

**LA DEMANDA DE DINERO EN VENEZUELA:
UN ANÁLISIS DE COINTEGRACION (1968-1996)**

J. Ramoni Perazzi

Departamento de Economía

Giampaolo Orlandoni

Instituto Estadística Aplicada y Computación

Facultad de Ciencias Económicas y Sociales

Universidad de Los Andes

Resumen. La marcada inestabilidad y tendencia creciente de la demanda monetaria en Venezuela, hacen suponer que cualquier modelo que intente explicarla sin tomar en cuenta la posible no estacionariedad de las variables involucradas, arroje resultados sesgados. Este estudio intenta explicar el comportamiento de la demanda de dinero en Venezuela, en función del ingreso (como variable de escala), tipo de cambio y tasas de interés (que recogen el motivo especulación). Haciendo uso de los enfoques de cointegración de Engle-Granger y de Johansen, se concluye que la demanda real de dinero se comporta como un bien de lujo con una alta elasticidad de ingreso, y se contrae ante atractivas tasas de interés y de tipo de cambio. El método de Johansen probó ser el más conveniente.

Palabras Claves: Demanda monetaria, dinero, ingreso, cointegración, modelo.

Josefa Ramoni Perazzi (jramoni@ula.ve), Giampaolo Orlandoni, Profesor de FACES, especialista en Administración de Proyectos Públicos (orlandon@ula.ve)

0 Introducción

En el estudio del comportamiento de las variables macroeconómicas parece haber mayores discrepancias a medida que aumenta la volatilidad de la variable bajo estudio. A ello no escapa la demanda de dinero, una de las áreas más controversiales de la teoría económica.

Probablemente por su carácter inestable, la demanda monetaria generalmente presenta no estacionariedad, por lo que los modelos a largo plazo propuestos podrían resultar ficticios, por lo que los innumerables modelos a largo plazo propuestos podían resultar espurios. Con el uso de las técnicas de cointegración¹ y mediante modelos de corrección de errores², se hace posible una evaluación más rigurosa del comportamiento de la demanda de dinero. La idea está basada en el contexto de que existe una demanda monetaria de largo plazo que obedece a las condiciones de equilibrio, permitiendo cierta dinámica de corto plazo: cualquier desequilibrio en un periodo es corregido en el siguiente.

El análisis de cointegración conlleva el análisis de estacionariedad de los residuos de la combinación lineal de largo plazo de las variables en estudio, residuos éstos que pueden ser utilizados como términos de corrección de error para explicar la dinámica de corto plazo.

Utilizando datos anuales para Venezuela, entre los años 1968 y 1996, referidos a variables de oferta monetaria, renta, consumo, tasa de interés, tasa de inflación y tasa de devaluación, se busca determinar si existe una relación de equilibrio de largo plazo para la demanda de dinero en términos de los motivos transacción (medido por la renta y la proporción de la misma destinada al consumo) y especulación (como costo de oportunidad de tener otros activos, ya sean depósitos o divisas). Sin embargo, problemas en la estimación del modelo, obligaron a incluir

únicamente las variables referidas a ingreso, tasa de interés y tasa de devaluación, como variables explicativas. Los resultados muestran que el dinero es altamente elástico con respecto al ingreso, mientras que altas tasas de interés y/o de devaluación deprimen la demanda monetaria.

En el estudio, se hace uso de los métodos de cointegración de Engle-Granger³ y de Johansen⁴, concluyéndose la conveniencia de este último método con respecto al primero en el caso de modelos multivariantes. Ambos métodos fueron aplicados a dos modelos de demanda de dinero: un primer modelo cuyas variables son dinero y renta per capita, y un segundo modelo que considera estas variables en términos globales. Asimismo, todas las variables se expresan en términos reales, a excepción de la tasa de devaluación, eliminando con ello el efecto de la ilusión monetaria. En un primer punto, se describe muy brevemente la teoría de la demanda de dinero; un segundo punto explica las especificaciones de los modelos que serán desarrollados en el siguiente, para finalmente dar paso a las conclusiones.

1 Teoría de la demanda monetaria

La demanda de dinero se refiere fundamentalmente a la demanda de saldos reales. Ello implica que los individuos poseen dinero por su poder adquisitivo y no por las cantidades nominales del mismo. Este hecho implica a su vez que la demanda real de dinero no se altera ante variaciones en niveles de precios, dados el tipo de interés, renta real y riqueza real. Sin embargo, la demanda monetaria, vista en términos nominales, se espera que aumente en proporción al crecimiento de los precios, dados los valores de las variables reales indicadas.

En la especificación teórica de la demanda monetaria, sobre la cual existe abundante literatura, es común encontrarse con determinantes tales como nivel de ingreso (como variable de

escala) y la tasa de interés (como costo de oportunidad de mantener dinero en lugar de otros activos). Este enfoque se corresponde con el modelo simple de inventario de Baumol-Tobin (Barro y Febrero, 1997).

Sin embargo, no son la renta y la tasa de interés los únicos elementos que pudieran considerarse en el estudio de la demanda monetaria. Tienen cabida además, el tipo de cambio y la tasa de inflación, esta última principalmente cuando se trabaja con datos en términos nominales, ya que ambas forman parte de la determinación del costo de oportunidad de mantener liquidez.

Siguiendo el modelo keynesiano, existen tres motivos fundamentales para demandar dinero: los motivos transacción y precaución (este último generalmente fusionado con el primero), que suponen la demanda de dinero destinado a la adquisición de bienes y servicios, como una función creciente de la renta. El motivo especulación, elemento de diferenciación fundamental entre el enfoque clásico y keynesiano, señala que el individuo puede estar interesado en reproducir su dinero, dándole un uso alternativo al mismo, para lo cual revisa la rentabilidad de las diferentes opciones que le ofrece el mercado de activos. Luego, es de esperarse que la demanda de dinero guarde relación inversa con la tasa de interés. Así, esta teoría de la demanda de dinero se basa en la disyuntiva entre las ventajas de tener más dinero y su costo, diferenciando entre el dinero empleado como medio de pago y aquel otro considerado como un activo o depósito de valor.

Los activos que constituyen la riqueza del individuo conforman su cartera. La prudencia, la incertidumbre y la aversión al riesgo sugieren diversificar la cartera. Si se amplía el abanico de opciones hacia las cuales puede orientarse el dinero especulativo, para dar paso a las divisas, es de esperar que la pérdida progresiva de valor de la moneda local induzca al individuo a desprenderse de la misma, lo que plantearía una relación inversa entre tipo de cambio y demanda monetaria.

De la misma manera, es también inversa la relación entre la demanda real de dinero y la tasa esperada de inflación, pues ésta es uno de los factores, junto con la tasa de interés y el tipo de cambio, que se utiliza para medir el costo de oportunidad de mantener saldos monetarios reales (Beare, 1978)

2 Especificación del modelo

A fin de determinar la relación de equilibrio de largo plazo entre la demanda de dinero y sus determinantes, se plantea la siguiente función general:

$$Mr = f(\text{PIBr}, \text{MTRr}, \text{INF}, \text{Tr}, \text{TDEV}) \quad (1)$$

donde **Mr** es la demanda de dinero real aproximada por la liquidez monetaria (M2); **PIBr** es el nivel de renta real, que determina la capacidad del individuo de disponer dinero para transacción y para especulación; **MTRr** señala el motivo transacción, obtenido como la relación por cociente entre el consumo privado y el nivel de renta reales; **INF** es la tasa de crecimiento de los precios a nivel de consumidor, calculados a partir del IPC con base 1990=100; **Tr** es la tasa de interés de depósitos a treinta días, una vez eliminado el efecto inflación, lo que junto a la tasa de devaluación del bolívar frente al dólar **TDEV**, determinan el motivo especulativo medido a través del rentabilidad de los depósitos y/o por las ganancias obtenidas del diferencial cambiario. La tasa de interés captura el efecto sustitución entre activos financieros domésticos y tenencia monetaria, mientras que la tasa de devaluación está midiendo la sustitución entre dinero doméstico y tenencia de divisas. Las variables Mr, PIBr, MTRr, Tr están expresadas en términos logarítmicos, a fin de poder estimar directamente las elasticidades respectivas. El período estudiado es el comprendido entre los años 1968 y 1996.

El estudio plantea dos escenarios. En el primero se ajustará el Modelo 1, donde las variables Mr y PIBr han sido normalizadas por el tamaño de la población (son variables per cápita,

distinguidas con el subíndice p). El Modelo 2, mantiene las variables en términos globales. Se intentó construir modelos con variables sin transformación logarítmica, en términos nominales e incluso con la incorporación de variables dicotómicas que recogiese el cambio evidenciado en el comportamiento de las series a partir de 1989. Sin embargo, el ajuste de los mismos no fue satisfactorio.

Se tienen entonces los dos modelos generales siguientes:

$$\text{Modelo 1: } LMr_p = f(LPIB_{rp}, LTr_t, TDEV_t)$$

$$\text{Modelo 2: } LMr_t = f(LPIB_{rt}, LTr_t, TDEV_t)$$

El análisis de los coeficientes de correlación, para la muestra en estudio, refleja una asociación lineal bastante fuerte de la demanda monetaria per capita con relación a la renta real y la tasa de inflación (Ver Tabla 1). Obsérvese el signo negativo de la correlación entre dinero y las variables INF y Tr, siendo positivo respecto de PIB y MT, todo lo cual se corresponde con el planteamiento teórico. A pesar de tener signos acorde con la teoría, la variable INF fue excluida de los modelos de regresión, por causar distorsiones fuertes en la estimación de ambos modelos. El dinero global muestra una relación inversa con respecto al motivo transacción, lo que indicaría que a mayor consumo, menor demanda de dinero. Esta circunstancia y la alta colinealidad de esta variable con la renta, obligaron a que fuera ignorada, dejando únicamente la renta como variable de escala dentro del modelo.

Tabla 1
Matriz de correlación simple

	LMrp LINF	LPIBrp TDEV	LMTr	LTr
LMrp	1	0.75	0.26	-0.29
LPIBrp	-0.53	-0.28	0.58	-0.74
LMTr	0.26	0.58	1	-0.87
LTr	-0.29	-0.74	-0.87	1
LINF	0.89	0.46	-0.89	0.89
TDEV	-0.53	-0.85	-0.54	0.46
	1	0.54		
	-0.28	-0.37		
	0.54	1		

	LMr LINF	LPIBr TDEV	LMTr	LTr
LMr	1	0.20	-0.24	-0.26
LPIBr	-0.02	0.01	0.74	0.23
LMTr	0.20	1	1	0.59
LTr	-0.94	-0.45	0.59	1
LINF	-0.24	0.74	-0.89	-0.48
TDEV	-0.89	-0.54	-0.54	-0.44
	-0.26	0.23		
	-0.48	-0.44		
	-0.02	-0.94		
	1	0.54		
	0.01	-0.45		
	0.54	1		

Fuente: Cálculos propios

Luego, la función de demanda monetaria general que se espera estimar viene dada por la siguiente expresión:

$$LMr_t = \alpha_0 + \alpha_1 LPIBr_t + \alpha_2 LTr_t + \alpha_3 TDEV_t + u_t$$

donde α_0 es el término independiente; α_1 representa la elasticidad a largo plazo de la demanda de dinero respecto del producto y se espera que sea positiva; α_2 representa la elasticidad a largo plazo respecto de la tasa de interés y se espera de signo negativo; finalmente, el parámetro α_3 , cuyo signo se espera negativo, representa la relación del logaritmo de la demanda monetaria respecto de la tasa de devaluación. Las perturbaciones aleatorias u_t se asumen distribuidas normal e independientemente:

$$u_t \sim \text{Nid}(0, \sigma^2).$$

3 Análisis de cointegración

Probar la estabilidad a largo plazo de la relación entre variables requiere determinar previamente la estacionariedad de las mismas. Si bien el simple análisis gráfico de las series estudiadas revela que las variables parecieran ser no estacionarias, es necesario usar métodos más rigurosos para confirmar esta apreciación. Para ello se utilizan las pruebas de raíz unitaria según los criterios de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) y Phillips-Perron (PP), basadas en la ecuación siguiente (Enders, 1995):

$$\Delta X_t = \alpha + (\mathbf{b}-1)X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \partial_i \Delta X_{t-i} + e_t$$

siendo la hipótesis nula a probar la existencia de raíz unitaria, es decir, $H_0: \alpha=0$. El número de rezagos ($k=3$), se escogió lo suficientemente pequeño como para no sacrificar grados de libertad, pero lo suficientemente grande como para no permitir autocorrelación en los residuos. La tabla 2, muestra los resultados de dichas pruebas.

Tabla 2
Pruebas de raíz unitaria ADF y PP

VARIABLE	ADF	PP	VALOR CRITICO (5%)*
LM _{rp}	1.00	1.94	-2.97
ΔLM _{rp}	-2.66	-2.76	-2.62
LM _r	0.92	1.75	-2.97
ΔLM _r	-2.70	-2.81	-2.62
T _r	-1.28	-1.32	-2.97
ΔT _r	-4.13	-5.01	-2.97
LPIB _{rp}	1.25	1.81	-2.97
ΔLPIB _r	-2.95	-3.72	-2.62
LPIB _r	1.20	1.70	-2.97
ΔLPIB _r	-3.01	-3.77	-2.97
TDEV	-2.44	-2.84	-2.97
ΔTDEV	-7.54	-14.6	-2.98
RESID Modelo1	-3.13	-2.64	-2.97
RESID Modelo2	-4.24	-4.53	-2.97

*Valores críticos de MacKinnon para rechazar hipótesis de raíz unitaria.
Fuente: Cálculos propios

De las pruebas se deduce que, para todas las variables en forma original, en ambas pruebas no se pudo rechazar la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria, mientras que para sus diferencias se rechaza esta hipótesis, por lo que todas las series son integradas de orden uno I (1). La variable tipo de cambio (TC) resultó ser estacionaria, lo que obligó a trabajar con la tasa de devaluación, definida como $TDEV_t = (TC_t - TC_{t-1}) / TC_{t-1}$, la cual es integrada de orden uno.

El análisis de la relación de largo plazo se llevó a cabo aplicando tanto el método de Johansen, como el método de Engle-Granger. Dado que muchos autores sostienen que estos enfoques no admiten comparación, por partir de planteamientos diferentes, puesto que en uno el análisis se sustenta en un modelo ateórico VAR, mientras que en el otro se construye una regresión basada en la definición previa de variables endógenas y exógenas, el presente estudio se limita a mostrar los resultados de cada uno de ellos.

4 Prueba de cointegración de Johansen

En la aplicación de la Prueba de Cointegración de Johansen, los modelos de vectores autorregresivos (VAR), construidos para variables en términos per cápita y globales, permiten plantear en ambos casos a lo sumo una relación cointegrante, asumiéndose una tendencia lineal en los datos y un solo retardo, debido al poco número de observaciones.

Para el modelo en términos per cápita, el vector cointegrante explica poco más del 60% de la variabilidad de $LMrp$ y ha sido normalizado por la demanda de dinero, obteniéndose

$$LMrp_t = 3.878 + 1.28 LPIBrp_t - 0.56 LTr_t - 3.62 TDEV_t$$

donde las variables renta y tasa de interés resultaron poco significativas. En este caso, la elasticidad ingreso de la demanda de dinero de largo plazo es positiva y mayor que uno (elástica), mostrando el hecho de que

un incremento en LPIBpr genera un crecimiento más que proporcional de la demanda de dinero, propio de un bien de lujo. Por su parte, la elasticidad respecto de la tasa de interés y la relación con la tasa de devaluación son negativas, como se esperaba, puesto que a mayor rentabilidad de otros activos y a mayor devaluación de la moneda local, con mayor facilidad los individuos se desprenderán de su liquidez, como se expresa en la tabla 3.

Tabla 3
Cointegración de Johansen

Valor Propio	Razón Max Ver	Valor Crítico (5%)	Hipótesis No. VC(S)	Vector Cointegrante N° 1
PER CAPITA				
0.631	54.003	47.21	None **	LMp LPIBp LTr TDEV C 1.00 -1.28 0.56 3.62 -3.88 (0.51)(0.43)(2.08)
0.450	28.023	29.68	At most1	
0.283	12.470	15.41	At most2	
0.135	3.784	3.76	At most3	
				LMr LPIBr LTr TDEV C 1.00 -2.18 1.99 9.59 -72.56 (2.33)(2.13)(10.93)
GLOBALES				
0.590	52.507	47.21	None *	
0.478	29.269	29.68	At most 1	
0.306	12.325	15.41	At most 2	
0.102	2.8163	3.76	At most 3	

*(**) Nivel de significación: 5%(1%)

Fuente: Cálculos propios

El modelo, en términos globales, produce un vector cointegrante que explica el 59.1% del comportamiento de LMr, y que puede ser expresado como sigue:

$$LMr_t = 72.56 + 2.18 LPIBr_t - 1.99 LTr_t - 9.59 TDEV_t$$

siendo todas las variables altamente significativas y manteniéndose los signos de las relaciones. La elasticidad ingreso

de la demanda sigue siendo positiva y altamente elástica; los restantes coeficientes se incrementan significativamente con relación al modelo en términos per cápita.

Es importante notar el hecho de que las estimaciones obtenidas para el modelo en términos per cápita están dentro de los rangos reportados por la literatura especializada en el tema (rango (1.0; 2.0) para la elasticidad ingreso, y (-0.10; -1.0) para la elasticidad tasa de interés). Las elasticidades estimadas se resumen en la tabla 4:

Tabla 4
Elasticidades de la demanda real de dinero (E_m)

VARIABLE	MODELO 1 (PER CAPITA)	MODELO 2 (GENERAL)
PIB	1.28	2.18
Tr	-0.56	-1.99
TDEV*	-0.83	-2.20

*Las elasticidades respecto de TDEV están evaluadas con relación a su media aritmética

Fuente: Cálculos propios

Con respecto a las estimaciones producidas por el modelo en términos per cápita es preciso puntualizar lo siguiente:

1. El hecho de que la elasticidad ingreso (E_m) sea positiva y mayor que uno, refleja, en el espíritu friedmanita, que los balances reales de caja pueden considerarse como un bien de lujo. Pero esto no contradice el esquema teórico de Baumol-Tobin. El aspecto central está en los costos de transacción, que dependen del valor del tiempo; como este costo puede crecer más rápido que el volumen de transacciones, surgen entonces deseconomías de escala, lo que equivale a considerar el dinero como un bien de lujo (el enfoque convencional del modelo de inventarios de Baumol-Tobin es la existencia de economías de escala en relación con los saldos reales monetarios, es decir, que la elasticidad ingreso debe ser menor que la unidad). Existen muy pocos estudios que muestren elasticidades ingreso menores que la unidad; uno de ellos es el de Goldfeld, quien estima una $E_m = 0.70$ para la economía estadounidense (Goldfeld, S.).

2. La elasticidad de la demanda real de dinero con relación a la tasa de interés (Em_r) y a la tasa de devaluación (Em_d) es negativa e inelástica en ambos casos, reflejando el costo de oportunidad de mantener saldos reales. De todos modos, se observa la mayor importancia que tienen la tasa de devaluación en determinar la tenencia de saldos reales monetarios. Esto es particularmente importante en países menos desarrollados económicamente, por el hecho de que en ellos es mucho más frecuente el fenómeno de la devaluación y depreciación de sus monedas domésticas (Havrilesky y Boorman, 1978).
3. Basándose en los resultados de las estimaciones, se puede decir que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre la demanda de dinero real (tanto en términos per capita como en términos globales) y sus determinantes, siendo éstos la renta, las tasas de interés y la tasa de devaluación. De esta forma se puede obtener un modelo de corrección de error para cada caso estudiado, tal como se muestran en la tabla 5:

Tabla 5
Modelos de corrección de error

VARIABLES	MODELO 1 (ΔLMR_r)	MODELO 2 (ΔLMR)
Constante	-0.081 (-2.741)	-0.052 (-1.345)
ΔLMR_{r-1}		0.522 (2.156)
ΔLMR_{p-1}	0.536 (2.577)	
ΔLTr_{-1}	-0.108 (-1.191)	-0.024 (-0.261)
$\Delta LPIB_{r-1}$	-0.398 (-2.774)	
$\Delta LPIB_{r-1}$	-0.4692 (-2.774)	0.189 (-1.001)
$\Delta LPIB_{r-2}$		-0.305 (-1.812)
$\Delta TDEV_{-1}$	0.066 (3.225)	0.099 (1.476)
RESID. ₋₁	-0.226 (-4.080)	-0.103 (-3.162)
Resumen estadístico		
• R2	0.764	0.711
• S.E. ecuación	0.133	0.106
• Criterio Akaike	-4.431	-4.185
• Criterio Schwarz	-3.943	-3.698

Estimación de Parámetros (t entre paréntesis)

Fuente: Cálculos propios

En los modelos obtenidos se observa que las elasticidades de corto plazo son muy inferiores a las ya analizadas para el largo plazo, manteniéndose los signos solamente para el segundo modelo. Si bien los términos de corrección de error resultaron siempre significativos, existe contradicción con respecto a los signos. Estos elementos parecieran indicar, al igual que en el largo plazo, la conveniencia del segundo modelo sobre el primero, aún cuando los Criterios de Información de Akaike (AIC) y el de Schwarz (SC) señalan lo contrario.

5 Método de cointegración de Engle-Granger

Una vez conocido que todas las variables tienen el mismo orden de integración, se estima por mínimos cuadrados la regresión cointegrante, en espera de que sus residuos resulten estacionarios. Los resultados para los dos modelos considerados se muestran en la tabla 6:

Tabla 6
Regresiones cointegrantes (parámetros y t-student)

VARIABLES EXPLICATIVAS	Modelo 1 LM _{rP}	Modelo 2 LM _r
Constante	-6.886 (-6.893)	9.896 (3.081)
LPIB _{rP}	0.493 (5.091)	
LPIB _r		0.153 (1.289)
LTr	-0.027 (-0.272)	-0.245 (-1.616)
TDEV	-0.024 (-0.152)	-0.024 (-0.101)
Resumen estadístico		
R ²	0.564	0.146
S.E. Regresión	0.296	0.441
Durbin-Watson (DW)	0.391	0.245
Criterio Akaike	-2.302	-1.504
Criterio Schwarz	-2.112	-1.314
Jarque-Bera (Normalidad)	1.244	3.969
Breusch-Godfrey (Correlación)	0.374	0.662
White (Heterocedasticidad)	0.952	0.825

Fuente: Cálculos propios

En ambos casos, la mayoría de las variables incluidas resultan poco significativas, si bien los signos de los parámetros se corresponden a los esperados. Adicionalmente, el ajuste de los modelos es bastante deficiente y el DW muy bajo, lo que pudiera interpretarse como insuficiencia de las variables para explicar el comportamiento del dinero, ya sea per capita o global, antes que problemas de autocorrelación (ya revisado por la prueba de Breusch-Godfrey) o multicolinealidad, puesto que fueron eliminadas las variables que podrían introducir este inconveniente. Adicionalmente, los residuos del primer modelo resultan estacionarios, existiendo dudas en cuanto a la estacionariedad de los residuos del segundo modelo, según se observó en la tabla 2.

La comprobación del cumplimiento de los supuestos establecidos para los residuos, se lleva a cabo a través de las siguientes pruebas: a) prueba de normalidad (Jarque-Bera): no puede rechazarse la hipótesis nula de normalidad en ambos modelos. b) prueba de correlación serial (Breusch-Godfrey): no puede rechazarse la hipótesis nula de ausencia de correlación serial en residuos de ambas regresiones, hecho corroborado por el valor del estadístico DW. c) prueba de Heteroscedasticidad (White): en ambos modelos no se rechaza la hipótesis nula de homoscedasticidad de los residuos.

La incompatibilidad de estos resultados con los obtenidos a través del Prueba de Johansen corrobora la inconveniencia de utilizar la metodología de Engle-Granger para el caso de más de dos variables, dado que la misma está diseñada para ser usada en modelos de regresión simple (Enders, 1995).

6 Conclusiones

1. Se analizó el comportamiento de la demanda de dinero real en términos per capita y globales, construyendo para ello dos modelos, a cada uno de los cuales se aplicó el análisis de cointegración de Johansen y el de Engle-Granger. De las

variables que originalmente fueron consideradas, es decir demanda monetaria real, renta real, tasa de interés, tasa de devaluación, inflación y proporción de la renta destinada al consumo, se tuvo que excluir las dos últimas, puesto que causaban distorsiones en los resultados.

2. Una vez comprobado que todas las variables son integradas de orden uno $I(1)$, se procedió a aplicar la prueba de Johansen. Se obtiene un vector cointegrante para cada modelo, cuyos parámetros muestran los signos esperados, resultando más significativas las variables globales que las variables per cápita. De ello puede concluirse que la demanda de dinero en el largo plazo es estable, con cambios más que proporcionales a variaciones en el ingreso, y con fuerte contracción ante el creciente costo de oportunidad que implica mantener dinero con tasas de interés altas, o cuando dicho dinero doméstico pierde rápidamente su valor ante otra moneda más fuerte. Los impactos a corto plazo ante cambios en las variables explicativas, resultaron ser menores. Ello refleja una tendencia por parte de los individuos a reaccionar más cautelosamente en el corto plazo, en espera de mayor información por parte del mercado.
3. Dada la cointegración entre las variables, se estimaron los modelos de corrección de error correspondientes, el segundo de los cuales muestra resultados más consistentes con los planteamientos teóricos. Adicionalmente, se intentó llevar a cabo el mismo estudio a través de la metodología de Engle-Granger, estimando para ello las dos regresiones cointegrantes, donde la poca significación de la mayoría de las variables y su bajo poder explicativo, así como cierta discrepancia en torno al grado de estacionariedad de los residuos del segundo modelo, permitieron corroborar que este método no es adecuado para el estudio de modelos de regresión múltiple.
4. El hecho de que la demanda de saldos monetarios reales sea más sensible a variaciones en el nivel de ingresos,

antes que a variaciones en la tasa de devaluación o tasa real de interés, es un hecho relevante y que debe ser tomado en cuenta a la hora de establecer políticas económicas. También debe destacarse que en Venezuela, durante el período analizado, tiene más influencia la tasa de devaluación que la tasa real de interés para determinar los saldos reales monetarios. Esto es importante pues los fenómenos devaluacionistas son más propios de países menos desarrollados económicamente.

5. Luego de haber estimado estos modelos de demanda real de dinero es necesario plantear la consideración de otras variables que pudieran mejorar el ajuste econométrico y proporcionar una mejor representación del fenómeno en estudio. Específicamente se piensa en variables tales como la inestabilidad macroeconómica (medida aproximadamente a través de la variabilidad de la inflación); variables que midan las innovaciones financieras disponibles en la economía y que han permitido disminuir la tenencia promedio de dinero en manos del público (la existencia de cajeros automáticos, las tarjetas de crédito, las transferencias electrónicas entre diferentes tipos de cuentas).

NOTAS

- ¹ Un par de series temporales, X_t , Y_t , se definen como cointegradas si, siendo ambas no estacionarias (I(1)), existe una combinación lineal de ellas, $e_t = Y_t - \alpha - \beta X_t$, que sea estacionaria; esto es, que no tenga tendencia estocástica. La combinación lineal es la ecuación de cointegración y β es el parámetro cointegrante. Ello significa, que la ecuación $Y_t = \alpha + \beta X_t + e_t$ tiene sentido, pues las variables no se desvían mucho entre sí a través del tiempo, logrando una relación de equilibrio de largo plazo. Por el contrario, si no son cointegradas, esto es $e_t \sim I(1)$, ambas variables se distanciarán cada vez más entre sí, lo que conducirá a una regresión espuria.

Desde el punto de vista multivariante, se tiene que para un conjunto de variables económicas que mantienen una relación de equilibrio, definido por $B X_t = 0$, donde $B = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_{n-1}, \beta_n)$ y $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})'$, el error de equilibrio de largo plazo, $E_t = B X_t$, debe ser estacionario. Así, los componentes del vector X_t se dice que son cointegrados de orden (d, b): $(X_t CI(d,b))$, si:

- Todos los componentes de X_t son integrados de orden d
- Existe un vector de parámetros B tal que la combinación lineal $X_t = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt}$ es integrada de orden (d-b), para (b>0) y (b≤d). En ese caso, B es llamado vector cointegrante.

- ² Si asumimos $(Y_t, Z_t) \sim CI(1,1)$, un Modelo de Corrección de Error (MCE) de ambas variables vendrá dado por:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha_y w_{t-1} + e_{yt} \\ \Delta Z_t &= -\alpha_z w_{t-1} + e_{zt} \end{aligned}$$

donde $w_{t-1} = Z_{t-1} - \beta Y_{t-1}$ es la combinación lineal cointegrante y $e_{it} \sim I(0)$. Los cambios en Y_t y Z_t de corto y largo plazo obedecen a shocks aleatorios, representados por e_{it} y a las desviaciones previas del equilibrio de largo plazo. Si la desviación esperada es positiva ($w_{t-1} > 0$), Y_t debe aumentar y Z_t caer; el equilibrio de largo plazo se alcanza cuando $Z_t = \beta Y_t$.

- ³ Asumiendo que las dos variables Y_t y Z_t son $I(1)$, se busca determinar si existe una relación cointegrante de largo plazo entre ambas variables. El método propuesto por Engle y Granger, requiere cumplir los siguientes pasos o etapas:

1. Probar el orden de integración de las variables, a través de la aplicación de los test Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Ampliado (ADF) o Pierre-Perron conocidos.
2. Estimar la regresión cointegrante $Y_t = \beta_0 + \beta_1 Z_t + \varepsilon_t$, a través de Mínimos Cuadrados, lográndose estimadores superconsistentes si ambas variables son $I(1)$. Se analizan luego los residuos obtenidos, a fin de determinar su orden de integración, esperando que sean estacionarios.
3. Estimar el MCE, siempre que el resultado obtenido sea que las variables son $CI(1,1)$, donde $w_{t-1} = \hat{\theta}_{t-1}$ determina las desviaciones del equilibrio del largo plazo en el periodo $t-1$. Recuérdese que, suprimir este elemento, equivale a obtener una representación autorregresiva (VAR) en primeras diferencias en la que tienen cabida los tradicionales métodos de análisis, pues todos los términos son estacionarios.
4. Evaluación de la adecuación del MCE, ya sea verificando si los residuos son ruido blanco, determinando si al menos uno de los coeficientes de velocidad de ajuste α es no nulo, o examinando la función de respuesta al impulso a fin de conocer si la respuesta del modelo a shocks es explosiva o convergente.

- ⁴ El test de Johansen, permite determinar el número de relaciones cointegrantes o rango de cointegración, y probar ciertas restricciones sobre los vectores cointegrantes; además de calcular la razón Máximo-Verosímil (MV) para cada ecuación, la cual no sigue la usual distribución chi-2, sino que requiere de los valores tabulados por Johansen-Juselius.

Supongamos el vector de variables $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})'$, con el cual construimos el sistema $X_t = A_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$, para el cual

$$\Delta X_t = A_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t = (A_1 - I) X_{t-1} + \varepsilon_t = \pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

El rango de π señala el número de vectores cointegrantes. Si todos sus vectores son nulos, $Rg(\pi)=0$, las series ΔX_{it} son procesos con una raíz unitaria; si $Rg(\pi)=n$, la expresión (1) es un sistema convergente de ecuaciones en diferencia, con lo que todas las variables serán estacionarias. Así, para aplicar el Método de Johansen, se debe:

1. Predeterminar la longitud de retardos. Si bien el test de Johansen puede detectar diferentes órdenes de integración, no se recomienda mezclar variables de diferente orden.
2. Estimar el modelo con o sin constante y/o tendencia, analizando siempre las propiedades de los residuos. Si éstos no son ruido blando, la longitud de retardo

es muy pequeña. Debido a las restricciones entre ecuaciones impuestas sobre π , no puede aplicarse MCO. Se procede luego a estimar los valores de las raíces características y a determinar el rango de π . Utilizando los estadísticos de traza o MV, se prueban sucesivamente hipótesis de no cointegración para $r=0,1,\dots$

3. Analizar los vectores cointegrados normalizados y los coeficientes de velocidad de ajuste.
4. Analizar los residuos, aplicando test de causalidad y construyendo MCE, lo que puede ayudar a identificar la estructura del modelo y determinar su idoneidad.

Bibliografía

- Barro, R.; V. Grilli y R. Febrero (1997): **Macroeconomía: Teoría y Política**. McGraw Hill, Madrid.
- B.C.V. **Informe Económico**. Años varios.
- Beare, J. (1978): **Macroeconomics: Cycles, Growth and Policy in a Monetary Economy**. MacMillan Pub Co. New York.
- Carrasquilla, Alberto y Carolina Renteria. (1990): ¿Es Inestable la Demanda por Dinero en Colombia?. **Ensayos sobre Política Económica**. No. 17. 21-37.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979): Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Distribution of the a Unit Root. **Econométrica**.(Vol. 49). No. 4. 1057-1072.
- Enders, Walter. (1995): **Applied Econometric Time Series**. Editorial John Wiley & Sons.
- Engle, R. y C.W. Granger (1987): Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econométrica**. (Vol. 55). 251-276.
- Granger, C. W. y P. Newbold (1976): Spurious Regressions in Econometrics. **Journal of econometric**. (Vol.2). No. 2,111-120.

Havrilesky, T. y J. Boorman (1978): **Monetary Macroeconomics**. IMF. Washington, DC.

Johansen, S. y K. Juselius (1990): Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. (Vol. 52). 169-120.

Novales, Alfonso (1993): **Econometría**. McGraw Hill Interamericana. España.

Páez, Karina. Demanda de Dinero: Un Enfoque de Cointegración. Caso Venezuela. 1983.1 1992.4. **Temas de Coyuntura**. No. 31. 93-113.

Sánchez, Gustavo (1995): Un Modelo de Demanda de Dinero para Venezuela: 1982-1994. **Revista BCV**. No. 9.31-59.