

ESTIMACION DE LA FUNCION DE DEMANDA POR DINERO EN EL PERIODO DE LA POST-ESTABILIZACION EN BOLIVIA¹

Julio Humérez Quiróz
Fernando Rojas Farfán

1. INTRODUCCION

Actualmente, la economía boliviana se desenvuelve en un contexto de estabilidad económica y política suficientemente consolidada, siendo el objetivo prioritario el desarrollo económico. Este proceso de estabilización se inició en agosto de 1985, mediante la promulgación del Decreto de Estabilización Económica (D.S. 21060), y fue consolidándose en los años siguientes gracias a un control estricto de las cuentas fiscales de acuerdo al presupuesto aprobado, una mantención de la política del tipo de cambio real único y flexible y una permanente apertura de los mercados. Alcanzada la meta de la estabilización y su consolidación, la siguiente fase, natural y obligatoria, fue la reactivación económica y la sostenibilidad de su dinámica en el mediano y largo plazos, dado que durante el período 1982-1985 el aparato productivo se vió seriamente deteriorado, consecuencia de la alta inflación e hiperinflación que caracterizaron el período. Es en la consecución de este objetivo que la autoridad económica concentra sus esfuerzos y el aspecto más sobresaliente son las reformas estructurales en vías de implementación.

La base para el logro del objetivo de crecimiento económico es, sin duda, la mantención de la estabilidad del entorno macroeconómico. En este propósito, la práctica de un manejo monetario prudente es un elemento de vital importancia para lo cual la autoridad monetaria, dentro sus funciones, debe efectuar estimaciones de la demanda por dinero con un grado adecuado de precisión.

Con la información disponible se puede apreciar en el medio, una cantidad importante de estudios en esta materia, donde los últimos trabajos se caracterizan por la aplicación de econometría dinámica vinculados a la metodología inglesa (Hendry, 1983), enfatizándose en la estimación de modelos que, mínimo, posean parámetros constantes. Por tanto, el objetivo del presente trabajo es precisamente la especificación y estimación de la función demanda por dinero con propiedades estadísticas deseadas, que pueda ser utilizada para fines de programación monetaria.

La estimación se efectúa con la utilización de información trimestral, correspondiente al período 1986.I-1994.I, esto fundamentalmente por el interés de efectuar la estimación de la función de la demanda por saldos reales en el período de la post-estabilización.

En lo que respecta a las fases que comprende el presente trabajo, en la segunda sección se presenta una evaluación resumida de la evolución de la oferta monetaria, comparada con la evolución del producto y la inflación; en la tercera sección se presenta la especificación del modelo (tradicional) teórico a ser estimado; la cuarta sección reporta los resultados empíricos,

¹ Los autores agradecen los valiosos comentarios de Victor M. Guerrero a la versión preliminar del presente trabajo. Las ideas contenidas y cualquier omisión son de responsabilidad exclusiva de los autores.

previa verificación del orden de integración de las series de las variables económicas pertinentes, en la quinta sección se efectúa la contrastación de los test de exogeneidad fuerte y superexogeneidad, y una relación con el enfoque de cointegración y el modelo de corrección de errores y, finalmente, en la última sección se concluye.

¡Error! Marcador no definido.2. EL DINERO Y SU RELACIÓN CON EL COEFICIENTE DE MONETIZACIÓN

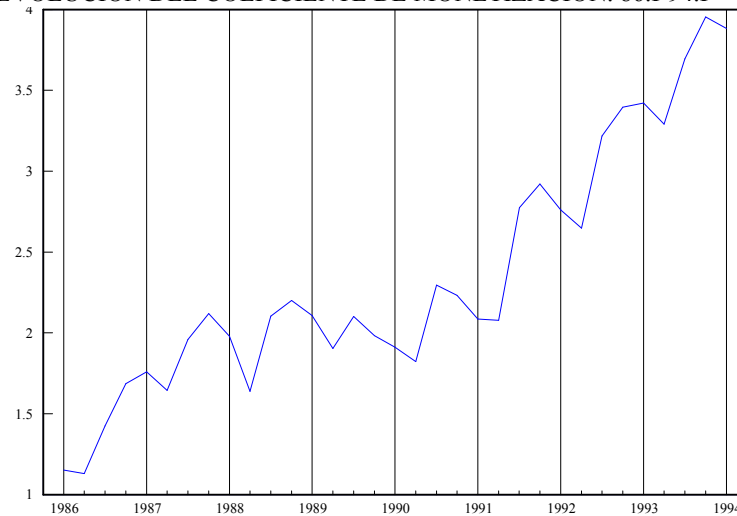
El período de la estabilización comienza en agosto de 1985 y se extiende hasta principios de 1986². Este período se inicia con un nuevo gobierno, que intentó el 29 de agosto del mismo año, un nuevo plan de estabilización basado en dos medidas centrales: la unificación del tipo de cambio y la reducción del déficit fiscal, mediante medidas restrictivas del gasto fiscal y la recuperación de los ingresos fiscales, que en una primera instancia se apoyaba en el fuerte aumento del precio de hidrocarburos y posteriormente en la reforma tributaria (Ley 843, abril de 1987). Los resultados no se hicieron esperar, así entre marzo de 1986 y marzo de 1987 la tasa de inflación acumulada alcanzó el 20.67 por ciento, equivalente a una tasa promedio mensual de tan sólo el 1.47 por ciento. Sin embargo, las medidas de agosto de 1985 no bastaron para frenar en forma definitiva el proceso inflacionario, ya que después de tres meses de su implementación la inflación rebrotó vigorosamente (en enero de 1986 alcanzó el 32.96 %) exigiendo la implementación de medidas adicionales para abatir definitivamente el problema inflacionario.

En cuanto al coeficiente de monetización, definida como el cociente entre M1 y el PIB, éste empezó a recuperarse, aunque a un ritmo lento a partir del segundo trimestre de 1986. En los años siguientes a 1986 se mantuvo dicha tendencia, excepto entre 1989 y parte de 1990, donde se observó una declinación, producto de un reavivamiento de las expectativas inflacionarias (véase Gráficos 1 y 2) y, a partir del segundo trimestre de 1991, este coeficiente exhibe una tendencia creciente, con lo cual se evidencia que el público está efectuando depósitos crecientes al sistema bancario. En general, dicho coeficiente observa una relación inversa con respecto a la inflación, así en períodos caracterizados por una inflación más volátil se observa una disminución del coeficiente.

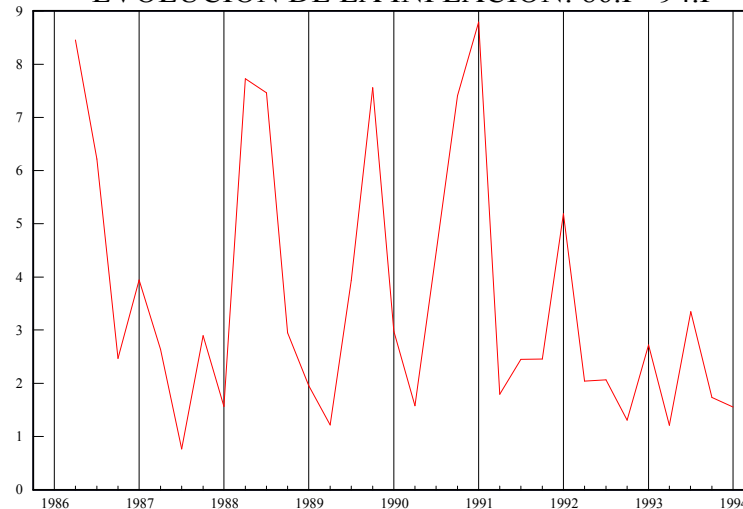
² Este periodo se define en base a la evolución de la tasa de inflación.

GRAFICOS 1 Y 2

EVOLUCION DEL COEFICIENTE DE MONETIZACION. 86.I-94.I



EVOLUCION DE LA INFLACION: 86.I - 94.I



3. EL MODELO DE AJUSTE PARCIAL

La literatura convencional existente sobre la demanda por dinero de largo plazo, generalmente incluye como argumentos la riqueza o ingreso permanente, que puede ser entendido como una restricción presupuestaria o como una función de demanda de dinero por motivo transacciones y el costo de mantener dinero por no mantener otros activos alternativos al dinero, por ejemplo bonos. Lo anterior puede ser formalizado asumiendo una relación expresada en términos de una función L , como sigue:

$$m_t^* = L(W_t, C_t^e)$$

Donde $m_t^* = M_t^* / P_t$ **Error! Argumento de modificador desconocido.** es la demanda deseada de dinero en términos reales, es decir en términos de la canasta de bienes y servicios, que sirve de base para la construcción del índice de precios al consumidor (IPC), con el que se deflacta el acervo del stock nominal de dinero del período t, M_t . Por su parte, W_t denota la riqueza o el ingreso permanente en t; mientras que C_t^e denota el costo esperado de mantener dinero en el período t. La dirección de dependencia de L respecto a W_t y C_t^e sugiere que $\frac{\partial L}{\partial W} > 0$ y $\frac{\partial L}{\partial C} < 0$ **Error! Argumento de modificador desconocido.** Por otra parte, se supone que L tiene una elasticidad constante respecto a W_t y una elasticidad creciente respecto a C_t^e **Error! Argumento de modificador desconocido.**

La forma funcional elegida para fines de estimación, corresponde a una de tipo exponencial.

$$m_t^* = \alpha_0 (W_t)^{\alpha_1} e^{\alpha_2 C_t^e} \quad (2)$$

Tomando logaritmos, (2) queda expresada de la siguiente forma:

$$\ln m_t^* = \ln \alpha_0 + \alpha_1 \ln W_t + \alpha_2 C_t^e \quad (2.1)$$

Según lo expresado en (2) y (2.1), existen dos factores centrales que afectan a la demanda de saldos reales en el largo plazo. Por una parte, se tiene a la riqueza, que para fines de estimación será aproximada por el ingreso real y, por otra parte, el costo esperado de mantener dinero, que puede ser aproximado por la tasa de interés nominal sobre depósitos a plazo fijo en moneda extranjera a noventa y ciento ochenta días, por la tasa de inflación promedio, o alternativamente, por la tasa de devaluación promedio. La relevancia de cualquiera de estas tres variables estará en función de su capacidad explicativa, y ante una similitud de ésta, el criterio de su preferencia estará determinado por su aporte a la estabilidad de la función de demanda por dinero a lo largo del período objeto de estudio. En todo caso, a priori, se espera que la tasa de devaluación sea la variable relevante, puesto que la observación de la evolución de la economía boliviana en el período de la post-estabilización, permite identificar a esta variable como una de las más importantes; asimismo, la importancia de la tasa de devaluación como la variable costo de mantener dinero, está asociada a la elección del agregado monetario M1 como la variable dependiente.

La variable demanda deseada de saldos reales de largo plazo m_t^* **Error! Argumento de modificador desconocido.** no es una variable que pueda observarse directamente, ya sea por la existencia de costos de ajuste y/o por crecimiento inesperado de dinero. La demanda de corto plazo, m_t , si es observable y se ajusta a m_t^* **Error! Argumento de modificador desconocido.**

con rezago; por tanto, el supuesto que se hace respecto al ajuste es el de *ajuste parcial* (Chow, 1966). Según esta estructura de ajuste, ante un cambio en cualquiera de los determinantes de la demanda por dinero de largo plazo, los saldos reales del trimestre corriente se ajustan en una fracción de la diferencia entre la demanda de largo plazo y los saldos reales rezagados. Formalmente, en términos de logaritmos se tiene:

$$\text{Ln } m_t - \text{Ln } m_{t-1} = \lambda (\text{Ln } m_t^* - \text{Ln } m_{t-1}^*) \quad (3)$$

donde λ es el coeficiente de ajuste que toma valores entre cero y la unidad.

A partir de (3) la demanda por dinero de corto plazo queda expresada por la siguiente función:

$$\text{Ln } m_t = \lambda \text{Ln } m_t^* + (1 - \lambda) \text{Ln } m_{t-1} \quad (3.1)$$

que es un promedio geométrico entre la cantidad de dinero deseada de largo plazo y la cantidad real, rezagada en un período.

De (3.1) y (2.1) se obtiene la siguiente ecuación reducida de la función de demanda por dinero de corto plazo:

$$\text{Ln } m_t = \lambda \text{Ln } \alpha_0 + \lambda \alpha_1 \text{Ln } W_t + \lambda \alpha_2 C_t^e + (1 - \lambda) \text{Ln } m_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde el error aleatorio ε_t no está correlacionado con ε_s para $t \neq s$ y donde $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2)$ **¡Error!**
Argumento de modificador desconocido.; m_t denota los saldos reales de dinero de corto plazo. Para fines de estimación, el regresando, corresponde a la definición de dinero M1 (moneda y billetes en poder del público más depósitos en cuenta corriente del sector privado) y, el vector de regresores, a W_t , la variable de escala, que se aproxima por el producto interno bruto en términos reales (PIB). En rigor, debería hacerse uso del ingreso permanente como proxy más apropiado de la riqueza; sin embargo, en las estimaciones se emplea el ingreso corriente, expresado en términos de precios de 1980, teniendo en cuenta las conclusiones de otros estudios, que apuntan a que los resultados que se derivan utilizando la serie del ingreso permanente como el ingreso corriente no difieren substancialmente³, (Matte y Rojas, 1989 y Labán, 1990). Por último, el costo de oportunidad de mantener dinero es la tasa de devaluación, obtenida a partir del tipo de cambio oficial promedio (DEV)⁴.

³ Una aproximación al ingreso permanente frecuentemente utilizada en la contrastación empírica, consiste en los promedios móviles de distinto tamaño.

⁴ Las fuentes de información de las variables utilizadas son: Banco Central de Bolivia (M1 y tipo de cambio) e Instituto Nacional de Estadística (PIB).

¡Error! Marcador no definido.4.
RESULTADOS

ESTIMACIÓN DEL MODELO DE AJUSTE PARCIAL Y

¡Error! Marcador no definido.4.1. **Orden de integración de las series**

Existe un conjunto importante de tests que permiten la verificación de la presencia de raíces unitarias en las distintas series. La primera de ellas corresponde a *Cointegrating Regression Durbin Watson* (CRDW), la que consiste en correr una regresión entre la variable sujeto del test, contra una constante o variables ficticias estacionales, si la frecuencia de los datos es trimestral o mensual, y verificar si el residuo sigue una estructura de camino aleatorio o, lo que es lo mismo, si sigue un proceso markoviano de primer orden (hipótesis nula). El rechazo de la hipótesis nula se da cuando el estadístico de Durbin-Watson es mayor que el valor crítico para el nivel de significación de elección. Según los resultados reportados en el Cuadro 1 (2da. columna), la tasa de devaluación es débilmente estacionaria mientras que el producto y el dinero, presentan raíces unitaria. En diferencias, todas son débilmente estacionarias.

Una segunda batería de tests está relacionada con la de Dickey Fuller en sus dos versiones, dependiendo del supuesto que se adopte respecto al proceso generador de los datos. En la primera alternativa, se asume que cada serie es generada individualmente, bajo H_0 , por un camino aleatorio con tendencia estocástica⁵:

$$X_t = c + \alpha X_{t-1} + \xi_t, \text{ donde: } \xi_t \sim i.i.d. (0, \sigma_\xi^2)$$

donde la hipótesis nula es $\alpha=1$ ⁶. Los resultados se reportan en la tercera columna del Cuadro 1. En niveles, se constata que el producto y la tasa de devaluación son débilmente estacionarias, $I(0)$; en primeras diferencias, todas las variables son $I(0)$.

El segundo supuesto corresponde a un proceso autorregresivo de primer orden con una variable de tendencia determinística, es decir:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 X_{t-1} + v_t \text{ donde } v_t \sim i.i.d. (0, \sigma_v^2),$$

Los estadísticos correspondientes se computan igual que para el primer supuesto. Los resultados se reportan en la columna cuatro, constatándose que en niveles, son los mismos que en el primer caso.

En las columnas cinco y seis del mismo cuadro, se presenta el estadígrafo conocido como *Dickey*

⁵ Según Dickey y Fuller, bajo la H_0 , el coeficiente α estimado no se halla centrado en torno a la unidad, sino entorno a un valor menor a uno. Tal signo negativo disminuye a medida que el tamaño de la muestra aumenta.

⁶ Alternativamente se puede escribir como: $\Delta X_t = c + (\alpha - 1) X_{t-1} + \xi$
donde la hipótesis nula es $\alpha-1=0$.

Fuller Aumentado⁷, este test permite un sistema integrado de mayor orden de la forma:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 X_{t-1} + \sum_{j=1}^n \lambda_j \Delta X_{t-j} + \eta_t$$

esto, permite una tendencia determinística y $\alpha_1=0$ en los casos en que se asume un proceso de camino aleatorio sin tendencia. El estadístico t asociado a α_2 corrobora los resultados obtenidos por el test de Dickey-Fuller. Finalmente los test de Phillips-Perron⁸, columnas siete y ocho, muestran evidencias en la misma dirección.

En suma, los tests presentados, de manera consistente, muestran fuerte evidencia acerca de la estacionariedad del producto⁹ y de la tasa de devaluación, mientras que el dinero (M1) exhibe la presencia de raíz unitaria.

La relación (4) se estima mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, que entregará estimadores consistentes de los parámetros y asintóticamente eficientes bajo el supuesto de ausencia de autocorrelación de los errores ε_t .

Tomando a la tasa de devaluación nominal, resultante del tipo de cambio oficial promedio, como costo pertinente de mantener dinero¹⁰, los resultados encontrados son altamente satisfactorios desde el punto de vista de la calidad de ajuste, medido por el coeficiente de la bondad de ajuste ($R^2 = 0.98$), error estándar de la regresión ($\hat{\sigma}_\varepsilon = 0.044$) **Error! Argumento de modificador desconocido.** y el estadístico $F(344,5)$ que es significativo al 1 por ciento (véase Modelo 1, Cuadro 2).

⁷ Para mayores referencias véase Dickey y Fuller, 1981.

⁸ Se trata de un test no paramétrico, donde $\{\eta_t\}_{t=1}^{\infty}$ puede seguir un proceso ARMA(p,q), en cuyo caso el estadístico t, para α_2 no posee la distribución standard de Dickey-Fuller (Banerjee et Al., 1993, pp 129).

⁹ A primera vista, pareciera contraintuitivo que el producto sea estacionario. La explicación de esta aparente anomalía radica posiblemente en el tamaño de la muestra, ya que el poder de los tests de Dickey-Fuller y Dickey-Fuller aumentado reside precisamente en el largo de la muestra (Kennedy, 1992, pp 253-254).

¹⁰ En las sucesivas pruebas que se hicieron, la variable más representativa fue la tasa de devaluación, situación que podría justificarse por el ancla en el sistema que continúa siendo el tipo de cambio. Por ejemplo, el coeficiente de *Pass-Through* es de 0.6 para el período 89-91 (De la Viña, Comboni, 1992), y 0.43 para el período 93-95 (Humérez, Rojas Farfán, 1996).

CUADRO 1
TEST DE RAICES UNITARIAS - VARIABLES INCLUIDAS EN LA ECUACION
DE LA DEMANDA POR DINERO (1986.I-1994.I)

Variable	ADF (2)		PP (3)		DW	DF (1)	DF (1)	ADF (2)
	s/t	c/t	s/t	c/t	s/t	c/t	s/t	c/t
En niveles:								
LM1		0.056	-0.700	-2.068	-0.690	-2.092	-2.057	-1.871
LPIB		0.155	-4.277	-7.977	-2.135	-6.219	-4.382	-8.559
LDEV		0.626	-6.642	-4.523	-3.086	-4.229	-3.757	-4.724
En primeras diferencias:								
DLM1		1.215	-5.721	-5.738	-3.513	-3.543		
DLPIB		3.209	-10.778	-10.579	-6.150	-6.047	-11.646	-11.630
DLDEV		1.573	-5.914	-5.962	-4.680	-4.684	-6.101	-6.239
V.C. (5%)		0.493	-2.945	-3.561	-2.945	-3.539	-2.630	-3.240

- 1/ Corresponde al estadístico t del coeficiente de la variable rezagada de la ecuación de Dickey y Fuller (Dickey y Fuller, 1981).
 2/ Se incluye en la ecuación de Dickey-Fuller (1) el número de rezagos en función al orden autorregresivo de la serie (Dickey y Fuller, 1981).
 3/ Asume un proceso ARMA(p,q) para la sucesión de los residuos

$$\{ \mu_t \}_{t=1}^{\infty} \text{ ¡Error! Argumento de modificador desconocido..}$$

LX = logaritmo natural de la variable X y DX = primera diferencia de la variable X.

Asimismo, se verifica que los signos de los parámetros individuales estimados corresponden a los previstos por la teoría económica y son estadísticamente significativos, al nivel de significación del 5 por ciento o menor (véase cuadro 2). Para verificar la existencia o no del problema de autocorrelación serial en los errores, se computó el estadístico h de Durbin, el cual, comparado con el valor crítico proveniente de la tabla Normal estandarizada (1.645), al 5 por ciento de nivel de significancia, revela la ausencia de autocorrelación serial de primer orden. Por otra parte, el examen de los residuos, no indica la existencia de otro problema relacionado, por ejemplo, con la presencia de sobreestimaciones o subestimaciones de importancia, que puedan tener origen en problemas de especificación, variables omitidas, etc¹¹.

¹¹ Recuérdese que la variable LM1 presenta raíz unitaria (véase Cuadro 1), lo que podría sugerir que los resultados del Modelo 1 presentan problemas de correlación espúrea (Kennedy, 1992). Para corroborar esta hipótesis, se decidió adicionar en el Modelo 1 una variable de tendencia que no estadísticamente significativa ni importante en magnitud (véase Modelo 2, Cuadro 2), por lo que la hipótesis nula puede considerarse descartada.

Cuadro 2
ESTIMACION DE LA ECUACION DE DEMANDA POR DINERO
Variable dependiente: LM1 (1986:I - 1994:I)
(Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios)

¡Error! Marcador no definido. Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	-6.23 (2.08)	-6.92 (1.79)	-5.08 (1.29)	-7.67 (1.95)
LPIB	0.59 (2.12)	0.66 (1.74)	0.48 (1.24)	0.74 (1.91)
LDEV	-0.05 (3.91)	-0.05 (3.83)	-0.05 (3.13)	-0.05 (3.09)
LM1(-1)	0.89 (15.74)	0.91 (10.35)	0.91 (10.64)	0.92 (10.39)
S1	0.07 (3.68)	-0.08 (3.45)	-0.08 (3.66)	-0.08 (3.59)
S2	-0.07 (1.53)	-0.08 (1.37)	-0.06 (1.04)	-0.10 (1.57)
Tend		-0.00 (0.29)	0.00 (0.02)	-0.00 (0.86)
D8994			-0.08 (1.55)	
DINFIN				0.03 (1.01)
R2	0.99	0.99	0.99	0.99
R2 ajustado	0.98	0.98	0.98	0.98
S.E. regresión	0.04	0.04	0.04	0.04
F-stat.	344.52	276.62	251.39	237.51
D-W	1.70	1.72	1.81	1.76
h-Durbin	0.87	0.90	0.62	0.78

Notas:

1. Entre paréntesis, en valor absoluto, se reporta el estadístico t.
2. LX = logaritmo natural de la variable X y DX = primera diferencia de la variable X.

CUADRO 3
TEST A LOS RESIDUOS DEL MODELO 1
ESTIMACION DE LA ECUACION DE DEMANDA POR DINERO
MODELO DE AJUSTE PARCIAL (1986:I - 1994:I)

¡Error! Marcador no definido. Prob.	Test	Calc.
	Crít.(5%)	
Durbin Watson	1.703	-
h-Durbin	0.871	-
LM autocorrelación (1)	0.043	0.835
LM autocorrelación (2)	1.843	0.398
Box-Pierce Q-Stat (24)	9.99	0.995
Ljung-Box Q-Stat (24)	16.13	0.883
Jarque-Bera normality test	1.433	0.488
ARCH (1)	0.820	0.365

ARCH (2)	2.727	0.255	5.99
ARCH (3)	2.834	0.418	7.81
RESET(1) F	0.016	0.899	
Chow 90.1 (F stat)	0.330	0.913	

Con la finalidad de incorporar los efectos de eventos atípicos (las expectativas asociadas al cambio de gobierno de agosto 1989, y el cierre de 2 bancos nacionales a finales de 1994, entre otros), que pudieron haber afectado la demanda por saldos reales, se decidió incluir variables ficticias adicionales, en el modelo 1 reportado en el Cuadro 2. La variable ficticia D89III incorpora en la estructura de la forma funcional a estimar, los efectos de la incertidumbre generada por el cambio del modelo anunciada en la etapa pre-electoral por el Movimiento de Izquierda Revolucionaria (MIR), que asume el poder en agosto de 1989 en un marco de co-participación del poder con la Acción Democrática Nacionalista (ADN), y la variable D94IV, las expectativas asociadas al cierre de los bancos Sur y Cochabamba, a finales de 1994.

La calidad del ajuste no muestra mejoras respecto a la primera aproximación, manteniéndose, prácticamente sin modificación los distintos estadísticos (véase Modelo 3, Cuadro 2). Los signos de los parámetros son los esperados y mantienen su significancia estadística al 5 por ciento, las variables D89III y D94IV que fueron resumidas en la variable ficticia D8994, no resultó estadísticamente significativa. El estadístico h-Durbin, por su parte, al ser menor al h crítico (al 5 por ciento de nivel de significación) no permite el rechazo de la hipótesis de correlación serial de primer orden de los errores. Por tanto, el modelo 1 parece indicar que la función de demanda por dinero especificada en (4), puede interpretarse como una aproximación satisfactoria al proceso dinámico en el que la demanda por saldos reales se determina por el ingreso real y la tasa de devaluación nominal, como la variable costo de mantener dinero.

Producto de las consideraciones anteriores, como una tercera aproximación, se decidió sustituir las variables ficticias anteriores por otra (DINFIN) que considera lo que se podría llamar, "innovaciones financieras"¹² (Arrau, 1992), manteniéndose intacta la forma funcional especificada en (4), así como las demás variables del lado derecho de la ecuación.

Entre los resultados, no destaca ninguna mejora, ($R^2=0.99$, $\sigma^2(\text{regresión})=0.44$, $F = 237.5$). Los signos guardan relación con los que se espera a priori y los parámetros son estadísticamente significativos al 5 por ciento de nivel de significación con excepción de la variable DINFIN. En lo que respecta a la presencia del problema de autocorrelación de los errores, la hipótesis nula no puede ser descartada puesto que el estadístico h-calculado es menor al h-crítico al 5% de nivel de significación.

A partir de los tests de diagnóstico para el modelo 1 (Cuadro 3), los residuos de la ecuación estimada puede considerarse ruido blanco (LM), con una distribución Normal (Jarque-Bera), homoscedásticos (ARCH) y con una especificación funcional apropiada (RESET). La estabilidad de los parámetros se evalúa mediante estimaciones recursivas de los coeficientes, encontrándose resultados satisfactorios. Asimismo, de acuerdo a los tests de N pasos adelante y Cusum cuadrado (Brown, Durbin y Evans, 1975; McCabe y Harrison, 1980), el modelo estimado

¹²

El uso masivo de la tarjeta de crédito, que tuvo lugar a partir de 1990, junto a la utilización del cajero automático (Tarjeta Enlace, por ejemplo), originar una menor demanda de dinero por parte de los agentes económicos.

no presenta cambios estructurales. El gráfico del test N pasos adelante muestra que no existe ningún error recursivo en el resto de la muestra, resultado que es congruente con una muestra pequeña como la empleada en este trabajo. Los resultados del test Cusum cuadrado también resultaron favorables al modelo ya que en ningún caso se pudo rechazar la hipótesis nula de estabilidad estructural al 5 % (véase Gráficos 3 a 10).

En suma, los resultados satisfactorios derivados de las distintas aproximaciones permiten concluir que la especificación detrás de (4) es una aproximación adecuada al proceso dinámico de la demanda por el público por saldos reales de corto plazo (M1) para la economía boliviana, al menos para el período de análisis. Por otra parte, dado que en todos los casos, la variable endógena rezagada es estadísticamente satisfactoria, explicando que el ajuste de la demanda efectiva de los saldos reales a la demanda deseada tiene lugar con rezagos; la estimación de (4) indica que los agentes económicos responden a valores de tendencia, ingreso real, costo de mantener dinero y ante variaciones de la propia variable endógena. La magnitud del coeficiente de la variable endógena rezagada indica que, en el lapso de un trimestre, la demanda efectiva de saldos reales se ajusta en torno a un 89 por ciento del deseado, en dicho mercado. La elasticidad ingreso de corto plazo (0.59), se halla en torno al valor sugerido por la teoría económica¹³. Los residuos, en términos porcentuales, no superan el 2 por ciento, excepto en 1993, resultado que contrasta con la aleatoriedad de su estructura.

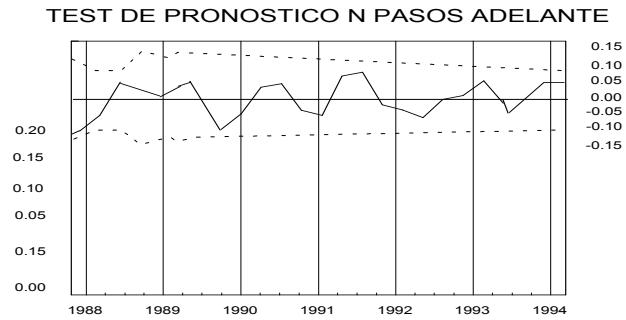
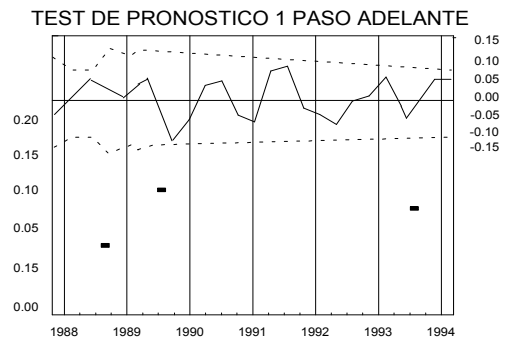
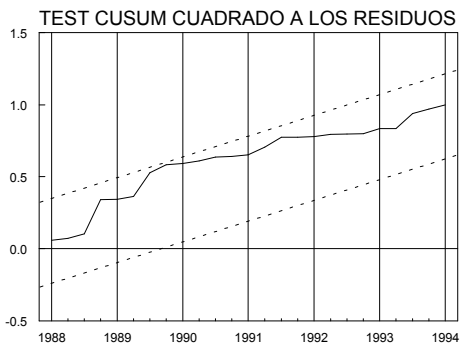
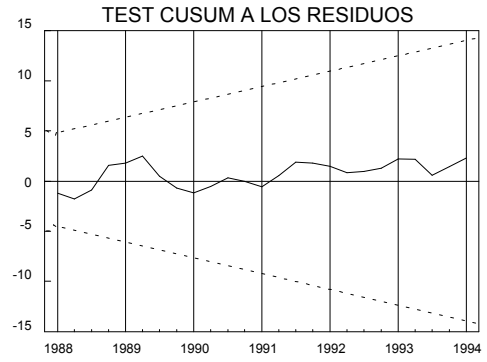
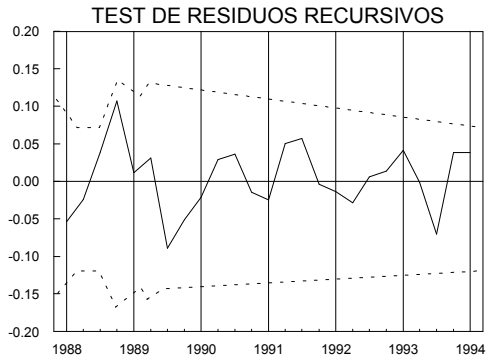
Por otra parte, en aras de la rigurosidad, un problema potencial adicional a considerarse es el de la eventual endogeneidad de las variables explicativas presentes en la ecuación (4). Si las series temporales que sirvieron para la estimación de (4) son débilmente estacionarias, además de ortogonales con el error ε , los estimadores mínimos cuadráticos serán insesgados y consistentes, aunque debido a la eventual presencia de los problemas de simultaneidad y errores de medición, que impedirían la ortogonalidad del residuo con los regresores, podrían presentar problemas de sesgo e inconsistencia. Sin embargo, a este respecto Phillips y Durlauf (1986) y Park y Phillips (1988)¹⁴ han demostrado que tales problemas no suelen aparecer en regresiones entre procesos integrados de orden cero, que es el caso de las variables independientes incluidas en el presente trabajo¹⁵.

¹³ No se pudo rechazar la hipótesis nula que el coeficiente de elasticidad ingreso sea igual a 0.5, consistente con la teoría de inventarios de Baumol, similar al encontrado por Sheriff, 1994, de 0.63.

¹⁴ Citado en Raúl Labán, *Cuadernos de Economía*, No. 73, 1990, Pontificia Universidad Católica de Chile.

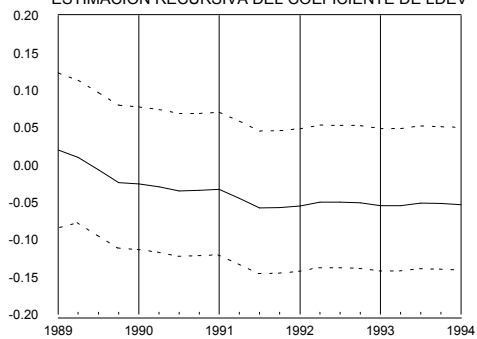
¹⁵ Para mayores detalles véase la sección de Cointegración.

GRAFICOS 3, 4, 5, 6 Y 7

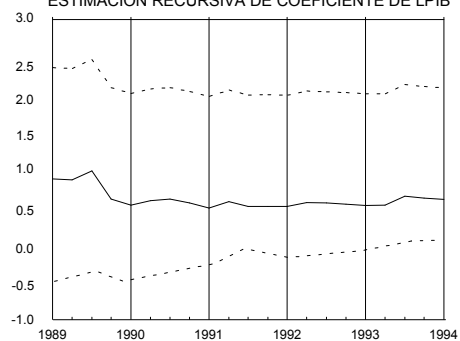


GRAFICOS 8, 9 Y 10

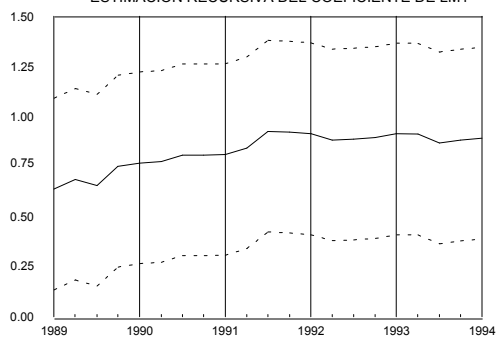
ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DE LDEV



ESTIMACION RECURSIVA DE COEFICIENTE DE LPIB



ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DE LM1



5. EXOGENEIDAD FUERTE Y SUPEREXOGENEIDAD

Todo modelo econométrico posee diferentes propiedades estadísticas que habilitan a efectuar distintos tipos de ejercicios, siendo los más importantes la inferencia estadística, simulación dinámica y simulación contrafactual.

Para efectuar inferencia estadística, básicamente el cálculo de elasticidades, se requiere el cumplimiento de la exogeneidad débil, que garantiza que el condicionamiento explicitado en el modelo de interés es válido. Una forma indirecta de efectuar el test, que se utiliza en este trabajo, consiste en verificar la constancia de los parámetros mediante estimaciones recursivas¹⁶. De acuerdo a los gráficos 8, 9 y 10, los parámetros asociados al producto, a la devaluación y al dinero con rezago son constantes, con lo que, indirectamente, queda verificada la exogeneidad débil.

La simulación dinámica, además de la estabilidad de parámetros, requiere la constatación de ausencia de causalidad -en sentido de Granger- desde la variable saldos reales hacia las variables del lado derecho. Cuando se comprueban estas dos condiciones se dice que el regresor en cuestión satisface "exogeneidad fuerte" en la ecuación. Por su parte, un ejercicio de simulación contrafactual requiere el cumplimiento de "exogeneidad fuerte" en períodos en los que el proceso de gobierno al regresor haya experimentado quiebres estructurales. Cuando esta condición se cumple, el regresor satisface "superexogeneidad" y con ello, de paso, es posible refutar la crítica de Lucas para el período en cuestión¹⁷ (Hendry, 1988).

Con relación a la exogeneidad fuerte, en base a los resultados reportados en el Cuadro 4, la causalidad en el sentido de Granger desde las variables del lado derecho de la ecuación 4 (producto y tasa de devaluación) resultó ambigua; asimismo, no existe evidencia suficiente que el dinero cause a las variables del lado derecho. Así, el modelo estimado no puede ser utilizado para proyectar el dinero real condicional en proyecciones de los regresores del lado derecho. Al no encontrarse evidencia a favor de la exogeneidad fuerte, tampoco se tiene superexogeneidad. De acuerdo al gráfico 5, donde se reporta el test Cusum cuadrado para estimaciones AR(1)¹⁸ del producto y tasa de devaluación, no se encontraron pruebas de quiebres estructurales en los procesos que gobiernan estas dos variables.

¹⁶ Un test más fuerte es el sugerido por Hendry y Mizon (1990). La idea consiste en verificar la presencia de términos de corrección de errores en una ecuación del modelo. Si el mismo término de corrección de errores, que es una combinación lineal entre las variables, aparece en la ecuación del sistema, estarán presentes ciertas restricciones cruzadas entre las ecuaciones, violando el supuesto de libre variación de los parámetros necesaria para obtener exogeneidad débil.

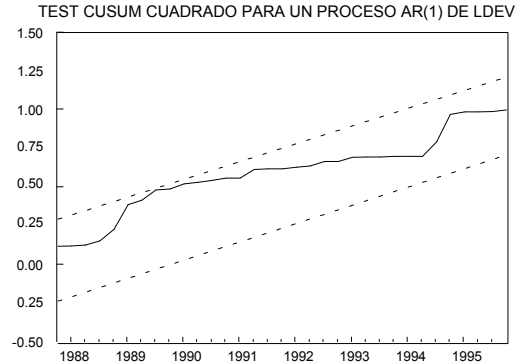
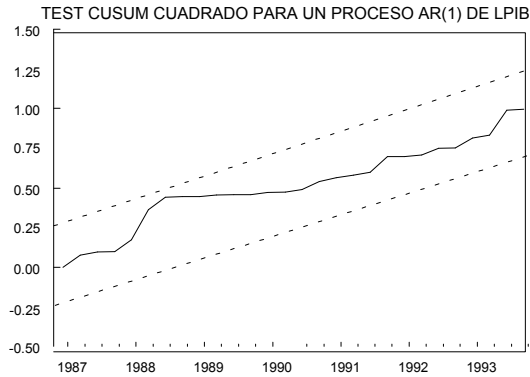
¹⁷ La simulación dinámica se refiere a la proyección de la demanda futura de saldos reales en base a la proyección futura de las variables del lado derecho y, la *simulación contrafactual* está relacionada con lo que pasaría con la tenencia de saldos reales ante cambios en la política o cambios de los procesos que gobiernan a los regresores (véase Apt y Quiroz, 1991).

¹⁸ El proceso AR(1) se eligió haciendo que sus residuos sean ruido blanco, para cuyo propósito se utilizó los test LM y de Box-Pierce y Ljung-Box y, adicionalmente, el de normalidad de Jarque-Bera (para mayores detalles véase el Anexo I). Se eligió este procedimiento por su simplicidad.

CUADRO 4
 TEST DE EXOGENEIDAD FUERTE
 TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER - VARIABLES INCLUIDAS
 EN LA ECUACION DE LA DEMANDA POR DINERO (1986.I-1994.I)

Hipotesis Nula de	F calc.	Valor Crít.	Rezagos		No. (5%)
LPIB no Granger causa a LM1	2	5.68	2	3.32	
LM1 no Granger causa a LPIB	2	16.30	2	3.32	
LPIB no Granger causa a LM1	4	8.85	4	2.87	
LM1 no Granger causa a LPIB	4	0.92	4	2.87	
LPIB no Granger causa a LM1	6	3.78	6	2.79	
LM1 no Granger causa a LPIB	6	1.39	6	2.79	
LPIB no Granger causa a LM1	8	2.22	8	3.07	
LM1 no Granger causa a LPIB	8	1.96	8	3.07	
LDEV no Granger causa a LM1	2	0.61	2	3.32	
LM1 no Granger causa a LDEV	2	3.70	2	3.32	
LDEV no Granger causa a LM1	4	2.38	4	2.78	
LM1 no Granger causa a LDEV	4	1.52	4	2.78	
LDEV no Granger causa a LM1	6	2.72	6	2.60	
LM1 no Granger causa a LDEV	6	1.76	6	2.60	
LDEV no Granger causa a LM1	8	1.97	8	2.85	
LM1 no Granger causa a LDEV	8	1.53	8	2.85	

GRAFICOS 11 Y 12



6. COMENTARIOS SOBRE LA HIPÓTESIS DE COINTEGRACIÓN Y EL MODELO DE CORRECCION DE ERRORES

En la sección 1, se encontró que el producto y la tasa de devaluación son series estacionarias, mientras que el dinero presenta raíz unitaria. De acuerdo a la literatura existente, la combinación lineal de series $I(0)$ y series $I(1)$, es no estacionaria¹⁹, con lo que la hipótesis de cointegración²⁰ a priori queda descartada. Sin embargo, como se mencionó anteriormente, este resultado no debería tomarse como concluyente, dado el tamaño reducido de la muestra²¹.

Con la finalidad de comprobar estos resultados, se aplicaron distintos tests a los residuos de la ecuación de cointegración y no se pudo rechazar la hipótesis nula de no cointegración utilizando la tasa de devaluación como la variable relevante costo de mantener dinero. El test de Dickey Fuller no permitió rechazar la hipótesis nula de camino aleatorio en el error de equilibrio de largo plazo. Con el propósito de corroborar el último resultado se computa el test de Dickey-Fuller Aumentado, cuyos resultado confirman la hipótesis de no cointegración de la función de demanda por dinero de largo plazo, al nivel de significación del 5%. En consecuencia, se constata en forma sistemática la ausencia de una función de equilibrio de largo plazo de la

¹⁹ Debido a la diferencia relativa de varianzas, $I(1) + I(0) = I(1)$, (Ahumada, 1991, pp 13).

²⁰ El test de cointegración tiene como fin la verificación de la existencia o no existencia de una relación de equilibrio entre las series temporales de las distintas variables económicas incluidas en la función de demanda por dinero. La prueba consiste en la estimación de la ecuación de cointegración por el método de mínimos cuadrados y verificar la hipótesis nula de que los residuos siguen un proceso de camino aleatorio (o, lo que es lo mismo, que las variables en la función de demanda por dinero no están cointegradas). Formalmente, se trata de ver si el error de la ecuación de cointegración, ε_t es $I(0)$.

²¹ Por ejemplo, Sheriff (1994), encuentra evidencia a favor de la hipótesis de cointegración utilizando datos trimestrales entre 1970.I 1994.I.

demanda por dinero.

Dado que la función de demanda por dinero no cointegra, la función de demanda por dinero de corto plazo no se puede representar por un ecuación de corrección de errores²² (Engle y Granger, 1987).

¡Error! Marcador no definido.¡Error! Marcador no definido.7. CONCLUSIONES

RESUMEN

Y

En este trabajo se modela la mantención del dinero en manos privadas y se encuentran relaciones que permanecen estables en el período de estudio (1986-1994, datos trimestrales). Los modelos considerados se concentran en pocas variables: aquellas vinculadas con las transacciones y el costo de oportunidad, resultando como la mejor representación del proceso que genera la demanda por dinero el modelo de ajuste parcial, que satisface restricciones económicas importantes de largo plazo, como la elasticidad ingreso igual a 0.5. La función estimada satisface los distintos tests de estabilidad -no se utilizan variables ficticias, excepto aquellas necesarias para la captura de efectos estacionales- y otros tests, incluyendo el de normalidad y ausencia de correlación residual. Además, la poca sensibilidad de la demanda por saldos reales ante cambios en la tasa de devaluación, al menos para el periodo de análisis, implica la confianza del público en el control de la inflación gracias al efectivo control de los agregados monetarios.

Este modelo no satisface los tests de exogeneidad fuerte ni superexogeneidad, con lo cual, la especificación propuesta no es robusta a la crítica de Lucas (1976). Sin embargo, estos tests no son fundamentales para la validez estadística del modelo estimado (Apt y Quiroz, 1992).

Por último, no se pudo verificar la existencia de una relación de largo plazo utilizando la técnica de cointegración, resultado que no debería calificarse de concluyente considerando el tamaño reducido de la muestra utilizada.

²² Se estima una ecuación en diferencias donde en el lado derecho de la misma se tiene a la propia variable dependiente en rezagos, los regresores niveles y en rezagos más el término de "error de equilibrio de largo plazo" de la ecuación de cointegración rezagada en un período.

Formalmente se tiene:

$$\Delta \ln(M/P)_t^* = \alpha_0 + \sum_{j=1}^P \alpha_{2j} \Delta \ln(M/P)_{t-j}^* + \sum_{j=0}^P \alpha_{2j} \Delta \ln(PIB)_{t-j} + \sum_{j=0}^P \alpha_{3j} \Delta C_{t-j}^e + \gamma w_{t-j} + \xi_t$$

donde se asume que ξ_t es ruido blanco.

ANEXO I

ESTIMACION DEL PROCESO AR(1) DE LPIB (MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS)

Variable	Coeficiente	T-STAT.
Constante	12.295	22.825
LPIB(-1)	-0.210	-3.978
T	0.009	16.688
S2	0.138	17.037

R2 = 0.959; R2 ajustado = 0.954; $\sigma(\text{reg.}) = 0.0194$;
F = 218.0; D-W = 1.821; h-Durbin = 0.531

TEST A LOS RESIDUOS DEL PROCESO AR(1) DE LPIB

Test	Prob.	Crít.	Calc.
LM autocorrelación (1)	0.294	0.588	3.84
LM autocorrelación (2)	0.298	0.862	5.99
LM autocorrelación (3)	0.307	0.959	7.81
LM autocorrelación (4)	0.324	0.988	9.49
Box-Pierce Q-Stat	9.70	0.996	36.4
Ljung-Box Q-Stat	17.58	0.823	36.4
Jarque-Bera normality test	0.348	0.841	5.99
ARCH (1) F-stat.	0.001	0.986	3.84
ARCH (2) F-stat.	0.043	0.958	5.99
ARCH (3) F-stat.	0.219	0.882	7.81

ESTIMACION DEL PROCESO AR(1) DE LDEV
(MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS)

¡Error! Marcador no definido.		Variable	
Coeficiente	T-Stat.		
Constante	0.682		3.610
LDEV(-1)	0.572		5.858
T	-0.017		-2.757
S1	0.235		1.549

R2 = 0.62; R2 ajustado = 0.583; σ (regresión) = 0.392;
F stat. = 17.758; D-W = 1.96; h-Durbin =

TEST A LOS RESIDUOS
DEL PROCESO AR(1) DE LDEV

¡Error! Marcador no definido.	Test		
	Calc.	Prob.	Crít.
LM autocorrelación (1)	0.006	0.937	3.84
LM autocorrelación (2)	1.323	0.516	5.99
LM autocorrelación (3)	2.306	0.511	7.81
LM autocorrelación (4)	3.724	0.445	9.49
Box-Pierce Q-Stat	19.87	0.704	36.4
Ljung-Box Q-Stat	36.61	0.048	36.4
Jarque-Bera normality test	4.822	0.090	5.99
ARCH (1) F-stat.	0.318	0.576	3.84
ARCH (2) F-stat.	0.722	0.494	5.99
ARCH (3) F-stat.	0.424	0.738	7.81

ANEXO II

ECUACION DE COINTEGRACION 1/:86.I-94.I
(MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS)
VARIABLE DEPENDIENTE: LM1

Variable	¡Error! Marcador no definido.	
Coeficiente	T-STAT.	
Constante	-49.24	-12.44
LPIB	4.54	11.75
LDEV	-0.02	-0.47
R2 = 0.844; R2 ajustado = 0.82; S.E regresión = 0.142 F-stat = 35.13; D-W =1.17		

/1 Se incluyeron variables estacionales para los dos primeros trimestres.

TEST DE RAICES UNITARIAS A LOS RESIDUOS DE LA ECUACION DE COINTEGRACION

Test	¡Error! Marcador no definido.	
	Sin tend.	Con tend.
Dickey-Fuller	-3.517	-3.492*
Dickey-Fuller aumentado	-2.250*	-2.244*
V. Crit. (5%)	-2.967	-3.573

(*) Rechazo de la hipótesis de cointegración al 5% de nivel de significación.

¡Error! Marcador no definido.**BIBLIOGRAFIA**

- AHUMADA, H. (1987). Econometría dinámica: Una aplicación de la demanda de billetes y monedas en poder del público. Económica, La Plata, Argentina, jul-dic., 159-184
- _____. (1991). "Notas introductorias a la Econometría Dinámica". ILADES/Georgetown University. Mimeo.
- APT, J. y QUIROZ J. (1992). "Una demanda por dinero mensual para Chile: 1983.1 - 1992.8". Revista de Análisis Económico, Vol. 7 No. 2, Noviembre.
- ARRAU, P., y JOSE DE GREGORIO (1992). "Finnantial Innovation and Money Demand: Application to Chile and Mexico". Forthcoming Review of Economics and Statistics.
- BANERJEE, A. et al (1993). "Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of non-stationary Data", Oxford University Press.
- BENNETT T. MCCALLUM. (1989). Monetary economics. Macmillan Publishing Company, N.Y., cap.3
- BROWN, R.L.; DURBIN, J.; EVANS, JM. (1975) "Techniques for testing the Constancy of Regression Relationship over time". Journal of the Royal Statistical Society, B, 37.
- CAGAN, P. 1956. The monetary dynamics of hyperinflation, In Friedman, Ed. Studies en the Quantity Theory of Money. Chicago: University of Chicago Press.
- CHOW, G.C. (1960). "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions", Econométrica, 28, 591-605
- DE LA VIÑA, J.; COMBONI, J. (1993). "Precios y Tipo de Cambio en Bolivia: Evidencia Empírica del período post-estabilización". Ediciones UDAPE.
- DICKEY, D.; FULLER, W. (1979). "Distributions of the estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." Journal of the American Statistical Association 74:427-431.
- _____; FULLER, W.A. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root", Econométrica, 49.
- ENGLE, R.; HENDRY, D. (1989). "Testing Super Exogeneity and 74 Invariance". San Diego: University of California, Department of Economics, Discussion Paper 89-51.
- _____; RICHARD, J. (1983). Exogeneity. Econométrica 51:277-304
- _____; GRANGER, C. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. Econometrica 55:251-277
- _____; YOO, B. (1987). "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems". Journal of

Econometrics 35: 143-159.

FRIEDMAN, M. (1956). "The Quantity Theory of Money - A Restatement". In Friedman, M. Studies in the Quantity Theory of Money. Chicago: University of Chicago Press. pp. 3-21.

HARVEY, A. (1981). The Econometric Analysis of Time Series. London: Phillip Allen.

HENDRY, D. y RICHARD, J.F. (1983). "On the formulation of Empirical Models in Dynamic Econometric". Journal of Econometrics, 20, pp. 3-33.

_____; ERICSSON, N. (1991b). "Modelling the Demanda for Narrow Money in the U.K. and the U.S." European Economic Review 35:833-881

HUMEREZ, J.; ROJAS FARFAN, F., (1995). Mimeo. UDAPE.

JARQUE, C.; BERA, A. (1980). "Efficient Test for Normality, Homoskedasticity and Serial Independence of Regression Residuals." Economic Letters 6:3-33.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the demand for money". Oxford Bulletin of Economics and Statistics. Vol 52 No. 2.

LABÁN, R. (1990a). Testing for Cointegration in the Presence of Structural Change. Forthcoming Massachusetts Institute of Technology.

LUCAS, R. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique" in Brunner K. and Meltzer A. (eds) The Phillips Curve and Labor Market, PP. 19-46, AMSTERDAM: North Holland.

McCABE, B.P.M; HARRISON M.J. (1980). "Testing the Constancy of Regressions Relationship over Time using Least Squares Residuals". Journal of the Royal Statistical Society, 29.

MATTE, R.; ROJAS, P. (1989). "Evolución Reciente del Mercado Monetario y una Estimación de la Demanda por Dinero en Chile". Cuadernos de Economía 78: 195-216, agosto.

TOBIN, J. 1958. "Liquidity Preference as Behaviour Toward Risk." Review of Economic Studies 25: 65-86.