982:4 ($T = 80$)	-2.824**	-6.789**	129.85**	-2.374*	-7.211**	135.66**

** Significante a un nivel de probabilidad de 0.95.

Watson indican la presencia de una autorrelación positiva significativa. Dado ese resultado, es claro que nuestras conclusiones económicas preliminares eran prematuras, ya que necesitamos resolver el problema de autocorrelación antes de evaluar nuestras diversas formulaciones de la demanda de dinero. Una posibilidad es aplicar la Transformación de Cochrane-Orcutt para ver si eso remueve el problema de autocorrelación. Los resultados de aplicar la Transformación para Errores Autorregresivos de Primer Orden (AR1) están presentados en el Cuadro 3 y es claro que mientras la transformación ha mejorado la situación (los valores Durbin Watson son ahora mucho mayores), no se ha logrado remover los efectos de autocorrelación completamente en tanto los valores Durbin Watson no son concluyentes en las ecuaciones con saldos monetarios nominales como variable dependiente e indican autocorrelación positiva significativa en las ecuaciones con los saldos monetarios reales como variable dependiente. El Cuadro 4 contiene los estadísticos t y F para contrastar la validez de las restricciones en las elasticidades precio e ingreso y, en tanto ellas todavía indican el rechazo de las restricciones (tanto separada como conjuntamente), es interesante notar que los estadísticos F calculados son mucho menores que los valores correspondientes en el Cuadro 2. Eso refleja el hecho de que la prueba F es afectada por la presencia de autocorrelación y se encuentra sesgada hacia el rechazo de la hipótesis nula. Por esta razón es importante resolver el problema de autocorrelación antes de intentar contrastar las restricciones impuesta por la teoría económica.

5. Pruebas de estabilidad

Si uno ajusta un número suficiente de regresiones a un conjunto de datos dado, debería ser capaz de encontrar al menos una que se ajustara muy bien a dichos datos. El peligro de tal "exploración de los datos" es que la regresión resultante puede que no funcione cuando se agregan nuevos datos.

Cuadro 3 Estimadores de las funciones de demanda de dinero (con corrección AR1)
 Período 1963:1 a 1982:4 (Prueba de estabilidad utilizando 1979:3 a 1982:4)

Ecuación No.	Constante	$\log(Y)$	$\log(r)$	$\log(P)$	$\Delta \log(P)$	SCR (DW)	R^2 S	$\hat{\rho}$	
								se	($\hat{\rho}$)
1. Variable dependiente $\log(M1)$									
2.1	4.444 (1.365)	0.558 (0.142)	-0.051 (0.017)	0.885 (0.035)	—	0.031420 (1.630)	0.997 0.038	0.843 (0.059)	
2.1	4.824 (1.406)	0.519 (0.146)	-0.047 (0.018)	0.895 (0.036)	-0.309 (0.291)	0.030971 (1.646) ⁱ	0.997 0.449	0.837 (0.060)	
2. Variable dependiente $\log(M1/P)$									
2.2.	7.107 (1.147)	0.285 (0.120)	-0.055 (0.018)	—	—	0.034911 (1.400)	0.996 0.350	0.910 (0.042)	
2.2'	7.617 (1.099)	0.232 (0.115)	-0.048 (0.018)	—	-0.492 (0.290)	0.033728 (1.405)	0.997 0.884	0.897 (0.045)	
3. Variable dependiente $\log(M1/YP)$									
2.3	0.222 (0.136)	—	-0.053 (0.019)	—	—	0.040974 (2.015)	0.085 0.130	0.989 (0.012)	
2.3'	0.221 (0.137)	—	-0.052 (0.019)	—	-0.788 (0.301)	0.040938 (2.036)	0.086 0.736	0.989 (0.013)	

i: Incluido Durbin Watson (DW). SCR: Suma de Cuadrados Residuales. se: Error estandarizado. R^2 : Coeficiente de determinación.

Cuadro 4 Prueba de las restricciones de homogeneidad
 (después de la corrección AR1)

Período	$\Delta \log(P)$ excluida ($k = 4$)			$\Delta \log(P)$ incluida ($k = 5$)		
	$\beta = 1$	$\delta = 1$	$\beta = \delta = 1$	$\beta = 1$	$\delta = 1$	$\beta = \delta = 1$
	t	t	F	t	t	F
1963:1 – 1982:4 ($T = 80$)	-3.135**	-3.286**	11.555**	-3.295**	-2.917**	12.068**

** Significante a un nivel de probabilidad de 0.99.

Las pruebas de estabilidad buscan proporcionar alguna protección contra estos peligros y operan por división de la muestra en dos subperíodos y se ajusta el modelo a los datos de un subperíodo y se contrasta contra los datos en el otro subperíodo. Existen dos pruebas comúnmente utilizadas. La

primera es una prueba F (de la cual la prueba de Chow es un caso especial), basada en contrastar la hipótesis específica de que los parámetros son iguales en ambos subperíodos. Esta se indica como FSTAB cuando es reportada en los cuadros de resultados que presentamos (véase Cuadros 1 y 5). La segunda prueba utiliza los estimadores de los parámetros derivados del primer subperíodo para predecir los valores de la variable dependiente en el segundo subperíodo y una prueba χ^2 es construida a partir de una comparación de los cuadrados de los errores de predicción en el segundo subperíodo con la varianza de los residuales en el primer subperíodo. Esta se indica como CHISQ cuando es reportada (véase Cuadros 1 y 5). Los detalles técnicos para la derivación de estas pruebas están dados en el Anexo 1⁶.

6. La reespecificación del modelo

Cuando la Transformación de Cochrane-Orcutt no logra remover los efectos de autocorrelación, ello puede significar que el modelo está mal especificado. La mala especificación puede tomar varias formas. Por ejemplo, si uno ha especificado un modelo lineal cuando la "verdadera" relación es no lineal los residuales pueden señalar la presencia de autocorrelación y eso posiblemente no será removido por una transformación. En este caso, la naturaleza del problema probablemente sea revelada por una inspección visual de la graficación de los residuales, una actividad que muchos economistas, sorprendentemente, parecen renuentes a emprender⁷. El otro caso que surge frecuentemente es cuando han sido omitidas variables y su impacto es relegado a los errores en el modelo. Una manera de aparecer es cuando, por ejemplo, un modelo dinámico es tergiversado como una relación estática, con la omisión resultante de variables rezagadas en el modelo.

Para ilustrar la relevancia de esta proposición en el contexto de la demanda por dinero consideraremos una solución alternativa que incorpora las características dinámicas⁸. Sea $(M/P)_t^*$ los saldos reales deseados, Y_t^p el ingreso permanente. Entonces los supuestos que subyacen en la nueva for-

6 Para las pruebas de estabilidad reportadas acá, los subperíodos son 1963:1 a 1979:2, y 1979:3 a 1982:4. El corte obedece a la elección del Gobierno Conservador de la señora Thatcher (mayo 1979), que ha seguido políticas monetaristas mucho más rigurosas que los Gobiernos anteriores de cualquier partido.

7 Un buen ejemplo de cómo esto puede surgir aún en el caso de datos de corte transversal está dado por Nerlove (1963).

8 Para ejemplos del uso del modelo siguiente, en estudios de demanda de dinero, véase Feige (1967) y Laidler y Parkin (1972).

mulación de la demanda de dinero son que los saldos reales monetarios deseados son función del ingreso permanente y de la tasa de interés.

$$\log(M/P)_t^* = \alpha + \beta \log Y_t^p + \gamma \log r_t + u_t \quad (8)$$

El ingreso permanente es aproximado por un proceso de expectativas adaptativas:

$$\log Y_t^p = \lambda \log Y_{t-1}^p + (1 - \lambda) \log Y_t, \quad 0 < \lambda < 1. \quad (9)$$

Utilizando el operador rezagado L , definido como $LX_t = X_{t-1}$, y en general $L^j X_t = X_{t-j}$, la ecuación (9) puede ser escrita más compactamente como

$$\log Y_t^p = [(1 - \lambda) / (1 - \lambda L)] Y_t \quad (9')$$

Finalmente, el ajuste de los saldos corrientes a los saldos reales de dinero deseados se asume como parcial:

$$[\log(M/P)_t - \log(M/P)_{t-1}] = \theta [\log(M/P)_t^* - \log(M/P)_{t-1}] , \quad 0 < \theta < 1 \quad (10)$$

Combinando (8), (9') y (10) para eliminar $(M/P)_t^*$ y Y_t^p obtenemos

$$\begin{aligned} \log(M/P)_t = & \alpha\theta(1 - \lambda) + (1 - \theta + \lambda) \log(M/P)_{t-1} - \lambda(1 - \theta) \log(M/P)_{t-2} \\ & + \beta\theta \log Y_t + \gamma\theta \log r_t - \gamma\lambda\theta \log r_{t-1} + \theta u_t - \lambda\theta u_{t-1} \end{aligned} \quad (11)$$

Ahora, hemos obtenido una ecuación dinámica que es suficientemente general para permitimos encajonar un número de modelos alternativos dentro de la ecuación (11) y contrastar los efectos de imponer las restricciones correspondientes en (11). En consecuencia, si asumimos que los saldos reales de dinero se ajustan instantáneamente, o sea $\theta = 1$, pero la variable correcta es el ingreso permanente, la ecuación (11) se convierte en

$$\begin{aligned} \log(M/P)_t = & \alpha(1 - \lambda) + \lambda \log(M/P)_{t-1} + \beta(1 - \lambda) \log Y_t + \gamma \log r_t \\ & - \gamma\lambda \log r_{t-1} + u_t - \lambda u_{t-1} \end{aligned} \quad (12)$$

Alternativamente, si continuamos asumiendo un ajuste parcial de los saldos monetarios reales actuales a los deseados, pero relajamos el supuesto de la hipótesis del ingreso permanente, esto es $\lambda = 0$, nosotros obtenemos

$$\log(M/P)_t = \alpha\theta + (1 - \theta) \log(M/P)_{t-1} + \beta\theta \log Y_t + \gamma\theta \log r_t + \theta u_t \quad (13)$$

Finalmente, imponiendo ambas restricciones ($\theta = 1$ y $\lambda = 0$) nos da

$$\log(M/P)_t = \alpha + \beta \log Y_t + \gamma \log r_t + u_t \quad (14)$$

el modelo estático considerado al principio de este ejercicio. De este modo, una vez más tenemos una secuencia de modelos encajonados dentro de la cual podemos explorar los efectos de imponer restricciones que estaban implícitas en nuestra especificación original simplificada de la demanda de dinero.

7. La variable dependiente rezagada y las pruebas de autocorrelación

Antes de presentar los resultados de la estimación de las ecuaciones (11) a la (14) es necesario considerar cómo contrastar la presencia de la autocorrelación a los errores, dado que el Estadístico Durbin Watson no es apropiado cuando el modelo estimado contiene variables dependientes rezagadas. Para este caso, Durbin (1970) propuso la siguiente prueba para autocorrelación de primer orden. Sea la ecuación a ser estimada.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + u_t \quad (15)$$

y asumamos que hemos obtenido estimadores por Mínimos Cuadrados Ordinarios de los parámetros, sus errores estándar, el Estadístico Durbin Watson (d) y los residuales de la relación ajustada (u_t). Entonces la prueba estadística desarrollada por Durbin es

$$h = \hat{\rho} \sqrt{T/(1 - T \text{var}(\hat{\beta}_1))} \quad (15.a)$$

Donde $\hat{\rho}$ es un estimador de el coeficiente de autocorrelación, ya sea calculado como la regresión de \hat{u}_t en \hat{u}_{t-1} o aproximado como $\hat{\rho} = 1 - 1/2 d$, T es el tamaño de la muestra y $\text{var}(\hat{\beta}_1)$ es el cuadrado de los errores estándar del estimador de β_1 en la ecuación (15). El estadístico de la prueba h está distribuido aproximadamente como una variable normal estandarizada $N(0,1)$, para muestras grandes.

Una desventaja de estas pruebas es que si $T \text{var}(\hat{\beta}_1) > 1$, el estadístico h Durbin no está definido. Por esta razón, recientemente se ha concentrado el interés en el desarrollo de las pruebas llamadas de *Multiplicador de Lagrange (LM)* que no están afectadas por la presencia de variables rezagadas en la ecuación que está siendo estimada. Los detalles técnicos están dados en el Anexo 1 y sólo es necesario anotar acá que el procedimiento lleva a una prueba estadística que está asintóticamente distribuida como una variable Chi-cuadrado, con grados de libertad iguales al orden de la autocorrelación para el cual está siendo probado.

8. Resultados dinámicos

Los resultados de estimar las ecuaciones (11) a (14) están presentados en el Cuadro 5, donde tanto $\log M_t$ como $\log(M/P)_t$ son usados como variables dependientes. Con base en las pruebas FSTAB y CHISQ, todas las ecuaciones parecen estables y la ecuación (11) no muestra evidencia de autocorrelación. Dado que un número de los parámetros estimados para las variables rezagadas en la ecuación (11) no son estadísticamente significativos, podemos esperar que algunas restricciones pueden ser impuestas a la ecuación (11) sin ninguna dificultad. Esto se logra considerando los estimadores de las ecuaciones (12) y (13), los cuales son estables y parecen estar libres de autocorrelación. Sin embargo, las restricciones necesarias para producir un modelo estático en la ecuación (14) son claramente inválidas, pues con ellas aparece una autocorrelación positiva altamente significativa (y también se produce una caída dramática en el poder explicativo cuando $\log(M/P)$ es la variable dependiente). Por lo tanto, el resultado sugiere que la ecuación (13) representa una simplificación de grado razonable del modelo dinámico general que es consistente con los datos.

9. Elasticidades de largo plazo versus elasticidades de corto plazo

El resultado obtenido de estimar la especificación dinámica de la demanda de dinero puede también ser utilizado para explicar las bajas elasticidades obtenidas en estimaciones previas en las ecuaciones estáticas de la demanda de dinero. Si escribimos la ecuación (13) como

$$\log M_t = \beta_0 + \beta_1 \log M_{t-1} + \beta_2 \log Y_t + \beta_3 \log r_t + \beta_4 \log P_t + u_t \quad (16)$$

entonces el efecto (o impacto) de corto plazo de los cambios en Y y P están dados por β_2 y β_4 , mientras los efectos de largo plazo (o de equilibrio) de los cambios en Y y P están dados por $\beta_2/(1 - \beta_1)$ y $\beta_4/(1 - \beta_1)$ respectivamente. A partir de los resultados en el Cuadro 5, cuando la variable dependiente es $\log M_t$ la elasticidad precio de corto plazo estimada es 0.184; además, podemos calcular la elasticidad precio de largo plazo como $0.184/(1 - 0.796) = 0.902$, un valor que es consistente con el supuesto de homogeneidad que usualmente se hace en los estudios de la demanda de dinero⁹.

9 Dadas las fuertes tendencias en muchas de las series de tiempo económicas, algunos analistas de series de tiempo han propuesto que, antes de que las relaciones sean estimadas, se produzca la estacionalidad de las series por medio de diferenciaciones de primer (o mayor) orden. El uso indiscriminado en la construcción de modelos de diferenciaciones de primer orden ha sido criticado basándose en el hecho de que a menudo las ecuaciones resultantes no tienen ninguna solución sensata de equilibrio, o de largo plazo. Véase Davidson *et al* (1978) y Hendry y Mizon (1978), donde se desarrolla esa crítica.

Cuadro 5 Funciones dinámicas de demanda de dinero, 1964:1-1982:1
(Pruebas de estabilidad basadas en 1979:3 – 1982:4)

Ecuación No.	Constante	$\log y_t$	$\log r_t$	$\log P_t$	$\log r_{t-1}$	$\log P_{t-1}$	$\log M_{t-1}$	$\log M_{t-2}$	SCR (F)	FSTAB CHISQ	LM (1) LM (4)	R ² (DW)
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1. Variable dependiente $\log (M1)$												
11	-0.4 (0.5)	0.251 (0.057)	-0.058 (0.016)	0.438 (0.177)	-0.007 (0.018)	-0.264 (0.184)	0.730 (0.127)	0.082 (0.109)	0.015997 (14028)	0.289 (17.64)	- (6.553)	0.999 (2.073)
12	-0.4 (0.5)	0.240 (0.055)	-0.058 (0.015)	0.397 (0.168)	-0.001 (0.016)	-0.229 (0.177)	0.817 (0.054)	-	0.016131 (16468)	0.284 (16.94)	- (7.382)	0.999 (2.219)
13	-0.4 (0.4)	0.266 (0.050)	-0.055 (0.008)	0.184 (0.036)	-	-	0.796 (0.041)	-	0.016527 (24808)	0.578 (19.77)	- (2.060)	0.999 (2.136)
14	2.8 (1.0)	0.738 (0.108)	-0.079 (0.019)	0.866 (0.020)	-	-	-	-	0.105072 (5256)	0.299 (7.175)	- (51.63)**	0.995 (0.335)**
2. Variable dependiente $\log (M1/P)$												
11	-0.2 (0.5)	0.171 (0.031)	-0.065 (0.016)	-	-0.010 (0.019)	-	0.805 (0.124)	0.044 (0.110)	0.019159 (136.6)	0.570 (15.14)	- (6.580)	0.907 (1.997)
12	0.2 (0.5)	0.164 (0.026)	-0.066 (0.016)	-	-0.007 (0.017)	-	0.851 (0.045)	-	0.019203 (172.7)	0.511 (13.78)	- (6.773)	0.907 (2.072)
13	-0.1 (0.4)	0.162 (0.025)	-0.071 (0.008)	-	-	-	0.862 (0.037)	-	0.019246 (232.9)	0.652 (14.01)	- (6.474)	0.907 (2.066)
14	8.6 (0.7)	0.142 (0.075)	-0.090 (0.024)	-	-	-	-	-	0.168093 (8.244)	2.238 (17.63)	- (61.04)**	0.184 (0.231)**

LM (n): Denota la prueba del Multiplicador de Lagrange para autocorrelación de orden *n*. Errores estandarizados entre paréntesis. Valores críticos para la prueba de estabilidad Chi-Cuadrado (CHISQ) con veinte grados de libertad: a un nivel de probabilidad de 0.95, $\chi^2 = 37.57$. Valores críticos para la prueba de autocorrelación LM (4) (esto es, χ^2 con cuatro grados de libertad): a un nivel de probabilidad 0.95 $\chi^2 = 9.49$ y a un nivel de probabilidad 0.99 $\chi^2 = 13.28$. Para LM (1)*, (**) indica valores *t* para u_{t-1}, \dots, u_{t-4} que fueron significantes a un nivel de probabilidad 0.95 (0.99).

10. Dinámica versus autocorrelación: la prueba del factor común

En nuestro intento por estimar una demanda de dinero, comenzamos con un modelo estático (sobre)simplificado el cual mostraba evidencia sobre la presencia de una fuerte autocorrelación positiva. Esta no fue completamente desalojada con la aplicación de la Transformación de Cochrane-Orcutt, pero finalmente llegamos a una especificación dinámica que estaba libre de autocorrelación y tenía algún sentido en términos de sus propiedades económicas. En vez de pasar por este proceso algo *ad-hoc*, es posible desarrollar una prueba formal para permitir que los datos discriminen entre el modelo estático con errores autocorrelacionados y el modelo dinámico con errores aleatorios.

Consideremos primero un modelo estático con errores autocorrelacionados *AR1*.

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + u_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (17)$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t \quad (18)$$

Donde $|\rho| < 1$, $E(v_t) = 0$, $E(v_t^2) = \sigma^2$ y $E(v_t, v_s) = 0$ para $s \neq t$. Usando el operador rezagado podemos reescribir la ecuación (18) como $v_t = (1 - \rho L) u_t$, y en esa notación la Transformación de Cochrane-Orcutt puede ser representada como¹⁰.

$$(1 - \rho L) Y = (1 - \rho L) \beta_1 + (1 - \rho L) \beta_2 X_{2t} + \dots + (1 - \rho L) \beta_k X_{kt} + v_t \quad (19)$$

y entonces

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + (1 - \rho) \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} - \rho \beta_2 X_{2(t-1)} \\ \dots - \rho \beta_k X_{k(t-1)} + v_t, \quad t = 2, \dots, T. \quad (20)$$

Segundo, consideremos el modelo dinámico

10 En la práctica del parámetro ρ es desconocido y sería sustituido en la transformación por una estimación, pero ello no afecta el argumento que sigue.

$$Y_t = \gamma_0 Y_{t-1} + \gamma_1 + \gamma_{12} X_{2t} + \dots + \gamma_{1k} X_{kt} + \gamma_{22} X_{2(t-1)} + \dots + \gamma_{2k} X_{k(t-1)} + w_t, \quad t = 2, \dots, T. \quad (21)$$

Donde w_t tiene las mismas propiedades de v_t . Comparando las ecuaciones (20) y (21), que contienen las mismas variables, es claro que (20) es una versión restringida de (21), que involucra $(k-1)$ restricciones *no lineales*.

$$\gamma_{2j} / \gamma_{1j} = -\rho, \quad j = 2, \dots, k. \quad (22)$$

Como muestra la ecuación (19), una interpretación alternativa de la restricción en la ecuación (22) es que los parámetros en la ecuación (21) contienen un factor común $(1 - \rho L)$. Cuando éste se cancela, la ecuación (21) se reduce a la ecuación (17) con errores autocorrelacionados dados por la ecuación (18). Por esta razón la prueba para las restricciones en la ecuación (22) es conocida generalmente como la Prueba del Factor Común (o COMFAC).

Una comparación de la suma de los cuadrados residuales de las ecuaciones (19) y (21) proveen una base para la prueba, pero dado que las restricciones son no lineales, no puede ser utilizada la prueba F . No obstante, puede utilizarse la Prueba de Razón de Verosimilitud (LR):

1. Estimar la ecuación (19) utilizando la Transformación de Cochrane-Orcutt AR1 y calcular la suma de cuadrados residuales restringida, $\Sigma \hat{v}_t^2$.

2. Estimar la ecuación (21) por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y calcular la suma de cuadrados residuales no restringida, $\Sigma \hat{w}_t^2$.

3. La prueba estadística de Razón de Verosimilitud (LR) se define entonces como

$$LR = T(\log \Sigma \hat{v}_t^2 - \log \Sigma \hat{w}_t^2) \quad (23)$$

Donde T es el tamaño de la muestra. En muestras grandes la Prueba de Razón de Verosimilitud (LR) está asintóticamente distribuida como una variable Chi-cuadrado con $k-1$ grados de libertad.

El resultado de aplicar la Prueba del Factor Común a los datos de la demanda de dinero se reporta en el Cuadro 6, donde para cada variable dependiente se presentan tres ecuaciones. La primera da los estimadores obteni-

dos por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de los parámetros en la ecuación (17) y demuestra la presencia de autocorrelación positiva. La segunda presenta los estimadores obtenidos utilizando la Transformación de Cochrane-Orcutt (AR1), mientras la tercera presenta los estimadores obtenidos por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de la ecuación (21) del modelo dinámico no restringida. El resultado de la prueba estadística de Razón de Verosimilitud (LR) se encuentra en la columna final y es altamente significativo, rechazándose el modelo estático con errores autocorrelacionados. Esto confirma los resultados de nuestro análisis inicial, que un modelo dinámico explica mejor los datos.

III. CONCLUSIONES

El ejemplo ampliado que se presenta acá ha ilustrado los peligros de sacar conclusiones económicas de modelos sobresimplificados y la necesidad de incorporar extensivamente pruebas de diagnóstico como rutinas normales en el análisis econométrico aplicado. Ejemplos de construcción exitosa de modelos, basados en el principio de iniciar con un modelo general dinámico que es capaz de describir el Proceso de Generación de los Datos (PGD), encajonando modelos económicos en tal estructura y contrastando explícitamente los supuestos económicos como un paso final, pueden encontrarse en las referencias dadas anteriormente. Se puede objetar que mientras tal programa metodológico puede ser relevante para econométricos que trabajan con series de tiempo largas y con facilidades de computación ilimitadas, muchos investigadores en países en desarrollo encaran la falta de datos y la ausencia tanto de facilidades extensivas de computación como de *software*. Considerando primero los datos, puede haber casos en los cuales son tan escasos los grados de libertad que poco puede hacerse para implementar la metodología descrita anteriormente, pero en tales casos por ningún método se puede producir confiabilidad alguna. Mientras debemos tener cuidado en la aplicación de pruebas asintóticas a series de tiempo cortas, una literatura creciente de estudios de Monte Carlo sobre las propiedades de tales pruebas estadísticas ha suministrado alguna guía sobre su sensibilidad a los tamaños de la muestra y las modificaciones que pueden hacerse en las pequeñas muestras para mejorar la potencia de las pruebas. Algunos resultados son presentados en el Anexo 1. Con respecto al asunto de los requerimientos computacionales para la implementación del programa metodológico descrito anteriormente, no existen problemas pues con cualquier "paquete" estadístico de computación estándar que permita recuperar los residuales de la regresión y un poco de ingenio, la mayoría de las pruebas descritas arriba son fáciles de aplicar. Se recomienda enérgicamente que, donde sea posible, esas pruebas sean aplicadas.

Cuadro 6 Resultados de pruebas de factor común, 1964:1 a 1982:1

Ecuación No.	Constante	$\log Y_t$	$\log r_t$	$\log P_t$	$\log Y_{t-1}$	$\log r_{t-1}$	$\log P_{t-1}$	$\log M_{t-1}$	SCR (F)	$\hat{\rho}$ (se)	LR (DW)
1. Variable dependiente $\log (M1)$											
17 MCO	2.765 (1.036)	0.738 (0.108)	-0.079 (0.019)	0.866 (0.020)	—	—	—	—	0.105072 (5256)	—	— (0.335)
20 AR1	4.625 (1.479)	0.540 (0.153)	-0.052 (0.018)	0.885 (0.037)	—	—	—	—	0.030948 (8456)	0.849 (0.060)	— (1.626)
21 MCO	-0.630 (0.516)	0.775 (0.145)	-0.061 (0.016)	0.302 (0.184)	0.192 (0.158)	-0.002 (0.016)	-0.133 (0.193)	0.813 (0.054)	0.015788 (14213)	—	51.154** —
2. Variable dependiente $\log (M1/P)$											
17 MCO	8.564 (0.681)	0.142 (0.747)	-0.090 (0.024)	—	—	—	—	—	0.168092 (8.245)	—	— (0.231)
20 AR1	7.406 (1.238)	0.255 (0.129)	-0.056 (0.018)	—	—	—	—	—	0.034399 (183.9)	0.908 (0.045)	— (1.394)
21 MCO	0.075 (0.503)	0.227 (0.146)	-0.064 (0.017)	—	-0.067 (0.154)	-0.006 (0.017)	—	0.850 (0.046)	0.019152 (136.6)	—	44.51** —
3. Variable dependiente $\log (M1/PY)$											
17 MCO	0.747 (0.058)	—	-0.299 (0.026)	—	—	—	—	—	0.472242 (133.5)	—	— (0.278)
20 AR1	0.223 (0.118)	—	-0.054 (0.019)	—	—	—	—	—	0.040514 (7.368)	0.986 (0.015)	— (2.003)
21 MCO	0.133 (0.026)	—	-0.058 (0.016)	—	—	-0.001 (0.018)	—	0.860 (0.029)	0.027004 (1153)	—	30.83** —

** Indica valores t para u_{t-1}, \dots, u_{t-4} que fueron significantes a un nivel de probabilidad de 0.99.

ANEXO 1. ANOTACIONES TECNICAS SOBRE ALGUNAS PRUEBAS DE DIAGNOSTICO

Estas anotaciones están encaminadas a proporcionar un fundamento técnico a algunas de las pruebas mostradas arriba y proveer referencias para otras pruebas y desarrollos no discutidos en el texto principal.

Pruebas de Estabilidad

En el texto se discutieron dos pruebas basadas en las distribuciones F y Chi-cuadrado:

1. Prueba F (incluyendo la prueba de Chow como caso especial)

Utilizando notación matricial, supongamos que queremos estimar el modelo $y = X\beta + u$ con los datos de series de tiempo para $t = 1, \dots, m, m + 1, \dots, T$; $m > k$ y realizar una prueba para una ruptura estructural entre los períodos m y $m + 1$. Asumamos que hay k elementos en el vector β . La prueba conlleva los siguientes pasos:

- a. Ajustar la relación a los dos períodos separadamente y computar las sumas de cuadrados residuales.

$$Y_1 = X_1 \beta_1 + u_1 \quad \text{con SCR1} = \hat{u}_1' \hat{u}_1, \quad t = 1, \dots, m \quad (A1)$$

$$Y_2 = X_2 \beta_2 + u_2 \quad \text{con SCR2} = \hat{u}_2' \hat{u}_2, \quad t = m + 1, \dots, T. \quad (A2)$$

La suma de Cuadrados Residuales (SCR) no Restringida (dado que no estamos restringiendo los parámetros a ser iguales en ambos períodos) SCR_N es

$$\text{SCR}_N = \text{SCR1} + \text{SCR2} = \hat{u}_1' \hat{u}_1 + \hat{u}_2' \hat{u}_2 \quad (A3)$$

b. Imponiendo la restricción de que $\beta_1 = \beta_2 = \beta$, estimamos la relación para el período completo y calculamos la Suma de Cuadrados Residuales Restringidos (SCR_R),

$$y = X\beta + u \quad \text{con SCR}_R = \hat{u}' \hat{u}, \quad t = 1, \dots, T. \quad (A4)$$

Entonces

$$F = \frac{(\text{SCR}_R - \text{SCR}_N) / k}{\text{SCR}_N / (T - 2k)} \sim F(k, T - 2k) \quad (A5)$$

La prueba de Chow

Si el segundo subperíodo contiene muy pocas observaciones para ajustar una regresión separada, Chow ha propuesto una versión modificada de la prueba F . Sea $t = 1, \dots, T$ el primer subperíodo (esto es, la muestra principal) y asumamos que m ($m < k$) nuevas observaciones llegan a estar disponibles. El procedimiento de la prueba es entonces como sigue:

- Ajustamos la relación a las observaciones $t = 1, \dots, T$ y calculamos la Suma de los Cuadrados Residuales, denotada por SCR.
- Ajustamos la relación a todos los datos $t = 1, \dots, T, T + 1, \dots, T + m$ y calculamos la Suma de Cuadrados Residuales, denotada por SCR1.

El estadístico de prueba es calculado entonces como

$$F = \frac{(SCR1 - SCR) / m}{SCR / (T - k)} \sim F(m, T - k) \quad (A6)$$

2. La prueba Chi-cuadrado

Primero estime la ecuación (A1) y calcule $s^2 = \hat{\mathbf{u}}_1' \hat{\mathbf{u}}_1 / (m - k)$, donde $\hat{\mathbf{u}}_1 = \mathbf{Y}_1 - \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\beta}_1$. Luego prediga \mathbf{Y}_2 (esto es, Y_t en el segundo período) utilizando \mathbf{X}_2 y $\boldsymbol{\beta}_1$, o sea que

$$\mathbf{Y}_2^P = \mathbf{X}_2 \hat{\boldsymbol{\beta}}_1 \quad t = m + 1, \dots, T. \quad (A7)$$

Los errores de predicción son los elementos del vector $\mathbf{f} = \mathbf{Y}_2 - \mathbf{Y}_2^P$ y la suma de los cuadrados de los errores de predicción está dada por $\mathbf{f}'\mathbf{f}$ (esto es, $\sum f_t^2$).

Finalmente el estadístico de prueba está definido como

$$CHISQ = \mathbf{f}'\mathbf{f}/s^2 \quad (A8)$$

y está distribuido asintóticamente como una variable Chi-cuadrado con $T - m$ grados de libertad.

Una referencia útil sobre los efectos de la autocorrelación en la prueba de Chow es Corsi, Pollock y Prakken (1982).

Prueba general para autocorrelación

Dado que los errores en el modelo de regresión no son observables, y contando con que los parámetros han sido consistentemente estimados, las pruebas de autocorrelación se basan en los residuales (\hat{u}_t). Los estadísticos de prueba hacen uso de la covarianza entre \hat{u}_t y \hat{u}_{t-j} , donde j es el orden de autocorrelación que está siendo investigado. Tanto la prueba Durbin Watson como el estadístico h de Durbin son Pruebas para Errores Autorregresivos de Primer Orden (AR1), pero se han desarrollado otras pruebas para contrastar la presencia de autocorrelaciones de orden mayor, ya sea autorregresivas, promedios móviles o mezclas de ambas.

La prueba Box-Pierce (Portmanteau)

Denotemos la (auto) correlación entre \hat{u}_t y \hat{u}_{t-s} como $\hat{\rho}_s$. Si el verdadero valor de $\rho_s = 0$ entonces, en muestras grandes, $\hat{\rho}_s$ está aproximadamente distribuida normalmente con media 0 y varianza igual a $1/T$ (esto es, $\hat{\rho}_s \sim N(0, 1/T)$). Si estandarizamos $\hat{\rho}_s$ obtenemos $\hat{\rho}_s / (1/T) = T\hat{\rho}_s \sim N(0, 1)$ aproximadamente. Elevar al cuadrado una variable normal estandarizada produce una variable Chi-cuadrado con un grado de libertad; por lo tanto, $T\hat{\rho}_s^2 \sim \chi_{(1)}^2$ aproximadamente. Finalmente, usando las propiedades aditivas de la distribución Chi-cuadrado, el Estadístico Box-Pierce como prueba para la autocorrelación de orden m está definido como

$$Q = T \sum_{s=1}^m \hat{\rho}_s^2 \quad (\text{A9})$$

y esta aproximadamente distribuida como una variable Chi-cuadrado con m grados de libertad.

Los estudios de Monte Carlo sugieren que el poder de la prueba Box-Pierce es pequeño para pequeñas muestras y se han sugerido modificaciones para mejorar su poder en tales casos. En este caso, Ljung y Box (1978) mostraron que $(T - s) / T(T - 2)$ provee una mayor aproximación a la varianza de $\hat{\rho}_s$ y que proponen un estadístico de prueba modificado

$$Q^* = T(T - 2) \sum_{s=1}^m (T - s)^{-1} \hat{\rho}_s^2 \quad (\text{A10})$$

Recientemente el interés se ha concentrado en una prueba de tipo alternativo la cual tiene la ventaja de que sus propiedades no son afectadas por la presencia de valores rezagados entre las variables dependientes de los regresores.

La prueba del Multiplicador de Lagrange (LM)¹¹

Supongamos que queremos estimar

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + u_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (A11)$$

y realizar pruebas para la presencia de autocorrelación de orden m . El procedimiento de la prueba es como sigue

1. Estimamos (A11) con Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y recuperamos los residuales, \hat{u}_t . Generamos los residuales rezagados $\hat{u}_{t-1}, \dots, \hat{u}_{t-m}$.

2. Estimamos la regresión

$$\hat{Y}_t = \gamma_1 + \gamma_2 X_{2t} + \dots + \gamma_k X_{kt} + \delta_1 \hat{u}_{t-1} + \dots + \delta_m \hat{u}_{t-m} + v_t \quad (A12)$$

($t = m + 1, \dots, T$) con Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y calculamos el coeficiente de determinación, R^2 . El Estadístico de Prueba es definido entonces como

$$LM = TR^2, \quad (A13)$$

Donde T es el tamaño de la muestra original. En muestras grandes, LM tiene una distribución Chi-cuadrado con m grados de libertad¹².

11 Para apreciar por qué se le llama Prueba del Multiplicador de Lagrange, consideremos un caso en el cual nos interesan dos hipótesis (H_0 y H_1) y asumamos que H_0 está encajonada dentro de H_1 . Las restricciones sobre H_1 implicadas por H_0 pueden ser contrastadas de diversas formas: (1). La prueba de Wald estima H_1 y prueba las restricciones implicadas por H_0 ; (2). La prueba de la *Razón de Verosimilitud* estima ambas H_0 y H_1 y basa la prueba en el cociente de las verosimilitudes bajo ambas hipótesis; (3). El tercer enfoque comprende derivar una prueba para estimar H_1 sujeta a las restricciones implicadas por H_0 . Dado que esto conlleva un problema de maximización restringida, la ventaja del enfoque lagrangeano es obvia y el Multiplicador de Lagrange puede ser interpretado como el precio sombra de imponer la restricción derivada de H_0 sobre H_1 . Si bien la derivación teórica de la prueba del Multiplicador de Lagrange (LM) no es fácil, el procedimiento es extremadamente simple para su aplicación.

12 El lector puede encontrar útil notar intuitivamente que R^2 en la ecuación (A12) representa el cuadrado de el coeficiente de correlación múltiple entre \hat{u}_t y $\hat{u}_{t-1}, \dots, \hat{u}_{t-m}$, donde sean permitidos los efectos (lineales) de X_{2t}, \dots, X_{kt} .

Si bien la prueba del Multiplicador de Lagrange (LM) ha tenido muchas propiedades atractivas, los estudios de Monte Carlo han sugerido que su potencia puede ser relativamente baja para pequeñas muestras, y Harvey (1981) discute una versión modificada de la prueba para pequeñas muestras de la forma

$$LM^* = [(T - k) R^2] / [m (1 - R^2)], \quad (A14)$$

Donde la región crítica está basada en la distribución F con $(m, t-k)$ grados de libertad.

Pruebas adicionales

Acá no se discutirán detalladamente otras pruebas adicionales. En cambio, se darán algunos indicios sobre las direcciones en las cuales se han desarrollado estos procedimientos de prueba, junto con referencias adicionales.

En los ejemplos dados en el texto principal se daba por supuesto que el Mínimo Cuadrado Ordinario (MCO) era un procedimiento de estimación apropiado. Esto depende de la validez del supuesto de que los regresores son exógenos. Si este no es el caso, un método de estimación alternativo que produce estimadores consistentes (si no son insesgados), tal como la estimación con variables instrumentales, debe ser utilizado. En ese contexto debe anotarse que las pruebas para la validez de los supuestos de exogeneidad han sido desarrolladas y que es posible extender las pruebas discutidas en este artículo para ser utilizadas con estimaciones de variables instrumentales. Para ver detalles una referencia útil es Hendry y Wallis (1984). Esta colección de ensayos, dedicada a Denis Sargan en su sexagésimo cumpleaños, contiene algunas contribuciones metodológicas importantes, en particular los capítulos de Pagan y Mizon.

ANEXO 2 DATOS Y FUENTES

Año (trimestres)	Oferta nominal de dinero (millones de libras esterlinas)*	Gasto final total en bienes y servicios a precios corrientes (millones de libras esterlinas)**	Gasto final total en bienes y servicios a precios de 1975 (millones de libras esterlinas)***	Tasa de interés para depósitos de tres meses con las autoridades locales****
1962:4	6.620	4.804	12.033	4.52
1963:1	6.740	4.865	12.086	4.31
1963:2	6.870	5.019	12.446	4.39
1963:3	6.990	5.103	12.575	4.20
1963:4	7.210	5.150	12.618	4.35
1964:1	7.280	5.236	12.691	4.89
1964:2	7.330	5.324	12.787	5.00
1964:3	7.440	5.412	12.847	5.07
1964:4	7.450	5.529	12.949	6.79
1965:1	7.490	5.611	12.959	7.52
1965:2	7.570	5.674	12.960	6.77
1965:3	7.620	5.793	13.095	6.43
1965:4	7.610	5.855	13.117	6.25
1966:1	7.910	5.986	13.304	6.24
1966:2	7.830	6.123	13.458	6.33
1966:3	7.740	6.095	13.258	7.47
1966:4	7.600	6.126	13.164	7.30
1967:1	7.780	6.194	13.311	6.36
1967:2	7.880	6.322	13.527	5.64
1967:3	8.160	6.457	13.726	5.58
1967:4	8.215	6.556	13.821	7.27
1968:1	8.210	6.828	14.290	8.01
1968:2	8.340	6.702	13.691	8.25
1968:3	8.530	6.941	13.962	7.67
1968:4	8.640	7.057	14.083	7.43
1969:1	8.490	7.134	13.960	8.24
1969:2	8.310	7.231	13.988	9.25
1969:3	8.380	7.338	14.089	9.60
1969:4	8.660	7.530	14.276	9.30
1970:1	8.640	7.606	14.217	9.10
1970:2	8.920	7.823	14.359	8.04
1970:3	9.020	8.072	14.597	7.51
1970:4	9.420	8.277	14.641	7.19
1971:1	9.820	8.419	14.603	7.51
1971:2	9.900	8.816	14.867	6.52
1971:3	10.210	9.095	15.071	5.80
1971:4	10.510	9.269	15.183	4.79
1972:1	11.350	9.546	15.503	4.95
1972:2	11.720	9.845	15.766	5.68
1972:3	12.040	10.224	15.930	7.75
1972:4	12.360	10.568	16.071	8.08
1973:1	12.460	11.124	16.724	10.08
1973:2	13.190	11.200	16.525	8.91
1973:3	12.950	11.519	16.566	12.72
1973:4	13.010	11.916	16.517	14.75

(Continuación Anexo 2)				
Año (trimestres)	Oferta nominal de dinero (millones de libras esterlinas)*	Gasto final total en bienes y servicios a precios corrientes (millones de libras esterlinas)**	Gasto final total en bienes y servicios a precios de 1975 (millones de libras esterlinas)***	Tasa de interés para depósitos de tres meses con las autoridades locales****
1974:1	12.860	12.203	16.211	15.56
1974:2	13.220	12.782	16.169	13.31
1974:3	13.540	13.435	16.288	12.77
1974:4	14.450	14.206	16.381	12.60
1975:1	14.850	15.026	16.342	11.37
1975:2	15.625	16.078	16.358	9.77
1975:3	16.790	16.491	16.015	10.60
1975:4	17.160	17.057	15.937	11.47
1976:1	17.900	17.759	16.105	9.22
1976:2	18.480	18.299	16.163	10.89
1976:3	19.100	18.919	16.199	11.74
1976:4	19.060	19.873	16.240	15.12
1977:1	19.500	20.406	15.980	11.39
1977:2	20.490	21.172	16.020	7.96
1977:3	22.030	21.844	16.153	6.74
1977:4	23.250	22.526	16.364	6.12
1978:1	24.370	23.675	16.840	6.59
1978:2	25.010	24.251	16.884	9.09
1978:3	26.030	25.216	17.249	9.66
1978:4	27.070	25.725	17.254	11.82
1979:1	27.620	26.715	17.396	12.93
1979:2	28.100	28.930	18.315	12.68
1979:3	28.970	29.946	17.816	14.19
1979:4	29.550	31.480	18.072	16.24
1980:1	29.360	32.813	18.120	18.20
1980:2	29.950	33.372	17.729	17.25
1980:3	29.800	34.318	17.831	15.87
1980:4	30.730	35.235	17.870	15.33
1981:1	31.880	36.343	18.032	13.10
1981:2	33.000	37.268	17.860	12.46
1981:3	33.410	38.243	17.915	14.82
1981:4	34.620	39.188	17.955	15.65
1982:1	36.580	39.574	17.901	14.04
1982:2	37.510	40.681	18.002	13.38
1982:3	37.960	41.690	18.239	11.16
1982:4	39.920	43.153	18.516	10.37

* 1962:4. Estimación bruta. 1963:1 a 1981:4. *ETAS* (1983). pp. 146-147; 1982:1 a 1982:4. *ET* (abril 1983). p. 52.

** 1962:4 a 1981:4. *ETAS* (1983). pp. 10-11; 1982:1 a 1982:4. *ET* (abril 1983). p. 10.

*** 1962:4 a 1981:4. *ETAS* (1983). pp. 15-17; 1982:1 a 1982:4. *ET* (abril 1983). p. 8.

**** Promedio de datos mensuales no ponderados. 1962:10 a 1969:12. *BoESA*. No. 1 (1970). pp. 171-173; 1970:1 a 1981:12. *ETAS* (1983). pp. 195-197; 1982:1 a 1982:12. *ET* (abril 1983). p. 66.

Fuente: Los datos son series de tiempo trimestrales estacionalmente ajustadas para el Reino Unido desde 1962:4 hasta 1982:4. En la descripción de las fuentes de datos se utilizan las siguientes abreviaturas: *ET* = *Economic Trends* (HMSO); *ETAS* = *Economic Trends Annuals Supplement*; *BoESA* = *Bank of England Statistical Abstracts*.

BIBLIOGRAFIA

- Box, G.E.P. y Pierce, D.A. "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving-Average Time-Series Models". *Journal of the American Statistical Association*. 65 (diciembre 1970). pp. 1509-1526.
- Cochrane, D. y Orcutt, G.H. "Application of Least Squares Regressions to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms". *Journal of the American Statistical Association*. 44 (marzo 1949). pp. 32-61.
- Corsi, P.R.E. Pollock, R.E. y Prakken, J.L. "The Chow Test in the Presence of Serially Correlated Errors". Capítulo 10. En: G.C. Chow y P. Corsi (Eds.). *Evaluating the Reliability of Macro-economic Models*. (Wiley, 1982).
- Cowles Commission for Research in Economics. *A Twenty Year Ressearch Report. 1932-1952*. (University of Chicago Press, 1953).
- Davidson, J.E.; Hendry, D.F.; y Srba, F. y Yeo, S. "Econometric Modelling of the aggregate time-series relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom". *Economic Journal*. 88 (diciembre 1978). pp. 661-692.
- Davidson, J.E. y Hendry, D.F. "Interpreting Econometric Evidence: the Behaviour of Consumers' Expenditure in the UK". *European Economic Review*. 16 (marzo 1981). pp. 177-192.
- Durbin, J. "Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression when some of the Regressors are Lagged Dependent Variables". *Econometrica*. 38 (mayo 1970). pp. 410-421.
- Durbin, J. Watson, G.S. "Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression. I", *Biometrika*, 37 (diciembre 1950). pp. 409-428.
- _____ "Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression. II", *Biometrika*. 38 (junio 1951). pp. 159-178.
- Feige, E.L. "Expectations and adjustments in the monetary sector". *American Economic Review Papers and Proceedings*. 57 (mayo 1967). pp. 462-473.
- Friedman, M. y Meiselman, D. "The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier in the United States, 1897-1958". En: *Stabilization Policies: Commission on Money and Credit*, (Prentice-Hall, Englewood Cliffs, 1963).
- Goldfeld, S.M. y Quandt, R.E. "Some Tests for Homoscedasticity". *Journal of the American Statistical Association*. 60 (junio 1965). pp. 539-448.
- Graybill, F.A. *An Introduction to Linear Statistical Models*. Vol. I. (McGraw-Hill, 1961).
- Haavelmo, T. "The Probability Approach in Econometrics". *Econometrica*. 12 (julio 1944).
- Hendry, D.F. "Predictive Failure and Econometric Modelling in Macroeconomics: the Transaction Demand for Money". Capítulo 9. En: P. Ormerod (Ed.). *Economic Modeling*. (Heinemann, 1979).
- _____ "Econometric Modelling: the Consumption Function in Retrospect". *Scottish Journal of Political Economy*. 30 (noviembre 1983). pp. 193-220.
- Hendry, D.F. y Mizon, G.E. "Serial Correlation as a Convenient Simplification, not a Nuisance: a Comment on a Study of the Demand for Money by the Bank of England". *Economic Journal*. 88 (septiembre 1978). pp. 549-463.
- Hendry, D.F. y von Ungern-Sternberg, T. "Liquidity and Inflation Effects on Consumers' Behaviour". Capítulo 9. En: A.S. Deaton (Ed.). *Essays in the Theory and Measurement of Consumers' Behaviour*. (Cambridge University Press, 1981).
- Hendry, D.F. y Wallis, K.F. (Eds.). *Econometrics and Quantitative Economics*. (Blackwell, 1984).
- Hood, W.C. y Koopmans, T.C. (Eds.). *Studies in Econometric Method*. (Wiley, 1953).
- Klein, L.R. *Economic Fluctuations in the United States. 1921-1941*, (Wiley, 1950).
- Koopmans, T.C. (Ed.). *Statistical Inference in Dynamic Economic Models*. (Wiley, 1950).
- Laidler, D.E.W. *The Demand for Money*. Second edition (Harper and Row, 1977). [Edición en español: *La demanda de dinero*. Barcelona, Antonio Bosch].
- Laidler, D. y Parkin, J.M. "The Demand for Money in the United Kingdom, 1956-1967:

- Preliminary Estimates". *The Manchester School*. 38 (septiembre 1970). pp. 187-208. Una versión revisada apareció en H.G. Johnson *et al* (Eds.). *Readings in British Monetary Economics*. (Oxford University Press, 1972). pp. 181-200.
- Ljung, G.M. y Box G.E.P. "On a Measure of Lack of Fit in Time-Series Models". *Biometrika*. 66 (agosto 1978). pp. 297-303.
- Mizon, G.E. "The Encompassing Approach in Econometrics". Capítulo 6. En: Hendry y Wallis (1984).
- Nerlove, M. "Returns to Scale in Electricity Supply". Capítulo 7. En: C. F. Christ *et al*. *Measurement in Economics*. (Stanford University Press, 1963).
- Pagan, A.R. "Model Evaluation by Variable Addition". Capítulo 5. En: Hendry y Wallis (1984).
- Sargan, J.D. "Wages and Prices in the United Kingdom: a Study in Econometric Methodology". En: P.E. Hart *et al*. (Eds.) *Econometric Analysis for National Economic Planning*. (Butterworths, 1964). Reimpreso como capítulo 10. En: Hendry y Wallis (1984).
- von Neumann, J. "Distribution of the Ratio of the Mean Square Successive Difference to the Variance". *Annals of Mathematical Statistics*. 12 (septiembre 1941). pp. 367-395.



**CENTRO DE
INVESTIGACIONES
ECONOMICAS**

FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS
UNIVERSIDAD DE ANTIOQUIA

Centro de documentación

Especializado en economía colombiana (historia y actualidad). Posee una colección de unos diez mil documentos, incluyendo: libros, ponencias, folletos, separatas, tesis de grado y publicaciones seriadas.

- Servicios**
- Referencia y consulta en su sede
 - Préstamos interbibliotecarios
 - Boletín analítico de publicaciones seriadas en economía colombiana
 - Búsquedas bibliográficas especializadas
 - Compilación de bibliografías
 - Reprografía interinstitucional

Horarios 8 a.m. — 12 m.
2 p.m. — 6 p.m.

Dirección Ciudad Universitaria
Bloque 13. Oficina 104
Teléfonos: 233 06 90 y 266 00 11, Ext. 461
Apartado aéreo 1226
Medellín, Colombia

Al servicio de todos los investigadores del país y del exterior