

AAQ 1926

TESIS
PE2002
P3

**UNIVERSIDAD CATÓLICA ANDRÉS BELLO
POSTGRADO EN POLÍTICA ECONÓMICA
TRABAJO DE GRADO DE ESPECIALISTA**



**LA DEMANDA DE DINERO CIRCULANTE EN VENEZUELA:
Un modelo con Corrección de Errores**

ASESOR:
ENID BLANCO

ALUMNA:
PARACARE REYES, Elsy
CI: 8.270.371

Caracas, Septiembre de 2002

ÍNDICE

<i>Introducción</i>	2
<i>I. Marco Teórico</i>	3
<i>I.1. Teorías sobre Demanda de Dinero</i>	3
<i>I.1.1. Economía Clásica</i>	3
<i>I.1.2. Teoría cuantitativa</i>	3
<i>I.1.3. Otras Pruebas Neoclásicas</i>	5
<i>I.1.4. Teoría Keynesiana</i>	6
<i>I.1.5. Teorías Postkeynesianas</i>	7
<i>I.2. Evidencia Empírica</i>	10
<i>II. Especificación del Modelo</i>	19
<i>II.1. Variables Seleccionadas: Definición y Justificación</i>	20
<i>II.2. Periodicidad</i>	22
<i>III. Evolución de la Demanda Real de Dinero</i>	23
<i>IV. Formulación del Mecanismo de corrección de Errores</i>	27
<i>IV.1. Estacionariedad de las Variables</i>	27
<i>IV.2. Correlación y Causalidad de Granger</i>	31
<i>IV.3. Relación de Cointegración</i>	34
<i>IV.4. Modelo con Corrección de Errores</i>	37
<i>IV.5. Evaluación de la Capacidad Predictiva del Modelo</i>	39
<i>Conclusiones y Recomendaciones</i>	42

Referencias Bibliográficas

Anexo N° 1: Gráficos y Correlogramas de las Variables

Anexo N° 2: Mínimos Cuadrados Ordinarios

Anexo N° 3: Cointegración

Anexo N° 4: Pruebas Estadísticas sobre los Supuestos del Modelo Lineal General Clásico (MLGC)

Anexo N° 5: Criterios para Evaluar la Bondad Predictiva del Modelo

INTRODUCCIÓN

El siguiente informe se presenta para cumplir con uno de los requisitos exigidos para optar al título de Especialista en Economía Política. El trabajo tiene como objetivo examinar la relación entre la demanda real de dinero y sus principales determinantes, para el período comprendido entre enero de 1985 y diciembre de 2001. Para ello, se estima un modelo con corrección de errores, con el propósito de evaluar el comportamiento de la demanda de saldos reales del dinero, en virtud de la importancia que ésta tiene en el diseño e instrumentación de la Política Monetaria de un Banco Central.

En el primer capítulo se realiza una breve reseña de algunas de las teorías que respaldan la formulación tradicional de la Demanda de Dinero, en términos de una variable escala y variables que miden el costo de oportunidad de mantener dinero. También se presenta la evidencia empírica, destacando las variables elegidas en las distintas investigaciones como determinantes del agregado monetario seleccionado.

Las variables consideradas en este estudio son: El circulante (M1) -como agregado monetario-, el índice general de actividad económica (IGAEM) como medida del nivel de transacciones de la economía, la tasa de interés, el tipo de cambio y la tasa de Inflación como variables que miden el costo de oportunidad de mantener dinero en lugar de otros activos alternativos.

En el segundo capítulo se presenta la especificación del modelo y se comentan las razones que justifican la selección de estas variables.

En el tercer capítulo se describe el comportamiento de la variable dependiente y se exponen algunos de los factores, relacionados con los determinantes seleccionados, que determinaron su evolución en el período considerado.

En el cuarto capítulo se estima el Modelo con corrección de errores para establecer la relación entre la Demanda Real de Dinero y los determinantes seleccionados para Venezuela. Finalmente se presentan las conclusiones y recomendaciones.

I. MARCO TEÓRICO^{1/}

En esta primera parte se hace un breve descripción de las diversas teorías escritas sobre la demanda de dinero, comenzando con la economía clásica hasta llegar a las teorías postkeynesianas. Asimismo, se presenta la evidencia empírica, en la cual se exponen las variables empleadas para representar la variable escala y el costo de oportunidad de mantener dinero, así como las diversas definiciones de dinero estimadas en los trabajos desarrollados sobre la materia.

I.1. TEORÍAS SOBRE LA DEMANDA DE DINERO

I.1.1. Economía Clásica: De acuerdo con la Teoría Clásica, todos los mercados de bienes continuamente liberan y ajustan flexiblemente los relativos de precios para asegurar que el equilibrio sea obtenido. La economía está siempre en niveles de pleno empleo excepto por las desviaciones transitorias como resultado de perturbaciones reales. En la economía el rol del dinero es simple, éste sirve como numerario, esto es, un producto cuya unidad es usada para expresar precio y valor, pero cuyo propio valor permanece inafectado por este rol. También sirve como medio de cambio. El dinero es neutral, no tiene consecuencias para variables económicas reales. El rol de almacén de valor es percibido como limitado bajo el supuesto clásico de información perfecta y costos de transacción insignificantes.

I.1.2. Teoría Cuantitativa: La teoría cuantitativa establece una relación proporcional entre la cantidad de dinero y el nivel de precios. Esta relación fue desarrollada en el marco del equilibrio clásico por dos expresiones alternativas y equivalentes. La primera versión llamada ecuación de Cambio esta asociada a Irving Fisher de la Universidad de Yale y la segunda la aproximación de Cambridge o Prueba de Balance de Efectivo está asociada con economistas de la Universidad de Cambridge, especialmente

^{1/} Extracto del trabajo de *Subramanian S., Sriram (1999)* "Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models". FMI. N° 64. Todas las referencias del Marco Teórico se pueden consultar en este documento.

Pigou. Ambas versiones están relacionadas principalmente como el dinero como medio de cambio. Mientras Fisher (1911) concentró su análisis sobre detalles institucionales de mecanismo de pago, los economistas de Cambridge se enfocaron sobre los motivos que tienen los individuos de mantener dinero.

i) Ecuación de Cambio de Fisher: En la teoría cuantitativa clásica, la demanda de dinero ni siquiera era mencionada, en lugar de ello, se recalca el concepto de “Velocidad de circulación del dinero”, la cual mide el número promedio de veces en que una unidad de moneda es empleada en transacciones en el período dado. La ecuación de Cambio $M_s V_t = P_t T$, relaciona la cantidad de dinero en circulación M_s con el volumen de transacciones T y el nivel de precios de los artículos comercializados P_t en un período dado, a través de un factor de proporcionalidad V_t (Velocidad de circulación). Esta ecuación no es una identidad como es el caso de la condición de equilibrio. El dinero simplemente es mantenido para facilitar las transacciones y no tiene utilidad intrínseca.

ii) Aproximación de Cambridge: Un paradigma alternativo de la teoría cuantitativa se refiere a la cantidad de dinero en el ingreso nominal y el rol e importancia de la demanda de dinero en determinar el efecto de la oferta monetaria sobre el nivel de precios. Esta teoría es principalmente asociada a economistas neoclásicos Pigou (1917), Marshall (1923), entre otros asociados con la Universidad de Cambridge. Hay tres diferencias entre este enfoque y el anterior: Primero, el énfasis está hecho sobre opciones individuales, en vez del mercado de equilibrio. Segundo, el dinero es mantenido no sólo como medio de cambio, como en el caso de Fisher, sino que también era visto como reserva de valor que proveía de seguridad a los agentes. Tercero, el concepto de demanda de dinero viene a aparecer más explícitamente.

Los economistas de Cambridge señalaron el rol de la riqueza y de la tasa de interés como determinantes de la demanda de

dinero. En la formulación del modelo, Pigou para simplificar supuso que para un individuo, los niveles de riqueza, el volumen de transacciones y el nivel de ingreso en períodos cortos se mueven en proporciones estables unos a otros. Cuando las otras cosas permanecen iguales, la demanda de dinero en términos nominales (M_d) es proporcional al nivel nominal de ingreso (P_y) para cada individuo, entonces la demanda agregada queda expresada de la siguiente manera $M_d = kP_y$, donde k podría depender de otras variables tales como la tasa de interés y la riqueza, pero principalmente del nivel de transacciones.

En resumen, la contribución esencial a la teoría de la demanda de dinero de la escuela de Cambridge consistió en señalar que la razón principal por la cual los individuos optan por mantener una cierta fracción de su riqueza en forma de dinero era la idoneidad de este activo para llevar a cabo sus transacciones.

De acuerdo con los economistas de Cambridge, entre las razones que motivan al público a mantener saldos monetarios se encuentran su aceptabilidad como medio de cambio, la existencia de costos de transacción en el intercambio y la necesidad de los agentes económicos de enfrentar contingencias de gasto. Según esta escuela de pensamiento, entre mayor es el volumen de transacciones que los individuos desean o deben realizar, mayor será la cantidad de dinero demandada por estos.

I.1.3. Otras Pruebas Neoclásicas: Los economistas neoclásicos consideraron el rol primario del dinero como un medio de pago y también enfatizaron la función de reserva de valor. Un defecto, sin embargo, es que en sus escritos no estaba explícito el rol de las tasas de interés en la determinación de la demanda de dinero. Ellos por el contrario atribuyeron varios otros factores que afectaban la demanda de dinero. Por ejemplo, Marshall y Pigou sugirieron que la incertidumbre acerca del futuro era un factor

influyente en la demanda de dinero. Cannon (1921) postuló una relación negativa entre la demanda de dinero y la inflación esperada, la cual era reconocida por Marshall (1926).

Lavington (1921) identificó la tasa de interés como un determinante clave del costo de oportunidad marginal de mantener dinero, Fisher (1930) lo señaló posteriormente. Hicks (1935) argumentó que la teoría de la demanda de dinero debería ser construida dentro del marco de la teoría de valor tradicional, en el cual la demanda de dinero es el resultado de un problema de selección entre activos alternativos sujetos a una restricción de riqueza (línea de balance) y de aquí ésta es influenciada principalmente por anticipaciones de rendimientos, riesgos de esos activos, así como por costos de transacción. Sin embargo, fue Keynes quien proporcionó una convincente explicación sobre la importancia de la variable tasa de interés afectando la demanda de dinero y enfatizó la significancia para el análisis macroeconómico de la sensibilidad de la demanda de dinero a la tasa de interés, “preferencia por liquidez.

I.1.4. Teoría Keynesiana: Keynes proporciona un análisis más riguroso que sus predecesores y miró el problema de la demanda de dinero desde un punto de vista analítico completamente diferente. Cuando los economistas clásicos y neoclásicos examinaron la demanda de dinero principalmente en términos de “dinero en movimiento”, esto es, no hay posibilidad de atesoramiento, todo el ingreso es gastado, Keynes analizó la conveniencia de mantener dinero (como en el enfoque de Cambridge de la teoría cuantitativa) y se concentró en los motivos que tiene la gente para conservar dinero. En este respecto, Keynes lo asoció con el panorama mercantilista.

Keynes postuló que los individuos mantienen dinero por tres motivos: transaccional, precautelativo y especulativo. El motivo transaccional es orientado de forma similar al presentado por la teoría cuantitativa, en la cual el dinero era considerado un medio

de cambio. Él expuso que los niveles de transacciones de un individuo y los de la economía mantienen una relación estable con el nivel de ingreso, de tal modo sugiere que la “demanda para transacciones” depende del nivel de ingreso.

Por otra parte, en virtud de que los individuos tienen la incertidumbre acerca de los pagos que tienen que hacer, él señaló que el motivo precautelativo también crea una demanda por dinero, por consiguiente la demanda precautelativa de dinero provee un plan de contingencias para gastar durante circunstancias imprevistas. En este motivo, el dinero sirve como medio de cambio y al igual que la demanda para transacciones depende del nivel de ingreso. Sin embargo, su contribución más significativa para la teoría de la demanda de dinero, viene del rol que juega el motivo especulativo. La demanda especulativa de dinero es lo que Keynes llamó como “preferencia por liquidez”. Él trató de formalizar un aspecto de la sugerencia hecha por Marshall y Pigou acerca del futuro como un factor que influye sobre la demanda de dinero. En vez de hablar de incertidumbre en general, se focalizó en una variable económica, el nivel futuro de la tasa de interés, en específico, el rendimiento futuro de los bonos. La función de reserva de valor es enfatizada en el motivo especulativo de la demanda de dinero, los individuos pueden mantener su riqueza en dinero o en bonos. Así, la tasa de interés fue formalmente introducida en la función de demanda de dinero y la función ahora puede ser representada como $m_d=f(y,i)$, donde la demanda real de dinero de equilibrio (m_d) es una función del ingreso real y de la tasa de interés.

I.1.5. Teorías Postkeynesianas:

Enfoque de la Demanda de Dinero Precautelativa: La demanda precautelativa de dinero aparece porque la gente está insegura de los pagos que ellos quieren o tienen que hacer (Whalen (1966)). Estos modelos son desarrollados por relajación del supuesto subyacente en el modelo de inventarios de que las entradas y pagos son conocidos con certeza.

Dinero como una Aproximación de Activo: Los modelos de activos o portafolio están asociados a menudo con la escuela de Yale, la cual visualiza la demanda de dinero en el contexto de un problema de selección de portafolio. La demanda de dinero es interpretada más abiertamente como parte de un problema de distribución de riqueza entre un portafolio de activos que incluye dinero. Estos modelos fueron desarrollados para mostrar la relación entre la tasa de interés y la demanda real de dinero. Ellos también consideran la importancia de la riqueza en la determinación de la demanda de dinero.

Modelo de Dinero por Anticipado: Estos son modelos de equilibrio los cuales incorporan un orden específico de restricciones de compra en un período dado que podría ser pagado en períodos previos. Este tipo de limitación es lo que se conoce comúnmente como “restricción del dinero por anticipado”. Esto provee una alternativa para incluir dinero en la función de utilidad y es una herramienta analítica simple para investigar por qué los agentes racionales pueden mantener dinero. En general, los modelos de dinero por anticipado tienen los siguientes cinco (5) elementos: Primero, hay un número grande de idénticos agentes derivando utilidad al tiempo que consumen bienes. Segundo, los agentes tienen cierta dotación las cuales son permitidas para comercializar con otros agentes por el dinero que fue traído del periodo previo. Tercero, la cantidad total de bienes de consumo adquiridos no debería exceder la cantidad total de dinero, así la cantidad de dinero establece un techo para los bienes a consumir. Cuarto, la comercialización es dirigida de acuerdo a algunas reglas estrictas, considerando el tiempo, lugar e intervalo de comercialización; y quinto, en equilibrio, la cantidad total de producción es igual al consumo y la demanda de dinero es exclusivamente una demanda transaccional.

Aproximación Teórica de Inventarios: No fue sino hasta inicio de la década de los cincuenta cuando surgieron los primeros modelos que desarrollaron explícitamente una teoría de la demanda de

dinero. A este respecto destacan las contribuciones de Baumol (1952) y Tobin (1956), quienes con base a la teoría de optimización de inventarios, formularon modelos que permitieron apreciar y formalizar la relevancia de las tasas de interés y otros factores, como las prácticas de pago y la existencia de costos de transacción, en la determinación de la cantidad de dinero demandada. Aunque ambos modelos consideran a la tasa de interés como el costo de oportunidad de las tenencias monetarias, en realidad se trata de una teoría que enfatiza la importancia del motivo transacciones, lo que permitió definir con mayor claridad el tipo de consideraciones y variables que explican este segmento de la demanda de dinero.

Los modelos de Baumol y Tobin consideran a un individuo que recibe su ingreso una sola vez en un determinado período de tiempo y que puede mantener el sobrante de sus ingresos sobre sus gastos corrientes en la forma de dinero u otro activo. En la versión más simple de estos modelos, se define al activo diferente del dinero como un bono que paga intereses. En esta teoría el elemento central que motiva a los individuos a mantener cierta fracción de su riqueza en efectivo es la falta de sincronía entre el momento en que se reciben los ingresos y aquellos en que deben realizarse los pagos.

En estos modelos, el individuo puede incurrir en dos tipos costos. El primero corresponde al costo de convertir bonos (u otro tipo de activo financiero menos líquido que el efectivo) en dinero, mientras que el segundo se refiere al interés al que renuncia un individuo al optar por mantener parte de su riqueza en forma de dinero. En virtud de que el número de conversiones de bonos a efectivo (por ejemplo, número de viajes al banco) necesarias para realizar compras de bienes y servicios depende negativamente de las tenencias de dinero de los individuos, el primero de dichos costos crea un incentivo para que éstos mantengan parte de su riqueza en la forma de dinero. Por otra parte, el costo en términos de intereses a los que se renuncia con la conversión de bonos a

efectivo crea un incentivo para que los individuos economicen en sus tenencias monetarias.

De esta manera, el problema que enfrenta el individuo consiste en determinar la frecuencia de las transferencias de su riqueza de bonos a dinero que le permita maximizar sus ingresos por intereses derivados de la tenencia de esos instrumentos, una vez descontados los costos de transacción. La demanda de dinero que resulta de estos modelos postula que la cantidad óptima de tenencias monetarias depende del flujo de ingresos que se obtiene para cierto período de tiempo, de los costos de transacción y del nivel de tasa de interés que devengan los activos distintos al dinero.

Los modelos de demanda de dinero basados en la teoría de optimalidad de inventarios han sido objeto de numerosas extensiones. Por ejemplo, Miller y Orr (1966) desarrollaron una versión estocástica del modelo de inventarios, en la que hay incertidumbre con respecto a la frecuencia de ingresos y pagos. La cantidad de tenencias monetarias fluctúa en el interior de una banda y las conversiones de bonos a dinero, o viceversa, ocurren cuando dichas tenencias alcanzan los límites de la banda. Es importante hacer notar aquí que este modelo fusiona los motivos transaccionales y de precaución de demanda de dinero.

I.2. EVIDENCIA EMPÍRICA

Existe una extensa literatura acerca de la estimación de la función de demanda de dinero, anteriormente, el trabajo estaba limitado exclusivamente a países industrializados, especialmente a los Estados Unidos y el Reino Unido. Posteriormente ha habido un interés considerable entre diversos países industrializados así como de los países en desarrollo. Los Bancos Centrales en estos países, consideran que la estabilidad de la función de demanda de dinero es la piedra angular de la política monetaria.

Las teorías sobre la demanda de dinero enfatizan la demanda por transacciones, especulativa y precautelativa. Estos postulados engloban ciertas hipótesis y ellas tienen elementos importantes en común (variables). Ellas, brindan una relación entre la cantidad de dinero demandada y un conjunto de variables económicas vinculadas con el sector real de la economía. Lo que diferencia a estas teorías, sin embargo, es que aunque consideran variables similares para explicar la demanda de dinero, ellas difieren en el rol específico asignado a cada una. Un consenso que emerge de la literatura es que el trabajo empírico es una fusión de teorías.

En general, el trabajo empírico comienza con una formulación convencional de demanda de dinero, relación de la forma: $m=f(y,r)$. Esta expresión relaciona la demanda de saldos reales de dinero (m) con una medida de transacciones o variable escala (y) y el costo de oportunidad de mantener dinero (r). La formulación también incorpora como elemento de carácter empírico, la variable dependiente rezagada que pone de manifiesto la relación dinámica de la ecuación.

Las posibles opciones para representar la variable escala y el costo de oportunidad de mantener dinero varía en los estudios, de acuerdo con la teoría subyacente considerada. La definición de dinero empleada en los trabajos empíricos también difiere de acuerdo a estos criterios.

En general, las estimaciones empíricas se basan en la teoría de Transacciones y de Activos. La teoría transaccional, refleja que el dinero funciona como medio de cambio y es mantenido como inventario con propósitos transaccionales. La teoría de activos, considera la demanda de dinero como parte de un problema de asignación de riqueza entre un portafolio de activos, el cual incluye dinero. Mientras la teoría transaccional muestra la importancia del dinero para propósitos transaccionales, la teoría de activos enfatiza la liquidez y confianza que el dinero implícitamente provee, además del ingreso explícito que produce al portafolio.

Los fundamentos teóricos de estas dos teorías en parte se diferencian en la representación de las siguientes tres variables. Resguardar dinero, la teoría transaccional enfatiza la medida restringida de incluir solo los medios actuales de pagos. La teoría de activos prefiere una definición general que abarca sustitutos líquidos como depósitos de ahorros. Con respecto a la variable escala apropiada, la teoría transaccional incluye ingreso mientras que la teoría de activos emplea riqueza. En lo referente al costo de oportunidad de mantener dinero, anteriormente sugería en el corto plazo, la tasa de interés tal como el rendimiento de las letras del tesoro, la propuesta posterior fue el rendimiento de los activos financieros en el largo plazo.

1. Stock de Dinero

Aunque la definición de stock de dinero varía entre países debido a características institucionales o a decisiones arbitrarias (Boughton (1992)), éste es generalmente clasificado en dos grandes grupos. El dinero restringido que consiste en esos activos fácilmente disponibles y transferibles en todas las transacciones diarias, las cuales proveen la función de medio de cambio. El segundo es el dinero ampliado, que comprende una variada gama de activos que proporcionan la oportunidad de mantenerlos en el portafolio.

El dinero restringido es generalmente representado por M1, la cual incluye monedas mas los depósitos en los bancos comerciales. Hay definiciones de agregados más restringidos tales como Mo en el Reino Unido (Billetes y monedas en circulación). El dinero ampliado, típicamente es representado por M2 que contiene menos activos líquidos y comprende otros diversos activos tales como depósitos a plazo en bancos comerciales, ahorros y asociaciones de préstamos, mercado de fondos mutuales además de M1. Los países industrializados tienen agregados más amplios como M3 (La mayoría de los países industrializados y un número de países en desarrollo incluyendo Malasia), M2+ (en Canadá), M4 (Reino Unido) y L (Estados Unidos). Países como Argentina tienen la más amplia medida (M5).

En diversos estudios empíricos se estimó la demanda a través de M1 con el argumento de que agregados más amplios podrían anular los efectos de la tasa de interés. El volumen de trabajo sobre M1 en los Estados Unidos y en el Oeste de Europa era conducido bajo el supuesto de que M1 era mucho más controlable para las autoridades monetarias. Estudios sobre un número de países en desarrollo también indican que los modelos usados con la definición restringida de dinero trabajan mejor que esos que emplean la definición ampliada reflejando lo débil del sistema bancario y el bajo nivel de desarrollo del sistema financiero (Moosa (1992) y Hossain (1994)).

Debido a la aparición de nuevos instrumentos creados como resultado de la evolución del sistema financiero y del marco institucional, se establecen argumentos a favor del uso del dinero ampliado en las estimaciones empíricas. Esta medida era considerada preferible para evaluar el impacto económico en el largo plazo de los cambios en la política monetaria (Hafer y Jansen (1991)).

El interés en estimar la demanda a través del dinero ampliado proviene del hecho señalado por Ericsson y Sharma (1996), aunque es más fácil controlar el dinero restringido, éste es menos útil en el uso de políticas (los agregados más amplios presentan mas estabilidad relativa con el ingreso nominal, pero son menos sensibles a control).

Hay también estudios empíricos los cuales estiman la demanda de dinero por componentes individuales. La idea subyacente es que la desagregación provee más flexibilidad en la selección de variables y especificaciones de patrones de ajuste. La desagregación fue hecha por dos vías: (i) por el tipo de activos y (ii) por el tipo de tenedor. Goldfeld (1973) desagregó M1 en el caso de los Estados Unidos en monedas y la demanda de depósitos. En términos del tipo de titular Goldfeld estimó la demanda de dinero por familias, negocios estado y gobierno local, sectores financieros y el resto del mundo usando la data de flujo de fondos de los Estados Unidos. Drake y Chrystal (1994) y Janssen (1996) hicieron un estudio similar para el Reino Unido.

Los argumentos esgrimidos para desagregar la demanda de dinero por tipo de tenedor son que los motivos de mantener dinero varía de acuerdo al sector, por ejemplo, algunos sectores mantienen dinero principalmente por propósitos transaccionales mientras que otros lo hacen por razones de portafolio. En consecuencia, los análisis basados sobre los tenedores proveen la oportunidad de entender la demanda procedente de varios sectores de la economía los cuales serán provechosos en la formulación de política monetaria.

Los investigadores también modificaron los agregados estándar de dinero para probar su estabilidad. Tal es el caso de Simpson y Porter (1980) quienes usaron un número alternativo de medidas de M1, tales como M1B (contiene la demanda de depósitos ajustada mas el efectivo en poder del público mas otros depósitos en cheques menos los depósitos foráneos); y un M1B aumentado que incorpora además el dinero del mercado de fondos mutuales.

Mas recientemente, los estudios realizados están usando los llamados agregados de divisia^{2/}. En este sentido, los Bancos Centrales de Canadá, Alemania, Japón, los países bajos, España, Suiza, Reino Unido y los Estados Unidos han estado cada vez más activos en desarrollar estos índices como alternativa para los agregados monetarios existentes.

2. Variable Escala

La variable escala es empleada como medida de transacción relacionada al nivel de actividad económica. Como se mencionó previamente, en la teoría transaccional se ha puesto más énfasis en el ingreso mientras que la teoría del portafolio de activos lo ha hecho sobre el comportamiento de la riqueza. En las estimaciones empíricas, sin embargo, los niveles de ingreso han sido ampliamente usados para representar la variable escala, principalmente porque ésta posee pocos problemas de medida. El candidato más prominente ha sido el

^{2/} Un índice de divisia es un agregado monetario que incluye los componentes de un agregado monetario tradicional, pero les da una ponderación en función del grado de liquidez relativa que posean.

Producto Nacional Bruto (PNB). Otras variables relacionadas con éste son utilizadas como sustitutas, el Producto Nacional Neto (PNN) y el Producto Interno Bruto (PIB), ya que estas no presentan diferencias significativas.

Sin embargo, Judd y Scadding (1982) han planteado algunos problemas relacionados con el uso del PNB i) Este no considera transferencias y transacciones en activos financieros ni existencias de mercancías, ii) Incluye imputaciones que no involucra transacciones, iii) Está neto de transacciones intermedias, de este modo, algunas medidas como débitos bancarios, préstamos bancarios y débitos totales para demandar depósitos son también empleados. Bomberger y Makinen (1980) recomendaron los gastos basados en proxys como el Ingreso Nacional Bruto (INB), la cual se define como el PNB mas los términos de intercambio ajustados para una economía abierta. En tales economías, el impacto del comercio foráneo sobre las transacciones totales domésticas es mejor reflejada por un indicador de gasto como el Gasto Nacional Bruto (GNB), la cual implícitamente se asume que es igual a INB. Los investigadores han usado otras diversas medidas como el ingreso personal disponible, gastos privados, ventas finales y la absorción doméstica.

Recientemente los investigadores han estado enfocando sus trabajos en algunas otras variables escalas basadas sobre la medida de transacciones. El primer tipo, involucra la construcción de medidas más comprensibles de transacciones y el segundo, en la desagregación de las transacciones en varios componentes, reflejando la noción de que todas las transacciones no son igualmente intensivas en dinero. Mankiw y Summers (1986) argumentan que el consumo es mucho más intensivo en dinero que los otros componentes del PNB.

La riqueza es otra importante opción para representar la variable escala, aunque esta es difícil de medir. Sólo en un puñado de países como en el Reino Unido y los Estados Unidos la data existe para construir largas series confiables de medidas agregadas de riqueza. Alternativamente, el ingreso permanente ha sido utilizado como

una proxy de riqueza ya que esta puede ser construida con base al ingreso corriente y el ingreso futuro esperado. El consumo es también una variable escala apropiada en los modelos de efectivo en avance (Lucas (1988)).

Mankiw y Summers (1986) argumentan que si el ingreso permanente es una proxy de riqueza, entonces el consumo podría ser la proxy natural observable del ingreso permanente no observable. Una gran mayoría de estudios usa el PNB como la variable escala relevante, principalmente porque la data está disponible y además satisface directa o indirectamente ambos criterios el ingreso y la riqueza que podrían representar a la variable escala.

3. Costo de Oportunidad de Mantener Dinero

Los investigadores tienen diversas opciones en cuanto al retorno sobre activos alternativos del dinero. Estos adoptan una o más tasas de corto plazo como los rendimientos sobre títulos del gobierno, papeles comerciales o depósitos de ahorro con una noción de que esos instrumentos son sustitutos cercanos del dinero y sus rendimientos son especialmente relevantes entre las alternativas que se renuncian por mantener efectivo.

Friedman (1977) sugirió que si mantener dinero era visto como una parte del proceso de decisiones del portafolio general, entonces el espectro total de tasas de interés debería ser usado en la ecuación de demanda de dinero.

Los investigadores posteriormente han usado los spreads de tasas de interés en vez de incluir los niveles de las tasas de interés especialmente para analizar la demanda de dinero ampliada.

Friedamn (1956 y 1969) argumenta la inclusión de la tasa esperada de inflación de este modo: Si el dinero fuera una vía de mantener riqueza, la demanda de dinero podría ser vista como una demanda por servicios prestados por ese activo. En ese respecto, los bienes físicos son

formas alternativas de mantener riqueza. Por tanto, la tasa de cambio esperada en el nivel de precios podría ser incluida entre los argumentos de la función de demanda de dinero. La relación entre la inflación esperada y la demanda de dinero está bien documentada por Arestis (1988^a, p.421) quien expone que " el valor real del dinero cae con la inflación mientras que la de activos reales se mantiene, hay un fuerte incentivo para los agentes económicos de cambiar monedas por activos reales cuando las expectativas inflacionarias son altas".

Para estimar la función de demanda de dinero en países donde el sector financiero no está bien desarrollado, especialmente en el caso de países en desarrollo, la tasa esperada de inflación es la única variable usada como el costo de oportunidad de mantener dinero. Las razones para usar esta variable en vez de alguna tasa de interés representativa en la estimación de la demanda de dinero son como sigue: primero, hay una sustitución limitada entre el dinero y otros activos financieros debido al bajo desarrollo de los mercados financieros fuera del sistema bancario; segundo, la tasa de interés puede que muestre variaciones insuficientes para largos períodos de tiempo porque ellas pueden estar reguladas por el gobierno; tercero, el pago de intereses es legalmente prohibido en algunos países; cuarto, las tasas de interés pueden no ser observable debido a la falta del sistema financiero y quinto, la información estadística de tasas de interés simplemente puede no estar disponible.

La tasa esperada de inflación es también apropiada en países los cuales han experimentado alta inflación cuando la tasa de retorno del activo financiero alternativo es dominada por la tasa de inflación. Un estudio reciente de Choudhry (1995b), sin embargo, indica que en países con inflaciones altas es importante incluir una apropiada tasa de cambio además de la inflación esperada en la explicación de la demanda de dinero.

Hay una línea de argumentos de que las tasas de interés nominales solas son suficientes en los modelos de demanda de dinero especialmente modelos de demanda de transacciones de

Baumol-Tobin. La justificación es que cuando prevalecen inflaciones moderadas en la economía, variaciones en la tasa de interés nominal pueden capturar las variaciones en la tasa de inflación esperada. De este modo, la tasa de inflación esperada podría no tener un impacto adicional explícito sobre la demanda de dinero. Sin embargo en muchos estudios, ésta es incluida junto con la tasa de interés nominal.

Sobre los fundamentos teóricos Friedman (1956) argumenta que los bienes físicos podrían ser considerados como los sustitutos del dinero, y entonces, la inflación esperada podría inducir a trasladar el portafolio de dinero a activos físicos. Por el lado empírico, Laidler y Parkin (1975) muestra que en países donde las tasas de interés no son reguladas, aunque estas dos variables muestran alguna relación, las tasas de interés nominales pueden no incorporar totalmente la tasa de inflación esperada. En esta situación, cabe incluir ambas variables en la ecuación de demanda de dinero (Laidler (1985)). Otra explicación consiste en que en países en desarrollo, los cuales no tienen activos financieros alternativos del dinero, la tasa de interés nominal puede ser considerada como la tasa propia del dinero y la tasa de inflación esperada es el retorno sobre los activos reales.

Honohan (1994) en un estudio sobre demanda de dinero en Ghana usó la inflación actual en lugar de la inflación esperada basado en el hecho de que en estudios anteriores, la inflación esperada estaba altamente correlacionada con la inflación actual.

En una economía abierta, la diversificación del portafolio comprende no sólo activos domésticos financieros y reales, sino también monedas extranjeras. En países con tipo de cambio flexible, la demanda doméstica de dinero podría ser sensible a factores financieros y monetarios externos. Al respecto, los títulos foráneos podrían ser una forma alternativa de invertir; entonces su tasa de retorno esperada mas el tipo de cambio esperado podría aparecer en la función de la demanda de dinero (McKenzie (1992)).

II. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

El modelo planteado sigue el esquema teórico difundido en las diversas investigaciones realizadas, y del cual se ha alcanzado cierto consenso. Esto es, la función de demanda de dinero debe contemplar como argumento explicativo una variable de escala, que represente el nivel de transacciones que se realizan en la economía y otras que aproximen el costo de oportunidad de mantener saldos de dinero.

Así, en este estudio la demanda real de dinero es expresada en función de:

$$m = f(y, i, \pi, e)$$

donde:

m: Demanda nominal de dinero dividida por el índice de precios al consumidor

y: Variable de escala

i: Tasa de interés nominal

π : Tasa de inflación observada

e: Tipo de cambio nominal

En la especificación se considera como variable dependiente los saldos reales del medio circulante (M1), el índice general de actividad económica (IGAEM) con año base 1997 como variable de escala, la tasa de interés puntual de los depósitos a plazo a 90 días nominal (TIP6BN), la tasa de inflación observada, calculada como la primera diferencia logarítmica del índice de precios al consumidor (DIIPC) y el tipo de cambio puntual nominal expresado en términos de la divisa norteamericana (TCPN) como variables de costo de oportunidad.

En la próxima sección se exponen los argumentos que sustentan la utilización de tales variables en la especificación.

II.1. VARIABLES SELECCIONADAS: DEFINICIÓN Y JUSTIFICACIÓN

El Circulante: Comprende el efectivo (monedas y billetes emitidas por el Banco Central) y los depósitos a la vista emitidos por el sistema bancario que se encuentran en poder del público. Entre las razones que justifican el empleo de esta variable se pueden referir las siguientes: En general, la mayor parte de los estudios empíricos basados en la teoría transaccional utilizan definiciones estrictas de dinero, como lo es el circulante, fundamentalmente porque este concepto ésta más relacionado con las transacciones. Frecuentemente las estimaciones se hacen con el propósito de guiar la política monetaria y versiones estrictas de dinero resultan más cercanas a aquellos agregados que son controlables por la autoridad monetaria. Finalmente, las clasificaciones más estrictas del dinero tienden a ser más homogéneas, por lo que están usualmente disponibles en series de tiempo largas y consistentes.

EL IGAEM: Es un índice de cantidad del tipo Laspeyres, es decir una media con ponderaciones en un año base de las cantidades relativas, orientado a evaluar la evolución de la economía en el corto plazo. Para su elaboración se utilizaron un conjunto de indicadores relevantes para el seguimiento de la actividad económica, que en su gran mayoría son índices de producción física asociados a cada de las actividades económicas en las cuales se desagrega el Producto Interno Bruto^{3/}.

En la gran mayoría de los trabajos empíricos la variable escala ampliamente utilizada ha sido el Producto Interno Bruto (PIB) en virtud de su estrecho vínculo con el volumen de transacciones de la economía. Sin embargo, la no existencia de datos mensuales sobre esta variable ha obligado a suplirla en los estudios mensuales de demanda de dinero. Tal es el caso del trabajo de Demanda de Dinero Mensual (Sánchez 1996), en el cual se utiliza como proxys del PIB el Valor Real de los Cheques en Cámara de Compensación (CCV), dada la alta correlación lineal positiva entre esta variable y el PIB.

^{3/} Para mas detalles sobre la construcción del indicador ver Fermín y Paracare (2000). "Un indicador Mensual de Actividad Económica". Serie Documentos de Trabajo. N° 22. BCV.

La construcción del Indicador General de Actividad Económica Mensual (IGAEM) evidenció que este predice con mejor confiabilidad el comportamiento del PIB trimestral que el CCV (Fermín y Paracare 1999). Es por ello que en el presente estudio se emplea el IGAEM como medida del nivel de transacciones de la economía.

La Tasa de Interés Pasiva Puntual^{4/}: Es la tasa de interés que pagan los bancos a sus depositantes. Esta variable se incluye para recoger el efecto del costo de oportunidad de mantener saldos reales, en lugar de mantener activos alternativos, dada la pérdida de rendimiento que se produce al conservar el dinero, el cual es medido principalmente por el tipo de interés que se obtendría poseyendo activos financieros rentables.

El Tipo de Cambio Puntual: Expresa la relación entre la unidad monetaria de Venezuela y el número de unidades monetarias de los Estados Unidos. Este concepto se incorpora para medir el costo de oportunidad asociado a la adquisición de activos financieros externos.

La Inflación: Es medida en términos del índice de precios al consumidor (IPC), refleja como las pérdidas en el poder adquisitivo son consideradas por los agentes económicos para la elección de sus niveles de saldos reales en cada período y/o sustitución de activos financieros por bienes físicos.

La inclusión de estas dos últimas variables se fundamenta en el hecho de que los bienes y los activos externos pueden ser sustitutos de la moneda doméstica. Al respecto, Frenkel (1977, 1980) apuntó que si los bienes y la moneda doméstica son sustitutos, entonces el costo de oportunidad de mantener dinero es la inflación esperada. Similarmente, si la moneda extranjera y la moneda doméstica son sustitutos, entonces el costo de oportunidad de mantener dinero es la tasa del tipo de cambio.

^{4/} Promedio ponderado de los seis principales bancos comerciales y universales del país.

Por otro lado, en economías que sufren de inflaciones moderadas, como es el caso de Venezuela, se ha sugerido en diversos estudios la incorporación de ambas variables.

En referencia a la inflación esperada, es conveniente señalar que la mayor parte de los autores utilizan una proxy de esta variable. En este sentido, en la literatura se ha empleado, entre otras medidas, las expectativas adaptativas, los valores pasados de la tasa de inflación o simplemente se iguala el valor esperado al valor observado de la inflación, el cual lleva implícito el supuesto de previsión perfecta.

Una vez comentado lo anterior, en este estudio se opta por utilizar ésta última medida únicamente por motivos de simplicidad.

En otro orden de ideas, también merece la pena explicar el uso de los saldos de las variables explicativas al final de mes en lugar de los promedios mensuales. Tal decisión obedece a que generalmente en la estimaciones de demanda de dinero, el agregado monetario es medido en términos de su valor al final del período, por lo que las variables explicativas quedan condicionadas a esta situación. Hay que aclarar que en este documento, dicha clasificación sólo es permisible para la tasa de interés y el tipo de cambio, ya que la información estadística disponible, de carácter mensual, para las otras dos variables no permite hacer tal distinción.

II.2. PERIODICIDAD

La base de datos es mensual comprendida desde enero de 1985 hasta diciembre de 2001. Toda la información estadística proviene del Banco Central de Venezuela (BCV).

III. EVOLUCIÓN DE LA DEMANDA REAL DE DINERO

El comportamiento de la demanda de dinero circulante durante los años 1985-2001 refleja un profundo quiebre, tal como puede apreciarse en el gráfico N° 1. Dicha ruptura se produce en el año 1989 y, posteriormente el agregado monetario se establece en niveles muy inferiores a los observados en el inicio del período.

Durante el lapso de estudio, el circulante en términos reales registró una disminución de -33.25%, equivalente con una tasa intermensual de -0.2%. Es de destacar que en el período bajo análisis se suscitaron diversos factores que incidieron negativamente en el comportamiento de este agregado monetario como por ejemplo: los incrementos sustanciales en la tasa de interés, tasas de inflación y tipo de cambio producto de la liberación de precios durante ese lapso, aunado a las fuertes contracciones de la actividad económica registradas en el período analizado, y por otro lado, a la incertidumbre política generada por los intentos de golpes de estado del año 1992.

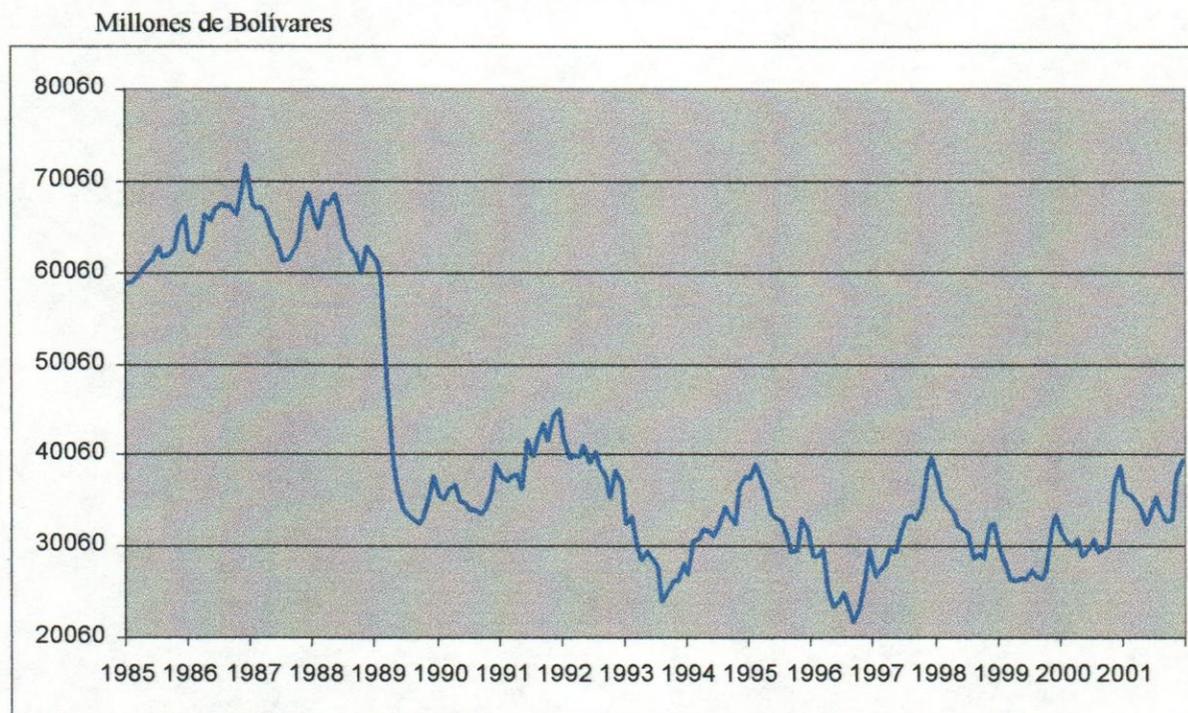
Analizando con más detalle el comportamiento de M1, se observa que desde enero de 1985 hasta febrero de 1989 tuvo un comportamiento relativamente estable, tan solo creció 0.52%, alcanzando su valor más alto en diciembre de 1986 cuando se situó en MM Bs. 71808. Desde ese momento, se produce un descenso continuo del circulante, que lo ubica a finales del mes de septiembre en MM Bs. 32535, lo que significó una variación porcentual de -31.71% entre esos meses, con una tasa de decrecimiento mensual promedio de -6.6%. Tal comportamiento estuvo asociado a la implementación del Programa de Ajuste Económico de febrero de ese año, el cual generó una disminución del IGAEM de -8.2%, e incrementó el tipo de cambio, la tasa de inflación y la tasa de interés en 6.9%, 34.7% y 8.3 puntos porcentuales respectivamente.

A partir de esa fecha, este agregado monetario se sitúa en niveles significativamente más bajos a los registrados en los primeros años, al ubicarse alrededor de 32919 millones de Bolívares en promedio, en relación con los MM Bs. 64266 a inicios del período de estudio, antes de producirse

el desmoronamiento de 1989. En este último lapso (octubre de 1989 y finales de diciembre de 2001) se registró un crecimiento del circulante de 18.87%, producto de la recuperación que experimentó el índice de actividad económica mensual.

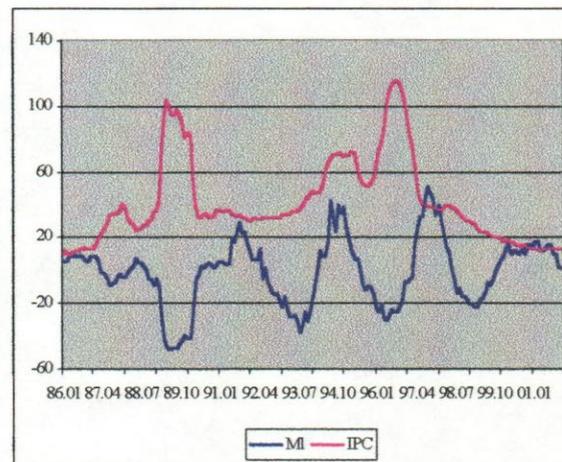
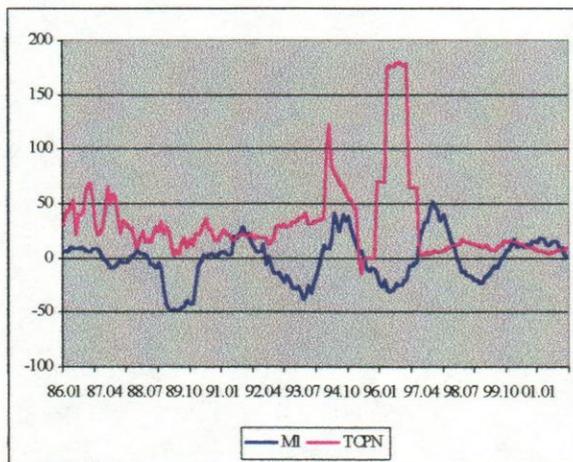
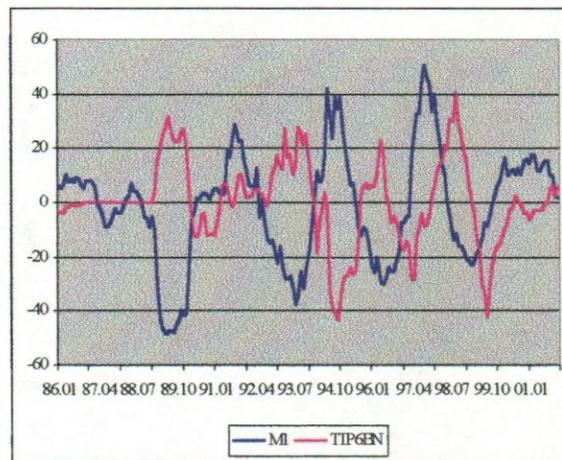
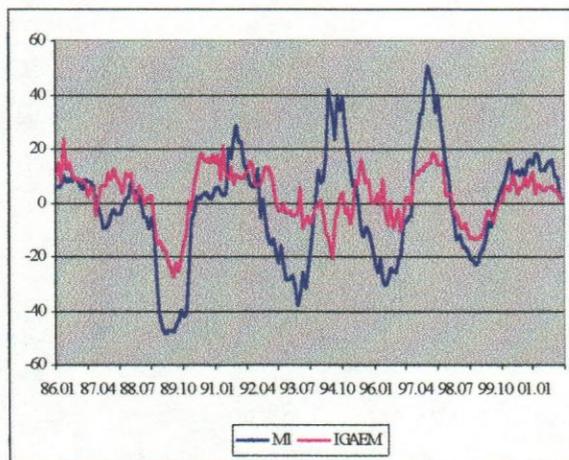
Por otra parte, también se suscitaron otros hechos, no menos importantes, que incidieron en esta evolución. Dentro de los cuales merece la pena destacar la crisis financiera de 1994, la cual generó un cambio en las preferencias del público hacia la liquidez, y la incertidumbre generada por el llamado "Efecto Milenio en 1999, que a pesar de la fuerte recesión experimentada en ese año, hizo que el circulante mostrara en el último trimestre un significativo aumento (25.7%).

GRÁFICO N° 1 CIRCULANTE 1985-2001



De manera de analizar en un primer plano, durante el período completo, cual ha sido el comportamiento del circulante respecto a los determinantes seleccionados, se grafican las variaciones anualizadas de la variable endógena contra cada una de las variables explicativas (Gráfico N° 2). Se observa que en general la variable dependiente tiene un comportamiento acorde con lo reseñado en las teorías sobre Demanda de Dinero, lo que contribuye a validar en primera instancia las hipótesis planteadas en dichas teorías, para el caso venezolano

GRÁFICO N° 2
VARIACIONES ANUALIZADAS
1986:01-2001:12



Por otra parte, cuando se calculan los coeficientes de correlación^{5/} para el mismo lapso de tiempo (Cuadro N° 1), se verifican las conclusiones extraídas del análisis visual. En la tabla se aprecia el mayor grado de asociación lineal entre el circulante y el IGAEM, y en menor medida con la tasa de interés y la inflación. Asimismo, se observa la baja relación lineal entre el M1 y el tipo de cambio.

CUADRO N° 1
CORRELACIONES
(Variaciones anualizadas)

VARIABLES EXPLICATIVAS	CIRCULANTE
IGAEM	0.61
TIP6BN	-0.55
TCPN	-0.19
IPC	-0.42

^{5/} Mientras más grande sea el valor del coeficiente, hay un mayor grado de relación lineal entre las variables. En la próxima sección se expone con más detalle esta medida estadística.

IV. FORMULACIÓN DEL MODELO CON CORRECCIÓN DE ERRORES

En los escritos sobre Demanda de Dinero generalmente se expresa la demanda de saldos reales en función de una variable escala (como medida del nivel de actividad económica) y un conjunto de variables que miden el costo de oportunidad de mantener dinero, (el costo de no mantener activos alternativos del dinero). En este contexto, se plantean las siguientes hipótesis: la relación entre el Circulante y el IGAEM es directa, e inversa para la tasa de interés, el tipo de cambio y la tasa de inflación. Es conveniente mencionar que en el capítulo anterior, ya se hizo una primera validación de ellas.

En esta sección se procede a contrastar las hipótesis señaladas de una manera más formal, a través de un modelo con corrección de errores (MCE), el cual es estimado empleando Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios^{6/}, considerando como variable dependiente al circulante y como variables independientes al IGAEM, la tasa de interés, el tipo de cambio nominal puntual y la tasa de inflación.

La formulación de un MCE requiere primeramente que se realice un estudio de estacionariedad de las variables, luego se determina la relación de largo plazo y por último se especifica el modelo. Cada uno de los procedimientos mencionados se describen a continuación, así como los resultados derivados de cada uno de ellos.

IV.1. ESTACIONARIEDAD DE LAS SERIES

El trabajo empírico basado en series de tiempo supone que la variable en cuestión sea estacionaria, ya que al efectuar una regresión de una variable sobre otra podría presentarse el problema de regresión espúrea^{7/}.

^{6/} En el Anexo N° 2 se explica detalladamente en que consiste este método.

^{7/} Una regresión espúrea se caracteriza por un R^2 muy elevado producto de la presencia de tendencias fuertes y no a la verdadera relación entre las variables económicas.

Una variable se dice que es débilmente estacionaria si su media y su varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos períodos depende solamente de la distancia o rezago entre estos dos periodos de tiempo y no del tiempo en el cual se ha calculado la covarianza.

El estudio de estacionariedad se lleva a cabo a través del análisis visual de los gráficos del comportamiento de la variable en el tiempo, así como de los correlogramas respectivos y más formalmente, con los tests de Dickey-Fuller, simple y aumentado éste último incorpora rezagos de la variable dependiente para eliminar los problemas de correlación serial.

- a) **Evolución de las Variables Económicas en el Tiempo:** En los gráficos mostrados en el Anexo N° 1 sobre la evolución de las variables en estudio se observa que éstas no son estacionarias, ya que a primera vista, la media, la varianza y las autocovarianzas de las variables individuales no son invariantes en el tiempo.
- b) **Correlogramas:** Los correlogramas están basados en la Función de Autocorrelación (FAC). La FAC al rezago k, denotada por $\hat{\rho}_k$, se define como la razón entre la covarianza al rezago k y la varianza de la serie de tiempo. A continuación se presentan las fórmulas de cada una de estas medidas estadísticas.

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0}$$

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{n}$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}{n}$$

donde n es el tamaño de la muestra y \bar{Y} es la media muestral.

La función de autocorrelación permite hacer una inspección visual acerca del comportamiento de la variable. Si al evaluar ρ_k se observa que disminuye bruscamente, y si la longitud de los rezagos se incrementa y oscila alrededor de cero, entonces esto implicaría que la serie es estacionaria. Si no se cumplen estas dos condiciones, esto daría señales de la no estacionariedad de ésta.

Los correlogramas, al igual que los gráficos de las variables, evidencian que las variables del estudio no son estacionarias en niveles, pero en primeras diferencias todas dan señales de estacionariedad a excepción del índice de precios al consumidor (Ver Anexo N° 1).

- c) **Test de Dickey-Fuller:** El Test de Dickey-Fuller está basado en la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios de la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \\ y_t - y_{t-1} &= \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \\ y_t &= (1 + \delta)y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \rho &= 1 + \delta \Rightarrow \delta = \rho - 1\end{aligned}$$

donde ε_t es el término de error ruido blanco (tiene media cero, varianzas constantes y no está autocorrelacionado). La hipótesis a contrastar es $H_0: \delta=0$, es decir que hay una raíz unitaria versus $H_1: \delta < 0$, si la Hipótesis Nula (H_0) se acepta entonces y_t no es estacionaria, por lo cual habrá que diferenciarla. El orden de integración de la variable será igual al número de veces que tenga que diferenciarse, y entonces se dice que la variable es integrada de orden d $I(d)$, si por el contrario se rechaza H_0 entonces y_t es estacionaria.

Para verificar la hipótesis, se hace uso de las Tablas de Mackinnon y la regla de decisión es rechazar la hipótesis nula si $t_\delta < \text{Valor crítico de Mackinnon (VCM)}$.

Al hacer el estudio de estacionariedad de las variables se determinó que todas las variables son integradas de orden 1 (necesitan ser diferenciadas una sola vez para hacerlas estacionarias), a excepción del IPC que resultó ser integrada de orden 2, lo que significa que la tasa de inflación es integrada de orden 1. (Ver Cuadro N° 2).

CUADRO N° 2
TEST DE DICKEY-FULLER AMPLIADO
1990-2001

VARIABLE	NÚMERO DE REZAGOS	t-OBSERVADO	VALOR CRÍTICO
LM1	1	-2.47	-2.88
DIM1	0	-10.20	-2.88
LIGAEM	4	-2.39	-2.88
DIIGAEM	3	-8.86	-2.88
LTIPN	1	-1.94	-2.88
DITIPN	0	-9.04	-2.88
LTCPN	4	-1.38	-2.88
DITCPN	3	-4.23	-2.88
LIPC	3	-1.46	-2.88
DIIPC	2	-2.42	-2.88
DDIPC	1	-11.48	-2.88

*Nivel crítico al 95%

IV.2. CORRELACIÓN Y CAUSALIDAD DE GRANGER

Antes de realizar la estimación del vector de cointegración es conveniente analizar las interrelaciones entre las variables del estudio. Para lo cual se hace uso de dos pruebas estadísticas: la primera se basa en el coeficiente de correlación simple, el cual mide el grado de asociación lineal entre dos variables y la segunda se fundamenta en el contraste estadístico propuesto por Granger para determinar el orden de precedencia entre cada par de variables.

- a) **Correlación**^{8/}: Esta medida cuantifica la intensidad de la relación lineal, así como la dirección entre las series de tiempo y puede tomar valores entre -1 y 1. Un valor positivo refleja que ambas variables se mueven en el mismo sentido, si el signo es negativo las variables evolucionan en direcciones opuestas y cuando toma el valor cero indica que no hay relación lineal entre las variables.

En el capítulo precedente se calcularon las correlaciones con las variaciones anualizadas de la variable endógena y las independientes. Sin embargo, en ese cómputo se desestimó un aspecto muy importante asociado a los cambios experimentados en la estructura y marco regulatorio del sistema financiero venezolano, iniciado a partir del proceso de liberalización en 1989. Al respecto, durante la década de los noventa y luego de la crisis financiera de 1994 se realizaron modificaciones a la normativa bancaria y se adoptó un nuevo sistema de contabilidad. Dichos elementos pudieran de alguna manera afectar las magnitudes de los coeficientes, por lo cual sería conveniente dividir la muestra en dos subperíodos. El primer grupo estaría compuesto por las observaciones desde enero de 1985 hasta diciembre de 1989 y el segundo conjunto a partir de enero de 1990 hasta finales del período analizado.

^{8/} El coeficiente de correlación se calcula como el cociente entre la covarianza de una variable x y otra denominada y , dividida por el producto de las desviaciones típicas de cada una.

De acuerdo a los resultados del análisis de estacionariedad, las variables del modelo son integradas de orden uno, y puesto que este se formulará con las variables transformadas a estacionarias, entonces se procede a realizar los cálculos del coeficiente de correlación considerando a estas últimas.

En el Cuadro N° 3 se reportan los valores obtenidos para el período completo y para las dos muestras señaladas. En dicha tabla se observa que para el período total todos los coeficientes tienen magnitudes parecidas, alrededor del 20%, siendo el de mayor valor el asociado con el nivel de actividad económica. Pero cuando se evalúan dichos coeficientes para las submuestras, se evidencia que para el segundo grupo de observaciones disminuyen las correlaciones del IGAEM y la tasa de interés, en contraste con el significativo aumento de la relación lineal entre el circulante y el tipo de cambio. En el caso de la tasa de inflación, se aprecia una estabilidad en dicha correspondencia.

Por otra parte, al igual que en el caso de las variaciones anualizadas, los signos de los coeficientes están acorde con los planteado en las distintas teorías reseñadas.

CUADRO N° 3
CORRELACIONES

VARIABLES EXPLICATIVAS	CIRCULANTE		
	1985:01-2001:12	1985:01-1989:12	1990:01-2001:12
IGAEM	0.24	0.31	0.21
TIP6BN	-0.22	-0.65	-0.11
TCPN	-0.18	-0.06	-0.21
DIIPC	-0.19	-0.22	-0.23

b) **Causalidad de Granger:** Esta prueba se realiza con el propósito de determinar si existe precedencia entre las variables objeto de estudio. La hipótesis nula a contrastar es que no hay causalidad en el sentido de Granger entre cada par de variables. El estadístico de contraste sigue una distribución F, si el estadístico calculado es mayor que el tabulado entonces se rechaza la hipótesis nula. Para realizar este contraste, es necesario conocer el orden apropiado de los rezagos, para lo cual se utilizó el criterio de información de Akaike.

Los resultados del Cuadro N° 4 evidencian una relación de causalidad unidireccional desde el tipo de cambio y el IGAEM hacia el circulante, a un nivel de significación del 5%, y una relación bidireccional entre la tasa de inflación y el agregado monetario, a un nivel de significancia de 10%. En relación a la tasa de interés, no fue posible rechazar la hipótesis nula en ninguno de los dos sentidos.

CUADRO N° 4
CAUSALIDAD DE GRANGER

VAR DEP/VAR IND	REZAGOS	F-ESTADÍSTICO	PROBABILIDAD
DIM1/DIIGAEM	12	3.2331	0.0006
DIIGAEM/DIM1	12	1.5854	0.1070
DIM1/DITIP6BN	12	1.3352	0.2100
DITIP6BN/DIM1	12	1.4605	0.1510
DIM1/DITCPN	12	2.3800	0.0093
DITCPN/DIM1	9	1.1710	0.3206
DIM1/DDIPC	12	1.6790	0.0818
DDIPC/DIM1	10	1.8174	0.0657

DI: Primera diferencia del logaritmo de la variable
DD: Segunda diferencia del logaritmo de la variable

IV.3. RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN

La econometría tradicional se basa en que las variables son estacionarias o cointegran, pero al aplicar las primeras diferencias para lograr la estacionariedad en la variable, se pierde la propiedad de largo plazo que éstas tienen. Una solución que se encontró a este problema es estimar ecuaciones que combinen la información de corto plazo y de largo plazo.

La idea básica del análisis de cointegración es que aunque las variables no sean estacionarias puede existir una combinación lineal de ellas que si lo es (existe una relación de equilibrio estable en el largo plazo), en cuyo caso, la regresión entre las variables en niveles no es espúrea; y no se pierde información valiosa de largo plazo, lo cual sucedería si se utilizaran las primeras diferencias.

La relación se mide por los residuos de la regresión, a los cuales se les hace el estudio de estacionariedad.

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \mu_t$$
$$\mu_t = Y_t - \alpha - \beta X_t \sim I(0)$$

Los residuos (μ_t) miden la magnitud del desequilibrio y éste debe ser estacionario para que las variables evolucionen conjuntamente. Si esto es así, se dice que Y_t y X_t admiten una formulación de un mecanismo de corrección de errores.

TEST DE JOHANSEN^{9/}: El enfoque empleado para determinar el número de vectores de cointegración es el método de máxima verosimilitud con información completa de Johansen (1988). El test de Johansen se basa en vectores autorregresivos:

$$X_t = \pi_1 X_{t-1} + \pi_2 X_{t-2} + \pi_3 X_{t-3} + \dots + \pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t$$

donde :

$$t = 1, \dots, n$$

$$\varepsilon \sim N(0, \Sigma)$$

$$X_t \sim I(1)$$

^{9/} Una mayor descripción de este test puede ser encontrada en Sánchez G. (1994). "Un Modelo de Demanda de Dinero para Venezuela: 1982-1994". BCV. Mimeo.

Puesto que se ha supuesto que todos los elementos de X_t son $I(1)$, el VAR en niveles genera distribuciones asintóticas no estándar y por lo tanto es posible reparametrizar el sistema como un modelo de corrección de errores (MCE):

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \Gamma_3 \Delta X_{t-3} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \pi X_{t-k} + \varepsilon_t$$

Es importante destacar que todos los términos en diferencias de la ecuación anterior son $I(0)$, por lo tanto para que esta ecuación sea balanceada debe ocurrir que $\pi X_{t-k} \sim I(0)$, aun cuando $X_{t-k} \sim I(1)$. Esto será cierto si el rango de π es $\text{ran}(\pi)=r$, $0 < r < n$ ya que de lo contrario la correcta representación del VAR sería en diferencias cuando $\text{ran}(\pi)=0$, o si π tiene rango completo ($\text{ran}(\pi)=n$) el correcto ECM sería en niveles, ya que las variables serían estacionarias en niveles.

En el caso prevaleciente cuando $\text{ran}(\pi)=r$, $0 < r < n$, existirán r vectores cointegrantes en la ecuación en diferencias. Para esta situación Johansen define dos matrices α y β ($n \times r$) tales que, $\pi = \alpha * \beta$; donde cada uno de los r elementos de βX_{t-k} representan una combinación lineal de los n elementos de X_{t-k} con pesos dados por la r -ésima fila de β .

Esas r combinaciones lineales son las r relaciones de cointegración, y los x elementos de la r -ésima fila de elementos de α proveen los pesos de cada una de esas relaciones en las diferentes ecuaciones del sistema. Estos pesos pueden recibir una interpretación económica en términos de la velocidad de ajuste frente a los desequilibrios expresados como desviaciones respecto a las relaciones de largo plazo determinadas por los vectores cointegrantes.

El procedimiento FIML de Johansen consiste en estimar el número de vectores cointegrantes, así como los elementos de α y β . El test de razón de verosimilitud sobre los autovalores ordenados se plantea para resolver este problema. Bajo la hipótesis nula H_0 , existen a lo sumo r_0 vectores cointegrantes, frente a H_1 : $\text{ran}(\pi) = r_0 + 1$.

La razón de verosimilitud del estadístico de contraste basado en la traza es:

$$QR = -T \sum_{i=r+1}^k \text{Ln}(1 - \lambda_i)$$

El estadístico basado en traza de la matriz estocástica (Cuadro N° 5) favorece a la hipótesis de existencia de dos relaciones de cointegración. En el Anexo N° 3 se muestran las salidas reportadas por el programa econométrico Eviews, en la cual se observa que sólo los coeficientes de primer vector reflejan signos acordes con la teoría económica.

CUADRO N° 5
TEST DE COINTEGRACIÓN
BASADO EN LA TRAZA DE LA MATRIZ ESTOCÁSTICA

HIPÓTESIS		ESTADÍSTICO OBSERVADO	VALOR CRÍTICO *
NULA	ALTERNATIVA		
$r=0$	$r \geq 1$	63.0090	47.21
$r \leq 1$	$r \geq 2$	30.3714	29.68
$r \leq 2$	$r \geq 3$	14.5993	15.41
$r \leq 3$	$r=4$	2.0618	3.76

*Nivel de significación de 5%

Así, la relación de largo plazo queda definida como:

$$LM1 = 1.42147 * LIGAEM - 0.77971 * LTIP6BN - 0.38122 * LTCPN - 8.52988$$

En referencia a los resultados obtenidos, es de destacar que se hicieron pruebas incorporando todas las variables pero en algunos casos no fue posible hallar ninguna relación de cointegración, y en otros, los coeficientes no tenían los signos esperados o no eran significativos.

IV.4. MODELO CON CORRECCIÓN DE ERRORES

Es una formulación dinámica de corto plazo que representa el desequilibrio que ocurre mientras se transita hacia el equilibrio de largo plazo. Permite examinar el proceso de ajuste dinámico de corto plazo del sistema y busca superar la pérdida de información que implica la utilización de las primeras diferencias.

El MCE ha pasado a ser una de las herramientas más próspera aplicada en los estudios de demanda de dinero, en la cual la relación de equilibrio de largo plazo entre el dinero y sus determinantes, está engranada con una ecuación que captura las variaciones de corto plazo.

Para la formulación del MCE se debe estimar el modelo en primeras diferencias (este planteamiento se hace debido a que la mayoría de las series económicas son integradas de orden uno^{10/}), incluyendo el término de corrección de error rezagado obtenido en la ecuación de cointegración (μ_{t-1}), el cual al ser incorporado permite compatibilizar el comportamiento de corto plazo con el de largo plazo. Con respecto a este último elemento, el signo del coeficiente que lo acompaña debe ser negativo para que cumpla con el papel de estabilizador e impida que el modelo sea explosivo ante un shock.

La estimación obtenida (Cuadro N° 6) está en concordancia con lo planteado en las hipótesis. Se verifica la influencia significativa y positiva, del IGAEM, rezagado cuatro meses. Se observa que la tasa de interés y el tipo de cambio impactan de manera inmediata y en sentido inverso a los movimientos de la variable dependiente, además de que prolongan su efecto a través de desfases.

Si bien en principio se planteó la estimación de la ecuación a partir del mes de enero de 1985, fue imposible encontrar una especificación aceptable durante ese período por lo cual se restringió el tamaño de la muestra y se estimó la ecuación a partir de enero de 1990. Esta delimitación se hizo con base a lo expuesto en la sección 4.2 de este capítulo.

^{10/} Guerra José (1994). "Raíces Unitarias en las Series Económicas de Venezuela". BCV. Mimeo.

En cuanto a la significación estadística de las variables, todas son significativas al 5%, exceptuando el mecanismo de corrección de errores y la variable dependiente desfasada nueve meses, las cuales son significativas al 10%.

En el modelo estimado no fue posible demostrar la relevancia de la inflación en el comportamiento del circulante, ya que ésta variable no resultó significativa en la ecuación planteada.

En relación a la capacidad explicativa del modelo, éste contribuye a explicar el 70% de las variaciones de la demanda real de dinero.

En la especificación se hizo necesaria la inclusión de variables artificiales para recoger el efecto estacional y los shocks sufridos en la economía venezolana que afectaron el comportamiento de la demanda de dinero durante el período de estimación.

CUADRO N° 6 MODELO CON CORRECCIÓN DE ERRORES

Variable Dependiente: D(LOG(M1))
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios
Período de Estimación: 1990:11 2001:12
Número de Observaciones: 134

Variable	Coficiente	Error Estándar	Estadístico t	Probabilidad
C	-0.00516	0.00374	-1.38043	0.17010
DIIGAEM(-4)	0.13104	0.05545	2.36312	0.01980
DITIP6BN	-0.05120	0.02585	-1.98047	0.05000
DITIP6BN(-4)	-0.05537	0.02515	-2.20208	0.02960
DITCPN	-0.11356	0.04834	-2.34926	0.02050
DITCPN(-4)	-0.12968	0.05078	-2.55363	0.01190
DITCPN(-8)	0.09658	0.04839	1.99608	0.04820
DIM1(-9)	-0.10418	0.05410	-1.92568	0.05660
MCE(-1)	-0.02380	0.01240	-1.91900	0.05740
S1	-0.06716	0.01117	-6.01186	0.00000
S11	0.10036	0.01104	9.09143	0.00000
S12	0.03426	0.01103	3.10617	0.00240
D9106	0.14405	0.03482	4.13753	0.00010
D9308	-0.10176	0.03581	-2.84175	0.00530
D9402	0.15716	0.03554	4.42268	0.00000
D0011	0.09208	0.03613	2.54873	0.01210
R²-ajustado	0.7	F_(15,118)	19.17401	0.00000

IV.5. EVALUACIÓN DE LA CAPACIDAD PREDICTIVA DEL MODELO

El modelo debe cumplir ciertos requisitos para poder emplearlo en predicciones de la variable endógena. Por ello, se deben realizar las pruebas estadísticas^{11/} que garanticen que la especificación planteada es idónea para realizar pronósticos confiables.

Así, al evaluar los supuestos del Modelo Lineal General Clásico (MLGC) se observa que no se viola ninguno de las hipótesis planteadas en él, puesto que la probabilidad es mayor que el nivel de significación $\alpha=5\%$ (Ver Cuadro N° 7).

Asimismo, es conveniente señalar que para evaluar la estabilidad del modelo, también se hizo uso de las pruebas gráficas proporcionadas por el programa. Los test de CUSUM y CUSUM CUADRADO (Gráfico N° 3), mostraron evidencia a favor de la hipótesis nula de no existencia de cambio estructural.

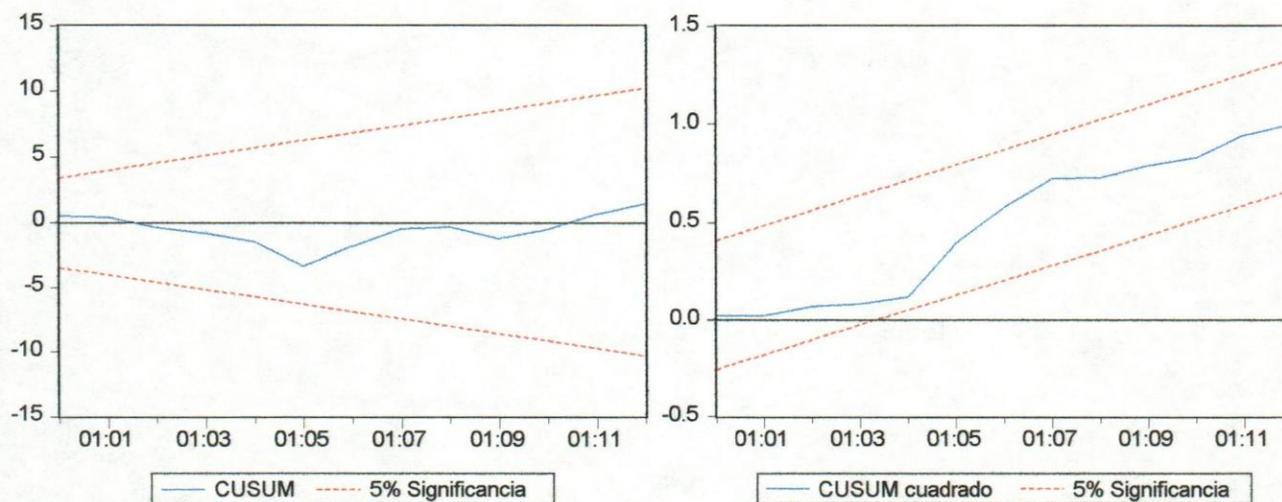
CUADRO N° 7
SUPUESTOS DEL MODELO LINEAL GENERAL

SUPUESTO	ESTADÍSTICO	PROBABILIDAD
Normalidad: Test de Jarque-Bera	$\chi^2_{(2)}= 2.6616$	0.2643
Correlación Serial: Test de Breusch-Godfrey	$\chi^2_{(2)}= 0.2347$	0.8893
Heterocedasticidad: Test de Heter. Condicional	$\chi^2_{(1)}= 0.8640$	0.3526
Forma Funcional: Test de Ramsey	$F_{(1,117)}= 0.2210$	0.6392
Fallo Predictivo: Segundo Test de Chow	$F_{(6,112)}= 0.6162$	0.7169

^{11/} El Anexo N° 4 contiene los contrastes estadísticos empleados para verificar los postulados del MLGC.

GRÁFICO N° 3

TEST DE CUSUM Y CUSUMSQ



Existen otros criterios que permiten evaluar la calidad de los pronósticos del modelo, los más utilizados son: la raíz del error cuadrático promedio, el error absoluto medio, la media del valor absoluto del error porcentual y el coeficiente de desigualdad de Theil (U de Theil)^{12/}.

El procedimiento empleado para calcular estas magnitudes fue el estático, dado que éste utiliza los valores observados de la variable dependiente rezagada de la ecuación en lugar de los predichos, lo cual permite obtener una muestra de validación con la cual se obtenga la mejor prueba de la bondad predictiva de dicho modelo.

En el siguiente cuadro se muestran cada una de las medidas señaladas, pero sólo se comentará la última, dado que ésta no presenta el problema de unidades de medida y es el más confiable de los estadísticos de predicción.

^{12/} Para las definiciones y fórmulas de cálculo de los indicadores ver el Anexo N° 5.

CUADRO N° 8
INDICADORES PARA EVALUAR LA CAPACIDAD
PREDICTIVA DEL MODELO

Predicción: M1F	
Actual: M1	
Muestra: 2001:05 2001:12	
Observaciones: 8	
Raíz del Error Cuadrático Medio	1152.755
Error Absoluto Medio	1042.867
Error Porcentual Absoluto Medio	3.012032
Coefficiente de Desigualdad de Theil	0.016611
Sesgo	0.112784
Varianza	0.119156
Covarianza	0.768061

Como se observa en el cuadro precedente, la ecuación parece adecuada para predecir, ya que el estadístico U es cercano a cero. Por su parte, la desagregación del coeficiente evidencia que el sesgo y la varianza son relativamente pequeños mientras que la covarianza entre la variable observada y la predicha es grande. Esta última proporción indica que están altamente correlacionadas, lo cual es un elemento favorable para la predicción.

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

- Se han hecho muchos estudios en la estimación de la demanda de dinero tanto en países desarrollados como en los países en desarrollo. La razón fundamental deriva de la importancia de contar con estimaciones estables de la demanda de dinero, para la instrumentación de la política monetaria de los Bancos Centrales.
- Las diversas teorías sobre demanda de dinero confluyen en que los mayores determinantes de la demanda de dinero son la variable escala y el costo de oportunidad de mantener dinero, las cuales son representadas por varias alternativas en los diversos trabajos empíricos realizados sobre la materia.
- Los modelos en economías abiertas, requieren incorporar variables como el tipo de cambio y la tasa de interés foránea en adición a las variables consideradas típicamente.
- Las variables económicas empleadas resultaron ser integradas de orden 1, exceptuando el índice de precios al consumidor que resultó ser integrada de orden 2.
- Las correlaciones para la muestra total (1985:01-2001:12) mostraron magnitudes muy similares, mientras que para las submuestras (1985:01-1989:12) y (1990:01-2001:12) se aprecian cambios sustanciales en sus coeficientes, a excepción de valor obtenido para el índice de precios al consumidor. Destaca en este punto, la significativa disminución de la relación lineal entre la demanda de dinero y la tasa de interés, en contraposición al aumento de la relación entre la primera variable y el tipo de cambio, luego del proceso de liberalización de precios en 1989.
- Se comprobó la causalidad unidireccional del IGAEM y el tipo de cambio hacia la demanda de dinero circulante y bidireccional entre esta última y el índice de precios al consumidor. No obstante, para la tasa de interés no fue posible determinar una relación de precedencia con el agregado monetario.

- En la relación de cointegración únicamente fue posible hallar una relación estable con el índice general de actividad económica, la tasa de interés y el tipo de cambio. El índice de precios al consumidor no resultó significativo y/o no tenía los signos apropiados.
- La elasticidad ingreso de largo plazo de la demanda por saldos reales fue mayor a la unidad. Esto indica que con variaciones del 1% en el IGAEM, la demanda de dinero en términos reales se modifica más que proporcionalmente.
- El MCE estimado contiene tanto la variable escala como variables que miden el costo de oportunidad, de conformidad con lo planteado en las teorías comentadas. Los resultados econométricos obtenidos produjeron los signos que teóricamente se esperaban, variables estadísticamente significativas y un coeficiente de bondad del ajuste relativamente alto.
- Desde el punto de vista estadístico no se logró comprobar la influencia significativa de la inflación, pero las demás variables que miden el costo de oportunidad si lo fueron.
- En cuanto a la capacidad predictiva del modelo, todas las pruebas estadísticas realizadas revelaron evidencia favorable a la bondad predictiva de dicha especificación.

A efectos de tratar de mejorar la capacidad explicativa del modelo se recomienda la incorporación de otras medidas de costo de oportunidad, como por ejemplo tasas de interés con plazos a (30, 60 días) en lugar de la empleada en el estudio, y la tasa de interés externa. Asimismo, pudiera probarse otras medidas de inflación esperada.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Banco Central de Venezuela.

1985-2001 "Informes Económicos".

Fermín, Zanny y Paracare, Elsy

2000 "Un Indicador Mensual de Actividad Económica". Banco Central de Venezuela". Serie Documentos de Trabajo. N° 22.

Guerra, José

1994 "Raíces Unitarias en las Series Económicas de Venezuela". Banco Central de Venezuela. Mimeo.

Guisán, María del Carmen

1997 Econometría. Mc. Graw-Hill.

Izgi Kogar. Çigdem

1995 "Cointegración Test for Money Demand The Case for Turkey and Israel". Discussion Paper N° 9514.

Mies, Verónica y Soto, Raimundo

2000 "Demanda por Dinero: Teoría, Evidencia, Resultados". Banco Central de Chile. Revista Economía Chilena. Volumen 3 N° 3.

Novales, Alfonso

1993 Econometría. Segunda Edición. Mc. Graw-Hill.

Román, Fernando y Vela Dib, Abraham

1996 "La Demanda de Dinero en México". Banco de México. Documento de investigación N° 9602.

Sánchez, Gustavo

1994 "Un Modelo de Demanda de Dinero para Venezuela:1982-1994". Banco Central de Venezuela. Mimeo.

Sánchez, G., Cartaya, V. y Roo, E.

1996 "Demanda de Dinero Mensual". Banco Central de Venezuela. Serie Documentos de Trabajo. N° 6.

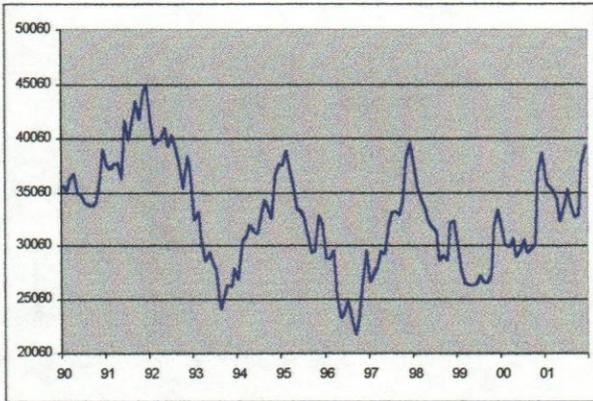
Subramanian S., Sriram

1999 "Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models". FMI. N° 64.

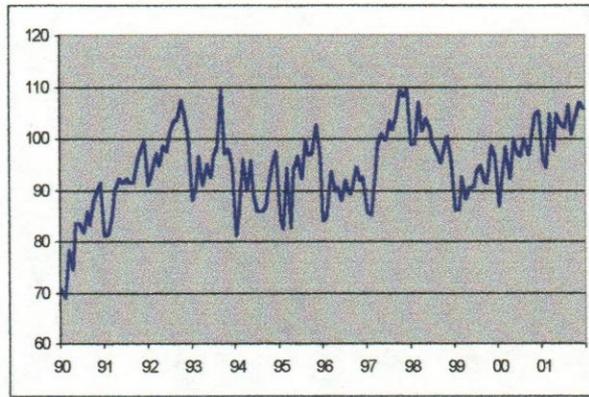
ANEXO N° 1
Gráficos y Correlogramas de las Variables

GRÁFICOS DE LAS VARIABLES

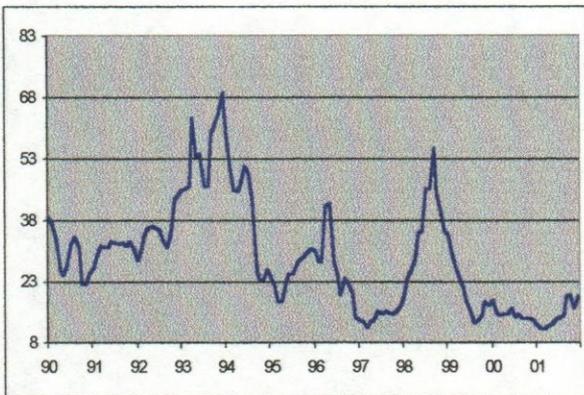
CIRCULANTE
(Millones de Bolívars)



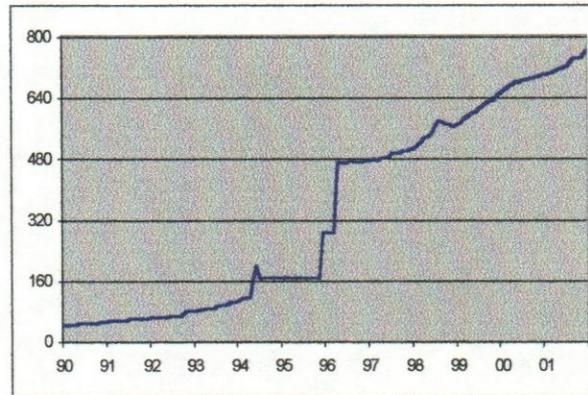
IGAEM
(BASE 1997=100)



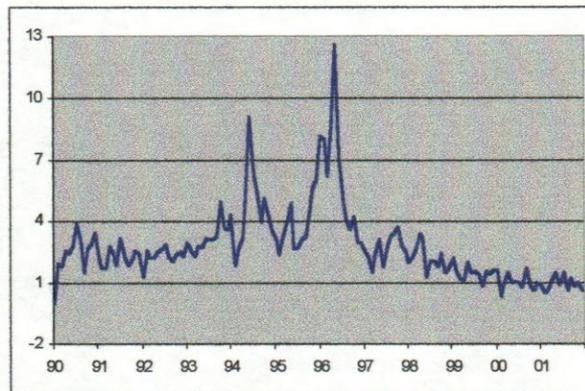
TASA DE INTERÉS
(Porcentaje)



TIPO DE CAMBIO NOMINAL
(Bs/US \$)

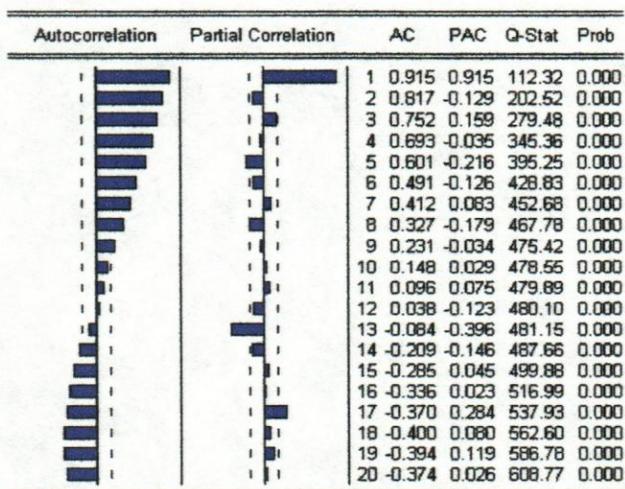


TASA DE INFLACIÓN
(Porcentaje)

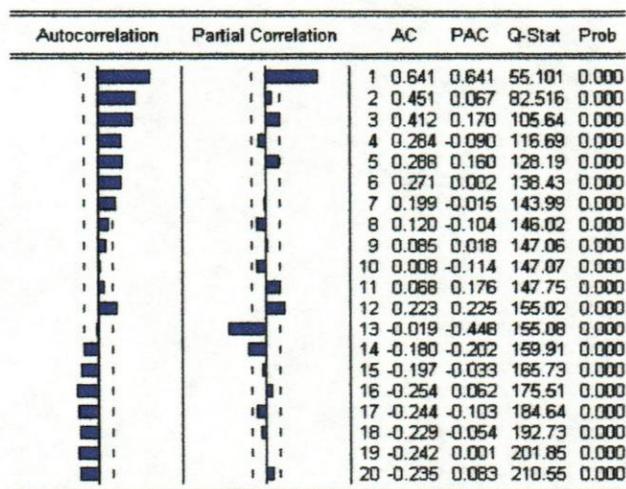


CORRELOGRAMAS DE LAS VARIABLES EN TÉRMINOS LOGARÍMICOS

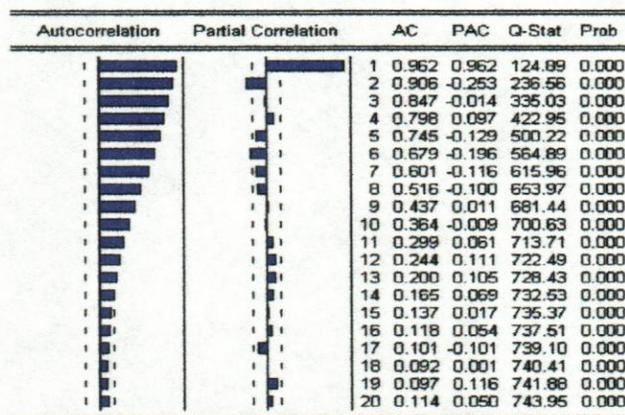
CIRCULANTE



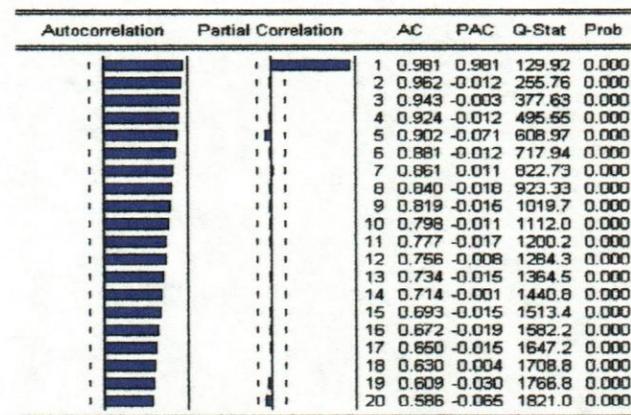
IGAEM



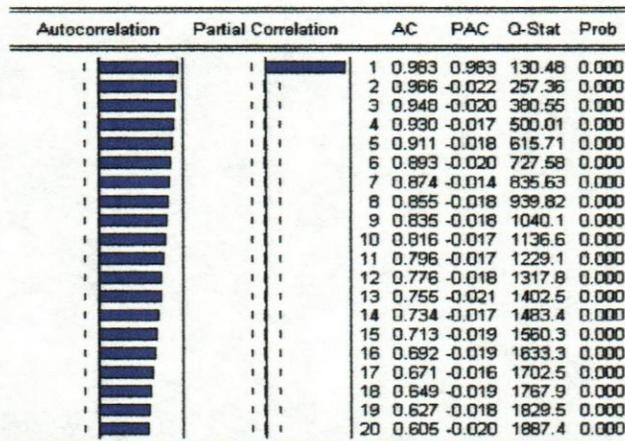
TASA DE INTERÉS



TIPO DE CAMBIO NOMINAL



ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR



CORRELOGRAMAS DE LAS PRIMERAS DIFERENCIAS LOGARÍTMICAS

CIRCULANTE

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.106	0.106	1.5139	0.219
		2 -0.165	-0.179	5.2325	0.073
		3 -0.026	0.014	5.3275	0.149
		4 0.164	0.142	9.0441	0.060
		5 0.104	0.068	10.563	0.061
		6 -0.199	-0.183	16.101	0.013
		7 0.045	0.132	16.385	0.022
		8 0.051	-0.050	16.762	0.033
		9 -0.106	-0.128	16.368	0.031
		10 -0.229	-0.169	25.987	0.004
		11 0.064	0.123	26.593	0.005
		12 0.419	0.336	52.427	0.000
		13 0.039	0.023	52.656	0.000
		14 -0.238	-0.143	61.158	0.000
		15 -0.174	-0.194	65.709	0.000
		16 -0.093	-0.341	67.030	0.000
		17 -0.051	-0.157	67.424	0.000
		18 -0.211	-0.137	74.348	0.000
		19 -0.075	-0.031	75.226	0.000
		20 -0.044	-0.006	75.534	0.000

IGAEM

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.234	-0.234	7.3933	0.007
		2 -0.208	-0.276	13.268	0.001
		3 0.134	0.007	15.712	0.001
		4 -0.220	-0.271	22.426	0.000
		5 0.049	-0.080	22.754	0.000
		6 0.072	-0.065	23.481	0.001
		7 0.010	0.048	23.496	0.001
		8 -0.031	-0.069	23.633	0.003
		9 0.039	0.050	23.846	0.005
		10 -0.176	-0.215	28.348	0.002
		11 -0.183	-0.314	33.270	0.000
		12 0.600	0.471	86.295	0.000
		13 -0.114	0.092	88.240	0.000
		14 -0.219	-0.084	95.451	0.000
		15 0.089	-0.188	96.653	0.000
		16 -0.123	0.094	98.956	0.000
		17 0.018	0.006	99.007	0.000
		18 0.038	-0.076	99.234	0.000
		19 -0.040	-0.172	99.488	0.000
		20 -0.013	-0.152	99.515	0.000

TASA DE INTERÉS

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.214	0.214	6.2029	0.013
		2 0.062	0.017	6.7219	0.035
		3 -0.121	-0.144	8.7371	0.033
		4 0.005	0.063	8.7403	0.068
		5 0.176	0.190	13.078	0.023
		6 0.155	0.061	16.431	0.012
		7 0.074	0.010	17.200	0.016
		8 -0.074	-0.063	17.976	0.021
		9 -0.091	-0.049	19.167	0.024
		10 -0.116	-0.112	21.134	0.020
		11 -0.121	-0.142	23.281	0.016
		12 -0.134	-0.131	25.946	0.011
		13 -0.129	-0.093	28.427	0.008
		14 -0.087	-0.037	29.553	0.009
		15 -0.124	-0.082	31.885	0.007
		16 -0.018	0.072	31.934	0.010
		17 -0.108	-0.045	33.732	0.009
		18 -0.177	-0.139	38.611	0.003
		19 -0.180	-0.106	43.707	0.001
		20 0.007	0.075	43.714	0.002

TIPO DE CAMBIO NOMINAL

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.019	0.019	0.0510	0.821
		2 -0.118	-0.119	1.9573	0.378
		3 -0.032	-0.028	2.1005	0.552
		4 0.335	0.327	17.577	0.001
		5 -0.028	-0.057	17.687	0.003
		6 -0.047	0.023	18.000	0.006
		7 -0.038	-0.026	18.204	0.011
		8 -0.023	-0.154	18.281	0.019
		9 -0.047	-0.021	18.603	0.029
		10 -0.042	-0.057	18.859	0.042
		11 -0.043	-0.039	19.129	0.059
		12 -0.035	0.017	19.312	0.081
		13 -0.052	-0.051	19.717	0.102
		14 -0.040	-0.021	19.957	0.131
		15 -0.028	-0.020	20.077	0.169
		16 -0.047	-0.068	20.413	0.202
		17 -0.173	-0.181	25.018	0.094
		18 0.086	0.113	26.173	0.096
		19 0.287	0.304	39.054	0.004
		20 -0.009	0.001	39.067	0.007

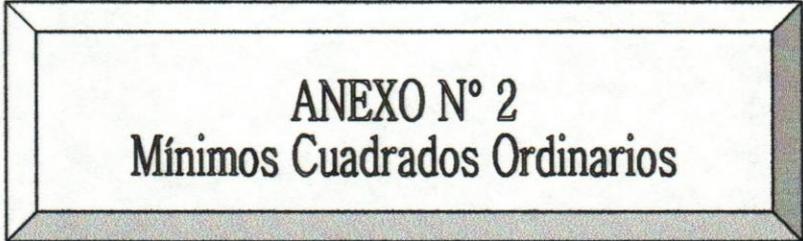
ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.832	0.832	93.468	0.000
		2 0.704	0.037	160.81	0.000
		3 0.652	0.188	219.13	0.000
		4 0.588	-0.021	266.93	0.000
		5 0.544	0.081	308.19	0.000
		6 0.474	-0.101	339.78	0.000
		7 0.412	0.005	363.76	0.000
		8 0.357	-0.047	381.97	0.000
		9 0.327	0.067	397.34	0.000
		10 0.287	-0.053	409.27	0.000
		11 0.281	0.137	420.81	0.000
		12 0.293	0.057	433.48	0.000
		13 0.236	-0.141	441.79	0.000
		14 0.234	0.129	450.01	0.000
		15 0.257	0.051	459.99	0.000
		16 0.292	0.146	473.00	0.000
		17 0.330	0.053	489.74	0.000
		18 0.353	0.092	509.06	0.000
		19 0.354	-0.052	528.68	0.000
		20 0.309	-0.151	543.73	0.000

CORRELOGRAMA DE LA SEGUNDA DIFERENCIA LOGARÍTMICA

ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
■	■	1	-0.113	-0.113	1.7152	0.190
■	■	2	-0.237	-0.253	9.3484	0.009
■	■	3	0.038	-0.026	9.5487	0.023
■	■	4	-0.069	-0.137	10.199	0.037
■	■	5	0.095	0.076	11.452	0.043
■	■	6	-0.036	-0.069	11.632	0.071
■	■	7	-0.015	0.023	11.662	0.112
■	■	8	-0.076	-0.126	12.490	0.131
■	■	9	0.022	0.021	12.560	0.184
■	■	10	-0.111	-0.203	14.341	0.158
■	■	11	-0.048	-0.068	14.675	0.198
■	■	12	0.217	0.104	21.621	0.042
■	■	13	-0.179	-0.168	26.383	0.015
■	■	14	-0.071	-0.077	27.136	0.018
■	■	15	-0.025	-0.158	27.231	0.027
■	■	16	-0.024	-0.084	27.322	0.038
■	■	17	0.048	-0.119	27.679	0.049
■	■	18	0.066	0.041	28.365	0.057
■	■	19	0.143	0.125	31.563	0.035
■	■	20	-0.059	0.019	32.116	0.042



ANEXO N° 2
Mínimos Cuadrados Ordinarios

MODELO CLÁSICO Y ESTIMACIÓN MÍNIMO CUADRÁTICA ORDINARIA

El Modelo de Regresión lineal clásico es un modelo uniecuacional que satisface unas determinadas hipótesis bajo las cuales los modelos econométricos pueden estimarse mediante técnicas bastante sencillas. Cuando se pretende estimar un modelo uniecuacional y lineal, generalmente se asume que éste cumple con las hipótesis del modelo de regresión Lineal clásico. Una vez efectuada la estimación se contrasta el cumplimiento de dichas hipótesis, si son aceptadas, el modelo estimado es válido tanto para efectuar contrastes de hipótesis respecto a los parámetros como para efectuar predicciones.

HIPÓTESIS DEL MODELO DE REGRESIÓN LINEAL CLÁSICO

Entre la variable explicada Y_t y las variables explicativas $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$ existe la siguiente relación:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t$$
$$t = 1, \dots, T$$

Los parámetros de la ecuación se designan con la letra β , son desconocidos y sus valores se suponen constantes en toda la muestra. ε_t es la perturbación aleatoria, la cual es no observable y representa las desviaciones de Y_t respecto a su valor esperado.

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

Hipótesis de incorrelación $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$. Los residuos son independientes entre ellos, no tienen un comportamiento sistemático.

Hipótesis de homocedasticidad $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2$. Todos los elementos del vector de perturbaciones tienen la misma varianza.

$Cov(\varepsilon_i, X_i) = 0$. Cuando este supuesto no se cumple es posible que los b_i sean sesgados. Si las X_i son exógenas entonces el supuesto se cumple

automáticamente. Cuando se efectúa una demostración bajo el supuesto de que X es no estocástica, lo que se quiere decir es que las conclusiones de dicha demostración son válidas para todas las muestras que tengan una misma matriz X .

No multicolinealidad $Cov(X_i, X_j) = 0$. Las variables explicativas no están correlacionadas entre sí.

Normalidad de los residuos $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$. Este supuesto se realiza para poder efectuar contrastes de hipótesis y estimaciones por intervalo. No afecta las características estadísticas de los coeficientes.

Correcta especificación: Se refiere a que se tiene la forma funcional correcta y a la inclusión de variables explicativas apropiadas.

MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS (MCO)

El método mínimo cuadrático se puede emplear cuando se conoce la matriz X y el vector Y , y se desea efectuar estimaciones del vector de parámetros β , el cual bajo la hipótesis del modelo clásico, proporciona estimadores con buenas propiedades, es decir, estimadores insesgados de varianza mínima (MELI). Los estimadores obtenidos con este método se denominan mínimo-cuadrático ordinarios (MCO).

El vector de estimadores mínimo-cuadráticos ordinarios de β es el vector b , siendo éste el vector que minimiza la suma de los cuadrados de los residuos

$$b = (X'X)^{-1}X'Y \quad (1)$$

El residuo e_t , entre el verdadero valor del regresando y el valor estimado para el modelo es:

$$\varepsilon_t = Y_t - \hat{Y}_t$$

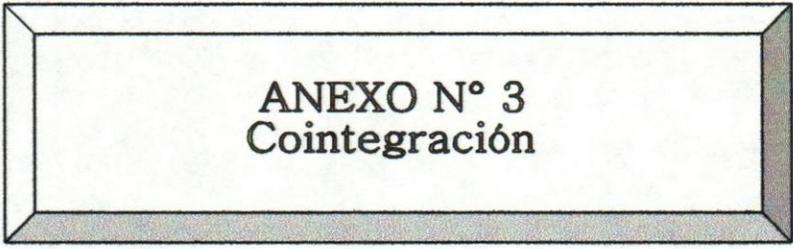
El residuo es por lo tanto la diferencia entre el verdadero valor de Y_t y el valor de esa variable en la ecuación estimada, mientras que la perturbación es la diferencia entre el valor de Y_t y el valor esperado de esta variable de acuerdo a la ecuación teórica. La diferencia entre el residuo y la perturbación depende de la diferencia que exista entre el vector de parámetros β y el vector de estimadores b .

Propiedades de los Estimadores Mínimos Cuadráticos Ordinarios

El vector b es aleatorio, ya que según la expresión (1) es función del vector Y , y por lo tanto es función de ε . Esto significa que en distintas muestras, aún cuando los elementos de la matriz estocástica X no se alteren, los valores de b serán diferentes.

Las principales características de un vector aleatorio son su esperanza matemática y su matriz de varianzas - covarianzas.

1. El vector b es insesgado. La esperanza matemática de b $E(b)$ es igual al parámetro β .
2. El vector b es un estimador consistente. El límite probabilístico de b es β . Esto significa que a medida que se incrementa el tamaño de la muestra el vector b se aproxima al vector β .
3. La matriz $Var(b)$ es simétrica, siendo sus elementos diagonales la varianza de los estimadores y los no diagonales las covarianzas entre los distintos elementos del vector b . Se puede obtener estimadores insesgados de las varianzas de los estimadores mediante los elementos diagonales de la matriz de varianzas y covarianzas estimadas.
4. El vector b tiene la propiedad de ser óptimo, entendiéndose por esto que es el vector de estimadores con varianzas mínimas entre todos los estimadores lineales e insesgados.



ANEXO N° 3
Cointegración

Tamaño de la muestra: 1990:01 2001:12

Observaciones: 137

Supuesto del Test: Tendencia Lineal Determinística en la data

Variabes: LM1 LIGAEM LTIP6BN LTCPN

Variabes Exógenas: S1 S2 S3

Intervalo de Rezagos: 1 to 6

Autovalores	Razón de Verosimilitud	Valores Críticos		Hipótesis No. de CE(s)
		5%	1%	
0.2120	63.0090	47.21	54.46	None**
0.1087	30.3714	29.68	35.65	At most 1 *
0.0875	14.5993	15.41	20.04	At most 2
0.0149	2.0618	3.76	6.65	At most 3

*(**) denota rechazo de la hipótesis a un nivel de confianza del 5%(1%).

El test de R. V. indica 2 ecuaciones de cointegración al nivel de confianza del 5%

Coefficientes Cointegrantes no Normalizados:

LM1	LIGAEM	LTIP6BN	LTCPN
0.536302	-0.762337	0.418158	0.204448
-0.408142	2.222481	0.001432	-0.074378
0.867294	0.346184	-0.030676	0.055348
0.133695	0.362628	0.079238	-0.063878

Coefficientes Cointegrantes Normalizados: Ecuación de cointegración 1

Errores Estándar y t-estadístico en paréntesis

Muestra(ajustada): 1990:08 2001:12

Observaciones: 137

	LM1	LIGAEM	LTIP6BN	LTCPN	C
Coefficientes	1.00000	-1.42147	0.77971	0.38122	-8.52988
Error Estándar		(-0.72007)	(-0.23842)	(-0.09495)	
Estadístico t		(-1.97408)	(-3.2703)	(-4.01489)	

El test de Dickey-Fuller del vector reportó un valor de -3.162349, que al compararlo con el VCM=-1.9422 a un nivel de confianza del 5% da evidencias suficientes para rechazar la hipótesis de existencia de una raíz unitaria. Por tanto el vector es estacionario.

ANEXO N° 4
Pruebas Estadísticas sobre
los Supuestos del MLGC

CONTRASTES PARA VERIFICAR EL CUMPLIMIENTO DE LAS HIPÓTESIS DEL MODELO DE REGRESIÓN LINEAL CLÁSICO

Normalidad: El interés de realizar esta prueba estadística reside en el hecho de que algunas de las propiedades del estimador MCO dependen del supuesto de normalidad del término de error del modelo. El Test más habitual fue propuesto por *Jarque-Bera*, y se basa en el cálculo de los coeficientes de asimetría y curtosis de los residuos del modelo. Estos autores probaron que la distribución del estadístico:

$$JB = T \left[\frac{(Asimetría)^2}{6} + \frac{(Curtosis - 3)^2}{24} \right] \quad (1)$$

es, para muestras grandes una chi-cuadrado con dos grados de libertad $\chi^2_{(2)}$. Para la distribución normal el valor de la asimetría es cero y el de la curtosis es tres, por tanto *JB* sería cero. Si el término de error de la ecuación estimada es normal, entonces tendrán un valor pequeño del estadístico *JB*.

Si el estadístico χ^2 calculado no excede al valor de las tablas, no existen indicios suficientes para rechazar la hipótesis nula, por consiguiente los residuos estarían normalmente distribuidos.

Heterocedasticidad: Para tratar de detectar la presencia de este problema se utiliza, entre otros, *el test del modelo autorregresivo de heterocedasticidad condicional (ARCH)*. Para computar el estadístico se deben realizar los siguientes pasos:

1. Efectuar una regresión auxiliar de los errores al cuadrado contra los mismos errores rezagados hasta el número de desfases seleccionados.
2. Multiplicar el tamaño de la muestra *T* por el coeficiente de determinación R^2 obtenido en el paso anterior. El valor obtenido es el estadístico calculado, el cual sigue una distribución χ^2 con un número de grados de libertad igual al número de términos autorregresivos (*p*) en la regresión auxiliar.

3. Contrastar La hipótesis nula de que los residuos son homocedásticos. Si el estadístico calculado es menor al tabulado, no existen elementos suficientes para rechazar la hipótesis nula. Por tanto los residuos tendrían varianza constante.

Autocorrelación: El test planteado por Breush y Godfrey es un contraste del tipo multiplicadores de Lagrange, y considera una especificación más general a la de un modelo autorregresivo de primer orden. Los autores sugieren para calcular el estadístico de contraste lo siguiente:

1. Estimar el modelo de regresión por MCO y obtener los residuos $\hat{\mu}_t$. El modelo puede incluir como explicativas algunos retardos de la variable endógena, sin que por ello cambien las propiedades de este contraste.
2. Estimar una regresión de los residuos $\hat{\mu}_t$ sobre p retardos: $\hat{\mu}_{t-1}, \dots, \hat{\mu}_{t-p}$, así como sobre las variables explicativas X_t del modelo original. El número de retardos de $\hat{\mu}_t$ en esta regresión auxiliar debe coincidir con el número de estadísticos r_k cuya significación conjunta se pretende contrastar. Obtener el valor de R^2 en esta regresión.
3. Comparar $T \cdot R^2$ con las tablas de una distribución chi-cuadrado con p grados de libertad $\chi^2_{(p)}$ y rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación si $T \cdot R^2$ es superior al valor de las tablas.

Error de Especificación: El error de especificación se produce cuando se omiten variables explicativas relevantes o por incluir variables que no lo son. También puede generarse por problemas de medición en alguna de las variables o por seleccionar de forma incorrecta la forma funcional del modelo.

El test que se emplea para desestimar este problema es el sugerido por Ramsey (1969). Los pasos para computar el estadístico se mencionan a continuación:

1. A partir del modelo original, se obtiene el \hat{y}_i estimado y se genera una regresión auxiliar que incluya además de las variables de la ecuación especificada, las potencias del valor estimado de la variable dependiente, comenzando por el cuadrado de ésta.
2. Se calcula el estadístico F definido como:

$$F = \frac{(R_{\text{nuevo}}^2 - R_{\text{viejo}}^2) / \text{número de regresores nuevos}}{(1 - R_{\text{nuevo}}^2) / (n - \text{número de parámetros en el modelo nuevo})}$$

donde R_{nuevo}^2 es el obtenido en la regresión auxiliar y el R_{viejo}^2 es el que se obtuvo en el modelo.

3. Se compara el estadístico computado en el paso anterior con el de la tabla. Si el F calculado es mayor que el F tabulado, entonces se rechazará la hipótesis nula y habría problemas de especificación en el modelo.

Cambio Estructural: Para diagnosticar la presencia de este problema se emplea el *test de CHOW*, el cual plantea como hipótesis nula que dos submuestras han sido generadas por una misma estructura económica, es decir se contrasta la hipótesis de ausencia de cambio estructural. Los pasos para calcular el estadístico de contraste F son los siguientes:

1. Se restringe el tamaño de la muestra en dos y se estiman las respectivas regresiones, la primera con T_1 observaciones y la segunda con T_2 observaciones. A la suma de residuos al cuadrado (SRC) de las estimaciones con el rango restringido se les denomina S_2 y S_3 con grados de libertad igual a $(T_1 - k)$ y $(T_2 - k)$ respectivamente. Se calcula S_4 como la suma de S_2 y S_3 , la cual tendrá $(T_1 + T_2 - 2k)$ grados de libertad.
2. Combinando todas las observaciones T_1 y T_2 , se estima el modelo y se obtiene la suma de los residuos al cuadrado S_1 con grados de libertad igual a $(T_1 + T_2 - k)$, donde k es el número de parámetros estimados.
3. Se obtiene S_5 que resulta de la diferencia de S_1 y S_4 , con grados de libertad igual a k .

4. Finalmente, se construye el estadístico F con k grados de libertad para el numerador y $(T_1 + T_2 - 2k)$ para el denominador:

$$F = \frac{S_5/k}{S_4/(T_1 + T_2 - 2k)}$$

5. Se compara el estadístico calculado en el paso anterior con el F de la tabla. Si éste resulta menor al tabulado entonces se acepta la hipótesis de estabilidad.

En muchos casos, este contraste está motivado por la necesidad de comprobar si las últimas observaciones recibidas suponen un cambio significativo con respecto a resto de la muestra. En tal caso T_2 puede ser muy pequeño y no es posible estimar el segundo de los modelos por falta de grados de libertad.

La dificultad estriba en que cuando se dispone de menos observaciones que coeficientes a estimar, existen infinitas soluciones al sistema de ecuaciones normales. En este sentido, el estimador MCO está mal definido, pero sin embargo, cualquiera de tales soluciones genera una suma residual igual a cero.

En el caso extremo en que $T_2 = k$, $\sum e_2^2 = 0$ y el número de restricciones q es igual a k e igual a T_2 , por lo que el estadístico F se reduce a:

$$F_{(T_2, T_1 - k)} = \frac{(\sum e_r^2 - \sum e_1^2) / T_2}{(\sum e_1^2) / (T_1 - k)}$$

Esta expresión también es válida para el caso en el que $T_2 < k$, como se verá en el test predictivo para estabilidad, conocido como el segundo test de Chow.

Segundo Test de Chow: Esta prueba es útil cuando el tamaño de la muestra del segundo subconjunto es menor al número de regresores, ya que bajo estas condiciones no es posible realizar la regresión del segundo modelo (con T_2 observaciones) y consecuentemente no se puede obtener

la suma de cuadrados de los residuos necesarias para realizar el test comentado en los párrafos anteriores.

El estadístico de contraste F se calcula de la siguiente manera:

1. Se efectúa la regresión del primer subconjunto de observaciones (con T_1 elementos) y luego se realizan predicciones para las T_2 observaciones del segundo subconjunto.
2. Una vez realizada la predicción, se prueba la hipótesis de que los errores de predicción tienen media cero, en cuyo caso se rechazaría la presencia de quiebre estructural. Dado que se espera que los errores de predicción tendrán un valor esperado nulo, se entiende que los valores predichos para el segundo subgrupo se aproximarán en promedio a los reales, en cuyo caso, los estimadores empleados para aproximar a la variable dependiente serán válidos y estables durante todo el período cubierto por la muestra total. En este sentido, el estadístico a evaluar será el siguiente:

$$F_{(T_2, T_1 - k)} = \frac{(\sum e_r^2 - \sum e_1^2) / T_2}{(\sum e_1^2) / (T_1 - k)}$$

3. El estadístico que se construye tiene T_2 grados de libertad para el numerador, puesto que este incluye de manera indirecta la suma de cuadrados residual del modelo predicho. Asimismo, dado que el denominador sólo incluye a la primera submuestra, los grados de libertad se corresponden al tamaño de ella menos el número de parámetros del modelo.

Test Alternativos de Residuos Recursivos para Evaluar la Estabilidad:

Los test que se presentan a continuación están basados en el empleo de residuos recursivos y fueron propuestos por Brown, Durbin y Evans (1975). La estructura de estas pruebas sigue una lógica muy similar al test predictivo para estabilidad, pero no llegan a ser tan potentes como el test de Chow original. Sin embargo tienen la ventaja de no requerir la fecha en que se produce el quiebre como insumo necesario para evaluar la hipótesis.

El residuo recursivo correspondiente a la observación t se define como el error de predicción de y_t , utilizando el estimador MCO obtenido con las observaciones $1, 2, \dots, t-1$:

$$\hat{e}_t = y_t - x_t' \hat{\beta}_{t-1}$$

donde el subíndice temporal del estimador hace referencia a la muestra utilizada en su cálculo.

La varianza de dicho error de predicción es:

$$\text{Var}(\hat{e}_t) = \sigma_\mu^2 \left[1 + x_t' (X_{t-1}' X_{t-1})^{-1} x_t \right]$$

donde X_{t-1} , denota la matriz $(t-1) \times k$ formada por las $t-1$ primeras observaciones de las variables explicativas. Si definimos el residuo recursivo normalizado:

$$\tilde{e}_t = \frac{\hat{e}_t}{\sqrt{1 + x_t' (X_{t-1}' X_{t-1})^{-1} x_t}}$$

bajo la hipótesis nula de estabilidad y el supuesto de Normalidad, se tiene que \tilde{e}_t se distribuye $N(0, \sigma_\mu^2)$, y es independiente de \tilde{e}_s para todo $s \neq t$.

Si los valores de \tilde{e}_t cambian en el tiempo de manera sistemática, se tomará como evidencia de inestabilidad del modelo. Hay dos estadísticos que permiten contrastar tal hipótesis: *El primero, el test CUSUM* se basa en la suma acumulada de los residuos normalizados:

$$W_t = \sum_{r=k+1}^t \frac{\tilde{e}_r}{\hat{\sigma}}$$

Donde:

$$\tilde{e} = \frac{1}{T-k} \sum_{r=k+1}^T e_r \quad \hat{\sigma} = \frac{1}{T-k} \sum_{r=k+1}^T \left(\tilde{e}_r - \bar{e} \right)^2$$

Bajo la hipótesis de estabilidad, W_t tiene esperanza cero y varianza aproximadamente igual al número de residuos acumulados, de modo que el contraste se lleva a cabo con el gráfico de W_t , a través del tiempo. Se construyen bandas de confianza para la serie de W_t mediante la recta que une los puntos $(k, \pm a\sqrt{T-k})$ y $(T, \pm 3a\sqrt{T-k})$. Al 95% de confianza, $a=0.948$, mientras que al 99%, $a=1.1143$. Se rechaza la hipótesis de estabilidad si W_t traspasa dichas bandas.

El segundo estadístico CUSUMSQ, utiliza los cuadrados de los residuos normalizados:

$$S_t = \frac{\sum_{r=k}^t \tilde{e}_r^2}{\sum_{r=k}^T \tilde{e}_r^2}$$

Como los residuos recursivos son independientes, cada término de esta suma es una chi-cuadrado con un grado de libertad, por lo que $E(S_t)$ es aproximadamente igual a $(t-k)/(T-k)$. El contraste consiste en dibujar la serie temporal de S_t , así como las líneas que limitan la banda de confianza; $E(S_t) \pm C_0$, donde el valor crítico C_0 se encuentra tabulado. Si S_t sale de la banda, se rechaza la hipótesis nula de homogeneidad del modelo.

ANEXO N° 5
Crterios para Evaluar
la Bondad Predictiva del Modelo

CRITERIOS PARA EVALUAR LA BONDAD PREDICTIVA DEL MODELO

Raíz del Error Cuadrático Promedio (ECM): Este indicador busca obtener el error promedio para un horizonte de predicción. Se aproxima por la raíz cuadrada del promedio de los errores elevados al cuadrado:

$$RECM = \sqrt{\frac{1}{H} \sum_{t=T+1}^{T+H} \hat{e}_t^2}$$

Error Absoluto Medio: Permite calcular el error de predicción promedio a través del valor promedio para un horizonte de predicción dado de H períodos de los valores absolutos de los errores:

$$EMA = \frac{\sum_{t=T+1}^{T+H} |\hat{e}_t|}{H}$$

Error Porcentual Absoluto Medio: Las medidas anteriores están influenciados por las unidades en que están medidas las variables dependientes. En este indicador se propone calcular el promedio de los valores absolutos de los errores de pronóstico para un horizonte de predicción dado con respecto al valor observado de la variable endógena en cada período:

$$EPMA = \frac{1}{H} \sum_{t=T+1}^{T+H} \frac{|\hat{e}_t|}{Y_t}$$

Coficiente de Desigualdad de Theil (U de Theil): Esta prueba lo que busca es tratar de acotar el valor del indicador de bondad de predicción de tal manera que esté en el intervalo (0,1). Una de las versiones que se utiliza de este indicador es la que se presenta a continuación:

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{H} \sum_{t=T+1}^{T+H} (Y_t - \hat{Y}_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{H} \sum_{t=T+1}^{T+H} Y_t^2} + \sqrt{\frac{1}{H} \sum_{t=T+1}^{T+H} \hat{Y}_t^2}}$$

Este indicador muestra, si la correlación entre los valores predichos y los valores observados en una predicción ex-post ^{13/} es alta o baja. Si U tiende a cero, el modelo puede ser utilizado para predecir dado que sus pronósticos serán fiables, pero si U tiende a uno, entonces la ecuación no sirve para predecir. Usualmente, la U de Theil se descompone en tres proporciones, para tratar de determinar con mayor precisión las fuentes del error:

$$\text{Sesgo} + \text{Varianza} + \text{Covarianza} = 1$$

- ♦ El sesgo: Indica la presencia de algún error sistemático, esto es, si es que se está sub o sobre estimando sistemáticamente. Esta proporción debe ser lo más pequeña posible, para considerar al pronóstico confiable.

$$\frac{(\bar{y} - \bar{\hat{y}})^2}{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2 / H}$$

- ♦ Varianza: Indica la habilidad del pronóstico para replicar la variabilidad de la variable real observada. Si esta proporción es grande significa que el modelo posee menor capacidad predictiva para replicar el comportamiento de la serie.

$$\frac{(\hat{\sigma}_y - \sigma_y)^2}{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2 / H}$$

- ♦ Covarianza: Esta medida analiza la correlación que existe entre los valores predichos y los valores observados. Se calcula a partir de la siguiente expresión:

$$\frac{2(1-r)\hat{\sigma}_y\hat{\sigma}_y}{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2 / H}$$

Donde r es el coeficiente de correlación entre los valores predichos y los observados

^{13/} Este tipo de pronóstico se refiere a aquellas que se realizan cuando las observaciones, tanto de la variable dependiente como de las independientes, se conocen con certeza.